

Universität Konstanz

Fachbereich Politik- und Verwaltungswissenschaft

Lehrstuhl für Vergleichende Politik

Bachelorarbeit

Bildungsungleichheit im internationalen Vergleich –
Empirische Bestandsaufnahme und makropolitische
Erklärungsansätze

Erstgutachter: Prof. Dr. Markus Freitag

Zweitgutachter: PD Dr. Sven Jochem

vorgelegt von:

Kathrin Ackermann (Matrikelnummer: 01/637468)

Obere Vorstadtstraße 66

74731 Walldürn

E-Mail: kathrin.ackermann@uni-konstanz.de

Abgabetermin: 24.03.2010

Zusammenfassung

Soziale Bildungsungleichheit – definiert als die Abhängigkeit des Bildungserfolgs von der sozialen Herkunft – zählt zu den traditionellen Themen soziologischer Forschung. Dennoch existiert in der bestehenden Literatur kein Überblick über die Muster sozialer Bildungsungleichheit im internationalen Vergleich. Weiterhin wurden die zwischenstaatlichen Unterschiede hinsichtlich der sozialen Bildungsungleichheit bisher kaum aus politikwissenschaftlicher Sicht untersucht. Die vorliegende Arbeit leistet einen Beitrag zur Schließung dieser Forschungslücken. Sie untersucht den Einfluss verschiedener Herkunftsindikatoren auf die Bildungsleistung in den 30 OECD-Staaten und stellt so die Muster sozialer Bildungsungleichheit in diesen Staaten dar. Dabei zeigen sich zum einen signifikante Unterschiede zwischen den Staaten. Zum anderen wird deutlich, dass verschiedene Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit je nach verwendetem Herkunftsindikator (ökonomisches, kulturelles oder soziales Kapital) bestehen. Des Weiteren testet die Arbeit zwei sozioökonomische Ansätze zur Erklärung der zwischenstaatlichen Unterschiede hinsichtlich der sozialen Bildungsungleichheit. Jedoch können die untersuchten sozioökonomischen Faktoren – der Wohlfahrtsstaat und der ökonomische Wohlstand eines Landes – die Unterschiede nicht erklären. Die Ergebnisse dieser Arbeit implizieren für die künftige Forschung eine vermehrte Anwendung bildungspolitischer Ansätze zur Erklärung zwischenstaatlicher Varianz hinsichtlich der sozialen Bildungsungleichheit.

Inhaltsverzeichnis

Abbildungs- und Tabellenverzeichnis	III
Abkürzungsverzeichnis.....	IV
1 Einleitung.....	1
2 Empirische Bestandsaufnahme sozialer Bildungsungleichheit im internationalen Vergleich	3
2.1 Das Konzept der ‚sozialen Bildungsungleichheit‘	3
2.2 Messung sozialer Bildungsungleichheit.....	7
2.2.1 Daten und Fallauswahl	7
2.2.2 Methode.....	9
2.2.3 Operationalisierung	9
2.3 Empirische Ergebnisse: Soziale Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten .	12
3 Makropolitische Ansätze zur Erklärung sozialer Bildungsungleichheit	17
3.1 Theorien und Hypothesen	17
3.1.1 Wohlfahrtsstaatliche Theorie nach Esping-Andersen	17
3.1.2 Ökonomische Theorie nach Kuznets.....	20
3.2 Forschungsdesign	21
3.2.1 Daten und Fallauswahl	21
3.2.2 Methode.....	22
3.2.3 Operationalisierung	24
3.3 Empirische Ergebnisse.....	27
4 Diskussion.....	31
Anhang	35
Literaturverzeichnis.....	56

Abbildungs- und Tabellenverzeichnis

Abbildung 1: Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit.....	4
Abbildung 2: Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital	12
Abbildung 3: Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital	13
Abbildung 4: Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital	15
Tabelle 1: Wohlfahrtsstaatliche Regime nach Bamba (2006)	26
Tabelle 2: Der Effekt sozioökonomischer Variablen auf die Bildungsungleichheit in den 30 OECD-Staaten	28
Tabelle 3: Der Effekt des Wohlfahrtsstaatsregimes auf die Bildungsungleichheit in 18 OECD-Staaten	30

Abkürzungsverzeichnis

AUS	Australien
AUT	Österreich
AV	Abhängige Variable
BEL	Belgien
BIP	Bruttoinlandsprodukt
bzw.	beziehungsweise
CAN	Kanada
CHE	Schweiz
CZE	Tschechien
DEU	Deutschland
DNK	Dänemark
ESCS	Economic, Social and Cultural Status (= Ökonomischer, sozialer und kultureller Status)
ESP	Spanien
EU	Europäische Union
FGLS	Feasible Generalized Least Squares
FIN	Finnland
FRA	Frankreich
ggf.	gegebenenfalls
GRC	Griechenland
HISCED	Highest International Standard Classification of Education (= Höchstes Bildungsniveau der Eltern nach der Klassifikation der UNESCO)
HOMEPOS	Index of home possessions (= Index für häusliche Besitztümer)
HUN	Ungarn
IRL	Irland
ISCED	International Standard Classification of Education (= International vergleichbare Klassifikation von Bildungsabschlüssen)
ISL	Island
ITA	Italien
JPN	Japan
KOR	Korea
LUX	Luxemburg
MEX	Mexiko

NLD	Niederlande
NOR	Norwegen
NZL	Neuseeland
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development (= Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung)
OLS	Ordinary Least Squares (= Methode der kleinsten Quadrate)
PISA	Programme for International Student Assessment (= Programm zur internationalen Schülerbewertung)
POL	Polen
PRT	Portugal
SVK	Slowakei
SWE	Schweden
TUR	Türkei
UK	Vereinigtes Königreich Großbritannien und Nordirland
UNESCO	United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (= Organisation der Vereinten Nationen für Erziehung, Wissenschaft und Kultur)
USA	Vereinigte Staaten von Amerika
vgl.	vergleiche

1 Einleitung

„Bildung ist in der modernen Gesellschaft weiterhin eine wichtige Voraussetzung dafür, gesellschaftliche Chancen wahrzunehmen und soziale Risiken zu minimieren“ (Geißler 2006: 281). Durch diese große Bedeutung der Bildung für die Entwicklung des Einzelnen¹ und der Gesellschaft rückt die soziale Bildungsungleichheit – definiert als die Abhängigkeit des Bildungserfolgs von der sozialen Herkunft (vgl. Müller/Haun 1994: 3) – ins Zentrum wissenschaftlicher und gesellschaftlicher Debatten. Die vorliegende Arbeit ergänzt diese Debatten in zweierlei Hinsicht. Erstens liefert sie eine empirische Bestandsaufnahme der sozialen Bildungsungleichheit in den 30 Mitgliedstaaten der Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)². Dabei wird untersucht, ob die soziale Bildungsungleichheit zwischen den OECD-Staaten signifikant variiert. Zweitens werden zwei makropolitische Ansätze zur Erklärung von Ungleichheiten auf soziale Bildungsungleichheit angewandt. Es wird erörtert, inwieweit diese Ansätze die Varianz zwischen den OECD-Staaten erklären können.

Bildung und gleichzeitig auch soziale Bildungsungleichheit sind aus verschiedenen Gründen gesellschaftlich relevante Themen. Soziale Bildungsungleichheit widerspricht beispielsweise den meritokratischen Werten moderner Gesellschaften, die eine „Chancengleichheit nach dem Leistungsprinzip“ (Becker/Hadjar 2009: 35) verlangen. Mit Chancengleichheit in diesem Sinne ist also nicht gemeint, dass jeder das gleiche Bildungsniveau erreichen sollte. Vielmehr sollten Personen mit den gleichen Fähigkeiten das gleiche Niveau an Bildung erlangen (Barr 2004: 294). Soziale Bildungsungleichheit bedeutet hingegen, dass nicht die Fähigkeiten einer Person für ihr schulisches Fortkommen entscheidend sind, sondern die Herkunft. Damit ‚verschenkt‘ eine Gesellschaft in vielerlei Hinsicht Potenziale, zum Beispiel in Form von Humankapital, das für die wirtschaftliche Entwicklung eines Landes genutzt werden könnte (Handl 1985). Investiert eine Gesellschaft in die Schaffung von Chancengleichheit im Bildungssystem, spiegelt sich dies in der ökonomischen Wettbewerbsfähigkeit und der volkswirtschaftlichen Entwicklung des Landes wider (vgl. Fägerlind/Saha 1989; Kingston

¹ Zur besseren Lesbarkeit wird in dieser Arbeit bei Personenbezeichnungen lediglich die männliche Form verwendet. Die weibliche ist selbstverständlich eingeschlossen.

² Am 31.12.2009 gehörten der OECD folgende Staaten an: Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Irland, Island, Italien, Japan, Kanada, Korea, Luxemburg, Mexiko, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Polen, Portugal, Schweden, Schweiz, Slowakei, Spanien, Tschechien, Türkei, Ungarn, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten von Amerika. Chile, das der OECD am 11.01.2010 beigetreten ist, wird in der Arbeit nicht berücksichtigt.

2001). Außerdem lassen sich gesamtgesellschaftliche Folgekosten, wie beispielsweise Arbeitslosigkeit, reduzieren (vgl. Wößmann 2008). Weiterhin beeinträchtigt soziale Bildungsungleichheit die Demokratiestabilität und die zivilgesellschaftliche Entwicklung eines Landes. Bildung ist eine entscheidende Voraussetzung für das Funktionieren von Demokratie und Zivilgesellschaft. Politische Partizipation steht zum Beispiel in engem Zusammenhang mit dem Bildungsgrad einer Person (vgl. Almond/Verba 1965). Ebenso zeigen Studien, dass sich gebildete Menschen häufiger zivilgesellschaftlich engagieren (vgl. Wilson/Musick 1997). Darüber hinaus stellt soziale Bildungsungleichheit die Grundlage für weitere Ungleichheiten im Lebenslauf dar. So kann soziale Bildungsungleichheit beispielsweise Einkommensungleichheit erzeugen (vgl. Allmendinger 2004; Allmendinger 2009; Esping-Andersen 2008). Folglich hat soziale Bildungsungleichheit einerseits direkte Auswirkungen auf den Lebenslauf der betroffenen Personen und stellt andererseits die Gesellschaft insgesamt vor Herausforderungen.

Gerade mit Blick auf die gesamtgesellschaftlichen Implikationen ist es notwendig, soziale Bildungsungleichheit vermehrt auch aus politikwissenschaftlicher Sicht zu betrachten. In der Soziologie gilt soziale Bildungsungleichheit hingegen seit Jahrzehnten als „Dauerthema“ (Lauterbach/Becker 2007: 417). Nach einer intensiven Diskussion in den 1960er Jahren im Zusammenhang mit der Bildungsexpansion, erlebt das Thema seit den 1990er Jahren und besonders seit der Veröffentlichung der ersten Studie des Programme for International Student Assessment (PISA) im Jahr 2000 eine „Renaissance“ (Krüger et al. 2010). Der Fokus der Debatte liegt zunehmend auf den institutionellen Determinanten sozialer Bildungsungleichheit sowie auf dem internationalen Vergleich (Kristen 1999: 14). Insbesondere in den vergangenen Jahren sind einige international vergleichende Studien zur sozialen Bildungsungleichheit entstanden (vgl. Barone 2006; Pfeffer 2008; Schlicht et al. 2010; Schütz et al. 2008; Shavit/Blossfeld 1993). Allerdings sind diese Studien in der Darstellung sozialer Bildungsungleichheit entweder regional begrenzt oder analysieren lediglich den Effekt eines Indikators für die soziale Herkunft. Des Weiteren wurden zur Ergründung der Ursachen von Bildungsungleichheit auf der Makroebene bisher nur bildungspolitische Ansätze getestet (vgl. Schlicht et al. 2010; Schütz et al. 2008). Eine Analyse sozioökonomischer Erklärungsansätze existiert in der Literatur nicht. Unter Anwendung eines zweistufigen Analyseverfahrens leistet die vorliegende Arbeit einen Beitrag zur Schließung dieser Forschungslücken. Sie stellt zunächst die Muster sozialer Bildungsungleichheit in 30 Ländern dar, wobei der Einfluss verschiedener

Herkunftsindikatoren (ökonomisches, kulturelles und soziales Kapital) auf die individuelle Bildungsleistung berücksichtigt wird. Anschließend werden auf der Makroebene (Nationalstaaten) zwei sozioökonomische Ansätze zur Erklärung der Varianz sozialer Bildungsungleichheit zwischen den OECD-Staaten getestet. Dabei handelt es sich um einen wohlfahrtsstaatlichen und einen ökonomischen Ansatz.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Kapitel 2 widmet sich der empirischen Bestandsaufnahme sozialer Bildungsungleichheit. Zunächst wird das Konzept der sozialen Bildungsungleichheit präzisiert (2.1). Im Anschluss folgen methodische Ausführungen zur Messung sozialer Bildungsungleichheit (2.2) und die Präsentation der Ergebnisse (2.3). Die Ergebnisse werden in Form von Länderrangreihen der sozialen Bildungsungleichheit dargestellt. In Kapitel 3 werden darauf aufbauend die makropolitischen Erklärungsansätze getestet. Zu Beginn werden die zugrunde liegenden Theorien vorgestellt (3.1). Danach folgt die Präsentation des Forschungsdesigns der zweiten Stufe (3.2) und der Ergebnisse der makro-quantitativen Analysen (3.3). Mit einer Diskussion der Ergebnisse in Kapitel 4 schließt die Arbeit ab.

2 Empirische Bestandsaufnahme sozialer Bildungsungleichheit im internationalen Vergleich

2.1 Das Konzept der ‚sozialen Bildungsungleichheit‘

Das zentrale Konzept der vorliegenden Arbeit ist die soziale Bildungsungleichheit. Nach Müller und Haun (1994: 3) sind unter sozialer Bildungsungleichheit „Unterschiede im Bildungsverhalten und in den erzielten Bildungsabschlüssen von Kindern, die in unterschiedlichen sozialen Bedingungen und familiären Kontexten aufwachsen“ zu verstehen. Hinsichtlich der Ursachen für diese Unterschiede werden in der Bildungssoziologie primäre und sekundäre Herkunftseffekte unterschieden (vgl. Becker/Lauterbach 2007; Boudon 1974). Primäre Effekte stehen für die Effekte der sozialen Herkunft auf die Kompetenzentwicklung eines Schülers. Sekundäre Effekte beschreiben hingegen die Abhängigkeit der Bildungsentscheidungen von der sozialen Stellung der Eltern. Die vorliegende Arbeit legt den Fokus auf die primären Effekte, also die Effekte der Herkunft auf die Kompetenzentwicklung. Unter dem Begriff ‚Kompetenzentwicklung‘ wird in dieser Arbeit der Schulbildungsprozess verstanden. Gemäß der Typologie von Jacobs (1996), der zwischen Ungleichheit im Schulbildungsprozess, im Zugang zu höherer Bildung und im Bildungsergebnis unterscheidet, wird also die Ungleichheit im Schulbildungsprozess betrachtet. Soziale Ungleichheit im

Schulbildungsprozess findet in international vergleichenden Studien häufig Verwendung, da die Bildungsleistung – anders als beispielsweise der Zugang zu höherer Bildung – auch über verschiedenartig ausgestaltete Bildungssysteme hinweg vergleichbar ist (vgl. Barone 2006; Levels et al. 2008; Schlicht et al. 2010).

Die soziale Herkunft einer Person wird mittels der Kapitaltheorie von Bourdieu (1983) modelliert. Er unterscheidet drei Kapitalformen, das ökonomische, kulturelle und soziale Kapital, welche die soziale Herkunft bedingen und somit die „Wechselspiele des gesellschaftlichen Lebens, insbesondere des Wirtschaftslebens“ (Bourdieu 1983: 183) determinieren. Auch Coleman (1988: 109) merkt an, dass sich die soziale Herkunft einer Person aus unterschiedlichen Komponenten zusammensetzt und kein einheitliches Konzept darstellt. Laut Ehmke und Baumert (2007) ist es deshalb sinnvoll, in international vergleichenden Studien die verschiedenen Herkunftsindikatoren getrennt darzustellen. Sie gehen davon aus, dass die „in den einzelnen Staaten differentiell ablaufenden Vermittlungsprozesse“ (Ehmke/Baumert 2007: 314) zwischen sozialer Herkunft und Bildungsleistung nicht durch einen globalen Index, wie beispielsweise den in PISA enthaltenen Index ESCS (Economic, Social and Cultural Status), bestimmt werden können. Aus diesem Grund wird in der vorliegenden Arbeit der Einfluss jeder einzelnen der drei Kapitalformen auf die individuelle Bildungsleistung in den verschiedenen Ländern dargestellt. Ist der Einfluss einer Kapitalform stark ausgeprägt, so ist die Bildungsungleichheit basierend auf dieser Kapitalform hoch. Es werden diejenigen Kinder benachteiligt, deren Eltern nicht oder nur in einem geringen Maße über diese Kapitalform verfügen. Der Einfluss einer Kapitalform stellt eine Dimension sozialer Bildungsungleichheit dar (vgl. *Abbildung 1*).

Abbildung 1: Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit



Quelle: Eigene Darstellung

Ökonomisches Kapital wird bei Bourdieu (1983: 185) als „unmittelbar und direkt in Geld konvertierbar[e]“ Ressource definiert. Damit umfasst es zum einen finanzielle Ressourcen einer Person, wie zum Beispiel das Einkommen. Zum anderen schließt die Definition aber

auch häusliche Besitztümer, wie beispielsweise Autos, Computer oder Möbel ein, da sie sich direkt in Geld umwandeln lassen. Hinsichtlich der individuellen Bildungsleistung wird ein positiver Effekt des ökonomischen Kapitals der Familie erwartet (vgl. Allmendinger et al. 2007). Es wird angenommen, dass ökonomisches Kapital „die Ausgestaltung des familiären Entwicklungsraumes im Hinblick auf eine lernunterstützende Förderung von Kindern“ (Ehmke/Siegle 2005: 523) und damit die individuelle Bildungsleistung positiv beeinflusst. Finanziell wohlhabende Familien können sich Schulbücher, Nachhilfeunterricht oder Bildungsreisen für ihre Kinder leisten und damit die Voraussetzungen für gute Bildungsleistungen schaffen (Barone 2006: 1050). Rumberger (1983: 763) spricht außerdem von psychologischen Effekten. Er geht davon aus, dass wohlhabende Eltern eher das Interesse ihrer Kinder an Bildung erwecken können. Dabei könnte das Streben nach dem Erhalt des sozialen Status eine Rolle spielen. Eine große Anzahl empirischer Studien bestätigt den positiven Effekt des ökonomischen Kapitals der Familie auf die individuelle Bildungsleistung des Kindes (vgl. Hansen 1997; Hansen 2008; Levels et al. 2008; Lucas 2001; Nam/Huang 2008; Robinson/Garnier 1985; Rumberger 1983; Schimpl-Neimanns 2000; Sewell/Shah 1967).

Hinsichtlich des kulturellen Kapitals unterscheidet Bourdieu (1985: 186 ff.) drei Unterformen: inkorporiertes, objektiviertes und institutionalisiertes Kulturkapital. Inkorporiertes Kulturkapital ist dadurch gekennzeichnet, dass es einen „Verinnerlichungsprozess“ (Bourdieu 1983: 186) voraussetzt, in den Zeit investiert werden muss. Dadurch ist das inkorporierte Kulturkapital untrennbar mit einer Person verbunden und kann nicht kurzfristig weitergegeben werden. Als Beispiel für inkorporiertes Kulturkapital nennt Bourdieu (1983: 187) „die typische Sprechweise einer Klasse oder Region“. Unter objektiviertem Kulturkapital versteht Bourdieu (1983: 188) die „materiellen Träger“ des kulturellen Kapitals, wie zum Beispiel Kunstwerke oder Bücher. Objektiviertes Kulturkapital ist deutlich leichter auf andere Personen übertragbar als inkorporiertes Kulturkapital. Laut Bourdieu (1983: 188) ist allerdings inkorporiertes Kulturkapital eine Voraussetzung dafür, dass eine Person den Wert objektivierten Kulturkapitals überhaupt zu schätzen weiß. Institutionalisiertes Kulturkapital stellt schließlich „die Objektivierung von inkorporiertem Kulturkapital in Form von Titeln“ (Bourdieu 1983: 189) dar. Dabei handelt es sich zum Beispiel um schulische oder akademische Titel. Es wird erwartet, dass das kulturelle Kapital in all seinen Formen einen positiven Effekt auf die individuelle Bildungsleistung hat. Bereits Bourdieu (1983: 186) selbst beschreibt, dass Kinder aus Familien mit einem hohen Bestand

an kulturellem Kapital Kompetenzen entwickeln, die für ihren schulischen Werdegang von großer Bedeutung sind. Sie kommen beispielsweise mit kulturellen Einrichtungen wie dem Theater oder der Oper in Kontakt und lernen, Kulturgüter wie Bücher oder Kunstwerke zu schätzen (vgl. Robinson/Garnier 1985; Sullivan 2001). Bourdieu (1983: 186) sieht in der Weitergabe von kulturellem Kapital in der Familie die intransparenteste und gleichzeitig wirksamste Bildungsinvestition. Die positive Wirkung des kulturellen Kapitals der Familie auf die individuelle Bildungsleistung wird von zahlreichen Studien bestätigt (Barone 2006; Blossfeld/Shavit 1993; De Graaf 1988; De Graaf et al. 2000; DiMaggio 1982; Lamb 1989; Levels et al. 2008; Lucas 2001; Nam/Huang 2008; Parcel/Dufur 2001; Pfeffer 2008; Rumberger 1983; Schimpl-Neimanns 2000; Schlicht et al. 2010; Sewell/Shah 1967; Sullivan 2001). Dass das institutionalisierte Kulturkapital, also das Bildungsniveau der Eltern, im Vergleich zu den anderen beiden Unterformen einen stärkeren Einfluss auf die individuelle Bildungsleistung hat, konnten Yamamoto und Brinton (2010) für Japan zeigen. Außerdem gehen Parcel und Dufur (2001: 884) davon aus, dass das elterliche Bildungsniveau auf zweierlei Weise positiv auf die Bildungsleistung der Kinder wirkt. Zum einen haben gebildete Eltern höhere Bildungserwartungen an ihre Kinder und kommunizieren diese auch entsprechend an die Kinder. Zum anderen vermitteln sie in der Erziehung Werte, Einstellungen und Verhaltensweisen an ihre Kinder, die zu größerem Erfolg im Schulbildungsprozess führen (vgl. Allmendinger et al. 2007; Barone 2006: 1040; DiMaggio 1982: 190). Weiterhin gilt das Wissen hoch gebildeter Eltern über das Bildungssystem als ein Vorteil für ihre Kinder und deren schulische Karriere (vgl. Barr 2004: 301; Schimpl-Neimanns 2000). Da also dem institutionalisierten Kulturkapital eine besondere Bedeutung für den Bildungserfolg zuzukommen scheint, wird in der vorliegenden Arbeit nur diese eine Unterform des kulturellen Kapitals betrachtet.

Die dritte Kapitalform in Bourdieus Theorie (1983: 189 ff.) ist das soziale Kapital. Coleman (1990: 300) beschreibt Sozialkapital in Bezug auf Bildung als

„the set of resources that inhere in family relations and in community social organization and that are useful for cognitive or social development of a child or young person. These resources differ for different persons and can constitute an important advantage for children and adolescents in the development of their human capital”.

Bourdieu (1983: 191) betont weiterhin, dass sich der „Umfang des Sozialkapitals“ einer Person zum einen danach bemisst, wie viele mobilisierbare Beziehungen diese Person hat, und zum anderen danach, wie viel Kapital die Personen besitzen, zu denen eine Beziehung

besteht. Bezüglich der individuellen Bildungsleistung wird – wie bereits Colemans Definition nahelegt – ein positiver Effekt des sozialen Kapitals erwartet. Es wird angenommen, dass Kinder von den Beziehungen ihrer Eltern zu Nachbarn, Schulpersonal oder Arbeitskollegen profitieren können (Parcel/Dufur 2001: 883). Auch wenn Sozialkapital bisher nur selten in Studien zur sozialen Bildungsungleichheit berücksichtigt wurde, gibt es dennoch empirische Evidenz für einen positiven Effekt auf die individuelle Bildungsleistung (vgl. Coleman 1988; Parcel/Dufur 2001; Ream/Palardy 2008).

Zusammenfassend weisen zahlreiche empirische Studien einen positiven Effekt des ökonomischen, kulturellen und sozialen Kapitals der Familie auf die individuelle Bildungsleistung des Kindes nach. Dieser Effekt wird als soziale Bildungsungleichheit bezeichnet. Aufbauend auf den Ergebnissen der wenigen international vergleichenden Studien wird angenommen, dass sich die OECD-Staaten hinsichtlich des Niveaus der sozialen Bildungsungleichheit signifikant unterscheiden (Barone 2006; Pfeffer 2008; Schlicht et al. 2010). In den verschiedenen Ländern wird also ein unterschiedlich großer Effekt der sozialen Herkunft auf die individuelle Bildungsleistung erwartet. Dies soll im Folgenden durch eine empirische Bestandsaufnahme der Muster sozialer Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten gezeigt werden.

2.2 Messung sozialer Bildungsungleichheit

2.2.1 Daten und Fallauswahl

Zur empirischen Messung sozialer Bildungsungleichheit wird in dieser Arbeit die jüngste PISA-Studie aus dem Jahre 2006 verwendet.³ Der ursprüngliche Datensatz umfasst 57 Länder, darunter alle 30 OECD-Staaten. Ziel der PISA-Studien, die seit 2000 im Abstand von drei Jahren durch die OECD durchgeführt werden, ist es, die Bildungsergebnisse der 15-Jährigen in den teilnehmenden Ländern zu ermitteln. Für die nationalen Regierungen als Auftraggeber erfüllen die Studien demnach sowohl die Funktion des „Benchmarking[s]“ als auch des „Bildungsmonitoring[s]“ (Prenzel et al. 2007: 33). Durch die Erfassung „schülerspezifische[r], familiäre[r] und institutionelle[r] Faktoren“ (OECD 2007: 19) stellen die PISA-Studien darüber hinaus eine interessante Datengrundlage zur Evaluierung bildungssoziologischer und bildungspolitischer Fragestellungen dar. Die Teilnehmer der

³ Der PISA-Datensatz 2006 ist unter <http://pisa2006.acer.edu.au/downloads.php> (letzter Zugriff am 12.03.2010) zugänglich.

PISA-Studie 2006 wurden in einem mehrstufigen Verfahren ausgewählt (OECD 2009b: 64). Auf der ersten Stufe erfolgte die Auswahl der Schulen als Primäreinheit mittels eines PPS-Designs (probability proportional to size). So ist trotz der ungleichen Schulgröße für jeden Schüler die gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit sichergestellt (vgl. Schnell et al. 2005: 283). Auf der zweiten Stufe wurde aus einer Liste aller 15-jährigen Schüler an den ausgewählten Schulen eine Stichprobe im Umfang von meist 35 Schülern gezogen. Aufgrund der Zufallsstichprobe kann von einer repräsentativen Studie ausgegangen werden (vgl. Schnell et al. 2005).⁴ Inhaltlich umfasste die Studie einen Test mit offenen und Multiple-Choice-Fragen zu den Kompetenzbereichen Mathematik, Lesen und Naturwissenschaften sowie einen Schülerfragebogen zum persönlichen Hintergrund und einen Schulfragebogen zur Lernumgebung, der vom Schulleiter ausgefüllt wird (OECD 2007: 21).

In der vorliegenden Arbeit werden die 30 Mitgliedstaaten der OECD auf das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit hin untersucht. Die Fallauswahl liegt zum einen im Ziel der Arbeit begründet, einen möglichst umfassenden Überblick über soziale Bildungsungleichheit zu geben. Zum anderen stellen die OECD-Staaten bezüglich ihrer sozioökonomischen, soziokulturellen und politischen Entwicklung eine relativ homogene Länderauswahl dar. Alle Mitgliedstaaten der OECD können als marktwirtschaftlich orientierte Demokratien bezeichnet werden (vgl. OECD 2009a). Durch diese Fallauswahl kann die Arbeit zeigen, wie Länder mit ähnlichen Ausgangsbedingungen hinsichtlich ihrer Ungleichheitsstrukturen variieren. Insgesamt enthält der Datensatz für die 30 OECD-Staaten 251.278 Beobachtungen. Die genaue Beobachtungszahl pro Land, das heißt die Anzahl der Schüler, die an der Studie teilgenommen haben, sowie die Geschlechterverteilung pro Land sind *Anhang A* zu entnehmen.

⁴ Es sei angemerkt, dass eine Zufallsstichprobe nicht automatisch Repräsentativität schafft. Einschränkungen der Repräsentativität können beispielsweise durch unvollständige Adresslisten oder Wählerverzeichnisse als Grundlage für die Zufallsauswahl oder nachträgliche Verzerrungen durch Nonresponse verursacht werden (vgl. Kempf 1984: 512). Allerdings ist davon auszugehen, dass derartige Probleme bei der PISA-Studie keine bedeutende Rolle spielen. Sowohl für die Schullisten als auch für die Schülerlisten als Auswahlgrundlage kann Vollständigkeit angenommen werden. Nonresponse sollte weitestgehend auszuschließen sein, da die Studie im Rahmen des Pflichtunterrichts durchgeführt wurde.

2.2.2 Methode

Auf der ersten Stufe des zweistufigen Modells werden zur Berechnung der sozialen Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten länderspezifische OLS-Regressionen geschätzt.⁵ Dabei wird für jedes Land (j) der Effekt der sozialen Herkunft auf die Bildungsleistung (y) eines Individuums (i) ermittelt. Die soziale Herkunft wird über die drei Kapitalformen nach Bourdieu gemessen: ökonomisches Kapital (ö), kulturelles Kapital (k) und soziales Kapital (s). Weiterhin geht das Geschlecht des Individuums (g) als Kontrollvariable in das Modell mit ein. Daraus ergibt sich folgende Regressionsgleichung:

$$\text{Modell 1: } y_{ij} = \alpha + \beta_{\text{öj}} \cdot x_{\text{öij}} + \beta_{\text{kj}} \cdot x_{\text{kij}} + \beta_{\text{sj}} \cdot x_{\text{sij}} + \beta_{\text{gj}} \cdot x_{\text{gij}} + \varepsilon_i$$

Schließlich geben die drei Regressionskoeffizienten ($\beta_{\text{öj}}$, β_{kj} , β_{sj}) das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit in einem Land basierend auf den drei Kapitalformen nach Bourdieu an. Es wird also bei den Ergebnissen zwischen Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital ($\beta_{\text{öj}}$), Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital (β_{kj}) und Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital (β_{sj}) unterschieden. Für jede dieser Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit wird im Anschluss an die Schätzung der Regressionskoeffizienten eine Rangreihe der OECD-Staaten erstellt. Außerdem wird für jedes Land das 95%-Konfidenzintervall angegeben. Anhand der Konfidenzintervalle kann festgestellt werden, ob sich zwei Länder hinsichtlich der Bildungsungleichheit signifikant unterscheiden. Sofern sich die Konfidenzintervalle nicht überlappen, liegt ein signifikanter Unterschied vor (vgl. Schnell/Kreuter 2000: 97).

2.2.3 Operationalisierung

Die abhängige Variable

Zur Messung der individuellen Bildungsleistung als abhängige Variable in Modell 1 wird für jeden Schüler der Durchschnitt der Plausible Values in Mathematik herangezogen. Die Plausible Values stellen den Kompetenzwert für den einzelnen Schüler dar. Für jeden Schüler gibt es im PISA-Datensatz pro Fach fünf Plausible Values, welche innerhalb eines Fachs hoch miteinander korreliert sind (Pearson's $r > 0,91$). Entsprechend dem Vorgehen anderer Studien

⁵ Alle statistischen Analysen in dieser Arbeit wurden mit Stata 10 SE durchgeführt. Der Datensatz sowie die do- und log-files wurden zusammen mit der elektronischen Version dieser Arbeit beim Prüfungssekretariat eingereicht.

wird in dieser Arbeit daher der Durchschnitt der Plausible Values als Operationalisierung für die Leistung eines Schülers verwendet (vgl. Levels et al. 2008; Schlicht et al. 2010). Der durchschnittliche Wert dieses verwendeten Plausible Values in Mathematik pro Land kann *Anhang B* entnommen werden. Die Kompetenzwerte für Lesen und Naturwissenschaften werden in dieser Arbeit aus zweierlei Gründen nicht berücksichtigt. Zum einen sind die durchschnittlichen Kompetenzwerte der drei Bereiche Mathematik, Lesen und Naturwissenschaften hoch miteinander korreliert (Pearson's $r > 0,82$). Zum anderen ist der Kompetenzwert in Mathematik laut Schlicht et al. (2010) am besten für die Verwendung in einer vergleichenden Studie geeignet, da Mathematik als Schulfach von kulturellen und nationalen Prägungen unabhängig ist.

Die unabhängigen Variablen

Grundlage für die unabhängigen Variablen in Modell 1 ist die in Kapitel 2.1 beschriebene Kapitaltheorie von Bourdieu. Das ökonomische Kapital wird in der vorliegenden Arbeit über einen Index für häusliche Besitztümer (HOMEPOS) gemessen. In diesen zusammenfassenden Index gehen Besitztümer wie Schulbücher, Computer, Spülmaschine, Fernseher oder Autos mit ein. Je höher der Indexwert für einen Schüler ist, desto mehr häusliche Besitztümer hat die Familie. Die zweite unabhängige Variable des Modells stellt das kulturelle Kapital dar. Es wird durch das höchste Bildungsniveau der Eltern gemessen. Anhand des von der UNESCO entwickelten International Standard Classification of Education (ISCED), einer Klassifikation der Bildungsabschlüsse, lässt sich das Bildungsniveau international vergleichen. Der ISCED unterscheidet sieben Niveaus, von 0 (vorschulische Erziehung) bis 6 (tertiärer Bildungsabschluss mit Forschungsqualifikation). Schließlich wird das soziale Kapital, die dritte Kapitalform nach Bourdieu, in dieser Arbeit durch den Migrationshintergrund eines Schülers operationalisiert.⁶ Laut Coleman (1988: 113) führt der Umzug einer Familie zum Verlust von Sozialkapital, da soziale Beziehungen und Netzwerke auseinanderbrechen. „Soziales Kapital ist [...] in viel stärkerem Maße als ökonomisches Kapital und z. T. auch Humankapital territorial gebunden [...]“ (Faist 1997: 79) und ist daher, vor allem bei einem länderübergreifenden Ortswechsel, nur schwer an den neuen Wohnort und in die neuen

⁶ Ziel dieser Arbeit ist es, einen umfassenden Überblick über den Einfluss der Bourdieu'schen Kapitalformen auf die individuelle Bildungsleistung zu geben. Deshalb soll auch der Effekt des sozialen Kapitals dargestellt werden. Leider können in der Literatur häufig gebrauchte Operationalisierungen für Sozialkapital, wie zum Beispiel Netzwerke, Vereinsmitgliedschaft, Vertrauen oder Reziprozitätsnormen (vgl. Bühlmann/Freitag 2004; Freitag/Traunmüller 2008; Putnam/Goss 2001), nicht verwendet werden, da entsprechende Indikatoren in der PISA-Studie nicht erhoben werden. Mit der Messung durch den Migrationshintergrund einer Person versucht sich die vorliegende Arbeit dennoch dem Konzept Sozialkapital zu nähern.

sozialen Strukturen übertragbar. In der Regel verringert ein länderübergreifender Wechsel des Wohnortes also das soziale Kapital einer Person. Folglich kann der Migrationshintergrund einer Person als ein Aspekt des Sozialkapitals der Person im weiteren Sinne gesehen werden. Entsprechend den Ergebnissen von Coleman (1988) wird erwartet, dass sich ein Migrationshintergrund und der damit verbundene Verlust sozialen Kapitals negativ auf die Bildungsleistung auswirken.⁷ Wenn ein Kind und seine Eltern im Land des derzeitigen Aufenthaltes geboren sind (Inländer), sollte sich dies hingegen positiv auf die Bildungsleistung des Kindes auswirken. In Modell 1 geht das soziale Kapital mittels einer dichotomen Variable (1 = Inländer; 0 = Migranten) ein. Deskriptive Statistiken zu den unabhängigen Variablen sind *Anhang C* zu entnehmen.

Kontrollvariable

Des Weiteren wird in Modell 1 für das Geschlecht einer Person kontrolliert. Besonders im Hinblick auf die abhängige Variable, die Mathematikkompetenz, scheint diese Kontrollvariable notwendig zu sein. Jacobs (1996: 169) geht beispielweise davon aus, dass sich Frauen unter anderem aus psychologischen Gründen und wegen mangelnder sozialer Unterstützung seltener für ein mathematisches Studium entscheiden. Auch Baker und Perkins Jones (1993) finden Evidenz für geschlechtsspezifische Unterschiede in der Mathematikperformanz, allerdings nicht in allen Ländern zu Gunsten der Männer. Weiterhin scheint der Einfluss des kulturellen Kapitals auf die Bildungsleistung bei Frauen höher zu sein als bei Männern (vgl. Dumais 2002). Zusammenfassend verdeutlichen diese Studien, dass das Geschlecht eine mögliche Einflussvariable ist und deshalb bei der Schätzung sozialer Bildungsungleichheit dafür kontrolliert werden sollte. Das Geschlecht wird über eine Dummy-Variable (1 = weiblich; 0 = männlich) operationalisiert.

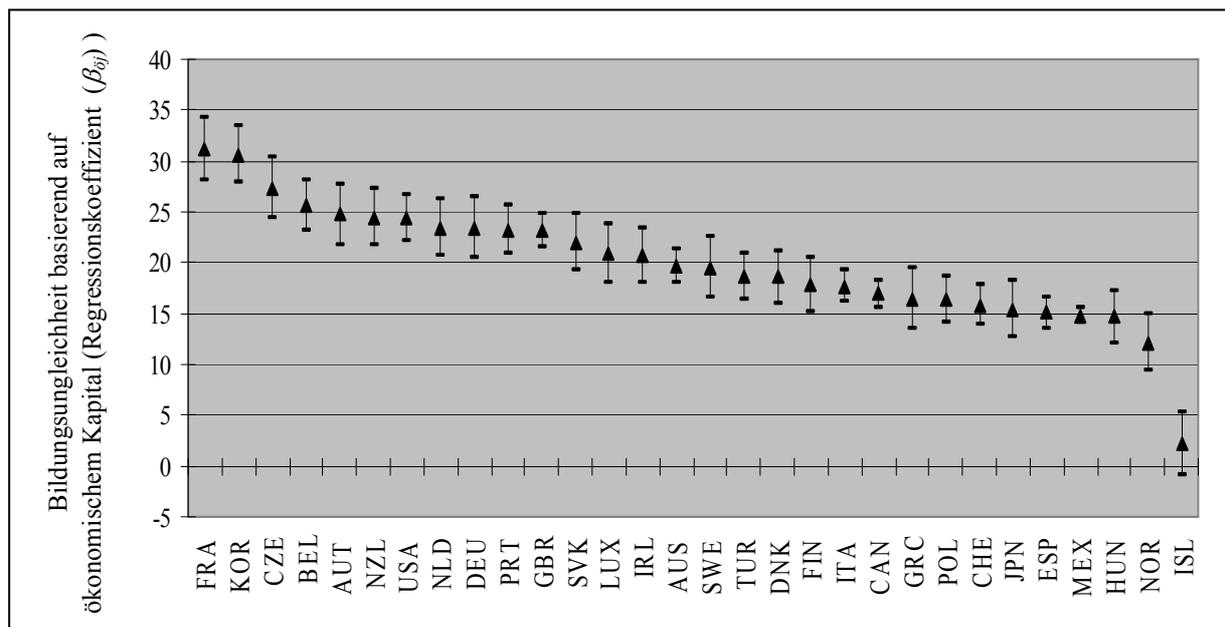
Einzelheiten zur Operationalisierung der Variablen sind *Anhang D* zu entnehmen. Darüber hinaus zeigt *Anhang E* die Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen und der Kontrollvariable. Da die Korrelationen einen Wert von Pearson's $r = 0,4$ nicht überschreiten, scheint Multikollinearität in Modell 1 keine Rolle zu spielen (vgl. Kühnel/Krebs 2006: 545).

⁷ In der vorliegenden Arbeit wird Schülern dann ein Migrationshintergrund zugeschrieben, wenn sie Migranten in der ersten oder zweiten Generation sind. Ihre Eltern sind dadurch auf jeden Fall Migranten in der ersten Generation und haben einen länderübergreifenden Ortswechsel erlebt. Dies ist wichtig, da die Operationalisierung das durch den Ortswechsel verlorene soziale Kapital der Eltern erfassen soll.

2.3 Empirische Ergebnisse: Soziale Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten

Wie in Kapitel 2.2 beschrieben, wird zur Ermittlung der sozialen Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten für jedes Land der Einfluss der sozialen Herkunft auf die individuelle Bildungsleistung geschätzt (Modell 1). Die Ergebnisse der länderspezifischen Regressionen sind in *Anhang F* dargestellt. Darauf aufbauend wird im Folgenden die erste Frage dieser Arbeit beantwortet: Variiert die Bildungsungleichheit signifikant zwischen den OECD-Staaten? Gleichzeitig soll einem der Ziele dieser Arbeit Rechnung getragen werden, indem die Muster sozialer Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten aufgezeigt werden. Dazu werden Rangreihen der Länder gebildet, welche einerseits das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit in einem Land in Form des Regressionskoeffizienten aus Modell 1 anzeigen und andererseits anhand der Konfidenzintervalle signifikante Unterschiede zwischen den Ländern offen legen.⁸

Abbildung 2: Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital



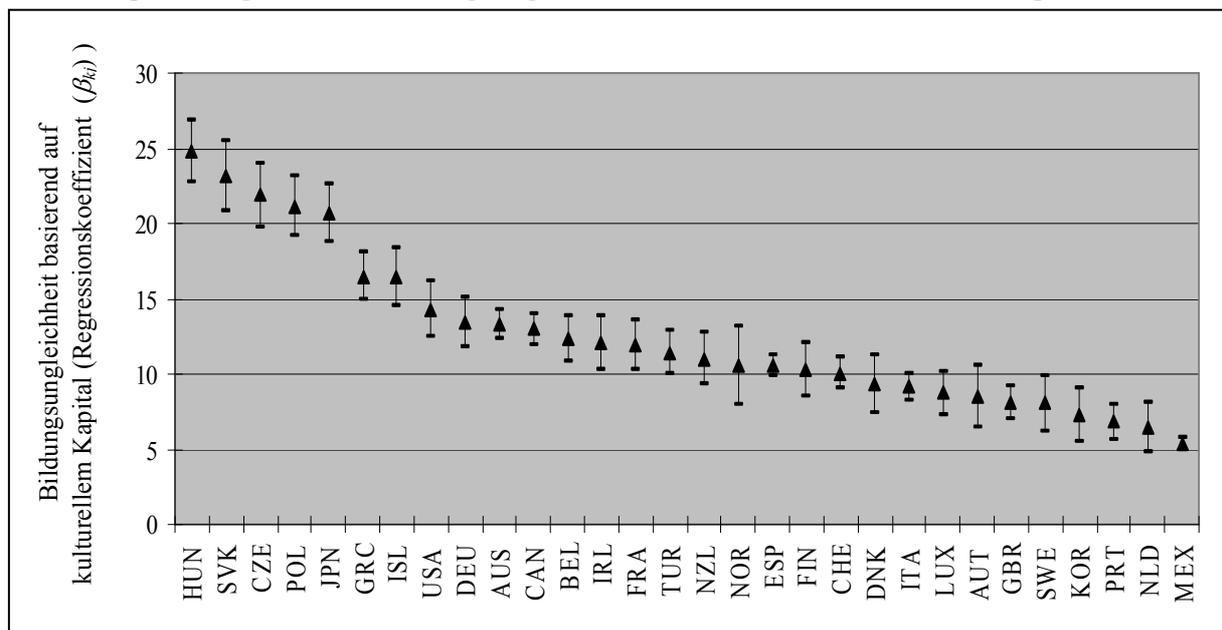
Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage eigener Berechnungen zur PISA-Studie 2006

Die Rangreihe der OECD-Staaten hinsichtlich sozialer Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital wird durch *Abbildung 2* dargestellt. Es zeigt sich, dass der Einfluss häuslicher Besitztümer auf die individuelle Bildungsleistung im Vergleich aller OECD-

⁸ Die Effekte der Kontrollvariable Geschlecht werden im Folgenden nicht näher betrachtet. Sie sind ebenfalls den Regressionstabellen in *Anhang F* zu entnehmen. Im internationalen Vergleich zeigt sich, dass Schülerinnen in fast allen Ländern signifikant schlechtere Mathematikleistungen erzielen als ihre männlichen Mitschüler. Nicht signifikant ist der Effekt lediglich in Island, Griechenland und Schweden.

Staaten in Frankreich am größten ist. Zum gleichen Ergebnis kommt auch Prenzel (2007: 27) trotz leicht abweichendem Forschungsdesign.⁹ Der mit Abstand geringste Wert findet sich in Island. Allerdings ist der Einfluss des ökonomischen Kapitals auf die Bildungsleistung in Island nicht signifikant. Deutschland befindet sich auf dem neunten Platz der Rangreihe und damit im oberen Mittelfeld des internationalen Vergleichs. Die grafische Darstellung der Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital veranschaulicht auch, welche OECD-Staaten sich diesbezüglich signifikant unterscheiden. Wie bereits beschrieben, liegt ein signifikanter Unterschied dann vor, wenn sich die Konfidenzintervalle der Länder nicht überlappen. Dies ist zum Beispiel für Frankreich und Deutschland der Fall. Auch zwischen den nordeuropäischen Ländern zeigen sich einige signifikante Unterschiede, beispielsweise zwischen Schweden und Norwegen. Ebenso geben die osteuropäischen Mitgliedstaaten der EU hinsichtlich sozialer Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital kein homogenes Bild ab. Tschechien unterscheidet sich zum Beispiel signifikant von Polen und Ungarn.

Abbildung 3: Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital



Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage eigener Berechnungen zur PISA-Studie 2006

Abbildung 3 stellt die Rangreihe der OECD-Staaten hinsichtlich sozialer Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital dar. Der Effekt des höchsten Bildungsniveaus der Eltern auf die individuelle Bildungsleistung des Kindes ist in allen

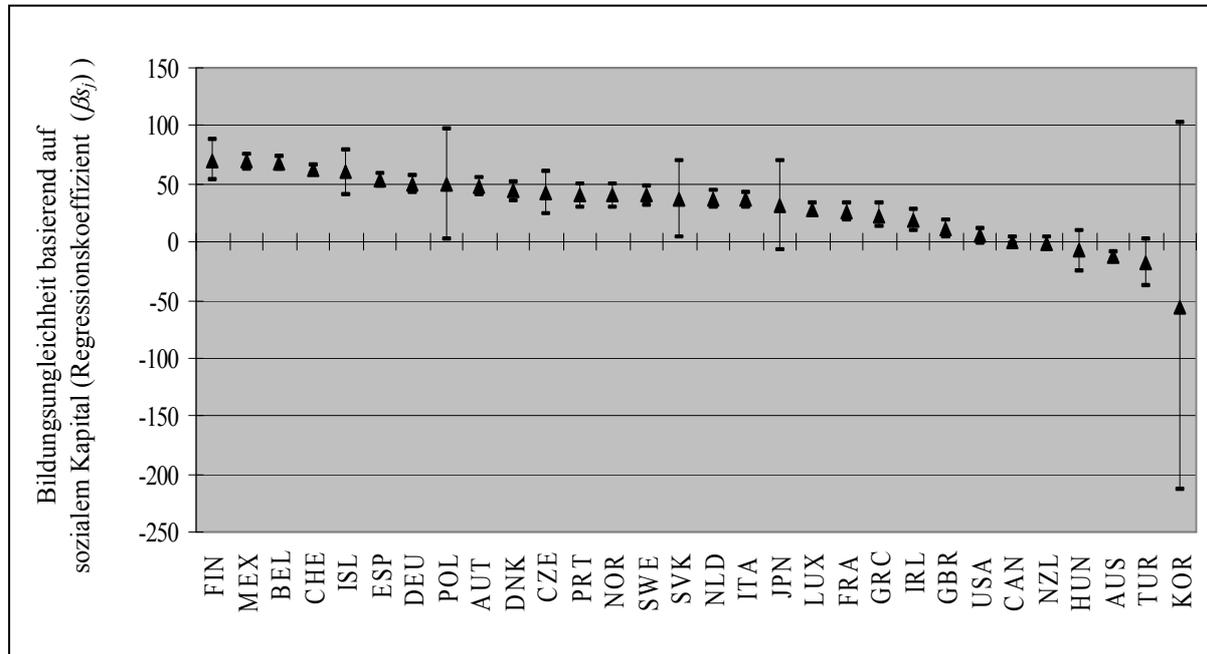
⁹ Prenzel (2007) hat als abhängige Variable die naturwissenschaftliche Kompetenz eines Schülers und als unabhängige Variable den ESCS gewählt.

OECD-Staaten signifikant positiv. Für Ungarn wird der größte Effekt festgestellt, gefolgt von der Slowakei, Tschechien und Polen. Es ist auffällig, dass alle osteuropäischen Länder in der Auswahl die vordersten Plätze der Rangreihe einnehmen. Verglichen mit den anderen OECD-Staaten scheint das kulturelle Kapital in diesen Ländern einen besonders großen Effekt auf die individuelle Bildungsleistung zu haben. Die vier osteuropäischen Länder unterscheiden sich auch nicht signifikant hinsichtlich der Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital. Sie stellen also – anders als bei der Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital – eine homogene Gruppe dar. Hingegen unterscheiden sie sich signifikant von allen übrigen OECD-Staaten mit Ausnahme von Japan, das ebenfalls ein vergleichsweise hohes Niveau an Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital aufweist. Nicht nur die osteuropäischen, sondern auch die nordeuropäischen Länder bilden hinsichtlich der Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital eine homogene Gruppe. Die Werte für Norwegen, Finnland, Dänemark und Schweden unterscheiden sich nicht signifikant. Deutschland ist erneut auf Platz neun der Rangreihe zu finden.

Die Ergebnisse dieser Arbeit hinsichtlich sozialer Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital bestätigen die Befunde früherer Studien. Barone (2006), welcher die Daten der PISA-Studie 2000 verwendet, findet den größten Einfluss des kulturellen Kapitals ebenfalls in Ungarn. Ebenso zeigt er für Schweden und Portugal einen geringen Effekt. Den allgemein sehr geringen Effekt des kulturellen Kapitals in den nordeuropäischen Ländern führt Barone (2006: 1043) auf die homogenen Gesellschaftsstrukturen in diesen Ländern und den geringen Stellenwert der Geisteswissenschaften in den dortigen Schulsystemen zurück. Für einige Länder, wie beispielsweise Österreich, weisen die Befunde dieser Arbeit jedoch auch Unterschiede gegenüber den Resultaten von Barone (2006) auf. Dies ist möglicherweise in der Differenz des Forschungsdesigns begründet, welches in dieser Arbeit auch andere Kapitalformen umfasst und damit für deren Einfluss kontrolliert. Weiterhin gehen die hier präsentierten Ergebnisse mit denen von Schlicht et al. (2010) einher. Sie untersuchen bildungspolitische Erklärungen für die soziale Bildungsungleichheit in den EU-Mitgliedstaaten und verwenden dabei ebenfalls das kulturelle Kapital zur Schätzung sozialer Bildungsungleichheit. Auch Schlicht et al. (2010) finden das höchste Niveau der Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital in Osteuropa. Die Ergebnisse für weitere europäische OECD-Mitgliedstaaten stimmen ebenfalls weitestgehend überein, auch

wenn Schlicht et al. (2010) ihren Berechnungen ein leicht abweichendes Modell zugrunde legen.¹⁰

Abbildung 4: Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital



Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage eigener Berechnungen zur PISA-Studie 2006

Die Rangreihe der Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital (Abbildung 4) zeigt die größte Varianz aller Rangreihen auf. Weiterhin wird hier deutlich, dass der Effekt des sozialen Kapitals auf die individuelle Bildungsungleichheit in diversen Ländern nicht signifikant ist (Japan, USA, Kanada, Neuseeland, Ungarn, Türkei und Korea). Außerdem ist die Schätzung für einige Länder sehr unsicher, was durch die sehr breiten Konfidenzintervalle angezeigt wird (Polen, Slowakei, Japan und Korea). Dies lässt sich darauf zurückführen, dass in den Stichproben dieser Länder kaum Schüler mit Migrationshintergrund enthalten sind.¹¹ Insgesamt nimmt Finnland den ersten Platz in der Rangreihe ein. Der Einfluss des sozialen Kapitals auf die individuelle Bildungsleistung ist demnach in Finnland besonders groß. Deutschland belegt mit Rang sieben erneut einen Platz im oberen Drittel der Rangreihe. Ein hoher Einfluss des Migrationshintergrundes eines Kindes auf die Bildungsleistung in Deutschland wird auch durch die Analysen Prenzels (2007: 28) bestätigt. Klare Ländercluster lassen sich bei der Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital nicht erkennen.

¹⁰ Zusätzlich zu den in Modell 1 verwendeten abhängigen Variablen bzw. Kontrollvariablen haben Schlicht et al. (2010) für die kulturellen Besitztümer sowie für die zuhause gesprochene Sprache kontrolliert.

¹¹ Japan: 19 Schüler mit Migrationshintergrund (n = 5.943); Korea: 1 Schüler mit Migrationshintergrund (n = 5.112); Polen: 10 Schüler mit Migrationshintergrund (n = 5.449); Slowakei: 23 Schüler mit Migrationshintergrund (n = 4.682).

Sowohl innerhalb der Gruppe der osteuropäischen Länder als auch in der Gruppe der nordeuropäischen Länder gibt es signifikante Unterschiede zwischen den Ländern. Interessant ist des Weiteren der Befund für Australien. Auf den ersten Blick scheint hier ein signifikant negativer Einfluss des sozialen Kapitals auf die individuelle Bildungsleistung zu bestehen. Wahrscheinlich ist dieser Effekt jedoch der Operationalisierung des sozialen Kapitals durch den Migrationshintergrund geschuldet. So zeigen Khoo et al. (2002) anhand australischer Zensusdaten, dass Migranten der zweiten Generation bessere schulische Leistungen erzielen als Inländer. Auch laut Levels et al. (2008) sind in Australien und Neuseeland die Bildungsleistungen der Schüler mit Migrationshintergrund besser als die der Inländer. Sie führen dies auf eine restriktive Einwanderungspolitik zurück, die besser ausgebildete Einwanderer bevorzugt. Letztlich gehen die in dieser Arbeit gezeigten signifikant negativen Zusammenhänge zwischen Inländern und ihrer individuellen Bildungsleistung in Australien mit den Ergebnissen der genannten Studien einher.

Zusammenfassend kann die erste Frage dieser Arbeit nach signifikanten Unterschieden zwischen dem Niveau der sozialen Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten bejaht werden. Das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit variiert signifikant zwischen den OECD-Staaten. Dieses Ergebnis stimmt mit dem anderer vergleichender Studien überein (Barone 2006; Pfeffer 2008; Schlicht et al. 2010). Darüber hinaus zeigt die umfassende Analyse dieser Arbeit, dass es mehrere Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit zu unterscheiden gilt: Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital, Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital und Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital. Die Länderrangreihen hinsichtlich der Bildungsungleichheit variieren je nach Kapitalform. In anderen Worten bedeutet dies, dass in einzelnen Ländern eine bestimmte Kapitalform für die individuelle Bildungsleistung wichtiger ist als eine andere. In den osteuropäischen Staaten scheint beispielsweise das kulturelle Kapital von besonderer Bedeutung zu sein, während in Frankreich das ökonomische Kapital besonders wichtig ist. Dieser zentrale Befund wurde durch die umfassende Betrachtung des Einflusses der drei Kapitalformen in 30 Ländern ermöglicht. Er deckt sich mit den neusten Erkenntnissen bildungssoziologischer Forschung. So spricht beispielsweise auch Pfeffer (2008: 553), der selbst nur den Einfluss des kulturellen Kapitals untersucht, von mehreren Dimensionen der Bildungsungleichheit. Weiterhin plädieren auch Watermann und Baumert (2006: 90) für eine „mehrdimensionale Betrachtung familiärer Ressourcen“, wie sie in dieser Arbeit durchgeführt wurde.

3 Makropolitische Ansätze zur Erklärung sozialer Bildungsungleichheit

3.1 Theorien und Hypothesen

Nachdem im ersten Teil dieser Arbeit die Bildungsungleichheit in den einzelnen OECD-Staaten geschätzt und so die Muster sozialer Bildungsungleichheit gezeigt wurden, wird im zweiten Teil getestet, ob sich die zwischenstaatliche Varianz mittels makropolitischen Ansätze erklären lässt. Die vorliegende Arbeit verwendet dabei zwei sozioökonomische Ansätze, die klassischerweise zur Erklärung von Ungleichheiten herangezogen werden. Sie werden im Folgenden vorgestellt.

3.1.1 Wohlfahrtsstaatliche Theorie nach Esping-Andersen

Der erste Ansatz basiert auf der wohlfahrtsstaatlichen Theorie von Esping-Andersen (1990). Er entwickelte eine Typologie wohlfahrtsstaatlicher Regime bestehend aus dem sozialdemokratischen, dem liberalen und dem konservativen Wohlfahrtsstaat. Gemein ist diesen Regimen das zentrale und traditionelle Ziel, Chancengleichheit in der Gesellschaft herzustellen (vgl. Esping-Andersen 1990; Goodin et al. 1999). Der Wohlfahrtsstaat ist jedoch nicht nur ein Instrument zur Reduktion von Ungleichheit, sondern auch ein System sozialer Schichtung (Esping-Andersen 1990: 23ff.). Anhand der unterschiedlichen Prinzipien, nach denen soziale Rechte gewährt, Ungleichheiten ausgeglichen und soziale Schichtung erreicht wird, lassen sich die drei Welten des Wohlfahrtsstaates unterscheiden (Esping-Andersen 1990: 26ff.). Der sozialdemokratische Wohlfahrtsstaat ist durch einen universalistischen Ansatz geprägt. Sozialleistungen werden unabhängig von der bisherigen Arbeitsleistung gewährt. Im Gegensatz dazu liegt der Fokus im konservativen Wohlfahrtsstaat auf dem Erhalt des sozialen Status und der Subsidiarität in der Leistungserbringung. Der liberale Wohlfahrtsstaat hingegen überlässt die soziale Sicherung weitestgehend dem Markt und ist „durch ein schwaches Netz sozialer Sicherung und eine lückenhafte Sozialpolitik gekennzeichnet“ (Jahn 2006: 141). Die Einordnung der westlichen Staaten in die einzelnen Regime erfolgt nach verschiedenen Gesichtspunkten. Das quantitative Merkmal für die Einordnung stellt der von Esping-Andersen (1990: 47) berechnete Dekommodifizierungsindex dar. Er gibt an, wie stark die Sozialleistungen in einem Land an die Erwerbstätigkeit gekoppelt sind. Auch wenn Bildungspolitik in der ursprünglichen Typologie von Esping-Andersen (1990) unberücksichtigt bleibt, zählt sie in der Literatur dennoch zur „Sozialpolitik im weiteren Sinn“ (Thibaut 2005: 927) und steht damit in direktem Bezug zum wohlfahrtsstaatlichen System in einem Land. In der neueren

Wohlfahrtsstaatsliteratur findet die Bildungspolitik als wichtiger Teil wohlfahrtsstaatlicher Politik zunehmend Beachtung (vgl. Allmendinger 2009; Armingeon/Beyeler 2004; Barr 2004; Goodin et al. 1999; Jahn 2006; Korpi 2000).

Vor dem Hintergrund der beschriebenen unterschiedlichen Ausrichtungen wohlfahrtsstaatlicher Politik in den Regimetypen wird der Wohlfahrtsstaat in empirischen Studien häufig zur Erklärung von Ungleichheiten verwendet. Van Oorschot und Finsveen (2009) testen beispielsweise, ob sich Unterschiede hinsichtlich des Sozialkapitals durch wohlfahrtsstaatliche Charakteristika erklären lassen. Andere Studien untersuchen, ob es eine systematische Varianz zwischen Wohlfahrtsstaatsregimen im Hinblick auf gesundheitliche (vgl. Lahelma/Lundberg 2009; Olafsdottir 2007) oder ökonomische Ungleichheiten gibt (vgl. Korpi/Palme 1998; Mandel/Semyonov 2006; Rodriguez-Pose/Tselios 2009). An diese empirische Literatur anknüpfend, werden in der vorliegenden Arbeit unterschiedliche Effekte der Wohlfahrtsstaatstypen auf soziale Bildungsungleichheit erwartet. Im Folgenden wird getestet, ob sich zwischenstaatliche Unterschiede hinsichtlich sozialer Bildungsungleichheit durch die wohlfahrtsstaatliche Ausrichtung der Staaten erklären lassen. Zunächst wird eine allgemeine, nicht regimespezifische Hypothese formuliert. Sie dient dazu, die wohlfahrtsstaatlichen Effekte für alle OECD-Staaten und nicht nur für die Staaten der Typologie von Esping-Andersen zu testen. Es wird davon ausgegangen, dass von einem umfassenden, generösen Wohlfahrtsstaat nicht nur Rentner oder Kranke durch entsprechende Sozialleistungen profitieren, sondern auch Familien und Kinder. Wenn der Staat selbst Geld für Kinderbetreuung, Schulen und die Unterstützung der Familien ausgibt und dies nicht dem Markt oder den Familien selbst überlässt, kann möglicherweise in den Familien fehlendes Kapital kompensiert werden. So ist anzunehmen, dass der Besuch frühkindlicher Bildungseinrichtungen, in denen Kinder in Kontakt mit kulturellen Gütern, wie zum Beispiel Musik, kommen und soziale Beziehungen zu anderen Kindern aufbauen, sie in ihrer Entwicklung voranbringt. Ein flächendeckendes Netz derartiger Einrichtungen sowie weitere staatliche Leistungen für Familien können möglicherweise fehlendes Kapital kompensieren und dadurch soziale Bildungsungleichheit reduzieren (vgl. Schlicht et al. 2010; Schütz et al. 2008). Korpi und Palme (1998) zeigen, dass ein umfassender Wohlfahrtsstaat das Ziel der Reduktion von Ungleichheiten grundsätzlich am besten erreicht. Sie sprechen vom „paradox of redistribution“ und führen an, dass Wohlfahrtsstaaten mit einem Grundsicherungssystem, welches gezielte Umverteilung zugunsten Benachteiligter vorsieht, Ungleichheiten am

wenigsten zu reduzieren vermögen. Aus diesen Überlegungen lässt sich folgende Hypothese ableiten:

H1: Je generöser der Wohlfahrtsstaat in einem Land ist, desto geringer ist das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit.

Neben dieser allgemeinen Hypothese, die für alle OECD-Staaten getestet werden kann, wird weiterhin eine regimespezifische Hypothese formuliert, die wiederum nur für 18 der 30 OECD-Staaten überprüft werden kann. Als Grundlage dient die von Iversen und Stephens (2008) entwickelte Typologie der Bildungsregime, welche die bildungspolitische Ausrichtung der drei Wohlfahrtsstaatstypen beschreibt. Sie sehen die Hauptunterschiede in Bezug auf Schulbildung zwischen dem sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaat auf der einen und dem liberalen bzw. dem konservativen Wohlfahrtsstaat auf der anderen Seite.¹² Der sozialdemokratische Wohlfahrtsstaat steht für hohe Ausgaben für Schulen, frühkindliche Bildung und Kinderbetreuung sowie für hohe finanzielle Zuwendungen an Familien. Im liberalen bzw. konservativen Wohlfahrtsstaat sind hingegen moderate Ausgaben für Schulen und geringe Ausgaben für frühkindliche Bildung und Kinderbetreuung zu verzeichnen. Daraus lässt sich ableiten, dass im sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaat in der Familie fehlendes Kapital eher kompensiert wird und dadurch das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit gesenkt werden kann. Weiterhin betont der konservative Wohlfahrtsstaat das Prinzip der Subsidiarität, das Ziel des Stuserhalts und die Rolle der Familie (vgl. Bamba 2007). Dadurch ist nicht zu erwarten, dass der konservative Wohlfahrtsstaat Herkunftseffekte auf die individuelle Bildungsleistung abmildert. Zusammenfassend kann folgende regimespezifische Hypothese formuliert werden:

H2: Das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit ist im liberalen und konservativen Wohlfahrtsstaat signifikant höher als im sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaat.

¹² Unterschiede zwischen dem liberalen und dem konservativen Wohlfahrtsstaat gibt es laut Iversen und Stephens (2008) vor allem in der beruflichen Ausbildung, die für die vorliegende Arbeit jedoch nicht relevant ist.

3.1.2 Ökonomische Theorie nach Kuznets

Der zweite sozioökonomische Ansatz, der zur Erklärung der zwischenstaatlichen Varianz sozialer Bildungsungleichheit herangezogen wird, ist die ökonomische Theorie von Kuznets (1955). Er geht von einem umgekehrt u-förmigen Zusammenhang zwischen der wirtschaftlichen Entwicklung in einem Land und der Einkommensungleichheit aus. Kuznets' Theorie besagt, dass die Einkommensungleichheit während der Entwicklung eines Landes hin zum Industriestaat zunächst steigt. Hat das Land einen gewissen ökonomischen Wohlstand erreicht, so nimmt die Einkommensungleichheit mit zunehmendem Wohlstand wieder ab. Neben Einkommensungleichheit scheint eine derartige Kurve weitere gesamtgesellschaftlich unerwünschte Phänomene erklären zu können. Selden und Song (1994) finden beispielsweise einen umgekehrt u-förmigen Zusammenhang zwischen der wirtschaftlichen Entwicklung in einem Land und der Umweltverschmutzung. Daran anschließend überträgt die vorliegende Arbeit den Ansatz auf soziale Bildungsungleichheit. Es wird angenommen, dass zunächst nur wenige Gesellschaftsschichten von der ökonomischen Entwicklung in einem Land profitieren, zum Beispiel die Fabrikbesitzer in Zeiten der Industrialisierung. Sie können Teile dieser Profite in Form von Bildungs- und Kulturgütern an ihre Kinder weitergeben. Deshalb steigt vorläufig die soziale Bildungsungleichheit. Ist allerdings ein bestimmtes Wohlstandsniveau erreicht, profitieren viele Schichten von den steigenden Einkommen. Sie haben nun ebenso die Möglichkeit, ihre Kinder mit Bildungs- und Kulturgütern auszustatten. Müller und Haun (1994: 7) beschreiben diesen Effekt und weisen darauf hin, dass sich in Deutschland „die allgemeine Wohlstandssteigerung in der schnellen Wachstumsphase der ersten Nachkriegsjahrzehnte für die Bildungsbeteiligung gruppenspezifisch unterschiedlich ausgewirkt hat“. Sobald ein bestimmtes Niveau an Wohlstand erreicht war, haben mit Blick auf die Bildungsbeteiligung besonders die unteren Einkommenschichten von der weiteren wirtschaftlichen Entwicklung profitiert. Weiterhin hat der Staat durch höhere Steuereinnahmen mehr Handlungsspielräume für Bildungsinvestitionen, finanzielle Zuwendungen an Familien oder Stipendienprogramme (Müller/Haun 1994: 7). Dadurch kann die soziale Bildungsungleichheit gesenkt werden.

Auch wenn sich die OECD-Staaten hinsichtlich des ökonomischen Wohlstandes unterscheiden, ist ihre wirtschaftliche Entwicklung – im Vergleich zu anderen Ländern – weit fortgeschritten. Mit Blick auf die umgekehrt u-förmige Kuznets-Kurve kann folglich angenommen werden, dass die OECD-Staaten den Scheitelpunkt bereits erreicht haben und

sich auf dem abfallenden Teil der Kurve befinden. Entsprechend wird für die OECD-Staaten folgende Hypothese formuliert:

H3: Je ökonomisch wohlhabender ein Land ist, desto geringer ist das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit.

3.2 Forschungsdesign

3.2.1 Daten und Fallauswahl

Während auf der ersten Stufe des zweistufigen Verfahrens dieser Arbeit Individualdaten analysiert wurden, wird auf der zweiten Stufe mit Aggregatdaten gearbeitet. Basierend auf den Ergebnissen der ersten Stufe wird der Effekt sozioökonomischer Indikatoren auf die drei Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit getestet. Das verwendete Forschungsdesign kann als „most similar systems design“ (Przeworski/Teune 1970: 32ff.) oder „comparable cases strategy“ (Lijphart 1975: 163ff.) mit den 30 OECD-Staaten als Untersuchungsgegenstand beschrieben werden. Alle ausgewählten Fälle sind Marktwirtschaften und Demokratien und gleichen sich daher in wesentlichen Kontextvariablen. Unterschiede zwischen den Staaten bestehen jedoch hinsichtlich der Variablen, die hier von Interesse sind: das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit, der Wohlfahrtsstaat und der ökonomische Wohlstand. In Kapitel 2 wurde bereits die Varianz hinsichtlich der sozialen Bildungsungleichheit dargestellt. Auch die Ausgestaltung des Wohlfahrtsstaates variiert zwischen den OECD-Staaten, wie diverse wohlfahrtsstaatliche Typologien darlegen (vgl. Bamba 2006; Esping-Andersen 1990; Korpi 2000; Scruggs/Allan 2006). Bezüglich des ökonomischen Wohlstands weisen die OECD-Staaten ebenfalls eine gewisse, wenn auch nur geringe Varianz auf. So ordnet die Weltbank (World Bank 2010: 377) mit Polen, Mexiko und der Türkei drei OECD-Mitglieder nicht in die Gruppe der ‚High-income‘-Staaten ein.

Um die regimespezifische Hypothese zum Effekt des Wohlfahrtsstaates zu testen, wird die Analyse zusätzlich für eine Auswahl von 18 OECD-Staaten (Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, Japan, Kanada, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Schweden, Schweiz, Vereinigtes Königreich und Vereinigte Staaten von Amerika) durchgeführt. Es handelt sich dabei um die 18 Staaten, die Esping-Andersen (1990) in seiner ursprünglichen Typologie der Wohlfahrtsstaatsregime berücksichtigt hat. Da

sich die vorliegende Arbeit auf diesen klassischen wohlfahrtsstaatlichen Ansatz zur Erklärung von Ungleichheiten bezieht, wird auch die ursprüngliche Länderauswahl übernommen.

Verschiedene Quellen bilden die Datenbasis für die zweite Stufe der Analyse. Das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit in einem Land wird den in Kapitel 2 durchgeführten Berechnungen auf Grundlage der PISA-Studie 2006 entnommen (vgl. auch *Anhang F*). Die Werte der sozioökonomischen Indikatoren stammen aus den Datenbanken der OECD und der UNESCO.¹³ Eine Studie von Bambra (2006) ist schließlich die Grundlage für die Einordnung der Länder in die wohlfahrtsstaatlichen Regime.

3.2.2 Methode

Auf der zweiten Stufe der mehrstufigen Analyse wird nun der Effekt sozioökonomischer Variablen auf die soziale Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten geschätzt. Da der Wert für die abhängige Variable der zweiten Stufe (soziale Bildungsungleichheit in einem Land) auf einer Schätzung beruht, kann keine OLS-Regression verwendet werden. Sobald der Standardfehler auf der ersten Stufe nicht für alle Beobachtungen konstant ist, würde bei Verwendung eines OLS-Schätzers auf der zweiten Stufe Heteroskedastizität entstehen (Lewis/Linzer 2005). Um dieses Problem zu lösen, schlagen Lewis und Linzer (2005: 351) basierend auf Hanushek (1974) die Verwendung eines FGLS (Feasible Generalized Least Squares)-Schätzers vor, wenn zuverlässige Schätzungen der Standardfehler der ersten Stufe vorhanden sind. In diesem Verfahren werden die Regressionskoeffizienten der ersten Stufe nach ihrer Genauigkeit gewichtet. Ein FGLS-Schätzer wird häufig zur Schätzung des Regressionskoeffizienten auf der zweiten Stufe eines zweistufigen Verfahrens verwendet (vgl. Marcus 2009; Schlicht 2010) und kommt auch in dieser Arbeit zum Einsatz.

Der Aufbau der Modelle der zweiten Stufe orientiert sich an Achens (2002: 445) „Rule of Three“, wonach Regressionsmodelle in der Politikwissenschaft nicht mehr als drei erklärende Variablen enthalten sollten. Mit Hilfe der Modelle der zweiten Stufe wird nun der Effekt des Wohlfahrtsstaats (WS) und des ökonomischen Wohlstands (ÖW) in einem Land (i) auf die soziale Bildungsungleichheit (y_{BU}) in den OECD-Staaten geschätzt. Da diese sozioökonomischen Indikatoren, also die Ausgestaltung des Wohlfahrtsstaates und der

¹³ OECD Stat Extracts: <http://stats.oecd.org/Index.aspx> (letzter Zugriff am 20.02.2010); UNESCO Institute for Statistics: <http://stats.uis.unesco.org/> (letzter Zugriff am 05.03.2010).

ökonomische Wohlstand eines Landes, eng mit einander verknüpft sind, besteht Multikollinearität (vgl. *Anhang G*). Aus diesem Grund werden die Effekte der Indikatoren in zwei verschiedenen Modellen (Modell 2 und Modell 3) geschätzt, jeweils unter Konstanthaltung der Bildungsausgaben (BA). Wie in Kapitel 2 gezeigt wurde, unterscheidet sich das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit in einem Land je nach Kapitalform, die als Indikator für die soziale Herkunft verwendet wird. Aus diesem Grund werden für jeden sozioökonomischen Indikator drei Modelle jeweils mit einer der drei Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit als abhängige Variable geschätzt (Modell 2.1, Modell 2.2 und Modell 2.3 bzw. Modell 3.1, Modell 3.2 und Modell 3.3)¹⁴. Zusammengefasst ergeben sich daraus folgende Regressionsgleichungen:

Wohlfahrtsstaat als sozioökonomischer Indikator

Modell 2.1 (Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital (ö) als AV):

$$y_{iBU\ddot{o}} = \alpha_{\ddot{o}p} + \beta_{WS\ddot{o}} \cdot x_{WSi\ddot{o}} + \beta_{BA\ddot{o}p} \cdot x_{BAi\ddot{o}p} + \varepsilon_{i\ddot{o}p}$$

Modell 2.2 (Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital (k) als AV):

$$y_{iBUk} = \alpha_{kp} + \beta_{WSk} \cdot x_{WSik} + \beta_{BAkp} \cdot x_{BAikp} + \varepsilon_{ikp}$$

Modell 2.3 (Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital (s) als AV):

$$y_{iBU_s} = \alpha_{sp} + \beta_{WS_s} \cdot x_{WSis} + \beta_{BA_s p} \cdot x_{BAisp} + \varepsilon_{isp}$$

Ökonomischer Wohlstand als sozioökonomischer Indikator

Modell 3.1 (Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital (ö) als AV):

$$y_{iBU\ddot{o}} = \alpha_{\ddot{o}q} + \beta_{\ddot{O}W\ddot{o}} \cdot x_{\ddot{O}Wi\ddot{o}} + \beta_{BA\ddot{o}q} \cdot x_{BAi\ddot{o}q} + \varepsilon_{i\ddot{o}q}$$

Modell 3.2 (Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital (k) als AV):

$$y_{iBUk} = \alpha_{kq} + \beta_{\ddot{O}Wk} \cdot x_{\ddot{O}Wik} + \beta_{BAkq} \cdot x_{BAikq} + \varepsilon_{ikq}$$

¹⁴ Der Index p steht dabei für die Modelle mit dem Wohlfahrtsstaat als unabhängige Variable (Modell 2.1 – 2.3) und der Index q steht für die Modelle mit dem ökonomischen Wohlstand als unabhängige Variable (Modell 3.1 – 3.3)

Modell 3.3 (Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital (s) als AV):

$$y_{iBU_s} = \alpha_{sq} + \beta_{\text{ÖWs}} \cdot x_{\text{ÖWis}} + \beta_{\text{BA}sq} \cdot x_{\text{BA}isq} + \varepsilon_{isq}$$

Weiterhin wird für eine Auswahl bestehend aus 18 Staaten ein Modell (Modell 4) mit den Wohlfahrtsstaatstypen nach Esping-Andersen als unabhängige Variablen geschätzt. Es werden dabei der liberale (LW) und der konservative Wohlfahrtsstaat (KW) im Modell berücksichtigt, der sozialdemokratische Wohlfahrtsstaat dient als Referenzkategorie. Wie in den vorherigen Modellen wird für die Bildungsausgaben (BA) kontrolliert und für jede der drei Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit ein Modell geschätzt¹⁵:

Modell 4.1 (Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital (ö) als AV):

$$y_{iBU_{\text{ö}}} = \alpha_{\text{ör}} + \beta_{\text{LW}\text{ö}} \cdot x_{\text{LW}\text{i}\text{ö}} + \beta_{\text{KW}\text{ö}} \cdot x_{\text{KW}\text{i}\text{ö}} + \beta_{\text{BA}\text{ör}} \cdot x_{\text{BA}\text{i}\text{ör}} + \varepsilon_{\text{i}\text{ör}}$$

Modell 4.2 (Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital (k) als AV):

$$y_{iBU_k} = \alpha_{kr} + \beta_{\text{LW}k} \cdot x_{\text{LW}ik} + \beta_{\text{KW}k} \cdot x_{\text{KW}ik} + \beta_{\text{BA}kr} \cdot x_{\text{BA}ikr} + \varepsilon_{ikr}$$

Modell 4.3 (Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital (s) als AV):

$$y_{iBU_s} = \alpha_{sr} + \beta_{\text{LW}s} \cdot x_{\text{LW}is} + \beta_{\text{KW}s} \cdot x_{\text{KW}is} + \beta_{\text{BA}sr} \cdot x_{\text{BA}isr} + \varepsilon_{isr}$$

Schließlich werden verschiedene Instrumente der Regressionsdiagnostik angewandt, um die Erfüllung der Regressionsannahmen sicherzustellen. Zum einen wird eine graphische Überprüfung mittels Residual-vs.-Fitted-Plot vorgenommen, um einflussreiche Fälle zu identifizieren (vgl. Kohler/Kreuter 2008). Zum anderen wird der Cook-Weisberg-Test zur Überprüfung von Heteroskedastizität durchgeführt (vgl. Hamilton 2006).

3.2.3 Operationalisierung

Die abhängige Variable

Die abhängige Variable der zweiten Stufe des Analyseverfahrens ist die soziale Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten. Sie wird über die Regressionskoeffizienten der

¹⁵ Der Index r steht für die Modelle mit den wohlfahrtsstaatlichen Regimetyphen als unabhängige Variablen (Modell 4.1-4.3).

ersten Stufe operationalisiert, die für den Effekt der sozialen Herkunft auf die individuelle Bildungsleistung stehen. Das heißt, die Regressionskoeffizienten der Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital, kulturellem Kapital bzw. sozialem Kapital in einem Land stellen die abhängige Variable dar. Die entsprechenden Werte sind den Regressionstabellen in *Anhang F* zu entnehmen.

Die unabhängigen Variablen

Um die allgemeine Hypothese zum Einfluss des Wohlfahrtsstaates zu testen, wird die Generosität des Wohlfahrtsstaates durch die Sozialausgaben pro Kopf gemessen. Hohe Sozialausgaben stehen für einen generösen Wohlfahrtsstaat. Aus den Angaben der OECD-Datenbank wird der Durchschnitt der Sozialausgaben pro Kopf in einem Land von 1995 bis 2005 berechnet. Die Verwendung der Sozialausgaben als Operationalisierung des Wohlfahrtsstaates wird in der Literatur kritisch diskutiert (vgl. Jahn 2006). Es wird beispielsweise angemerkt, dass auch Ausgaben erfasst werden, die nicht zur Solidarität beitragen, wie zum Beispiel Pensionsausgaben für Beamte oder Steuervergünstigungen für private Zusatzversicherungen (Esping-Andersen 1990: 19f.). Dennoch gilt die Analyse derartiger Aggregatdaten auch als geeignetes Instrument, um Vergleiche zu ziehen und Trends aufzuzeigen (Cochrane et al. 2001: 9). In dieser Arbeit wird für die Modelle 2.1 – 2.3 auf die Sozialausgaben zurückgegriffen, da sie für alle OECD-Länder zur Verfügung stehen und somit ein umfassendes Bild des Effekts des Wohlfahrtsstaates auf die soziale Bildungsungleichheit gezeigt werden kann. Die Varianz der Sozialausgaben pro Kopf zwischen den OECD-Staaten ist *Anhang H* zu entnehmen.

Der ökonomische Wohlstand eines Landes als unabhängige Variable in den Modellen 3.1 – 3.3 wird über das durchschnittliche Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf von 1995 bis 2005 in einem Land gemessen. Auf Grundlage der Angaben aus der OECD-Datenbank werden die Durchschnittswerte berechnet und können *Anhang H* entnommen werden.

In den Modellen 4.1 – 4.3 wird schließlich eine alternative Operationalisierung des Wohlfahrtsstaates als unabhängige Variable verwendet, um der genannten Kritik an der Messung des Wohlfahrtsstaates mittels der Sozialausgaben Rechnung zu tragen. Dazu wird auf die Typologie der Wohlfahrtsstaatsregime von Esping-Andersen (1990) zurückgegriffen. Auch wenn die Reinform der Regime in der Realität nicht vorzufinden ist, gilt die Typologie dennoch als geeigneter Ausgangspunkt für einen Vergleich wohlfahrtsstaatlicher Politik in

verschiedenen Ländern (Cochrane et al. 2001: 11f.). Es wird angenommen, dass die Zuordnung zu einem der Regime ein präziseres Abbild der wohlfahrtsstaatlichen Orientierung eines Landes darstellt als die Sozialausgaben. Deshalb werden Dummy-Variablen für die einzelnen Regime gebildet und eingesetzt, um die regimespezifische Hypothese 2 zu testen. Da sich diese Arbeit auf die ursprüngliche Theorie von Esping-Andersen (1990) bezieht, werden die Modelle 4.1 – 4.3 nur für die 18 der 30 OECD-Staaten geschätzt, die er in seiner Typologie berücksichtigt hat. Die Einordnung der Staaten in die einzelnen Regime folgt jedoch den Angaben von Bamba (2006), welche den Dekommodifizierungsindex von Esping-Andersen (1990) mit Daten aus den Jahren 1998/99 neu berechnet hat (vgl. *Tabelle 1*). Dadurch wird ein aktuelleres Bild der wohlfahrtsstaatlichen Ausrichtung der 18 Staaten aufgezeigt.

Tabelle 1: Wohlfahrtsstaatliche Regime nach Bamba (2006)

Wohlfahrtsstaatsregime	Länder
Sozialdemokratischer Wohlfahrtsstaat	Belgien, Frankreich, Finnland, Norwegen, Österreich, Schweden, Schweiz
Konservativer Wohlfahrtsstaat	Dänemark, Deutschland, Irland, Italien, Kanada, Niederlande
Liberaler Wohlfahrtsstaat	Australien, Japan, Neuseeland, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten von Amerika

Quelle: Bamba (2006: 75)

Kontrollvariable

Als Kontrollvariable wird mit den Bildungsausgaben eine bildungspolitische Variable in die Modelle 2.1 – 4.3 aufgenommen. Es wird angenommen, dass höhere Bildungsausgaben die Bildungsungleichheit senken. Laut Wößmann (2008) führen beispielsweise insbesondere höhere Ausgaben für frühkindliche Bildung zu mehr Bildungsgerechtigkeit. Die Bildungsausgaben werden über den durchschnittlichen Anteil der öffentlichen Bildungsausgaben am Bruttoinlandsprodukt eines Landes zwischen 1999 und 2005 gemessen.¹⁶ Auf Basis der Angaben aus der UNESCO-Datenbank werden die entsprechenden Durchschnittswerte berechnet und können *Anhang H* entnommen werden.

¹⁶ Leider sind in der UNESCO-Datenbank keine Daten für die Jahre 1995 bis 1998 vorhanden, so dass der für den Durchschnitt verwendete Zeitraum nicht dem der unabhängigen Variablen entsprechen kann.

3.3 Empirische Ergebnisse

Mit Hilfe makroquantitativer Analysen auf der zweiten Stufe des zweistufigen Verfahrens dieser Arbeit werden makropolitische Ansätze zur Erklärung sozialer Bildungsungleichheit getestet. Dabei handelt es sich um sozioökonomische Ansätze, welche soziale Bildungsungleichheit durch die Generosität des Wohlfahrtsstaates bzw. den ökonomischen Wohlstand in einem Land zu erklären versuchen. Es wird, wie in Kapitel 3.1 dargestellt, erwartet, dass sowohl ein generöser Wohlfahrtsstaat als auch ökonomischer Wohlstand eine senkende Wirkung auf das Niveau der sozialen Bildungsungleichheit in einem Land haben. Die beiden Hypothesen werden für jede Dimension sozialer Bildungsungleichheit in getrennten Modellen unter Kontrolle der Bildungsausgaben getestet. Empirisch zeigt sich jedoch keine Bestätigung für die Hypothesen (vgl. *Tabelle 2*). Wenngleich einige der Regressionskoeffizienten das erwartete Vorzeichen haben, sind die Effekte nicht signifikant. Auch die durch die Modelle erklärte Varianz ist äußerst gering.¹⁷

Lediglich die Bildungsausgaben haben einen signifikanten Effekt auf die Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital. Allerdings widerspricht die Richtung des Effektes der in Kapitel 3.2.3 formulierten Erwartung: steigende Bildungsausgaben scheinen die Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital noch zu verstärken. Das würde bei der hier verwendeten Operationalisierung für soziales Kapital bedeuten, dass mit den Bildungsausgaben auch die Abhängigkeit der individuellen Bildungsleistung von der ethnischen Herkunft steigt. Von höheren Bildungsausgaben scheinen also nicht Migranten, sondern vor allem Inländer zu profitieren. Zu ähnlichen Erkenntnissen – zumindest für den deutschen Fall – kommt auch Esser (2001: 51f.). Er zeigt, dass die Ungleichheit zwischen Inländern und Migranten trotz Bildungsexpansion und der damit verbundenen Erhöhung der Bildungsausgaben in Deutschland zugenommen hat. Bezüglich der übrigen Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit sind die Effekte der Bildungsausgaben nicht signifikant. Auch Schlicht et al. (2010) finden mit einem Mehrebenenmodell angewandt auf die EU-Mitgliedstaaten nur einen sehr schwachen Effekt der Bildungsausgaben auf soziale Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital. Darüber hinaus weist Wößmann (2008: 216) darauf hin, dass höhere Bildungsausgaben nicht automatisch zu höherer

¹⁷ Um die Güte der Modelle in vergleichender Perspektive beurteilen zu können, wird das adjusted R² als Maßzahl für die erklärte Varianz angegeben. Es gilt zu beachten, dass das adjusted R² auch negative Werte annehmen kann, wenn R² sehr niedrig ist (vgl. Greene 2003).

Tabelle 2: Der Effekt sozioökonomischer Variablen auf die Bildungsungleichheit in den 30 OECD-Staaten

	Bildungsungleichheit basierend auf...					
	(1) ökonomischem Kapital		(2) kulturellem Kapital		(3) sozialem Kapital	
	Modell 2.1	Modell 3.1	Modell 2.2	Modell 3.2	Modell 2.3	Modell 3.3
Konstante	25,6244***	25,5619***	18,2651**	20,4431***	-17,8048	-15,4859
Bildungsausgaben als % des BIP (Durchschnitt 1999-2005)	<i>-1,5168</i> (1,2022)	<i>-1,2518</i> (1,1578)	<i>-0,6237</i> (1,0525)	<i>-0,7877</i> (0,9934)	8,7887[†] (4,9741)	9,8989[†] (4,8399)
Sozialausgaben pro Kopf (Durchschnitt 1995-2005)	0,0003 (0,0004)		<i>-0,0005</i> (0,0004)		0,0012 (0,0019)	
BIP pro Kopf (Durchschnitt 1995-2005)		0,0000 (0,0001)		<i>-0,0002</i> (0,0001)		<i>-0,0000</i> (0,0005)
F-Test	0,82	0,59	1,56	1,94	2,39	2,14
Adj. R ²	-0,01	-0,03	0,04	0,06	0,09	0,07
Beobachtungen	30	30	30	30	30	30

Anmerkungen: Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (FGLS-Regression); Standardfehler in Klammern
 Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001
fett gedruckt = signifikanter Effekt
kursiv gedruckt = Vorzeichen des Regressionskoeffizienten zeigt in die erwartete Richtung

Bildungsgerechtigkeit führen. Vielmehr ist entscheidend, wofür die Ausgaben getätigt werden und ob auch die Struktur des Bildungssystems verändert wird.

Die Residual-vs.-Fitted-Plots deuten darauf hin, dass Ausreißer die Regressionsergebnisse beeinflussen könnten (vgl. *Anhang I*). Berechnet man die Modelle für Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital ohne die Ausreißer (Modell 2.1: Island; Modell 3.1: Island und Luxemburg), ergeben sich jedoch keinerlei nennenswerte Änderungen. Für die Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital führt die Entfernung der Ausreißer (Modell 2.2: Korea, Luxemburg, Mexiko und Türkei; Modell 3.2: Korea, Luxemburg, Mexiko, Portugal und Türkei) aus der Länderauswahl hingegen zu erheblichen Veränderungen. So sind der Effekt der Sozialausgaben pro Kopf und der Effekt des BIP pro Kopf nun signifikant negativ auf dem 5%-Niveau. Weiterhin nimmt auch das adjusted R^2 einen höheren Wert an (Modell 2.2: adj. $R^2 = 0,39$; Modell 3.2: adj. $R^2 = 0,45$). Damit bestätigen sich die formulierten Hypothesen bei reduzierter Länderauswahl und bei Verwendung der sozialen Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital als abhängige Variable. Aufgrund von Heteroskedastizität wurden die Modelle zur Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital (ursprüngliche Länderauswahl) auch noch einmal mit robusten Standardfehlern berechnet. Dadurch ergaben sich jedoch keinerlei Änderungen hinsichtlich der Effekte. Die erneute Berechnung der Modelle zur Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital mit einer um die Ausreißer (Modell 2.3: Luxemburg und Mexiko; Modell 3.3: Korea und Luxemburg) reduzierten Länderauswahl führt zu keinen Veränderungen.

Um der Kritik an der Operationalisierung des Wohlfahrtsstaates mittels der Sozialausgaben (vgl. Kapitel 3.2) Rechnung zu tragen, wird eine alternative Operationalisierung eingeführt. Diese umfasst eine Länderauswahl von 18 OECD-Staaten und basiert auf den Wohlfahrtsstaatsregimen von Esping-Andersen. Die Ergebnisse für die Modelle 4.1 – 4.2 unter Verwendung des sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaates als Referenzkategorie können *Tabelle 3* entnommen werden. Bei dieser Art der Operationalisierung des Wohlfahrtsstaates ist die erklärte Varianz der Modelle für Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem bzw. sozialem Kapital deutlich höher. Erneut zeigen sich allerdings kaum signifikante Effekte. Die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten für den Effekt des liberalen Wohlfahrtsstaates auf Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem bzw. kulturellem Kapital zeigen zwar in die erwartete Richtung, der Effekt ist jedoch nicht signifikant. Hinsichtlich der

Table 3: Der Effekt des Wohlfahrtsstaatsregimes auf die Bildungsungleichheit in 18 OECD-Staaten

	Bildungsungleichheit basierend auf...		
	(1) ökonomischem Kapital	(2) kulturellem Kapital	(3) sozialem Kapital
	Modell 4.1	Modell 4.2	Modell 4.3
Konstante	20,8066 [†]	21,2052**	47,4856
Bildungsausgaben als % des BIP (Durchschnitt 1999- 2005)	0,0185 (1,8145)	-1,9198[†] (1,0340)	-0,5507 (6,4675)
Sozialdemokratischer Wohlfahrtsstaat	<u>Referenzkategorie</u>	<u>Referenzkategorie</u>	<u>Referenzkategorie</u>
Konservativer Wohlfahrtsstaat	-0,8669 (3,2134)	-1,3845 (1,8216)	-20,3039[†] (10,9825)
Liberaler Wohlfahrtsstaat	<i>0,5106</i> (3,4414)	<i>1,2243</i> (1,9479)	-47,5432** (11,5512)
F-Test	0,07	2,50	7,15**
Adj. R ²	-0,20	0,21	0,52
Beobachtungen	18	18	18

Anmerkungen: Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (FGLS-Regression); Standardfehler in Klammern
 Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001
fett gedruckt = signifikanter Effekt
kursiv gedruckt = Vorzeichen des Regressionskoeffizienten zeigt in die erwartete Richtung

Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital zeigen sich signifikante Effekte, die der regimespezifischen Hypothese 2 widersprechen. Sowohl der liberale als auch der konservative Wohlfahrtsstaat hat im Vergleich zum sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaat einen signifikant negativen Effekt auf Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital. Es ist an dieser Stelle erneut wichtig, die Operationalisierung des sozialen Kapitals in dieser Arbeit zu berücksichtigen. So bedeutet der signifikant negative Effekt, dass der Einfluss der ethnischen Herkunft (Inländer) auf die individuelle Bildungsleistung in liberalen bzw. konservativen Wohlfahrtsstaaten im Vergleich zu sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaaten geringer ist. Vermutlich ist dies jedoch nicht direkt auf die wohlfahrtsstaatliche Politik in den Ländern zurückzuführen. Vielmehr scheinen hier die Einwanderungspolitik dieser Länder und – zumindest für die liberalen Wohlfahrtsstaaten – die liberalen und durchlässigen Gesellschaftsstrukturen eine Rolle zu spielen. Kanada (konservativer Wohlfahrtsstaat) und Australien (liberaler Wohlfahrtsstaat) bevorzugen zum Beispiel durch einwanderungspolitische Programme gut ausgebildete Migranten (vgl. Walsh 2008). Auch ein Bericht des britischen Innenministeriums gibt an, „the immigrant community as a whole is well educated“ (Kempton 2002: 18). Die Kinder gut ausgebildeter Migranten profitieren wiederum vom ökonomischen und kulturellen Kapital ihrer Eltern. Wie bereits beschrieben, konnten für Australien und Neuseeland beispielsweise schon in verschiedenen Studien höhere Bildungsleistungen von Migranten im Vergleich zu Inländern nachgewiesen werden (Khoo et al. 2002; Levels et al. 2008).

In den Modellen 4.1 – 4.3 wurden erneut die Bildungsausgaben als Kontrollvariable berücksichtigt. Bei diesen Modellen mit der alternativen Operationalisierung des Wohlfahrtsstaates zeigt sich nun eine signifikant negative Wirkung der Bildungsausgaben auf Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital. Dies entspricht der Erwartung, dass steigende Bildungsausgaben zur Reduktion von Bildungsungleichheit beitragen können.

4 Diskussion

Ziele dieser Arbeit waren die empirische Bestandsaufnahme sozialer Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten sowie der Test makropolitischen Ansätze zur Erklärung zwischenstaatlicher Varianz. Soziale Bildungsungleichheit wurde als die Abhängigkeit der individuellen Bildungsleistung im Schulbildungsprozess von der sozialen Herkunft definiert.

Auf der ersten Stufe des zweistufigen Analyseverfahrens konnte zunächst gezeigt werden, dass sich die OECD-Staaten hinsichtlich des Niveaus der sozialen Bildungsungleichheit signifikant unterscheiden. Die erstellten Länderrangreihen zeigen diese Unterschiede auf. Weiterhin ist soziale Bildungsungleichheit den Ergebnissen dieser Arbeit zufolge nicht als einheitliches, sondern als mehrdimensionales Konzept anzusehen. Es gilt, je nach verwendetem Indikator für die soziale Herkunft (ökonomisches, kulturelles oder soziales Kapital) verschiedene Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit zu unterscheiden. Die Länderrangreihen für diese drei Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit variieren. Dies bedeutet, dass in unterschiedlichen Ländern verschiedene Herkunftsindikatoren von besonderer Wichtigkeit für die individuelle Bildungsleistung sind. In den osteuropäischen Staaten scheint beispielsweise die Bildung der Eltern eine sehr große Rolle für die Bildungsleistung des Kindes zu spielen. Der hohe Einfluss des kulturellen Kapitals in den ehemaligen Ostblock-Staaten bedarf weiterer Untersuchungen. Möglicherweise gilt für diese Länder eine leicht angepasste Form der Erklärung, welche Lynch (1990: 4f.) für den hohen Einfluss des Kulturkapitals auf die Bildungsleistung in Irland in den 1970er und 1980er Jahren anführt. Sie sieht in der kolonialen Vergangenheit und der daraus resultierenden mangelnden Industrialisierung den Grund für diese Entwicklung. Durch die Abwesenheit von Wohlstand und industriellen Möglichkeiten wird das kulturelle Kapital zur wichtigsten Determinante des sozialen Status. Auch in den postkommunistischen Staaten gab es nach dem Fall des Eisernen Vorhangs im Jahr 1989 und damit im Geburtszeitraum der PISA 2006-Kohorte kaum Wohlstand und industrielle Möglichkeiten für die Elterngeneration. Insofern könnte die Argumentation von Lynch (1990) auch auf diese Staaten übertragbar sein.

Auf der zweiten Stufe des Analyseverfahrens konnten keine nennenswerten Effekte festgestellt werden. Sozioökonomische Ansätze scheinen die zwischenstaatliche Varianz sozialer Bildungsungleichheit nicht erklären zu können. Die Bildungsausgaben haben ebenfalls kaum signifikante Effekte auf die soziale Bildungsungleichheit in den OECD-Staaten. Dies spricht dafür, dass sich künftige Forschungsarbeiten auf den Einfluss konkreter Bildungspolitiken auf soziale Bildungsungleichheit konzentrieren sollten. Insbesondere die institutionelle und inhaltliche Ausgestaltung des Bildungssystems scheint hierbei eine Rolle zu spielen. So zeigen zum Beispiel Schlicht et al. (2010) und Schütz et al. (2008), dass die institutionelle Ausgestaltung des Bildungssystems einen entscheidenden Einfluss auf soziale Bildungsungleichheit hat. Übereinstimmend finden diese beiden international vergleichenden Studien Evidenz für einen negativen Effekt frühkindlicher Bildungseinrichtungen auf soziale

Bildungsungleichheit. Aus der vorliegenden Arbeit kann weiterhin gefolgert werden, dass sich makropolitische Studien künftig auf die Erklärung der unterschiedlichen Bedeutung verschiedener Herkunftsvariablen in den einzelnen Ländern konzentrieren sollten. Es gilt beispielsweise zu klären, warum das kulturelle Kapital in den osteuropäischen Ländern einen sehr großen und in den nordeuropäischen Ländern nur einen sehr geringen Einfluss auf die individuelle Bildungsleistung hat. Hier könnte die erwähnte ökonomische Erklärung von Lynch (1990) eine Rolle spielen, die den hohen Einfluss kulturellen Kapitals in der geringen industriellen Entwicklung eines Landes begründet sieht. Des Weiteren könnte aber auch die inhaltliche Ausgestaltung des Bildungssystems einen Hinweis auf die besondere Bedeutung bestimmter Kapitalformen geben. Barone (2006) spricht beispielsweise von der geringen Bedeutung der Geisteswissenschaften in nordeuropäischen Schulsystemen.

Hinsichtlich der Operationalisierung einzelner Konzepte weist die vorliegende Arbeit Verbesserungspotenzial auf. Sofern die entsprechenden Daten vorhanden sind, gilt es dieses Potenzial in nachfolgenden Forschungsprojekten auszuschöpfen. Ein Desiderat für künftige Studien ist eine breitere Operationalisierung des Konstruktes ‚Sozialkapital‘. Um dies leisten zu können, wäre eine Erhebung verschiedener Facetten des Sozialkapitals, wie zum Beispiel die Erfassung der sozialen Netzwerke oder des sozialen Vertrauens der Eltern (vgl. Freitag/Traunmüller 2008), in Bildungsstudien wie PISA wünschenswert. Durch Anwendung der Bourdieu’schen Kapitaltheorie zur Operationalisierung der sozialen Herkunft wurden die wichtigsten sozialen Einflussfaktoren auf die individuelle Bildungsleistung abgedeckt. Dennoch gibt es Evidenz für weitere Einflussfaktoren, welche im weitesten Sinne für die soziale Herkunft stehen. Diverse Studien deuten beispielsweise darauf hin, dass die Nachbarschaft in der ein Kind aufwächst, für den schulischen Erfolg ebenso wichtig ist wie die familiäre Herkunft (vgl. Datcher 1982; Stewart et al. 2007). Sofern die Datenlage es zulässt, wäre es interessant, derartige Effekte in künftigen Studien ebenfalls zu berücksichtigen.

Zusammenfassend bietet die vorliegende Arbeit vielerlei Anknüpfungspunkte für nachfolgende Forschungsprojekte. Die mikrosoziologischen Zusammenhänge zwischen der sozialen Herkunft und der individuellen Bildungsleistung in den OECD-Staaten sind durch die empirische Bestandsaufnahme in dieser Arbeit ausführlich beschrieben. Der Schwerpunkt künftiger Forschung sollte auf der Erklärung zwischenstaatlicher Unterschiede hinsichtlich sozialer Bildungsungleichheit durch bildungspolitische Ansätze liegen. Weiterhin ist in

nachfolgenden Studien die Existenz verschiedener Dimensionen sozialer Bildungsungleichheit, die in der vorliegenden Arbeit gezeigt werden konnte, zu beachten. Es gilt, in künftigen Arbeiten zu klären, warum die Bedeutung einzelner Herkunftsindikatoren für die individuelle Bildungsleistung zwischen verschiedenen Staaten variiert.

Anhang

Anhang A: Anzahl der Beobachtungen pro Land und Geschlechterverteilung in Prozent (PISA-Studie 2006)

Land	Anzahl der Beobachtungen	männlich (in Prozent)	weiblich (in Prozent)
AUS	14.170	50,76	49,24
AUT	4.927	50,33	49,67
BEL	8.857	52,23	47,77
CAN	22.646	49,03	50,97
CHE	12.192	51,25	48,75
CZE	5.932	53,03	46,97
DEU	4.891	50,93	49,07
DNK	4.532	48,57	51,43
ESP	19.604	50,01	49,99
FIN	4.714	49,41	50,59
FRA	4.716	48,60	51,40
GRC	4.873	49,91	50,09
HUN	4.490	50,91	49,09
IRL	4.585	49,38	50,62
ISL	3.789	49,54	50,46
ITA	21.773	50,22	49,78
JPN	5.952	50,45	49,55
KOR	5.176	50,48	49,52
LUX	4.567	50,49	49,51
MEX	30.971	45,81	54,19
NLD	4.871	51,34	48,66
NOR	4.692	51,47	48,53
NZL	4.823	48,72	51,28
POL	5.547	49,02	50,98
PRT	5.109	47,47	52,53
SVK	4.731	50,54	49,46
SWE	4.443	51,36	48,64
TUR	4.942	53,66	46,34
UK	13.152	49,60	50,40
USA	5.610	50,61	49,39

Quelle: PISA-Studie 2006

Anhang B: Durchschnittlicher Wert des PV Mathematik pro Land (PISA-Studie 2006)

Land	Teilnehmerzahl
AUS	516,3 (85,9)
AUT	509,5 (91,5)
BEL	526,9 (97,8)
CAN	517,4 (82,2)
CHE	528,3 (90,6)
CZE	536,0 (103,8)
DEU	504,3 (95,5)
DNK	512,2 (80,0)
ESP	501,7 (83,9)
FIN	549,0 (76,4)
FRA	496,4 (91,4)
GRC	462,0 (86,5)
HUN	496,2 (85,4)
IRL	502,3 (77,7)
ISL	505,6 (83,6)
ITA	473,6 (92,3)
JPN	525,6 (86,3)
KOR	547,2 (88,8)
LUX	490,5 (88,9)
MEX	420,7 (72,0)
NLD	537,4 (83,7)
NOR	489,8 (86,7)
NZL	523,8 (88,5)
POL	500,9 (84,3)
PRT	470,9 (85,4)
SVK	495,1 (89,6)
SWE	503,2 (85,5)
TUR	428,2 (89,3)
UK	497,3 (84,0)
USA	474,7 (85,5)

Anmerkung: Eigene Berechnungen auf Grundlage der PISA-Studie 2006; Standardabweichung in Klammern

Anhang C: Deskriptive Statistik der unabhängigen Variablen der ersten Stufe des Analyseverfahrens

Land	Durchschnittlicher Wert des Index für häusliche Besitztümer	Durchschnittlicher Wert des höchsten Bildungsniveaus der Eltern	Anteil der Inländer
AUS	0,17 (0,85)	4,64 (1,39)	0,80 (0,40)
AUT	0,28 (0,83)	4,27 (1,22)	0,87 (0,33)
BEL	0,11 (0,82)	4,67 (1,31)	0,88 (0,33)
CAN	-0,06 (0,81)	4,96 (1,10)	0,88 (0,32)
CHE	0,05 (0,76)	4,07 (1,56)	0,78 (0,41)
CZE	0,04 (0,86)	4,53 (1,18)	0,98 (0,13)
DEU	0,34 (0,89)	4,27 (1,54)	0,86 (0,35)
DNK	0,38 (0,93)	4,61 (1,22)	0,92 (0,27)
ESP	0,14 (0,80)	3,97 (1,78)	0,95 (0,21)
FIN	0,15 (0,79)	5,03 (1,17)	0,98 (0,12)
FRA	0,00 (0,83)	4,05 (1,55)	0,87 (0,33)
GRC	-0,41 (0,84)	4,36 (1,53)	0,94 (0,25)
HUN	-0,00 (0,96)	4,29 (1,23)	0,98 (0,13)
IRL	-0,03 (0,85)	4,44 (1,28)	0,95 (0,23)
ISL	0,92 (0,87)	4,51 (1,40)	0,98 (0,13)
ITA	0,13 (0,85)	3,81 (1,41)	0,96 (0,20)
JPN	-0,48 (0,76)	4,96 (1,13)	1,00 (0,06)
KOR	-0,19 (0,92)	4,48 (1,38)	1,00 (0,01)
LUX	0,34 (0,94)	3,92 (1,83)	0,64 (0,48)
MEX	-1,03 (1,16)	3,43 (2,10)	0,98 (0,12)
NLD	0,27 (0,85)	4,82 (1,50)	0,89 (0,31)
NOR	0,52 (0,92)	4,84 (0,99)	0,94 (0,24)
NZL	0,13 (0,93)	4,50 (1,44)	0,77 (0,42)
POL	-0,17 (1,03)	4,06 (1,14)	1,00 (0,04)
PRT	0,06 (1,07)	2,76 (2,17)	0,95 (0,22)
SVK	-0,32 (0,91)	4,33 (1,10)	1,00 (0,07)
SWE	0,20 (0,85)	4,93 (1,36)	0,89 (0,31)
TUR	0,17 (0,85)	2,71 (1,80)	0,99 (0,11)
UK	0,08 (0,88)	4,43 (1,34)	0,95 (0,22)
USA	0,28 (0,83)	4,79 (1,27)	0,84 (0,36)

Anmerkung: Eigene Berechnungen auf Grundlage der PISA-Studie 2006; Standardabweichung in Klammern

Anhang D: Messung und Codierung der in Modell 1 verwendeten Variablen

Variable	Indikator	Variablentyp und ggf. Codierung
<i>Abhängige Variable</i>		
Bildungsleistung	Durchschnitt der Plausible Values in Mathematik (Mittelwert PV1MATH – PV5MATH)	Metrische Variable
<i>Unabhängige Variablen</i>		
Ökonomisches Kapital	HOMEPOS = Index of home possessions PISA 2006 (a desk to study at, a room of your own, a quiet place to study, educational software, a link to the Internet, your own calculator, classic literature, books of poetry, works of art, books to help with your school work, a dictionary, a dishwasher (country-specific), a <DVD or VCR> player (country-specific), <Country-specific wealth item 1-3>, cellular phones, televisions, computers, cars, How many books are there in your home?)	Metrische Variable

Kulturelles Kapital	HISCED = Highest educational level of parents (ISCED)	Kategoriale Variable: 0 = ISCED 0 (= vorschulische Erziehung) 1 = ISCED 1 (= Grundbildung) 2 = ISCED 2 (= Sekundarstufe 1) 3 = ISCED 3B, C (= Sekundarstufe 2) 4 = ISCED 3A, ISCED 4 (= Postsekundäre Bildung) 5 = ISCED 5B (= tertiäre Bildung, nicht universitär) 6 = ISCED 5A, 6 (= tertiäre Bildung, universitär)
Soziales Kapital	Migrationshintergrund (ST11Q01 to ST11Q03, Q11a – In what country were you and your parents born? (Please tick one answer in each column))	Dichotome Variable: 1 = Inländer 0 = Migranten (bis zur zweiten Generation)
<i>Kontrollvariable</i>	ST04Q01, Q4 – Are you female or male?	Dichotome Variable: 1 = weiblich 0 = männlich

Quelle: OECD 2009c; UNESCO 2006

Anhang E: Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen und der Kontrollvariable der ersten Stufe des Analyseverfahrens

	häusliche Besitztümer	höchstes Bildungsniveau der Eltern	Migrations- hintergrund ^a	Geschlecht ^b
häusliche Besitztümer	1,0000			
höchstes Bildungsniveau der Eltern	0,4040 (0,0000)	1,0000		
Migrations- hintergrund ^a	0,0403 (0,0000)	0,0153 (0,0000)	1,0000	
Geschlecht ^b	-0,0131 (0,0000)	-0,0328 (0,0000)	0,0009 (0,6600)	1,0000

Anmerkung: a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

Anhang F: Regressionstabellen für Modell 1 pro Land

AUSTRALIEN

	Kompetenzwert Mathematik
Konstante	472,38 (2,98)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	19,63 (0,84)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	13,29 (0,51)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	-12,79 (1,71)***
Geschlecht ^b	-15,46 (1,36)***
F-Test	478,57***
Adj. R ²	0,12
Beobachtungen	13.547

Anmerkung: Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001
a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

ÖSTERREICH

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	437,32 (5,59)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	24,73 (1,55)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	8,47 (1,03)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	48,56 (3,74)***
Geschlecht ^b	-24,87 (2,40)***
F-Test	219,55***
Adj. R ²	0,15
Beobachtungen	4.864
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

BELGIEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	416,52 (4,26)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	25,58 (1,23)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	12,28 (0,77)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	68,14 (2,93)***
Geschlecht ^b	-10,19 (1,86)***
F-Test	497,01***
Adj. R ²	0,19
Beobachtungen	8.418
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

KANADA

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	462,63 (3,10)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	16,94 (0,69)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	12,96 (0,51)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	0,87 (1,63)
Geschlecht ^b	-12,97 (1,06)***
F-Test	477,82***
Adj. R ²	0,08
Beobachtungen	21.524
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

SCHWEIZ

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	446,24 (2,58)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	15,84 (1,04)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	10,06 (0,50)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	62,04 (1,86)***
Geschlecht ^b	-13,23 (1,50)***
F-Test	634,55***
Adj. R ²	0,18
Beobachtungen	11.840
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

TSCHECHIEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	400,27 (10,75)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	27,32 (1,52)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	21,85 (1,11)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	41,84 (9,28)***
Geschlecht ^b	-7,62 (2,48)**
F-Test	275,43***
Adj. R ²	0,16
Beobachtungen	5.841
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

DEUTSCHLAND

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	411,69 (4,94)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	23,37 (1,52)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	13,42 (0,85)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	49,83 (3,71)***
Geschlecht ^b	-17,33 (2,50)***
F-Test	284,02***
Adj. R ²	0,20
Beobachtungen	4.452
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

DÄNEMARK

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	429,40 (5,66)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	18,54 (1,29)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	9,31 (0,98)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	43,58 (4,42)***
Geschlecht ^b	-10,80 (2,23)***
F-Test	172,76***
Adj. R ²	0,14
Beobachtungen	4.382
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

SPANIEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	413,28 (3,05)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	15,07 (0,76)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	10,53 (0,34)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	53,80 (2,71)***
Geschlecht ^b	-10,42 (1,12)***
F-Test	686,59***
Adj. R ²	0,13
Beobachtungen	19.047
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

FINNLAND

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	433,31 (9,44)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	17,85 (1,37)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	10,29 (0,93)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	70,26 (8,56)***
Geschlecht ^b	-13,50 (2,11)***
F-Test	126,40***
Adj. R ²	0,10
Beobachtungen	4.630
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

FRANKREICH

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	433,76 (4,66)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	31,14 (1,58)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	11,92 (0,85)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	26,57 (3,72)***
Geschlecht ^b	-7,53 (2,40)**
F-Test	271,89***
Adj. R ²	0,20
Beobachtungen	4.390
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

GRIECHENLAND

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	376,68 (6,42)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	16,46 (1,50)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	16,51 (0,81)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	23,00 (4,73)***
Geschlecht ^b	-0,39 (2,29)
F-Test	218,03***
Adj. R ²	0,15
Beobachtungen	4.790
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

UNGARN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	402,92 (9,93)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	14,65 (1,33)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	24,83 (1,05)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	-7,58 (8,77)
Geschlecht ^b	-9,86 (2,25)***
F-Test	317,61***
Adj. R ²	0,22
Beobachtungen	4.437
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

IRLAND

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	440,45 (6,51)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	20,68 (1,39)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	12,11 (0,92)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	18,09 (4,79)***
Geschlecht ^b	-13,14 (2,16)***
F-Test	171,81***
Adj. R ²	0,13
Beobachtungen	4.397
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

ISLAND

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	370,73 (10,56)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	2,13 (1,56)
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	16,44 (0,96)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	59,95 (9,83)***
Geschlecht ^b	4,58 (2,60) [†]
F-Test	92,83***
Adj. R ²	0,09
Beobachtungen	3.665
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

ITALIEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	411,86 (3,64)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	17,64 (0,77)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	9,14 (0,46)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	36,15 (3,09)***
Geschlecht ^b	-16,12 (1,20)***
F-Test	483,55***
Adj. R ²	0,08
Beobachtungen	4.397
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

JAPAN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	410,70 (20,13)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	15,42 (1,44)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	20,67 (0,97)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	30,85 (19,33)
Geschlecht ^b	-18,38 (2,09)***
F-Test	212,91***
Adj. R ²	0,13
Beobachtungen	5.770
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

KOREA

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	582,25 (80,88)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	30,64 (1,37)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	7,31 (0,91)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	-55,79 (80,72)
Geschlecht ^b	-9,91 (2,27)***
F-Test	224,52***
Adj. R ²	0,15
Beobachtungen	5.089
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

LUXEMBURG

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	441,39 (3,38)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	20,89 (1,44)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	8,74 (0,74)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	28,42 (2,78)***
Geschlecht ^b	-13,54 (2,46)***
F-Test	240,64***
Adj. R ²	0,19
Beobachtungen	4.199
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

MEXIKO

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	359,22 (3,21)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	14,78 (0,39)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	5,28 (0,21)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	68,93 (3,03)***
Geschlecht ^b	-13,69 (0,76)***
F-Test	1365,99***
Adj. R ²	0,15
Beobachtungen	29.812
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

NIEDERLANDE

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	476,32 (4,86)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	23,40 (1,43)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	6,42 (0,82)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	36,16 (3,77)***
Geschlecht ^b	-12,86 (2,25)***
F-Test	185,74***
Adj. R ²	0,14
Beobachtungen	4.702
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

NORWEGEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	400,97 (7,94)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	12,11 (1,44)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	10,59 (1,32)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	39,93 (5,24)***
Geschlecht ^b	-5,55 (2,49)*
F-Test	73,86***
Adj. R ²	0,06
Beobachtungen	4.443
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

NEUSEELAND

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	485,35 (5,18)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	24,46 (1,38)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	11,02 (0,89)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	-1,57 (2,95)
Geschlecht ^b	-15,30 (2,44)***
F-Test	174,78***
Adj. R ²	0,14
Beobachtungen	4.397
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

POLEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	372,70 (24,57)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	16,44 (1,15)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	21,15 (1,04)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	49,45 (24,03)*
Geschlecht ^b	-5,80 (2,07)**
F-Test	300,83***
Adj. R ²	0,18
Beobachtungen	5.388
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

PORTUGAL

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	421,05 (5,50)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	23,25 (1,18)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	6,80 (0,58)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	40,01 (5,00)***
Geschlecht ^b	-13,12 (2,16)***
F-Test	288,04***
Adj. R ²	0,19
Beobachtungen	4.999
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

SLOWAKEI

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	371,06 (17,47)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	22,00 (1,42)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	23,12 (1,19)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	37,09 (16,69)*
Geschlecht ^b	-10,57 (2,34)***
F-Test	278,99***
Adj. R ²	0,19
Beobachtungen	4.673
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

SCHWEDEN

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	428,76 (5,98)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	19,48 (1,52)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	8,05 (0,94)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	39,62 (4,00)***
Geschlecht ^b	-2,88 (2,45)
F-Test	120,82***
Adj. R ²	0,10
Beobachtungen	4.239
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

TÜRKEI

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	443,59 (10,94)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	18,67 (1,16)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	11,41 (0,75)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	-17,90 (10,56) [†]
Geschlecht ^b	-14,53 (2,36)***
F-Test	247,12***
Adj. R ²	0,17
Beobachtungen	4.793
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

VEREINIGTES KÖNIGREICH

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	461,66 (4,21)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	23,10 (0,86)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	8,10 (0,56)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	11,36 (3,38)**
Geschlecht ^b	-15,02 (1,42)***
F-Test	364,84***
Adj. R ²	0,11
Beobachtungen	11.906
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

VEREINIGTE STAATEN VON AMERIKA

Kompetenzwert Mathematik	
Konstante	414,36 (4,87)***
häusliche Besitztümer (ökonomisches Kapital)	24,33 (1,17)***
höchstes Bildungsniveau der Eltern (kulturelles Kapital)	14,28 (0,93)***
Migrationshintergrund ^a (soziales Kapital)	4,85 (3,02)
Geschlecht ^b	-13,58 (2,09)***
F-Test	298,74***
Adj. R ²	0,18
Beobachtungen	5.368
<i>Anmerkung:</i>	Angabe nicht standardisierter Regressionskoeffizienten (OLS-Regression); Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveau: † < 0,1 * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001 a Referenzkategorie: Migranten; b Referenzkategorie: Männer

Anhang G: Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen der zweiten Stufe des Analyseverfahrens

	Sozialausgaben pro Kopf (Durchschnitt 95-05)	BIP pro Kopf (Durchschnitt 95-05)	Bildungsausgaben als % des BIP (Durchschnitt 99-05)
Sozialausgaben pro Kopf (Durchschnitt 95-05)	1,0000		
BIP pro Kopf (Durchschnitt 95-05)	0,8737 (0,0000)	1,0000	
Bildungsausgaben als % des BIP (Durchschnitt 99-05)	0,3625 (0,0490)	0,2191 (0,2446)	1,0000

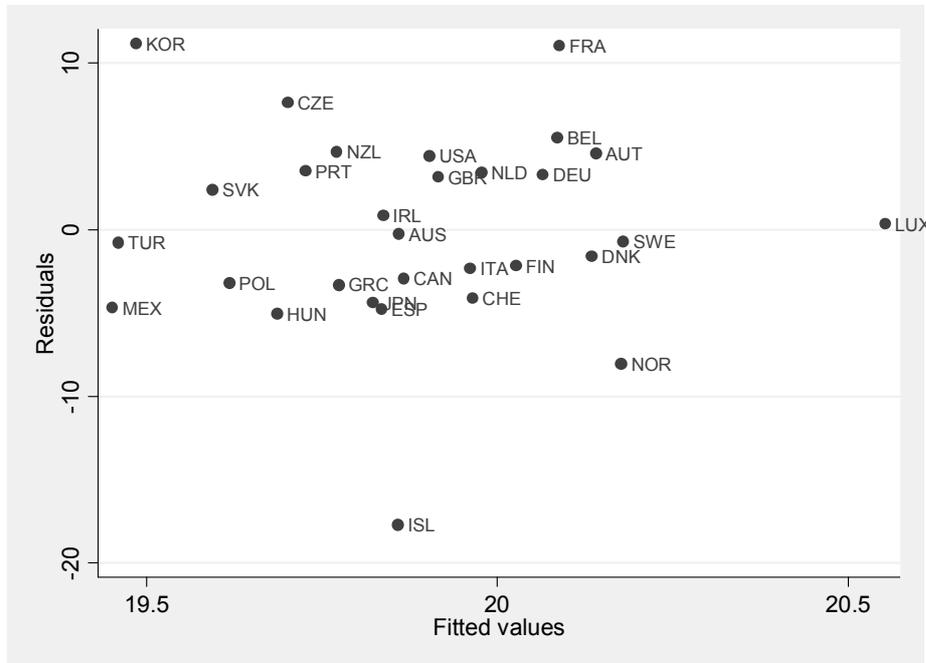
Anhang H: Deskriptive Statistik der unabhängigen Variablen der zweiten Stufe des Analyseverfahrens

Land	Sozialausgaben pro Kopf in US Dollar (Durchschnitt 1995-2005)	BIP pro Kopf in US Dollar (Durchschnitt 1995-2005)	Bildungsausgaben als % des BIP (Durchschnitt 1999-2005)
AUS	5.084 (762)	27.348 (4.149)	4,44 (0,08)
AUT	8.140 (1.013)	28.246 (3.367)	5,32 (0,30)
BEL	7.541 (888)	27.129 (3.520)	5,73 (0,07)
CAN	5.157 (513)	28.195 (3.986)	4,90 (0,28)
CHE	6.227 (890)	31.123 (2.950)	5,42 (0,30)
CZE	3.355 (567)	15.842 (2.507)	4,00 (0,21)
DEU	7.316 (770)	26.249 (2.894)	4,26 (0,08)
DNK	8.074 (869)	28.210 (3.376)	6,68 (0,19)
ESP	4.811 (797)	21.379 (3.873)	4,15 (0,05)
FIN	6.896 (791)	24.854 (4.084)	5,70 (0,21)
FRA	7.576 (944)	24.932 (3.266)	5,48 (0,12)
GBR	5.690 (986)	26.139 (4.386)	4,82 (0,32)
GRC	4.146 (884)	19.170 (3.631)	3,51 (0,27)
HUN	3.192 (518)	12.699 (2.835)	4,84 (0,42)
IRL	4.838 (1.227)	28.278 (7.022)	4,11 (0,13)
ISL	5.067 (922)	29.072 (3.669)	6,63 (0,72)
ITA	6.188 (929)	25.058 (2.487)	4,45 (0,17)
JPN	4.676 (786)	25.808 (2.428)	3,54 (0,07)
KOR	1.001 (335)	17.501 (3.217)	3,98 (0,21)
LUX	12.630 (2.915)	51.856 (10.382)	3,54 (-)
MEX	633 (171)	9.786 (1.519)	4,79 (0,30)
NLD	6.363 (733)	28.442 (4.556)	4,59 (0,23)
NOR	8.532 (1.612)	33.905 (7.458)	6,12 (0,33)
NZL	4.116 (421)	20.676 (2.586)	5,60 (0,12)
POL	2.451 (408)	10.528 (1.984)	5,20 (0,29)
PRT	3.630 (808)	16.760 (2.469)	5,35 (0,11)
SVK	2.186 (347)	11.652 (2.459)	3,95 (0,18)
SWE	8.568 (958)	27.012 (3.684)	6,23 (0,17)
TUR	726 (479)	8.785 (1.163)	2,77 (0,15)
USA	5.553 (817)	34.576 (4.732)	5,18 (0,30)

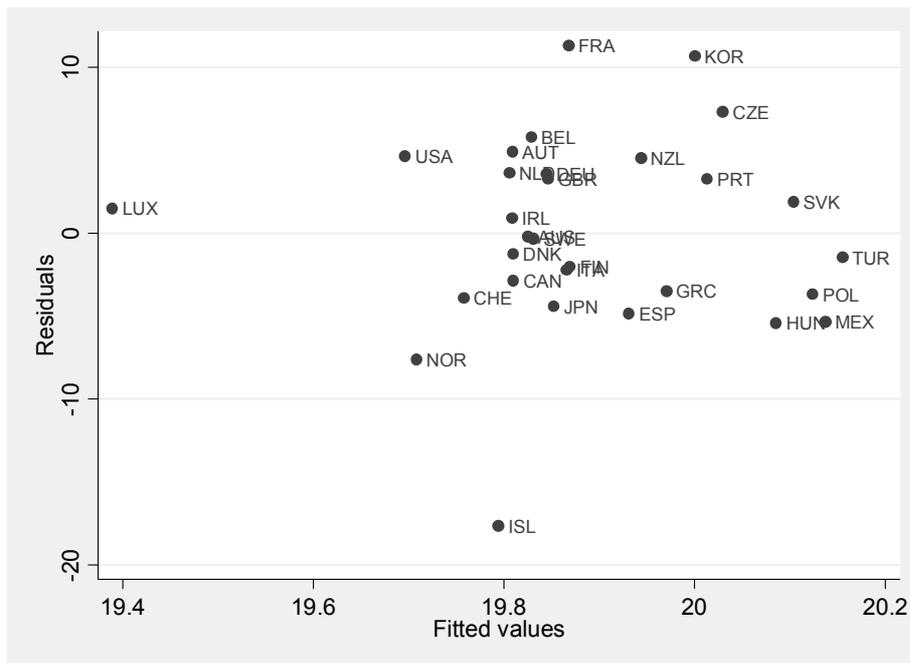
Anmerkung: Eigene Berechnungen auf Grundlage der Angaben aus der OECD-Datenbank (<http://stats.oecd.org/Index.aspx>) bzw. der UNESCO-Datenbank (<http://stats.uis.unesco.org>); Standardabweichung in Klammern

Anhang I: Residual-vs.-Fitted Plots

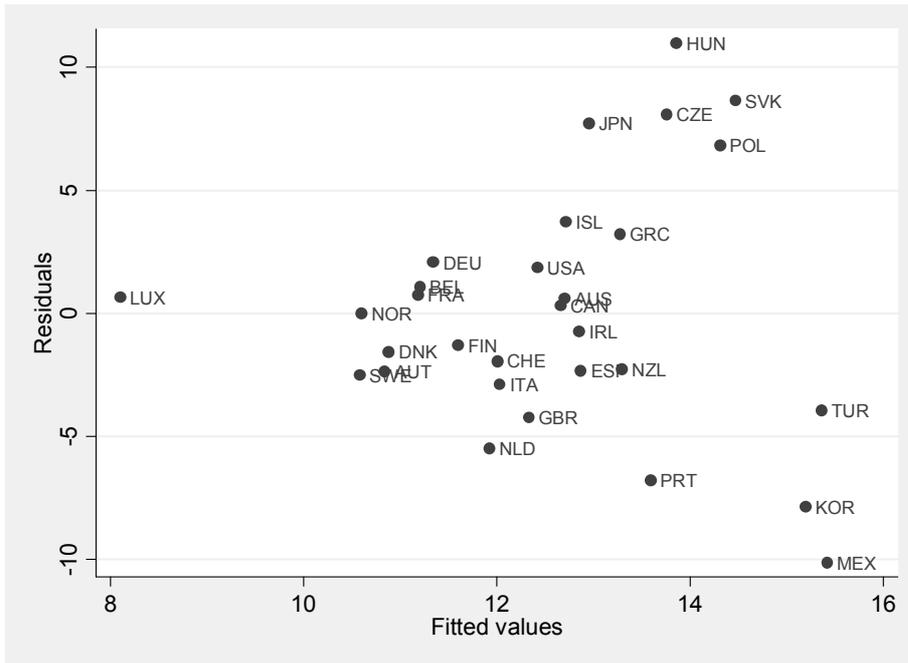
1. Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital und Sozialausgaben pro Kopf 1995-2005



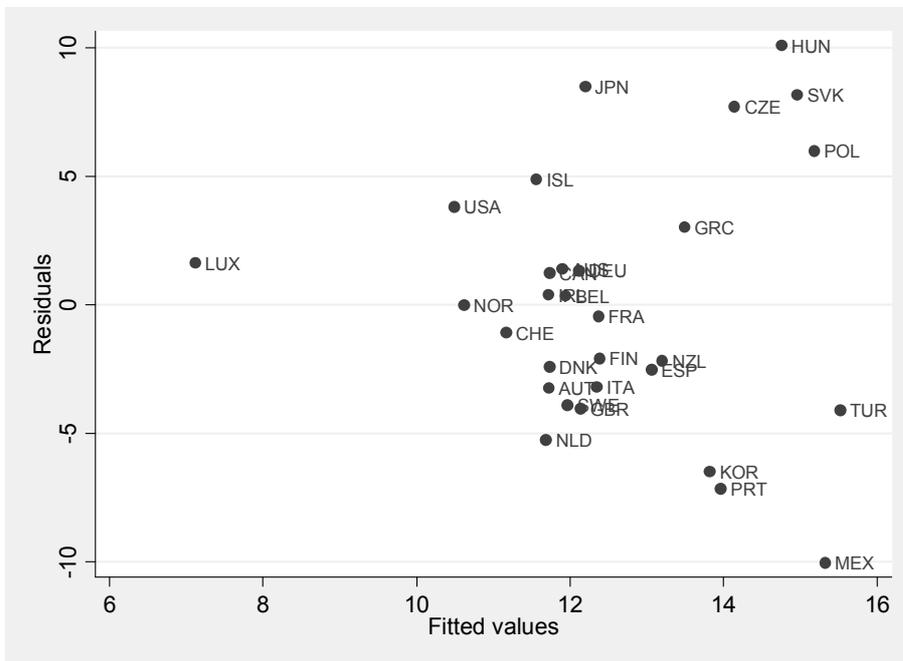
2. Bildungsungleichheit basierend auf ökonomischem Kapital und BIP pro Kopf 1995-2005



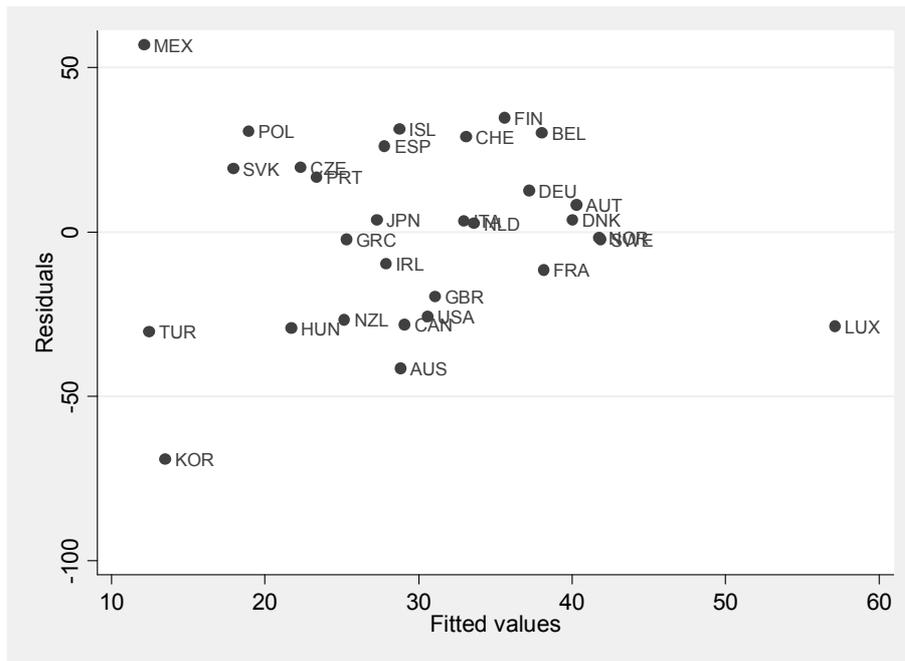
3. Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital und Sozialausgaben pro Kopf 1995-2005



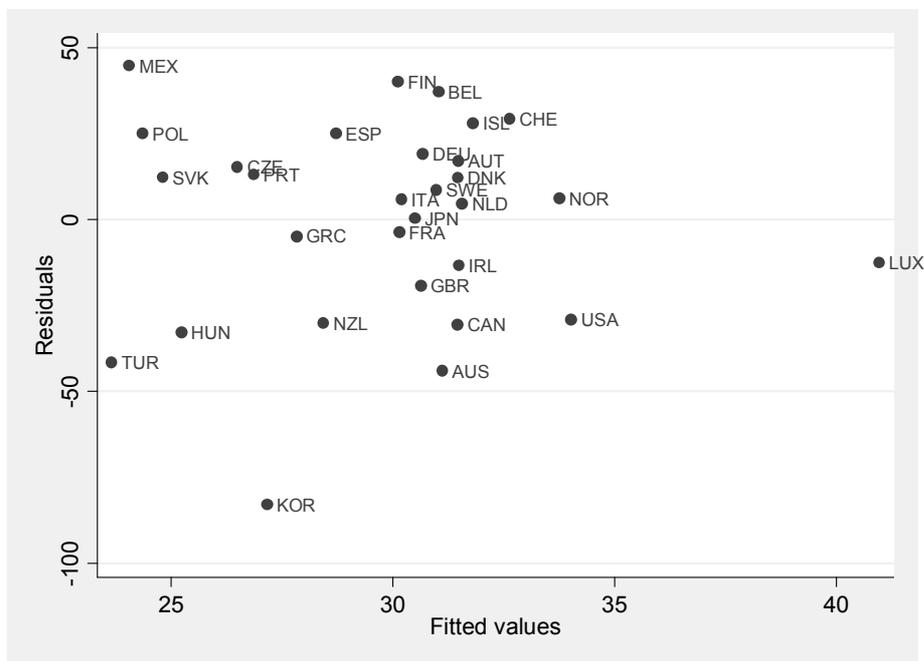
4. Bildungsungleichheit basierend auf kulturellem Kapital und BIP pro Kopf 1995-2005



5. Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital und Sozialausgaben pro Kopf 1995-2005



6. Bildungsungleichheit basierend auf sozialem Kapital und BIP pro Kopf 1995-2005



Literaturverzeichnis

- Achen, C. H., 2002: Toward a New Political Methodology: Microfoundations and ART. *Annual Review of Political Science*, 5: 423-450.
- Allmendinger, J., 2004: Verschenkte Chancen. Handlungsspielräume für die Bildungspolitik. *Internationale Politik*, 59(5): 58-66.
- Allmendinger, J., 2009: Der Sozialstaat des 21. Jahrhunderts braucht zwei Beine. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 45: 3-5.
- Allmendinger, J./ Ebner, C./ Nikolai, R., 2007: Soziale Beziehungen und Bildungserwerb. S. 487-513 in A. Franzen/ M. Freitag (Hrsg.), *Sozialkapital. Grundlagen und Anwendungen. Sonderheft Nr. 47 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Almond, G. A./ Verba, S., 1965: *The civic culture. Political attitudes and democracy in five nations*. Princeton: Princeton University Press (2. Auflage).
- Armingeon, K./ Beyeler, M., 2004: *The OECD and European Welfare States*. Cheltenham/ Northampton: Edward Elgar.
- Baker, D. P./ Perkins Jones, D., 1993: Creating Gender Equality: Cross-national Gender Stratification and Mathematical Performance. *Sociology of Education*, 66(2): 91-103.
- Bambra, C., 2006: Decommodification and the worlds of welfare revisited. *Journal of European Social Policy*, 16(1): 73-80.
- Bambra, C., 2007: Going beyond The three worlds of welfare capitalism: regime theory and public health research. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61: 1098-1102.
- Barone, C., 2006: Cultural Capital, Ambition and the Explanation of Inequalities in Learning Outcomes: A Comparative Analysis. *Sociology*, 40(6): 1039-1058.
- Barr, N., 2004: *The Economics of the Welfare State*. Oxford: Oxford University Press (4. Auflage).
- Becker, W./ Hadjar, A., 2009: Meritokratie – Zur gesellschaftlichen Legitimation ungleicher Bildungs-, Erwerbs- und Einkommenschancen in modernen Gesellschaften. S. 35-59 in: R. Becker (Hrsg.), *Lehrbuch der Bildungssoziologie*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (1. Auflage).
- Becker, R./ Lauterbach, W., 2007: Bildung als Privileg – Ursachen, Mechanismen, Prozesse und Wirkungen. S. 9-41 in: R. Becker/ W. Lauterbach (Hrsg.), *Bildung als Privileg. Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (2. Auflage).
- Blossfeld, H.-P./ Shavit, Y., 1993: Permanent Inequalities – Changes in the impact of social background on educational-opportunity in 13 industrial-nations. *Zeitschrift für Pädagogik*, 39(1): 25-52.

- Boudon, R., 1974: *Education, Opportunity and Social Inequality. Changing Prospects in Western Society*. New York/ London/ Sydney/ Toronto: John Wiley & Sons.
- Bourdieu, P., 1983: Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. S. 183-198 in: R. Kreckel (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten*. Göttingen: Schwartz.
- Bühlmann, M./ Freitag, M., 2004: Individuelle und kontextuelle Determinanten der Teilhabe an Sozialkapital. Eine Mehrebenenanalyse zu den Bedingungen des Engagements in Freiwilligenorganisationen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 56(2): 326–349.
- Cochrane, A./ Clarke, J./ Gewirtz, S., 2001: Comparing Welfare States. S. 1-27 in: A. Cochrane/ J. Clarke/ S. Gewirtz (Hrsg.), *Comparing Welfare States*. London/ Newbury/ New Dehli: Sage Publications (2. Auflage).
- Coleman, J. S., 1988: Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94 (Supplement): 95-120.
- Coleman, J. S., 1990: *Foundations of social theory*. Cambridge: Belknap Press.
- Datcher, L., 1982: Effects of Community and Family Background on Achievement. *The Review of Economics and Statistics*, 64(1): 32-41.
- De Graaf, N. D./ De Graaf, P. M./ Kraaykamp, G., 2000: Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of Education*, 73(2): 92-111.
- De Graaf, P., 1988: Parents Financial and Cultural Resources, Grades, and Transition to Secondary School in the Federal Republic of Germany. *European Sociological Review*, 4(3): 209-221.
- DiMaggio, P., 1982: Cultural Capital and School Success. The Impact of Status Culture Participation on the Grades of U.S. High School Students. *American Sociological Review*, 47: 189-201.
- Dumais, S. A., 2002: Cultural Capital, Gender, and School Success: The Role of Habitus. *Sociology of Education*, 75(1): 44-68.
- Ehmke, T./ Baumert, J., 2007: Soziale Herkunft und Kompetenzerwerb: Vergleiche zwischen PISA 2000, 2003 und 2006. S. 310-335 in: PISA-Konsortium Deutschland (Hrsg.), *PISA 2006. Die Ergebnisse der dritten internationalen Vergleichsstudie*. Münster: Waxmann.
- Ehmke, T./ Siegle, T., 2005: ISEI, ISCED, HOMEPOS, ESCS. Indikatoren der sozialen Herkunft bei der Quantifizierung von sozialen Disparitäten. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 8: 521-540.
- Esping-Andersen, G., 1990: *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, G., 2008: Childhood investments and skill formation. *International Tax and Public Finance*, 15(1):19-44.

- Esser, H., 2001: Integration und ethnische Schichtung. <http://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/wp/wp-40.pdf> (Zugriff am 11.03.2010).
- Fägerlind, I./ Saha, L. J., 1989. *Education and National Development*. Oxford: Butterworth-Heinemann (2. Auflage).
- Faist, T., 1997: Migration und der Transfer sozialen Kapitals oder: Warum gibt es relativ wenige internationale Migranten? S. 63-84 in: L. Pries (Hrsg.), *Transnationale Migration. Soziale Welt – Sonderband 12*. Baden-Baden: Nomos.
- Freitag, M./ Traummüller, R., 2008: Sozialkapitalwelten in Deutschland. Soziale Netzwerke, Vertrauen und Reziprozitätsnormen im subnationalen Vergleich. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft*, 2(1):221-256.
- Geißler, R., 2006: *Die Sozialstruktur Deutschlands. Zur gesellschaftlichen Entwicklung mit einer Bilanz zur Vereinigung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (4. Auflage).
- Goodin, R. E./ Headey, B./ Muffels, R./ Dirven, H.-J., 1999: *The Real Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Greene, W. H., 2003: *Econometric Analysis*. Upper Saddle River: Pearson Educational International (5. Auflage).
- Hamilton, L. C., 2006: *Statistics with Stata: Updated for Version 9*. Belmont: Thomson Higher Education.
- Handl, J., 1985: Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 37: 698-722.
- Hansen, M. N., 1997: Social and economic inequality in the educational career: Do the effects of social background characteristics decline? *European Sociological Review*, 13(3): 305-321.
- Hansen, M. N., 2008: Rational Action Theory and Educational Attainment. Changes in the Impact of Economic Resources. *European Sociological Review*, 24(1): 1-17.
- Hanushek, E. A., 1974: Efficient Estimators for Regressing Regression Coefficients. *The American Statistician*, 28(2): 66-67.
- Iversen, T./ Stephens, J. D., 2008: Partisan Politics, the Welfare State, and the Three Worlds of Human Capital Formation. *Comparative Political Studies*, 41: 600-637.
- Jacobs, J. A., 1996: Gender Inequality and Higher Education. *Annual Review of Sociology*, 22: 153-185.
- Jahn, D., 2006: *Einführung in die vergleichende Politikwissenschaft*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (1. Auflage).
- Kempf, W., 1984: Repräsentativität. S. 510-513 in: H. Haft / H. Kordes (Hrsg.), *Enzyklopädie Erziehungswissenschaft, Band 2. Methoden der Erziehungs- und Bildungsforschung*. Stuttgart: Klett-Cotta.

- Kempton, J., 2002: Migrants in the UK: their characteristics and labour market outcomes and impacts. <http://www.homeoffice.gov.uk/rds/pdfs2/occ82migrantuk.pdf> (Zugriff am 16.03.2010)
- Khoo, S.-E./ McDonald, P./ Giorgas, D./ Birrel, B., 2002: Second Generation Australians. Report for the Department of Immigration and Multicultural and Indigenous Affairs. http://www.immi.gov.au/media/publications/multicultural/2gen/sg_australians.pdf (Zugriff am 25.02.2010).
- Kingston, P. W., 2001: The unfulfilled promise of cultural capital theory. *Sociology of Education*, 74 (extra issue): 88-99.
- Kohler, U./ Kreuter, F., 2008: *Datenanalyse mit Stata. Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung*. München/ Wien: Oldenbourg (3. Auflage).
- Korpi, W., 2000: Faces of Inequality: Gender, Class, and Patterns of Inequalities in Different Types of Welfare States. *Social Politics*, 7(2): 127-191.
- Korpi, W./ Palme, J., 1998: The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in Western Countries. *American Sociological Review*, 63(5): 661-687.
- Kristen, C., 1999: Bildungsentscheidungen und Bildungsungleichheit – ein Überblick über den Forschungsstand. <http://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/wp/wp-5.pdf> (Zugriff am 09.03.2010).
- Krüger, H.-H./ Rabe-Kleberg, U./ Kramer, R.-T./ Budde, J., 2010: Bildungsungleichheit revisited? – eine Einleitung. S. 7-21 in: H.-H. Krüger/ U. Rabe-Kleberg/ R.-T. Kramer/ J. Budde (Hrsg.), *Bildungsungleichheit revisited. Bildung und soziale Ungleichheit vom Kindergarten bis zur Hochschule*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kühnel, S.-M./ Krebs, D., 2006: *Statistik für die Sozialwissenschaften. Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. Hamburg: Rowohlt (3. Auflage).
- Kuznets, S., 1955: Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1): 1-28.
- Lahelma, E./ Lundberg, O., 2009: Health inequalities in European welfare states. *European Journal of Public Health*, 19(5): 445–446.
- Lamb, S., 1989: Cultural Capital and Educational Plans of Australian Secondary School Students School. *Sociology of Education*, 62(2): 95-109.
- Lauterbach, W./ Becker, R., 2007: Die immerwährende Frage der Bildungsungleichheit im neuen Gewand – abschließende Gedanken. S. 417-433 in: R. Becker/ W. Lauterbach (Hrsg.), *Bildung als Privileg. Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (2. Auflage).
- Levels, M./ Dronkers, J./ Kraaykamp, G., 2008: Immigrant Children's Educational Achievement in Western Democracies: Origin, Destination, and Community Effects on Mathematical Performance. *American Sociological Review*, 73: 835-853.

- Lewis, J. B./ Linzer, D. A., 2005: Estimating Regression Models in Which the Dependent Variable Is Based on Estimates. *Political Analysis*, 13(4): 345-364.
- Lijphart, A., 1975: The Comparative-Cases Strategy in Comparative Research. *Comparative Political Studies*, 8: 158-177.
- Lucas, S. R., 2001: Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *The American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690.
- Lynch, K., 1990: Reproduction: The Role of Cultural Factors and Educational Mediators. *British Journal of Sociology of Education*, 11(1): 3-20.
- Mandel, H./ Semyonov, M., 2006: A Welfare State Paradox: State Interventions and Women's Employment Opportunities in 22 Countries. *American Journal of Sociology*, 111(6): 1910-1949.
- Marcus, J., 2009: Der Einfluss von Erhebungsformen auf den Postmaterialismus-Index. *Methoden – Daten – Analysen. Zeitschrift für Empirische Sozialforschung*, 3(2): 137-166.
- Müller, W./ Haun, D., 1994: Bildungsungleichheit im sozialen Wandel. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 46(1): 1-42.
- Nam, Y./ Huang, J., 2008: Equal Opportunity for All? Parental Economic Resources and Children's Educational Attainment. <http://csd.wustl.edu/Publications/Documents/WP08-02.pdf> (Zugriff am 03.03.2010).
- OECD, 2007: PISA 2006. Schulleistungen im internationalen Vergleich. Naturwissenschaftliche Kompetenzen für die Welt von morgen. <http://browse.oecdbookshop.org/oecd/pdfs/browseit/9807015E.PDF> (Zugriff am 22.02.2010).
- OECD, 2009a: Annual Report 2009. <http://www.oecd.org/dataoecd/38/39/43125523.pdf> (Zugriff am 06.03.2010).
- OECD, 2009b: PISA 2006. Technical Report. <http://www.oecd.org/dataoecd/0/47/42025182.pdf> (Zugriff am 22.02.2010).
- OECD, 2009c: PISA Data Analysis Manual SPSS Second Edition. <http://browse.oecdbookshop.org/oecd/pdfs/browseit/9809031E.PDF> (Zugriff am 24.02.2010).
- Olafsdottir, S., 2007: Fundamental Causes of Health Disparities: Stratification, the Welfare State, and Health in the United States and Iceland. *Journal of Health and Social Behavior*, 48(3): 239-253.
- Parcel, T. L./ Dufur, M. J., 2001: Capital at Home and at School: Effects on Student Achievement. *Social Forces*, 79(3): 881-911.
- Pfeffer, F. T., 2008: Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional Context. *European Sociological Review*, 24(5): 543-565.

- Prenzel, M., 2007: PISA 2006: Wichtige Ergebnisse im Überblick. S. 13-30 in: PISA-Konsortium Deutschland (Hrsg.), *PISA 2006. Die Ergebnisse der dritten internationalen Vergleichsstudie*. Münster: Waxmann.
- Prenzel, M./ Carstensen, C. H./ Frey, A./ Drechsel, B./ Rönnebeck, S., 2007: PISA 2006 – Eine Einführung in die Studie. S. 31-60 in: PISA-Konsortium Deutschland (Hrsg.), *PISA 2006. Die Ergebnisse der dritten internationalen Vergleichsstudie*. Münster: Waxmann.
- Przeworski, A./ Teune, H., 1970: *The Logic of Comparative Social Inquiry*. New York: Wiley Interscience.
- Putnam, R. D./ Goss, K. A., 2001: Einleitung. S. 15-43 in: R. D. Putnam (Hrsg.), *Gesellschaft und Gemeinnutz: Sozialkapital im internationalen Vergleich*. Gütersloh: Verlag Bertelsmann Stiftung.
- Ream, R. K./ Palardy, G. J., 2008: Reexamining Social Class Differences in the Availability and the Educational Utility of Parental Social Capital. *American Educational Research Journal*, 45(2): 238-273.
- Robinson, R. V./ Garnier, M. A., 1985: Class Reproduction Among Men and Women in France: Reproduction Theory on Its Home Ground. *The American Journal of Sociology*, 91(2): 250-280.
- Rodriguez-Pose, A./ Tselios, V., 2009: Education and income inequality in the regions of the European Union. *Journal of Regional Science*, 49(3): 411-437.
- Rumberger, R. W., 1983: The Influence of Family Background on Education, Earnings and Wealth. *Social Forces*, 61(3): 755-773.
- Schimpl-Neimanns, B., 2000: Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 52: 636-69.
- Schlicht, R., 2010: Bildungspolitische Determinanten sozialer Bildungsungleichheit. S. 233-267 in: M. Freitag/ A. Vatter (Hrsg.), *Vergleichende subnationale Analysen für Deutschland. Institutionen, Staatstätigkeiten und politische Kulturen*. Münster: LIT.
- Schlicht, R./ Stadelmann-Steffen, I./ Freitag, M., 2010: Educational Inequality in the EU: The Effectiveness of the National Education Policy. *European Union Politics*, 11(1): 29-59.
- Schnell, R./ Kreuter, F., 2000: Untersuchung zur Ursache unterschiedlicher Ergebnisse sehr ähnlicher Viktimisierungssurveys. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 52(1): 96-117.
- Schnell, R./ Hill, P. B./ Esser, E., 2005: *Methoden der empirischen Sozialforschung*. München: Oldenbourg (7. Auflage).
- Schütz, G./ Ursprung, H. W./ Wößmann, L., 2008: Education Policy and Equality of Opportunity. *Kyklos*, 61(2): 279-308.
- Scruggs, L./ Allan, J., 2006: Welfare-state decommodification in 18 OECD countries: a replication and revision. *Journal of European Social Policy*, 16(1): 55-72

- Selden, T./ Song, D., 1994: Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions? *Journal of Environmental Economics and Management*, 27: 147-162.
- Sewell, W. H./ Shah, V. P., 1967: Socioeconomic Status, Intelligence, and Attainment of Higher Education. *Sociology of Education*, 40(1): 1-23.
- Shavit, Y./ Blossfeld, H.-P., 1993: *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder/ San Francisco/ Oxford: Westview Press.
- Stewart, E. B./ Stewart, E. A./ Simons, R. L., 2007: The Effect of Neighborhood Context on the College Aspirations of African American Adolescents. *American Educational Research Journal*, 44(4): 896-919.
- Sullivan, A., 2001: Cultural capital and educational attainment. *Sociology*, 35(4): 893-912.
- Thibaut, B., 2005: Sozialpolitik. S. 926-927 in: D. Nohlen/ R.-O. Schultze (Hrsg.), *Lexikon der Politikwissenschaft*. München: C. H. Beck.
- UNESCO, 2006: ISCED 1997. International Standard Classification of Education. http://www.uis.unesco.org/TEMPLATE/pdf/isced/ISCED_A.pdf (Zugriff am 24.02.2010).
- Van Oorschot, W./ Finsveen, E., 2009: The Welfare State and Social Capital Inequality. *European Societies*, 11(2): 189-210.
- Walsh, J., 2008: Navigating Globalization: Immigration Policy in Canada and Australia, 1945–2007. *Sociological Forum*, 23 (4): 786-813.
- Watermann, R./ Baumert, J., 2006: Entwicklung eines Strukturmodells zum Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und fachlichen und überfachlichen Kompetenzen: Befunde national und international vergleichender Analysen. S. 61-94 in: J. Baumert/ P. Stanat/ R. Watermann (Hrsg.), *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen: Differenzielle Bildungsprozesse und Probleme der Verteilungsgerechtigkeit. Vertiefende Analysen im Rahmen von PISA 2000*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (1. Auflage).
- Wilson, J./ Musick, M., 1997: Who cares? Toward an Integrated Theory of Volunteer Work. *American Sociological Review*, 62(5): 694-713.
- Wößmann, L., 2008: Die Bildungsfinanzierung in Deutschland im Licht der Lebenszyklusperspektive: Gerechtigkeit im Widerstreit mit Effizienz? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 11(2): 214-233.
- World Bank, 2010: World Development Report 2010. Development and Climate Change. <http://siteresources.worldbank.org/INTWDR2010/Resources/5287678-226014527953/WDR10-Full-Text.pdf> (Zugriff am 06.03.2010).
- Yamamoto, Y./ Brinton, M. C., 2010: Cultural Capital in East Asian Educational Systems: The Case of Japan. *Sociology of Education*, 83(1): 67–83.