

Schmollers Jahrbuch 128 (2008), 511 – 543  
 Duncker & Humblot, Berlin

## Von Schmoller-Vorlesung 2008

### Schein oder Sein: Bildungsdisparitäten in der europäischen Statistik

#### Eine Illustration am Beispiel Deutschlands\*

Von Walter Müller  
 unter Mitarbeit von Markus Klein

Die Veröffentlichungen zu den PISA-Erhebungen haben mit zwei zentralen Ergebnissen die Wahrnehmung der Bildungssituation in Deutschland weitgehend verändert und beherrschen seither die bildungspolitische Diskussion: Zum Zeitpunkt nahe am Ende der Schulpflicht sind die gemessenen Kompetenzen der Schüler in Deutschland im Vergleich der OECD-Staaten bestenfalls durchschnittlich oder liegen unter dem OECD-Durchschnitt. Dagegen nimmt Deutschland einen Spitzenplatz bei den Kompetenzunterschieden nach der sozialen Herkunft der Schüler ein. Die Ergebnisse der neueren PISA-Erhebungen verändern dieses Bild nicht entscheidend.<sup>1</sup>

In erstaunlichem Kontrast dazu stehen die vor kurzem verkündeten Ergebnisse des jüngsten Berichtes der Europäischen Kommission (2008) zur sozialen Lage in der Europäischen Union 2007 „Social Cohesion through Equal Opportunities“. Dieser Bericht beruht auf den Daten der im Jahre 2005 zum ersten Mal erhobenen EU-SILC Datenbasis („European Union Statistics on

---

\* Dies ist die schriftliche Fassung der zweiten Gustav von Schmoller-Vorlesung, die unter dem Titel „Bildungsungleichheit im internationalen Vergleich“ an der 4. Konferenz für Sozial- und Wirtschaftsdaten in Wiesbaden (19. – 20. Juni, 2008) vorgetragen wurde. Der Aufsatz entstand im Rahmen des Network of Excellence (Economic Change, Quality of Life, and Social Cohesion) der Europäischen Kommission und wurde in Teilen während eines Forschungs- und Lehraufenthaltes am Dipartimento di Sociologia e Ricerca Sociale der Universität Trento geschrieben. Für guten Rat und tatkräftige Unterstützung bei vielen Datenfragen danken wir Heike Wirth und Bernhard Schimpl-Neimanns von Gesis-ZUMA; Helga Christians vom Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter im LDZ NRW und Tim Hochgürtel vom Forschungsdatenzentrum des Bundes im Statistischen Bundesamt danken wir für hilfreiche Hinweise zu EU-SILC.

<sup>1</sup> Vgl. Baumert et al. (2001), Prenzel et al. (2007). Nur bei den Internationalen Grundschul-Leistungsuntersuchungen (IGLU), die die Kompetenzen der Schüler zum Zeitpunkt messen, zu dem sie in Deutschland die Grundschule abschließen, liegen die Leistungen in Deutschland etwas über dem OECD-Durchschnitt, und die sozialen Disparitäten sind weniger ausgeprägt (Bos et al., 2005).

Income and Living Conditions“, in Deutschland mit dem Logo „LEBEN IN EUROPA“ bezeichnet). Im Jahre 2005 enthielt EU-SILC ein spezielles Modul zu „Inter-generational Transmission of Poverty“, worin u. a. Informationen über die Bildung und berufliche Stellung der Eltern der befragten Personen gesammelt werden. Es ist damit die erste große europaweite Erhebung der amtlichen Statistik, die Aussagen dazu ermöglichen soll, wie die Lebenschancen von Kindern von den Bedingungen im Elternhaus, in dem sie aufgewachsen sind, abhängen. Erstmals kann man mit großen Stichproben für ganz Europa die „Vererbung“ von Vor- und Nachteilen zwischen den Generationen untersuchen und im Prinzip dabei auch klären, ob über das Bildungssystem hauptsächlich Ungleichheiten von Generation zu Generation reproduziert werden oder ob Bildung stärker als Kanal für soziale Mobilität wirkt. Über den Vergleich der Länder mit ihren unterschiedlichen Bildungssystemen lässt sich auch ausmachen, von welchen institutionellen und anderen Faktoren unterschiedliche Leistungen des Bildungssystems abhängen mögen.

Die SILC-Daten stellen im Prinzip eine sehr wichtige Ergänzung zu den PISA-Studien dar, da Daten des PISA-Typs eine wesentliche Begrenzung haben. Sie messen Kompetenzen von Kindern zu einem bestimmten Zeitpunkt und zu einem bestimmten Lebensalter der Kinder: 11 Jahre bei IGLU, 15 Jahre bei PISA. Damit bleibt offen, welches Bildungsniveau und welche Art von beruflicher Ausbildung diese Kinder letztendlich erreichen werden, wenn sie ihre Ausbildung abschließen und in den Arbeitsmarkt eintreten. Dies zu wissen ist auch deshalb wichtig, weil auf dem Arbeitsmarkt die erworbenen Abschlüsse und Berechtigungen im Sinne der damit verbundenen Signalwirkung (Spence, 1993) oft mehr zählen als der Kenntnisstand, den man ohnehin nur schwer überprüfen kann. Über PISA hinaus kann mit den SILC-Daten auch untersucht werden, welche Erträge die erworbene Bildung auf dem Arbeitsmarkt und für andere Lebensbereiche später tatsächlich abwirft.

Nun, was ist das Ergebnis von EU-SILC? Nach EU-SILC ist Deutschland das Land in Europa, in dem das von Kindern erreichte Bildungsniveau am wenigsten von der Bildung und der beruflichen Position ihrer Eltern abhängt, also ein den PISA-Befunden konträr entgegengesetztes Ergebnis. Deutschland ist nicht das Land mit besonders hoher Ungleichheit, sondern es erfüllt am relativ besten die immer wieder angemahnten, aber nie erfüllten Chancengleichheitspostulate:

Ich habe mir zum Ziel gesetzt, diese widersprüchlichen Befunde etwas zu durchleuchten. Dabei könnten durchaus beide Recht haben. Die beiden Untersuchungsansätze messen ja Unterschiedliches. Und es ist nicht ausgeschlossen, dass zwar im Alter von 15 Jahren die Kompetenzunterschiede in der Lesefähigkeit und in mathematischen Kenntnissen zwischen verschiedenen sozialen Herkunftsgruppen in Deutschland größer sind als in anderen Ländern, während – at the end of the day – die Unterschiede in den erreichten Bildungsabschlüssen kleiner sind als in anderen Ländern.

Die Klärung des Puzzles wird einige methodische Betrachtungen erfordern. Doch zuvor soll skizziert werden, (1) wie heute theoretisch das Zustandekommen sozialer Disparitäten im Bildungsprozess erklärt wird; dann sollen (2) kurz institutionelle Bedingungen im deutschen Bildungssystem erörtert werden, von denen man im Vergleich zu anderen Ländern mehr oder weniger große Disparitäten bei Bildungsabschlüssen erwarten kann. Es folgen dann (3) die angekündigten methodischen Überlegungen und einige Hinweise auf die Ergebnisse anderer international vergleichender Untersuchungen zur sozialen Ungleichheit bei den Bildungsabschlüssen. An Stelle eines Resümeees wird (4) ein Plädoyer im Sinne von Gustav von Schmoller den Beitrag abschließen.

### **1. Theoretische Modelle zur Erklärung von Bildungsdisparitäten**

Im Mainstream der Forschung zur Erklärung von Disparitäten zwischen sozialen Gruppen im Kompetenz- und Bildungserwerb sind zwei forschungsstrategische und theoretische Grundlagen zentral:

1. Das Bildungsgeschehen wird als Abfolge sukzessiver Bildungsstufen oder Bildungsgänge und der Übergänge zwischen ihnen untersucht (Mare, 1980).
2. Die Disparitäten werden in Anlehnung an Boudon (1974) als das Ergebnis der Kumulation von sog. primären und sekundären Einflüssen der sozialen Herkunft in diesen Bildungsstufen und den Übergängen erklärt.<sup>2</sup>

Unter sog. primäre Disparitäten wird subsumiert, wenn Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft den schulischen Leistungsanforderungen unterschiedlich gut gerecht werden und entsprechend mehr oder weniger gute Leistungsbewertungen in der Schule erfahren. Nach dem Stand der Literatur resultieren solche Leistungsunterschiede im Wesentlichen als Folge unterschiedlicher kultureller, ökonomischer und sozialer Bedingungen für die Entwicklung kognitiver Fähigkeiten und als Folge unterschiedlicher Unterstützung, Förderung und Lernmotivierung im Elternhaus. Auch die institutionelle Organisation des Schulwesens und der im Schulalltag ablaufende Lehr-Lern-Prozess kann für die Generierung mehr oder weniger ausgeprägter sozialer Disparitäten in den Leistungen der Schüler verantwortlich sein, etwa wenn Lernbedingungen und Leistungsanforderung sozial selektiv wirken oder wenn Lehrer in der Schülerbehandlung, Notengebung oder bei Schullaufbahneempfehlungen diskriminieren.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> Zum Stand der internationalen Forschung dazu vgl. den informativen Überblicksaufsatz von Erikson und Jonsson (1996), sowie Breen / Goldthorpe (1997), Jackson et al. (2007); für Deutschland: Stocké (2007), Becker (2003), Schindler / Reimer (2008)

<sup>3</sup> Zur differenzierten Analyse von schulbezogenen Effekten herkunftsbedingter Disparitäten im Bildungswesen vgl. Baumert / Watermann / Stanat (2006). Auch Gene mögen eine Rolle spielen, aber zur Erklärung von Leistungsdifferentialen zwischen

Aus der wachsenden international vergleichenden Forschung mit den PISA-Daten kristallisieren sich allmählich systematische Erkenntnisse heraus. Aus methodisch sehr vorangeschrittenen Analysen folgert der Bildungsökonom Ludger Wößmann (2007) zum Beispiel, die gemessenen Kompetenzunterschiede zwischen sozialen Gruppen seien umso größer, in je früherem Alter Kinder auf unterschiedliche Schultypen aufgeteilt werden. In der Erziehungswissenschaft sind diese Folgerungen allerdings teilweise umstritten.

Was PISA in den meisten Ländern als soziale Disparitäten misst, sind überwiegend solche primären Herkunftsdifferentiale: Unterschiede in den bis zu einem bestimmten Alter erworbenen Kompetenzen. Diese Unterschiede in den erworbenen Kompetenzen und gezeigten Schulleistungen führen natürlich dazu, dass Kinder mit unterschiedlichen Leistungen in der Schule dann auch unterschiedliche Bildungswege einschlagen und unterschiedliche Bildungsabschlüsse erreichen.

Hinzu kommen aber die sog. sekundären Disparitäten: Selbst bei gleichen Leistungen oder gleicher Leistungsfähigkeit treffen Kinder oder deren Eltern je nach sozialen Bedingungen unterschiedliche Wahlen, wenn sie sich an den Verzweigungsstellen des Bildungssystems zwischen verschiedenen Alternativen entscheiden müssen, z. B. am Ende der Grundschule zwischen den Sekundarschultypen; am Ende der Schulpflicht zwischen Ausstieg aus oder Verbleib im Bildungssystem, oder nach dem Abitur zwischen den dann bestehenden vielfältigen Alternativen. Sekundäre Disparitäten sind also Herkunftseffekte, die zusätzlich zu den in einem vorausgehenden Bildungsgang erzielten Leistungsunterschieden den Fortgang des weiteren Bildungsweges beeinflussen.<sup>4</sup> Sekundäre Disparitäten tragen wesentlich dazu bei, dass Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft bei gleichen Leistungen in der Schule letztendlich sehr unterschiedliche Bildungsabschlüsse und Abschlussniveaus erreichen.

Sekundäre Disparitäten werden in der neueren Forschung erfolgreich mit Modellen des rationalen Wahlverhaltens unter jeweils gegebenen Incentives und Constraints erklärt: Unter verschiedenen jeweils vorhandenen Bildungsalternativen wird diejenige Alternative gewählt, die in der subjektiven Wahrnehmung unter den sozial gegebenen Bedingungen den größten Nutzen verspricht. Die entscheidenden Parameter werden üblicherweise in dem folgenden

---

sozialen Schichten kommen sie in Reinform nur insofern in Betracht, als der Genpool unterschiedlich auf soziale Schichten verteilt ist und insofern die „nature“ nicht durch unterschiedliche soziale „nurture“-Bedingungen verstärkt wird. Bei einer rein genetischen Erklärung von Unterschieden in sozialen Disparitäten zwischen Ländern müsste man zudem unterstellen, dass der Genpool in verschiedenen Ländern unterschiedlich auf soziale Gruppen verteilt ist.

<sup>4</sup> Zur Abgrenzung und Identifizierung des relativen Gewichts der beiden Effektypen vgl. Jackson et. al. (2007) für UK; Erikson (2007) für Schweden, sowie Arbeiten von Rolf Becker (2004) oder Volker Stocké (2007) für Deutschland.

allgemeinen, wenn auch recht einfachen nutzentheoretischen Modell formalisiert:

$$N = E * W - K,$$

wobei

*E*: subjektiv erwarteter Ertrag der Alternative;

*W*: subjektive Wahrscheinlichkeit, dass der Ertrag eintrifft; d. h. dass der in der Alternative angestrebte Bildungsabschluss erreicht wird und die damit üblicherweise verbundenen returns eintreten;

*K*: Kosten, die für die Realisierung der Alternative aufgewandt werden müssen.

Im Hinblick auf alle diese Elemente führt das Kalkül in der Regel dazu, dass Kinder in ökonomisch besser gestellten Familien und in Familien, deren Eltern selbst eine höhere Bildung haben, weiterführende, anspruchsvollere, kostenträchtigere und risikoreichere Alternativen wählen als Kinder in weniger gut situierten Familien. Die besser situierten Familien können die *Kosten* leichter tragen. Eltern aus höheren sozialen Schichten nehmen die schulischen Leistungen ihrer Kinder positiv verzerrt wahr, während Eltern aus unteren Schichten realistischere Leistungswahrnehmungen haben. Die letzteren sind auch unsicherer darin, ob das Kind den Leistungsanforderungen genügen kann. Beides führt zu niedrigeren Einschätzungen der *Erfolgswahrscheinlichkeiten* in status-niedrigeren Herkunftsfamilien. Bei den *Ertragserwartungen* unterscheiden sich die Gruppen nicht unbedingt in den Annahmen darüber, was in Heller und Pfennig bei höherer Bildung herauskommt; aber in den unteren Schichten ist der Zeithorizont kürzer: Sie können oder wollen nicht so lange warten, bis sich die Bildungsinvestitionen auszahlen. Als weiterer wichtiger Faktor kommt das Moment der Statusreproduktion hinzu: Eltern wollen ganz allgemein sicherstellen, dass die Kinder wenigstens eine ähnlich hohe Statusposition wie sie selbst erreichen. Für höhere Schichten ist höhere Bildung der beste Garant dafür und deshalb eine zusätzliche gewichtige Ertragskomponente. In niedrigeren Schichten kann die Statusreproduktion schon mit weniger Bildung erreicht werden und der besondere Nutzen höherer Bildung zur Sicherung des Staterhalts zählt für sie nicht oder nur wenig.<sup>5</sup> In einer *Strategie von oben* spricht also für die höheren Schichten zur Sicherung des Staterhalts alles dafür, auf hohe Bildung zu setzen, während in einer *Strategie von unten* für die niedrigeren Schichten die Wahl einer weniger kostspieligen und weniger riskanten Alternative nahe liegt, die aber ebenfalls Staterhalt sichert (Goldthorpe, 2000).

Tabelle 1 illustriert die Kumulation von primären und sekundären Herkunftseinflüssen am Beispiel der in Deutschland von Abiturienten gewählten

<sup>5</sup> Eine vergleichende Studie für die USA und Taiwan (Mare/Chang, 2006) zeigt, dass in beiden Ländern die Entscheidung für die nächst höhere Bildungsstufe immer dann mit deutlich größerer Wahrscheinlichkeit getroffen wird, wenn die Eltern selbst auch diese Stufe erreicht haben.

weiteren Bildungswege nach dem Abitur. Die aufgeführten Prozentanteile sind nach Daten von HIS-Hochschulberechtigten-Stichproben geschätzte Beteiligungswerte und zeigen, wie sich Kinder hoher und niedriger Herkunft<sup>6</sup> selbst bei vergleichbarer Abiturnote in ihren weiteren Bildungswegen unterscheiden. Selbst unter den noten-besten Abiturienten wählen Männer und Frauen aus niedriger sozialer Herkunft deutlich häufiger „nur“ eine berufliche Ausbildung (überwiegend eine Berufslehre) als Männer und Frauen mit vergleichbaren Noten aus höherer sozialer Herkunft. Die leistungsstarken Abiturienten aus niedriger Herkunft weisen für den weiteren Ausbildungsweg ein nahezu identisches Muster wie die leistungsschwachen Abiturienten aus hoher Herkunft auf. Leistungsstarke aus niedriger Herkunft wählen beispielsweise mehr oder weniger gleich häufig eine Berufslehre wie die Leistungsschwachen aus hoher Herkunft. Die Abiturnote selbst hat einen deutlichen Einfluss auf den nachfolgenden Bildungsweg. Weil bereits an früheren Verzweigungsstellen vor allem unter Kindern bildungsferner Herkunft massive Selektionsprozesse stattgefunden haben, differieren Abiturienten aus unterschiedlicher Herkunft in den Abiturnoten nur minimal. Disparitäten, die im Bildungsverhalten nach dem Abitur entstehen, sind deshalb fast ausschließlich sekundärer Natur (vgl. dazu ausführlicher Müller et. al, im Druck; Schindler / Reimer, 2008).<sup>7</sup>

Primäre und sekundäre Disparitäten wirken in einem doppelten Sinne kumulativ. An jeder Verzweigungsstelle akkumulieren sich primäre und sekundäre Effekte und über die sukzessiven Verzweigungsstellen summieren sich die Effekte ebenfalls. Deshalb sind an der Spitze des Bildungssystems die Disparitäten nach Herkunft in der Regel am stärksten ausgeprägt. Die Unterscheidung zwischen primären und sekundären Disparitäten ist theoretisch von großer Bedeutung, weil ihr Zustandekommen auf unterschiedlichen Mechanismen beruht und Maßnahmen zum Abbau solcher Disparitäten entsprechend unterschiedlich gestaltet werden müssen. Allerdings ist die Schätzung des genauen Anteils primärer und sekundärer Effekte äußerst schwierig, weil in den mit unter-

<sup>6</sup> Hohe Herkunft: mindestens ein Elternteil hat eine Hochschulausbildung und der Vater gehört der Dienstklasse an; niedrige Herkunft: der Vater ist Arbeiter und beide Elternteile haben eine schulische Ausbildung unterhalb der Hochschulberechtigung. Die in Tabelle 1 ausgewiesenen Effekte von Abiturnote und Herkunft finden sich in praktisch gleicher Weise in allen berücksichtigten Erhebungen von 1983 – 1999.

<sup>7</sup> Der sehr kleine Anteil von Abiturienten, die nach dem Abitur keine weitere Ausbildung aufnehmen, erklärt sich aus der spezifischen Selektion der hier untersuchten Abiturientenstichprobe, die nur Abiturienten einschließt, die vor dem Abitur keine berufliche Ausbildung erworben haben. Direkter Übergang ins Erwerbsleben nach dem Abitur erfolgt überwiegend bei Fällen, die vor dem Erwerb der Hochschulreife bereits eine Berufsausbildung absolviert haben. Diese Abiturienten sind in der Analyse nicht berücksichtigt. Nicht genau bestimmbare Verzerrungen in den Schätzwerten können auch aus Panelmortalität resultieren (Ausfälle bei der schriftlichen Erhebung bei Hochschulberechtigten 3 Jahre nach Erwerb der Hochschulberechtigung). Sie dürften aber die hervorgehobenen Befunde zu den sekundären Herkunftseffekten nicht wesentlich verfälschen.

schiedlichen Schulleistungen gemessenen primären Effekten faktisch sekundäre Einflussgrößen enthalten sein können, wenn z. B. in Familien, in denen (aus sekundären Gründen) ein höherer Bildungsabschluss angestrebt wird, wahrscheinlich auch mehr investiert wird, um gute Schulleistungen zu erzielen.

Tabelle 1

**Erste Ausbildung nach dem Abitur: Vorhergesagte Anteilswerte  
nach multinomialem logistischem Regressionsmodell**

	Hohe Herkunft		Niedrige Herkunft	
	Abiturnote 1. Quintil	Abiturnote 5. Quintil	Abiturnote 1. Quintil	Abiturnote 5. Quintil
<b>Männer</b>				
Universität	57	80	33	60
Fachhochschule	13	8	17	13
Ausbildung	29	12	49	27
keine weitere	0	1	1	1
<b>Frauen</b>				
Universität	54	73	29	50
Fachhochschule	8	9	9	12
Ausbildung	38	18	62	38
keine weitere	0	0	0	0

*Quelle:* HIS-Studienberechtigtenpanels 1983, 1990, 1994 und 1999;  $N = \text{ca. } 30000$ ; eigene Berechnung.

Anmerkung: Vorhersagen für Studienberechtigte mit allg. und fachgebundener Hochschulreife des Jahres 1999, die vor Erreichen des Abiturs keine berufliche Ausbildung abgeschlossen haben.

## 2. Institutioneller Rahmen in Deutschland

Deutschland hat mit seinen spezifischen institutionellen Regelungen ein Bildungssystem, das besonders hohe Disparitäten produziert, nicht nur primäre – wie in den PISA-Studien nachgewiesen – sondern vor allem auch sekundäre, die in den PISA-Befunden teilweise mit enthalten sind. Das deutsche System hat eine deutlich höhere Zahl von Entscheidungsstellen und Übergängen als andere Systeme. Je höher diese Zahl ist, umso mehr Ungleichheit ist am Ende zu erwarten. Das deutsche System segregiert Kinder sehr früh in unterschiedliche Lernumwelten. Je früher entsprechende Entscheidungen zu treffen sind, umso größer ist die Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung des Kindes. Diesbezügliche Unsicherheit wird vor allem in bildungsfernen Familien, die geringe Kenntnis über die Anforderungen höherer Bildungsstufen haben und in denen die Aspiration auf höhere Bildung weniger selbstverständlich als in bildungserfahrenen Familien ist, zur Wahrnehmung begrenzterer Optionen führen. Hinzu kommt, dass in den unterschiedlichen Lernumwelten

der verschiedenen Bildungsgänge Kompetenzen bei gleichem kognitivem Potential unterschiedlich anwachsen (Baumert / Watermann / Schümer, 2003), was dann beim nächsten Übergang soziale Disparitäten verstärkt. Das deutsche System zeichnet sich zudem durch geringe Anschlussfähigkeit und Durchlässigkeit der nicht-gymnasialen Bildungsgänge nach oben aus (Autorengruppe Bildungsberichterstattung 2008). Schließlich gibt es belegte Hinweise über eine Kehrseite des attraktiven beruflichen Ausbildungswesens in Deutschland: Es ist für bildungsferne Familien eine besonders attraktive Option, die auch begabte Kinder von weiterführenden Bildungsgängen ablenken kann (Müller / Pollak, 2004; Hillmert / Jacob, 2003; Becker / Hecken, 2008). Die weit verbreiteten Berufslehren beispielsweise sind durch den Lehrlingslohn mit relativ geringen Kosten für die Auszubildenden verbunden. Sie haben gute Erfolgswahrscheinlichkeiten und stellen insofern ein geringes Investitionsrisiko dar. Zudem bieten sie relativ sichere Erträge (vergleichsweise problemloser Übergang in feste Stellen; begrenztes Arbeitslosigkeitsrisiko; in vielen Berufen passable Entlohnung) und sie ermöglichen für Arbeiterfamilien auch den Erhalt des Familienstatus. Im deutschen System ist damit eine Mehrzahl von institutionellen Besonderheiten verankert, von denen hohe Disparitäten insbesondere auch über sekundäre Mechanismen zu erwarten sind.

Was folgt aus all dem für die konträren Ergebnisse bei PISA und EU-SILC? Nach dem Gesagten müsste man in einer Analyse, die sich auf die letztendlich erreichten Bildungsabschlüsse konzentriert, unter den deutschen Bedingungen eher größere Disparitäten erwarten als bei einer Analyse der Disparitäten bei den Kompetenzen im 15. Lebensjahr. Das führt zu den methodischen Überlegungen.

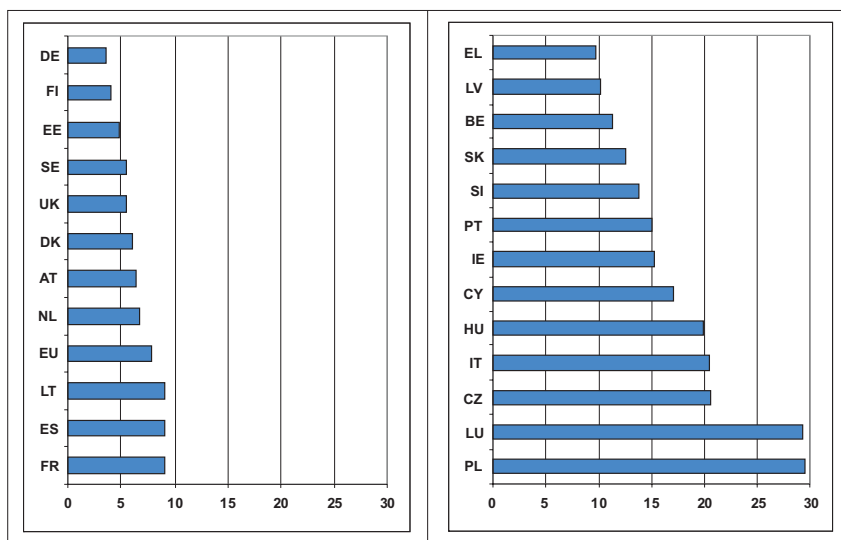
### 3. Methodische Überlegungen zum PISA-SILC-Vergleich

Bei PISA werden die sozialen Disparitäten in linearen Regressionsanalysen ermittelt. Dabei bilden differenziert gemessene Kompetenzen der Kinder die abhängige Variable; ein fein gestufter sozio-ökonomischer oder sozio-kultureller Index für die sozialen Bedingungen im Elternhaus bildet (teilweise unter Kontrolle anderer Faktoren wie Migrationsstatus) die unabhängige Variable. Das ist ein der Problemstellung angemessenes und akzeptiertes Verfahren, dem keine gewichtigen Einwände entgegenstehen. In der EU-SILC Untersuchung werden die von den Befragten erreichten Bildungsabschlüsse zu den Bildungsabschlüssen und zur beruflichen Position ihrer Eltern in Beziehung gesetzt. Für die verschiedenen Herkunftsgruppen werden die Anteile von Personen errechnet, die einen sog. hohen Bildungsabschluss erreichen. Diese Anteile werden miteinander ins Verhältnis gesetzt und dieses Anteilsverhältnis gilt als Maß für die Abhängigkeit der Bildungschancen von der Herkunft.

$$\text{Verhältnis: } \frac{P_{\text{hohe Bildung bei hoher Herkunft}}}{P_{\text{hohe Bildung bei niedriger Herkunft}}} = \frac{.58}{.28} = 2.1$$



Im Fall von Deutschland erreichen Nachkommen von Vätern mit einem höheren Bildungsabschluss 2.1 mal häufiger ebenfalls einen höheren Bildungsabschluss als Nachkommen von Vätern mit niedriger Bildung. Im ersten Fall 58 %, im zweiten Fall 28 %. Diese Verhältniszahlen sind zwar keine odds-ratios wie sie der Bericht bezeichnet. Aber ob Verhältniszahlen oder korrekt berechnete odds-ratios, die in der Literatur als akzeptiertes Standardmaß gelten: An der Position Deutschlands als Land mit den geringsten Bildungsdisparitäten ändert sich nichts. Verwendet man die odds-ratios, findet man die in Abbildung 1 dargestellte Rangreihe zwischen den Ländern:



Quelle: Eigene Berechnung nach Europäische Kommission (2009) „The Social Situation in the European Union 2007“, Tabelle 13, S. 52.

Abbildung 1: Chancen von Kindern auf hohe Bildung  
nach Bildung des Vaters; odds ratios für den Kontrast: Väter mit hoher Bildung  
vs. Väter mit niedriger Bildung

Der Schlüssel zur Auflösung des PISA-SILC Puzzles liegt aber nicht in den verwandten statistischen Maßzahlen. Er liegt in der problematischen Konstruktion und Vergleichbarkeit der benutzten Bildungsklassifikation in den EU-SILC Analysen.

Die EU-Studie verwendet die ISCED-97- Bildungsklassifikation – die International Standard Classification of Education in der Version von 1997.<sup>8</sup> Diese

<sup>8</sup> Zu Einzelheiten der ISCED-Bildungsklassifikation siehe OECD (1999) und Schneider/Kogan (2008).

Skala ist in ihrer differenzierten Vollversion ein durchaus nützliches Instrument mit guten Qualitäten. Leider wird sie aber in den meisten internationalen Vergleichsstudien der EU, der UNESCO oder der OECD und nun auch in den EU-SILC-Analysen nur als Bildungsklassifikation mit den drei Stufen von unterer, mittlerer und höherer Bildung genutzt, und in dieser drei-Stufen-Version ist sie ein derart undifferenziert grobes und Unvergleichbares vermischendes Instrument, dass sie in dieser Form schon längst verboten gehört. Lassen Sie mich die Gründe für dieses Verdikt für den deutschen Fall illustrieren:

### 3.1 Heterogenität der ISCED 3-Stufen-Klassifikation

In der SILC-Erhebung sind die Bildungsinformationen für Deutschland ursprünglich in der bewährten Differenzierung nach dem höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss und dem höchsten beruflichen Bildungsabschluss erfasst. Die Kombination dieser beiden Variablen, wie sie durch die mit Häufigkeiten (mit mehr als 50 Fällen) besetzten Zellen von Tabelle 2 illustriert ist, betrachten wir vorläufig als Bildungs-Feingliederung für Deutschland. Die ISCED-3-Stufen-Klassifikation wird dagegen aus der Kombination beider Variablen so gebildet wie es in Tabelle 2 durch die Schattierungen veranschaulicht ist: Die leicht schattierten Zellen in der Mitte werden zu „mittlerer Bildung“ aggregiert. Die unschattierten Zellen darüber sind „niedrige Bildung“; die stark schattierten Zellen darunter „hohe Bildung“.

Da für die SILC-Daten differenzierte Informationen nach der Feingliederung von Tabelle 2 nicht verfügbar sind, haben wir mit den Mikrozensus-SUFs von 1996–2004 Datensätze konstruiert, mit denen wir die Probleme der EU-SILC-Analysen und vieler weiterer EU-Bildungsstatistiken illustrieren können. Tabelle 2 liegt ein Datensatz zugrunde, der alle in diesen Mikrozensus SUFs enthaltenen und noch zusammen mit ihren Eltern lebenden 18-Jährigen einschließt. Die Zahlen zeigen die absoluten Häufigkeiten und Randverteilungen der *Bildung der Väter bzw. Mütter*<sup>9</sup> der untersuchten 18-Jährigen.

Bevor wir auf die Zahlen näher eingehen, ist jedoch ein Hinweis auf die mit der Drei-Stufen-Bildung verbundene Heterogenität der Aggregationen wichtig. Hohe Heterogenität besteht vor allem in den Stufen mittlerer und höherer Bildung, wenn nicht nach den eher allgemeinbildend akademisch orientierten Ausbildungsgängen (A) und den beruflich ausgerichteten Ausbildungsgängen (B) unterschieden wird. So kommt es, dass jemand, der mit oder ohne Hauptschulabschluss eine Lehre als Tapezierer abschließt, gleich eingestuft wird

<sup>9</sup> Da in den untersuchten Population die Väter noch tendenziell höhere Bildung haben als die Mütter, wurde die Bildung des Vaters berücksichtigt, wenn der Vater im gleichen Haushalt wie das Kind lebt; in den übrigen Fällen die Bildung der Mutter. Da Letzteres nur in 14 % der Fälle zutrifft, sprechen wir im Folgenden von „Bildung der Väter“.

wie ein Abiturient eines allgemeinbildenden Gymnasiums. Noch krasser erscheint die Gleichsetzung auf der dritten Stufe, vor allem deshalb, weil Ausbildungen in Fachschulen oder Schulen des Gesundheitswesens, die in Deutschland nicht einmal eine eingeschränkte Hochschulreife erfordern, die gleiche Zuordnung wie abgeschlossene Diplomstudiengänge oder Promotionen an Universitäten erfahren. Konkret: Die Krankenschwester wird bildungsmäßig gleich eingestuft wie der habilitierte Chefarzt der Klinik und dieser auch identisch wie ein Hauptschulabsolvent mit Meisterprüfung im Metzgerhandwerk.

Tabelle 2

**Kombinationen von schulischen und beruflichen Bildungsabschlüssen  
in Deutschland mit Zuordnung zu ISCED-Aggregaten: Absolute Häufigkeiten  
in den Mikrozensus SUF's 1996 – 2004 für Väter von 18-Jährigen**

Beruflicher Abschluss der Väter	ISCED	Schulischer Abschluss der Väter							N	in %
		ohne Abschluss	ISCED	Hauptschule	ISCED	Realschule Polytechn. Oberschule	ISCED	FH-Reife Fach-/Abitur		
– Ohne Ausbildung – Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	1	1207	2	3939	2	747	3A	273	6166	15
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	3B	78	3B	12132	3B	9324	4B	1080	22614	54
– Fachschule für Meister / Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie – Verwaltungsfachhochschule – Fachschule ehem. DDR			5B	1895	5B	2682	5B	1042	5619	13
– Fachhochschule (FH)			5A	71	5A	478	5A	2409	2958	7
– Universität					5A	(44)	5A	4708	4752	11
N		1285		18037		13275		9512	42109	
in %		3		43		31		23		

Quelle: SUF-Mikrozensus 1996 – 2004; eigene Berechnung.

Wie man aus der Randverteilung der beruflichen Abschlüsse in Tabelle 2 sehen kann, machen in Deutschland die Gruppe der sog. 5B-Abschlüsse einen hohen Anteil der sog. Tertiärabschlüsse aus, über 40 %. Ein großer Teil dieser Gruppe hat als schulischen Abschluss einen Hauptschulabschluss. Es mag

Gründe geben, für den internationalen Vergleich deutsche Fachschulabsolventen in der beschriebenen Weise zur Kategorie sog. tertiärer Abschlüsse hinzuzurechnen, weil auch andere Länder mit inhaltlich ähnlichen Qualifikationen ebenso verfahren. Das führt aber gerade zu der enormen Heterogenität unter den tertiären Abschlüssen, in Deutschland wie in anderen Ländern auch. Eine solche Aggregierung ist zudem aus Gründen der statistischen Differenzierung wenig sinnvoll, wenn in manchen Ländern unter den jüngeren Altersgruppen schon mehr als die Hälfte einen tertiären Abschluss hat.

Mit einfachen Überlegungen kann man auch leicht erahnen, wie es für Deutschland zu den geringen Bildungsungleichheiten im EU-Sozialbericht kommt:

- Deutschland schließt für die internationale Berichterstattung der amtlichen Statistik unter höherer Bildung Qualifikationen ein, die durch relativ begrenzte Weiterqualifizierung nach einem Hauptschul- oder Realschulabschluss und einer Berufslehre erreicht werden können. Dieses sind geradezu typische Bildungswege für Arbeiterkinder. Das verschafft nominell auch Kindern niedriger Herkunft relativ gute Chancen auf höhere Bildung.
- Umgekehrt herum: Es erscheint durchaus plausibel, dass sich Kinder mit einer 5B-Herkunft für eine 4B-Ausbildung entscheiden: für das Abitur und nachfolgend einen anspruchsvollen Ausbildungsberuf, beispielsweise im Bankenwesen, in der Informatik oder in den neuen Medienberufen. Das reduziert dann die Wahrscheinlichkeit, dass Kinder hoher Bildungsherkunft (5B) selbst wiederum hohe Bildung erwerben – denn sie steigen nominell nach 4B ab – und das verringert in der Bildungsbeteiligung den Unterschied zu Kindern niedriger Herkunft.
- Schließlich: Was in Deutschland als niedrige Bildungsherkunft identifiziert ist, ist teilweise gar nicht so niedrige Bildung. Nach der deutschen ISCED-Version werden auch ein Realschulabschluss oder der Abschluss der polytechnischen Oberschule als niedrige Bildung klassifiziert, wenn damit keine nachfolgende Berufsausbildung verbunden ist. Das trägt ebenfalls zur Verringerung der Chancenunterschiede nach Herkunft bei.

Leider war es nicht möglich, diese Vermutungen mit den SILC-Daten zu prüfen, denn die Bildungsinformationen im SILC-Datensatz enthalten nur die Niveau-Gruppen 1–6 ohne die wichtige A/B-Differenzierung. Mit dem Mikrozensusdatensatz, der Tabelle 2 zugrunde liegt, lässt sich aber ein differenzierteres Bild gewinnen: Mit den 18-Jährigen, die eine Schule der gymnasialen Oberstufe besuchen oder das Abitur bereits erreicht haben, lässt sich abschätzen, wer wahrscheinlich das Abitur erreichen wird<sup>10</sup>. Für die in Tabelle 2

<sup>10</sup> Wir folgen hier Vorschlägen und ertragreichen Vorbildern der Nutzung des Mikrozensus zur Analyse von sozialen Disparitäten im Bildungserwerb von Schimpl-Neimanns (1988, 2000). Auch der Zweite Bildungsbericht (Autorengruppe Bildungsbericht 2008) nutzt den Mikrozensus in ähnlicher Weise.

mit der Bildungsverteilung der Väter (bzw. Mütter) beschriebene Mikrozensus-Stichprobe der 18-Jährigen haben wir logistische Regressionsanalysen gerechnet. Der Besuch der gymnasialen Oberstufe oder die bereits erworbene Hochschulreife – ja oder nein – bilden die abhängige Variable; die Bildungskombinationen der Väter bilden zusammen mit einigen Kontrollvariablen die Prädiktorvariablen.<sup>11</sup>

Tabelle 3

**Chancen (odds-ratios) von Kindern, das Abitur zu erreichen:  
Wieviel mal höher sind diese bei unterschiedlicher Bildung der Väter  
im Vergleich zu Vätern mit Hauptschule ohne Berufsausbildung**

Beruflicher Abschluss der Väter	I S C E D	Schulischer Abschluss der Väter					
		ohne Abschluss		Haupt- schule		Realschule Polytechn. Oberschule	FH-Reife Fach-/ Abitur
– Ohne Ausbildung – Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	1	1 / 1,3	2	1,0 = Ref.	2	1,7	3A 5,9
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	3B	1 / 1,6	3B	1,3	3B	2,1	4B 5,9
– Fachschule für Meister/ Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie – Verwaltungsfach- hochschule – Fachschule ehem. DDR			5B	2,2	5B	3,2	5B 5,9
– Fachhochschule (FH)			5A	4,5	5A	7,9	5A 7,0
– Universität					5A	5,4	5A 15,1

*Quelle:* SUF-Mikrozensus 1996–2004; eigene Berechnung mit Kontrolle von Erhebungsjahr, Geschlecht und Nationalität (binomiale logistische Regression). Fallzahlen identisch wie in Tabelle 2.

Tabelle 3 enthält die odds-ratios bezogen auf die Referenzgruppe der 18-Jährigen, deren Vater einen Hauptschulabschluss ohne weitere Berufsausbildung hat. Koeffizienten zeigen an, um wie vielmal *höher* oder – im Falle

<sup>11</sup> Aus einer unserem Vorgehen ähnlichen Analyse von Kalter/Granato/Kristen (2007, 240 f.) wissen wir, dass seit 1990 die Herkunftsdisparitäten im Bildungserwerb leicht abgenommen haben. Seit 1996 ist dieser Trend jedoch sehr schwach, sodass wir für unsere Zwecke die 18-Jährigen aus den Mikrozensus von 1996–2004 ohne Gefahr bedeutsamer Verzerrungen zusammenfassen können. Die im Zeitverlauf zunehmende Beteiligung an der gymnasialen Oberstufe stellen wir durch Kontrolle des Erhebungsjahres in Rechnung, ebenso wie die variierende Beteiligung nach Geschlechtern und Herkunftsnation durch entsprechende Kontrollen.

von Kehrwerten – *niedriger* als in der Referenzgruppe die Chancen auf das Abitur in den jeweiligen Herkunftsgruppen sind. Die hohe Heterogenität zwischen den in der ISCED-3-Stufen-Gliederung verschmolzenen Bildungsgruppen ist unverkennbar. Teilweise sind bei Ausbildungskonstellationen, die einer niedrigeren ISCED-Gruppe zugeordnet sind, die odds-ratios deutlich höher als bei solchen in höheren ISCED-Gruppen. Letzteres ist besonders krass bei den ISCED 5B-Gruppen ohne Abitur im Vergleich zu Abiturienten. Die ISCED-3-Stufen-Gliederung macht für Deutschland überhaupt keinen Sinn. Sie fasst einfach identifizierbare Gruppen in einer Art zusammen, die beispielsweise für das hier anstehende Untersuchungsproblem in keiner Weise adäquat ist.

Inhaltlich zeigt sich, was nicht anders zu erwarten war: Auch bei den Bildungsabschlüssen variieren die Bildungsdisparitäten in Deutschland viel stärker als der EU-Sozialbericht glauben macht. Und mit der sozial ungleichen Bildungsbeteiligung in der oberen Sekundarstufe ist natürlich der Prozess, der zu sozial ungleich verteilten Bildungsabschlüssen führt, noch lange nicht abgeschlossen. Das kann man aus den je nach Herkunft ungleichen Bildungswegen folgern, die Abiturienten nach dem Erwerb der Hochschulberechtigung in Deutschland einschlagen (vgl. Tabelle 1).

Fasst man die Bildungsinformationen in Tabelle 3 nach dem ISCED-3-Stufen-Schema zusammen, resultiert für den Kontrast von hoher im Vergleich zu niedriger Bildungsherkunft ein odds-ratio von 5,8, das wesentlich niedriger ist als mehrere der odds-ratios, die wir in Tabelle 3 beobachten, aber dennoch deutlich höher als das entsprechende odds-ratio von 3,6 bei den EU-SILC Daten für Deutschland (vgl. Abbildung 1). Die Befunde aus Mikrozensus und SILC sind aber nicht direkt vergleichbar, weil sich die Analysen auf unterschiedliche Geburtsjahrgänge beziehen, aber auch weil höhere Bildung in Tabelle 3 (Mikrozensus) tendenziell exklusiver definiert<sup>12</sup> ist als in Schaubild 1 (SILC). Die sehr niedrigen Ungleichheitswerte für Deutschland nach den SILC-Daten können zusätzlich auch durch die soziale Selektivität der SILC-Stichprobe bedingt sein, auf die Hauser (2007) hinweist. Das zentrale Argument für die These der massiven Unterschätzung der Ungleichheitsspanne stützt sich aber nicht auf den Vergleich von Mikrozensus und SILC, sondern auf die Aggregation sehr heterogener Elemente, die Tabelle 3 belegt.

Zum Ergebnis sehr hoher Heterogenität innerhalb der drei ISCED Bildungsgruppen kommt man auch bei der Wahl anderer Kriteriumsvariablen. Wir illustrieren dies im Folgenden kurz mit Indikatoren, die sich nicht auf ungleiche Chancen im Erwerb von Bildung beziehen, sondern auf die mit Bildung verbundenen ungleichen Chancen im weiteren Leben. In diesem Sinne betrachten wir in Tabelle 4 zunächst das sozio-ökonomische Statusniveau, das

<sup>12</sup> In den Analysen zu Abbildung 1 werden in der abhängigen Variablen insb. unter den Absolventen von Fachschulen auch Personen als Inhaber „höherer Bildung“ codiert, die nur einen Hauptschul- oder Realschulabschluss haben.

die Inhaber bestimmter Bildungsabschlüsse im späteren Leben erreichen. Für dieses Kriterium sind in Tabelle 4 für 35–55 jährige Männer der Mikrozensus SUFs der Jahre 2002–2004 die Ergebnisse einer analog zu Tabelle 3 durchgeführten linearen Regressionsanalyse aufgeführt. Die abhängige Variable bildet der sozio-ökonomische Index ISEI (Ganzeboom, 2005) des Berufs, den diese Männer innehaben. Die unabhängigen Variablen bilden Dummyvariablen der von ihnen erreichten Bildungsabschlüsse sowie entsprechend zu Tabelle 3 gebildete Kontrollvariablen. Die Zahlen geben an, um wie viele Indexpunkte der in den verschiedenen Bildungsgruppen erreichte sozio-ökonomische Status höher oder niedriger als in der Referenzgruppe der Hauptschulabsolventen ohne Berufsbildung ist.<sup>13</sup> Auch bei diesem Kriterium finden wir wiederum sehr hohe Heterogenität innerhalb der drei Gruppen und teilweise deutlich bessere Chancen von Erwerbstätigen, die einer niedrigeren ISCED-Bildungsgruppe zugeordnet sind als solchen in einer höheren Gruppe. Unter hoher Bildung sind mit den Fachschulabsolventen mit Hauptschulabschluss teilweise Fälle zugeordnet, die im Durchschnitt einen nur minimal höheren Berufsstatus zu erwarten haben als die Realschulabsolventen ohne Berufsbildung, die zur Stufe niedriger Bildung gezählt werden. Selbst wenn wir die A/B-Untergliederung berücksichtigen, verbleiben hohe Heterogenitäten innerhalb der Gruppen.

In den Tabellen A1 und A2 des Anhangs sind die Befunde analoger Analysen für zwei weitere Indikatoren von Bildungserträgen aufgeführt: Die Chancen, eine Erwerbsposition in der oberen Dienstklasse zu erreichen, und das Risiko von Erwerbslosigkeit. Die diesbezüglich unterschiedlichen Chancen und Risiken, die mit den verschiedenen Bildungsabschlüssen verbunden sind, differieren im Verhältnis der verschiedenen Bildungskombinationen zueinander ähnlich wie die Ergebnisse in den Tabellen 1 und 2. Die ISCED-3-Stufen-Gliederung aggregiert auch nach diesen Kriterien ähnlich heterogene oder noch heterogenere Elemente.<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup> Die ISEI Skala variiert zwischen 16 Punkten für landwirtschaftliche und verwandte Hilfsarbeiter oder Reinigungspersonal und 85 Punkten für Ärzte und Juristen mit Skalenmittelwert von 45 und Standardabweichung 17. Dazwischen liegen Werte von ca. 25 Punkten für einfache Verkaufs- und Dienstleistungskräften; ca. 34 Punkte für Facharbeiter in Handwerk und Industrie; 45 Punkte für qualifizierte Bürokräfte und kaufmännische Angestellte; ca. 55 Punkte für Techniker und sonstige Fachkräfte (z. B. im Finanz- und Verwaltungswesen), 65–80 Punkten für die verschiedenen wissenschaftlich ausgebildeten Berufe und leitende Führungskräfte in der öffentlichen Verwaltung und Privatwirtschaft.

In die Analysen von Tabelle 4 geht im Vergleich zu den im Mikrozensus tatsächlich enthaltenen Fällen leider nur eine stark reduzierte Anzahl von Fällen ein. Die Fallzahlreduktion ist deshalb nötig, weil bis zum Mikrozensus 2004 die Umschlüsselung von KldB 1992 auf ISCO-88(COM) nur für die Substichprobe mit den EU-LFS-Fragen sinnvoll möglich ist. Die damit verbundene Stichprobenreduktion scheint im Hinblick auf die Bildung der Betroffenen nicht selektiv zu sein: Die Bildungsverteilung in Tabelle 4 ist praktisch identisch mit der Bildungsverteilung in Tabelle A1, in der die KldB-Berufsklassifikation mit der nicht-reduzierten Stichprobe benutzt wird.

Tabelle 4

**Beruflicher Status (ISEI) nach eigenem Bildungsabschluss für Männer  
im Alter von 35 – 55 Jahren. Nicht-standardisierte Koeffizienten aus OLS-Regression  
bei Hauptschülern ohne weitere Ausbildung als Referenzkategorie**

Beruflicher Abschluss	I S C E D	Schulischer Abschluss							N	in %
		ohne Ab- schluss		Haupt- schule		Realschule Polytechn. Oberschule		FH-Reife Fach- / Abitur		
– Ohne Ausbildung – Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	1	-1,7	2	Ref.	2	5,8	3A	16,1	7856	9
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	3B	3,0	3B	3,6	3B	7,4	4B	15,9	47207	56
– Fachschule für Meister / Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie – Verwaltungsfach- hochschule – Fachschule ehem. DDR			5B	8,6	5B	12,6	5B	19,9	12262	15
– Fachhochschule (FH)			5A	22,9	5A	25,9	5A	29,7	6312	8
– Universität							5A	34,3	9978	12
N		1216		32046		26180		24173	83615	
in %		2		38		31		29		

Quelle: SUF-Mikrozensus 2002–2004; eigene Berechnung mit Kontrolle von Erhebungsjahr und Nationalität.

### 3.2 Alternative Bildungsklassifikationen national und international

Spätestens an dieser Stelle ergibt sich die Frage, ob es nicht bessere Lösungen gibt als die offensichtlich irreführende Drei-Stufen-Gliederung, die aus welchen Gründen auch immer in der internationalen Berichterstattung der offiziellen Statistik mehr oder weniger zum Standard geworden ist. In einzelnen Datenbasen bietet Eurostat eine 6-Stufengliederung an. Sie besteht aus den numerischen Stufen von ISCED (ohne A / B-Differenzierung), wobei die akademische Promotion als 6. Niveaustufe herausgehoben wird. Bereits Ende der 1980er Jahre wurde weiterhin die sog. CASMIN-Bildungsklassifikation

<sup>14</sup> Aus einer Analyse von Schimpl-Neimanns (ohne Jahr) kann man entnehmen, dass auch in den Einkommen sehr ausgeprägte Unterschiede zwischen den verschiedenen Ausbildungsgruppen bestehen müssen, die in ISCED den tertiären Abschlüssen (5A oder 5B) zugeordnet sind.



als international vergleichbares Messinstrument für Bildungsabschlüsse vorgeschlagen (König/Lüttinger/Müller, 1987; Müller et al., 1990). Sie ordnet Bildungsabschlüsse nach 8, später bei Brauns/Steinmann (1999) 9 Kategorien. Dabei werden Niveau-Stufen mit einer Differenzierung zwischen allgemeinen (letztlich auf akademische Ausbildung ausgerichteten) und stärker berufspraktisch orientierten Ausbildungsgängen kombiniert<sup>15</sup>. Zur Konkretisierung für den deutschen Fall sind die verschiedenen Konzepte in der Korrespondenz-Tabelle 5 eingetragen.

Bereits ein schneller Blick auf die Werte in den entsprechenden Zellen der Tabellen 4 und 5 macht deutlich, dass auch die 6-Stufenklassifikation von ISCED (ohne die A/B-Differenzierung) das Heterogenitätsproblem nicht entscheidend vermindert. Vor allem die Stufen 3 und 5 bleiben sehr heterogen. Die Zellen, die den gleichen CASMIN-Kategorien zugeordnet werden, er-

<sup>15</sup> Die CASMIN Bildungsklassifikation wurde im Projekt Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations (1983–1988) an der Universität Mannheim für die Bildungssysteme von Deutschland, Frankreich, England, Wales, Schottland, Nordirland, Irland, Schweden, Polen und Ungarn entwickelt. Die Klassifikation ist konzeptuell auf die mit Bildungsabschlüssen erworbenen Qualifikationen mit der zentralen Annahme ausgerichtet, dass in den meisten Ländern die mit Bildungsabschlüssen erworbenen Qualifikationen nicht nur nach dem erreichten Niveau und der Dauer der für den Abschluss in der Regel benötigten Ausbildungszeit variieren, sondern auch nach stärker allgemeinbildend oder berufsbildend ausgerichteten Inhalten, die beide auf unterschiedlichen Niveaus erreicht werden können. Entsprechend werden in der Klassifikation die beiden Elemente kombiniert. Insgesamt wurden in der ursprünglichen Fassung für alle Länder 8 Abschlusstypen identifiziert und deren Vergleichbarkeit mit verschiedenen Indikatoren validiert. In der ursprünglichen Fassung wurde auf dem 2c-Niveau (Hochschulreife) noch nicht unterschieden, ob nur die Hochschulreife erworben wurde (2c-gen) oder ob zusätzlich eine Berufsausbildung auf dem Niveau einer Berufslehre oder einer Fachschule (2c-voc) erfolgte. Diese Differenzierung wurde später von (Brauns/Steinmann, 1999 und Brauns/Scherer/Steinmann, 2003) eingeführt, als die Verbindung von Hochschulreife mit einer beruflichen Ausbildung quantitativ bedeutsamer wurde. In der ursprünglichen Version wurden wie in der Konkordanz-Tabelle 5 dargestellt, alle Ausbildungen auf dem Meister/Techniker- oder sonstigen Fachschulniveau der Gruppe mittlerer beruflicher Abschlüsse (2a) zugeordnet, mit Ausnahme von entsprechenden Absolventen mit Abitur, die der Gruppe 2c (später 2c-voc) zugeordnet wurden. In der späteren Version von Brauns/Steinmann (1999) wurden der Meister/Techniker und Fachschulabsolventen der Gruppe 1c zugeordnet, wenn sie nur einen Hauptschulabschluss besitzen. Diese Version wurde auch in den Software-Tools zur Umsetzung der CASMIN Bildungsklassifikation für die deutschen Volkszählungs- und Mikrozensusdaten übernommen (Lechert/Schroedter/Lüttinger, 2006). Die Befunde der Tabellen 2–4 und A1–A3 würden nahe legen, sie wie in der ursprünglichen Fassung zu behandeln. Die Analysen des vorliegenden Beitrages folgen dieser Konvention. In der praktischen Anwendung der CASMIN-Klassifikation wird die Gruppe 1a (ohne schulischen und ohne beruflichen Abschluss) wegen niedriger Fallzahlen häufig mit der Gruppe 1b (Hauptschulabschluss ohne beruflichen Abschluss) zu 1ab zusammengefasst. Dies geschieht auch in den Analysen dieses Beitrages, sodass wir insgesamt 8 verschiedene CASMIN-Bildungskategorien nutzen. Zum CASMIN-Projekt siehe auch: <http://www.sowi.uni-mannheim.de/lehrstuehle/lesas/forschung/casmin/casmin.html>.

scheinen dagegen auch 20 Jahre nach Entwicklung der Klassifikation als deutlich homogener. Dies ist vor allem der Berücksichtigung des Niveaus der Schulabschlüsse bei gegebenen beruflichen Abschlüssen geschuldet.

*Tabelle 5*  
**Aggregierungsvarianten für Bildungsklassifikation:  
3 und 6 Stufen ISCED und CASMIN**

Beruflicher Abschluss		Schulischer Abschluss			
		ohne Abschluss	Hauptschule	Realschule Polytechn. Oberschule	FH-Reife Fach- / Abitur
– Ohne Ausbildung – Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	<b>ISC3</b> <b>ISC6</b> <b>CAS</b>	1 1 1a	1 2 1b	1 2 2b	2 3 2c-gen
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	<b>ISC3</b> <b>ISC6</b> <b>CAS</b>	2 3 1c	2 3 1c	2 3 2a	2 4 2c-voc
– Fachschule für Meister / Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie – Verwaltungsfachhochschule – Fachschule ehem. DDR	<b>ISC3</b> <b>ISC6</b> <b>CAS</b>		3 5 2a	3 5 2a	3 5 2c-voc
– Fachhochschule (FH)	<b>ISC3</b> <b>ISC6</b> <b>CAS</b>		3 5 3a	3 5 3a	3 5 3a
– Universität / Promotion	<b>ISC3</b> <b>ISC6</b> <b>CAS</b>				3 5 / 6 3b

Mit jeder Aggregation heterogener Gruppen zu Grob-Kategorien geht immer Differenzierungs- und Erklärungskraft verloren. Ein Aggregationsschema produziert umso weniger Verlust an Differenzierungsvermögen und Erklärungskraft je ähnlicher die zusammengefassten Elemente im Hinblick auf das untersuchte Kriterium sind. In der umgekehrten Richtung formuliert: Je mehr c.p. der Anteil erklärter Varianz bei Aggregation abnimmt, umso heterogener müssen die aggregierten Elemente sein. Tabelle 6 misst – am Beispiel der in den Tabellen 3 und 4 sowie in den Tabellen A1 und A2 im Anhang berücksichtigten Kriterien – diese Aggregierungsverluste durch den Vergleich der durch verschiedene Aggregierungsvarianten der Bildungsvariablen erklärten

Varianz. Wie Spalte (2) von Tabelle 6 zeigt, erklärt die in der Feingliederung gemessene Bildungsvariable (15 Kombinationen von schulischer und beruflicher Bildung) unterschiedliche Varianzanteile der verschiedenen Bildungs-Outcome-Kriterien. Bildung ist unterschiedlich stark mit den verschiedenen Outcome-Kriterien korreliert. Die Erklärungsverluste bei den verschiedenen Aggregierungen (Spalten (3) bis (5) in Tabelle 6) sind jedoch bei allen Outcomes ähnlich, jedoch sehr unterschiedlich nach der Art der Aggregierung. Bei der 3-Stufengliederung von ISCED geht durchwegs ca. ein Drittel der erklärten Varianz verloren; bei der ISCED 6-Stufen-Gliederung ca. ein Viertel. Einzig die 8 Kategorien des CASMIN-Schemas erklären fast einen identischen Anteil wie die Feingliederung mit 15 unterschiedlichen Kombinationen von schulischer und allgemeiner Bildung. Ähnliche, jedoch insgesamt etwas geringere Erklärungsverluste entstehen auch, wenn Einkommen durch die verschiedenen Bildungsaggregierungen vorhergesagt wird.

Tabelle 6

**Erklärte Varianz bei Bildungsfeingliederung und Erklärungsverluste bei verschiedenen Aggregierungsvarianten**

Outcome-Kriterien	Varianz-Maß	Erklärte Varianz bei Feingliederung	Erklärte Varianz als Anteil von Spalte 3		
			ISCED 3	ISCED 6	CASMIN 8
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bildungschancen auf Abitur Tabelle 3	Pseudo $R^2$	0,124	0,667	0,751	0,985
Sozio-ökonomischer Status im Alter 35 – 55 / Tabelle 4	Adjusted $R^2$	0,454	0,664	0,752	0,986
Position in oberer Dienstklasse im Alter 35 – 55 / Tabelle A1	Pseudo $R^2$	0,303	0,664	0,756	0,988
Risiko von Nicht-Erwerbstätigkeit im Alter 35 – 65 / Tabelle A2	Pseudo $R^2$	0,048	0,639	0,738	0,960

Die in den vorausgehenden Analysen genutzte Feingliederung aus der Kombination von schulischen und beruflichen Abschlüssen ist aber ihrerseits bereits eine Aggregierung gegenüber den im deutschen Bildungssystem existierenden und im Mikrozensus und in vielen sozialwissenschaftlichen Erhebungen in der Regel auch unterschiedenen schulischen und beruflichen Abschlüsse. Zur Vereinfachung haben wir z. B. Anlernausbildungen und berufliche Praktika wie keine berufliche Ausbildung gewertet. Wir haben Fachschulabschlüsse für Meister und Techniker, Ausbildungen an Fachschulen der

ehemaligen DDR, an Verwaltungsfachhochschulen und Berufsakademien sowie 2–3 jährige Ausbildungen an Schulen des Gesundheitswesens zusammengefasst; wir haben Promotionen nicht von universitären Diplomabschlüssen getrennt; und wir haben polytechnische Oberschulen der früheren DDR Real schulabschlüssen der Bundesrepublik gleichgesetzt. Diese Aggregationen werden oft vorgenommen. Wir sind dieser Praxis gefolgt, weil ihr auch die deutsche Umsetzung der ISCED-Klassifikation folgt, um die es im Beitrag geht. Wird möglicherweise bereits damit Heterogenes aggregiert und die Erklärungskraft von Bildung in bedenklicher Weise gemindert? Um dies zu überprüfen, führen wir für die am stärksten von Bildung beeinflusste Outcome-Variable (sozio-ökonomischer Status) analoge Analysen durch, in denen wir – von der bislang genutzten Feingliederung ausgehend – jeweils eine dieser weiteren Differenzierungen zusätzlich berücksichtigen. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle A3 des Anhangs. Nur die zusätzliche Differenzierung zwischen Realschulen und polytechnischen Oberschulen der früheren DDR führt zu einer bedeutsamen Erhöhung der erklärten Varianz um fast 2 Prozentpunkte.<sup>16</sup> Ein geringer Erklärungsgewinn von je 0,4 Prozentpunkten resultiert auch bei getrennter Berücksichtigung von Promotionen und bei Trennung der Fachhochschulen für Verwaltung von den Fachschulen für Meister / Techniker etc. Alle anderen zusätzlichen Differenzierungen erhöhen zusammen die erklärte Varianz um nicht mehr als 0,1 Prozentpunkte (vgl. Hinweise zu Tabelle A3 im Anhang). Allerdings zeigen sich bei den Schätzwerten für den erzielten beruflichen Status zwei beachtenswerte Differenzierungen, die sich aber wegen den relativ kleinen davon betroffenen Gruppen im Anteil der erklärten Varianz kaum niederschlagen (vgl. Tabelle A3 im Anhang). Erstens: Ein Studium an der Universität zählt sich im Vergleich zu einem FH-Studium bezüglich Berufsstatus nur dann deutlich aus, wenn man es an der Universität bis zur Promotion bringt.<sup>17</sup> Zweitens: Abschlüsse an FH's für Verwaltung bringen ähnliche Statuserträge wie andere Fachhochschulen und sollten unter diesem Gesichtspunkt auch den Fachhochschulen und nicht den Fachschulen zugeordnet werden.

Insgesamt bildet damit die benutzte Feingliederung aus beruflichen und schulischen Abschlüssen das Differenzierungs- und Erklärungspotential weitgehend erschöpfend ab, wenn auch bei speziellen Fragestellungen und leistungsfähigen Stichproben etwa die gesonderte Betrachtung der Promotion oder von Abschlüssen in der DDR sinnvoll sein mögen. Die Aggregationen

---

<sup>16</sup> Bei beruflichen Ausbildungen unterhalb der FH erreichen Absolventen der polytechnischen Oberschule Berufe mit deutlich niedrigeren Statusscores als Absolventen von Realschulen. Siehe dazu auch die Anmerkungen zu Tabelle A3 im Anhang.

<sup>17</sup> Bei gesonderter Betrachtung der Promotion erbringt diese einen um 8 Einheiten höheren sozio-ökonomischen Status als ein universitärer Diplomabschluss. In diesem Fall sinkt der Score für den universitären Diplomabschluss (im Vergleich zum Wert in Tabelle 6) um zwei Einheiten ab und liegt dann mit nur drei Punkten Unterschied sehr nahe beim FH-Abschluss.

nach dem 3- oder 6-Stufen ISCED-Schema sollten dagegen wegen der hohen Heterogenität innerhalb der Kategorien und des massiven Erklärungsverlustes vermieden werden. Es gibt deutlich bessere Lösungen wie beispielsweise das in der internationalen Forschung viel genutzte CASMIN-Schema. Auch die Berücksichtigung der A/B Differenzierung bei ISCED würde die Erklärungsverluste verringern.

Was wir bislang für Deutschland gezeigt haben, gilt auch für den internationalen Vergleich. Auch für andere Länder erzeugt eine Aggregierung nach den 3- oder 6-ISCED-Stufen ähnliche Heterogenitäten, die dort ähnlich sinnlos sind und für den Vergleich von Ländern erst recht, denn für die meisten Länder wissen wir nicht genau, wie adäquat oder inadäquat einzelne Aggregierungen sind und wie sich das für die Vergleichbarkeit auswirkt. Für ausgewählte Länder, für die im European Social Survey differenzierte Ausgangsdaten zur Verfügung stehen, führt Silke L. Schneider an der Universität Oxford und teilweise am MZES entsprechende Studien durch. Nach ersten Ergebnissen führen die vorgenommenen ISCED-Aggregierungen in den meisten Ländern zu ähnlichen Heterogenitätsproblemen wie in Deutschland; aber an unterschiedlicher Stelle und in unterschiedlicher Schärfe, was das Problem nicht einfacher macht.

Mit der ISCED-Klassifikation lassen sich aber auch für den internationalen Vergleich bessere Lösungen finden als mit den üblichen Stufen-Aggregierungen. Da im ESS für einzelne Länder differenzierte Bildungsdaten vorliegen, konnte Schneider (2007, 2008b) Analysen durchführen, wie wir sie eben für den Mikrozensus übernommen haben. Zunächst wird mit den differenzierten Bildungsinformationen der sozio-ökonomische Status ISEI von Befragten regressionsanalytisch vorhergesagt. Das Ergebnis ist der durch die beste verfügbare nationale Klassifikation ermittelte Anteil erklärter Varianz in Spalte 2 von Tabelle 7. Im nächsten Schritt werden die nationalen Kategorien in die Kategorien der differenziertesten ISCED-Version umgesetzt und dann in die 6-Stufen-ISCED Variante aggregiert. Spalte 3 zeigt, wie viel % der durch die nationale Klassifikation erklärten ISEI-Varianz durch diese hierarchische ISCED-Aggregierung noch erklärt wird. In den meisten Ländern geht ziemlich viel verloren, aber die Verluste sind unterschiedlich. Die 6-Stufen-ISCED-Aggregierung erfasst also die in den einzelnen Ländern relevanten Bildungsunterschiede nicht in vergleichbarer Weise.

In der weiteren Arbeit aggregiert Schneider die gleichen differenzierten ISCED-Codes nach Regeln, die dem CASMIN-Schema sehr ähnlich sind, in 7 Kategorien. Dabei werden Niveau-Unterschiede und die Differenzierung nach der eher allgemein-akademischen bzw. beruflichen Ausrichtung der Bildungsabschlüsse kombiniert. Diese Aggregierung bringt auch Erklärungsverluste (vgl. Spalte 4), aber diese sind viel niedriger als bei der reinen Niveau-Aggregierung der ISCED-Stufen. Auch die Unterschiede zwischen Ländern sind deutlich geringer.

Da in manchen Untersuchungen – gerade auch im internationalen Vergleich – nach dem Motto „Ein Jahr ist ein Jahr“ die Messung von Bildungsjahren als Lösung für das Vergleichbarkeitsproblem gesehen wird, ist das diesbezügliche Ergebnis der Arbeiten von Schneider (2008b) in Spalte 5 von besonderem Interesse. Auch mit der Operationalisierung über Bildungsjahre geht offensichtlich viel erklärte Varianz verloren. Für den internationalen Vergleich ist sie auch deshalb wenig geeignet, weil sie in verschiedenen Ländern nicht in gleicher Weise in der Lage ist, das mit unterschiedlichen Bildungsabschlüssen verbundene Erklärungspotential von Bildung einzufangen.

Tabelle 7

**Erklärte Varianz (adjusted  $R^2$ ) von ISEI Berufsstatus durch nationale Bildungskategorien, aggregierte ISCED-Kategorien und Anzahl Bildungsjahre**

	Nationale Bildungskategorien		differenzierte ISCED-97 Kategorien gruppiert in		Bildungs- jahre
	Anzahl Kategorien	erklärte Varianz $R^2$ von ISEI Berufsstatus (adjusted for DF)	6 Niveau- Kategorien (Primar bis Promotion)	7 Kategorien nach Niveau und allg. vs. beruflich	
	(1)	(2)			
Frankreich	12	44,8	78,1	97,5	67,1
Belgien	11	43,0	87,3	98,9	53,1
Spanien	15	44,7	85,1	98,1	62,3
Dänemark	10	38,2	79,8	99,7	65,5
Niederlande	13	36,6	90,3	95,4	58,3
Schweiz	15	52,5	77,5	97,7	70,5
Deutschland	20	46,4	62,5	96,7	71,0
Luxemburg	18	51,9	82,6	95,7	70,3
Polen	10	49,7	86,4	100,0	90,6
Slowakei	8	43,8	81,7	99,3	59,6
Rumänien	13	46,5	44,1	98,9	81,7
Tschechien	11	48,9	71,2	96,5	78,6
Estland	13	34,0	81,2	95,7	92,5
Ungarn	14	53,6	79,9	99,1	79,8

*Quelle:* Eigene Berechnungen nach Schneider (2008b) Tabelle 4 (Mittelwerte aus ESS 2002–2006). Für die Schweiz nur ESS 2006.

Gerade im internationalen Vergleich können Ergebnisse natürlich nicht in den jeweiligen differenzierten nationalen Klassifikationen präsentiert werden. In der Regel führt kein Weg an Aggregationen vorbei. Ihre Qualität hängt davon ab, wie gut sie die spezifischen Eigenheiten der einzelnen Länder bewahren und dennoch eine hohe Vergleichbarkeit besitzen.<sup>18</sup> Die Analysen von Schneider zeigen: Wenn nur hinreichend differenzierte ISCED-Basis-Informationen vorliegen, können daraus wesentlich erklärungskräftigere und besser vergleichbare Aggregationen gebildet werden als diejenigen, die in den Veröffentlichungen und Datenbasen der internationalen Organisationen und internationalen statistischen Ämter in der Regel genutzt werden.

Natürlich sind massive und nach Ländern variierende Verluste der Erklärungskraft höchst folgenreich für die Aussagefähigkeit und Vergleichbarkeit substantieller Befunde. Dass die Bildungsungleichheit in Deutschland durch die 3-Stufen-ISCED-Aggregation im EU-Sozialbericht massiv unterschätzt wird, wurde bereits gezeigt. Aber was finden andere internationale Vergleiche zum Ausmaß sozialer Disparitäten bei Bildungsabschlüssen? Analysen mit wissenschaftsbasierten Daten kommen diesbezüglich zu ähnlichen (wenn auch nicht völlig identischen) Ergebnissen wie sie PISA für die Disparitäten bei den Kompetenzen von 15-Jährigen findet (vgl. Breen et al. forthcoming, 2008). Nach diesen Studien, die das CASMIN-Klassifikationsschema für Bildungsabschlüsse verwenden, sind seit der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts in vielen Ländern die sozialen Disparitäten bei den Bildungsabschlüssen geringer geworden, auch in Deutschland. Aber dennoch gehört Deutschland bei den Bildungsabschlüssen nach wie vor wie bei PISA zu den Ländern mit vergleichsweise hohen sozialen Disparitäten.

#### 4. Ein Plädoyer im Sinne von Gustav von Schmoller

Der neue EU-Sozialbericht mit seinem höchst unplausiblen Befund zu den sozialen Disparitäten im Bildungserwerb in Deutschland hat mich bewogen, diesen Vortrag auf die methodischen Probleme der ISCED-Stufen-Gliederung auszurichten. Natürlich ist grundsätzlich nichts gegen eine hierarchische Konzeption einer Bildungsklassifikation einzuwenden. Alle Bildungssysteme sind nach hierarchischen Stufen aufgebaut. Aber was gemessen an der zeitlichen Sukzession eines typischen Bildungsweges (etwa in der unteren oder in der oberen Sekundarstufe) auf der gleichen Stufe liegt, kann sich in der inhaltlichen Ausrichtung und im Anforderungsniveau massiv unterscheiden. Dies nicht zu berücksichtigen, vereinfacht zwar die Indikatorenbildung, aber es verzerrt die Wirklichkeit. Dennoch geschieht es in der internationalen Bil-

---

<sup>18</sup> Vergleiche zu diesen Problemen bei Bildungsklassifikationen Braun / Müller (1997), Schneider (2008a, 2008b), Kerckhoff / Dylan (1999), Kerckhoff / Ezell / Brown (2002).

dungsstatistik immer wieder, auch in den meisten Daten, die Eurostat als SUFs für die wissenschaftliche Forschung bereitstellt. Schon beim früheren ECHP wurde von wissenschaftlicher Seite vielfach bedauert, dass die entsprechenden SUFs Bildung nur in der 3-Stufen-Gliederung abbilden. Bildungsbezogene Analysen sind mit solchen heterogenen Klassifikationen wissenschaftlich nicht zu rechtfertigen. Aber wir sind alle auf gute, international vergleichbare und aussagekräftige Daten der amtlichen Statistik angewiesen. Für Bildung gilt dies ganz besonders. Sie ist für viele Thematiken der Soziologie, der Ökonomie und der politischen Wissenschaft eine der wichtigsten Variablen. Wegen der großen Unterschiedlichkeit der Bildungssysteme der verschiedenen Länder und wegen der zunehmenden Differenzierung und des häufigen Wandels der Bildungsinstitutionen ist sie zugleich eine der schwierigsten Variablen im Gesellschaftsvergleich.

Bei schwieriger Vergleichbarkeit ist es eine beliebte Strategie, auf grobe Hauptgruppen zu aggregieren. Hoffentlich ist deutlich geworden, dass damit nichts gewonnen ist, im Gegenteil. Wie Gustav von Schmoller unermüdlich betont hat: Es führt kein Weg darum herum, Institutionen genau zu analysieren und in ihrer Differenziertheit zu behandeln. Deshalb möchte ich das Privileg dieser Gustav von Schmoller-Vorlesung für einen dringlichen Aufruf an den Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten und vor allem auch an die Statistikkolleginnen und Kollegen, die in internationalen Gremien mitwirken, nutzen: Bitte tragen Sie dazu bei, in einem der heute wichtigsten Bereiche der international vergleichenden Sozialstatistik die missliche Lage zu verbessern. Sorgen Sie dafür, dass wir auch in der international vergleichenden Bildungsstatistik differenziertere und besser vergleichbare Zahlen bekommen!

Für die Verbesserung der Situation sind unmittelbar drei Punkte besonders dringlich:

- (1) Bildungsinformationen sollten in nationalen Erhebungen so differenziert wie nur eben möglich erhoben werden.
- (2) Das konzeptuelle Verständnis und die vergleichbare und operationale Umsetzung der ISCED-Klassifikation in verschiedenen Ländern erfordern unabhängige wissenschaftliche Validierungsstudien.
- (3) In nationalen und internationalen SUFs sollten nicht nur die sog. harmonisierten, sondern unbedingt auch die ursprünglichen differenzierten Bildungsinformationen aus den nationalen Erhebungen für die wissenschaftliche Forschung zur Verfügung gestellt werden.

*Ad (1):* Für Bildung und die ISCED-Klassifikation kommt ein vor wenigen Wochen erschienenes Buch, in dem für 15 europäische Länder die Umsetzung der ISCED-Klassifikation validiert wird (Schneider, 2008a), zu dem Ergebnis, dass diese Klassifikation in ihrer prinzipiellen Konzeption und in ihrer differenzierten Form – von kleineren, aber überwindbaren Problemen abgesehen –



eine durchaus brauchbare Grundlage ist. Das Buch macht eine Reihe praktischer Vorschläge zur weiteren Verbesserung dieser Konzeption. Die zentralen Probleme liegen aber in der Umsetzung: Die von den Ländern erhobenen Ausgangsdaten sind oft zu wenig differenziert, um eine valide Einordnung in die differenzierte ISCED-Klassifikation zu ermöglichen. Zudem betreiben einzelne Länder in ihrer Zuordnungspolitik Kosmetik, mit einer Tendenz, Abschlüsse möglichst hoch einzustufen. Um der zunehmenden Differenzierung der Bildungswege und Bildungsabschlüsse auch bei internationalen Vergleichen gerecht zu werden, ist essentiell, dass alle Länder Bildungsdaten mit möglichst fein gegliederten Messinstrumenten erheben. Internationale Äquivalenz kann umso besser austariert werden, je differenzierter die nationalen Ausgangsdaten sind.

Die Statistischen Ämter Europas verfolgen in dieser Hinsicht unterschiedliche Strategien. Für manche Ämter ist sehr anzuerkennen, dass sie in den letzten Jahren ihre Messinstrumente für Bildung geschärft haben. Dazu gehören auch die Statistischen Ämter Deutschlands, die beispielsweise in den neueren Mikrozensen die Erhebungskategorien für Bildung feiner gliedern. Andere Ämter, teilweise in Osteuropa, haben, möglicherweise als Folge der Praxis internationaler Organisationen, Statistiken allenfalls in der 6-Stufen-ISCED-Klassifikation zu publizieren, ihre Erhebungsinstrumente in Richtung dieses Schemas vergrößert. In jüngster Zeit gibt es Anfänge solcher Praktiken leider auch in Deutschland. Die eben erschienene, neu konzipierte Ausgabe der „Grund- und Strukturdaten 2007/2008 – Daten zur Bildung in Deutschland“ (Bundesministerium für Bildung und Forschung 2008) präsentiert die Statistiken weitgehend nach der ISCED-Klassifikation. Selbst wenn dies in differenzierten Varianten geschieht, geht mit diesem Versuch, sich international anzupassen, für eine informative Berichterstattung über die Verhältnisse in Deutschland Einiges verloren.<sup>19</sup> Aber es gibt auch erste Darstellungen nach der ISCED-3-Stufen-Aggregation (vgl. z. B. *ibid.*: S. 12 f.). Selbst der 2. Bildungsbericht folgt unter Verwendung des ISCED-3-Stufen-Schemas der irreführenden Analyse des EU-Sozialberichtes zu den sozialen Disparitäten in Deutschland (Autorengruppe Bildungsberichterstattung 2008, 41).

*Ad 2:* Die internationale Harmonisierung von Statistiken erfolgt vielfach nach einem Muster, bei dem man sich zunächst international auf bestimmte Konzepte einigt. Die Operationalisierung dieser Konzepte wird dann weitgehend den einzelnen Ländern überlassen, weil davon ausgegangen wird, dass

---

<sup>19</sup> Für den Nicht-Experten führt die Übernahme der sehr technischen ISCED-Bezeichnungen zu einem Verlust an Konkretheit und Anschaulichkeit. Wer weiß schon was „ISCED3C lang/3B“ bedeutet? Selbst bei den differenzierten ISCED-Gruppen wird teilweise Heterogenes aggregiert, z. B. Hauptschul- und Realschulabschlüsse. Auch werden in den meisten Darstellungen Absolventen von Fachhochschulen und Universitäten zur ISCED-Kategorie 5A aggregiert, so dass die Entwicklungen für die Fachhochschulen und Universitäten nicht mehr gesondert betrachtet werden können.

ihre Experten die jeweils besondere Situation ihrer Länder am besten einzuschätzen wissen. Die internationalen Organisationen sollten sich dennoch nicht darauf verlassen, dass das, was in einzelnen Ländern als äquivalente Operationalisierung internationaler Konzepte verstanden wird, internationale Äquivalenz und Vergleichbarkeit sicherstellt. Ob Zuordnungen vergleichbar sind, kann man letztlich nur mit möglichst guter Kenntnis der Gesamtheit der Länder und mit einem entsprechend informierten und kritischen Blick aus einer höheren Warte als der möglicherweise voreingenommenen Sicht eines einzelnen Landes beurteilen. Es führt kein Weg an unabhängiger Forschung vorbei, die mit guten Kenntnissen der Gesamtheit der Länder in gründlichen Validierungsstudien die Äquivalenz von Messinstrumenten und Klassifikationen prüft und die erforderlichen Justierungen offen darlegt. Die ohnehin beabsichtigte Überarbeitung der ISCED-Klassifikation sollte dringend mit entsprechend breit angelegten Validierungsstudien verbunden werden.

*Ad 3:* Damit in der Wissenschaft solche methodischen Arbeiten möglich werden, aber auch um Verbesserungen in den inhaltlichen Ergebnissen der international vergleichenden Forschung zu ermöglichen, sollten in den SUFs, die Eurostat für den EU-Raum für die wissenschaftliche Forschung zugänglich macht, neben den sog. harmonisierten Variablen unbedingt auch die differenzierten nationalen Originaldaten zur Verfügung gestellt werden. Erst dann könnten Analysen wie sie oben am Beispiel Deutschlands illustriert wurden, auch für andere Länder im Vergleich zueinander durchgeführt werden. Auf jeden Fall muss auch vermieden werden, dass selbst in einzelnen Ländern Forschern nur die EU-harmonisierten (Bildungs-) Daten zugänglich gemacht werden, wie dieses gegenwärtig in Deutschland bei den deutschen Daten von EU-SILC der Fall ist. Statistik und Wissenschaft müssen in gleicher Weise an besser vergleichbaren Daten interessiert sein, um damit valide Erkenntnisse über die Bildungsrealitäten in Deutschland und Europa zu gewinnen.

## Literatur

- Autorengruppe Bildungsberichterstattung* (2008): Bildung in Deutschland 2008. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Übergängen im Anschluss an den Sekundarbereich I, Bielefeld.
- Baumert, J. / Klieme, E. / Neubrand, M. / Prenzel, M. / Schiefele, U. / Schneider, W. (2001): PISA 2000: Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich, Opladen.
- Baumert, J. / Stanat, P. / Watermann, R. (2006): Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen. Vertiefende Analysen im Rahmen von Pisa 2000, Wiesbaden.
- Baumert, J. / Watermann, R. / Schümer, G. (2003): Disparitäten der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs: Ein institutionelles und individuelles Mediationsmodell, Zeitschrift für Erziehungswissenschaft 6, 46–71.

- Becker, R. (2003): Educational Expansion and Persistent Inequalities of Education: Utilising the Subjective Expected Utility Theory to Explain the Increasing Participation Rates in Upper Secondary School in the Federal Republic of Germany, *European Sociological Review* 19, 1–24.
- Becker, R./Hecken, A. E. (2008): Studium oder Berufsausbildung? Eine empirische Überprüfung der Modelle zur Erklärung von Bildungsentscheidungen von Esser, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 60, 3–29.
- Bos, W./Lankes, E.-M./Prenzel, M./Schwippert, K./Valtin, R./Walther, G. (eds.) (2005): IGLU. Vertiefende Analyse zu Leseverständnis, Rahmenbedingungen und Zusatzstudien, Münster.
- Boudon, R. (1974): *Education, Opportunity, and Social Inequality*, New York.
- Braun, M./Müller, W. (1997): Measurement of Education in Comparative Research, *Comparative Social Research* 16, 163–201.
- Brauns, H./Scherer, S./Steinmann, S. (2003): The CASMIN Educational Classification in International Comparative Research, in: J. H. P Hoffmeyer-Zlotnik / C. Wolf (eds.), 4 *Advances in Cross-national Comparison: a European Working Book for Demographic and Socio-economic Variables*, New York / London.
- Brauns, H./Steinmann, S. (1999): Educational Reform in France, West-Germany, and the United Kingdom. Updating the CASMIN Educational Classification, *ZUMA-Nachrichten* 44, 7–44.
- Breen, R./Goldthorpe, J. H. (1997): Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory, *Rationality and Society* 9, 275–305.
- Breen, R./Luijckx, R./Müller, W./Pollak, R. (forthcoming): Non-Persistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries, *American Journal of Sociology*.
- Breen, R./Luijckx, R./Müller, W./Pollak, R. (2008): Long Term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences, MS.
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (2008): Grund- und Strukturdaten 2007/2008 – Daten zur Bildung in Deutschland, Berlin.
- Erikson, R. (2007): Social Selection in Stockholm Schools: Primary and Secondary Effects on the Transition to Upper Secondary Education, in: S. Scherer/R. Pollak / G. Otte/M. Gangl (eds.), *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*, Frankfurt.
- Erikson, R./Jonsson, J. O. (1996): Explaining Class Inequality in Education. The Swedish Test Case, in: R. Erikson/J. O. Jonsson (eds.), *Can education be equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Stockholm.
- Europäische Kommission (2008): *The Social Situation in the European Union 2007. Social Cohesion through Equal Opportunities*, Brüssel.
- Ganzeboom, H. (2005): Harry Ganzeboom's Tools for Deriving Status Measures from Isco-88 and Isco-68, URL <http://home.fsw.vu.nl/~ganzeboom/pisa/>.
- Goldthorpe, J. H. (2000): *On Sociology*, Oxford.

- Hauser, R.* (2007): Probleme des deutschen Beitrags zu EU-SILC aus der Sicht der Wissenschaft – Ein Vergleich von EU-SILC, Mikrozensus und SOEP, Working Paper Series des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten, Nr. 3, Berlin.
- Hillmert, S./Jacob, M.* (2003): Social Inequality in Higher Education: Is Vocational Training a Pathway Leading to or Away from University?, *European Sociological Review* 19, 319–34.
- Jackson, M./Erikson, R./Goldthorpe, J. H./Yaish, M.* (2007): Primary and Secondary Effects in Class Differentials in Educational Attainment: The Transition to A-Level Courses in England and Wales, *Acta Sociologica* 50, 211–229.
- Kerckhoff, A. C./Dylan, M.* (1999): Problems with International Measures of Education, *Journal of Socio-Economics*, 28 (6), 759–75.
- Kerckhoff, A. C./Ezell, E. D./Brown, J. S.* (2002): Toward an Improved Measure of Educational Attainment in Social Stratification Research, *Social Science Research* 31 (1), 99–123.
- König, W./Lüttinger, P./Müller, W.* (1987): Eine vergleichende Analyse der Entwicklung und Struktur von Bildungssystemen. Methodologische Grundlagen und Konstruktion einer vergleichenden Bildungsskala, CASMIN Working Paper, 12.
- Lechert, Y./Schroedter, J./Lüttinger, P.* (2006): Die Umsetzung der Bildungsklassifikation CASMIN für die Völkszählung 1970, die Mikrozensus-Zusatzerhebung 1971 und die Mikrozensus 1976–2004, ZUMA-Methodenbericht 2006/12, Mannheim.
- Mare, R. D.* (1980): Social Background and School Continuation Decisions, *Journal of the American Statistical Association* 75, 295–305.
- Mare, R. D./Chang, H.* (2006): Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effects of Parents' School Transitions, in: G. Fields/D. B. Grusky/S. L. Morgan (eds.), *Frontiers in Economic and Social Mobility*, Stanford, CA.
- Müller, W./Lüttinger, P./König, W./Karle, W.* (1990): Class and Education in Industrial Nations, in: M. Haller (ed.), *Class Structure in Europe. New Findings from East-West Comparisons of Social Structure and Mobility*, Armonk (NY)/London.
- Müller, W./Pollak, R.* (2004): Weshalb gibt es so wenig Arbeiterkinder an deutschen Universitäten?, in: R. Becker/W. Lauterbach (eds.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*, Wiesbaden.
- Müller, W./Pollak, R./Reimer, D./Schindler, S.* (im Druck): Hochschulbildung und soziale Ungleichheit, in: R. Becker (ed.), *Lehrbuch Bildungssoziologie*, Wiesbaden.
- OECD* (1999): Classifying Educational Programmes. Manual for ISCED-97 Implementation in OECD Countries, Tech. rep., OECD, Paris, URL <http://www.oecd.org/dataoecd/41/42/1841854.pdf>.
- Prenzel, M./Artelt, C./Baumert, J./Blum, W./Hammann, M./Klieme, E.* (2007): PISA 2006: Die Ergebnisse der dritten internationalen Vergleichsstudie, Münster.
- Schimpl-Neimanns, B.* (1998): Analysemöglichkeiten des Mikrozensus. ZUMA-Nachrichten 42, 91–119.

- Schimpl-Neimanns, B.* (2000): Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. Empirische Analysen zu herkunftsspezifischen Bildungsungleichheiten zwischen 1950 und 1989. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52, 636 – 669.
- Schimpl-Neimanns, B. (o. J.):* Mikrodaten-Tools. Zur Umsetzung des Internationalen Sozio-ökonomischen Index des beruflichen Status (ISEI) mit den Mikrozensus ab 1996. MS, Mannheim: URL: [http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/GML/Service/Mikrodaten-Tools/ISEI/isei\\_mz.pdf](http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/GML/Service/Mikrodaten-Tools/ISEI/isei_mz.pdf).
- Schindler, S./Reimer, D.* (2008): Primary and Secondary Effects in Class Differentials: The Transition to Tertiary Education in Germany, Paper präsentiert auf der EQUALSOC Midterm Conference, Berlin.
- Schneider, S. L.* (2007): Measuring Educational Attainment in Cross-National Surveys: The Case of the European Social Survey, Paper presented at the EDUC Research Group, Workshop of the EQUALSOC Network in Dijon, France, Nov 22 – 24, URL [http://www.nuffield.ox.ac.uk/users/Schneider/pdfs/ISCEDinESS\\_Nov2007.pdf](http://www.nuffield.ox.ac.uk/users/Schneider/pdfs/ISCEDinESS_Nov2007.pdf).
- Schneider, S. L. (ed.)* (2008a): The International Standard Classification of Education (ISCED-97). An Evaluation of Content and Criterion Validity for 15 European Countries, Mannheim.
- Schneider, S. L.* (2008b): Nominal Comparability is not Enough: An Evaluation of Cross-nationally Comparable Measures of Educational Attainment, Oxford University: Nuffield College, Ms.
- Schneider, S. L./Kogan, I.* (2008): The International Standard Classification of Education 1997: Challenges in the Application to National Data and the Implementation in Cross-national Surveys, in: S. Schneider (ed.), The International Standard Classification of Education (ISCED-97). An Evaluation of Content and Criterion Validity for 15 European Countries. Mannheim.
- Spence, M.* (1973): Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics* 87, 355 – 74.
- Stocké, V.* (2007): Explaining Educational Decision and Effects of Families' Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment, *European Sociological Review* 23, 505 – 19.
- Wößmann, L.* (2007): Fundamental Determinants of School Efficiency and Equity: German States as Microcosms for OECD Countries, PEPG Research Paper Nr. 07 – 02. Cambridge (MA): Harvard University, Program on Education Policy and Governance.

**Anhang***Tabelle A 1*

**Chancen auf obere Dienstklassenposition\* nach Bildungsabschluss  
für Männer im Alter 35–55; odds ratios im Vergleich zu Hauptschülern  
ohne weitere Ausbildung**

Beruflicher Abschluss	I S C E D	Schulischer Abschluss							N	in %
		ohne Ab- schluss		Haupt- schule		Realschule Polytechn. Oberschule		FH-Reife Fach-/ Abitur		
– Ohne Ausbildung – Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	1	1 / 1,3	2	1,0 = Ref.	2	3,2	3A	13,9	18046	10
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	3B	1,7	3B	2,2	3B	3,9	4B	11,5	103838	56
– Fachschule für Meister / Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie – Verwaltungsfach- hochschule – Fachschule ehem. DDR			5B	5,4	5B	8,8	5B	15,2	27111	14
– Fachhochschule (FH)			5A	33,0	5A	52,9	5A	73,4	14268	8
– Universität							5A	96,1	22584	12
N		2966		71200		56879		54802	185847	
in %		2		38		31		29		

*Quelle:* SUF-Mikrozensus 2002–2004; eigene Berechnung mit Kontrolle von Erhebungsjahr, Geschlecht und Nationalität (binomiale logistische Regression).

\* Als Position in der oberen Dienstklasse werden die folgenden in den Mikrozensus SUFs enthaltenen Codes für den gegenwärtig ausgeübten Beruf nach der Klassifikation der Berufe (KldB 1993) berücksichtigt: 600–612; 750–764; 774–776; 811; 823; 841–844; 871–872; 880–886.

Tabelle A 2

**Risiko von Nicht-Erwerbstätigkeit nach Bildungsabschluss für Männer  
im Alter 35 – 65 Jahren: odds ratios im Vergleich zu Hauptschülern  
ohne weitere Ausbildung**

Beruflicher Abschluss	ISCED	Schulischer Abschluss							N	in %
		ohne Abschluss		Hauptschule		Realschule Polytechn. Oberschule		FH-Reife Fach-/ Abitur		
– Ohne Ausbildung – Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	1	1,3	2	1,0 = Ref.	2	1 / 1,7	3A	1 / 2,4	36760	12
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	3B	1 / 1,3	3B	1 / 1,5	3B	1 / 2,9	4B	1 / 4,4	170611	56
– Fachschule für Meister / Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie – Verwaltungsfach- hochschule – Fachschule ehem. DDR			5B	1 / 2,2	5B	1 / 4	5B	1 / 4,4	41108	14
– Fachhochschule (FH)			5A	1 / 1,1	5A	1 / 2,5	5A	1 / 4,1	20722	7
– Universität							5A	1 / 6	32177	11
N		6660		137744		80525		76449	301378	
in %		2		46		27		25		

*Quelle:* SUF-Mikrozensus 2002–2004; eigene Berechnung mit Kontrolle von Erhebungsjahr, Geschlecht und Nationalität (binomiale logistische Regression).

### Hinweise zu Tabelle A3

Anstelle der 15 Kombinationen aus schulischen und beruflichen Abschlüssen, die als Bildungsfeingliederung den Analysen in den Tabellen 2–6 und A1-A2 zugrunde liegen, resultieren die Ergebnisse in Tabelle A3 aus weitergehender Differenzierung einzelner Abschlussgruppen zu 42 Kombinationen. Die mit hervorgehobenen Rahmen abgegrenzten Zellenblöcke entsprechen jeweils einer Zelle der Feingliederung. Die Werte der Zellen innerhalb eines Blocks zeigen an, wie homogen oder heterogen die Bildungskombinationen der Feingliederung sind. Die mit den Fallzahlen gewichtete Aggregation der Werte innerhalb eines Blocks von Tabelle A3 ergibt – mit geringfügigen Abweichungen, weil die Referenzkategorie in Tabelle A3 exklusiver definiert ist – die entsprechenden Werte in Tabelle 4.

Mit wenigen Ausnahmen sind die Einzelwerte innerhalb der Feingliederung recht homogen. Bedeutsame Ausnahmen sind: (1) Promotionen führen zu deutlich statushöheren beruflichen Positionen als universitäre Abschlüsse auf der Diplom-, Magister-, oder Staatsprüfungs-Ebene. (2) Verwaltungsfachhochschulen führen zu Positionen, die nach sozio-ökonomischem Status denen von FH-Absolventen sehr ähnlich sind, und die sich durchwegs deutlich von den Positionen von Fachschulabsolventen unterscheiden. (3) Absolventen der polytechnischen Oberschule der DDR haben bis zu den beruflichen Abschlüssen von Fachschulen für Meister/Techniker statusmäßig deutlich niedrigere Positionen als Realschulabsolventen mit gleicher beruflicher Ausbildung. Etwa zur Hälfte resultieren die entsprechenden Differenzen daher, dass auch bei allen anderen Ausbildungen Absolventen, die zum Zeitpunkt der Befragung in einem der neuen Bundesländer leben, Positionen mit etwas niedrigerem Berufsstatus innehaben (erkennbar aus hier nicht berichteten Analysen, in denen der Wohnort in einem der neuen Bundesländer oder in Berlin als weitere Kontrollvariable berücksichtigt wird).

Untersucht man in sukzessiven Modellen die Auswirkungen der verschiedenen über die Feingliederung hinausgehenden Differenzierung in Tabelle A4 auf den Anteil erklärter Varianz, ergeben sich folgende Befunde für adjusted  $R^2$ :

M1: 15 Kombinationen nach Feingliederung	0,454
M2: 16 Kombinationen nach Feingliederung und Promotion	0,458
M3: 16 Kombinationen nach M2 und 3 für getrennte Betrachtung von Verwaltungs-FH	0,462
M4: 19 Kombinationen nach M3 und 16 für alle weiteren Aufgliederungen außer Realschule / polytechnische Oberschule	0,463
M5: 35 Kombinationen nach M4 und 7 für Aufgliederung von Realschule / polytechnische Oberschule	0,481



Tabelle A3:

**Beruflicher Status (ISEI) nach eigenem Bildungsabschluss für Männer  
im Alter von 35 – 55 Jahren. Nicht-standardisierte Koeffizienten  
aus OLS-Regression mit Hauptschülern ohne weitere Ausbildung  
als Referenzkategorie**

Beruflicher Abschluss	Schulischer Abschluss						N	in %
	ohne Abschluss	Hauptschule	Polytechn. Oberschule	Realschule	FH-Reife	Fach- / Abitur		
– ohne Ausbildung	<b>–1,5</b> (1068)	<b>Ref.</b> (4220)	<b>2,5</b> (196)	<b>6,9</b> (671)	<b>13,0</b> (130)	<b>17,3</b> (723)	7008	8
– Anlernausbildung – Berufliches Praktikum – Berufsvorbereitungsjahr	<b>0,0</b> (29)	<b>1,7</b> (557)	<b>0,1</b> (53)	<b>8,2</b> (133)	<b>10,9</b> (22)	<b>13,3</b> (54)	848	1
– Lehre – Berufsfachschule – 1 Jahr Fachschule des Gesundheitswesens	<b>3,2</b> (119)	<b>3,8</b> (23856)	<b>2,6</b> (8812)	<b>11,7</b> (10588)	<b>15,8</b> (1425)	<b>16,1</b> (2407)	47207	57
– Fachschule für Meister / Techniker – 2-oder 3-jährige Schule des Gesundheitswesens – Berufsakademie		<b>8,6</b> (3313)	<b>8,7</b> (1300)	<b>13,3</b> (3336)	<b>15,8</b> (1042)	<b>17,4</b> (1139)	10130	12
– Fachschule ehem. DDR		<b>10,0</b> (50)	<b>14,9</b> (663)	<b>11,8</b> (56)	<b>23,5</b> (78)	<b>23,3</b> (202)	1049	1
– Verwaltungsfachhochschule		<b>29,9</b> (20)	<b>24,3</b> (12)	<b>24,3</b> (124)	<b>26,6</b> (418)	<b>27,0</b> (509)	1083	1
– Fachhochschule (FH)		<b>23,1</b> (30)	<b>24,1</b> (98)	<b>27,4</b> (138)	<b>29,4</b> (2463)	<b>30,2</b> (3583)	6312	8
– Universität					<b>29,6</b> (363)	<b>33,2</b> (7595)	7958	10
– Promotion					<b>29,3</b> (101)	<b>40,8</b> (1919)	2020	2
N	1216	32046	11134	15046	6042	18131	83615	
in %	2	38	13	18	7	22		

