

Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz im zwanzigsten Jahrhundert

Ben Jann und Benita Combet

Institut für Soziologie der Universität Bern, jann@soz.unibe.ch

SGBF-Kongress 2012, Bern, 2.–4. Juli 2012

Gliederung

- Einleitung
- Daten und Methode
- Ergebnisse
- Zusammenfassung

Einleitung

- Prinzip der Chancengleichheit in meritokratischen Gesellschaften
 - ▶ Die gesellschaftliche Position, die ein Individuum erreichen kann, soll nur von der eigenen Leistung abhängen, nicht jedoch von *askriptiven* Merkmalen wie zum Beispiel der sozialen Herkunft oder dem Geschlecht.
- Gesellschaften, in denen Chancengleichheit herrscht, werden als „offene“ Gesellschaften bezeichnet. Sie weisen ein hohes Mass an *sozialer Mobilität* auf.
 - ▶ Mobility is usually understood as “equality of opportunity” – the outcomes may be unequal, but everyone, regardless of starting point, can have the same opportunity to get a good result. (Hout 2004: 970)
- Als Gradmesser für die Offenheit einer Gesellschaft kann untersucht werden, inwieweit der erreichte soziale Status einer Person vom Status der Eltern beeinflusst wird.

Einleitung

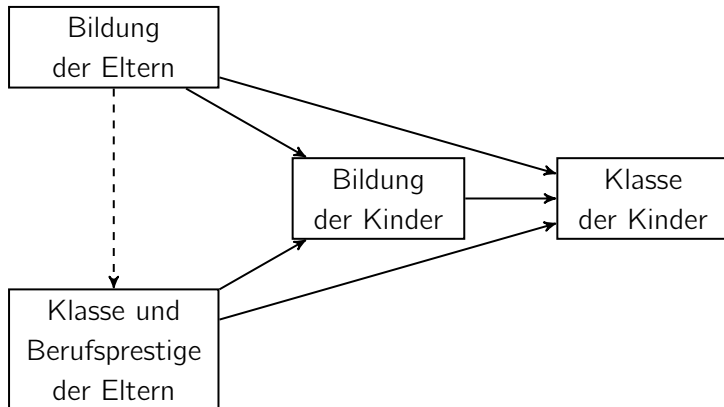
- Wie stark sind diese Herkunftseffekte in der Schweiz?
- Und: Haben die Herkunftseffekte in der Schweiz über die Zeit zu- oder eher abgenommen?
- Verschiedene Studien zur Abhängigkeit von Bildung und beruflicher Position von der sozialen Herkunft (z.B. Hadjar und Berger 2010) zeigen, dass auch in der Schweiz das Ideal der Chancengleichheit nicht erreicht wird.
- Über die *Veränderung* der intergenerationalen Mobilität über die Zeit liegen jedoch nur wenig Befunde vor.
- Weiterhin lassen die wenigen vorhandenen Studien keine klaren Schlüsse zu, was u.a. daran liegt, dass sie unterschiedliche Daten und Methoden verwenden und sich sich zum Teil auf unterschiedliche Zeiträume beziehen.

Einleitung

- Grob zusammengefasst sprechen die bisherigen Befunde eher für Persistenz oder allenfalls für eine leichte Zunahme der intergenerationalen Bildungsmobilität. Über die Veränderung der Klassenmobilität (berufliche Stellung) lassen sich keine Aussagen treffen.
- Im vorliegenden Beitrag haben wir deshalb versucht, die Veränderung der Bildungs- und Klassenmobilität möglichst systematisch und über einen möglichst langen Zeitraum nachzuzeichnen.
- Im Zentrum der Analysen steht also 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.

Einleitung

- Pfaddiagramm



Daten

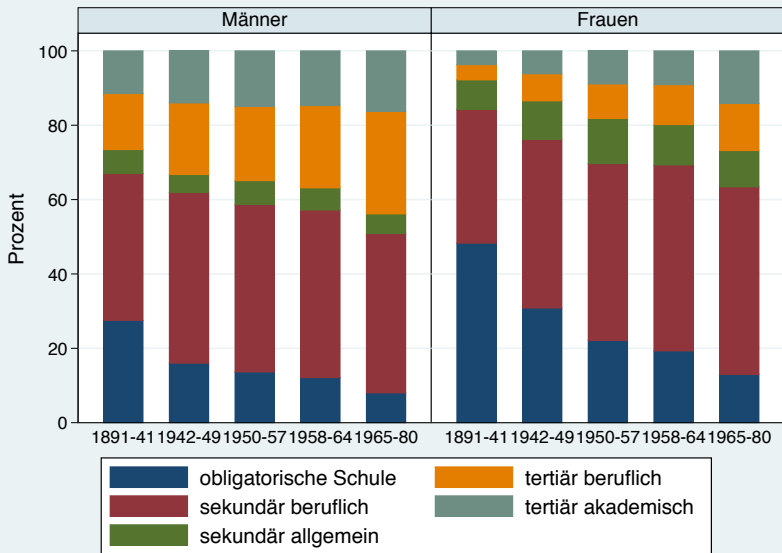
- Benötigt werden Daten, in denen neben den Statusmerkmalen der befragten Personen auch Informationen zum Bildungsstand und Beruf der Eltern vorhanden sind.
- In den meisten Befragungen – so auch in den Grosserhebungen des Bundesamtes für Statistik – werden leider keine entsprechenden Indikatoren erfasst.
- Trotzdem konnten wir insgesamt neunzehn in Frage kommende Datenerhebungen zusammentragen. Die entsprechenden Befragungsjahre erstrecken sich über einen Zeitraum von 1962 bis 2010 und decken eine Spanne an Geburtskohorten ab, die bis in das 19. Jahrhundert zurückreicht.

Erhebung	Jahr/Wellen	Anzahl Fälle	Kürzel
Un jour en Suisse	1962	856	CH62
Attitudes politiques 1975	1975	1392	AP75
ISSP „Soziale Ungleichheit“	1987	974	ISSP87
	1999	1258	ISSP99
Les Suisses et leur société	1991	2030	CH91
Schweizer Umweltsurvey	1994	3019	UWS94
	2007	2779	UWS07
Schweizer Arbeitsmarktsurvey 1998	1998	3028	SAMS98
Schweizerisches Haushaltspanel	1999	7799	SHP99
	2004	3654	SHP04
European Social Survey	2002	2040	ESS02
	2004	2141	ESS04
	2006	1803	ESS06
	2008	1819	ESS08
	2010	1506	ESS10
MOSAiCH	2005	1077	MOS05
	2007	1003	MOS07
	2009	1229	MOS09
European Values Study 2008	2008	1271	EVS08

Operationalisierung: Bildung

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

Bildung nach Geburtskohorten

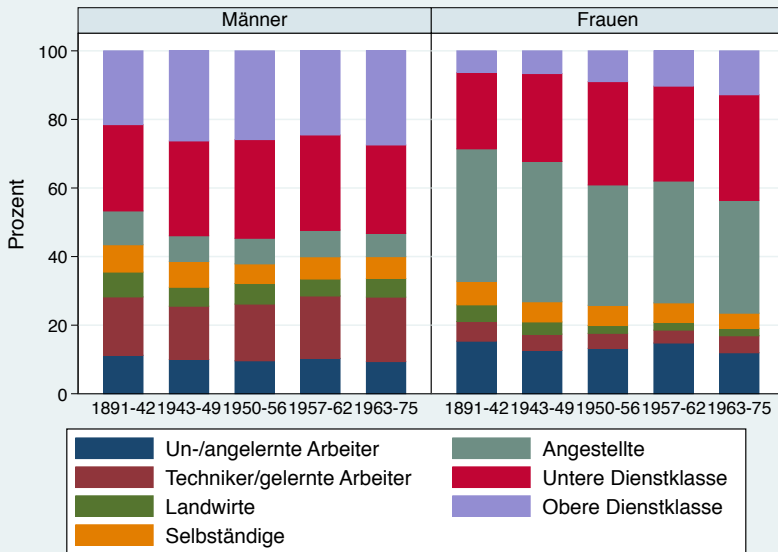


Operationalisierung: Klasse

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

Klasse nach Geburtskohorten



Harmonisierter Datensatz und Kohortendefinitionen

- Ausgehend von den erläuterten Variablendefinitionen haben wir einen harmonisierter Datensatz erstellt, der durch die Beobachtungen der verschiedenen Surveys gespeist wird.
- Die harmonisierten Daten teilten wir dann in synthetische Geburtskohorten auf. Die Kohorten wurden so definiert, dass sie jeweils ungefähr gleich viele Beobachtungen enthalten.
- Die Stichprobe beschränkt sich dabei auf Personen, die zum Befragungszeitpunkt zwischen 30 und 69 Jahre (Bildung) bzw. zwischen 35 und 69 Jahre (Klasse) alt waren.
- Das Ziel ist nun, zu analysieren, ob sich die Herkunftseffekte im Vergleich zwischen den Kohorten verändert haben. Die Analysen erfolgen getrennt nach Geschlecht.

Methode

- Um die Veränderung des Ausmasses an intergenerationaler Mobilität zu messen, wurden in der bisherigen Literatur häufig log-lineare Modelle eingesetzt, insb. das so genannte *Log-Multiplicative Layer Effect Model* (LMLE-Modell).
- Loglineare Modell sind jedoch nicht besonders gut geeignet für multivariate Analysen (z.B. wenn man mehrere Variablen, die den Status der Eltern beschreiben, gleichzeitig berücksichtigen will)
- Unser Analysen beruhen deshalb auf Ansätzen der „fourth generation of stratification research“ (Treiman/Ganzeboom 2000).
 - ▶ Zur Modellierung der erreichten Bildung und Klasse verwenden wir multinomiale logistische Regressionsmodelle.

==> c_educ = 1891-41
 (sum of wgt is 2.3910e+03)

Multinomial logistic regression

Number of obs = 2391
 Wald chi2(108) = 190087.89
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.2018

Log pseudolikelihood = -2733.1133

	Educ	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
1							
	Peduc1	1.799957	.206614	8.71	0.000	1.395001	2.204913
	Peduc3	.1076655	.4711783	0.23	0.819	-.8158271	1.031158
	Peduc4	.1461356	.5081701	0.29	0.774	-.8498595	1.142131
	Peduc5	-1.110852	1.068531	-1.04	0.299	-3.205134	.9834292
	Pegp1	-.2008816	.4036232	-0.50	0.619	-.9919685	.5902053
	Pegp2	.2379375	.2718168	0.88	0.381	-.2948136	.7706886
	Pegp3	.2262823	.2629943	0.86	0.390	-.289177	.7417416
	Pegp4	.1006377	.3191884	0.32	0.753	-.52496	.7262354
	Pegp5	.4588327	.170663	2.69	0.007	.1243394	.7933261
	Pegp7	-.2584855	.2047781	-1.26	0.207	-.6598433	.1428722
	Ptreiman	-.0163639	.0091552	-1.79	0.074	-.0343078	.00158
	Survey1	2.278408	.4492605	5.07	0.000	1.397874	3.158943
	Survey2	1.490029	.4004819	3.72	0.000	.7050984	2.274959
	Survey3	2.883985	.4665284	6.18	0.000	1.969606	3.798364
	Survey4	-.8327681	.56589	-1.47	0.141	-1.941892	.276356
	Survey5	-.0607215	.461817	-0.13	0.895	-.9658662	.8444231
	Survey6	.7314176	.4067661	1.80	0.072	-.0658292	1.528664
	Survey7	-.7110905	.6691718	-1.06	0.288	-2.022643	.6004621
	Survey8	-.4565529	.4466361	-1.02	0.307	-1.331943	.4188377

Methode

- Wie lässt sich aufgrund von solchen Modellen bestimmen, ob die intergenerationale Mobilität zu- oder abgenommen hat?
- Allgemein: Je stärker der Effekt des Status der Eltern auf den Status des Kindes, desto geringer ist die intergenerationale Mobilität.
- Die „Stärke eines Effekts“ mag ein einfaches Konzept sein, wenn es um einzelne Regressionkoeffizienten geht. Die Dinge werden jedoch komplizierter, wenn der Gesamteffekt über eine ganze Reihe von Parametern bestimmt werden soll.
- Anstatt in Modellparametern zu denken, stellen wir die Frage, wie „nützlich“ die Kenntnis des Status der Eltern ist, um den Status der Kinder vorherzusagen.
- 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.

Methode

- Um die Vorhersagekraft der Eltern-Informationen zu messen, verwenden wir das statistischen Konzept der proportionalen Fehlerreduktion (PRE, Proportional Reduction of Error).
- Formal:

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

mit E_0 als der Summe an Vorhersagefehlern unter eingeschränkter Information und E_1 der Summe an Vorhersagefehlern unter vollständiger Information.

Methode

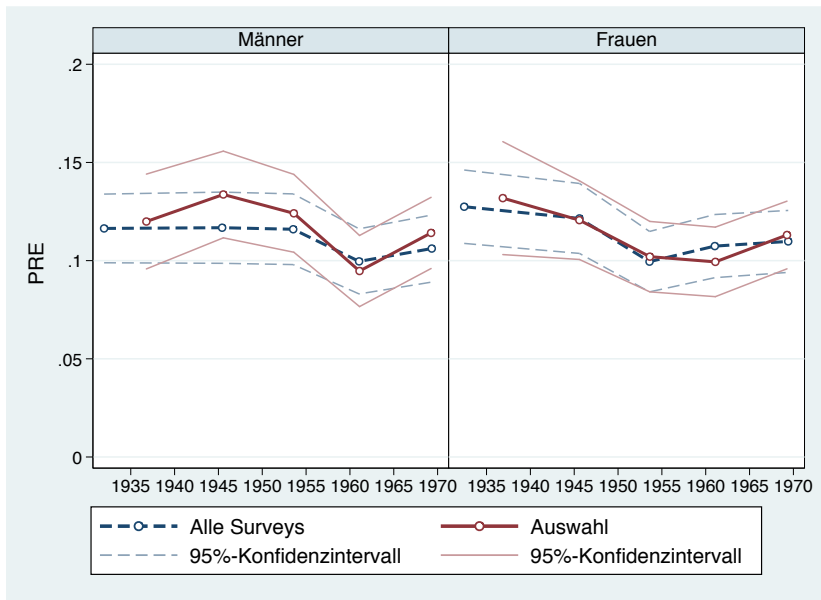
- Unterschiedliche Fehlerregeln ergeben verschiedenen PRE-Masse. Im Falle der multinomialen logistischen Regression ist eine sinnvolle (informationstheoretisch begründete; Theil 1970) Fehlerregel gegeben als:

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

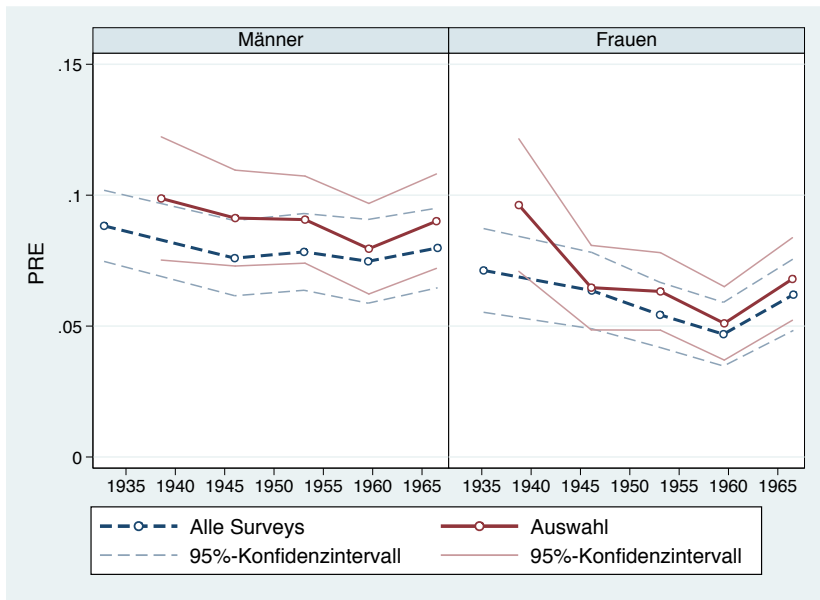
mit y_i als den beobachteten Werten und \hat{P}_0 bzw. \hat{P}_1 als den Wahrscheinlichkeitsvorhersagen unter eingeschränkter bzw. vollständiger Information aus dem multinomialen Modell.

- Für jede Kohorte kann nun ein solcher PRE-Wert berechnet werden. Sinkende PRE-Werte weisen auf einen Rückgang der Herkunftseffekte bzw. auf einen Anstieg der Mobilität hin.

Ergebnisse: Bildung



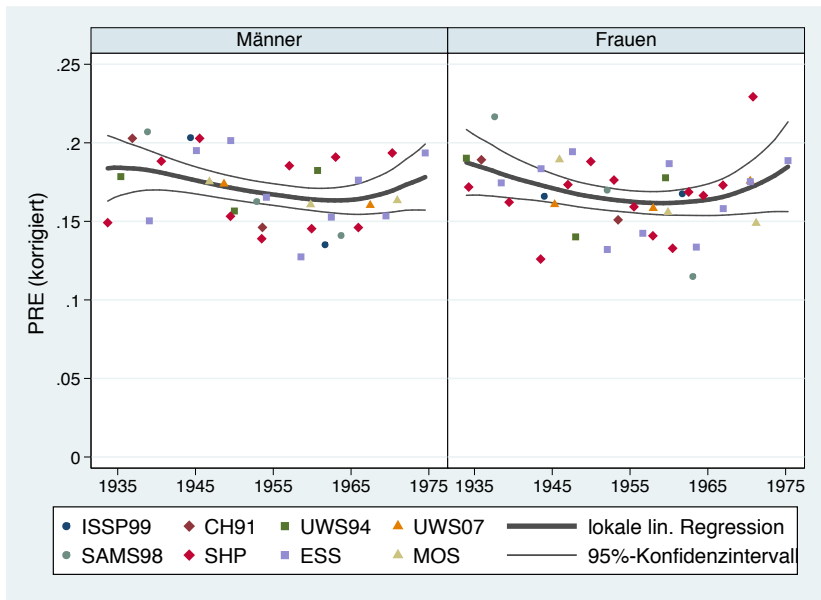
Ergebnisse: Klasse



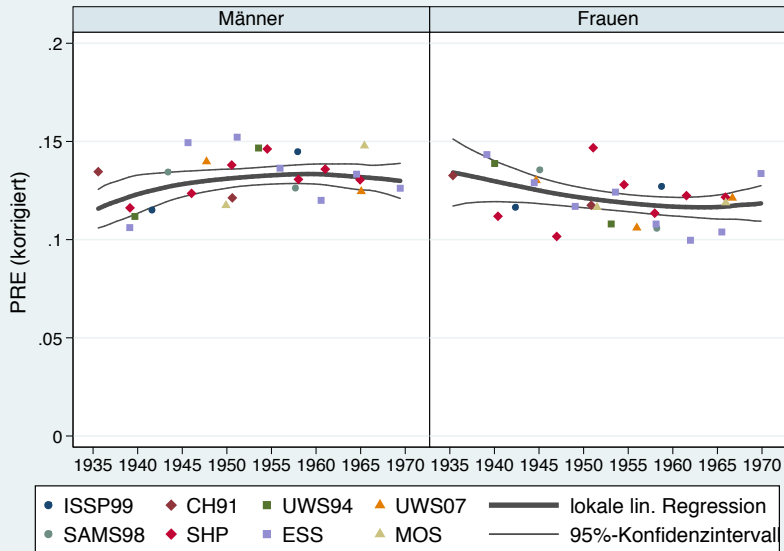
Alternative Methode

- Die bisherigen Analysen beruhen auf einem integrierten Datensatz, in dem die Beobachtungen aller Surveys zusammen ausgewertet werden.
- Die gemessenen Veränderungen könnten also darauf zurückzuführen sein, dass sich die Survey-Zusammensetzung zwischen den Kohorten unterscheidet.
- Um die Robustheit der Ergebnisse zu prüfen, haben wir die Surveys deshalb auch einzeln ausgewertet und nur die „Within“-Veränderungen betrachtet (mit Hilfe von Fixed-Effects-Modellen; in den folgenden Abbildungen abgetragen sind surveyspezifische PRE-Werte, die um die fixen Survey-Effekte bereinigt wurden)

Ergebnisse: Bildung



Ergebnisse: Klasse



Zusammenfassung

- 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 Männern 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.
- In der vorliegenden Studie ging es nur darum zu beantworten, ob bzw. wie sich das Ausmass an Offenheit der Schweizer Gesellschaft insgesamt verändert hat. Wie die gefundenen Tendenzen zu erklären sind, ist eine Frage, die ggf. anhand von Folgestudien zu untersuchen wäre.

- Erikson, Robert, John H. Goldhorpe. 1992. The constant flux. A study of class mobility in industrial societies. Oxford: Clarendon.
- Hadjar, Andreas, Joël Berger. 2010. Dauerhafte Bildungsungleichheiten in Westdeutschland, Ostdeutschland und der Schweiz. Eine Kohortenbetrachtung der Ungleichheitsdimensionen soziale Herkunft und Geschlecht. Zeitschrift für Soziologie 39(3): 182–201.
- Hout, M. 2004. How Inequality May Affect Intergenerational Mobility. S. 969–987 in: K. M. Neckerman (ed). Social Inequality. New York: Russel Sage.
- **Jann, Ben, Benita Combet. 2012. Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz. Erscheint in: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie 38(2).**
- Theil, Henri. 1970. On the estimation of relationships involving qualitative variables. American Journal of Sociology 76(1): 103–154.
- Treiman, Donald J., Harry B. G. Ganzeboom. 2000. The Forth Generation of Comparative Stratification Research. S. 123–150 in: S. R. Quah, A. Sales (eds). The International Handbook of Sociology. London: SAGE.