Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz

Ben Jann* und Benita Combet*

1 Einleitung

Für Gesellschaften, in denen sich die Allokation sozialer Positionen nach meritokratischen Kriterien gestaltet, hat das Prinzip der Chancengleichheit konstituierenden Charakter. Die grundlegende Vorstellung ist, dass die gesellschaftliche Position, die ein Individuum erreichen kann, nur von der eigenen Leistung abhängt, nicht jedoch von so genannt askriptiven Merkmalen wie zum Beispiel der sozialen Herkunft oder dem Geschlecht. Gesellschaften, in denen Chancengleichheit herrscht, werden als «offene» Gesellschaften bezeichnet, da sie ein hohes Mass an sozialer Mobilität aufweisen.

Trotz des breiten gesellschaftlichen Konsens über die Wünschbarkeit von Chancengleichheit, der sich zum Teil auch in entsprechenden Gesetzes- und Verfassungstexten niedergeschlagen hat, zeigt die internationale Forschung, dass Chancengleichheit höchstens partiell realisiert wird: In allen untersuchten Ländern kann ein mehr oder minder starker Einfluss der sozialen Herkunft auf die erreichte soziale Position festgestellt werden (z. B. Breen 2004; Breen et al. 2009). Auch wenn die Transmission des sozialen Status der Eltern auf die Kinder teilweise genetisch bedingt sein mag (Sacerdote 2011), ist kaum kontrovers, dass durch die starken Herkunftseffekte das normative Ziel einer durch Gleichberechtigung gekennzeichneten Gesellschaft untergraben wird.[1]

Es existieren mehrere Theorien, die den Einfluss sozialer Herkunft auf die intergenerationale Mobilität beschreiben. Zu den bekanntesten zählen die Theorie der kulturellen Reproduktion von Bourdieu und Passeron (1971; Bourdieu 1983)[2]

* Institut für Soziologie, Universität Bern, CH-3000 Bern 9, ben.jann@soz.unibe.ch und benita.combet@soz.unibe.ch.
Für wertvolle Hinweise danken wir Joël Berger.

1 Zudem sprechen die zum Teil beachtlichen Unterschiede der Herkunftseffekte zwischen benachbarten Ländern gegen die These, dass massgeblich genetische Unterschiede für die Ungleichheiten verantwortlich sind.

2 Der *Theorie der kulturellen Reproduktion* zufolge sind die Bildungschancen durch den Zugang zu verschiedenen Kapitalsorten (ökonomisches, kulturelles, soziales Kapital) bedingt, der sich je nach Klassenherkunft stark unterscheidet. Hervorgehoben wird insbesondere der Habitus, ein Bestand an informellem kulturellem Kapital, der im Rahmen der familiären Sozialisation «vererbt» wird und zu klassenspezifischen Verhaltensweisen führt. Die Schule als Institution der Elite begünstigt Schüler und Schülerinnen mit dem Habitus privilegierter Klassen, so dass bereits zu Beginn der Schule grosse Differenzen in den Bildungschancen bestehen und somit Bildungsungleichheit durch das Schulsystem reproduziert wird.

und die Theorie der primären und sekundären Herkunftseffekte von Boudon (1974).[3] Konkrete Vorhersagen zur temporalen Veränderung sozialer Mobilität macht hingegen nur die Modernisierungstheorie (vgl. Lipset und Bendix 1959; Kerr et al. 1960; Blau und Duncan 1967), nach der im Zeitverlauf eine Abnahme des Einflusses sozialer Herkunft zu erwarten wäre.[4] Empirische Analysen hingegen kamen weder bei der Bildungsvererbung (z. B. Shavit und Blossfeld 1993; Breen et al. 2009) noch bei der Klassenvererbung (Breen und Luijkx 2004) zu einheitlichen Ergebnissen.

Auch in der Schweiz wird das Ideal der Chancengleichheit nicht erreicht, wie verschiedene Studien zur Abhängigkeit von Bildung und beruflicher Position von der sozialen Herkunft belegen (zuletzt z. B. Hadjar und Berger 2010). Obwohl in diesen Studien zwar ein beträchtliches Ausmass an Abhängigkeit beziffert wird, so geben sie doch nur wenig Auskunft darüber, wie sich die Transmission von sozialem Status zwischen den Generationen über die Zeit verändert hat. Im vorliegenden Beitrag soll dieser Frage deshalb systematisch anhand von empirischen Daten nachgegangen werden.

Wir analysieren nachfolgend eine breite Palette von Datensätzen, in denen die erforderlichen Merkmale zur Verfügung stehen. Benötigt werden neben den Statusmerkmalen der befragten Personen insbesondere Informationen zum Bildungsstand und Beruf ihrer Eltern. In den meisten Befragungen – so auch in den Grosserhebungen des Bundesamtes für Statistik – werden leider keine entsprechenden Indikatoren erfasst. Trotzdem konnten wir insgesamt neunzehn in Frage kommende Datenerhebungen zusammentragen. Die entsprechenden Befragungsjahre erstrecken sich über einen Zeitraum von 1962 bis 2010, wodurch eine Spanne an Geburtskohorten abgedeckt wird, die bis in das 19. Jahrhundert zurückreicht.

Im Zentrum der Analysen steht die Frage, inwieweit die eigene Bildung und die erreichte soziale Klasse von Bildung, Klasse und Berufsprestige der Eltern abhängt und wie sich dieser Zusammenhang über die Zeit verändert hat. Unser methodischer Ansatz zur Bestimmung des Ausmasses an Abhängigkeit orientiert sich an der Logik der proportionalen Reduktion der Vorhersagefehler (PRE) aus der Statistik. Das heisst, wir untersuchen für verschiedene Geburtskohorten und getrennt nach Geschlecht, wie stark die Vorhersage des Status der Kinder durch die Kenntnis von Bildung, Klasse und Prestige der Eltern verbessert werden kann. Die

3 Boudon greift Bourdieus Konzept der kulturellen Reproduktion auf, indem er einen «primären Herkunftseffekt» postuliert, der durch eine unterschiedliche Ausstattung mit bildungsrelevanten Ressourcen bedingt ist. Die handlungstheoretische Argumentation wird jedoch durch die Einführung «sekundärer Herkunftseffekte» verfeinert, die darauf beruhen, dass sich die Bewertung von Kosten und Nutzen verschiedener Bildungsentscheidungen je nach sozialem Status der Familie in Abhängigkeit der institutionellen Rahmenbedingungen unterscheiden kann.

4 Durch die Tertiarisierung würden vermehrt qualifizierte Arbeitskräfte nachgefragt, was eine steigende Bildungsnachfrage in der Bevölkerung nach sich ziehe. Andererseits trete ein Mentalistätswandel ein, der dazu führe, dass meritokratische Ideale des Verdienstes einen immer wichtigeren Stellenwert einnehmen würden. Daher führe eine ökonomische Modernisierung zu einer erhöhten sozialen Durchlässigkeit.

Entwicklung unserer PRE-Masse über die Kohorten gibt Aufschluss darüber, ob die soziale Mobilität über die Zeit zu- oder abgenommen hat.

Nach einer kurzen Übersicht über die bisherige Literatur zum Thema für die Schweiz stellen wir in Abschnitt 3 die für unsere Analysen verwendeten Daten und das methodische Vorgehen vor. Im vierten Abschnitt folgt die Präsentation der Ergebnisse und Abschnitt 5 fasst zusammen.

2 Bisherige Befunde für der Schweiz

Obwohl sich mehrere Studien mit der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz befassen (vgl. z. B. Levy et al. 1997 oder Tillmann 1997), liegen bezüglich der Veränderung der intergenerationalen Mobilität über die Zeit nur wenig Befunde vor. Tabelle 1 gibt eine Übersicht.

In einer Studie von Lamprecht und Graf (1991) wurde aufgrund von Daten von 1973, 1979 und 1987 ein Rückgang der Korrelation zwischen der Bildung des Vaters und der Bildung der Kinder festgestellt, wobei die Autoren vermuten, dass die Veränderung auf eine unterschiedliche Operationalisierung der Bildungsvariable in den verschiedenen Datensätzen zurückzuführen sein könnte. Buchmann et al. (1993) fanden in einem Vergleich der Geburtskohorten 1949–51 und 1959–61 unterschiedliche Ergebnisse für Frauen und Männer. Während bei den erreichten Bildungsabschlüssen der Frauen insgesamt eine leichte Zunahme der Herkunftseffekte (von Bildung und Berufsprestige des Vaters) zu verzeichnen war, ergab sich für Männer ein umgekehrter Trend. Die ausgewiesenen Veränderungen sind jedoch nur gering, was Blossfeld und Shavit (1993) in ihrem Übersichtsartikel zu der Einschätzung veranlasste, in der Schweiz sei keine Veränderung der sozialen Mobilität festzustellen. Zudem ergaben sich in einer Reanalyse der Daten keine nennenswerten Veränderungen des Einflusses der Bildung und der Klasse von Vater und Mutter auf die Bildung der Kinder (Buchmann et al. 2007). Aufgrund von Daten von 1991 und 1999 berichten Bergman et al. (2002) eine marginale Abnahme des Zusammenhangs zwischen der Bildung des Vaters und der Bildung der Kinder, vermuten aber, dass es sich nicht um signifikante Unterschiede handelt. In einer Erweiterung dieser Studie um Daten von 1975 und 1981 finden Joye et al. (2003) tendenziell eine Zunahme der Bildungsmobilität (Abnahme des Zusammenhangs zwischen Bildung Vater und Bildung Sohn) und der Berufsmobilität (auf Grundlage von ISCO-Hauptgruppen). Bezüglich der Klassenmobilität wurden je nach Alterskohorte unterschiedliche Veränderungsmuster festgestellt (siehe Tabelle 1). Mittels Volkszählungsdaten von 1990 und 2000 analysierten Stamm und Lamprecht (2005) die Veränderung des Einflusses der Bildung und der Klasse der Eltern auf die Bildung der Kinder. Für die Bildung des Vaters und die Klasse der Eltern wurde eine Zunahme der Mobilität festgestellt, für die Bildung der Mutter eine Abnahme. Zu diesen Analysen muss

Tabelle 1 Studien zur intergenerationalen Mobilität in der Schweiz

Studie	Daten	Methode	Zusammenhang	Zeitraum	Resultate
Lamprecht und Graf (1991)	Political Action I 1973; Political Action II 1979; ISSP 1987	Lineare Regression	Bildung Vater → Bildung Kind	Vergleich zwischen Datensätzen	Zunahme der Mobilität, jedoch wahrscheinlich auf unterschiedliche Operationalisierung der Bildungsvariable zwischen den Datensätzen zurückführbar.
Buchmann et al. (1993)	Berufsverlauf und Berufsidentität im sozio-technischen Wandel (1989)	Lineare / logistische Regression	Bildung Vater → Bildung Kind; Prestige Vater → Prestige Kind	Kohorten 1949–51 und 1959–61	*Frauen*: Zunehmender Effekt der Bildung der Vaters; konstanter Effekt des Prestiges des Vaters; Zunahme erklärter Varianz. *Männer*: Zunehmender Effekt der Bildung der Vaters; abnehmender Effekt des Prestiges des Vaters; Abnahme erklärter Varianz. *Hinweis*: Differenz der Resultate wahrscheinlich nicht signifikant (vgl. Blossfeld und Shavit 1993, 16).
Bergman et al. (2002)	Les Suisses et leur société 1991; ISSP 1999	Structural Equation Models	Bildung Vater → Bildung Kind	Vergleich zwischen Datensätzen	Gleichbleibende Mobilität
Joye et al. (2003)	Wahlstudie 1975; Mobilitätsstudie 1981; Les Suisses et leur société 1991; SHP 1999	Loglineare Modelle (LMLEM)	Bildung Vater → Bildung Sohn; Klasse Vater → Klasse Sohn; ISCO Vater → ISCO Sohn	Vergleich zwischen Datensätzen; Vergleich von 35–49 und 50–65 Jährigen	*Bildung*: Tendenzielle Zunahme der Mobilität (Ausnahme SHP 99) *Klasse*: ältere Kohorte: zuerst Ab-, dann Zunahme der Mobilität; jüngere Kohorte: zuerst Zu-, dann Abnahme der Mobilität *ISCO-Hauptgruppen*: Zunahme der Mobilität
Stamm und Lamprecht (2005)	Volkszählungen 1990 und 2000	Lineare Regression	Bildung Vater/Mutter → Bildung Kind; Klasse Eltern → Bildung Kind	Vergleich zwischen Datensätzen	*Bildung Vater*: Zunahme der Mobilität *Bildung Mutter*: Abnahme der Mobilität *Klasse (SSPC) Eltern*: Zunahme der Mobilität
Buchmann et al. (2007)	Berufsverlauf und Berufsidentität im sozio-technischen Wandel (1989)	Logistische Regression	Bildung Vater/Mutter → Bildung Kind; Klasse (EGP) Vater/Mutter → Bildung Kind	Kohorten 1949–51 und 1959–61	Gleichbleibende Mobilität
Hadjar und Berger (2010)	SHP 1999; SHP 2004	Logistische Regression	Bildung Eltern → Bildung Kind	Kohorten 1925–34, 35–44, 45–54, 55–64, 65–74	Zunahme der Mobilität

allerdings angemerkt werden, dass sie sich nur auf Eltern und Kinder beziehen, die zum Befragungszeitpunkt im gleichen Haushalt lebten, was die Generalisierbarkeit der Ergebnisse stark einschränkt. Die neueste Studie zum Thema schliesslich stammt von Hadjar und Berger (2010), die aufgrund der Daten des SHP eine leichte Zunahme der Bildungsmobilität über die Kohorten fanden.

Trotz der beträchtlichen Heterogenität bezüglich der verwendeten Daten, Operationalisierungen und Methoden lässt sich zusammenfassend festhalten, dass die meisten Befunde entweder für Persistenz oder allenfalls eine leichte Erhöhung der intergenerationalen Bildungsmobilität in der Schweiz sprechen. Im Vergleich dazu kommen Breen et al. (2009 und 2010) zum Schluss, dass sich die Bildungsmobilität in einer ganzen Reihe europäischer Länder (Deutschland, Frankreich, Italien, Irland, Grossbritannien, Schweden, Polen, Ungarn, Niederlande) über die untersuchte Zeit erhöht hatte. Für die Veränderung der Klassenmobilität in der Schweiz lässt sich aufgrund der vorliegenden Studien hingegen wenig aussagen. In ihrer Übersicht für Europa kommen Breen und Luijkx (2004) zu heterogenen Ergebnissen mit einer Zunahme der Mobilität in Schweden, Niederlande, und Frankreich, konstanten Verhältnissen in Grossbritannien und Deutschland und keinen klaren Trends in einigen weiteren Ländern.

3 Daten und Methode

Wie oben ausgeführt, sind die bisherigen Befunde zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz noch wenig informativ. Um eine systematischere Betrachtung zu ermöglichen, haben wir versucht, alle verfügbaren Surveydaten zusammenzutragen und mit geeigneten Methoden auszuwerten. Nachfolgend findet sich eine kurze Übersicht zu den verwendeten Daten, den Operationalisierungen und unserem methodischen Vorgehen.

3.1 Daten

Die zwei wichtigsten Bedingungen für den Einbezug eines Surveys in unsere Analysen waren, dass zentrale Statusvariablen (höchster Bildungsabschluss, Beruf) für die Befragten wie auch für deren Eltern vorhanden sind und sich die Stichprobe auf die gesamte Schweiz bezieht. Nach eingehender Recherche haben wir die in Tabelle 2 aufgelisteten Erhebungen für unsere Untersuchung ausgewählt. Die Befragungen decken einen Erhebungszeitraum von 1962 bis 2010 ab.

Für die Analyse der erreichten Bildung der Befragten schränken wir die Stichproben auf Personen ein, die zum Befragungszeitpunkt zwischen 30 und 69 Jahre alt waren. Einerseits sollten nur Personen berücksichtigt werden, die ihren höchsten Bildungsabschluss bereits erreicht haben, anderseits gilt es Verzerrungen durch Erinnerungsfehler und klassenspezifische Sterblichkeitsraten (Becker 1998) zu

Tabelle 2 Datensätze

Erhebung	Jahr/Wellen	Anzahl Fälle	Kürzel
Un jour en Suisse (Levy und Keller o. J.)	1962	856	CH62
Attitudes politiques 1975 (Kerr et al. o. J.)	1975	1 392	AP75
ISSP zum Thema «Soziale Ungleichheit» (Stamm et al. o. J.; ZA o. J.)	1987	974	ISSP87
	1999	1 258	ISSP99
Les Suisses et leur société (Levy et al. o. J.)	1991	2 030	CH91
Schweizer Umweltsurvey (Diekmann und Franzen 1995; Diekmann und Meyer 2009)	1994	3 019	UWS94
	2007	2 779	UWS07
Schweizer Arbeitsmarktsurvey 1998 (Diekmann et al. 1999)	1998	3 028	SAMS98
Schweizerisches Haushaltspanel (Voorpostel et al. 2010)	1999	7 799	SHP99
	2004	3 654	SHP04
European Social Survey (European Social Survey 2011a, b, c, d, e)	2002	2 040	ESS02
	2004	2 141	ESS04
	2006	1 803	ESS06
	2008	1 819	ESS08
	2010	1 506	ESS10
MOSAiCH (FORS 2011)	2005	1 077	MOS05
	2007	1 003	MOS07
	2009	1 229	MOS09
European Values Study 2008 (EVS und GESIS 2010)	2008	1 271	EVS08

verhindern, die bei den älteren Befragten auftreten können. Die Analyse der sozialen Klasse bezieht sich aufgrund analoger Argumente auf 35- bis 69-Jährige.

3.2 Operationalisierung

Bildung operationalisieren wir anhand der fünf in Tabelle 3 aufgeführten Kategorien. Für die Datensätze von 1962 und 1975 waren für die Bildungsvariable grössere Umcodierungen notwendig, so dass die Vergleichbarkeit mit den anderen Datensätzen u. U. beeinträchtigt ist. Beim ISSP87 und beim UWS94 ergab sich weiterhin das Problem, dass Personen mit einer höheren Berufsbildung nicht separat ausgewiesen werden konnten. Ferner ist zu erwähnen, dass im Datensatz von 1962 und im ISSP87 keine Angaben zur Bildung der Eltern vorliegen.

Zur Messung der Klassenzugehörigkeit orientieren wir uns an der Klassifikation von Erikson, Goldthorpe und Portocarero (Erikson et al. 1979; Goldthorpe 2000, Kap. 10). Das verwendete, leicht vereinfachte EGP-Schema mit sieben Klassen ist in Tabelle 4 dokumentiert (die römischen Zahlen in Klammern verweisen auf die Klassen im Originalschema). In einigen Datensätzen liegen bereits EGP-Variablen vor, die sich problemlos zu unserem vereinfachten Schema umcodieren liessen

Tabelle 3 Definition der verwendeten Bildungskategorien

Bildungskategorie	Kurzbezeichnung	Zugeordnete Bildungsabschlüsse
Sekundarstufe I oder weniger	obligatorische Schule	kein Abschluss; nur obligatorische Schule abgeschlossen; Anlehre (Betrieb und Schule); 1 Jahr Handelsschule (Aupair, Sprachaufenthalt, Haushaltskurs)
Ausbildung auf Sekundarstufe II ohne Hochschulreife	sekundär beruflich	Berufslehre; 2–3 Jahre Vollzeitberufsschule; 2–3 Jahre allgemein bildende Schule (Diplommittel-, Verkehrsschule);
Abschluss auf Sekundärstufe II mit Hochschulreife	sekundär allgemein	Maturitätsschule, Gymnasium; Berufsmaturität; Lehrerseminar
Höhere Berufsbildung	tertiär beruflich	Höhere Berufsausbildung mit Meisterbildung; eidgenössischer Fachausweis; Techniker- und Fachschule; Ingenieurschule, Technikum; Pädagogische Hochschule; Fachhochschule
Universitäre Ausbildung auf Tertiärstufe	tertiär akademisch	Universität; Eidgenössische technische Hochschule

(SHP, EVS08, CH91). In den anderen Fällen wurden die EGP-Klassen aufgrund von Angaben zum Beruf (ISCO-68 bzw. ISCO-88) und weiteren Merkmalen mit Hilfe des Konvertierungsschemas von Ganzeboom und Treiman (1996) erzeugt.[5] Bei einigen Surveys mussten bei der Präzision der Klassifizierung gewisse Abstriche gemacht werden, da Selbständige nicht identifiziert werden konnten oder die Anzahl Untergebene nicht oder zu wenig genau bekannt war. Weiterhin konnte im UWS07 für die Eltern keine Klasse bestimmt werden, weil entsprechende Berufsangaben fehlen.[6]

Das Berufsprestige der Eltern schliesslich operationalisieren wir mit Hilfe der Treiman-Prestigeskala (Treiman 1977). Die Prestige-Werte erzeugen wir wiederum ausgehend von ISCO-Berufen mit Hilfe des Konvertierungsschemas von Ganzeboom und Treiman (1996), sofern nicht bereits in den Daten vorhanden. Im Vergleich zu den EGP-Klassen erfasst das Berufsprestige eine zusätzliche, eher symbolische Dimension sozialer Ungleichheit, da die Werte der verschiedenen Berufe auf der

5 Wir verwendeten dazu die Stata-Implementationen des Konvertierungsschemas von Hendrickx (2002a, 2002b). Zum Teil waren die benötigten ISCO-Codes zuerst mit Hilfe von Umsteigeschlüsseln aus anderen Berufsklassifikationen zu generieren. Für die Befragungen von 1962 und 2010 lagen die Berufe nur als Textnennungen vor, so dass wir uns in diesem Fall zu einer manuellen Zuweisung der ISCO-Codes gezwungen sahen.

6 Bei den EGP-Klassen besteht ferner das Problem, dass sie sich in einigen Datensätzen nur für Erwerbstätige bestimmen liessen. Dies könnte insbesondere für die Resultate bezüglich der Frauen relevant sein, da deren Erwerbsquote über den Beobachtungszeitraum deutlich zunahm. Da das Problem nur in einem Teil der Datensätze auftritt, rechnen wir jedoch nicht mit einer starken Verzerrung. Inwieweit Frauenerwerbstätigkeit und soziale Mobilität zusammenhängen, wäre ein interessanter Forschungsgegenstand für eine weitere Untersuchung.

Tabelle 4 Verwendete Klassenkategorien

Klassenkategorie	Zugeordnete EGP-Klassen
Obere Dienstklasse	Hochqualifizierte Freiberufler, Geschäftsführer, Manager in Grossunternehmen, Grossgrundbesitzer (I)
Untere Dienstklasse	Weniger qualifizierte Freiberufler, höhere Verwaltungsangestellte, höher qualifizierte Techniker, Manager in Kleinunternehmen, Beaufsichtigung von nicht-manueller Arbeit (II)
Angestellte	Nicht-manuelle Angestellte mit Routinetätigkeiten in Verwaltung und Handel) (IIIa); Nicht-manuelle Angestellte mit Routinetätigkeit, niedrige Qualifikation (Verkauf und Dienstleistungen) (IIIb)
Selbständige	Kleingrundbesitzer, Handwerker etc. mit Angestellten (IVa), Kleingrundbesitzer, Handwerker etc. ohne Angestellte (IVb)
Landwirte	Bauern und andere Selbstständige im primären Sektor (IVc)
Techniker/gelernte Arbeiter	Techniker mit niedriger Qualifikation, Vorarbeiter (V); Facharbeiter (VI)
Un-/angelernte Arbeiter	Halb- und unqualifizierte Arbeiter (nicht im Agrarsektor) (VIIa); Land- und andere Arbeiter im primären Sektor (VIIb)

Anmerkung: EGP-Klassen nach Erikson und Goldthorpe 1992, 38f.; Übersetzung gemäss Groß 2008, 70.

Prestigeskala auf subjektiven Einschätzungen von Befragungspersonen beruhen (z. B. Wegener 1988). Die Validität von Prestigeskalen zur Messung von sozialem Status ist jedoch u. a. gerade deshalb nicht unumstritten (z. B. Goldthorpe und Hope 1972; vgl. auch die ausführlichere Diskussion in Bergman und Joye 2001, 20–23).

Eine Zusammenstellung von Anmerkungen zu den Variablen findet sich in Tabelle A1 im Online-Anhang.[7] Für die Eltern wurden je nach Datenverfügbarkeit die Angaben des Haushaltsvorstandes, des besser gestellten Elternteils oder des Vaters verwendet.

3.3 Harmonisierter Datensatz und Kohortendefinitionen

Ausgehend von den erläuterten Variablendefinitionen haben wir einen harmonisierten Datensatz erstellt, der durch die Beobachtungen der verschiedenen Surveys gespeist wird. Für eine erste Serie von Auswertungen wird der Datensatz nach Geburtskohorten und Geschlecht aufgeteilt und über die Surveys hinweg kombiniert analysiert. Die Kohorten definieren wir dabei so, dass sie – gegeben die Alterseinschränkungen von 30 bis 69 Jahre für Bildung und 35 bis 69 Jahre für Klasse – jeweils ungefähr gleich viele Beobachtungen enthalten und somit in den kohortenspezifischen Analysen eine ähnliche statistische Präzision erreicht wird. Aus Gründen der Vergleichbarkeit

7 Zu diesem Artikel gibt es einen Online-Anhang mit zusätzlichen Tabellen und Abbildungen (siehe http://www.sociojournal.ch/index.php?page=archivsuche, nach 38(2) als Volume suchen).

verwenden wir für Männer und Frauen die gleichen Kohortendefinitionen, was uns bezüglich der Balance der Kohortengrössen zu gewissen Kompromissen zwingt.

Die Tabellen A2 und A3 im Online-Anhang geben Auskunft über die genauen Fallzahlen und die Zusammensetzung der gebildeten Kohorten. Innerhalb einer Kohorte werden nur Surveys berücksichtigt, die mit mindestens 15 Beobachtungen (des jeweiligen Geschlechts) zur Kohorte beitragen. In verschiedenen Surveys liegen Gewichte vor, die zur Korrektur von durch das Stichprobendesign bedingten Verzerrungen der Auswahlwahrscheinlichkeiten bei den Analysen zu berücksichtigen sind. Wir gehen mit diesen Gewichten so um, dass wir sie jeweils pro Survey, Geschlecht und Kohorte auf die Anzahl vorliegender Fälle normieren (d. h., so dass die Summe der Gewichte gleich der Anzahl Fälle ist). Trotz unterschiedlicher Gewichtung der einzelnen Beobachtungen geht dadurch jeder Survey mit einem Gesamtgewicht in eine jeweilige Analyse ein, das seiner Stichprobengrösse für die betrachtete Kombination von Kohorte und Geschlecht entspricht.

Die Zusammensetzung der Surveys über die Kohorten ist nicht konstant, was die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zwischen den Kohorten möglicherweise einschränkt. Um die Robustheit der Resultate zu evaluieren, präsentieren wir deshalb eine zweite Serie von Analysen, in denen die Surveys einzeln ausgewertet werden (unter Zusammenfassung der verschiedenen Wellen von SHP, ESS und MOS zu je einem Datensatz). In diesen Analysen werden für jeden Survey eigene (nach Geschlecht unterschiedliche) Kohortendefinitionen verwendet. Pro Survey und Geschlecht bilden wir mindestens 2 Kohorten oder, falls es die Stichprobengrösse des Surveys erlaubt, mehr als 2 Kohorten mit mindestens 300 Beobachtungen pro Kohorte und Geschlecht. Die Kohortengrenzen werden dabei so festgelegt, dass sich die Kohortengrössen innerhalb eines Surveys und Geschlechts so wenig wie möglich unterscheiden. Aufgrund mangelnder Stichprobengrösse werden die Surveys CH62, AP75, ISSP87 und EVS08 von diesen Analysen ausgeschlossen.

3.4 Methode

Um die Veränderung des Ausmasses an intergenerationaler Mobilität über die Kohorten zu messen, wurden in der bisherigen Literatur häufig log-lineare Modelle eingesetzt. Insbesondere das so genannte *Log-Multiplicative Layer Effect Model* (LMLE-Modell) von Yu Xie (1992) hat sich dabei als nützlich erwiesen. Es handelt sich um ein log-lineares Modell, das für jede Kohorte einen Skalierungsfaktor für die Assoziation zwischen Herkunft und Zielzustand enthält. Es wird also von einem konstanten Zusammenhangsmuster ausgegangen, das in den einzelnen Kohorten stärker oder schwächer ausgeprägt sein kann. Das Modell kann so in sparsamer Weise beschreiben, inwieweit sich die soziale Mobilität über die Kohorten verändert hat. Es hat für unsere Zwecke jedoch drei entscheidende Nachteile. Erstens ist es für die Analyse von Kontingenztabellen konzipiert, also zum Beispiel für die Analyse des Zusammenhangs zwischen sozialer Klasse der Eltern und der sozialen Klasse der

Kinder. Wir interessieren uns jedoch für die Analyse des simultanen Einflusses von Bildung, Klasse und Prestige der Eltern auf den Status der Kinder, was sich im Rahmen des LMLE-Modells nur schwer umsetzen liesse. Zweitens wird in dem Modell die restriktive Annahme getroffen, dass die grundlegende Struktur des Zusammenhangs zwischen Herkunft und Destination konstant bleibt. Drittens beruhen die Aussagen über die Veränderung sozialer Mobilität im Rahmen des Modells auf dem Vergleich von Koeffizienten, die durch das Problem unbeobachteter Heterogenität beeinträchtig sind (Allison 1999). Verändert sich das Ausmass an unbeobachteter Heterogenität zwischen den Kohorten, kann dies unterschiedliche kohortenspezifische Skalierungsfaktoren zur Folge haben, auch wenn der Zusammenhang zwischen Herkunft und Destination in Wirklichkeit konstant geblieben ist. Das Problem kann etwa dadurch entstehen, dass weitere, von der sozialen Herkunft unabhängige Faktoren in ihrem Einfluss auf den Bildungsabschluss und die berufliche Platzierung zu- oder abnehmen.

Dieser dritte Kritikpunkt gilt auch für den Vergleich von kohortenspezifischen Koeffizienten verschiedener Varianten logistischer Modelle, die für die Analyse intergenerationaler Mobilität eingesetzt werden (Mare-Modell, Ordered-Logit, multinomiale Logit-Modelle). In all diesen Modellen ist die Skala der zugrundeliegenden latenten Variablen nicht identifiziert, so dass der Vergleich von Koeffizienten zwischen Kohorten irreführend sein kann. Weiterhin sind wir an einem Gesamteffekt interessiert, und es ist bei diesen Verfahren nicht ganz klar, wie man die Stärke des Zusammenhangs über eine Vielzahl einzelner Koeffizienten zusammenfassen würde.

Für die vorliegenden Analysen orientieren wir uns deshalb an einem anderen Ansatz. Anstatt in Modellparametern zu denken, stellen wir die Frage, wie «nützlich» die Kenntnis des Status der Eltern ist, um den Status der Kinder vorherzusagen. Wieso ist dies ein sinnvoller Ansatz, um die Veränderung intergenerationaler Mobilität zu untersuchen? Die Überlegung ist einfach: Je besser mit Hilfe von Eltern-Informationen die Position der Kinder vorhergesagt werden kann, desto stärker ist der Einfluss der sozialen Herkunft bzw. desto geringer ausgeprägt ist die soziale Mobilität.

Um die Vorhersagekraft der Eltern-Informationen zu messen, verwenden wir das statistische Konzept der proportionalen Fehlerreduktion (PRE, Proportional Reduction of Error). Das heisst, wir quantifizieren, in welchem Ausmass die statistische Vorhersageunsicherheit durch Kenntnis des Status der Eltern reduziert werden kann. Formal lässt sich ein PRE-Mass definieren als

$$PRE = \frac{E_0 - E_1}{E_0} = 1 - \frac{E_1}{E_0}$$

wobei E_0 die Summe an Vorhersagefehlern unter eingeschränkter Information beziffert und E_1 der Summe an Vorhersagefehlern unter voller Information entspricht.

Unterschiedliche PRE-Masse ergeben sich durch unterschiedliche Fehlerregeln. Im Falle einer kategorialen abhängigen Variablen wie Bildung oder Klasse ist es sinnvoll, den Vorhersagefehler anhand der geschätzten Wahrscheinlichkeit, dass die abhängige Variable gerade den beobachteten Wert annimmt, zu bemessen. Je näher diese Wahrscheinlichkeit bei eins liegt, desto kleiner ist der Vorhersagefehler. Als konkretes Fehlermass lässt sich der Gegenwert der Summe der logarithmierten Wahrscheinlichkeiten verwenden, was sich informationstheoretisch begründen lässt (Theil 1970) und letztlich auch das Kriterium ist, das der Maximum-Likelihood-Schätzung eines multinomialen logistischen Modells zugrunde liegt. Also

$$E_0 = -\sum_{i=1}^{N} \log\left(\widehat{P}_0\left(Y = y_i\right)\right) \quad \text{und} \quad E_1 = -\sum_{i=1}^{N} \log\left(\widehat{P}_1\left(Y = y_i\right)\right)$$

wobei y_i den beobachteten Wert der abhängigen Variablen Y für Beobachtung i symbolisiert. P_0 und P_1 entsprechen den Wahrscheinlichkeiten unter begrenzter und voller Information, die wir mit Hilfe multinomialer logistischer Regressionsmodelle schätzen.

Im Falle einer Kontingenztabelle, also wenn etwa die Klasse der Eltern gegen die Klasse der Kinder abgetragen wird, entspricht das so definiert PRE-Mass gerade dem so genannten Unsicherheitskoeffizienten (Agresti 2002, 57). Im Falle von mehreren unabhängigen Variablen entspricht das PRE-Mass dem von McFadden (1974) vorgeschlagenen Pseudo-R-Quadrat für Maximum-Likelihood-Modelle. Da in den Modellen unserer ersten Serie von Auswertungen jeweils Survey-Dummies enthalten sind und sich das PRE-Mass nur auf die Hinzunahme der Elternvariablen bezieht (d. h. wir vergleichen ein volles Modell mit allen Variablen mit einem Nullmodell, das nur die Survey-Dummies enthält[8]), berechnen wir in diesen Analysen also quasi ein «partielles» McFadden-R-Quadrat.

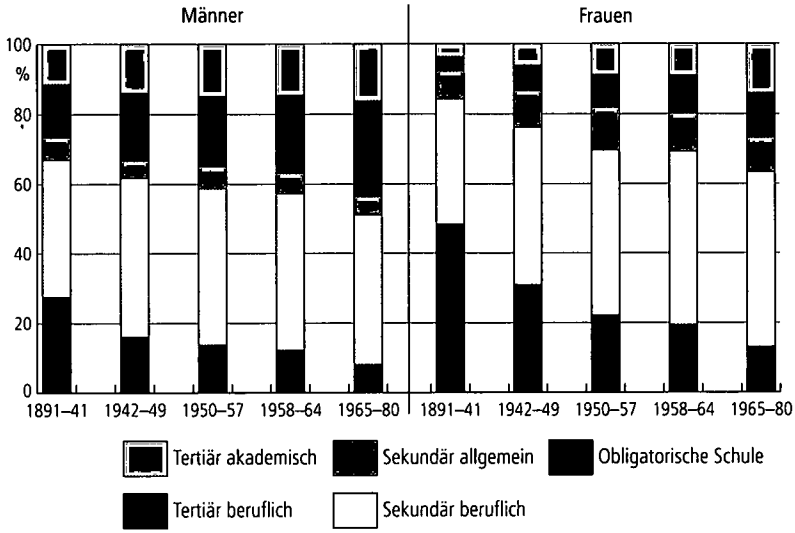
Unser PRE-Mass hat im Vergleich zwischen den Kohorten eine klare Interpretation. Eine Abnahme von PRE über die Zeit bedeutet, dass der Einfluss der sozialen Herkunft ab- bzw. die intergenerationale Mobilität zugenommen hat; eine Zunahme von PRE spricht für eine Stärkung sozialer Schliessungsprozesse bzw. eine Abnahme der Chancengleichheit.

4 Ergebnisse

Betrachten wir zuerst einige deskriptive Ergebnisse zur Verteilung der interessierenden Variablen über die Zeit, um eine Übersicht über die Daten zu erhalten. In Abbildung 1 ist die Verteilung der erreichten Bildungsabschlüsse von Frauen und Männern für die verschiedenen Kohorten abgetragen.

8 Die Survey-Dummies werden benötigt, um die unterschiedlichen Randverteilungen der abhängigen Variablen zwischen den Surveys abbilden zu können.

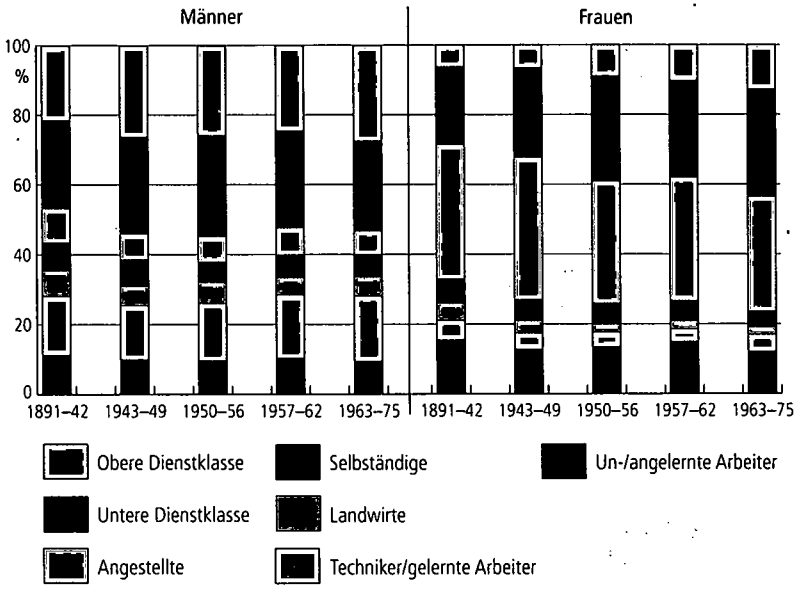
Abbildung 1 Entwicklung der Bildungsverteilung nach Geburtskohorte



Man erkennt sehr deutlich eine ausgeprägte Bildungsexpansion mit abnehmenden Anteilen von Personen, die höchstens die obligatorische Schule abgeschlossen haben, und zunehmenden Anteilen von Personen mit Tertiärabschluss. Die Bildungsexpansion ist für Frauen und Männer gleichermassen zu sehen und auch bei den Eltern der Respondenten ist ein entsprechender Trend vorhanden, wie man an den zusätzlichen Ergebnissen im Online-Anhang (Abbildung A1) erkennt (die Kohortendefinitionen beziehen sich auch hier auf die Geburtsjahre der Respondenten und nicht der Eltern). Der Vergleich von Abbildung 1 mit Ergebnissen gemäss den schweizerischen Volkszählungen (Abbildung A1 im Online-Anhang) zeigt, dass die Survey-Daten zwar den Trend richtig wiedergeben, hinsichtlich der Querschnittsverteilung jedoch kaum als repräsentativ angesehen werden können. Es besteht ein starker Bildungsbias, wie man ihn von vielen (freiwilligen) Befragungen kennt: Personen mit tiefer Bildung sind untervertreten, Personen mit hoher Bildung sind übervertreten.

Abbildung 2 zeigt in analoger Weise die Verteilung der EGP-Klassen. Wiederum bestehen im Vergleich zu den Volkszählungsergebnissen (Abbildung A2 im Online-Anhang) nicht zu vernachlässigende Diskrepanzen in den Querschnittsverteilungen, wobei passend zum Bildungsbias in den Survey-Daten die Dienstklassen deutlich übervertreten sind. Die Trends und auch die deutliche Differenz der Klassenstruktur zwischen Männern und Frauen erscheinen jedoch qualitativ mehr oder weniger korrekt durch die Survey-Daten abgebildet zu werden.

Abbildung 2 Entwicklung der Klassenverteilung nach Geburtskohorte



Die deskriptiven Analysen zeigen, dass die Survey-Daten zwar kaum ein unverzerrtes Bild der Schweizer Gesellschaft liefern, zentrale Strukturmerkmale und Entwicklungen aber dennoch grösstenteils abbilden. Wir gehen deshalb davon aus, dass mit den Daten auch die Trends bezüglich intergenerationaler Mobilität zumindest qualitativ korrekt geschätzt werden können.

Wenden wir uns nun der Analyse der Herkunftseffekte zu. In einer ersten Serie von Auswertungen betrachten wir, wie bereits erwähnt, den Einfluss der Merkmale der sozialen Herkunft auf die drei interessierenden abhängigen Variablen anhand des integrierten Datensatzes. Für jede Kombination von Kohorte und Geschlecht werden jeweils zwei multinomiale Modelle zur Erklärung der abhängigen Variablen geschätzt, wobei das erste Modell nur die Survey-Dummies und das zweite Modell zusätzlich die Merkmale sozialer Herkunft als erklärende Faktoren enthält. Aus den Vorhersagen dieser Modelle ergibt sich der PRE-Wert, der das Ausmass an intergenerationaler Abhängigkeit quantifiziert. Inferenzstatistische Formeln zur Berechnung von Konfidenzintervallen für die PRE-Werte stehen leider nicht zur Verfügung, weshalb wir auf die Bootstrap-Methode ausweichen (Davison und Hinkley 1997).[9]

9 Es werden dabei Stichproben mit Zurücklegen aus den vorhandenen Daten gezogen und in jeder dieser Stichproben die Berechnungen wiederholt (die gezogenen Stichproben haben die gleiche Anzahl Beobachtungen wie die Originalstichprobe; Varianz entsteht dadurch, dass mit

Weiterhin berichten wir unsere Resultate in zwei Varianten: einmal berechnet aufgrund aller verfügbarer Daten und einmal aufgrund einer reduzierten Auswahl an Surveys. Die Daten sind zwischen den Surveys nicht immer vollständig vergleichbar, da zum Teil einzelne Variablen fehlen oder bei der Codierung gewisse Abstriche gemacht werden mussten. Weiterhin sind auch die Stichproben der Surveys unterschiedlicher Qualität. Unsere Kernauswahl an Surveys hoher Vergleichbarkeit umfasst die folgenden Befragungen bzw. Befragungswellen: ISSP99, SAMS98, SHP99, SHP04, ESS02, ESS04, ESS06, ESS10, MOS05, MOS07, MOS09 und EVS08.

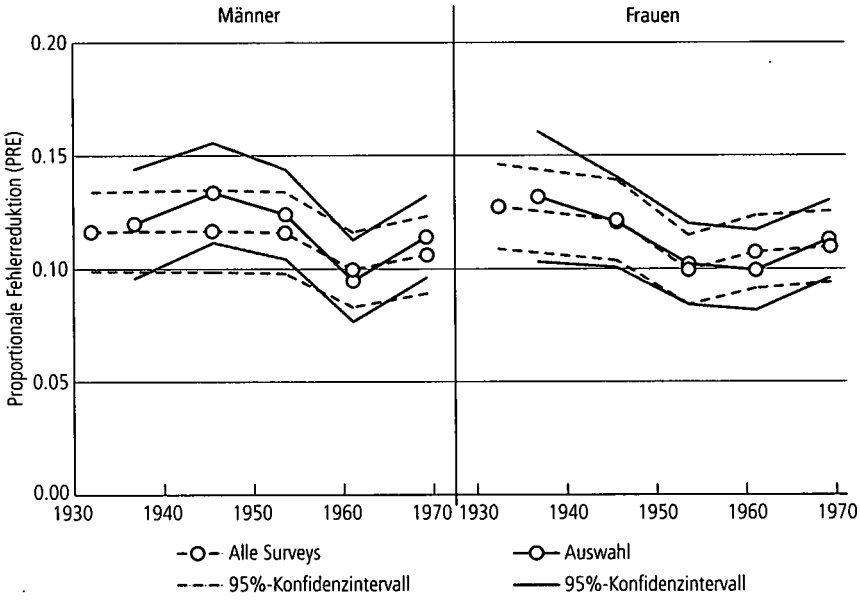
Abbildung 3 zeigt die Ergebnisse unserer Berechnungen für die Bildungsvariable. Abgetragen ist jeweils der Wert von PRE am empirischen Kohortenmittel (i. e. am durchschnittlichen Geburtsjahrgang in der entsprechenden Kohorte). Eingezeichnet sind zudem die 95%-Konfidenzintervalle auf Grundlage der Bootstrap-Standardfehler. Betrachten wir zuerst die Resultate für Männer (links), die auf den Gesamtdaten beruhen (gestrichelte Line): Für die Geburtsjahrgänge bis Mitte der 50er-Jahre herrschen konstante Verhältnisse, danach zeichnet sich ein leichter Rückgang in PRE ab (also eine leichte Zunahme der intergenerationalen Mobilität). Die Unterschiede sind aber gemessen an der Breite des Konfidenzintervalls eher vernachlässigbar und ein Gesamttest über alle Kohorten liefert keinen Hinweis, dass es zwischen den Kohorten signifikante Unterschiede gibt ($p = 0.52$). Die Daten sprechen also eher für Persistenz der Herkunftseffekte bzw. allenfalls für eine ganz leichte Zunahme der Mobilität (ein Trendtest[10] über den ganzen Zeitraum liefert einen zweiseitigen[11] p-Wert von 0.20). Etwas anders sehen die Resultate aus, wenn wir nur die engere Survey-Auswahl berücksichtigen (durchgezogene Linie). Hier finden wir nach leichtem anfänglichen Anstieg bis zu den Geburtsjahrgängen Mitte der 40er-Jahre einen deutlichen Rückgang in PRE bis zu den Anfang der 60er-Jahre Geborenen und danach wieder einen Anstieg der Herkunftseffekte (die Differenzen zwischen der 2. und 4. bzw. 3. und 4. Kohorte sind signifikant mit p-Werten von 0.01 und 0.03; für den Vergleich der 4. und 5. Kohorte beträgt der p-Wert 0.14; Gesamttest über alle Kohorten: $p = 0.05$). Zumindest wenn wir uns auf die Daten besserer Qualität stützen, finden wir also durchaus gewisse Hinweise auf Veränderungen der intergenerationalen Mobilität bezüglich der Bildung von Männern – mit einer

Zurücklegen gezogen wird). Anhand der Verteilung der PRE-Statistiken über die Bootstrap-Replikationen (wir verwenden 500 Replikationen) lassen sich inferenzstatistische Grössen wie Standardfehler und Konfidenzintervalle schätzen. Die Surveys behandeln wir als Strata (d. h. die Surveys sind in den Bootstrap-Stichproben jeweils mit der gleichen Anzahl Fälle vertreten wie in der Originalstichprobe). Stratifizierung und Klumpenstruktur innerhalb der Surveys werden, sofern bekannt, ebenfalls berücksichtig.

10 Es handelt sich um einen Test, ob über die Kohorten insgesamt ein positiver oder negativer Trend in PRE festzustellen ist. Der Test beruht auf einem Simulationsverfahren: Ausgehend von den geschätzten PRE-Werten und deren Bootstrap-Varianzmatrix wurden 100 000 zufällige Verläufe generiert. Der p-Wert ergibt sich aus der Verteilung der (linearen) Trends in diesen 100 000 simulierten Verläufen.

11 Alle in dieser Arbeit berichteten p-Werte sind zweiseitig, beziehen sich also auf ungerichtete Hypothesen.

Abbildung 3 Effekt der sozialen Herkunft auf den erreichten Bildungsabschluss nach Geburtskohorte

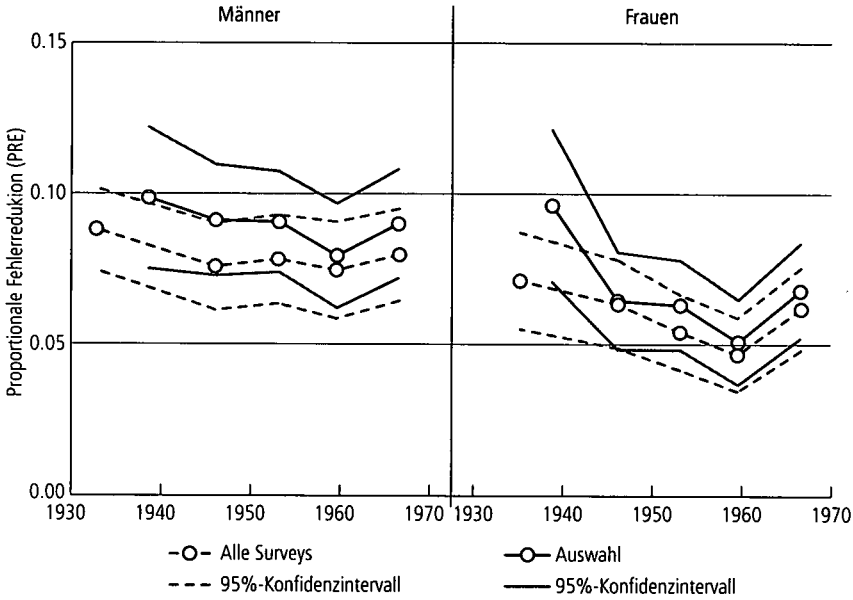


zwischenzeitlichen Zunahme der Mobilität für die Ende der 50er- und in der ersten Hälfte der 60er-Jahre Geborenen (d. h. für die heute rund 50-Jährigen).

Für Frauen (rechts) ist das Muster ähnlich, jedoch mit einer früher einsetzenden Zunahme der Mobilität. Bei beiden Berechnungsarten ist bis zu den zwischen 1950 und 1960 geborenen Frauen ein deutlicher Rückgang der Herkunftseffekte auf die erreichte Bildung zu erkennen, danach erfolgt wieder ein leichter Anstieg. Trendtests über die ersten vier Kohorten liefern simulierte p-Werte von 0.05 (alle Surveys) und 0.02 (Auswahl). Der Anstieg gegen Ende des Betrachtungszeitraumes ist hingegen nicht signifikant (mit p-Werten 0.25 und 0.35). Die p-Werte für den Gesamttest auf Kohortenunterschiede betragen 0.17 (all Surveys) und 0.19 (Auswahl).

Wenden wir uns nun den Analysen der Herkunftseffekte auf die erreichte soziale Klasse zu (Abbildung 4). Auch hier ist das Muster für Männer und Frauen insgesamt ähnlich, jedoch deutlich stärker ausgeprägt für die Frauen. Alle Analysen deuten darauf hin, dass die intergenerationale Mobilität bis zu den Geburtsjahrgängen Anfang der 60er-Jahre zugenommen hat, danach aber wieder eine spürbare Abnahme der Mobilität zu verzeichnen war. Die Resultate für die Männer lassen aufgrund der starken Variabilität zwar keine Schlüsse zu (mit p-Werten für den Gesamttest auf Kohortenunterschiede um 0.7 und für den Trendtest über den ganzen Zeitraum um

Abbildung 4 Effekt der sozialen Herkunft auf die erreichte Klasse nach Geburtskohorte



0.4),[12] für Frauen sind die Unterschiede hingegen zumindest teilweise signifikant. So erhalten wir etwa für den Vergleich der 1. mit der 4. Kohorte p-Werte von 0.02 und 0.002, für den Vergleich der 4. mit der 5. Kohorte betragen die p-Werte je 0.12 (bei p-Werten des Gesamttests auf Kohortenunterschiede von 0.14 und 0.05). Über die ersten vier Kohorten besteht für die Frauen also in beiden Varianten ein deutlicher Rückgang der Herkunftseffekte auf die erreichte soziale Klasse (Trendtest über die ersten vier Kohorten: $p = 0.01$ bzw. 0.003; für den Trendtest über alle Kohorten betragen die p-Werte 0.11 und 0.03), danach nehmen die Effekte eher wieder zu.

Die bisherigen Analysen beruhen auf einem integrierten Datensatz, in dem die Beobachtungen aller Surveys (bzw. einer Auswahl von Surveys) zusammen ausgewertet werden. Zwar wird in den verwendeten Modellen dafür «kontrolliert», aus welchem Survey eine Beobachtung stammt, wodurch den Modellen ermöglicht wird, die surveyspezifischen Randverteilungen der abhängigen Variablen adäquat abzubilden. Unberücksichtigt bleibt dabei jedoch, dass zwischen den Surveys Unterschiede in den Effektstärken bestehen könnten, die nicht mit tatsächlichen gesellschaftlichen

12 Auch wenn nur die ersten vier Kohorten der Männer betrachtet werden, erhält man keine signifikante Abnahme der Herkunftseffekte auf die erreichte Klasse. Der p-Wert des entsprechenden Trendtests liegt in beiden Fällen um 0.23.

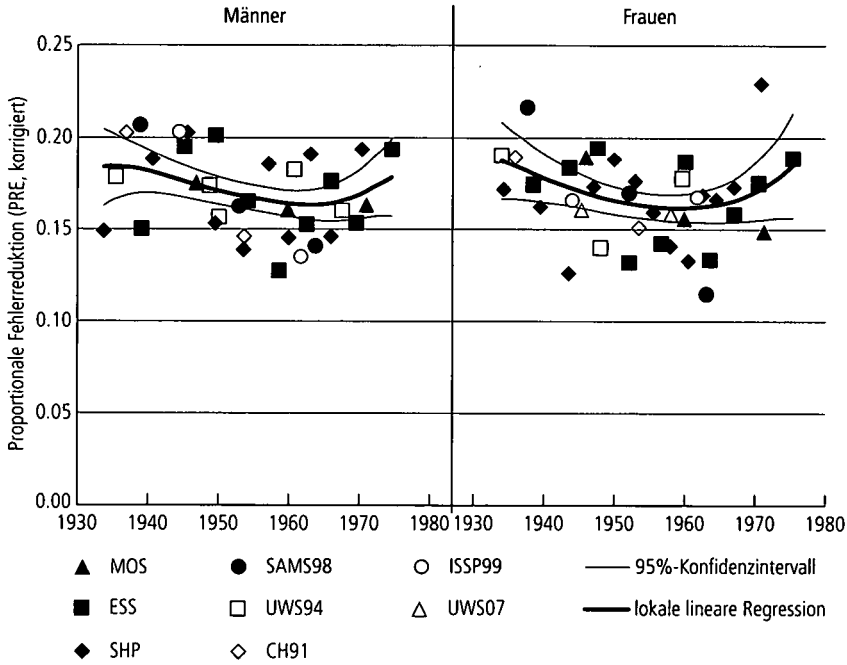
Veränderungen zusammenhängen. Beispielsweise können die einzelnen Surveys mit mehr oder weniger Messfehlern und -ungenauigkeiten behaftet sein, was den geschätzten Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und erreichtem Status beeinflusst: Messungenauigkeiten führen bekanntlich zu Rauschen in den Daten, wodurch die Koeffizienten der Modelle und auch das PRE-Mass gegen Null gedrückt werden. Verändert sich in der Analyse der integrierten Daten die Survey-Zusammensetzung zwischen den Kohorten, kann es folglich sein, dass die geschätzten Veränderungen in der Zusammenhangsstärke durch eine unterschiedliche Qualität der Surveys zustande kommen und nicht durch tatsächliche Veränderungen des Einflusses sozialer Herkunft.

Um zu evaluieren, ob unsere Ergebnisse durch derartige Artefakte geprägt sein könnten, berichtet nun eine zweite Serie von Auswertungen, in denen die Surveys einzeln betrachtet werden. Wie oben beschrieben, bilden wir dazu für jeden Survey mindestens zwei (gleich grosse) Kohorten pro Geschlecht (bzw. mehr als zwei Kohorten, sofern ein Minimum von 300 Beobachtungen pro Kohorte und Geschlecht nicht unterschritten wird). Weiterhin werden einige Surveys aufgrund zu kleiner Fallzahlen ausgeschlossen (siehe oben). Die getrennte Analyse der Surveys ist zwar flexibler als die kombinierte Analyse, da surveyspezifische Modelle verwendet werden und sich die Zusammenhangsmuster somit nicht nur zwischen Kohorten, sondern auch zwischen den Surveys unterscheiden können. Es besteht aber nach wie vor das Problem, dass unterschiedliche Qualitätseigenschaften der einzelnen Surveys den Trend der gemessenen PRE-Werte über die Zeit verzerren können. Um dieser Verzerrung entgegenzuwirken, kontrollieren wir deshalb in den nachfolgenden Betrachtungen die unterschiedlichen PRE-Niveaus mit Hilfe von fixen Effekten für die Surveys.

Abbildung 5 zeigt die entsprechenden Resultate für die Erklärung des erreichten Bildungsabschlusses. Abgetragen sind surveyspezifische PRE-Werte, die um die fixen Survey-Effekte bereinigt wurden.[13] Die Variabilität der korrigierten PRE-Werte ist aufgrund der eher geringen Fallzahlen, die hinter den jeweiligen Werten stehen, beträchtlich. Um trotzdem einen Trend erkennen zu können, ist zusätzlich eine geglättete Kurve (inklusive 95%-Konfidenzintervall) eingetragen, die mittels lokaler linearer Regression bestimmt wurde (Fan und Gijbels 1996; Bandbreite = 10 Jahre; die einzelnen Punkte wurden proportional zur jeweiligen Fallzahl gewichtet). Unser bisheriger Befund, dass die Herkunftseffekte auf den erreichten Bildungsabschluss zuerst ab- und dann gegen Ende des Beobachtungszeitraums eher wieder zugenommen haben, wird auch durch diese Analyse gestützt. Das Muster erscheint zudem bei den Frauen etwas stärker ausgeprägt als bei den Männern (mit einem p-Wert von 0.04

13 Es handelt sich um partielle Residuen von Modellen mit einem linearen Term für das Geburtsjahr und fixen Effekten für die Surveys.

Abbildung 5 Surveyspezifische Effekte der sozialen Herkunft auf den erreichten Bildungsabschluss nach Geburtskohorte

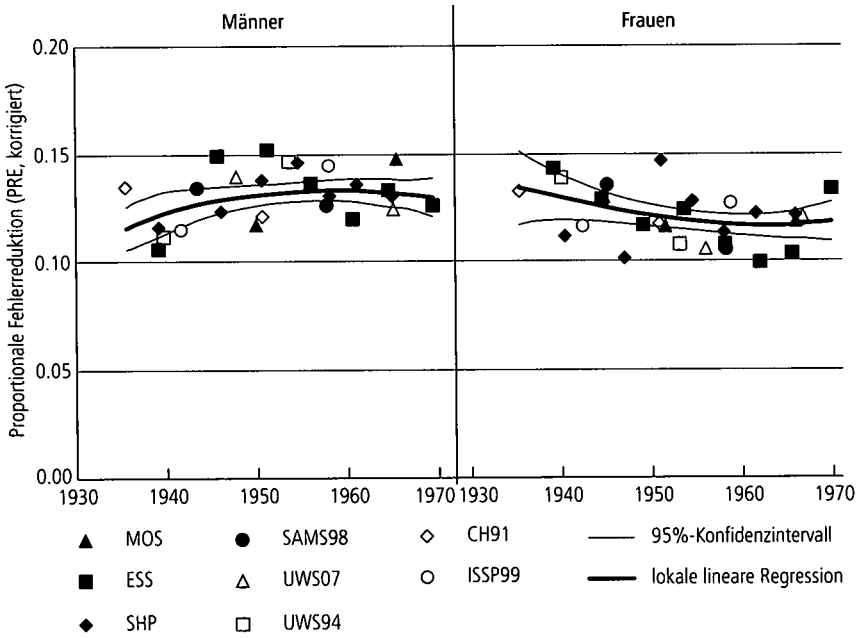


für ein quadratisches Modell; bei den Männern beträgt der entsprechende p-Wert 0.21 für das quadratische bzw. 0.03 für ein kubisches Modell[14]).

Bezüglich der erreichten Klasse erhalten wir zumindest für die Männer ein etwas anderes Bild als in der kombinierten Analyse (Abbildung 6). Während die Ergebnisse aufgrund der integrierten Daten eher für eine leichte Abnahme der Herkunftseffekte für Männer sprachen, erhalten wir nun eine positive Tendenz. Auch hier ist aber die statistische Unsicherheit gross, so dass es voreilig wäre, auf einen systematischen Effekt zu schliessen (p = 0.33 für das lineare und 0.16 für das quadratische Modell). Zusammengenommen muss für die Herkunftseffekte auf die erreichte Klasse von Männern somit wohl von Persistenz ausgegangen werden. Für die Frauen hingegen sprechen die Resultate ähnlich wie zuvor für einen tendenziell abnehmenden Verlauf, unter Umständen mit einem leichten Wiederanstieg der Herkunftseffekte gegen Ende des Beobachtungszeitraums (p = 0.10 für das quadratische Modell).

14 Gemeint sind Modelle mit fixen Survey-Effekten und einem unterschiedlich spezifizierten Effekt des durchschnittlichen Kohorten-Geburtsjahrgangs (linear, quadratisch oder kubisch). Die angegebenen p-Werte beziehen sich jeweils auf den simultanen Test aller mit dem Geburtsjahrgang assoziierten Koeffizienten.

Abbildung 6 Surveyspezifische Effekte der sozialen Herkunft auf die erreichte Klasse nach Geburtskohorte



5 Zusammenfassung

Intergenerationale Mobilität ist ein Gradmesser für die Offenheit einer Gesellschaft. «Die Problematik der Chancenungleichheit, so wie sie meistens diskutiert wird, betrifft vor allem die intergenerationale Mobilität und kann aufgrund des Ausmasses beurteilt werden, in dem die Positionierung einer betrachteten Person durch ihre soziale Herkunft bedingt ist» (Levy 2010, 63). Leider ist bislang nur wenig über die Veränderung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz bekannt, so dass Unklarheit darüber besteht, inwieweit die Offenheit der Schweizer Gesellschaft über die Zeit zu- oder abgenommen hat. Um diese Wissenslücke zu schliessen, haben wir im vorliegenden Beitrag das Ziel verfolgt, eine möglichst genaue statistische Beschreibung der Entwicklung der Herkunftseffekte über die Geburtskohorten zu liefern.

Zu diesem Zweck haben wir die Daten von diversen Befragungen, in denen Informationen über die Eltern der Respondenten verfügbar sind, ausgewertet. Die verwendeten Befragungen stammen aus Erhebungsjahren von 1962 bis 2010 und

ermöglichen für unsere Fragestellung eine Analyse von Geburtskohorten über den Zeitraum von ca. 1890 bis 1980. In Zentrum des Interesses standen die Statusmerkmale Bildung und soziale Klasse. Für beide Merkmale haben wir danach gefragt, wie stark die erreichte Position durch den kombinierten Einfluss von Bildung, Klasse und Berufsprestige der Eltern bedingt ist. Zur Quantifizierung dieser Herkunftseffekte stützten wir uns auf das Konzept der proportionalen Fehlerreduktion, das heisst, wir haben bestimmt, wie stark die Unsicherheit der Vorhersage der erreichten Position durch Kenntnis der Elternmerkmale verringert werden kann.

Zusammenfassend lassen sich folgende Ergebnisse festhalten: Für Frauen finden wir bis zu den Geburtskohorten zwischen 1950 und 1960 (bzw. den heute 50- bis 60-Jährigen) einen Rückgang des Einflusses der sozialen Herkunft auf die erreichte Bildung und auf die erreichte soziale Klasse. Danach scheinen die Herkunftseffekte eher wieder zuzunehmen. Bei den Männer sind die Veränderungen der intergenerationalen Mobilität über die Kohorten weniger stark ausgeprägt als bei den Frauen, zumindest für die Bildungsvariable erscheint das Entwicklungsmuster jedoch ähnlich zu sein. Auch für die Männer hat somit die soziale Mobilität bezüglich Bildung wahrscheinlich zuerst zu- und dann in neuerer Zeit eher wieder abgenommen. Für die soziale Klasse erhalten wir bei den Männern mit unterschiedlichen methodischen Ansätzen leicht widersprüchliche Ergebnisse, so dass hier keine klare Aussage gemacht werden kann.

Zum Schluss möchten wir darauf hinweisen, dass die vorgelegten Analysen einen rein deskriptiven Anspruch haben. Es ging uns nur darum, möglichste präzise die Entwicklung der gesamthaften Herkunftseffekte nachzuzeichnen, um zu beantworten, ob und wie sich das Ausmass an Offenheit der Schweizer Gesellschaft verändert hat. Wie die gefundenen Tendenzen zu erklären sind, ist eine andere Frage, die ggf. anhand von Folgestudien zu untersuchen wäre. So könnten etwa Analysen, in denen die Veränderungen in ihre Komponenten zerlegt werden – zum Beispiel nach Herkunftsmerkmalen oder nach Subpopulationen – darüber Aufschluss geben, ob die Veränderungen teilweise durch eine sich wandelnde Populationszusammensetzung zustande kommen oder ob etwa Modifikationen am Schulsystem mit der Veränderung von bildungsbezogenen Herkunftseffekten einhergehen. Weiterhin wäre es interessant zu ermitteln, ob besonders bestimmte gesellschaftliche Schichten oder Milieus von Veränderungen der sozialen Mobilität betroffen sind, oder ob es sich um Phänomene handelt, die sich gleichermassen durch die gesamte Gesellschaft ziehen. Insbesondere erscheint es schliesslich wichtig, die Frage zu ergründen, warum die Kopplung an das Elternhaus in neuerer Zeit wieder eher zunahm.

6 Literaturverzeichnis

Agresti, Alan. 2002. *Categorical data analysis.* 2. Aufl. New York: John Wiley & Sons.

Allison, Paul D. 1999. Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods and Research* 28(2): 186–208.

Becker, Rolf. 1998. Bildung und Lebenserwartung in Deutschland. *Zeitschrift für Soziologie* 27(2): 133–150.

Bergman, Manfred M. und Dominique Joye. 2001. Comparing social stratification schemata. CAMSIS, CSP-CH, Goldthorpe, ISCO-88, Treiman and Wright. *Cambridge Studies in Social Research* 9: 1–37.

Bergman, Manfred M., Dominique Joye und Beat Fux. 2002. Social change, mobility, and inequality in Switzerland in the 1990s. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 28(2): 267–295.

Blau, Peter M. und Otis D. Duncan. 1967. *The American occupational structure.* New York: Wiley.

Blossfeld, Hans-Peter und Yossi Shavit. 1993. Persisting barriers. Changes in educational opportunities in thirteen countries. S. 1–23 in *Persistent inequality. Changing educational attainment in 13 countries,* hrsg. von Yossi Shavit und Hans-Peter Blossfeld. Boulder, CA: Westview Press.

Boudon, Raymond. 1974. *Education, opportunity and social inequality.* New York: Wiley.

Bourdieu, Pierre. 1987. *Die feinen Unterschiede. Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft.* Frankfurt am Main: Suhrkamp.

Bourdieu, Pierre und Jean-Claude Passeron. 1971. *Die Illusion der Chancengleichheit.* Stuttgart: Klett.

Breen, Richard (Hrsg.). 2004. *Social mobility in Europe.* Oxford: Oxford University Press.

Breen, Richard und Ruud Luijkx. 2004. Social mobility in Europe between 1970 and 2000. S. 37–75 in *Social Mobility in Europe,* hrsg. von Richard Breen. Oxford: Oxford University Press.

Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Müller und Reinhard Pollak. 2009. Nonpersistent inequality in educational attainment. Evidence from eight European countries. *American Journal of Sociology* 114(5): 1475–1521.

Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Müller und Reinhard Pollak. 2010. Long-term trends in educational inequality in Europe. Class inequalities and gender differences. *European Sociological Review* 26(1): 31–48.

Buchmann, Marlis, Charles Maria und Stefan Sacchi. 1993. The lifelong shadow. Social origins and educational opportunity in Switzerland. S. 177–192 in *Persistent inequality. Changing educational attainment in 13 countries,* hrsg. von Yossi Shavit und Hans-Peter Blossfeld. Boulder, CA: Westview Press.

Buchmann, Marlis, Stefan Sacchi, Markus Lamprecht und Hanspeter Stamm. 2007. Switzerland. Tertiary education expansion and social inequality. S. 321–348 in *Stratification in higher education,* hrsg. von Yossi Shavit, Richard Arum und Adam Goamoran. Stanford: Stanford University Press.

Davison, Anthony C. und David V. Hinkley. 1997. *Bootstrap methods and their application.* Cambridge: Cambridge University Press.

Diekmann, Andreas, Henriette Engelhardt, Ben Jann, Klaus Armingeon und Simon Geissbühler. 1999. *Der Schweizer Arbeitsmarktsurvey 1998. Codebuch.* Bern: Universität Bern.

Diekmann, Andreas und Axel Franzen. 1995. *Der Schweizer Umweltsurvey 1994. Codebuch.* Bern: Universität Bern.

Diekmann, Andreas und Reto Meyer. 2009. *Schweizer Umweltsurvey 2007. Dokumentation und Codebuch.* Zürich: ETH Zürich.

Erikson, Robert und John H. Goldhorpe. 1992. *The constant flux. A study of class mobility in industrial societies.* Oxford: Clarendon.

Erikson, Robert, John H. Goldthorpe und Lucienne Portocarero. 1979. Intergenerational class mobility in three western European societies. England, France and Sweden. *British Journal of Sociology* 30(4): 341–415.

European Social Survey. 2011a. *ESS-1 2002 Documentation report. Edition 6.2.* Bergen: European Social Survey Data Archive, Norwegian Social Science Data Services.

European Social Survey. 2011b. *ESS-2 2004 Documentation report. Edition 3.3.* Bergen: European Social Survey Data Archive, Norwegian Social Science Data Services.

European Social Survey. 2011c. *ESS-3 2006 Documentation report. Edition 3.3.* Bergen: European Social Survey Data Archive, Norwegian Social Science Data Services.

European Social Survey. 2011d. *ESS-4 2008 Documentation report. Edition 4.0.* Bergen: European Social Survey Data Archive, Norwegian Social Science Data Services.

European Social Survey. 2011e. *ESS-5 2010 Documentation report. Edition 1.0.* Bergen, European Social Survey Data Archive, Norwegian Social Science Data Services.

EVS und GESIS. 2010. EVS 2008 – Variable report. GESIS-technical reports 2010/106. GESIS – Leibniz Institute for the Social Sciences, Bonn.

Fan, Jianqing und Irene Gijbels. 1996. *Local polynomial modelling and its applications.* London: Chapman & Hall.

FORS. 2011. EMOSAiCH-ISSP. Lausanne: FORS, http://www2.unil.ch/fors/spip.php?rubrique136&lang=de (12.8.2011).

Ganzeboom, Harry B. G. und Donald J. Treiman. 1996. Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Social Science Research* 25(3): 201–239.

Goldthorpe, John H. 2000. *On sociology. Numbers, narratives, and the integration of research and theory.* Stanford: Stanford University Press.

Goldthorpe, John H. und Keith Hope. 1972. Occupational grading and occupational prestige. *Social Science Information* 11(5): 11–73.

Groß, Martin. 2008. *Klassen, Schichten, Mobilität. Eine Einführung.* Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Hadjar, Andreas und Joël Berger. 2010. Dauerhafte Bildungsungleicheiten in Westdeutschland, Ostdeutschland und der Schweiz. Eine Kohortenbetrachtung der Ungleichheitsdimensionen soziale Herkunft und Geschlecht. *Zeitschrift für Soziologie* 39(3): 182–201.

Hendrickx, John. 2002a. ISCO: Stata module to recode 4 digit ISCO-68 occupational codes. Statistical Software Components S425801, Boston College Department of Economics, http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425801.html (21.11.2011).

Hendrickx, John. 2002b. ISKO: Stata module to recode 4 digit ISCO-88 occupational codes. Statistical Software Components S425802, Boston College Department of Economics, http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425802.html (21.11.2011).

Joye, Dominique, Manfred Max Bergman und Paul S. Lambert. 2003. Intergenerational educational and social mobility in Switzerland. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 29(2): 263–291.

Kerr, Clark, John. T. Dunlop, Frederick H. Harbison und Charles A. Meyers. 1960. *Industrialism and industrial man.* Cambridge: Harvard University Press.

Kerr, Henry, David Handley, Charles Roig und Dusan Sidjanski. o. J.: Attitudes politiques 1975. Forschungsprojekt FORS No. 20. Lausanne: FORS.

Lamprecht, Markus und Martin Graf. 1991. Statuszuweisung in den siebziger und achtziger Jahren. S. 189–214 in *Das Ende der sozialen Schichtung? Zürcher Arbeiten zur gesellschaftlichen Konstruktion von sozialer Lage und Bewusstsein in der westlichen Zentrumsgesellschaft*, hrsg. von Volker Bornschier. Zürich: Seismo Verlag.

Lipset, Seymour Martin und Reinhard Bendix. 1959. *Social Mobility in Industrial Society.* London: Heinemann.

Levy, René. 2010. Soziale Mobilität in der Schweiz zwischen strukturellen Chancen und Diskriminierung. S. 57–73 in *Soziale Ungleichheiten*, hrsg. von Monica Budowski und Michael Nollert. Zürich: Seismo.

Levy, René, Dominique Joye, Michel Bassand, Olivier Guye und Vincent Kaufmann. o.J.: Les Suisses et leur société: Positionnements et images. Forschungsprojekt FORS No. 619. Lausanne: FORS.

Levy, René, Dominique Joye, Olivier Guye und Vincent Kaufmann. 1997. *Tous égaux? De la stratification aux représentations.* Zürich: Seismo.

Levy, René und Felix Keller. o.J.: Les Suisses et leur société au début des années 1960 et 1990. Forschungsprojekt FORS No. 6418. Lausanne: FORS.

McFadden, Daniel. 1974. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. S. 105–142 in *Frontiers in Econometrics*, hrsg. .von Paul Zarembka. New York: Academic Press.

Sacerdote, Bruce. 2011. Nature and nurture effects on children's outcomes: What have we learned from studies of twins and adoptees? S. 1–30 in *Handbook of Social Economics, Volume 1A*, hrsg. von Jess Benhabib, Alberto Bisin und Matthew O. Jackson. Amsterdam: North-Holland.

Shavit, Yossi und Hans-Peter Blossfeld (Hrsg.). 1993. *Persistent inequality. Changing educational attainment in 13 countries.* Boulder, CA: Westview Press.

Stamm, Hanspeter und Markus Lamprecht. 2005. *Entwicklung der Sozialstruktur.* Neuenburg: Bundesamt für Statistik.

Stamm, Hanspeter, Rolf Nef, Markus Lamprecht, Dominique Joye und Christian Suter. o.J.: Soziale Ungleichheit: Erweiterte Erhebung im Rahmen des International Social Survey Programme 1999 (ISSP 1999). Forschungsprojekt FORS No. 6396. Lausanne: FORS.

Theil, Henri. 1970. On the estimation of relationships involving qualitative variables. *American Journal of Sociology* 76(1): 103–154.

Tillmann, Robin. 1997. *La mobilité scolaire en Suisse.* Berne: Office fédéral de la statistique.

Treiman, Donald J. 1977. *Occupational prestige in comparative perspective.* New York: Academic Press.

Voorpostel, Marieke, Robin Tillmann, Florence Lebert, Bryce Weaver, Ursina Kuhn, Oliver Lipps, Valérie-Anne Ryser, Flurina Schmid und Boris Wernli. 2010. *Swiss Household Panel Userguide (1999–2009), Wave 11, October 2010.* Lausanne: FORS.

Wegener, Bernd. 1988. *Kritik des Prestiges.* Opladen: Westdeutscher Verlag.

Xie, Yu. 1992. The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables. *American Sociological Review* 57(3): 380–395.

ZA (Zentral Archiv für Empirische Sozialforschung). o.J. *Codebook ZA Study 1680: ISSP 1987 – Social inequality.* Köln: ZA.

Copyright of Swiss Journal of Sociology is the property of Societe Suisse de Sociologie / Swiss Sociological Association and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.