

Swiss Journal of Sociology

Vol. 38, Issue 2, July 2012

German and French abstracts on page 335|339

Persistent Social Inequalities

Edited by Robin Tillmann and Marieke Voorpostel

Contents

- 145 Introduction to the Special Issue [E] | Robin Tillmann and Marieke Voorpostel
- 153 Temporal Trends in Intergenerational Social Mobility in Switzerland: A Cohort Study of Men and Women Born Between 1912 and 1974 [E] | Julie Falcon
- The central question addressed in this paper is to what extent the influence of social origin on life chances has changed over time for both men and women. In order to capture this change, intergenerational social mobility of eight different birth-cohorts, covering most of the entire twentieth century, is analysed using a unique collection of twelve Swiss national population sample surveys. The main results show that social mobility has remained constant across cohorts born in 1912 and those born in 1974. This suggests that unlike some other industrialised countries, inequality based on social origin is persistent in Switzerland.
- Keywords: Social mobility, stratification, inequality, change, gender
- 177 On the Development of Intergenerational Mobility in Switzerland [G] | Ben Jann and Benita Combet
- The transmission of social positions from parents to children is a core topic in the analysis of social stratification. Despite the widespread interest in the topic and notwithstanding a strong international literature, there is only little empirical evidence for Switzerland on the development of effects of social origin. We provide a systematic analysis of the process of intergenerational status transmission and its development over time, drawing on a total of nineteen datasets and quantifying the effects of social origin based on the concept of proportional reduction of error (PRE). The results reveal declining effects of social origin on educational achievement for men and women up until birth cohorts 1950–1960. After that, effects start to rise again. With respect to class we find a similar pattern in the case of women, whereas for men the effects remained stable.
- Keywords: Inequality, social mobility, intergenerational status transmission, proportional reduction of error, PRE

201 **Parental Background, Upper Secondary Transitions and Schooling Inequality in Switzerland [E] | Jean-Marc Falter**

Transitions to upper secondary education may shape inequalities in Switzerland, which is characterized by early tracking and an extensive vocational track. Yet, pathways inside the schooling system may lower the impact of schooling decisions taking place at age 15. We use micro-data from TREE, a follow-up of the Swiss sample of PISA 2000, where upper secondary school choices can be observed together with cognitive ability and family background variables. We estimate a sequential model, which allows breaking down educational outcomes between inequality of opportunities at various transitions inside and the weights of these transitions. We show that the importance of educational transitions heavily depends on ability and gender.

Keywords: Social stratification, transitions, education, intergenerational links, schooling inequality

223 **The Gap Widens. The Effects of Social Background on School Performance Increase in the Course of Primary School [G] | Domenico Angelone and Erich Ramseier**

The reproduction of social inequalities in education is primarily due to disparities in performance in the early stages of an individual's school career. The emergence and evolution of these disparities deserve special attention. Using a longitudinal sample of 1 714 primary school pupils, we examine how the German language and mathematics performance evolves in the last three years of primary school, considering the educational attainment of their parents. Disparities in performance due to social background increase markedly as the transition to secondary school draws closer. This effect is present even if the pupils had the same cognitive capabilities and knowledge upon school entry. So not only are the chances of individuals upon school entry unequally distributed according to social background, so too are their opportunities for educational development.

Keywords: Social background, educational inequalities, reproduction of social inequalities, school performance, longitudinal analysis

245 **Educational Success and Adolescents' Well-Being in Switzerland [E] | Irene Kriesi and Marlis Buchmann with the collaboration of Andrea Jaberg**

Adolescents' well-being is an important indicator of their successful development. Educational success is a likely but little investigated source for well-being. This paper will examine whether different components of educational success in the transition from lower-secondary to post-obligatory education affect young people's well-being in late adolescence. Based on the Swiss Survey of Children and Youth COCON, including a birth cohort of adolescents who were between 15 and 18 years old at the time points of data collection (2006–2009; N = 952), results of structural equation and multiple linear regression models show that educational success does indeed affect well-being at the age of 18.

Keywords: Adolescence, education, educational success, social inequality, well-being

267 **Are There Patterns of Poverty Trajectories? The Dynamics of Deprivation Between Classes, Individualization, and Cumulative Disadvantage [E] | Jean-Luc Heeb and Elisabeth Gutjahr**

Recent research on the dynamics of poverty emphasizes both temporalized and democratized poverty, resulting in largely individualized and oscillating trajectories. However, methodological shortcomings have been criticized for creating an excessive number of changes in

trajectories. To overcome these difficulties, growth mixture modelling is used to substantiate patterns of poverty trajectories. Four clear-cut patterns, which are closely related to social inequalities, but also to life events or situations and biography, were identified: a widespread pattern of stable non-deprivation and three patterns of increasing, decreasing, and stable deprivation. These patterns appear to incorporate and perpetuate social inequalities and the dynamics of poverty seem to be widely embedded in the macrostructure of social inequalities. Thus, the individualization of poverty trajectories should be questioned.

Keywords: Poverty, trajectories, social inequalities, modelling, Switzerland

291 Health Inequality Across Time: A Growth Curve Analysis of Self Assessed Health in Contemporary Switzerland [E] | Sara Della Bella, Mario Lucchini and Jenny Assi

Although many studies have shown the persistence of the social gradient in health, previous explanations in this domain are often questionable because they usually assume this gradient to be constant across time and are based on data and models that are unable to correctly estimate what is essentially a developmental process. Different hypotheses regarding the relationship over time between health and socio-economic status have been proposed and need to be tested. This study uses longitudinal data from the Swiss Household Panel to examine individual health trajectories over time. Our results only confirm a reduction of the heterogeneity in the individual health trajectories across income as people age (at least in younger cohorts), although data limitations suggest some caution.

Keywords: Self rated health, socio-economic status, inequalities in health, longitudinal data, growth curves

311 Development of Income Inequality in Germany and Switzerland Since the Turn of the Millennium [G] | Markus M. Grabka and Ursina Kuhn

This contribution presents and compares trends in income inequality in Switzerland and Germany from 2000 to 2009 using harmonized data from the SOEP and the SHP. While inequality increased strongly in Germany, it increased only little for market income and decreased even slightly for disposable income in Switzerland. Decomposing inequality by age groups, household types and educational level shows different structures between both countries that partly explain the differences. Finally, also redistribution by the government plays a role: while redistribution has slightly decreased in Germany, it has slightly increased in Switzerland.

Keywords: Income inequality, inequality decomposition, income mobility, SOEP, SHP

335 German and French Abstracts

Reihe **Gesundheit und Integration –
Beiträge aus Theorie und Praxis**

Herausgeber:
Schweizerisches Rotes Kreuz (SRK)

Das Schweizerische Rote Kreuz (SRK) engagiert sich seit vielen Jahren in der Grundlagen- und Projektarbeit zu Gesundheit und Integration. Mit regelmässig erscheinenden Publikationen leistet das SRK in diesen gesellschaftlich relevanten Bereichen einen Beitrag zur aktuellen Diskussion.



252 Seiten
SFr. 38.–
Euro 28.–

Transkulturelle Public Health
Ein Weg zur Chancengleichheit

Gesundheitliche Chancengleichheit ist ein international verbürgtes Menschenrecht. Dennoch haben Menschen – in der Schweiz wie international – völlig unterschiedliche Chancen, gesund zu sein und zu bleiben. Eine Migrationsbiografie, verbunden mit sozialer Benachteiligung, kann die Gesundheitschancen beeinträchtigen. Umso wichtiger ist es, dass wir allen Menschen in ihrer individuellen Situation vorurteilsfrei begegnen. Dazu braucht es transkulturelle Kompetenz – eine zentrale Ressource für Fachpersonen im Sozial- und Gesundheitswesen.

Dieser Sammelband weitet die Bedeutung der transkulturellen Kompetenz aus auf Public Health, die bevölkerungsbezogene Perspektive von Gesundheit und Krankheit. Die Autorinnen und Autoren veranschaulichen diesen Zugang mit theoretischen Überlegungen und praktischen Beispielen.

Einschluss und Ausschluss
Betrachtungen zu Integration und sozialer Ausgrenzung in der Schweiz



*Mit zahlreichen
Fotos von
Peter Dammann*

160 Seiten
SFr. 38.–
Euro 26.–

Das vom Schweizerischen Roten Kreuz (SRK) 2010 – dem Europäischen Jahr zur Bekämpfung von Armut und sozialer Ausgrenzung – herausgegebene Fotobuch setzt sich für die Anliegen der Verletzlichsten unserer Gesellschaft ein. Sieben reich bebilderte Lebensgeschichten von Migrantinnen und Migranten zeigen sehr unterschiedliche und eindrucksvolle Erfahrungen mit Ausgrenzung auf: beispielsweise ein junger Asyl Suchender, der nach über acht Jahren in der Migration den Kontakt zu seiner Mutter endlich wieder herstellen konnte; eine Flüchtlingsfrau, die trotz ihres sicheren Status unter dem Fremdsein in der Schweiz leidet; oder ein Sans-Papiers, der seit über zehn Jahren in der Schweiz lebt und in dieser Zeit eindrücklich gelernt hat, mit der ständigen Angst und der Armut im Alltag umzugehen. Vier Beiträge beleuchten das Thema «Sozialer Einschluss und Ausschluss» aus wissenschaftlicher Perspektive.

Introduction to the Special Issue

Robin Tillmann* and Marieke Voorpostel*

1 Social stratification, social inequalities, and persistent social inequalities

The study of persistent social inequalities is of political and societal interest because it provides insights into processes leading to marginalization in society. Social inequalities can be persistent or cumulative over domains, as well as over time and generations. A decade ago, Levy and Suter (2002) pointed out that one of the main shortcomings of stratification research in Switzerland was the rather poor treatment of the temporal dimensions of the phenomenon. We aim to fill this gap in Swiss stratification research. This special issue addresses a variety of domains in which persistent social inequalities manifest themselves, such as education, labour market, material rewards, health, and quality of life.

The introduction is structured as follows: section 1 is dedicated to a brief description of the theoretical framework. The longitudinal data used in this special issue are presented in section 2. Finally, section 3 gives an overview of the contributions.

1.1 The field of stratification research

The study of social stratification, social mobility, and social inequalities is one of the main themes in sociology. Social stratification – i. e., the systematic ranking of people or groups of people within a society – is a universal phenomenon (see, among others, Cherkaoui 1992; Kerbo 2003). This ranking is associated with unequal access to and distribution of resources such as educational attainment, employment, and material rewards, and leads to unequal outcomes in many domains of life, such as those related to health and quality of life.

Four main questions constitute the field of stratification research (see Sørensen 1986, 70–73). The first question concerns the origin of inequality (see, for example, Davis and Moore 1945; Lenski 1966; Tumin 1967). Here, the debate is mainly a conceptual one, with very little connection to empirical research. Yet despite disagreements regarding the origin of inequality, stratification scholars generally agree that it results in a structure of social classes, occupations, or some other measure of social position. The second question is both theoretical and methodological and focuses on how socioeconomic position is best operationalized when studying the

* Swiss Center of Expertise in the Social Sciences FORS, CH-1015 Lausanne, robin.tillmann@fors.unil.ch and marieke.voorpostel@fors.unil.ch.

consequences of this positioning within the social structure (see, among others, Levy and Joye 1994; Hauser and Warren 1997; Wright 2005 or Rose and Harrison 2009).

The third question refers to the effects or consequences of where an individual is located in the social structure. The empirical literature is abundant on this topic (see, for example, Weeden and Grusky 2005; for Switzerland, Levy et al. 1997; Stamm et al. 2003). The fourth main question concerns social mobility, or the movement of people among unequal positions in society (“classics” are Erikson and Goldthorpe 1992; Breen 2004; for Switzerland, Levy et al. 1997, 235–316). Studies in this area focus on mobility patterns, status attainment, or, more recently, mobility over the life course (Widmer et al. 2005; Mayer 2009).

1.2 Topics addressed in this special issue

This special issue is dedicated to the last two main questions – the consequences of social stratification and the study of social mobility – with a primary focus on mobility and the life course.¹ Studies that focus on persistent inequalities generally look at cumulative social inequalities across domains, the life course, and generations. The contributions included in this issue address the following three topics: 1) intergenerational transmission of social inequalities, 2) social inequalities over the life course, and 3) inequalities regarding the distribution of social goods.

The first topic – the intergenerational transmission of social inequalities – is a classic one, going back to the work of Sorokin (1927).² In this framework, the analysis of inequality in opportunities basically means the study of mechanisms that are reproduced across generations and that distribute individuals over social positions which constitute the class structure. Recent international studies in this field clearly show that origin effects are stronger at earlier rather than later educational transitions; that education mediates an important part of the association between (social) origins and (social) destinations; that women experience more social fluidity than men; and that the pattern of social fluidity is principally shaped by inheritance, hierarchy, and sector effects (Breen and Jonsson 2005, 236). However, in international studies, such as the central book on social mobility in Europe edited by Breen (2004), the Swiss case is missing. The contributions in this issue help to fill this gap.

The second topic is more recent, going back to the rise of the life course paradigm in the social sciences during the mid-sixties. In this framework, the topic of social inequality is approached by analyzing cumulative advantages and disadvantages over the life course (see Burton-Jeangros and Widmer 2009). More generally, sociologists consider individual life courses to be regularities produced

1 Most articles published in this issue were first presented as papers at the 2011 6th International Conference of Panel Data Users in Switzerland.

2 Especially conducted in the framework of the International Sociological Association's Research Committee 28 on Social Stratification and Mobility.

by institutions and structural opportunities. Life course patterns overall represent “the sequence of participation (...) in various life domains that span from birth to death, e. g.: school enrolment and the sequences of education and training activities; entry into the labor market, employment careers, and interruptions of labor force participation, and retirement; growing up in families, leaving parental homes, partnership formation, marriages, and parenthood; and regional mobility” (Diewald and Mayer 2009, 6). This issue includes three contributions addressing this field of research. They show that the life course perspective considerably adds to our understanding of the dynamics of inequality.

The third topic – concerning distributional inequalities of different social goods, rewards, living conditions, and behaviours – is also a classic topic in stratification research. This domain is concerned with many dimensions of inequality, such as income and wealth, health, and lifestyles and consumption. One contribution of this special issue on income inequality falls in the domain of this third and final topic.

2 Longitudinal data used in this special issue

As pointed out by Breen and Jonsson (2005, 235), “Our knowledge about the world is never better than the data on which it is based.” Therefore, it is useful to outline the main longitudinal data used in the contributions included in this issue. Such data are a necessary condition for the study of persistent social inequalities.

Aside from the contribution by Angelone and Ramseier, which uses data from the Zürcher Langschnittstudie, the contributions of this special issue are all based on large longitudinal representative surveys at the national level: the TRAnsition from Education to Employment (TREE) survey, the COmpetence and CONtext (COCON) survey, and the Swiss Household Panel (SHP). TREE and COCON are cohort studies, and the SHP is a household panel survey. The longitudinal nature of the data makes it possible to assess persistent social inequalities. Moreover, special characteristics of the datasets, such as information on several household members and information on the life course, provide the unique opportunity to study accumulation processes across generations and over the life course. Table 1 summarizes the design features of these nationally representative longitudinal surveys in Switzerland.

3 Overview of the contributions

3.1 Intergenerational transmission of social inequalities

This special issue contains four articles related to the intergenerational transmission of social inequalities. Two contributions (Falcon and Jann & Combet) focus on the

Table 1 Overview of longitudinal surveys used in the contributions to the Special Issue on persistent social inequalities

Surveys	Start Year	Type (panel length)	Unit of Data Collection	Sample Size	Target Population	Survey Topics
Swiss Household Panel (SHP)	1999	single panel	household + all members	SHP_I: 5 000 households, 7 800 persons SHP_II: 2 500 households, 3 600 persons	general population	housing, living standard, living conditions, employment, income, health, social networks, education, political values and behaviour, life events, social origin, leisure, etc.
Transitions from Education to Employment (TREE)	2001	cohort study, annual (2001–2007, 2010)	individual	5 500 persons	young school leavers in 2000	education, employment, labour market, transition from school to labour market
Swiss Survey of Children and Youth (COCON)	2006	cohort study, every 3 years	school + household + individual	3 100 persons	children and youth	life course transitions (school enrolment, transition to apprenticeship, labour market entry)

Note: The SHP is located at the Swiss Centre of Expertise in the Social Sciences FORS. The project is financed by the Swiss National Science Foundation. The Swiss Study of Children and Youth (COCON) is located at the Jacobs Center for Productive Youth Development of the University of Zurich, and is partly financed by the Swiss National Science Foundation. The TREE (Transitions from Education to Employment) project is currently based at the University of Basel, and is also co-funded by the Swiss National Science Foundation.

classical topic of intergenerational social mobility, while the other two (Falter and Angelone & Ramseier) focus on the effect of parental background on educational outcomes.

Falcon's article, based on an impressive set of databases, is dedicated to a cohort study of intergenerational social mobility over the past century and examines whether social mobility has increased in Switzerland over time. She demonstrates that there is no increase in social mobility over birth-cohorts – i. e., there is no reduction in inequalities of opportunity over time, contrary to what is found in some other industrialised countries. Yet, the situation of women has improved during the period considered.

Jann and Combet also make an important contribution to our knowledge of the temporal development of the effects of social origin. Like Falcon, the authors base their analysis on several datasets, but use different statistical techniques. They

provide insight into the process of intergenerational status transmission and its development over time, and highlight interesting gender differences in this area. They show declining effects of social origin on class for women up until the birth cohorts between 1950 and 1960, after which the effects rise again. The effects for men have remained stable.

Two articles on educational attainment deal with the effects of social origin, giving specific attention to cumulative processes. Sociological literature on intergenerational transmission tends to focus on the highest level of education that is attained. Falter, however, stresses that schooling is a cumulative process for which the probability of remaining in the school system depends on previous educational transitions. His analysis is dedicated to the influence of parental background at various stages of the schooling system. On the whole, his study shows that parental background matters for most transitions, but its influence varies according to gender in particular.

Angelone and Ramseier analyse the reproduction of social inequalities at the early stages of individuals' school careers, focusing on the German language and mathematics performance of pupils according to the educational attainment of their parents. These researchers also conclude that educational development is still unequally distributed according to social background.

3.2 Social inequalities over the life course

Three articles belong to the field of social inequality over the life course. Kriesi and Buchmann focus on earlier stages in the life course and link educational success to wellbeing in adolescence. They demonstrate that certain components of educational success are indeed related to wellbeing in late adolescence, although their effect is moderate compared to the importance of gender, personality traits, and socio-emotional resources. Interestingly, it is not educational goal attainment as such that matters, but rather how adolescents cope with goal failure.

Heeb and Gutjahr look at poverty in a dynamic way by examining trajectories of poverty. It is often suggested that poverty trajectories have become more diverse and individualized, but the researchers show that this is not the case, at least not in Switzerland. They find that poverty trajectories are closely related to social inequalities and life events.

In their study, Della Bella, Lucchini, and Assi dynamically address the relationship between socio-economic status and health. They demonstrate that individual health trajectories tend to become less heterogeneous as people age; while there is a clear positive relation between health and income, the advantage of higher income groups decreases over time, at least in the younger cohorts.

3.3 Distributional inequalities of social goods

Finally, the paper by Grabka and Kuhn takes a dynamic perspective on income inequality, comparing Switzerland and Germany. The focus here is on changes in income inequality over time and between countries. The researchers show that, while inequality in Germany strongly increased between 2000 and 2009, it barely increased in Switzerland.

4 References

- Breen, Richard (Ed.). 2004. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard, and Jan O. Jonsson. 2005. Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology* 31: 223–243.
- Burton-Jeangros, Claudine, and Eric D. Widmer. 2009. Cumulative and Compensatory Effects over the Life Course. *Swiss Journal of Sociology* 35(2): 183–192.
- Cherkaoui, Mohamed. 1992. "Stratification." Pp. 97–152 in Raymond Boudon (Ed.) *Traité de Sociologie*. Paris: Presses Universitaires de France.
- Davis, Kingsley, and Wilbert E. Moore. 1945. Some Principles of Stratification. *American Sociological Review* 10(2): 242–249.
- Diewald, Martin, and Karl Ulrich Mayer. 2009. The Sociology of the Life Course and Life Span Psychology: Integrated Paradigm or Complementing Pathways? *Advances in Life Course Research* 14(1–2): 5–14.
- Erikson, Robert, and John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Hauser, Robert M., and John Robert Warren. 1997. Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique. *Sociological Methodology* 27(1): 177–298.
- Kerbo, Harold R. 2003. *Social Stratification and Inequality. Class Conflict in Historical, Comparative, and Global Perspective*. New York: McGrawHill.
- Lenski, Gerhard. 1966. *Power and Privilege: A Theory of Social Stratification*. New York: McGrawHill.
- Levy, René, and Dominique Joye. 1994. What Is Switzerland's Stratification Like: Classes, Prestige Gradation, Professional Categories? *International Sociology* 9(3): 313–335.
- Levy, René, Dominique Joye, Olivier Guye, and Vincent Kaufmann. 1997. *Tous égaux? De la stratification aux représentations*. Zurich: Éditions Seismo.
- Levy, René, and Christian Suter. 2002. Stratification Research in Switzerland: Where Are We at? *Swiss Journal of Sociology* 28(2): 181–192.
- Mayer, Karl Ulrich. 2009. New Directions in Life Course Research. *Annual Review of Sociology* 35: 413–433.
- Rose, David, and Eric Harrison. 2009. *Social Class in Europe. An Introduction to the European Socio-Economic Classification*. New York: Routledge.
- Sørensen, Aage B. 1986. "Theory and Methodology in Social Stratification." Pp. 69–95 in Ulf Himmelstrand (Ed.) *The Sociology of Structure and Action*. London: Sage Publications.
- Sorokin, Pitirim. 1927. *Social Mobility*. New York: Harper & Brothers.
- Stamm, Hanspeter, Markus Lamprecht, Rolf Nef, Dominique Joye, and Christian Suter. 2003. *Soziale Ungleichheit in der Schweiz. Strukturen und Wahrnehmungen*. Zurich: Seismo Verlag.

- Tumin, Melvin. 1967. *Social Stratification: The Forms and Functions of Inequality*. Englewood Cliffs, N J: Prentice-Hall.
- Weeden, Kim A., and David B. Grusky. 2005. The Case for a New Class Map. *American Journal of Sociology* 111(1): 141–212.
- Widmer, Eric, René Levy, and Jean Kellerhals. 2005. “What Pluralization of the Life Course? An Analysis of Personal Trajectories and Conjugal Interactions in Contemporary Switzerland.” Pp. 38–60 in Hanspeter Kriesi, Peter Farago, Martin Kohli, and Milad Zarin-Nejadan (Eds.) *Contemporary Switzerland: Revisiting the Special Case*. Houndmills: Palgrave Macmillan.
- Wright, Erik Olin (Ed.). 2005. *Approaches to Class Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.

Reihe **Freiwilligkeit**

Herausgeber:
**Schweizerische Gemeinnützige
Gesellschaft (SGG)**

Die Reihe «Freiwilligkeit» ist eine Plattform für Publikationen, die Fragen zur Freiwilligenarbeit diskutieren. Insbesondere – aber nicht ausschliesslich – werden Arbeiten in diese Reihe aufgenommen, die im Rahmen des von der SGG 2003 gestarteten Forschungsprogramms «Forschung Freiwilligkeit» entstanden sind. Das Forschungsprogramm ist für neue Projekte offen.



240 Seiten
SFr. 48.–
Euro 35.–

Richard Traummüller, Isabelle Stadelmann-Steffen, Kathrin Ackermann, Markus Freitag
Zivilgesellschaft in der Schweiz
Analysen zum Vereinsengagement
auf lokaler Ebene

Die Studie leuchtet schweizweit die lokalen Bestände und Bedingungen des freiwilligen Vereinsengagements aus. Neben einer Erhebung der Vereinsstrukturen in über 1200 Kommunen wurden in 60 repräsentativen Gemeinden auch die Bürgerinnen und Bürger zu ihrem Vereinsengagement sowie zu ihren Einschätzungen bezüglich des Vereinslebens befragt. Im Zentrum steht die Analyse der lokalen kulturellen, strukturellen und politischen Rahmenbedingungen von Freiwilligkeit. Insbesondere wird der Versuch unternommen, lokale Instrumente zur Förderung der Freiwilligkeit mit dem tatsächlichen Engagement der Einwohner in Bezug zu setzen und einen Eindruck über die Wirksamkeit kommunaler «Engagementpolitik» zu vermitteln. Während das Ausmass lokaler Freiwilligentätigkeit eine grundlegend kulturell bedingte Grösse darstellt, besteht die Wirkung politischer Gestaltungsversuche in der egalierenden Ausweitung freiwilliger Tätigkeit auf breitere Bevölkerungsschichten.

Herbert Ammann (Hrsg.)

Grenzen-Los! Fokus Gemeinde

Freiwilliges Engagement in Deutschland, Österreich und der Schweiz

Referate der 2. Internationalen Vernetzungskonferenz 2010 in Rüschlikon



440 Seiten
SFr. 48.–
Euro 32.–

Über achtzig Prozent der Freiwilligenarbeit wird in der Wohngemeinde oder ihrer unmittelbaren Umgebung geleistet. Gegen 30 Referenten im Plenum und in den Workshops der im Oktober 2010 durchgeführten Vernetzungskonferenz «Grenzen-Los» setzten sich aus wissenschaftlicher, politischer und administrativer Sicht mit Fragen zur integrativen Wirkung, des Managements – oder aber auch Non-Managements, der Rolle der lokalen Unternehmen, der Bedeutung von geldwerten Entschädigungen, der Bedeutung des jeweiligen nationalen Staatsverständnisses und dessen Folgen für die Gemeinden und zum Zusammenspiel zwischen Gemeinden und Vereinen auseinander. Der Tagungsband gibt eine breite Übersicht über den Stand der gegenwärtigen Diskussion, von Praxis und von Wissenschaft, vornehmlich für die deutschsprachigen Länder, aber mit Bezügen zur internationalen Debatte.

Temporal Trends in Intergenerational Social Mobility in Switzerland: A Cohort Study of Men and Women Born between 1912 and 1974

Julie Falcon*

1 Introduction

While most industrialized countries have featured extensive research into the degree of change over time in intergenerational social mobility, to date little research has been carried out on this issue in Switzerland. Indeed, information documenting the influence of social origin on life chances in Switzerland is still rather scarce. In their report on the inequality of opportunity in the Swiss educational system, Coradi Vellacott and Wolter (2005, 90) underline that inequalities based on social background are often missing in surveys or are often neglected in research in comparison with inequalities of gender and national origin.

Therefore, the central question addressed by this study is the degree to which social origin influences the social position achieved in Switzerland. In particular, this study focuses on analyzing whether the influence of social origin on life chances has changed over time in Switzerland or if it has remained constant for both men and women, that is, as a persistent inequality.

In order to capture this change, the present study analyzes intergenerational social mobility by using a unique collection of twelve Swiss national population sample surveys. These cover people born during the beginning and the later half of the twentieth century. Outcomes indicate that in contrast to other industrialized countries such as Sweden, France and the Netherlands, inequality based on social origin has remained persistent in Switzerland between the cohorts born in 1912 and those born in 1974.

I will present the current state of the debate on (non-)persistent inequality in social stratification research and then propose some hypotheses about social mobility. In the methodological part, I introduce my study design. The results section will begin with a description of changes in the composition of the Swiss class structure and then proceed to analyze Switzerland's social mobility, firstly in absolute terms,

* Life course and Inequality research center (LINES), University of Lausanne, CH-1015 Lausanne, julie.falcon@unil.ch.

I am grateful to Dominique Joye, Daniel Oesch, Guy Elcheroth, Cédric Jacot, Isabel Baumann, Emily Murphy and three anonymous reviewers for their helpful comments on previous versions of this paper.

and secondly in relative terms, also often referred to under the term of social fluidity, which is a measure of the mobility net of structural change.

2 Debates in the literature

When it comes to the issue of social mobility, researchers have often been interested in assessing to what extent it has changed over time and through which mechanisms. As for mechanisms, most contributions have shown the eminent importance of education for the creation and reproduction of social inequalities (Pollak et al. 2007, 12). As for the degree of change, the great amount of empirical research carried out on this issue demonstrates that the issue is still highly debated in sociology today.

Back in the post-Second World War years, functionalist theorists believed that economic development would lead industrial societies to become more meritocratic and to enjoy higher rates of social mobility (Kerr et al. 1960; Parsons 1960; Blau and Duncan 1967; Treiman 1970). This theoretical framework, known as the liberal theory of industrialism, claimed that social selection in industrial societies would steadily become more based on achievement (i. e., meritocratic assets) rather than on ascriptive characteristics (i. e., social origin, sex, national origin, race). As a result, these societies would offer greater equality of opportunity, and the effects of social origin on class destination would diminish over time. Nevertheless, the liberal theory of industrialism has received very little empirical support, and has been subject to some stringent criticisms. Notably, some critics have pointed out that there is no necessary relationship between economic growth and increased social mobility (Breen 1997).

In contrast, the renowned “FJH” hypothesis¹, which states that patterns of mobility are expected to be very similar in industrial societies with a market economy and a nuclear family system (Featherman et al. 1975, 340), has been largely confirmed. The most notable empirical research to support this thesis is the Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations (CASMIN) project, which was initiated by Walter Müller and John Goldthorpe in the mid-1980s. This research, now widely known under the name of *The Constant Flux* (Erikson and Goldthorpe 1992), demonstrates the persistence of a strong effect of class inheritance and similarities in the patterns of social fluidity between eleven industrialized countries. It further reveals a high degree of temporal stability in social fluidity. As underlined by Hout and DiPrete (2006, 5) in their review of the most eminent findings from the RC28², the finding of a common pattern in social fluidity is acknowledged as being “the major intellectual accomplishment of the RC”.

1 The authors who proposed this hypothesis are Featherman, Jones and Hauser.

2 Research Committee on Social Stratification and Mobility.

However, despite its influential role on social stratification research, the constant flux thesis has been increasingly called into question over the last couple of decades. In fact, a great amount of empirical research has supported change and variation in social mobility (Ganzeboom et al. 1989; DiPrete and Grusky 1990; Jonsson and Mills 1993; Vallet 1999; Vallet 2004; Breen and Jonsson 2007). Breen's (2004a) edited book, entitled *Social Mobility in Europe*, analyzes temporal change and cross-national variation in social mobility in eleven European countries between 1970 and 2000. The authors find differences in the strength of fluidity between some countries and within some countries over time (Breen and Luijkx 2004a, 400). What is more, their analysis indicates a general tendency towards increasing social fluidity, although this trend is not statistically significant in every case (Breen and Luijkx 2004a, 389). Likewise, another more recent comparative research analyzing long-term trends in educational inequality carried out on eight European countries (Breen et al. 2009, Breen et al. 2010) concludes that there has been a marked decline in inequality in educational attainment over time for both men and women.

Social mobility studies largely neglected the women's situation until the 1980s and 1990s, mainly for reasons of measurement issues. Thus, these mobility researchers (who were predominantly male then) were accused of "intellectual sexism" (Acker 1973). In *The Constant Flux*, Erikson and Goldthorpe (1992) focused predominantly on men's situation, but they do dedicate one chapter to women's social mobility. They found "evidence of how little women's experience of class mobility differs from that of men" (Erikson and Goldthorpe 1992, 275), an observation derived from the so-called conventional approach, which considers the family as the unit of analysis, not the individual. This approach attributes to the household the class position of the spouse who holds the dominant position in the labour force. In practice, it often consists of inferring the married woman's social position according to that of her husband. Thus, findings are heavily dependant on the measurement approach adopted, something that the authors also recognized. When the individual approach is taken, i. e., measuring women's own employment situation, women display greater downward mobility than men in absolute terms, even though no gender differences would have been observed in relative terms. Since the individual approach revealed this significant disparity, many more studies have utilized the individual approach. As a result, women's social mobility has been more systematically analysed, and international research has demonstrated that women display more social fluidity than men (Breen and Jonsson 2005, 236).

In an attempt to explain these new findings, Breen (1997, see also Breen and Luijkx 2004a, and Breen and Jonsson 2007) proposes a theoretical model of social fluidity. He maintains that changes in social fluidity can come through two fundamental mechanisms: change in class returns to assets and/or in transmissibility of assets. By assets, the author means material, cultural or genetic resources. For instance, in the case of the educational asset, class return can decrease if education

becomes less important in the labour market, while class transmissibility can decrease when education depends less on social origin (for example, after it undergoes school reforms).

According to some authors (Breen and Jonsson 2005; Breen and Jonsson 2007), a large part of differentials in outcomes between the constant flux thesis and most recent research are mainly due to technical reasons. The data used in the latter involve longer observation time periods because more cross sectional data are available and account for a larger sample size, which allows for more robustness in the models estimated. Authors also made an increasing use of dynamic modeling techniques designed to test change (Breen and Jonsson 2005, 236). Furthermore, while former research focused on assessing change by adopting a period approach, some recent research suggests that change is more likely to be driven by a process of cohort replacement rather than through period change, which would explain why former research failed to detect change (Breen and Jonsson 2007, 1805). Lastly, the majority of data collected now include women, whereas previous survey samples were often confined to men (Breen and Jonsson 2005, 235).

In the case of Switzerland, empirical evidence is also rather conflicted. While most research corroborates the constant flux thesis, one on a wider time scale suggests a weakening in inequality of opportunity. In terms of inequality in educational attainment, research demonstrates the considerable impact of social origin. The contribution of Buchmann and Charles (1993) on educational inequality found no evidence for a substantial weakening of social origin on educational opportunity between two Swiss-German cohorts born in 1950 and 1960. Further research has pointed out the persistence of a strong effect of social origin at specific levels. This is the case during the transition from the primary education level to the secondary education level (Meyer 2009) and to the upper secondary level (Hupka-Brunner et al. 2010), but also at tertiary levels (Buchmann et al. 2007).

Currently, the literature gives competing views on change in social mobility in Switzerland. On the one hand, two empirical studies observed that it remained constant over time whereas another found that it increased. Firstly, the study by Levy et al. (1997a; 1997b) tests whether social mobility rates fluctuated congruently with economic growth and economic recession (i. e., upwardly and downwardly, respectively). Although they drew their main outcomes only from generations within one cross-section, their outcomes demonstrate that effects of contextual changes are much weaker than expected, substantiating the constant flux thesis. A second study, carried out by Bergman et al. (2002), analyses change in social mobility in the 1990s by comparing the 1991 Levy et al. survey with the first wave of the Swiss Household Panel of 1999. In line with previous research, the authors concluded that despite the economic crisis of the early 1990s, no change was confirmed. Nevertheless, both studies concentrate on a limited temporal frame that might overshadow a substantive trend (Levy, et al. 1997b, 487–488; Bergman et al. 2002, 286).

The third and latest study on Swiss social mobility provides slightly different conclusions. Joye et al. (2003) studied change in social mobility by using a wider time frame than previous research as well as a comparative framework through the implementation of the CASMIN and the ISCO-88³ class schema. Using data from 1975, 1981, 1991 and 1999, the authors ran log-linear models to assess the degree of change in educational and occupational mobility among men. Findings demonstrate that educational and occupational mobility increased over time and over generations when measured with the ISCO-88 class scheme. Nonetheless, when run with the CASMIN class scheme, models converge in the sense of no change.

In sum, although some evidence suggests that the redistribution of resources may have become more egalitarian, meritocratic and socially just, the authors conclude that men's overall intergenerational inheritance of advantage remains powerfully intact in Switzerland (Joye et al. 2003, 287). According to the authors, results are rather ambiguous due to data, coding hazard, model specifications and features of the occupational schemes (Joye et al. 2003, 286).

Although women's degree of social fluidity in Switzerland has not been investigated so far, research has found that they are more disadvantaged, on average, than men in terms of education and social position gained and that they are more likely to experience downward social mobility (Levy et al. 1997a; Levy et al. 1997b).

Given this debate in social stratification research, I test competing hypotheses about change in social mobility in Switzerland under the three following theoretical frameworks: the liberal theory of industrialism, the constant flux thesis and Breen's model of social fluidity.

3 Hypothesis about social mobility in Switzerland

The first and central hypothesis tested in this paper is whether social mobility has increased over time in Switzerland. According to the liberal theory of industrialism, at least absolute social mobility should have increased over time in Switzerland. The considerable shift from the industry to the service sector in the Swiss social structure during the twentieth century would seem to favor such a change. In contrast, the constant flux thesis says that social mobility should have remained at a rather constant level in Switzerland when measured in relative terms. In this sense, this would be in line with most research on the inequality of opportunity in Switzerland. Conversely, Breen's theoretical model of social fluidity propounds that relative social mobility can increase if class returns to assets and/or transmissibility of assets decrease. In the Swiss case, one can expect that the considerable expansion of the Swiss educational system during the twentieth century, although still slight in comparison with educational expansion in other industrialized countries, may

3 ISCO stands for the International Standard Classification of Occupations.

have decreased the transmissibility of education. In fact, a decreasing proportion of young people leave school after compulsory education, and an increasing proportion attend higher education (Levy 2010, 34).

The second hypothesis raises concern as to whether social mobility fluctuated according to the economic context. The liberal theory of industrialism predicts that the increase in social mobility should have been more marked in periods of economic growth than in periods of economic recession, at least in absolute terms, because social mobility increases conjointly with economic growth. Conversely, following Breen's model of social fluidity, the degree of class return to assets is likely to evolve with the economic context. While class return to education might be less important on the labor market during periods of economic growth, it may be more important in periods of economic recessions, due to differentials in job opportunities. As a consequence, equality of opportunity (i. e., relative social mobility) should increase in the former context, whereas it should decrease in the latter. Some Swiss studies demonstrate the effects of such contextual variations. In the case of transitions from school to work, when the labor force expands, the occupational prestige of one's first job is significantly higher (Buchmann and Sacchi 1998, 434). In the case of job opportunity, during times of economic growth job opportunities improve whereas during recessions they deteriorate (Kriesi et al. 2010, 319). In terms of timing, the 1990s constitute a turning point between economic prosperity and economic recession in Switzerland. Indeed, while the effects of the early 1970s oil shock on the Swiss economy were mainly absorbed by the departure of foreign workers who lost their jobs or whose work permits were not renewed (Buchmann et al. 2009, 571), the effects of the crisis of the early 1990s were much more marked because of changes in immigration policy and in employers' and workers' behavior (Flückiger 1998, 392). Not only did Switzerland experience an economic recession of exceptional length, but also the rate of unemployment reached unprecedented levels with a significantly higher increase than in any other European country, although Switzerland's unemployment rate is still one of the lowest among all OECD countries (Flückiger 1998, 369). In contrast, the constant flux thesis expects to observe no variation in social mobility according to the economic context.

The third and last hypothesis to be tested relates to gender differences in social mobility and addresses whether changes in social mobility differ between women and men. In fact, as women's labor force participation grew considerably over time, "increasing its share from little more than a third in 1980 to almost half of total workforce in 2000" (Oesch 2003, 245), gender differences may have decreased or increased in some respects. In fact, although the issue of gender differences has not been phrased in such terms by the liberal theory of industrialism, it is reasonable to expect under this theoretical framework that women's social mobility will increasingly converge with that of men, resulting in an overall increase in women's social mobility, given the rationale of a shift from ascriptive to achievement selection. In

contrast, following Breen's theoretical model, one can argue that through the promotion of policies of equal opportunity between men and women by the Swiss Federal State in the last thirty years (Coradi Vellacott and Wolter 2005), the transmissibility and the class returns to assets may have increased. Indeed, the reduction of gender inequality in educational attainment and in the labor market may generate a perverse effect of a shift from gender inequality to social origin inequality. In this case, women's situation may converge with that of men, but the overall weight of social origin on social opportunities may increase. Conversely, in the constant flux thesis framework, women are more likely to experience downward mobility than men in absolute terms (when adopting the individual approach), but not in relative terms, where social mobility holds constant. This trend would be consistent with a great amount of research that points to the high level of sex segregation in the Swiss labor market (Charles and Buchmann 1994; Flückiger 1998; Kriesi et al. 2010).

Finally, this analysis will adopt a cohort perspective to maximize its chances of discerning social change (Breen and Jonsson 2007).

4 Data, study design and method

To test these hypotheses, I analyze a uniquely compiled dataset by using a collection of twelve Swiss national population sample surveys with detailed occupation codes gathered between 1975 and 2009. The surveys used are the following:⁴ *Attitudes politiques en Suisse*, 1975; *International Social Survey Programme*, 1987; *Les Suisses et leur société*, 1991; *Swiss Household Panel*, 1999; *European Social Survey*, 2002; *Swiss Household Panel*, 2004 (second sample); *European Social Survey*, 2004; *MOSAiCH*, 2005; *European Social Survey*, 2006; *MOSAiCH*, 2007; *European Social Survey*, 2008; and *MOSAiCH*, 2009. These are all the best quality data available in Switzerland which are representative of the national population and contain social origin indicators (i. e., at least the respondent's father's occupation at the age of 15). Of course, as the data are never free from errors, I am aware of the potential bias that multiple cross-sections may induce. It is possible that differences in reliability and validity between the datasets may induce spurious temporal change (Breen and Luijkx 2004b, 40–41). Therefore, to minimize these effects, I applied weights (except for the 1975 and 1987 surveys, where no weighting variable was available). Further, I repeated my analysis using only the *Swiss Household Panel* data (i. e., the dataset with the largest number of observations) and found converging conclusions with those presented below.

4 Data were provided by the Swiss Centre of Expertise in the Social Sciences (FORS) and the Norwegian Social Data Service (NSD) for ESS surveys.

I restrict my analysis to Swiss citizens and residents⁵ aged between 35 and 64 years old at the time of the survey. This allows me to disentangle the potential effects of intragenerational social mobility, such as occupational mobility, as it is relatively rare that people change in social position after the age of about 35 (Erikson and Goldthorpe 1992, 72). On the other hand, it prevents differential mortality between social classes, as people from lower social classes are more likely to die younger than those from upper social classes (Breen et al. 2009, 1481).

In total, the sample size is 16 614 individuals, who were divided into eight distinct birth-cohorts: 1912–1935; 1936–1940; 1941–1945; 1946–1950; 1951–1955; 1956–1960; 1961–1965; and 1966–1974. The birth-cohort approach enables me to capture more change through a wider time-scale than that which most other studies use. Furthermore, as already mentioned, change is more likely to be cohort driven rather than period driven. In this sense, the approach taken in this research provides new insight into changes in social mobility in Switzerland. Table 1 shows the detail of the sample for each survey and each birth-cohort by age. It should be noted that the mean age differs between birth-cohorts, and this variation may affect the results, especially within younger cohorts, which exhibit the smallest variance.

Table 1 Sample detail: surveys by birth-cohort (unweighted data)

	1912	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	Total
	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1974	
1975 Attitudes politiques en Suisse	505	102	30	–	–	–	–	–	637
1987 International social survey	146	85	100	123	42	–	–	–	496
1991 Les Suisses et leur société	169	143	215	243	252	54	–	–	1076
1999 Swiss household panel	99	588	754	932	988	1095	955	–	5411
2002 European social survey	–	93	172	167	178	197	260	111	1178
2004 Swiss household panel	–	57	350	406	478	569	612	438	2910
2004 European social survey	–	28	183	183	153	161	225	187	1120
2005 MOSAiCH	–	–	91	93	108	95	112	103	602
2006 European social survey	–	–	144	135	146	171	187	214	997
2007 MOSAiCH	–	–	52	70	81	96	104	161	564
2008 European social survey	–	–	47	149	121	153	178	283	931
2009 MOSAiCH	–	–	17	98	102	114	122	239	692
Total (n)	919	1096	2155	2599	2649	2705	2755	1736	16614
Age mean	56.0	57.2	56.8	52.7	48.1	44.3	39.9	37.5	47.9
(Age variance)	(46.0)	(58.2)	(34.1)	(31.9)	(24.6)	(14.6)	(11.1)	(4.3)	(71.5)

5 When taking into account only Swiss citizens, the findings converge with the analysis presented below.

To ensure comparability between surveys, I coded social origins and social positions following the European Socio-economic Class schema, or ESeC (Rose and Harrison 2010). This newly created class schema should allow for better comparability between European societies. It is also important to notice that although most comparative social mobility studies have used the CASMIN⁶ class schema, the ESeC schema remains very similar to CASMIN. They are both based on the concept of employment relationship; therefore, I expect that the conclusions of the present research will be comparable with the conclusions of other international research that draws on the CASMIN schema. The ESeC schema was constructed using the ISCO-88 grid and an employment status variable.⁷ For the 1975 and 1987 surveys, I had to recode ISCO codes originally coded following the ISCO-68 grid into the ISCO-88 version. It must be noted that no simple correspondence table between ISCO-68 and ISCO-88 exists, so there are some approximations in the classifications.⁸ Additionally, some surveys contain only approximate information about individual employment status. This was the case most notably in the two oldest surveys, where no employment status information was available for the father's occupation; in addition, there was no status information for the respondent's social position in the 1987 survey. In these cases, I followed the ESeC schema simple syntax.⁹ Furthermore, in the European Social Survey and MOSAiCH datasets, the father's employment status was assessed approximately in the case of self-employed.

In the end, I use the following ESeC schema collapsed on seven levels: 1. Higher salariat; 2. Lower salariat; 3. Intermediate employee; 4. Small employers and self-employed; 5. Lower white-collar; 6. Skilled manual; and 7: Semi-/un skilled. A labor contract employment regulation characterizes lower white-collars, skilled manuals and semi-/un skilled workers, while the higher and lower salariat define managerial professions involved in a service relationship. As the ESeC class schema does not distinguish the self-employed from the small employers, I could not analyze separately their social mobility.

Finally, analyses presented below were computed using the R (R Development Core Team 2010) and LEM (Vermunt 1997) softwares.

5 Results

This section analyses change in intergenerational social mobility over time in Switzerland. As the fundamental analysis of social mobility is based on the relationship

6 The CASMIN class schema is also often called EGP, in regards to Erikson, Goldthorpe and Portocarero, or simply called the Goldthorpe class schema.

7 Syntax available at: <http://www.iser.essex.ac.uk/files/esecc/guide/docs/Appendix6.sps>.

8 Correspondence table available on request from the author.

9 Syntax available at: <http://www.iser.essex.ac.uk/files/esecc/insi/matrices/Euroesecc%20Simple.SPS>.

between social origin and the social position attained, people who never had a job are excluded. Further, due to the lack of comparable information across surveys, I made no distinction between full-time and part-time jobs. In the first part, I focus on the description of changes in the composition of the class structure. In the second part, I show to what extent absolute social mobility changed from one cohort to another. In the third and final part, I analyze change in relative social mobility.

5.1 Changes in the class structure

To understand to what extent changes in the economic context transformed the structure of opportunities in Switzerland, I begin my analysis with a depiction of changes in the class structure across birth-cohorts, first by gender and then by social origin¹⁰.

First of all, the Swiss social structure displays changes that are characteristic of twentieth century Western countries: mainly a decline in the small employers and the self-employed, skilled manual and semi-/un skilled occupations, and a rise in the higher salariat, lower salariat, and intermediate employee occupations.

The higher salariat is certainly the class that exhibits the highest increase (almost 10%) as well as the major changes in regards to gender differences. The gender gap indeed weakened over cohorts, with the stagnation of the number of men in this class from the 1941–45 to the 1961–65 birth-cohorts, and a shift from less than 5% to more than 10% across birth-cohorts among women. This demonstrates that most of the global increase in the higher salariat class can be explained by women's higher opportunities in this class. Yet, this class is still the most sex-segregated of all, with a difference between men and women of more than 10% within each cohort. Therefore, the highest social class still remains profoundly male dominated. What is more, the percentage of men in the higher salariat increases more than 4% among those born after 1965, so it remains to be seen whether the weakening gender difference trend will continue, or whether this difference is an age effect.

One further noticeable fact within the higher salariat class pertains to the big difference between the pre-1936 birth-cohort and the 1936–40 one for men (with an increase from 12% to 24%). Although it is possible to suspect that this particularly marked increase accounts for measurement effect, as the reliability of the oldest cohort is a little lower than others,¹¹ it is nevertheless also possible that this trend accounts for higher opportunities in this class for the 1936–40 birth-cohort. The latter indeed

10 Figures depicting changes in the class structure across birth-cohorts, by gender and by social origin could not be displayed here but are available for consultation on the journal's website in an electronic appendix (See <http://www.sociojournal.ch/index.php?page=archivsuche> and search for 38(2) as Volume).

11 The oldest birth-cohort was indeed constructed mainly from the two oldest surveys which exhibit several measurement issues, such as approximations in the recoding from ISCO-68 to ISCO-88 and the computation of the ESeC class schema in its simple version for reasons of lack of information (except for respondents in the 1975 survey).

entered the labor market at the beginning of the long boom period following the Second World War. Furthermore, this change was not as sudden as it appears on the graph. When looking more deeply into the data, one will find that 6% of men born between 1912 and 1920 held a higher salariat position, around 10% of those born in the 1920s, and 18% of those born between 1931 and 1935.

In contrast to the higher salariat, the sex-segregation within the lower salariat is at its lowest level, since rates for both men and women are virtually similar. It should nevertheless be noticed that while men were on average more numerous in this class than women until the 1940–45 birth-cohort, this trend reversed by the 1946–50 birth-cohort, with the noticeable exception of the 1955–60 birth-cohort, which exhibits comparable percentages.

The female-dominated intermediate employee class increased 5% across cohorts whereas the small employers and self-employed class decreased more than 10%. This important change in the small employers and self-employed class has been more marked for women than for men: 18% of men and women were in this class in the oldest cohort and only 10% of men and 5% of women were in this class in the post-1965 birth-cohort.

Changes also occurred in the lower white collar and the skilled manual classes, which are female and male dominated, respectively. In the former, the percentage of women steadily decreased and men's number remained relatively constant at a very low level, whereas in the latter, the percentage of men declined and women's number stayed at the same level.

Women in the semi/un skilled class exhibit probably the most important change with a collapse from 23% to 11% across birth-cohorts. As a consequence, the gender gap clearly declined in the semi-/un skilled class, demonstrating that women are no longer more likely than men to have a job in the semi-/un skilled class.

I now shift my attention to changes in the class structure by social origin. For reasons of simplicity, social origin was recoded into three main classes: salariat origin (higher salariat and lower salariat); intermediate origin (intermediate employees, small employers and self-employed); and working class origin (lower white collar, skilled manual and semi-/un skilled).

The first look at outcomes suggests that social origin is an important determinant of social position and social reproduction. For instance, the social origin of the higher salariat and the lower salariat is predominantly salariat, while that of the skilled manual and semi-/un skilled is preponderantly intermediate and working class origins.

Within the higher salariat class, the share of those from salariat origin increased constantly across birth-cohorts, which is less the case within the lower salariat. It is nevertheless important to notice that the proportion of those from an intermediate and working class origin also increased across cohorts among both the higher and

lower salariat. Yet, the gap between the salariat origin and the rest of the population remains very high.

One exception is nonetheless displayed in the 1936–40 birth-cohort, in which people of intermediate origin have had more opportunities in the higher salariat than people of other origins. As already observed for men from the same birth-cohort, this observation must be a direct effect of the post-Second World War economic boom.

Among other social classes, the share of the salariat origin is most of the time less important than the share of the intermediate and working class origins, suggesting that there is indeed a marked barrier between salariat social classes and others.

To summarize the broad changes that occurred in the Swiss social structure over cohorts, I computed indexes of dissimilarity between men and women and between salariat and working class origins. This measure reveals how many women (or working class origin) would have to change their social position in order for women and men (or working class and salariat origin) to have the same social position distribution.

From the oldest birth-cohorts to the 1941–45 birth-cohort, differences in the class distribution between men and women were reinforced 10%, mainly because men of these birth-cohorts enjoyed higher opportunities in the higher salariat. In contrast, the trend reversed in the subsequent cohorts. Constantly decreasing across the cohorts, the index of dissimilarity shows that women's situation globally improved over time. Despite this converging trend, there still remains more than a 20% dissimilarity between men and women's social position distribution, which they would have to bridge before they reach gender equality in social positions. The picture grows even less encouraging when it comes to differences between the salariat and the working class origin. While there seems to have been a diminution of differences between the 1936–40 and 1941–45 birth-cohorts, no real change happened in the following birth-cohorts, with an index of dissimilarity stabilizing at around 28%.

Thus, to what extent are the changes observed in the class structure likely to have influenced social mobility chances?

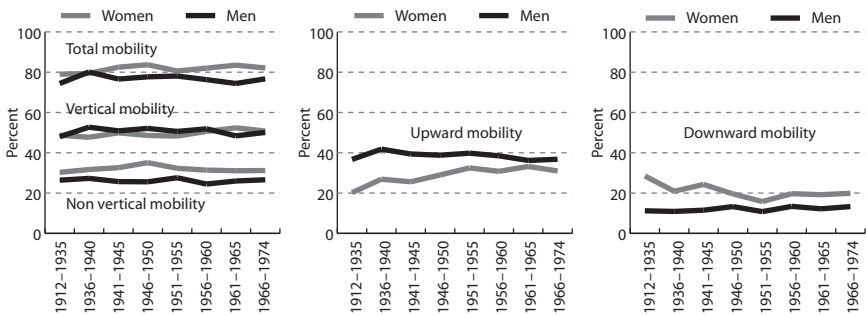
5.2 Trends in absolute social mobility

Absolute social mobility is a measure of observed mobility, as it refers to mobility that can be calculated directly from a mobility table. For example, to measure the percentage of immobility in a mobility table that cross-classifies social origin and social position, researchers sum the percentage of cases that fall on the main diagonal of the table.

Figure 1 shows how mobility rates have changed across birth-cohorts for men and women aged 35–64. These rates were calculated following Erikson and Goldthorpe's (1992, 195) framework to ensure as much comparability as possible

with international research. The total mobility rate is the percentage of cases that do not fall on the main diagonal of the mobility table. This rate is the proportion of people located in a class different than that of their father. Of course, this measure is sensitive to the number of classes identified, but with a seven-class schema like CASMIN, this rate usually ranges between 60 and 70 percent of individuals (Breen 2004b, 17) in industrialized countries. This rate can be decomposed into the following rates.¹² The vertical mobility rate is a measure of long-range mobility whereas non-vertical mobility is a measure of short-range mobility. Upward and downward rates are themselves a decomposition of vertical mobility; they respectively designate mobility movements up and down the main diagonal (i. e., ascending and descending mobility).

Figure 1 Decomposition of absolute social mobility for men and women aged 35–64 by birth-cohort in percentages



First of all, Figure 1 shows the noteworthy trend that most rates prove to be very stable over cohorts, suggesting that the level of social mobility in Switzerland remained quite constant over time, at least in absolute terms.

Gender differences in total mobility are small, although women demonstrate a slightly higher level of mobility than do men, a difference that can mainly be imputed to gender differentials in the social structure between fathers and daughters. Further gender contrasts exist between vertical and non-vertical rates. The latter exhibit a

12 Following Erikson and Goldthorpe’s framework (Erikson and Goldthorpe 1992, 45; Breen 2004b, 17–18), these rates were computed using a collapsed version of the ESeC class schema. This grouping into three-levels is as follows. For comparison with the authors’ original frameworks that use the CASMIN class schema, I show its equivalent between brackets: 1. Classes 1 and 2 (I + II); 2. Classes 3, 4, 5 and 6 (III, IVab, IVc and V+VI); 3. Class 7 (VIIa and VIIb). Vertical mobility designates cases that do not fall on the main diagonal of the collapsed class schema version, whereas non-vertical mobility accounts for the difference between total mobility and vertical mobility.

higher gender gap than the former, indicating that the higher level of total mobility rate observed for women results only in higher short-range mobility.

The rates of upward and downward mobility show that highest variations occurred among women. Their rate of upward mobility and downward mobility respectively increased and decreased more than 10% over cohorts. Specifically, variations in upward rates stabilized during the 1951–55 birth-cohort, whereas downward rates increased slightly among the subsequent cohorts. This suggests that in comparison with the 1951–1955 birth-cohort, women of the following cohorts have suffered slightly higher downward social mobility. With respect to men, younger cohorts have had little less social opportunities than those of older cohorts, as upward mobility decreased slightly and downward mobility increased slightly for younger men. Finally, it is noticeable that men and women's opportunities in terms of upward and downward social mobility tend to converge from the 1951–55 birth-cohort onward, although men are still more upwardly mobile than women and women more downwardly mobile than men.

One striking fact regarding absolute rates of social mobility presented in Figure 1 is that total mobility rates are on average higher than those traditionally found in other social mobility research for both men and women. Indeed, they range here from around 75% to 85%, whereas they usually lie between 60% and 70% within the CASMIN schema, as mentioned above. In order to assess to what extent this difference is substantial rather than merely a class schema measurement effect, I compared the mean for each rate of the present outcomes with that of the data of the Swiss Household Panel 1999 (the biggest sample size dataset) that I computed with the ESeC schema and with the CASMIN schema. Furthermore, I calculated the mean rates for Europe in order to outline a comparative dimension of Switzerland's absolute social mobility.

The outcomes displayed in Table 2 indeed reveal some classification effects. Rates computed with the ESeC class schema tend in fact to overestimate the degree of total mobility, particularly for men: 77% with the ESeC schema (both all datasets and SHP99 data) versus 67% with the CASMIN schema (SHP99 data). The examination of other rates indicates that the dispersion between classifications is the highest for non-vertical mobility.

With these measurement effects controlled, substantial trends can be drawn. Interestingly, Swiss men exhibit on average higher upward mobility and lower downward mobility than European men (39% versus 31% of upward mobility and 12% versus 17% of downward mobility for Swiss and European men, respectively), suggesting that the structure of opportunities has been better for the former than for the latter. In contrast, Swiss women's rates of downward mobility seem to be a little higher than those of European women (21% versus 19%), but when controlling for Swiss citizenship (not shown here), it appears that Swiss women experience similar rates of downward mobility as European women, whereas immigrant women

Table 2 Comparison between Switzerland and Europe of average absolute mobility for men and women, controlling for classification effects with the Swiss Household Panel 1999 data

	Men				Women			
	Switzerland		Europe		Switzerland		Europe	
	ESeC 12DS	ESeC Shp99	Casmin Shp99	Casmin	ESeC 12DS	ESeC Shp99	Casmin Shp99	Casmin
Total mobility	76.8	76.5	66.6	67.0	81.6	78.8	77.3	74.3
Vertical mobility	50.6	52.7	54.5	48.4	49.6	46.0	54.2	50.5
Non-vertical mobility	26.2	23.8	12.1	18.5	32.0	32.8	23.1	23.8
Upward mobility	38.5	40.5	42.3	31.3	28.6	24.2	31.9	31.3
Downward mobility	12.1	12.2	12.2	17.1	21.0	21.8	22.3	19.2

Note: 12DS = all 12 datasets; Shp99 = Swiss Household Panel 1999 data; Rates for Europe were computed from tables 3.6 and 3.17 shown in Breen and Luijckx (2004b) and correspond to average rates for the period between 1970s and 1990s (Pp. 48, 66). Countries covered are Britain, France, Germany (West-), Hungary, Ireland, Israel, Italy, the Netherlands, Norway, Poland and Sweden.

experience much more downward mobility (on average 30%). This observation shows that the experience of migration for women tends to come at the price of lost social position. Yet, these observations are based on means that are nowhere near adequate enough to describe real trends.

Now, how many of these variations result from intrinsic change rather than pure structural change? The analysis of relative rates of mobility will disentangle the structural effects from the net effects.

5.3 Trends in relative social mobility

In contrast to absolute social mobility, relative social mobility shows a given society's degree of openness. Relative social mobility measures one person's chances of access to a given social position in comparison with people from different social positions. In other words, "it tells us something about the advantages and disadvantages associated with being born into one class rather than another" (Breen 2004b, 20). Concretely, through the use of the odds ratio, a statistic that has the property of being independent of the marginal distribution, the measure of relative social mobility has the ambition of capturing intrinsic changes in social mobility, which is net of structural changes.

To measure relative social mobility, I apply the classical log-linear models approach to the men and women's mobility table. Based on inferential statistics, the baseline idea of log-linear models is to adjust a model so that the deviance between expected frequencies tested under a certain hypothesis and observed frequencies is not statistically significant (Hout 1983, 14). In the present analysis, I test the

following three models, where O stands for social origin, D for social destination and C for birth-cohort:

$$\log(m_{odc}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_d^D + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{dc}^{DC} \tag{1}$$

Equation 1 shows the first model, which is named the conditional independence model (Cond Ind). This is the baseline model. It makes the assumption that social origin and social destination are independent within each cohort (i. e., that equality of opportunity over birth-cohorts stands in the Swiss society).

$$\log(m_{odc}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_d^D + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{dc}^{DC} + \lambda_{od}^{OD} \tag{2}$$

Conversely, the second model applied (Equation 2) is called the constant social fluidity model (CnSF), and assumes that the association between social origin and social destination has remained constant across birth-cohorts (i. e., that inequality of opportunity did not change).

$$\log(m_{odc}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_d^D + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{dc}^{DC} + \beta_c \psi_{od} \tag{3}$$

The third and last model tested is shown in Equation 3 and is known as either the uniform difference model (Unidiff), or the log-multiplicative layer effect model (Erikson and Goldthorpe 1992; Xie 1992). This model, which tests for substantial change in the strength of the association between origin and destination over cohorts,

Table 3 Results of fitting the log-linear models to the eight cohorts mobility tables (men and women aged 35–64 who are currently employed or are unemployed having had a job)

Model	Df	Men (n=5 919)			Women (n=5 428)		
		G2	P	BIC	G2	P	BIC
1. Cond Ind	288	1 092.8	0.0000	-1 408.7	793.7	0.0000	-1 682.9
2. CnSF	252	309.8	0.0075	-1 879.0	328.6	0.0008	-1 838.5
3. Unidiff	245	302.5	0.0072	-1 825.5	324.8	0.0005	-1 782.0

Notes: Cond Ind=conditional independence model; CnSF=constant social fluidity model; Unidiff=uniform difference model. Df=degree of freedom, G2=deviance, P=p-value, BIC=Bayesian information criterion.

is very powerful for detecting a dominant trend in the data. In other words, if this model fits, it accounts for a change over birth-cohorts.

In addition to classical model comparison, I use the BIC statistic for model selection, because this statistic combines both parsimony and goodness of fit (Raftery 1986; Raftery 1995). The more negative the BIC value, the more the model is preferred.

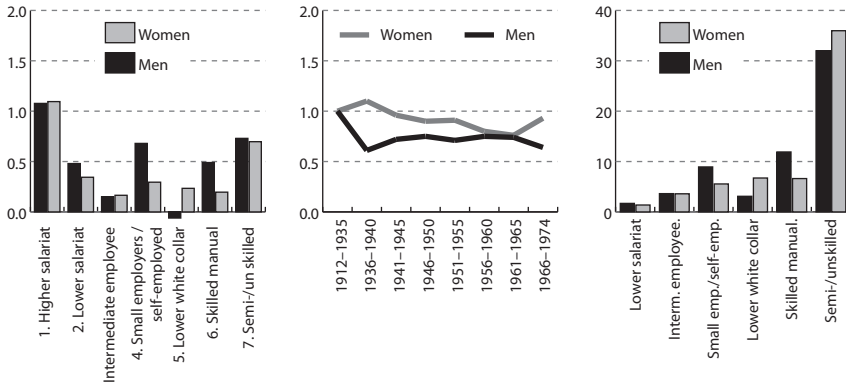
The results of models fitted are displayed in Table 3 and indicate that for both men and women, the constant social fluidity model should be preferred. The

BIC statistic has the most negative value for both sexes in this model. Alongside this value, the Unidiff model does not provide a significant improvement over the CnSF model in either case, with a loss of seven degrees of freedom (df). In other words, among the cohorts considered, the strength of the association between social origin and social destination has remained constant; no major change has occurred to an individual's chance of successfully achieving a given social position relative to another.

Figure 2 provides the parameter details for the two models tested. The graph on the left shows the λ parameter value for the origin-destination diagonal cells of the CnSF model, and it discerns which classes have the highest level of social reproduction. Without surprise, the highest level of social status inheritance is in the higher salariat and in the semi-/un skilled class, for both men and women. The inheritance is also high for men in small employers and the self-employed class for obvious reasons of the transmissibility of the family business from father to son. Finally, the intermediate employee class appears to have the lowest level of inheritance for both men and women, suggesting that this class is the most fluid. It is also noteworthy that men from the lower white-collar class have a negative value of social inheritance; this means that men born into this class are disproportionately likely to vacate it.

The graph in the middle of Figure 2 displays the β parameters of the Unidiff model that illustrate the direction of change over cohorts that are implied by the fitted Unidiff model. Although some shifts in social fluidity must be recognized over cohorts, they do not imply substantial increases or decreases in overall fluidity. For men, parameters indicate that inequality of opportunity remained stable from the 1941–1945 birth-cohort to the 1966–1974 one. However, between the 1912–1935 and the 1936–1940 cohort, the parameters display a very strong increase in social fluidity, with a fall from 1 to 0.61. Although this increase in social fluidity is consistent with the trend of increasing opportunities within the higher salariat from the pre-1936 birth-cohort to the 1936–1940 one, this impressive difference may account to some extent for measurement effect. I have indeed already pointed in the analysis of changes in the class structure that the measurement quality of the oldest birth-cohort should be a little less reliable than others. More than 70% of it was indeed constructed from the two oldest data sets (1975 and 1987) for which the recoding from ISCO-68 to ISCO-88 was approximated and the ESeC class schema was computed in its simple version for reasons of lack of information (except for respondents in the 1975 survey). To my view, the ISCO recodification should not be the main issue, as this effect has never been underlined in comparative research. The simple computation of ESeC probably accounts to some extent for this difference: such an effect can, in fact, be suspected when models are run using the simple version of the ESeC class schema for all data with a drop in parameters between the oldest and the 1936–40 birth-cohorts from 1 to 0.88. But one must

Figure 2 Parameters detail of log-linear models fitted: CnSF model diagonal parameters (left), Unidiff model beta parameters (middle), and odds ratio computed from the origin-destination parameters of the CnSF model; higher salariat versus other classes (right)



Note: CnSF = conditional independence model; Unidiff = uniform difference model.

bear in mind that the oldest birth-cohort is very heterogeneous and includes people born between 1912 and 1935, so this change may have been substantial but not as sudden as it looks. Unfortunately, the too small sample size within the oldest cohort does not allow me to test this hypothesis any further with log-linear models. In contrast to men, women’s parameters reveal an overall trend towards increasing social fluidity.

In order to show how much life chances are conditioned by social origin, the graph on the right of Figure 2 displays some odds-ratios computed from the origin-destination parameters obtained from the CnSF model. They indicate, for instance, that the chances of accessing a social position in the higher salariat rather than among the intermediate employees are around 3.6 times higher for both men and women who have a father from the higher salariat than for men and women who have a father from the intermediate employee. In the same vein, men and women who were born in the higher salariat class rather than in the semi-/un skilled class are respectively 32 times and 36 times more likely to attain a social position in the higher salariat class rather than in the semi-/un skilled class.

6 Discussion and conclusion

To sum up, the present findings do not lend support to the liberal theory of industrialism, which predicts an increase in social mobility over birth-cohorts, as well as

Breen's model of a decrease in the transmissibility and/or class return to assets in Switzerland. Although the Swiss social structure underwent an upward shift with a decrease of the proportion of people in the lowest social classes and an increase of those in higher rank positions, both measures of absolute and relative social mobility support the trend of no change (i. e., the constant flux thesis). In fact, not only do the rates of absolute social mobility remain steady over time, but the log-linear model estimates also clearly favor the model of constant social fluidity. Therefore, it seems that in Switzerland, both upward directed changes in the social structure and the overall expansion of the educational system did not result in a substantial reduction in the inequality of opportunity.

Additionally, too little evidence was found regarding the impact of economic variations on social mobility. Although the period of the *long boom* seem to have resulted in higher opportunities in the higher salariat class for men and for the intermediate class born between 1936 and 1945, no further contextual effect was observed in subsequent cohorts. The slight decrease in upward mobility and slight increase in downward mobility observed for younger men are not substantial enough to reach the conclusion that Switzerland's economic context generated significant effects. Moreover, the β parameters of the Unidiff model corroborate the idea of the stability of inequality of opportunity over time for men, although men from the 1936–40 birth-cohort seem to have enjoyed particularly higher opportunities.

The 1936–40 birth-cohort is indeed the only one that contextual effects seem to really have impacted. I mentioned in the analysis that important changes observed between the oldest birth-cohort and the 1936–40 one might be a little overestimated, as the level of reliability within the oldest birth-cohort is a little lower than others. Yet, there are also reasons to suspect that this change was indeed rather important. In the post-Second World War context, Switzerland enjoyed a particularly enviable situation, having preserved intact its industry, whereas the industry in the rest of Europe had been largely destroyed. As Switzerland's industry was a central actor in Europe's reconstruction, it is possible to suspect that the number of opportunities in higher salariat positions greatly and rapidly increased in that period, which particularly benefited men overall as well as anyone of intermediate origin born in the 1936–40 birth-cohort.

Globally, the greatest changes occurred among women. In spite of the fact that the Swiss social structure is still highly sex segregated, women's situation has improved globally over time. Women from recent birth-cohorts indeed enjoyed greater upward social mobility and lower downward social mobility than women of older birth-cohorts, resulting in an increasing convergence with men's situation in terms of absolute social mobility chances. Yet, in relative terms, changes that this study has observed have not been substantial enough to reveal a decreasing trend in inequality of opportunity in Switzerland. Of course, these observations apply only to working women. In this respect, there are good reasons to suspect some

selection bias in the social composition of the oldest birth-cohorts of women, as for these women, being a housewife was the social norm. As a consequence, working women were more likely to be located in low qualified occupations, while men held highest social positions. I should also emphasize that outcomes for women would certainly have been different if I could have distinguished between full-time and part-time employment. It is, in fact, probable that women in full-time employment would enjoy greater upward social mobility whereas those in part-time employment would be more likely to experience downward mobility.

Finally, the results of the present research are consistent with previous studies on social mobility in Switzerland that focused on smaller time frame. They coincide particularly with those of Levy et al. (1997a; 1997b) and Bergman et al. (2002), who had found no effects of contextual changes on social mobility. In this respect, I can now maintain, on the basis of the present research, that substantive change was not overshadowed by the limited time frame that the authors used. Instead, there seems to be no substantial change in social mobility in Switzerland. Furthermore, the present outcomes also converge partially with those from the analysis of Joye et al. (2003) on Swiss men's social fluidity, at least with the CASMIN schema.

From a comparative perspective, this research also tentatively highlights a difference in the level of upwards and downwards rates of social mobility between Switzerland and European countries, with Swiss men tending to be more upwardly mobile and less downwardly mobile than European men on average. This research further underlines that women's situation does not seem to diverge substantially from that of European women when controlling for Swiss citizenship, whereas women who immigrated to Switzerland tend to have experienced much more downward mobility than Swiss women on average. The experience of migration for women seems to come at the price of a loss of social position in Switzerland.

In contrast, the non-changing trend observed in social fluidity in Switzerland is inconsistent with the argument stating that research using longer observation time periods, a larger sample size and adopting a cohort perspective is more likely to detect change. Indeed, the present research demonstrates the clear-cut result of non-substantial change in social fluidity in Switzerland despite a robust research design.

In sum, the constant flux thesis provides a good description of the evolution of social mobility in Switzerland. It remains to be seen whether particular institutional settings could account for the strong persistence of inequality of opportunity in Switzerland.

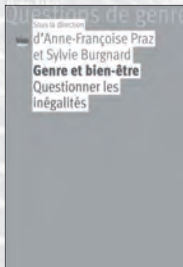
7 References

- Acker, Joan. 1973. Women and Social Stratification: A Case of Intellectual Sexism. *American Journal of Sociology* 78(4): 936–945.
- Bergman, Manfred Max, Dominique Joye, and Beat Fux. 2002. Social Change, Mobility and Inequality in Switzerland in the 1990s. *Swiss Journal of Sociology* 28(2): 261–295.
- Blau, Peter, and Otis Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Breen, Richard. 1997. Inequality, Economic Growth and Social Mobility. *The British Journal of Sociology* 48(3): 429–449.
- Breen, Richard (Eds.). 2004a. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard. 2004b. Statistical Methods of Mobility Research. Pp. 17–35 in Richard Breen (Ed.), *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard, and Jan O. Jonsson. 2005. Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology* 31(1): 223–243.
- Breen, Richard, and Jan O. Jonsson. 2007. Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden. *The American Journal of Sociology* 112(6): 1775–1810.
- Breen, Richard, and Ruud Luijkx. 2004a. Conclusions. Pp. 383–410 in Richard Breen (Ed.), *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard, and Ruud Luijkx. 2004b. Social Mobility in Europe between 1970 and 2000. Pp. 37–75 in Richard Breen (Ed.), *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Müller, and 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, and 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, and Maria Charles. 1993. The Lifelong Shadow: Social Origins and Educational Opportunities in Switzerland. Pp. 177–192 in Yossi Shavit, and Hans-Peter Blossfeld (Eds.), *Persistent Inequalities. Changing Educational Stratification in Thirteen Countries*. Boulder, CO: West View Press.
- Buchmann, Marlis, Irene Kriesi, and Stefan Sacchi. 2009. Labour Market, Job Opportunities, and Transitions to Self-employment: Evidence from Switzerland from the Mid 1960s to the Late 1980s. *European Sociological Review* 25(5): 569–583.
- Buchmann, Marlis, and Stefan Sacchi. 1998. The Transition from School to Work in Switzerland. Do characteristics of the Educational System and Class Barriers Matter? Pp. 407–442 in Yossi Shavit, and Walter Müller (Eds.), *From School to Work. A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupation Destinations*. Oxford: Clarendon Press.
- Buchmann, Marlis, Stefan Sacchi, Markus Lamprecht, and Hanspeter Stamm. 2007. Switzerland: Tertiary Education Expansion and Social Inequality. Pp. 321–348 in Yossi Shavit, Richard Arum, and Adam Gamoran (Eds.), *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*. Stanford: Stanford University Press.
- Charles, Maria, and Marlis Buchmann. 1994. Assessing Micro-level Explanations of Occupational Sex Segregation: Human-Capital Development and Labor Market Opportunities in Switzerland. *Swiss Journal of Sociology* 20(3): 595–620.
- Coradi Vellacott, Maja, and Stefan Wolter. 2005. *L'Égalité des Chances dans le Système Éducatif Suisse*. Aarau: Centre suisse de coordination pour la recherche en éducation.

- DiPrete, Thomas, and David Grusky. 1990. Structure and Trend in the Process of Stratification for American Men and Women. *American Journal of Sociology* 96(1): 107–143.
- Erikson, Robert, and John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Featherman, David L., F. Lancaster Jones, and Robert M. Hauser. 1975. Assumptions of Social Mobility Research in the United States. *Social Science Research* 4(4): 329–360.
- Flückiger, Yves. 1998. The Labour Market in Switzerland: The End of a Special Case? *International Journal of Manpower* 19(6): 369–395.
- Ganzeboom, Harry, Ruud Luijkx, and Donald Treiman. 1989. Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective. *Research in Social Stratification and Mobility* 8: 3–84.
- Hout, Michael. 1983. *Mobility Tables*. Newbury Park: Sage.
- Hout, Michael, and Thomas A DiPrete. 2006. What We Have Learned: RC28's Contributions to Knowledge about Social Stratification. *Research in Social Stratification and Mobility* 24(1): 1–20.
- Hupka-Brunner, Sandra, Stefan Sacchi, and Barbara E. Stalder. 2010. Social Origin and Access to Upper Secondary Education in Switzerland: A Comparison of Company-based Apprenticeship and Exclusively Schoolbased Programmes. *Swiss Journal of Sociology* 36(1): 11–31.
- Jonsson, Jan O., and Colin Mills. 1993. Social Mobility in the 1970s and 1980s: A Study of Men and Women in England and Sweden. *European Sociological Review* 9: 229–248.
- Joye, Dominique, Manfred Max Bergman, and Paul Lambert. 2003. Intergenerational Educational and Social Mobility in Switzerland. *Swiss Journal of Sociology* 29(2): 263–291.
- Kerr, Clark, John Dunlop, Frederick Harbison, and Charles Myers. 1960. *Industrialism and Industrial Man*. Cambridge: Harvard University Press.
- Kriesi, Irene, Marlis Buchmann, and Stefan Sacchi. 2010. Variation in Job Opportunities for Men and Women in the Swiss Labor Market 1962–1989. *Research in Social Stratification and Mobility* 28(3): 309–323.
- Levy, René. 2010. *La structure sociale de la Suisse*. Lausanne: Presses polytechniques et universitaires romandes.
- Levy, René, Dominique Joye, Olivier Guye, and Vincent Kaufmann. 1997a. *Tous Égaux?: De la stratification aux représentations*. Zurich: Seismo.
- Levy, René, Dominique Joye, and Vincent Kaufmann. 1997b. Changement structurel et mobilité sociale en Suisse. *Swiss Journal of Sociology* 23(3): 463–490.
- Meyer, Thomas. 2009. On ne prête qu'aux riches: L'inégalité des chances devant le système de formation en Suisse. Pp. 60–81 in Christian Suter, Silvia Perrenoud, René Levy, Ursina Kuhn, Dominique Joye, Pascale Gazareth (Eds.), *Rapport Social 2008. La Suisse Mesurée et Comparée*. Zurich: Seismo.
- Oesch, Daniel. 2003. Labour Market Trends and the Goldthorpe Class Schema: A Conceptual Reassessment. *Swiss Journal of Sociology* 29(2): 241–262.
- Parsons, Talcott. 1960. *Structure and Process in Modern Societies*. Glencoe: Free press.
- Pollak, Reinhard, Gunnar Orte, Stefani Scherer, and Markus Gangl. 2007. Introduction: From Origin to Destination. Pp. 9–34 in Stefani Scherer, Reinhard Pollack, Gunnar Orte, and Markus Gangl (Eds.), *From Origin to Destination. Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Chicago: The University of Chicago press.
- R Development Core Team. 2010. *R: A Language and Environment for Statistical Computing. Reference Index*. Version 2.11.1 (2010-05-31). Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, <http://www.R-project.org> > manuals (01.06.2010).
- Raftery, Adrian E. 1986. Choosing Models for Cross-Classifications. *American Sociological Review* 51(1): 145–146.

- Raftery, Adrian E. 1995. Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology* 25: 111–163.
- Rose, David, and Eric Harrison (Eds.). 2010. *Social Class in Europe: An Introduction to the European Socio-economic Classification*. Oxon: Routledge.
- Treiman, Donald J. 1970. Industrialization and Social Stratification. *Sociological Inquiry* 40(2): 207–234.
- Vallet, Louis-André. 1999. Quarante années de mobilité sociale en France: L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents. *Revue française de sociologie* 40(1): 5–64.
- Vallet, Louis-André. 2004. Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and Its Explanation: An Analysis following the CASMIN Approach. Pp. 115–148 in Richard Breen (Ed.), *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Vermunt, Jeroen K. 1997. LEM 1.0: *A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tillburg: Tillburg University.
- Xie, Yu. 1992. The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Sociological Review* 57(3): 380–395.

Questions de genre



Sous la direction
d'Anne-Françoise Praz et Sylvie Burgnard

Genre et bien-être

Questionner les inégalités

2011, 228 p., ISBN 978-2-88351-051-7, SFr. 38.—/Euro 26.—

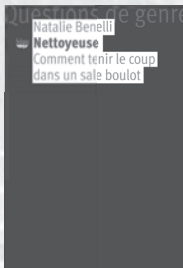


Fabienne Malbois

Déplier le genre

Enquête épistémologique sur le féminisme antinaturaliste

2011, 224 p., ISBN 978-2-88351-047-0, SFr. 39.—/Euro 26.50



Natalie Benelli

Nettoyeuse

Comment tenir le coup dans un sale boulot

2011, 220 p., ISBN 978-2-88351-048-7, SFr. 32.—/Euro 21.50



Sous la direction de
Farinaz Fassa et Sabine Kradolfer

Le plafond de fer de l'université

Femmes et carrières

2010, 244 p., ISBN 978-2-88351-046-3, SFr. 38.—/Euro 26.—

www.editions-seismo.ch/info@editions-seismo.ch

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 Luijckx 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 Tertiärisierung würden vermehrt qualifizierte Arbeitskräfte nachgefragt, was eine steigende Bildungsnachfrage in der Bevölkerung nach sich ziehe. Andererseits trete ein Mentalitätswandel 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	<i>Frauen:</i> Zunehmender Effekt der Bildung der Väter; konstanter Effekt des Prestiges des Vaters; Zunahme erklärter Varianz. <i>Männer:</i> Zunehmender Effekt der Bildung der Väter; abnehmender Effekt des Prestiges des Vaters; Abnahme erklärter Varianz. <i>Hinweis:</i> 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	<i>Bildung:</i> Tendenzielle Zunahme der Mobilität (Ausnahme SHP 99) <i>Klasse:</i> ältere Kohorte: zuerst Ab-, dann Zunahme der Mobilität; jüngere Kohorte: zuerst Zu-, dann Abnahme der Mobilität <i>ISCO-Hauptgruppen:</i> 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	<i>Bildung Vater:</i> Zunahme der Mobilität <i>Bildung Mutter:</i> Abnahme der Mobilität <i>Klasse (SSPC) Eltern:</i> 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 Luijckx (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, andererseits 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 beeinträchtigt 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

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

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 definierte 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 Zunahme der Elternvariablen bezieht (d. h. wir vergleichen ein volles Modell mit allen Variablen mit einem Nullmodell, das nur die Survey-Dummies enthält⁸), berechnen wir in diesen Analysen also quasi ein «partielles» McFadden-R-Quadrat.

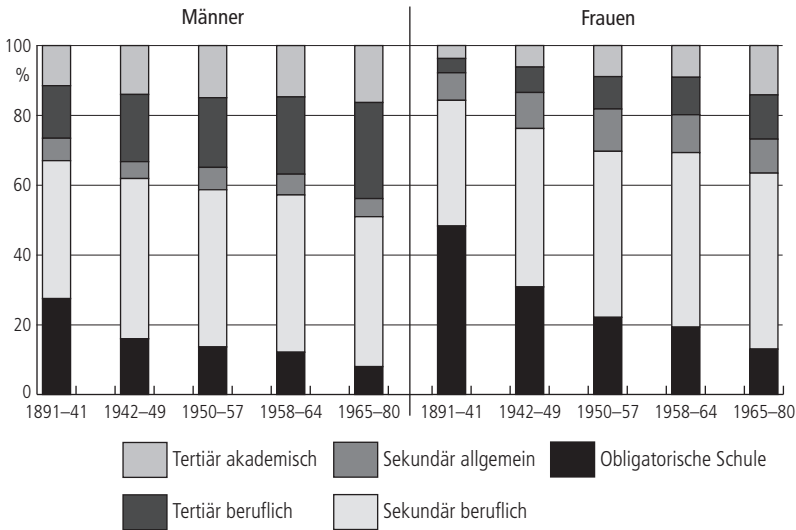
Unser PRE-Mass hat im Vergleich zwischen den Kohorten eine klare Interpretation. Eine Abnahme von PRE über die Zeit bedeutet, dass der Einfluss der sozialen Herkunft ab- bzw. die intergenerationale Mobilität zugenommen hat; eine Zunahme von PRE spricht für eine Stärkung sozialer Schliessungsprozesse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

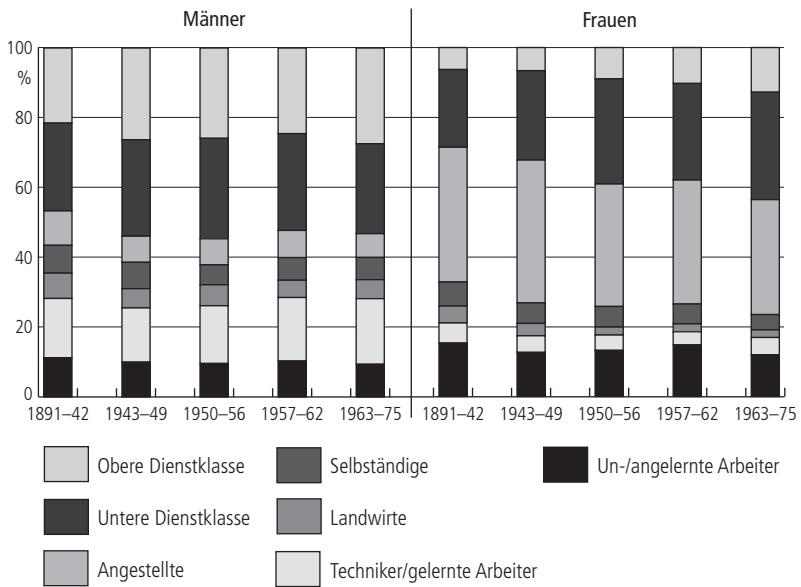
Abbildung 1 Entwicklung der Bildungsverteilung nach Geburtskohorte



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

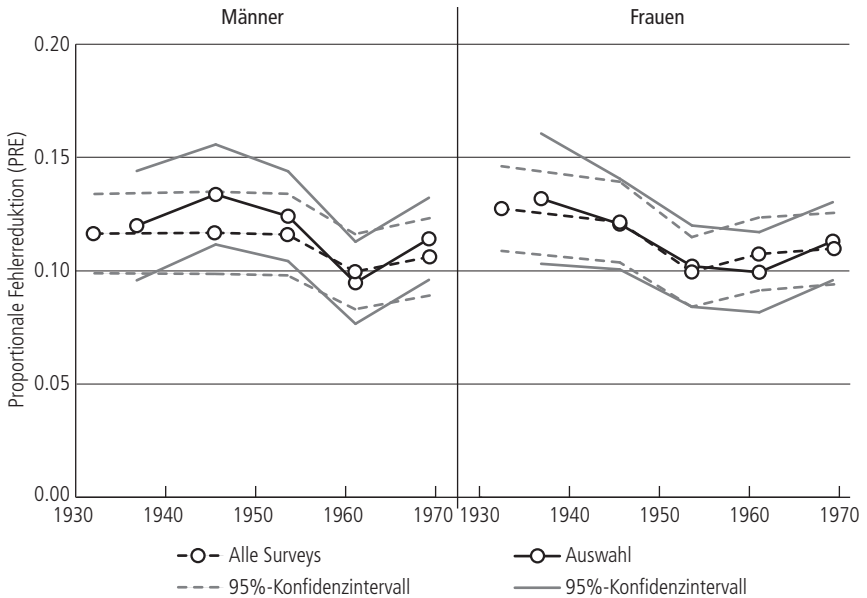
Weiterhin berichten wir unsere Resultate in zwei Varianten: einmal berechnet aufgrund aller verfügbarer Daten und einmal aufgrund einer reduzierten Auswahl an Surveys. Die Daten sind zwischen den Surveys nicht immer vollständig vergleichbar, da zum Teil einzelne Variablen fehlen oder bei der Codierung gewisse Abstriche gemacht werden mussten. Weiterhin sind auch die Stichproben der Surveys unterschiedlicher Qualität. Unsere Kernausswahl 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 Linie): 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 Trendtest¹⁰ über den ganzen Zeitraum liefert einen zweiseitigen¹¹ 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 berücksichtigt.

- 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

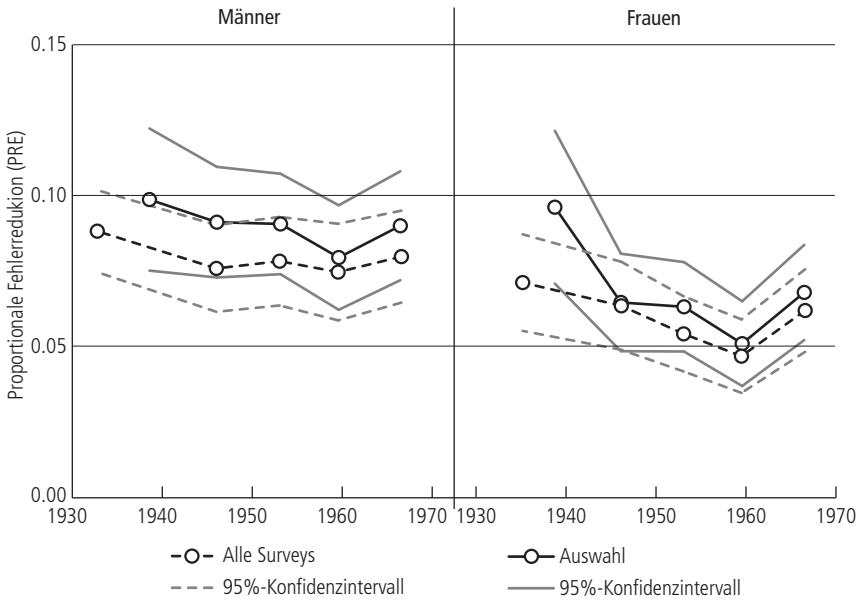


zwischenzeitlichen Zunahme der Mobilität für die Ende der 50er- und in der ersten Hälfte der 60er-Jahre Geborenen (d. h. für die heute rund 50-Jährigen).

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.

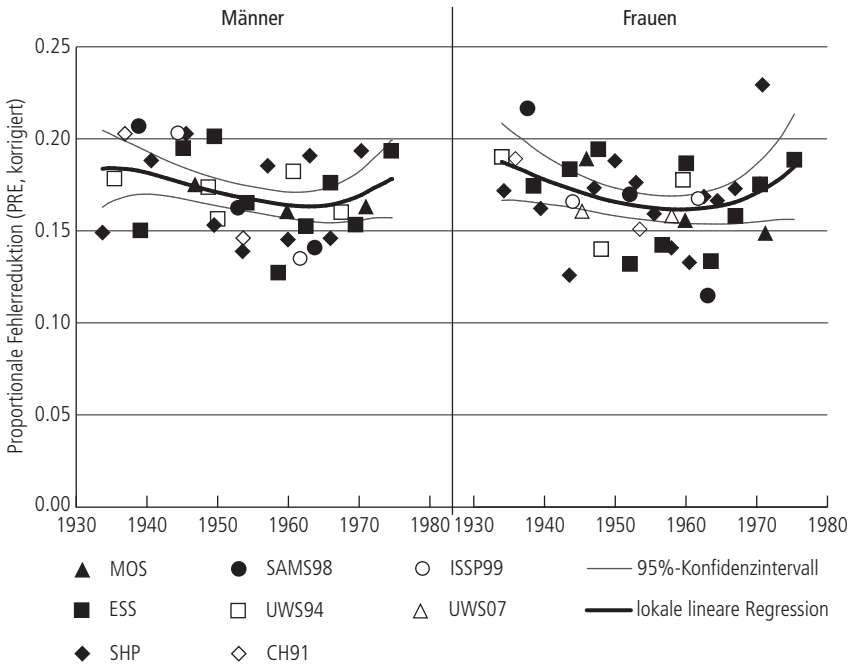
Veränderungen zusammenhängen. Beispielsweise können die einzelnen Surveys mit mehr oder weniger Messfehlern und -ungenauigkeiten behaftet sein, was den geschätzten Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und erreichtem Status beeinflusst: Messungenauigkeiten führen bekanntlich zu Rauschen in den Daten, 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

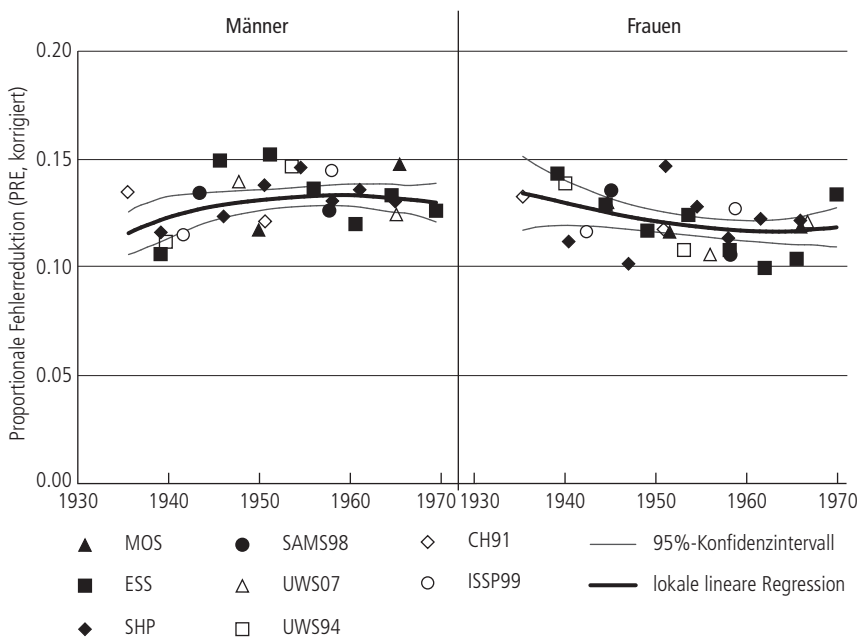


für ein quadratisches Modell; bei den Männern beträgt der entsprechende p-Wert 0.21 für das quadratische bzw. 0.03 für ein kubisches Modell¹⁴).

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 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. 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.

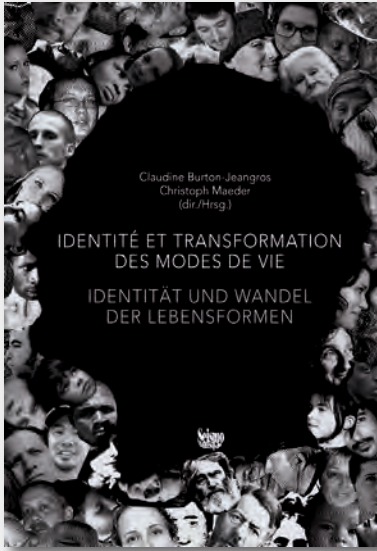
Zum Schluss möchten wir darauf hinweisen, dass die vorgelegten Analysen einen rein deskriptiven Anspruch haben. Es ging uns nur darum, möglichste präzise die Entwicklung der gesamthaften Herkunftseffekte nachzuzeichnen, um zu beantworten, ob und wie sich das Ausmass an Offenheit der Schweizer Gesellschaft 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 Luijckx. 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 Luijckx, 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 Luijckx, 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. Goldthorpe. 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 Bildungsungleichheiten 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.



Claudine Burton-Jeangros, Christoph Maeder
(dir./Hrsg.)

**Identité et transformation
des modes de vie**
**Identität und Wandel
der Lebensformen**

268 pages/Seiten, SFr. 38.—/Euro 26.—
ISBN 978-2-88351-055-5 (f), ISBN 978-3-03777-099-3(dt)

Wenn sich moderne Gesellschaften in vielen Bereichen konstant verändern, dann stellen sich vielfältige Fragen zu den damit verbundenen Prozessen der Identitätsfindung und -bildung. Die Fragen «Wer sind wir?» und «Wer bin ich?» tauchen deshalb als eine Art sozialer Zwang immer wieder von Neuem auf. Identität als ein soziologischer Grundbegriff gewinnt so praktische Relevanz und zielt auf die praktische Lebensführung und die alltägliche Lebenslage von Menschen. Die Beiträge in diesem Band vermitteln einen Einblick in die aktuelle Forschungslandschaft zum Thema Identität.

Claudine Burton-Jeangros und Christoph Maeder sind Vorstandsmitglieder der Schweizerischen Gesellschaft für Soziologie. Claudine Burton-Jeangros ist Professorin an der Universität Genf, Christoph Maeder ist Professor an der Pädagogischen Hochschule Thurgau. Die erfolgreiche Zusammenarbeit über die Sprachgrenzen in der Schweiz hinweg zeichnet ihre gemeinsame Arbeit seit vielen Jahren aus.

Lorsque les sociétés modernes sont marquées par de constantes transformations dans de nombreux domaines, diverses questions en lien avec les processus associés à la définition et à la construction de l'identité se posent. Ainsi, prenant la forme d'une exigence sociale, les questions «qui sommes-nous?» et «qui suis-je?» reviennent régulièrement. L'identité en tant que notion sociologique fondamentale acquiert en même temps une pertinence pratique et oriente la conduite de vie et la situation quotidienne des individus. Les contributions rassemblées dans cet ouvrage fournissent un aperçu de la recherche menée actuellement autour du thème de l'identité.

Claudine Burton-Jeangros et Christoph Maeder sont membres du bureau de la Société suisse de sociologie. Claudine Burton-Jeangros est professeure à l'Université de Genève, Christoph Maeder est professeur à la Haute école pédagogique de Thurgovie. La collaboration fructueuse par-dessus les frontières linguistiques en Suisse caractérise leur travail commun depuis de nombreuses années.

Parental Background, Upper Secondary Transitions and Schooling Inequality in Switzerland

Jean-Marc Falter*

1 Introduction

Correlations between parents and children with respect to educational outcomes are generally found to be high, especially in Switzerland as shown in OECD (2009). A large part of the sociological literature on intergenerational mobility tends to focus on highest educational attainment, whereas parents may influence their children's choices at earlier stages of the educational process. This is relevant in the Swiss context as students choose between distinct tracks at various points of their educational career. Bauer and Riphahn (2006) show that the age of tracking is a key factor shaping schooling inequality in Switzerland. Yet, schooling is a cumulative process in which the probability of pursuing education heavily depends on previous transitions. Thus, the inequality of outcomes measured by differences in highest educational attainment is the product of inequalities occurring at different stages of the educational process.

The literature on intergenerational mobility in education usually fails to move beyond the difficult task of measuring intergenerational links in educational achievement. This is especially the case for studies focusing on intermediate school achievements. The importance of intergenerational correlations measured at age 15 depends on the mobility within the schooling system and on the returns to education. Dustmann (2004) has shown that intergenerational correlation in upper secondary educational attainment turns into large income differences on the German labour market. Performing a similar study, Falter et al. (2011) have shown that the impact of parental background on incomes, which is channeled through upper secondary education, is smaller in Switzerland. They further show that these differences are explained by lower returns to tertiary education in Switzerland rather than by differences in intergenerational correlation in education. Another issue

* Leading House in the economics of vocational education, University of Geneva and NCCR LIVES, CH-1211 Geneva 4, jean-marc.falter@unige.ch.

I would like to thank the Transitions from Education to Employment Survey (TREE) consortium for the kind permission to use the data. I acknowledge financial support from the Federal Office for Professional Education and Technology. I also wish to thank the editors, three anonymous referees and participants at the following conferences: 6th International Conference of Panel Data Users in Switzerland and the 2nd VET conference in Bern for helpful comments. All the remaining errors are the author's responsibility.

is when and on what variable one should attempt to measure intergenerational correlations. The economic literature has greatly relied on samples of students from international surveys, which measure literacy achievements at age 13 or 15. As shown by Brunello and Checchi (2007), the impact of educational policies on inequality of opportunities greatly depends on ages and outcomes (literacy scores or labour market outcomes).

In this paper, our goal is twofold. First, we want to measure the impact of parental background variables across transitions. Do parental background variables matter more at age 15 or at age 19? This question will be answered by means of a sequential logit model estimated at various stages within the Swiss schooling system. In a second step, we investigate the relevance of the estimated parental background effect on educational inequality. For instance, observing large parental background effects at age 15 may only matter if individuals subsequently end up with different levels of education. This is especially important in Switzerland as the recent introduction of the so-called vocational matura in 1996 and the expansion of the universities of applied sciences (i. e. tertiary vocational education) may have mitigated the impact of upper secondary transitions on educational inequality.

The importance of intergenerational links with respect to upper secondary educational attainment in Switzerland is analyzed by means of microdata from the *Transitions to Education and Employment Survey* (TREE), which is a follow-up of PISA 2000. It contains information on individual ability as well as a wealth of family background information. This enables us to analyze the effect of parental background variables for different ability levels.

The remainder of the paper is organized as follows: Section 2 briefly discusses the Swiss education system and the main differences existing between cantons, Section 3 describes the data and provides a descriptive analysis of the sample. Section 4 reviews the methodological choices while Section 5 presents the results. Finally, Section 6 provides concluding comments.

2 The Swiss Educational System

A brief description of the Swiss schooling system is useful to understand our approach. Education in Switzerland is not shaped at the federal level. Instead, each canton has its own schooling system, leading to some important differences. Yet, despite their differences, the various cantonal schooling systems share some important components. Compulsory schooling begins at age 6 and ends at age 15.¹ Depending on the cantons, some tracking occurs between the age of 11 and 14. The number of

1 Policy steps are currently being taken in order to introduce compulsory schooling from the age of 4 years throughout Switzerland ("Harmos concordat"). The same plan currently being discussed at cantonal levels plans to raise the age of selection at the age of 13 years throughout the country.

tracks as well as the type of tracking is not consistent throughout the country, as it may consist in grouping students in different types of schooling (specialized schools vs. pre-gymnasial) or different types of teaching (low ability vs. high ability classes). This stage is important as transitions towards upper secondary education will be the product of this institutional feature along other variables such as schooling ability, social stratification, values and individual preferences.

At age 15, young individuals face the transition towards upper secondary education. At the upper secondary level, a youth can choose from a large array of school types. In this paper, we distinguish five main tracks. One first option is to drop out of school and leave the schooling system. The second possibility is to choose a dual apprenticeship training which implies working part-time in a firm and spending 1 or 2 days per week at school. Thirdly, one may enter full-time vocational school. Vocational education and training (VET) degrees do not give access to tertiary education. An important factor related to our research is the introduction of the so-called vocational matura in 1996. This degree can be obtained parallel or after obtaining an upper secondary vocational degree. In both cases, it is an extension of the basic VET certificate. This diploma gives access to tertiary education. A fourth choice is represented by general knowledge schools and other specialized middle schools that do not lead to a degree giving direct access to college. We call this track “intermediate education”. Finally, we consider college bound education, which gives access to universities and other forms of tertiary education (Maturity or A-level). Transitions to upper secondary school are based partly on schooling performance and teachers’ advice, but may also ultimately reflect values of the family, social values and, of course, economic incentives. One has to bear in mind that school choices are seldom based on standardized tests or exams, which may explain the importance of socio-economic factors on upper secondary school choices.

The transition to tertiary education is obviously dependent on upper secondary school achievement. Vocational education may lead to tertiary education as one can pursue education in tertiary vocational school, the so-called “Universities of applied sciences”. This type of school has been expanding recently in Switzerland in order to improve higher education opportunities for those who choose vocational education. Students mainly access Universities of applied sciences through the vocational matura.

3 Data and descriptive statistics

We use data from the *Transitions to Education and Employment Survey* (TREE), a follow-up of the Swiss PISA 2000 sample, which surveyed students at age 15. This is a unique database as it combines variables available in the standard PISA survey with longitudinal information. PISA enables us to gather information on parental

background and provides us with a measure of ability i. e. the PISA test score. In this paper, we focus on reading scores as this is the only measure covering all students in the data.

Our key variable is the diploma obtained. As a consequence, we only focus on successful transitions and we disregard incomplete paths. For instance, a person who first entered college bound education and then switched to an apprenticeship will be solely considered as an apprentice. We consider all upper secondary diplomas obtained until 2007, which is seven years after the end of the lower secondary education. For the sake of simplification, some degrees have been grouped. We end up with five types of upper secondary educational attainment. The bottom outcome is not (yet) having achieved any diploma after seven years. The second and third group consist of people having obtained a VET degree. As vocational training is quite heterogeneous, we split VET into two groups which we call low-skill VET and high-skill VET. This distinction is based on Stalder (2011), who establishes a classification of 105 apprenticeships according to their intellectual requirements. For the sake of simplicity and to avoid too detailed a classification, we consider VET classified as level 5 and 6 according to Stalder as being high-skilled and the levels 1 to 4 as low skilled.² One should also note that we do not distinguish between people who obtained their degree through a full-time vocational school or followed dual apprenticeship training. The primary motive is practical as it reduces the number of degrees. But it may also serve an additional purpose: apprenticeship training is constrained by the availability of apprenticeship positions, thus the observed “choices” heavily depend on firms’ demand. By merging full-time vocational school and apprenticeship training in a single category, we may mitigate this issue.³ The next outcome includes graduates of general knowledge schools and specialized middle schools, which we call throughout the paper “Intermediate education”. The last outcome is a “matura”, which is the highest upper secondary achievement in Switzerland. This degree can either be obtained by following a vocational track (“vocational matura”) or through a gymnasial school.

The set of explanatory variables is taken from the original PISA data and can be divided into three categories: family background variables, individual characteristics and institutional aspects. We include the highest parental educational attainment (either the father or the mother, whichever is the highest) and the number of books in the household. This latter variable is often used as a substitute to parental education. It may also better reflect values towards education. Finally, as the information are reported by individuals aged 15, it may be more reliable

2 Bertschy et al. (2009) proceed in a similar fashion with the same dataset.

3 This argument is valid if apprenticeship training and full-time vocational schools are substitute. Evidence from Germany provides some support to this claim, as apprenticeship positions vacancies is negatively correlated to enrollment in full-time vocational schools (Parey 2009). Yet, as shown by Hupka-Brunner et al. (2010), these two forms of VET attract different populations. But as long as the substitution effects affect individuals at the margin, our argument is still valid.

than parental education. We assume that parental background variables play an important role in explaining the transitions towards upper secondary education. Yet, the exact mechanism is unknown as it may reflect economic inequalities, values towards education and ability.

We include the PISA reading-scores measured in 2000. We use exclusively the reading scores, since the results of other tests, such as mathematics, are only available for a smaller number of students. This variable enables us to control for ability, which reduces the potential ability bias of intergenerational links. Indeed, more educated parents may give birth to more able children, thus intergenerational correlation may be explained by nature rather than by nurture. The reading score also enables us to estimate the effect of parental background variables for different levels of competences. It is indeed important to know whether social stratification affects all individuals, regardless of their level of ability.

Among the other control variables, we introduce a dummy variable identifying first generation migrants. Additionally we include some geographic control variables for the non-German part of Switzerland, which is supposed to capture differences

Table 1 Descriptive statistics, women

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	Total
Reading score	441.32 [86.79]	484.06 [69.93]	581.71 [66.11]	539.8 [65.17]	480.03 [80.57]	544.99 [61.99]	500.19 [90.45]
Age in 2000 (months)	191.31 [8.53]	188.32 [6.46]	185.94 [6.65]	186.32 [10.03]	188.93 [6.57]	187.98 [7.27]	188.51 [7.66]
Parents with intermediate education	34%	38%	39%	38%	42%	45%	39%
Parents with high education	11%	14%	47%	34%	9%	23%	21%
Canton with university	60%	53%	57%	54%	62%	60%	58%
Swiss born	78%	91%	94%	91%	83%	97%	87%
Other national	6%	6%	4%	5%	9%	2%	6%
Foreign language	26%	11%	9%	10%	17%	8%	15%
French speaking	18%	14%	27%	26%	20%	13%	20%
Italian speaking	2%		05%	5%	4%	0.03%	3%
51–249 books at home	29%	44%	35%	44%	44%	0.55%	39%
> 250 books at home	18%	23%	55%	35%	13%	0.28%	27%
Early selection*	30%	20%	24%	29%	24%	0.21%	25%
Share	23%	20%	20%	8%	24%	0.05%	100%

Between brackets: standard errors. Weighted statistics. N = 2 213.

(1): Drop out; (2): Low skill VET (vocational education and training); (3): Academic (4) Intermediate

(5): High skill VET; (6) Vocational Matura.

* Tracking at age 11.

Data: TREE 2001–2007.

Table 2 Descriptive statistics, men

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	Total
Reading score	411.14 [85.49]	438.54 [81.10]	568.92 [69.79]	503.83 [69.58]	497.75 [72.66]	537.45 [66.29]	469.64 [94.25]
Age in 2000 (months)	191.55 [8.60]	190.89 [7.43]	187.51 [8.06]	188.47 [7.36]	190.37 [8.28]	187.77 [7.01]	190.15 [7.99]
Parents with intermediate education	20%	36%	31%	41%	46%	47%	35%
Parents with high education	25%	16%	60%	33%	25%	38%	27%
Canton with university	71%	57%	56%	71%	58%	58%	61%
Swiss born	64%	88%	92%	84%	82%	90%	83%
Other national	7%	3%	2%	2%	6%	8%	5%
Foreign language	37%	17%	6%	10%	23%	7%	20%
French speaking	37%	12%	19%	30%	19%	12%	20%
Italian speaking	6%	3%	7%	5%	2%	4%	4%
51–249 books at home	44%	42%	31%	31%	42%	57%	42%
>250 books at home	14%	16%	55%	53%	23%	26%	24%
Early selection*	20%	22%	18%	48%	40%	31%	26%
Share	22%	37%	12%	4%	16%	10%	100%

Between brackets: standard errors. Weighted statistics. N = 1 717.

(1): Drop out; (2): Low skill VET (vocational education and training); (3): Academic (4) Intermediate (5): High skill VET; (6) Vocational Matura.

* Tracking at age 11.

Data: TREE 2001–2007.

in attitudes across linguistic regions towards VET. We additionally include institutional variables such as early tracking or cantons with a university.

The original PISA sample available in TREE includes 6 343 students, while reliable information on the obtained diploma and control variables is only available for 3 930 students (2 213 women, 1 717 men). Compared to the original PISA sample, individuals still available for our research show higher ability levels and higher socio-economic background. This pattern is more acute for males than for females. Table 1 and 2 provide weighted statistics of our sample for women and men.⁴ Differences between genders are quite important. Women show a much greater probability of choosing the academic track than men, while men go more often in low-skill VET. Women and men have a similar propensity to choose high skill VET (columns 5 and 6), yet men tend to pursue their education towards vocational matura more often than women. With respect to high parental education, young men going into either academic education or high skill VET seem to have a more favorable family background than their female counterparts. Taking the number of

⁴ We use sample weights provided by TREE.

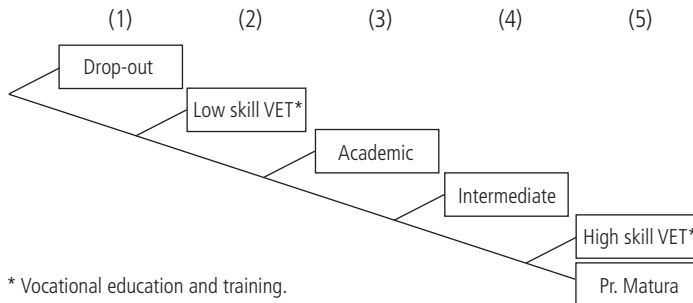
books instead of parental education somewhat blurs the picture as the pattern is not the same. Finally, the relatively high percentage of school drop-out is worth noting. This comes from the fact that our variable of interest is obtained diplomas. Later “catch-ups” are likely to occur, thus reducing the number of drop-outs.

4 Methodology

4.1 Description of the transition structure

Schooling is a cumulative process as the probability of pursuing education heavily depends on previous transitions. In order to capture the cumulative nature of educational outcomes, we break down educational paths into strings of binary choices. We focus on the path towards vocational matura i.e. the highest upper secondary achievement obtainable through the VET track. The reasons for focusing on the path to vocational matura are many. First, the introduction of the vocational matura may have improved access to higher education for individuals from lower socio-economic background. Second, as the vocational matura provides an improved access to higher education for individuals entering VET, the school choices made at age 15 may have little impact on economic outcomes.

Figure 1 Educational path



We decompose this path in five stages as shown in Figure 1. Each knot is better explained by describing the exit. The first knot describes the probability of dropping out of school, or more accurately of not having achieved a degree at age 22. The second knot describes the probability of choosing low-skill VET. The rationale is that this form of education is clearly distinct from the others. One should keep in mind that students choosing this branch of the tree can still pursue education towards a vocational matura. As such, we model an incomplete path. The third

step is choosing college bound education. This degree is the one offering the highest return among upper secondary qualifications. The fourth transition describes the exit towards “Intermediate education”. Finally, the fifth step describes the binary choice between high skill VET and vocational matura.

4.2 Discussion of the tree structure

The tree structure makes important assumptions about the sequence of choices. It is highly debatable whether young individuals go through a set of binary choices, especially since most of these choices are simultaneous. Moreover, the string of knots could be altered by assuming, for instance, that individuals choose first between vocational and general education. Our tree structure should then be taken as a descriptive representation of the schooling system. The purpose of this tree structure is to assess how some transitions in the schooling system may affect educational inequality. Decomposing schooling outcomes into a string of binary choices allows us to measure the weight of these transitions by means of a relatively straightforward methodology.

The tree structure makes implicit behavioral assumptions. We assume a sequence of transitions towards the vocational matura, but the choice to go into this type of education could have been taken at an earlier age i. e. at the end of lower secondary education. This point has been raised by Cameron and Heckman (1998) who found little evidence supporting the sequential choice model with American data. Yet, we think that a sequential model may be more relevant in the Swiss context. The transitions observed at age 15 towards upper secondary education are determined not only by individual choices but also by external factors such as tracking. Moreover, as tracking takes place quite early, Universities of applied sciences offer a second chance to individuals who may have gone into higher education in a less selective system. The capacity to grab this opportunity may well depend on family background variables.⁵

Besides the sequential feature of educational choices, we do not make strong assumptions about the driving forces explaining educational choices. We will later refer to monetary returns to education in order to compare different educational outcomes. Yet, the benefits of schooling go well beyond pecuniary benefits, especially for women (see Oreopoulos and Salvanes 2011). Moreover, social values or gender role may affect individual choices independently of future income.

In this paper, our main interest lies in the impact of parental background variables on each of the above transitions. For some of the transitions, the sign of the coefficients cannot be determined beforehand. This is especially true for the

5 The fact that vocational matura may be obtained parallel to the basic VET certificate is more in line with the Cameron and Heckman critique. Yet, the rationale for estimating a sequential model lies more in the initial tracking which takes place quite early than on the decision observed at age 15.

transitions to vocational matura. Indeed, this degree may actually help reducing inequalities of opportunities in the educational system. This could typically happen if tracking at age 15 or earlier heavily depended on socio-economic background. By increasing mobility between types of schooling, the vocational matura may also mitigate the impact of early tracking on the inequality of school outcomes.

One may first think that the tree structure described above is a somewhat narrow view of the schooling system as it describes the path towards vocational matura. This is definitely not the case. Transition (1) is dropping out of school, which is definitely an important outcome for social and economic policy. The alternative to transition (3) is obtaining a matura, the second most important upper secondary degree in Switzerland and the main access to tertiary education. Therefore, only the alternatives of transition (2) and transition (4) do not describe an entire path as for both low skill VET and intermediate education the possibility remains of subsequently obtaining a matura. For the sake of brevity, we do not report the estimates describing the transition to matura from either low-skill VET or intermediate education.

4.3 Estimation framework

In order to estimate the educational path described above, we make use of a sequential logit model also known as a sequential response model (Maddala 1983). This model consists in estimating a logit model on a subset of the population that faces a transition at each knot described in Figure 1. One issue with this kind of model is the presence of unobserved heterogeneity (see Cameron and Heckman 1998). Unobserved heterogeneity raises two sorts of problems. First, as it could leave out confounding factors that are correlated with our variables of interest, it would be difficult to infer causality from the estimated effects. In case of intergenerational correlation, one may think of ability bias. This would happen if children of highly educated parents were more likely to pursue education for reasons unrelated to socio-economic background. In such cases, our estimates would overstate the extent of social stratification. The inclusion of ability test score may reduce this problem, but it doesn't solve it. If one is interested in population average effects, this issue is not troublesome. As such, the model is mostly descriptive. More importantly, estimated coefficients may be biased downwards even when unobserved variables are not confounding factors. The problem lies first in the properties of the logistic functions, as non-linearities in the estimated probabilities tend to lower the estimated coefficients (see a discussion of Cameron and Heckman 1998). Second, there is little reason to believe that the impact of unobserved heterogeneity may be stable across transitions. For instance, if one assumes that unobserved heterogeneity does not have any impact on the first transition, this is quite unlikely to be true for subsequent transitions as the distribution of unobserved attributes will change. As unobserved heterogeneity is indeed unobserved, adequately modeling this latent variable is a

nearly impossible feat. We tackle this issue by running robustness checks. We estimate the model with various scenarios about the presence of an unobserved latent variable across transitions. More specifically, we follow the footsteps of Buis (2011). We assume that the unobserved variable follows a standard distribution whose effect is equal to 2 across transitions. This means that a standard deviation increase in unobserved heterogeneity increases the odds of passing a factor approximately equal to 7.⁶ We also assume that our unobserved variable is not correlated to the independent variable at the first transition. This model is estimated using maximum likelihood. The inclusion of this latent variable does have a small impact on the size of the coefficients. This is especially true for those related to parental education as they become somewhat bigger with controls for unobserved heterogeneity. While such pattern is consistent with expectations, the conclusions of our research do not depend on unobserved heterogeneity.⁷

Our goal is twofold. First, we want to assess the impact of parental background variables across transitions. Do parental background variables matter more at age 15 or at age 19? This question will be answered by means of the logit estimates, which will provide an indication of the inequality of educational opportunities (*IOP*) at each transition.⁸ In a second step, we investigate the impact of transitions on educational inequality. The probability of reaching an educational outcome can be considered as the conditional probability of passing a transition weighted by the importance of this transition. Following the sociological model proposed by Mare (1981), it can be shown that inequality of educational outcomes (*IOUT*) is a weighted average of inequalities of opportunities (*IOP*), captured by the logit coefficients at transitions t :

$$IOUT = \sum_{t=1}^T (weight_t * IOP_t)$$

The weight depends on the population at risk (the proportion of the population confronted with a given transition), the variance of the indicator variable indicating who passed and who failed ($P_t * (1 - P_t)$) with P_t the probability of passing transition t) and the expected gain of passing a transition. Thus, the weight of a transition

6 These effects are large but conservative according to the literature. Kloosterman et al. (2009) and Erikson et al. (2005) for respectively the Netherlands and the United Kingdom found effects approximately equal to 2.5.

7 For the sake of brevity, we report only one set of results, although the impact of unobserved heterogeneity will be discussed. Results obtained with alternative specifications are available upon request.

8 We label these intergenerational correlations as “inequality of opportunities” as we refer to the seminal paper of Mare (1981). If one refers to the economic literature and more specifically to Becker (1964), the estimated *IOP* would rather be the cumulative impact of inequality opportunities and inequality of abilities. Notice that we do not attempt to establish whether the estimated correlations are due to ability or social inequalities, though we include an ability variable in our estimations.

will be greater if the probability of passing is close to 0.5 and if the population at risk is large. The weights and their components will be different for each individual as they depend on personal characteristics and the logit estimates. With respect to policy implications, it is important to understand the link between *IOP* and *IOUT*. Thus, our analysis focuses not only on the coefficients but also on the weight of each transition.⁹

Our empirical model relies on the computation of expected gain of passing a transition. Thus, one has to provide cardinal values for each educational outcome. We use the returns to upper secondary education estimated by Falter et al. (2011). Their estimates have been computed on a representative sample of the adult population drawn from the Swiss household panel survey between 1999 and 2006. This approach takes into account two broad types of qualification, vocational and matura diplomas. The returns to upper secondary vocational school are equal to 12.7% for women (12.8% for men) and the returns to a matura are equal to 33.6% for women (35.0% for men).¹⁰

5 Results

5.1 Inequality of opportunities

Table 3 and 4 report the odds-ratios of transitions for the main variables in our model for women and men respectively.¹¹ The model produces five sets of coefficients, one for each knot described in Figure 1. A positive effect (odds-ratio above 1) means that the explanatory variable increases the probability of pursuing the educational path and reduces the probability of exiting. The first exit is dropping out of school, which is the reference category of column 1. As expected, the PISA test score in reading is positively correlated to a degree at age 22 (vs. no qualifications) for both men and women. Interestingly, family background variables fail to produce statistically significant effects, except for the number of books in the women sample. One should keep in mind that we measure family background effects independently from observed ability. Thus, family background variables still have an impact on this transition through the PISA test score, which is highly correlated to socio-economic background. We also observe some male specific effects as dropping out of school

9 To compute the weights of transitions, we make use of a Stata routine developed by Buis (2010).

10 The wage information in TREE does not allow estimating the lifetime earnings gain from education as we observe only labor market entrants. Moreover, as a large share of the sample is still studying while interviewed, it does not allow estimating accurate returns to education.

11 We discuss only differences between genders that are statistically significant at the 10% level. Statistical significance was assessed by running a fully interacted model on the whole sample. Detailed results are available upon request.

Table 3 Odds-ratio: educational path to vocational matura, women

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Reading test score	1.015*** (0.000)	1.016*** (0.000)	0.985*** (0.000)	0.990*** (0.000)	1.014*** (0.000)
Parents with intermediate education	1.009 (0.985)	1.221 (0.632)	0.517 (0.116)	0.958 (0.923)	1.276 (0.564)
Parents with high education	2.287 (0.206)	2.963* (0.055)	0.193*** (0.006)	0.180*** (0.000)	3.469** (0.0431)
51–249 books at home	2.243* (0.093)	1.440 (0.441)	0.590 (0.293)	0.731 (0.491)	1.980 (0.211)
≥250 books at home	1.506 (0.504)	1.215 (0.727)	0.179*** (0.001)	0.219*** (0.005)	1.830 (0.315)
Cantons with university	1.121 (0.768)	2.412** (0.020)	1.407 (0.342)	1.823 (0.152)	1.659 (0.267)
French speaking	1.089 (0.858)	1.986 (0.227)	0.436** (0.042)	0.461* (0.080)	0.421* (0.075)
Born in Switzerland	0.871 (0.852)	0.614 (0.532)	0.662 (0.446)	1.100 (0.887)	3.200 (0.301)
Tracking at age 11	0.590 (0.266)	1.597 (0.275)	1.258 (0.611)	0.938 (0.879)	0.975 (0.962)
Observations	2 213				
χ^2	72.39				

Method of estimation: sequential logit model. Robust p-values in parentheses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Not reported: Italian speaking, language at home, age.

(1): Drop-out vs. having achieved a diploma (2): Low skill VET (vocational education and training) vs. other diplomas; (3): Academic vs. Intermediate & High skill VET (4): Intermediate vs. High skill VET

(5): High skill VET vs: Vocational matura.

Data: TREE 2001–2007.

is positively correlated with French speaking cantons (odds-ratios below one) while early tracking increases the probability to achieve an upper secondary degree.

The second exit is low-skill VET (column 2), which is once again the reference group. The reported estimates are the odds of having achieved a degree other than low-skill VET, arguably higher forms of education. Now parental education is unambiguously positively correlated to higher education. Once again, early tracking seems to matter only for men as the coefficient attached to this institutional feature is positive, while it fails to be statistically significant for women. Interestingly, the positive impact of ability is significantly smaller for women than for men. Greater ability sorting among men may be due to occupational segregation in VET. Most

Table 4 Odds-ratio: educational path to vocational matura, men

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Reading test score	1.011*** (0.000)	1.026*** (0.000)	0.993** (0.011)	1.010** (0.028)	1.014*** (0.000)
Parents with intermediate education	2.796* (0.065)	2.603** (0.021)	1.226 (0.681)	1.872 (0.322)	2.138 (0.240)
Parents with high education	2.317 (0.175)	5.222*** (0.000)	0.388* (0.0739)	2.024 (0.323)	4.685** (0.011)
51–249 books at home	0.486 (0.162)	1.119 (0.781)	1.219 (0.706)	0.678 (0.550)	2.076 (0.175)
≥250 books at home	0.686 (0.511)	1.822 (0.209)	0.539 (0.242)	0.139*** (0.003)	0.601 (0.418)
Cantons with university	0.887 (0.815)	1.429 (0.354)	1.823 (0.182)	0.608 (0.408)	0.977 (0.966)
French speaking	0.096*** (0.000)	0.774 (0.528)	0.341** (0.019)	0.271** (0.043)	0.439 (0.167)
Born in Switzerland	3.132* (0.093)	0.466 (0.241)	0.759 (0.681)	1.295 (0.797)	0.668 (0.743)
Tracking at age 11	2.707* (0.097)	4.990*** (0.000)	7.147*** (0.000)	1.485 (0.465)	1.049 (0.932)
Observations	1 717				
χ^2	86.98				

Method of estimation: sequential logit model. Robust p-values in parentheses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Not reported: Italian speaking, language at home, age.

(1): Drop-out vs. having achieved a diploma (2): Low skill VET (vocational education and training) vs. other diplomas; (3): Academic vs. Intermediate & High skill VET (4): Intermediate vs. High skill VET

(5): High skill VET vs. Vocational matura.

Data: TREE 2001–2007.

of the occupations in VET are either male or female dominated, and lower female transitions in VET may be due to less attractive occupations for females (see Falter and Wendelspiess 2011). This may explain differences in ability sorting between males and females.

The third exit is college bound education (column 3), individuals that get a matura without having achieved any other forms of upper secondary education. The probability to go into academic education is positively correlated to the PISA test score and hence negatively to our educational path. The impact of ability is statistically different between genders as the odds-ratio is smaller among females. This means that ability has a greater positive impact on choosing academic educa-

tion for women than for men. Parental education variables produce the expected signs as having parents with higher education increases the probability to choose the academic track. It is worth noting that individuals living in French speaking Switzerland have a higher propensity to go into academic education, which may indicate cultural differences. Finally, we observe once again a statistically significant effect of early tracking in the men sample.

In the fourth column, we report the parameters describing the exit to intermediate education vs. choosing high skill VET. Differences between genders are quite important. For women, high skill VET is negatively correlated to parental education, while the reverse is true for men (though the effects are not statistically significant). Nevertheless, it is worth noting that the impact of parental background variables are somewhat ambiguous for men as the number of books is negatively correlated to choosing high skill VET. A diverging pattern between genders is also found for the ability test score, as we observe a negative impact on choosing high skill VET for women and a positive sign for men. These estimates seem to indicate that VET is less attractive for females than for males.

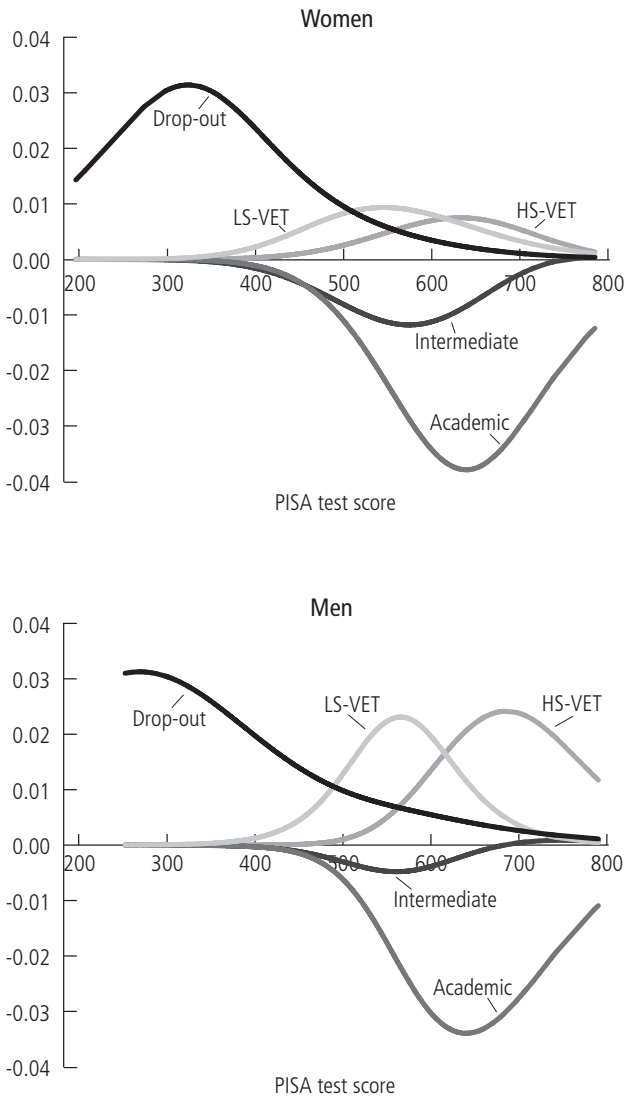
Finally, column 5 reports the results pertaining to the transitions from high-skill VET to the vocational matura. In our model of educational choices, it is the only choice that is unambiguously subsequent to the previous one, as individuals have to get first an upper secondary degree. Our results are quite consistent between genders. Higher ability score still have an impact on further transitions. We also observe strong and significant impacts of parental education on the choice of pursuing towards the vocational matura. Finally, our French speaking canton dummy still shows some important differences as French speakers are less likely to get a tertiary vocational matura. All the other variables in our model fail to be statistically significant.

5.2 From inequality of educational opportunities to inequality of outcomes

The odds-ratios discussed above are interpreted as inequality of opportunities at different stages of the educational path. These estimates will only matter for educational inequality if they were to translate into differences in outcomes. As previously mentioned, inequality of outcomes is the weighted average of inequality of opportunities. These weights are the product of the population at risk, the expected gain of passing a transition and the variance of the variable indicating who passed or who failed a transition. From the above estimates, it is possible to compute these weights for each individual in the sample. We perform this exercise for a hypothetical person having the modal characteristics in our sample and low educated parents. We compute these weights by allowing our ability variable, the PISA 2000 reading tests score, to vary.

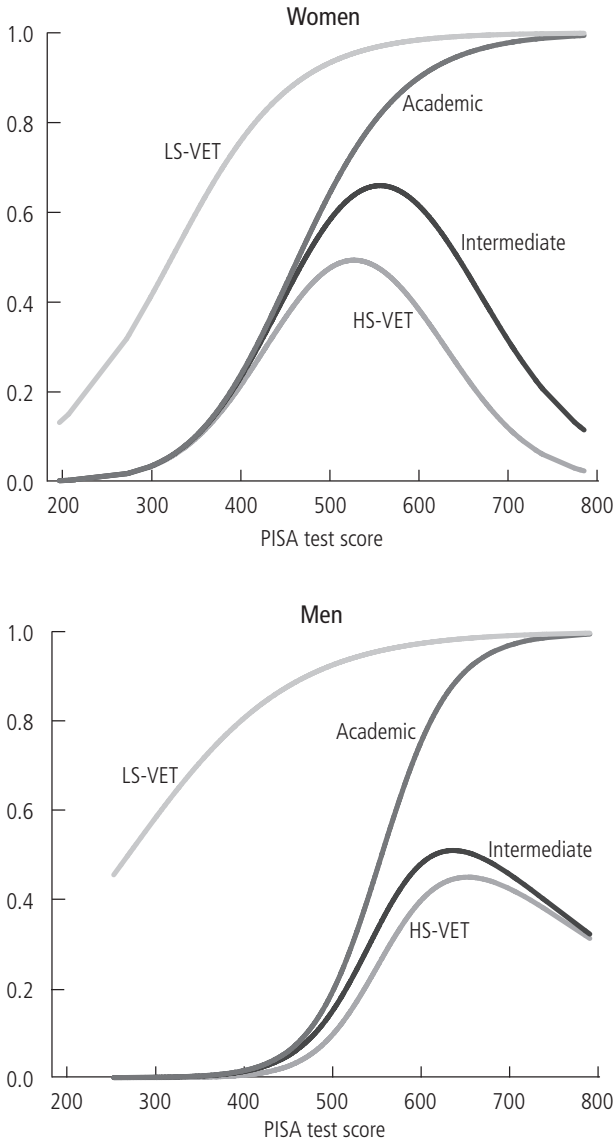
In Figure 2, we show the weights of transition for women and men. The weights can be either positive or negative, depending on whether passing a transi-

Figure 2 Weights of transitions, by exits



Notes: Individuals have the following characteristics: Swiss German, 15.75 years at time of PISA 2000, lives in a canton with a university, normal tracking, 51–249 books in the hh, parents with basic education. Weights are defined as: population at risk*expected gain of transition*variance at transition.

Figure 3 Population at risk, by exits



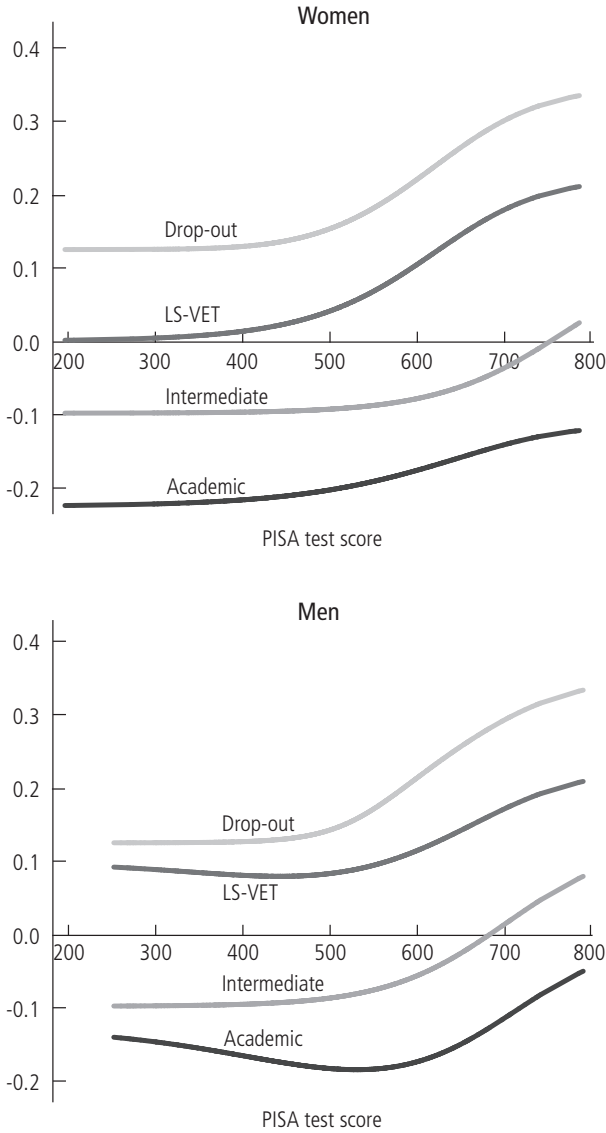
Notes: Individuals have the following characteristics: Swiss German, 15.75 years at time of PISA 2000, lives in a canton with a university, normal tracking, 51–249 books in the hh, parents with basic education.

tion increases or decreases one's income. For instance, pursuing the path towards the vocational matura instead of exiting towards the academic track lowers one's income. This means that the weights for this transition are negative. For both men and women, the weights of dropping out of school are large for low skills individuals, and decrease with ability. On the other hand, we observe large weights in absolute values for the transitions towards academic education for relatively high ability people. With respect to the transition to vocational matura, the weights are relatively small for women while they are relatively large for high skilled men. This means that the parental effects reported for women with respect to this transition are unlikely to matter for educational inequality.

One interesting feature is to decompose the weights in their components. We will discuss the pattern of the population at risk and the expected gain of passing a transition. We first start with the population facing a transition (Figure 3). The first transition i. e. dropping out of school is left out of the graphic as every individual in the sample faces it. With respect to the next two transitions, i. e. low skill VET and academic education, we observe that virtually all high ability individuals face this transition as they are quite unlikely to either drop out or choose low-skill VET. Regarding the exit versus intermediate education or high skill VET, the curves have a bell shape, as low and high ability individuals are quite unlikely to face this choice. Low ability individuals have either dropped out or gone into low-skill VET, while high ability students end up in the academic track. It is worth noting that the drop in the population at risk is much sharper among women than men, which indicates that high skilled women are much more likely to pursue the academic track than high skilled men.

One important component is the gain associated to a transition. We use the monetary returns to education computed by Falter et al (2011) for upper secondary education in Switzerland to provide cardinal values to educational attainment. Falter et al. (2011) estimate only returns to broad types of qualification, i. e. vocational and matura diplomas. This means that the difference between low and high-skill VET comes from the lower transition rates towards vocational matura for individuals choosing low-skill VET. This probably under (over) estimates the true returns to high-skill (low-skill) VET. In Figure 4, we observe that the expected gains depend greatly on ability. Low skills individuals tend to gain little from not dropping out of school or avoiding low skill VET, as they have a small probability to pursue education towards a matura anyway. Of course, this conclusion greatly depends on the returns to education, which are relatively low. Any increase in the returns to upper secondary education may dramatically change the picture. With respect to academic education, the gains are negative as one would earn more by choosing this track instead of going into either intermediate education or high skill VET. The loss becomes smaller for high ability individuals, which is explained by

Figure 4 Expected gain of transitions, by exits



Notes: Individuals have the following characteristics: Swiss German, 15.75 years at time of PISA 2000, lives in a canton with a university, normal tracking, 51–249 books in the hh, parents with basic education.

the fact that high ability people tend to end up with the highest degree, whichever track they choose.

We do not report the last component of the weights, i. e. the variance of transition which is defined $P_t * (1 - P_t)$ with P_t the probability of passing transition t . We only mention that the variances depend on ability. For each transition, the variance first increases with ability until reaching its maximum value (around 0.25) and then decreases with ability.¹² This maximum values are also obtained for different levels of ability depending on the transitions. This relationship between the variance of passing and the PISA test score indicates that the effect of parental background variables depends on ability. This is not always the case as shown by Checchi and Flabbi (2007) in Italy, where parental background effects are mostly independent from ability level.

To summarize, the computation of weights and their decomposition show that the most important transitions are still the ones giving access to academic education and dropping out of school. Nevertheless, these weights depend crucially on ability level. It is worth noting that for high ability individuals, parental background variables seem to play a small role on educational outcomes. This is played out through two mechanisms. First, high ability individuals tend to overwhelmingly choose the academic track. Second, access to higher education is still possible through the vocational matura. For low ability individuals, the weights regarding dropping out of school are relatively large. Yet, the logit estimates attached to parental education are relatively small concerning this transition. Therefore, these weights reflect the fact that dropping out of school is relatively costly in Switzerland. However, they do not indicate that parental education shapes inequalities at this stage of the educational process.

5.3 Sensitivity of the results

The results reported in this paper have been obtained by a method which attempts to control for unobserved heterogeneity. As explained earlier, one has to make bold assumptions about the functional forms and the behavior of unobserved heterogeneity. The sensitivity of our results to our assumptions is assessed by running the model without controls for unobserved variables and also with alternative scenarios describing the behavior of unobserved heterogeneity. While we do not report the results obtained with these alternative choices, we briefly discuss the impact of unobserved heterogeneity on our results.¹³

When estimating the model naively i. e. without trying to control for unobserved heterogeneity, we find relatively similar odds-ratios as those reported in the results section. For women, the most important differences are found in the transition towards low-skill VET as coefficients become smaller and fail to be statistically

12 The exception being school drop-out for men as the variance is always decreasing with ability.

13 The descriptive statistics of the unobserved variable are available upon request.

significant. For men, we also observe the largest differences from the results presented previously for the exit towards low skill VET. For both women and men, the size of the odds-ratios is somewhat smaller for transitions 2 to 5. This was to be expected as failing to account for unobserved heterogeneity may mechanically reduce the size of the coefficient due to non-linearities in the logistic function.

The weights of the transitions on the inequality of outcomes and their components are derived from the estimated coefficients. Thus, running naive estimations alter the shape of the graph. This is especially true with respect to exits towards drop-out, as the weights become larger for any ability level. Yet, the discussion in the previous section remains valid, notwithstanding the choice with regard to accounting for unobserved heterogeneity.

The weights and their components do not depend only on the estimated coefficients but also on the cardinal values attached to educational outcomes. We make use of estimates of returns to upper secondary education that have been computed on the overall adult population. These returns may be driven by older cohorts, thus they may not be suited for individuals on the verge of entering the labour market. Due to rising returns to skills, the returns to maturation may rise for the youngest generations. Higher returns to tertiary education would put a greater weight on both dropping out of school and choosing academic education. Yet, the gains from education are not the sole driving force behind the computed weights.

6 Conclusion

In this paper, we investigate intergenerational mobility with respect to educational attainment in Switzerland. We make use of data from TREE, a follow-up of PISA 2000, which combines information on ability at age 15 and longitudinal information. Our goal is to analyze the cumulative feature of education as we estimate a sequential logit model. We are particularly interested in transitions leading to the vocational matura, as this new qualification may provide new opportunities for individuals following the vocational track. Subsequently, we endeavor to measure whether inequality of educational opportunities measured at various transitions points implies inequality of educational outcomes.

Our results show that parental background variables matter for most transitions. This is especially true with respect to the transition towards the vocational matura, which takes place approximately at age 19 or later. Our results also point to important gender effects. Parental education and reading test score coefficients are positively correlated with choosing the vocational matura for men, while the reverse is true for women. This could be explained by the fact that VET is relatively less attractive for women, due to the type of occupations in which this type of training takes place.

When we turn to the link between these intergenerational correlations and inequality of educational outcomes, our results show that the effects of parental background heavily depend on the skill level of individuals. Inequality of outcomes is a weighted mean of inequality of opportunities. The weights depend on the population facing transition, the expected gains and the variance of passing a transition. For low ability students, parental background variables have an impact on inequality of outcomes only with respect to dropping out of school. This is explained by the fact that low ability students are quite unlikely to face transitions towards higher education. Parental background variables also have limited impacts on high ability children as they are sorted into higher forms of education, independently of their social characteristics. With respect to transitions to vocational maturation, our results show that parental education increases the probability of pursuing education for both women and men. Yet, it only has an impact on the inequality of educational outcomes for the latter as the weight of this transition is small for women.

7 References

- Bauer, Philipp, and Regina Riphahn. 2006. Timing of School Tracking as a Determinant of Intergenerational Transmission of Education. *Economics Letters* 91(1): 90–97.
- Becker, Gary S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bertschy, Kathrin, Alejandra Cattaneo, and Stefan Wolter. 2009. PISA and the Transition into the Labour Market. *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations* 23: 111–137.
- Brunello, Giorgio, and Daniele Checchi. 2007. Does School Tracking Affect Equality of Opportunity? New International Evidence. *Economic Policy* 22(52): 781–861.
- Buis, Maarten L. 2010. SEQLGIT: Stata Module to Fit a Sequential Logit Model. <http://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s456843.htm> (17.09.2010).
- Buis, Marteen L. 2011. The Consequences of Unobserved Heterogeneity in a Sequential Logit Model. *Research in Social Stratification and Mobility* 29(3): 247–262.
- Cameron, Stephen V., and James J. Heckman. 1998. Lifecycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males. *The Journal of Political Economy* 106(2): 262–333.
- Checchi, Daniele, and Lucca Flabbi. 2007. Intergenerational Mobility and Schooling Decisions in Italy and Germany: The Impact of Secondary School Track. *IZA Discussion Paper* 2879.
- Dustmann, Christian. 2004. Parental Background, Secondary School Track Choice, and Wages. *Oxford Economic Papers* 56: 209–230.
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe, Michelle Jackson, Meir Yaish, and D. R. Cox. 2005. On Class Differentials in Educational Attainment. *Proceedings of the National Academy of Science* 102(27): 9730–9733.
- Falter, Jean-Marc, Giovanni Ferro Luzzi, and Federica Sbergami. 2011. The Effect of Parental Background on Track Choices and Wages. *Swiss Journal of Economics and Statistics* 147(2): 157–180.
- Falter, Jean-Marc, and Florian Wendelspiess Chávez Juárez. 2011. Can Gender Traits Explain Job Aspiration Segregation? *Working paper*. University of Geneva, <http://ssrn.com/abstract=1938282> (04.10.2011).

- Hupka-Brunner, Sandra, Stefan Sacchi, and Barbara Stalder. 2010. Social Origin and Access to Upper Secondary Education in Switzerland: A Comparison of Company-Based Apprenticeship and Exclusively School-Based Programmes. *Swiss Journal of Sociology* 36(1): 11–31.
- Kloosterman, Rianne, Stijn Ruiter, Paul M. De Graaf, and Gerbert Kraaykamp. 2009. Parental Education, Children's Performance and the Transition to Higher Secondary Education: Trends in Primary and Secondary Effects over Five Dutch School Cohorts (1965–99). *The British Journal of Sociology* 60(2): 377–398.
- Maddala, Gangadharrao S. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mare, Robert D. 1981. Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review* 46(1): 72–87.
- OECD. 2009. *OECD Economic Survey Switzerland*. OECD: Paris.
- Oreopoulos, Philip, and Kjell G. Salvanes. 2011. Priceless: The Nonpecuniary Benefits of Schooling. *Journal of Economic Perspectives* 25(1): 159–184.
- Parey, Mathias . 2009. Vocational Schooling versus Apprenticeship Training – Evidence from Vacancy Data. Unpublished manuscript, University College London, UK.
- Stalder, Barbara. 2011. *The Intellectual Demands of Basic Vocational Education and Training in Switzerland. Ratings for the Period 1999–2005*. Basel: TREE.

Die Kluft öffnet sich. Herkunftseffekte auf die schulischen Leistungen verstärken sich im Verlauf der Primarschule

Domenico Angelone* und Erich Ramseier**

1 Einleitung

Trotz erfolgter Bildungsexpansion hängen Bildungschancen nach wie vor stark von der sozialen Herkunft ab (Buchmann et al. 2007; Becker 2011). In gegliederten Bildungssystemen haben sich dabei insbesondere die Selektionsprozesse beim Übergang von der Primarschule in die Sekundarstufe I als kritisch für die Fortschreibung sozialer Bildungsdisparitäten erwiesen. Der Zugang zu weiterführenden Bildungsgängen wie dem Gymnasium gelingt weiterhin überproportional Schülerinnen und Schülern aus privilegierten Sozialschichten (Ramseier und Brühwiler 2003; Ditton und Krüsken 2006; Angelone et al. 2010).

Zur Erklärung der Reproduktion solcher Disparitäten in der Bildungsbeteiligung hat sich in der empirischen Bildungsforschung Boudons (1974) theoretische Unterscheidung zwischen *primären* und *sekundären* Herkunftseffekten als hilfreich erwiesen (vgl. z. B. Becker und Lauterbach 2010). Primäre Herkunftseffekte beschreiben herkunftsbedingte Disparitäten in den vorausgesetzten schulischen Leistungen für weiterführende Bildungsgänge. Mit sekundären Herkunftseffekten sind herkunftsbedingte Disparitäten in der Bildungsbeteiligung gemeint, die bei gleichem Leistungspotential auftreten und auf sozial selektive Schullaufbahnpfehlungen und vor allem auf schichtspezifische Bildungsentscheidungen für weiterführende Bildungsgänge zurückzuführen sind.

In der soziologischen Bildungsforschung haben bisher sekundäre Herkunftseffekte besondere Aufmerksamkeit erhalten – erscheinen sie doch vor dem Hintergrund meritokratischer Verteilungsprinzipien als besonders problematisch (Müller-Benedict 2007; Maaz et al. 2009). Allerdings können scheinbar primäre Herkunftseffekte zu einem bestimmten Zeitpunkt eine Folge früherer sekundärer Herkunftseffekte sein. Zahlreiche Untersuchungen zeigen, dass sekundäre Herkunftseffekte beim Übergang in die unterschiedlich anspruchsvollen Schultypen der Sekundarstufe I (in der Schweiz z. B. Gymnasium, Sekundar- und Realschule) die spätere Leistungsentwicklung beeinflussen. Schultypspezifische Lern- und Entwicklungsmilieus führen dazu, dass

* Institut für Bildungsevaluation, Assoziiertes Institut der Universität Zürich, CH-8032 Zürich, domenico.angelone@ibe.uzh.ch.

** Zentrum für Forschung und Entwicklung, Pädagogische Hochschule Bern, CH-3012 Bern, erich.ramseier@phbern.ch.

der Leistungszuwachs im Gymnasium auch nach Kontrolle kognitiver Ressourcen und sozialer Herkunft grösser ausfällt als in den Schultypen mit geringeren Leistungsanforderungen (Baumert et al. 2006; Becker und Schubert 2006; Neumann et al. 2007). Sekundäre Herkunftseffekte führen dadurch zu Leistungsdisparitäten und treten beim Übergang in weiterführende Berufs- und Bildungsgänge als primäre Herkunftseffekte in Erscheinung (Ramseier und Brühwiler 2003).

Entsprechend müssen auch herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten, die beim Übergang von der Primar- in die Sekundarstufe als «primäre» Herkunftseffekte auftreten, hinterfragt und ihre Entstehung untersucht werden. Hinweise aus der Literatur deuten darauf hin, dass sich Herkunftseffekte, die sich bereits vor Schuleintritt durch ungleiche schulische Lernvoraussetzungen äussern, aufgrund schichtspezifischer Lern- und Entwicklungsmöglichkeiten bis zum Übergang in die Sekundarstufe I verstärken (vgl. z. B. Ditton und Krüsken 2006). Dazu liegen für den deutschsprachigen Raum und die Schweiz nur wenige empirische Befunde vor.

Die vorliegende Studie leistet einen Beitrag zur Schliessung dieser Lücke und untersucht, wie sich die schulischen Leistungen in den Kernfächern Deutsch und Mathematik von Schülerinnen und Schülern mit unterschiedlich hohem Bildungsniveau der Eltern im Verlauf der letzten drei Primarschuljahre entwickeln. Vergrössert sich die Leistungskluft zwischen diesen Gruppen bis zum Übergang in die Sekundarstufe I, bleibt sie unverändert oder verringert sie sich?

Differenzielle Leistungsentwicklung wird in der psychologisch-pädagogischen Forschung unter anderem auf individuelle Disparitäten in den schulischen Lernvoraussetzungen wie kognitive Grundfähigkeiten und Vorwissen zurückgeführt (Weinert und Hany 2003; Maaz et al. 2009). So ist der Erwerb neuen Wissens aussichtsreicher, wenn günstigere kognitive Grundfähigkeiten und ein höheres fachspezifisches Vorwissen vorhanden sind (Renkl 1996; Pfost et al. 2010). Bereits geringe Disparitäten in den Lernvoraussetzungen zu Beginn der Schullaufbahn können sich dadurch im Laufe der Zeit zu beträchtlichen Leistungsdisparitäten ausweiten (Maaz et al. 2009). Da die Lernvoraussetzungen beim Schuleintritt mit der sozialen Herkunft korrelieren, ist es bei der Überprüfung von Herkunftseffekten auf die Leistungsentwicklung wichtig, Effekte von Lernvoraussetzungen und Herkunftseffekte klar zu trennen.

Im Folgenden werden zunächst theoretische Erklärungsansätze und empirische Befunde zur Entstehung herkunftsbedingter Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf vorgestellt. Nach der Präsentation der Daten und des methodischen Vorgehens (Abschnitt 3) werden in Abschnitt 4 die empirischen Ergebnisse dargestellt. Die zentralen Befunde werden in Abschnitt 5 zusammengefasst und vor dem Hintergrund möglicher bildungspolitischer Massnahmen diskutiert.

2 Theoretischer Rahmen und Forschungsstand

Zur Erklärung herkunftsbedingter Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf werden in der Literatur verschiedene Ansätze diskutiert. Ihnen ist gemeinsam, dass sie mehrheitlich eine Zunahme solcher Disparitäten im Schulverlauf erwarten lassen – allerdings mit unterschiedlichen zugrundeliegenden Wirkungsmechanismen: Mit Fokus auf *ausserschulische* oder auf *schulische* Faktoren (Reardon 2003).

Erklärungsansätze mit Fokus auf *ausserschulische* Faktoren führen herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten in erster Linie auf unterschiedliche Sozialisations- und Lernprozesse in Familie und Nachbarschaft sowie auf Unterschiede in der Nutzung ausserfamiliärer Betreuungsangebote zurück. Je nach Verfügbarkeit ökonomischer, sozialer und kultureller Ressourcen (Bourdieu 1983) im Elternhaus, die ihrerseits stark durch die soziale Herkunft bestimmt sind, profitieren Kinder und Jugendliche von unterschiedlich anregungsreichen Lern- und Entwicklungsumgebungen (Jungbauer-Gans 2004; Watermann und Baumert 2006; Becker und Lauterbach 2010). Für den frühen Kompetenzerwerb kommt dabei vor allem dem Bildungsniveau der Eltern, als zentraler Indikator für das kulturelle Kapital (Bourdieu 1983) des Elternhauses, eine besondere Bedeutung zu. Dagegen wirken sich andere Herkunftsmerkmale wie der Sozialstatus der Eltern und damit verknüpfte sozioökonomische Ressourcen weniger stark auf den frühen Kompetenzerwerb aus – nach Kontrolle der elterlichen Bildung sind oftmals keine Effekte des Sozialstatus auf den Kompetenzerwerb mehr feststellbar (vgl. z. B. Ditton und Krüsken 2006).¹ So sind beispielsweise Eltern mit hohem Bildungsniveau dank ihren vergleichsweise günstigeren schulrelevanten Fähigkeiten und ihrer Vertrautheit mit dem Bildungssystem eher in der Lage, kognitive Lernprozesse ihrer Kinder kontinuierlich zu fördern, Lerndefizite frühzeitig zu erkennen und diesen durch geeignete Massnahmen wie Aufgabenhilfe entgegenzuwirken (Kristen 2008). Daneben profitieren Kinder von bildungsnahen Eltern auch von einem bildungsaffineren Sozialisationsmilieu wie der Vermittlung von Sprachkultur, Lernmotivation und Bildungsaspirationen (Becker 2011). Unterschiedliche familiäre Ressourcenausstattungen führen nicht nur zu ungleichen schulischen Lernvoraussetzungen beim Schuleintritt, sondern wirken sich darüber hinaus auch auf die schulische Leistungsentwicklung aus, wie Untersuchungen zum ausserschulischen Lernen zeigen (Downey et al. 2004; Becker et al. 2008).

Im Gegensatz dazu betonen Erklärungsansätze mit Fokus auf *schulische* Faktoren die Bedeutung der Schule für die Entstehung herkunftsbedingter Leistungsdisparitäten. Diese werden mit Unterschieden in der Lehr- und Lernumgebungen *zwischen* den

1 Effekte des Sozialstatus dürften stärker im Kontext rationaler Bildungsentscheidungen für weiterführende Berufs- und Bildungsgänge zum Tragen kommen (Boudon 1974; Erikson und Jonsson 1996) – wobei neuere Untersuchungen darauf hindeuten, dass sich die Reproduktion sozialer Disparitäten in der Bildungsbeteiligung vorwiegend über das Bildungsniveau und weniger über den Sozialstatus der Eltern zu vollziehen scheint (Stamm und Lamprecht 2005; Buchmann et al. 2007; Shavit et al. 2007).

Schulen oder diskriminierenden Anerkennungs- und Belohnungsstrukturen *innerhalb* von Schulen erklärt. Erklärungsansätze basierend auf Unterschieden *zwischen* den Schulen betonen den schulischen Kontext als Folge der soziokulturellen Segregation von Schulen (Coleman et al. 1966; Baumert et al. 2006). Dieser Kontext beeinflusst die Lehr- und Lernbedingungen vermittelt über Anpassungen des Unterrichts an das Leistungs- und Fähigkeitsniveau einer Klasse, Vergleichsprozesse innerhalb der Schülerschaft oder normative Wertvorstellungen innerhalb der Peergroup und der Elternschaft. Konzentrieren sich Schülerinnen und Schüler aus tieferen Sozialschichten vorwiegend in Schulen mit ungünstigen Lehr- und Lernbedingungen, wirkt sich das unabhängig von individuellen Lernvoraussetzungen negativ auf die schulische Leistungsentwicklung aus (Reardon 2003; Baumert et al. 2006). Demgegenüber argumentieren Erklärungsansätze basierend auf Unterschieden *innerhalb* von Schulen, dass die Schule nicht neutral im Umgang mit Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher sozialer Herkunft ist. Nach Bourdieu und Passeron (1971) beispielsweise führt die Anerkennung und Belohnung der dominanten Gesellschaftskultur, die ihrer Ansicht nach im Bildungssystem vorherrschend ist, zur Verstärkung von Bildungsdisparitäten zwischen Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher Sozialschichten. Andere Autoren führen herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten auf diskriminierendes Verhalten der Schule, auf sozial selektive Erwartungen der Lehrpersonen (Baron et al. 1985; Kronig 2007) oder auf unterschiedliche Interaktionsmuster zwischen Eltern und Schule (Lareau 2000) zurück.

Beide Ansätze lassen eine Vergrößerung der Leistungskluft zwischen Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher sozialer Herkunft im frühen Schulverlauf erwarten. Das elterliche Bildungsniveau als zentrale kulturelle Ressource dürfte dabei vor allem vermittelt über elterliche Unterstützungs- und Motivationsprozesse eine wichtige Rolle spielen. Daneben sprechen auch schulische Faktoren für eine Verstärkung herkunftsspezifischer Leistungsdisparitäten. Eltern mit hohem Bildungsniveau sind aufgrund ihrer vergleichsweise privilegierteren finanziellen Ausstattung eher in der Lage, ihre Kinder auf Schulen mit günstigeren Lehr- und Lernbedingungen zu schicken – etwa durch die Wohnortwahl.

Übereinstimmend mit diesen theoretischen Erwartungen sprechen die vorwiegend aus den USA stammenden empirischen Befunde mehrheitlich für eine Vergrößerung herkunftsbedingter Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf (Alexander et al. 2001; Luyten et al. 2003; Reardon 2003; Burkam et al. 2004; Downey et al. 2004; LoGerfo et al. 2006; Alexander et al. 2007; Cheadle 2008). Für den deutschsprachigen Raum liegen dagegen erst wenige Untersuchungen vor. Ditton und Krüsken (2006) finden eine Vergrößerung herkunftsbedingter Leistungsdisparitäten im Laufe von zwei Jahren an deutschen Grundschulen. Auch für die Schweiz deuten bisherige Untersuchungen für den Zürcher Primarschulbereich auf eine Vergrößerung herkunftsbedingter Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf hin (Moser und Hollenweger 2008; Moser et al. 2011, vgl. auch Kronig 2007).

Allerdings bleibt aufgrund der vorliegenden Befundlage mehrheitlich unklar, wie sich herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten auch unabhängig von persönlichen kognitiven Leistungspotentialen entwickeln. Mit unserer Studie möchten wir an die vorliegende Befundlage anknüpfen und diese Frage am Beispiel der Entwicklung der Deutsch- und Mathematikleistungen in den letzten drei Primarschuljahren untersuchen. Basierend auf den theoretischen Ausführungen und den bisherigen empirischen Befunden lässt sich folgende These zur Entwicklung herkunftsspezifischer Leistungsdisparitäten ableiten: *Schülerinnen und Schüler mit geringem elterlichen Bildungsniveau weisen im Verlauf der Primarschule eine schwächere Leistungsentwicklung auf als Schülerinnen und Schüler mit hohem elterlichen Bildungsniveau.* Als Folge davon öffnet sich die Leistungskluft zwischen Schülerinnen und Schülern mit geringem und hohem elterlichen Bildungsniveau. Um mögliche Konfundierungen des elterlichen Bildungsniveaus mit persönlichen Leistungspotentialen zu berücksichtigen, wird die Leistungsentwicklung der Schülerinnen und Schüler in Abhängigkeit des elterlichen Bildungsniveaus unter Kontrolle der beiden zentralen schulischen Lernvoraussetzungen «kognitive Grundfähigkeiten» und «schulrelevantes Vorwissen» untersucht.

3 Daten und methodisches Vorgehen

Unsere empirischen Analysen basieren auf Daten der *Zürcher Längsschnittstudie*, eine für den Kanton Zürich repräsentative Längsschnittuntersuchung zur Entwicklung der schulischen Leistungen und des motivational-emotionalen Befindens von Primarschülerinnen und -schülern mit drei Erhebungswellen (Moser et al. 2011). Die erste Erhebung fand im Jahr 2003 unmittelbar nach Schuleintritt (T1) statt. Danach folgten im Abstand von drei Jahren weitere zwei Erhebungen: am Ende der dritten Primarklasse (T2) und am Ende der sechsten Primarklasse (T3), kurz vor dem Übergang in die Sekundarstufe I. Bei der ersten Erhebung wurde ein stratifiziertes Zufallssample von 120 Primarklassen mit insgesamt 2 046 Schülerinnen und Schülern gezogen. Am Ende der dritten Primarklasse (T2) sind noch 1 960 Schülerinnen und Schüler (96% der Basisstichprobe) und am Ende der sechsten Primarklasse (T3) noch 1 803 Schülerinnen und Schüler (88% der Basisstichprobe) in der Längsschnittstichprobe verblieben.

Für die Analysen wurden in erster Linie Daten der Erhebungen am Ende der dritten (T2) und am Ende der sechsten Primarklasse (T3) verwendet. Die Leistungsdaten beim Schuleintritt (T1) können nicht als abhängige Variable verwendet werden, weil nur die Leistungsdaten der zweiten und dritten Erhebung auf einer einheitlichen Skala gemessen wurden. In die Analysen wurden alle Schülerinnen und Schüler einbezogen, die in eine Regelklasse eingeschult wurden und sich zum Zeitpunkt der zweiten Erhebung (T2) in der dritten Primarklasse befanden ($N=1\,714$).

Die Ausfallquote des Analysesamples zwischen den beiden Erhebungen betrug rund 12 Prozent (T2: $N=1\,714$; T3: $N=1\,500$). Die Verteilung der Schülerinnen und Schüler nach untersuchungsrelevanten Merkmalen war allerdings zu beiden Erhebungszeitpunkten weitgehend vergleichbar (vgl. Tabelle 1). Die Ausfälle führten somit zu keinen Verzerrungen der Längsschnittstichprobe.

Abhängige Variablen: Die abhängigen Variablen der Untersuchung sind die Deutsch- und Mathematikleistungen der Schülerinnen und Schüler am Ende der dritten (T2) und am Ende der sechsten Primarklasse (T3), die anhand von eigens für die *Zürcher Längsschnittstudie* entwickelten standardisierten Leistungstests erhoben wurden. Die verwendeten Deutschtests umfassten Aufgaben aus Lehrplanbereichen wie «Lesen», «Sprachbetrachtung» und «Schreiben»; die Mathematiktests Aufgaben aus Lehrplanbereichen wie «Arithmetik», «Grössen» und «Geometrie» (Moser und Hollenweger 2008; Moser et al. 2011). Die Leistungstests wurden auf der Grundlage des Rasch-Modells (Rost 2004) mit dem Programm ConQuest (Wu et al. 2007) skaliert. Die interne Konsistenz der Leistungstests war zu beiden Testzeitpunkten hinreichend hoch und vergleichbar (PV Reliabilität zwischen .91 und .98). Basierend auf Testaufgaben (*link-items*), die zwischen der dritten und sechsten Primarklasse in jeweils aufeinanderfolgenden Schuljahren gemeinsam eingesetzt wurden, konnten die Tests auf einer gemeinsamen Leistungsdimension skaliert werden (Moser und Bayer 2008). Dadurch lassen sich Leistungsveränderungen über die Zeit untersuchen. Als personenspezifische Leistungswerte dienen fünf *plausible values* bzw. multiple Imputationen (Rubin 1987), die eine *messfehlerbereinigte* Schätzung von Populationsparametern ermöglichen. *Plausible values* stellen Zufallsziehungen aus a-posteriori Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Kompetenzen dar, die für jede Schülerin und für jeden Schüler aufgrund der Lösungswahrscheinlichkeiten und der Aufgabenschwierigkeiten sowie unter Berücksichtigung personenspezifischer Hintergrundvariablen geschätzt werden (Mislevy et al. 1992).

Erklärende Variable: Unsere erklärende Variable ist das *höchste Bildungsniveau der Eltern*, das mit dem Elternfragebogen bei der zweiten Erhebung (T2) erfragt wurde. Das höchste Bildungsniveau der Eltern wurde in vier Kategorien eingeteilt: (1) höchstens obligatorische Schulausbildung; (2) Mittelschulabschluss (Matura/DMS/Lehrerseminar); (3) höhere Fachausbildung / Fachhochschulabschluss; (4) Universitätsabschluss. Leider können aufgrund der vorliegenden Datenlage keine weiteren sozialen Herkunftsvariablen in die Analysen einbezogen werden. Neben dem Effekt des elterlichen Bildungsniveaus auf den Kompetenzerwerb wäre insbesondere der Effekt des Sozialstatus von Interesse. Die Daten enthalten jedoch keine Angaben zum Einkommen oder zum Beruf der Eltern.

Kontrollvariablen: Um mögliche Konfundierungen der Bildungseffekte mit migrationsbedingten Effekten auf die Leistungsentwicklung zu berücksichtigen, wurde die *zu Hause gesprochene Sprache* und der *Migrationshintergrund* der Schülerinnen und Schüler in die Analysen einbezogen. Für die schulischen Leistungen

dürfte vor allem die Kenntnis der Testsprache von Bedeutung sein. Zudem ist für Migrantinnen und Migranten die Verwertung kultureller Ressourcen (z. B. Bildungsabschluss) im Einwanderungsland oftmals nicht in gleichem Ausmass möglich wie im Herkunftsland (Esser 1999; Kristen 2008).

Der *Migrationshintergrund* der Schülerinnen und Schüler wurde in Anlehnung an die internationale Schulleistungsvergleichsstudie *PISA* (OECD 2010) mit einer Dummyvariablen zum Geburtsland der Eltern operationalisiert. Die Schülergruppe mit Migrationshintergrund umfasst die Schülerinnen und Schüler, deren beide Eltern im Ausland geboren wurden. Alle anderen Schülerinnen und Schüler wurden als einheimisch bezeichnet. Die Referenzkategorie bilden die einheimischen Schülerinnen und Schüler.

Bei der *zu Hause gesprochenen Sprache* wurde mit einer Dummyvariablen unterschieden, ob die Schülerinnen und Schüler zu Hause mehrheitlich die Testsprache (Deutsch) oder eine andere Sprache als die Testsprache sprechen. Die Referenzkategorie bilden die Schülerinnen und Schüler, die zu Hause die Testsprache sprechen.

Die *kognitiven Grundfähigkeiten* als Indikator der allgemeinen Intelligenz der Schülerinnen und Schüler wurden unmittelbar nach Schuleintritt (T1) mit dem sprachneutralen Grundintelligenztest «Culture Fair Intelligence Test (CFT 1)» erfasst (Weiss und Osterland 1997). Die kognitiven Grundfähigkeiten wurden z-standardisiert.

Das schulrelevante *mathematische und sprachliche Vorwissen* schliesslich wurde unmittelbar nach Schuleintritt (T1) mit standardisierten Leistungstests erfasst (Moser et al. 2005). Mit dem Mathematiktest wurde die Fähigkeit geprüft, Zahlen zu benennen, Objekte zu zählen, die Position von Objekten in einer Reihe zu bestimmen, Zahlenreihen zu ergänzen sowie zwei Zahlen zu addieren und zu subtrahieren. Die sprachlichen Fähigkeiten wurden über das Leseverständnis und die Wortschatzkenntnisse erfasst. Beim Leseverständnis wurde das Erkennen von Buchstaben, das Lesen von Silben, Wörtern und Sätzen sowie das Verständnis der gelesenen Wörter und Sätze geprüft; beim Wortschatzverständnis die Fähigkeit, Objekte und Aktivitäten mit Wörtern zu benennen. Für das sprachliche Vorwissen wurde der Mittelwert der Lese- und Wortschatzleistungen verwendet. Die Leistungswerte (*Weighted Likelihood Estimates*) wurden z-standardisiert.

Statistische Analyse und Umgang mit fehlenden Werten: Zur Analyse der Entwicklung der Deutsch- und Mathematikleistungen in Abhängigkeit des elterlichen Bildungsniveaus wurden hierarchische lineare Wachstumsmodelle (3-Ebenen-Modelle) geschätzt (Hox 2010). In ihrer einfachsten Form besteht die hierarchische Modellierung von Wachstumsmodellen darin, dass die untersuchten Schülerinnen und Schüler die Beobachtungseinheiten auf der Ebene II und die zeitlich aufeinanderfolgenden Messwiederholungen die Beobachtungseinheiten auf der Ebene I darstellen. Dabei sind die Beobachtungseinheiten der Ebene I in den Beobachtungseinheiten der Ebene II geschachtelt. Für jede Schülerin und für jeden

Schüler werden auf der Ebene I individuelle Wachstumsverläufe geschätzt, deren Wachstumsparameter auf der Ebene II die abhängigen Variablen darstellen und in Abhängigkeit schülerspezifischer Merkmale erklärt werden können.

Aufgrund der vorliegenden Datenstruktur ergibt sich eine zusätzlich zu berücksichtigende Hierarchieebene: Die zur Untersuchung stehenden Schülerinnen und Schüler werden in Schulklassen unterrichtet und stellen deshalb keine voneinander unabhängigen Beobachtungseinheiten dar (Hox 2010). So ist beispielsweise aufgrund von Unterrichts- bzw. Klasseneffekten zu erwarten, dass sich die schulischen Leistungen von Schülerinnen und Schülern derselben Klassen ähnlicher sind als jene von Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher Klassen. In den geschätzten Wachstumsmodellen wurde deshalb die Klassenebene als dritte Hierarchieebene berücksichtigt.

Das Wachstumsmodell wird auf Ebene I (Zeitebene) in Gleichung 1 beschrieben:

$$Y_{ij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} T_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

Die abhängige Variable Y_{ij} ist die Deutsch- bzw. Mathematikleistung einer Schülerin oder eines Schülers i in Klasse j zum Zeitpunkt t . Die Variable T_{ij} repräsentiert den Messzeitpunkt der Leistungen; in unserem Fall mit Null für den Messzeitpunkt am Ende der dritten Primarklasse (T2) und mit Eins für den Messzeitpunkt am Ende der sechsten Primarklasse (T3) codiert. Demzufolge erfasst π_{0ij} die Ausgangsleistung der Schülerin oder des Schüler i in Klasse j am Ende der dritten Primarklasse und der Steigungskoeffizient π_{1ij} die lineare Zuwachsrate bis zum Ende der sechsten Primarklasse. Der Term e_{ij} beschreibt den Fehler der Ebene I und wird als normalverteilte Zufallsvariable betrachtet.

Auf Ebene II (Schülerebene) des Wachstumsmodells wird in den Gleichungen (2) und (3) modelliert, wie die in Ebene I geschätzte Ausgangsleistung am Ende der dritten Primarklasse π_{0ij} und deren Zuwachsrate π_{1ij} in Abhängigkeit schülerspezifischer Merkmale variieren:

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \beta_{01-03j} \text{Bildung}_{ij} + \beta_{04j} \text{Migrationshintergrund}_{ij} + \beta_{05j} \text{Sprache}_{ij} + \beta_{06j} \text{Geschlecht}_{ij} + \beta_{07j} \text{IQ}_{ij} + \beta_{08j} \text{Vorwissen}_{ij} + r_{0ij} \quad (2)$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + \beta_{11-13j} \text{Bildung}_{ij} + \beta_{14j} \text{Migrationshintergrund}_{ij} + \beta_{15j} \text{Sprache}_{ij} + \beta_{16j} \text{Geschlecht}_{ij} + \beta_{17j} \text{IQ}_{ij} + \beta_{18j} \text{Vorwissen}_{ij} + r_{1ij} \quad (3)$$

Dabei stehen die Terme β_{00j} bzw. β_{10j} für die mittlere Ausgangsleistung der Referenzgruppe am Ende der dritten Primarklasse in Klasse j bzw. deren mittlere Zuwachsrate. Die Koeffizienten $\beta_{01j} - \beta_{03j}$ bzw. $\beta_{11j} - \beta_{13j}$ entsprechen den Effekten der vierstufigen Variablen zum höchsten Bildungsniveau der Eltern auf die Ausgangsleistung bzw. deren

Zuwachsrate. Die Referenzkategorie bilden die Schülerinnen und Schüler, deren Eltern höchstens einen obligatorischen Schulabschluss aufweisen. Die Koeffizienten β_{04j} bzw. β_{14j} zeigen die Effekte eines *Migrationshintergrundes* und die Koeffizienten β_{05j} bzw. β_{15j} die Effekte der *zu Hause gesprochenen Sprache*. Bei der Variablen zum Migrationshintergrund bilden die einheimischen Schülerinnen und Schüler die Referenzkategorie, bei der Variablen zur zu Hause gesprochenen Sprache jene, die zu Hause mehrheitlich die Testsprache sprechen. Die Koeffizienten β_{06j} bzw. β_{16j} erfassen die Effekte des Geschlechts auf die Ausgangsleistung bzw. deren Zuwachsrate – die Referenzkategorie bilden die Knaben; die Koeffizienten β_{07j} bzw. β_{17j} die Effekte der *kognitiven Grundfähigkeiten* und die Koeffizienten β_{08j} bzw. β_{18j} jene des *schulrelevanten Vorwissens*. Die Terme r_{0ij} bzw. r_{1ij} beschreiben die schülerspezifischen Fehler der Ebene II und berücksichtigen, dass die Ausgangsleistung β_{00j} bzw. deren Zuwachsrate β_{10j} zwischen den Schülerinnen und Schülern variieren kann. Auch sie werden als normalverteilte Zufallsvariablen betrachtet.

Auf Ebene III (Klassenebene) schliesslich wird in den Gleichungen (4) und (5) durch die Schätzung der klassenspezifischen Fehlerterme u_{00j} bzw. u_{10j} modelliert, dass die mittlere Ausgangsleistung einer Klasse β_{00j} bzw. deren Zuwachsrate β_{10j} zufällig zwischen den Klassen variieren kann:

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j} \quad (4)$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + u_{10j} \quad (5)$$

Die Schätzung des Wachstumsmodells mit nur zwei Messzeitpunkten führt zu gewissen Einschränkungen und erfordert vereinfachende Annahmen. Zum einen geht das in den Gleichungen (1) bis (5) beschriebene Wachstumsmodell von einem *linearen* Wachstum aus. Die spezifische Form des Wachstumsverlaufs – inwiefern beispielsweise mit zunehmender Beschulung eine Abflachung des Leistungszuwachses festzustellen ist – kann durch den Einbezug von lediglich zwei Messzeitpunkten nicht untersucht werden. Zum anderen können mit dem Vorliegen von nur zwei Messzeitpunkten die Fehler e_{ij} , r_{0ij} und r_{1ij} und deren Varianzen nicht gleichzeitig aus den Daten geschätzt werden – das Modell ist nicht identifiziert. Damit die für unsere Fragestellung inhaltlich relevanten Varianzen der Fehler r_{0ij} und r_{1ij} der Ebene II (Varianz der Ausgangsleistung bzw. Zuwachsrate zwischen den Schülerinnen und Schülern) dennoch geschätzt werden können, wurde die Varianz des Fehlers e_{ij} der Ebene I (Zeitebene) als bekannt vorausgesetzt, d. h. aus der Reliabilität der Leistungstests und der Gesamtvarianz der Testleistungen zu den beiden Messzeitpunkten abgeleitet (vgl. Benson und Borman 2007 und Duncan et al. (2006) im Kontext latenter Wachstumsmodelle mit zwei Messzeitpunkten).² Die Schätzung

2 Für die Leistungsmasse wurde die mittlere Messfehlervarianz zu den beiden Messzeitpunkten berechnet. Die Messfehlervarianz pro Zeitpunkt ergibt sich aus der Multiplikation von $1 - \text{Testreliabilität}$ und der *Gesamtvarianz des Tests*.

der Varianzanteile auf der Schülerebene hängt dadurch von der korrekten Schätzung der Fehlervarianz auf der Ebene I ab. Die auf der Grundlage der Testreliabilität basierende Fehlerschätzung berücksichtigt zwar die interne Konsistenz des Leistungsmasses, nicht aber zeitliche Instabilitäten (Taris 2008). Sie stellt damit eine Untergrenze der tatsächlichen Fehlervarianz der Ebene I dar. Als Folge davon wird die Fehlervarianz auf der Ebene I (Zeitebene) tendenziell unterschätzt und jene auf

Tabelle 1 Deskriptive Beschreibung der Längsschnittstichprobe bei beiden Erhebungszeitpunkten

	Stichprobe am Ende der dritten Primarklasse (T2) (N = 1 714)				Verbleibende Stichprobe am Ende der sechsten Primarklasse (T3) (N = 1 500)			
	Anteile in %				Anteile in %			
Höchstes Bildungsniveau der Eltern								
Obligatorische Ausbildung	29.3%				29.2%			
Mittelschule	23.8%				23.5%			
Fachhochschule	23.9%				24.4%			
Universität	23.0%				22.9%			
Migrationshintergrund								
Einheimische	54.0%				54.0%			
Mit Migrationshintergrund	46.0%				46.0%			
Zu Hause gesprochene Sprache								
Testsprache	67.6%				67.8%			
Andere Sprache als die Testsprache	32.4%				32.2%			
Prozentanteil Knaben	49.4%				48.7%			
	M	SD	Min	Max	M	SD	Min	Max
Schulrelevantes Vorwissen (T1)								
Deutschleistung	0.0	1.0	-3.2	2.6	0.0	1.0	-3.2	2.6
Mathematikleistung	0.0	1.0	-3.0	3.6	0.0	1.0	-3.0	3.6
Kognitive Grundfähigkeiten	0.0	1.0	-2.2	3.0	0.0	1.0	-2.2	3.0
Leistungen Ende dritter Klasse (T2)								
Deutschleistung	500	100	129	811	503	99	129	811
Mathematikleistung	500	100	166	873	502	99	166	835
Leistungen Ende sechster Klasse (T3)								
Deutschleistung					649	104	294	989
Mathematikleistung					700	101	416	1020

Anmerkungen: Für das Analysesample wurden nur Schülerinnen und Schüler berücksichtigt, die in eine Regelklasse eingeschult wurden und sich bei T2 in der dritten Primarklasse befanden. M = Mittelwert; SD = Standardabweichung.

der Ebene II (Schülerebene) tendenziell überschätzt. Die Varianzschätzungen fallen jedoch realistischer aus, als wenn im Rahmen herkömmlicher Auswertungsmethoden mit Differenzwerten oder mit Nachtestwerten (kontrolliert für Vortestwerte) als abhängige Variable gerechnet würde, bei der interindividuelle Unterschiede innerhalb von Gruppen als Fehler betrachtet werden (Renkl und Gruber 1995).³

Die hierarchischen Wachstumsmodelle wurden mit dem Statistikprogramm HLM 7 (Raudenbush et al. 2011) geschätzt. Der Anteil fehlender Werte in den unabhängigen Variablen betrug knapp vier Prozent. Um keine verzerrten Schätzungen aufgrund systematischer Ausfälle zu erhalten, wurden die fehlenden Werte in den unabhängigen Variablen mit dem Verfahren der Multiplen Imputation (Rubin 1987) ersetzt. Dafür wurden mit dem Programm MPLUS (Muthén und Muthén 2010) zehn vollständige Datensätze erzeugt. Das Imputationsmodell basiert auf allen in den Analysemodellen einbezogenen Variablen sowie deren Interaktionstermen.

4 Ergebnisse

Die Schätzmodelle zur Entwicklung der Deutschleistung vom Ende der dritten (T2) bis zum Ende der sechsten Primarklasse (T3) sind in Tabelle 2 gezeigt. Die dargestellten hierarchischen Wachstumsmodelle beschreiben die schulische Leistungsentwicklung unter Einbezug einer steigenden Anzahl von Prädiktoren.

Das erste Modell enthält lediglich die *Zeitvariable* als Prädiktor und zeigt die mittlere Ausgangsleistung am Ende der dritten Primarklasse sowie den mittleren Leistungszuwachs bis zum Ende der sechsten Primarklasse. Bei der Skalierung der Leistungstests wurde die Ausgangsleistung auf einen Mittelwert von 500 Punkten und eine Standardabweichung von 100 Punkten standardisiert; im Wachstumsmodell wird sie auf einen Mittelwert von 487 Punkten geschätzt (*Empirical Bayes estimates*). Es zeigt sich, dass die Schülerinnen und Schüler in den letzten drei Jahren der Primarschule ihre Deutschleistungen um 149 Punkte verbessern können. Entsprechend bedeutet dies einen jährlichen Zuwachs von knapp einer halben Standardabweichung. Dies stimmt mit den Ergebnissen bisheriger Untersuchungen weitgehend überein (vgl. z. B. Ditton und Krüsken 2006). Die Varianzkomponenten der Wachstumsparameter sind sowohl auf der Ebene der Schülerinnen und Schüler wie auch auf der Ebene der Klassen statistisch signifikant. Dies bedeutet, dass sich die Ausgangsleistungen sowie die Leistungszuwächse zwischen den Schülerinnen und Schülern und zwischen den Klassen unterscheiden. Die Varianzschätzungen zeigen,

3 Es sei darauf hingewiesen, dass die Analysen auch anhand eines Zweiebenen-Modells (Ebene I: Schülerinnen und Schüler; Ebene II: Schulklassen) mit der Leistung zu T3 als abhängige Variable und den Prädiktoren Leistung zu T2, elterliches Bildungsniveau, Migrationshintergrund, zu Hause gesprochene Sprache, Geschlecht, kognitive Grundfähigkeiten und schulisches Vorwissen vorgenommen wurden. Die Herkunftseffekte dieser Analysen stimmen weitgehend mit jenen des Wachstumsmodells überein.

dass drei Viertel der fehlerbereinigten Gesamtvarianz in der Ausgangsleistung auf Unterschiede zwischen Schülerinnen und Schülern und ein Viertel auf Unterschiede zwischen Klassen zurückzuführen ist. Ähnliche Varianzaufteilungen sind für den Leistungszuwachs feststellbar. Vier Fünftel der fehlerbereinigten Gesamtvarianz im Leistungszuwachs ist auf Unterschiede zwischen Schülerinnen und Schülern zurückführbar, ein Fünftel auf Unterschiede zwischen Klassen. Erwartungsgemäss unterscheiden sich die schulischen Leistungen in erster Linie zwischen den Schülerinnen und Schülern. Die Ergebnisse verdeutlichen allerdings, dass diese auch zu einem beträchtlichen Teil durch klassen- oder schulspezifische Kontextfaktoren beeinflusst werden.

In Modell 2 wurde das *Bildungsniveau der Eltern* als Prädiktor in die Analysen einbezogen. Erwartungsgemäss wirkt sich dieses signifikant positiv auf die Deutschleistung am Ende der dritten Primarklasse aus. Mit 66 Punkten bzw. zwei Drittel einer Standardabweichung ist die Leistungsdifferenz zwischen den Schülerinnen und Schülern, deren Eltern einen Universitätsabschluss besitzen, und solchen, deren Eltern höchstens einen obligatorischen Schulabschluss aufweisen, am höchsten. Das elterliche Bildungsniveau wirkt sich aber nicht nur positiv auf die Leistung am Ende der dritten Primarklasse aus, sondern hat auch einen starken positiven Einfluss auf den Leistungszuwachs bis zum Ende der sechsten Primarklasse. Die Schülerinnen und Schüler, deren Eltern einen Fachhochschul- oder Universitätsabschluss besitzen, erzielen einen um 15 bzw. 21 Punkte höheren Leistungszuwachs als solche, deren Eltern höchstens einen obligatorischen Schulabschluss aufweisen. Bis zum Ende der Primarschule vergrössern sich somit im Deutsch die Leistungsdisparitäten zwischen Schülerinnen und Schülern von Eltern mit unterschiedlich hohem Bildungsniveau: Die Leistungskluft wird grösser.

In Modell 3 wurde für den *Migrationshintergrund*, die *zu Hause gesprochene Sprache* und das *Geschlecht* der Schülerinnen und Schüler kontrolliert. Durch den Einbezug des Migrationshintergrunds und der zu Hause gesprochenen Sprache kann eine mögliche Konfundierung des Bildungseffektes mit migrationsbedingten Effekten berücksichtigt werden. Beide Merkmale wirken sich signifikant negativ auf die Deutschleistung am Ende der dritten Primarklasse aus. Zwischen den einheimischen Schülerinnen und Schülern und solchen mit Migrationshintergrund beträgt die Leistungsdisparität 27 Punkte. Darüber hinaus erzielen die Schülerinnen und Schüler, die zu Hause die Testsprache sprechen, ein um 36 Punkte besseres Ergebnis als solche, die zu Hause eine andere Sprache als die Testsprache sprechen. Auch das Geschlecht ist für die Ausgangsleistung von Bedeutung. Am Ende der dritten Primarklasse weisen die Knaben einen Leistungsrückstand von 39 Punkten auf. Gleichzeitig reduziert sich in Modell 3 der Effekt der elterlichen Bildung auf die Ausgangsleistung, was auf die Konfundierung der beiden Migrationsvariablen und des elterlichen Bildungsniveaus zurückzuführen ist. Die Ergebnisse zeigen zudem, dass der Migrationshintergrund, die zu Hause gesprochene Sprache und

das Geschlecht keinen Einfluss auf den Leistungszuwachs ausüben. Die Effekte der elterlichen Bildung auf den Leistungszuwachs hingegen bleiben auch nach Kontrolle des Migrationshintergrunds, der zu Hause gesprochenen Sprache und des Geschlechts bestehen. Der geringere Leistungszuwachs von Schülerinnen und Schülern mit geringem elterlichen Bildungsniveau kann somit nicht auf migrationsbedingte Faktoren zurückgeführt werden.

Weil das Bildungsniveau der Eltern und das Leistungspotential ihrer Kinder üblicherweise positiv korrelieren, könnte der herkunftsspezifische Leistungszuwachs ein Effekt dieser Unterschiede in den schulischen Lernvoraussetzungen sein. Um dies zu berücksichtigen, wurden in Modell 4 die *kognitiven Grundfähigkeiten* und das *schulrelevante Vorwissen* kontrolliert. Die Ergebnisse zeigen, dass die schulischen Lernvoraussetzungen relativ stark mit der Leistung am Ende der dritten Primarklasse korrelieren. Ihr Einbezug führt erwartungsgemäss auch zu einer beträchtlichen Reduktion des Effekts des elterlichen Bildungsniveaus auf die Ausgangsleistung. Zudem sind bei gleichen schulischen Lernvoraussetzungen am Ende der dritten Primarklasse keine Leistungsunterschiede mehr nach dem Migrationshintergrund und der zu Hause gesprochenen Sprache der Schülerinnen und Schüler feststellbar. Migrationsbedingte Faktoren dürften somit vorwiegend für die vorschulische Entwicklung von Bedeutung sein.

Die im Zentrum dieser Analyse stehenden Effekte des elterlichen Bildungsniveaus auf den Leistungszuwachs bleiben auch nach Kontrolle der schulischen Lernvoraussetzungen – die bemerkenswerter Weise in keinem Zusammenhang mit dem Leistungszuwachs stehen – erhalten. Die Vergrösserung der Leistungsdisparitäten zwischen Schülerinnen und Schülern mit hohem und geringem elterlichem Bildungsniveau ist somit nicht Ausdruck unterschiedlich vorteilhafter schulischer Lernvoraussetzungen beim Schuleintritt. Vielmehr zeigen die Ergebnisse, dass die Vergrösserung der Leistungsdisparitäten auf herkunftsspezifische Entwicklungsmöglichkeiten während der letzten drei Jahre der Primarschule zurückzuführen sind.

Aufgrund der Schätzparameter in Modell 4 lässt sich die Bedeutung des elterlichen Bildungsniveaus für die Entwicklung der Leistungsdisparitäten abschätzen. Am Ende der dritten Primarklasse beträgt die Differenz in den Deutschleistungen zwischen Schülerinnen und Schülern, deren Eltern einen Universitätsabschluss besitzen und solchen, deren Eltern höchsten einen obligatorischen Schulabschluss aufweisen, – kontrolliert für den Migrationshintergrund, die zu Hause gesprochene Sprache, das Geschlecht und die schulischen Lernvoraussetzungen – knapp ein Drittel einer Standardabweichung (29 Punkte). Bis zum Ende der sechsten Primarklasse vergrössern sich diese Leistungsdisparitäten aufgrund herkunftsspezifischer Entwicklungsmöglichkeiten um mehr als den Faktor 1.5 auf nahezu eine halbe Standardabweichung (48 Punkte).

Die Ergebnisse zeigen, wie stark die schulische Leistungsentwicklung durch herkunftsspezifische Merkmale beeinflusst wird. Die relativ geringe Varianzaufklärung

Tabelle 2 Entwicklung der Deutschleistungen vom Ende der dritten bis zum Ende der sechsten Primarklasse (hierarchische Wachstumsmodelle)

Modell	1		2		3		4	
	b-Koeff.	(SE)	b-Koeff.	(SE)	b-Koeff.	(SE)	b-Koeff.	(SE)
Fixe Effekte für die Leistung am Ende der 3. Primarklasse								
Konstante	487***	(3.8)	459***	(4.9)	510***	(5.7)	503***	(5.0)
Höchstes Bildungsniveau der Eltern (Ref.: Obligatorische Ausbildung)								
Mittelschule			20**	(6.4)	21***	(6.0)	14**	(5.3)
Fachhochschule			48***	(6.2)	35***	(5.9)	20***	(5.2)
Universität			66***	(6.4)	54***	(6.2)	29***	(5.5)
Migrationshintergrund (Ref.: Einheimische)								
Mit Migrationshintergrund					-27***	(5.5)	-3	(5.0)
Zu Hause gesprochene Sprache (Ref.: Testsprache)								
Andere Sprache als die Testsprache					-36***	(5.6)	-4	(5.1)
Geschlecht (Ref.: Mädchen)								
Knaben					-39***	(4.3)	-41***	(3.8)
Kognitive Grundfähigkeiten							23***	(2.2)
Schulrelevantes Vorwissen							38***	(2.6)
Fixe Effekte für den Leistungszuwachs von der 3. – 6. Primarklasse								
Konstante	149***	(3.0)	140***	(4.3)	140***	(5.5)	141***	(5.6)
Höchstes Bildungsniveau der Eltern (Ref.: Obligatorische Ausbildung)								
Mittelschule			6	(5.7)	7	(5.8)	8	(5.7)
Fachhochschule			15*	(5.9)	13*	(6.0)	13*	(5.9)
Universität			21***	(5.8)	20***	(5.8)	19**	(5.9)
Migrationshintergrund (Ref.: Einheimische)								
Mit Migrationshintergrund					-5	(5.3)	-6	(5.5)
Zu Hause gesprochene Sprache (Ref.: Testsprache)								
Andere Sprache als die Testsprache					-3	(5.7)	-4	(5.9)
Geschlecht (Ref.: Mädchen)								
Knaben					7	(4.3)	6	(4.3)
Kognitive Grundfähigkeiten							3	(2.5)
Schulrelevantes Vorwissen							-3	(2.9)
Variable Effekte (Varianzen)								
Schülerebene								
Ausgangsleistung	7 289***		6 912***		6 144***		4 582***	
Leistungszuwachs	4 572***		4 505***		4 492***		4 476***	

Fortsetzung der Tabelle auf der nächsten Seite.

Fortsetzung der Tabelle 2.

Modell	1		2		3		4	
	b-Koeff.	(SE)	b-Koeff.	(SE)	b-Koeff.	(SE)	b-Koeff.	(SE)
Klassenebene								
Ausgangsleistung	2451***		1895***		1410***		844***	
Leistungszuwachs	986***		986***		1010***		994***	
Zeitebene	476		476		476		476	
τ_x (als Korrelation)	-.303		-.338		-.371		-.438	
τ_y (als Korrelation)	-.389		-.502		-.533		-.582	
R ² Schülerebene								
Ausgangsleistung			5.2%		15.7%		37.1%	
Leistungszuwachs			1.5%		1.7%		2.1%	
N	1710		1710		1710		1710	

Anmerkungen: Abhängige Variablen sind die Deutschleistungen am Ende der dritten und am Ende der sechsten Primarklasse. Die Leistung am Ende der dritten Primarklasse wurde auf einen Mittelwert von 500 Punkten und eine Standardabweichung von 100 Punkten standardisiert. Die kognitiven Grundfähigkeiten und das schulrelevante Vorwissen wurden z-standardisiert. Schätzmodell: Lineares 3-Ebenen-Wachstumsmodell mit zwei Messzeitpunkten auf Ebene I, Schülerinnen und Schülern auf Ebene II (N=1710) und Klassen auf Ebene III (N=415). Multiple Imputation. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

von 2.1 Prozent in den Leistungszuwächsen der Schülerinnen und Schüler verdeutlicht jedoch auch, dass die schulische Leistungsentwicklung zu einem grossen Teil auch durch weitere, in dieser Analyse nicht berücksichtigten Faktoren, beeinflusst wird. Schliesslich sei noch erwähnt, dass alle Interaktionen zwischen dem elterlichen Bildungsniveau und den einbezogenen Kontrollvariablen getestet wurden. Dabei haben sich keine statistisch signifikanten Wechselwirkungen gezeigt.

Für den Leistungszuwachs in der Mathematik ergeben sich ähnliche Befunde wie für jenen im Deutsch (vgl. Tabelle 4). Die Ergebnisse von Modell 4 zeigen, dass sich das Bildungsniveau der Eltern auch nach Kontrolle des Migrationshintergrunds, der zu Hause gesprochenen Sprache, des Geschlechts und der schulischen Lernvoraussetzungen statistisch signifikant positiv auf die Mathematikleistung am Ende der dritten Primarklasse und auf den Leistungszuwachs bis zum Ende der Primarschule auswirkt. Somit sind auch für den Fachbereich Mathematik bedeutsame Herkunftseffekte auf die Entwicklungsmöglichkeiten der Schülerinnen und Schüler nachweisbar. Am Ende der dritten Primarklasse beträgt die Leistungsdifferenz zwischen Schülerinnen und Schülern mit dem höchsten und geringsten elterlichen Bildungsniveau nahezu ein Fünftel einer Standardabweichung (18 Punkte). Bis zum Ende der Primarschule vergrössert sich diese Leistungsdifferenz um den Faktor 2.8 auf eine halbe Standardabweichung (50 Punkte): Die Leistungskluft öffnet sich auch in der Mathematik.

Die auffälligste Differenz zwischen diesen Befunden zur Mathematik und denjenigen zum Deutsch ist, dass nach Kontrolle der schulischen Lernvoraussetzungen (Modell 4) nicht nur die Effekte des Migrationshintergrunds und der zu

Tabelle 3 Entwicklung der Mathematikleistungen vom Ende der dritten bis zum Ende der sechsten Primarklasse (hierarchische Wachstumsmodelle)

Modell	1 b-Koeff. (SE)	2 b-Koeff. (SE)	3 b-Koeff. (SE)	4 b-Koeff. (SE)
Fixe Effekte für die Leistung am Ende der 3. Primarklasse				
Konstante	492*** (3.7)	471*** (4.9)	482*** (6.0)	490*** (5.0)
Höchstes Bildungsniveau der Eltern (Ref.: Obligatorische Ausbildung)				
Mittelschule		14* (6.2)	18** (6.1)	11* (4.9)
Fachhochschule		33*** (6.3)	25*** (6.2)	14** (5.0)
Universität		47*** (6.7)	40*** (6.7)	18** (5.5)
Migrationshintergrund (Ref.: Einheimische)				
Mit Migrationshintergrund			-23*** (5.4)	-7 (4.4)
Zu Hause gesprochene Sprache (Ref.: Testsprache)				
Andere Sprache als die Testsprache			-23*** (5.9)	-7 (5.0)
Geschlecht (Ref.: Mädchen)				
Knaben			21*** (4.4)	4 (3.7)
Kognitive Grundfähigkeiten				32*** (2.2)
Schulrelevantes Vorwissen				35*** (2.1)
Fixe Effekte für den Leistungszuwachs von der 3. - 6. Primarklasse				
Konstante	198*** (3.5)	187*** (4.9)	193*** (6.1)	191*** (6.1)
Höchstes Bildungsniveau der Eltern (Ref.: Obligatorische Ausbildung)				
Mittelschule		3 (6.4)	2 (6.3)	4 (6.3)
Fachhochschule		18* (6.8)	17* (6.9)	19** (7.0)
Universität		30*** (6.6)	29*** (6.7)	32*** (6.7)
Migrationshintergrund (Ref.: Einheimische)				
Mit Migrationshintergrund			1 (5.7)	-2 (5.8)
Zu Hause gesprochene Sprache (Ref.: Testsprache)				
Andere Sprache als die Testsprache			-1 (6.1)	-3 (6.2)
Geschlecht (Ref.: Mädchen)				
Knaben			-11* (4.4)	-7 (4.5)
Kognitive Grundfähigkeiten				-4 (2.9)
Schulrelevantes Vorwissen				-7* (2.9)
Variable Effekte (Varianzen)				
Schülerebene				
Ausgangsleistung	7 172***	7 022***	6 619***	4 099***
Leistungszuwachs	5 889***	5 735***	5 702***	5 626***

Fortsetzung der Tabelle auf der nächsten Seite.

Fortsetzung der Tabelle 3.

Modell	1	2	3	4
	b-Koeff. (SE)	b-Koeff. (SE)	b-Koeff. (SE)	b-Koeff. (SE)
Klassenebene				
Ausgangsleistung	2 363***	1 990***	1 904***	1 361***
Leistungszuwachs	1 182***	1 241***	1 281***	1 234***
Zeitebene				
	556	556	556	556
τ_n (als Korrelation)	-.383	-.417	-.421	-.461
τ_p (als Korrelation)	-.543	-.625	-.655	-.641
R ² Schülerebene				
Ausgangsleistung		2.1%	7.7%	42.8%
Leistungszuwachs		2.6%	3.2%	4.5%
N	1 714	1 714	1 714	1 714

Anmerkungen: Abhängige Variablen sind die Mathematikleistungen am Ende der dritten und am Ende der sechsten Primarklasse. Die Leistung am Ende der dritten Primarklasse wurde auf einen Mittelwert von 500 Punkten und eine Standardabweichung von 100 Punkten standardisiert. Die kognitiven Grundfähigkeiten und das schulrelevante Vorwissen wurden z-standardisiert. Schätzmodell: Lineares 3-Ebenen-Wachstumsmodell mit zwei Messzeitpunkten auf Ebene I, Schülerinnen und Schülern auf Ebene II (N=1714) und Klassen auf Ebene III (N=415). Multiple Imputation. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Hause gesprochenen Sprache verschwinden, sondern auch der zuvor festgestellte Leistungsvorsprung der Knaben gegenüber den Mädchen (21 Punkte in Model 3). Bei gleichen schulischen Lernvoraussetzungen beim Schuleintritt weisen Knaben und Mädchen somit dieselben Mathematikleistungen auf.

5 Diskussion und Konklusion

Die Ergebnisse unserer Analysen bestätigen die Befunde bisheriger Untersuchungen und zeigen, dass herkunftsbedingte schulische Leistungsdisparitäten bereits im Verlauf der Primarschule deutlich zunehmen. Die Leistungsentwicklung wird von der sozialen Herkunft der Schülerinnen und Schüler stark beeinflusst. Ein geringeres Bildungsniveau der Eltern wirkt sich sowohl im Fach Deutsch wie auch im Fach Mathematik negativ auf die Leistungsentwicklung in den letzten drei Jahren der Primarschule aus. Dadurch vergrössert sich die Leistungsdisparität zwischen Schülerinnen und Schülern mit unterschiedlich hohem elterlichen Bildungsniveau bis zum Übergang in die Sekundarstufe I: Die Leistungskluft öffnet sich. Darüber hinaus konnten wir zeigen, dass sich diese Vergrösserung der Leistungsdisparität nicht auf herkunftsbedingte Unterschiede in den schulischen Lernvoraussetzungen (kognitive Grundfähigkeiten und Vorwissen beim Schuleintritt) zurückführen lässt.

Wie die vorliegenden Analysen zeigen, sind unterschiedliche schulische Leistungsentwicklungen zu einem grossen Teil auf individuelle Schülermerkmale zurückzuführen. Soziale Herkunftsmerkmale wie das Bildungsniveau der Eltern

sind für den Lernerfolg von Schülerinnen und Schülern sehr wichtig. Zwar konnten wir mit unseren Analysen keine spezifischen Wirkungsmechanismen des elterlichen Bildungsniveaus überprüfen. Bisherige Untersuchungen zeigen jedoch, dass Elternhäuser mit vorteilhaften sozialen, ökonomischen und kulturellen Ressourcen eher in der Lage sind, ihren Kindern eine lernförderliche Entwicklungsumgebung zu bieten. Dabei haben sich vor allem elterliche Unterstützungs- und Motivationsprozesse als bedeutend erwiesen. Unsere Analysen deuten zudem darauf hin, dass neben individuellen Faktoren auch klassen- oder schulspezifische Faktoren für die Entstehung von Leistungsdisparitäten von Bedeutung sind. Ein beträchtlicher Teil der festgestellten Variation in den Leistungszuwächsen konnte auf Unterschiede zwischen Klassen zurückgeführt werden. Ein Teil der Herkunftseffekte dürfte deshalb durch schulische Faktoren zustande kommen – beispielsweise durch die besseren Möglichkeiten von bildungsnahen Eltern, ihre Kinder in Schulen mit günstigeren Lehr- und Lernbedingungen zu schicken.

Unsere Untersuchung zur Entwicklung herkunftsspezifischer Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf ist jedoch mit gewissen Einschränkungen behaftet: Es standen nur zwei Messzeitpunkte für die Schätzung der Wachstumsmodelle zur Verfügung. Als Folge davon basieren zum einen unsere Analysen auf der vereinfachenden Annahme eines linearen Leistungszuwachses. Zum Anderen stellt die aus der Reliabilität der Leistungstests abgeleitete Fehlervarianz nur eine untere Grenze der tatsächlichen Fehlervarianz der Zeitebene dar; zeitliche Instabilitäten der Leistungsmasse konnten dadurch nicht berücksichtigt werden. Damit werden individuelle Unterschiede in den Ausgangsleistungen und den Leistungszuwächsen tendenziell überschätzt.

Aus bildungspolitischer Sicht lässt der Befund einer sich öffnenden Leistungskluft zwischen Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher sozialer Herkunft aufhorchen, da er dem Prinzip der Chancengleichheit widerspricht. Allerdings lassen sich aufgrund unserer Analysen keine spezifischen Ursachen für solche herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf festmachen. Zur Ergreifung effektiver bildungspolitischer Massnahmen bedarf es weiterführender Forschung, die ausserschulische und schulische Faktoren sowie deren relative Bedeutung eruiert. Aber unabhängig vom genauen Wirkungsmechanismus: Der Primarschule gelingt es nicht, bestehende herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten zu vermindern, sondern diese verstärken sich noch. Vorschulische Förderprogramme, welche die Ausgangsunterschiede bereits vor Schuleintritt möglichst stark reduzieren, dürften deshalb eine wichtige Möglichkeit sein, dem Prinzip der Chancengleichheit näherzukommen.

6 Literaturverzeichnis

- Alexander, Karl L., Doris R. Entwisle und Linda S. Olson. 2001. Schools, achievement, and inequality: A seasonal perspective. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 23(2): 171–191.
- Alexander, Karl L., Doris R. Entwisle und Linda S. Olson. 2007. Lasting consequences of the summer learning gap. *American Sociological Review* 72(2): 167–180.
- Angelone, Domenico, Erich Ramseier und Urs Moser. 2010. Schulstruktur und Selektivität. S. 72–99 in *PISA 2006 in der Schweiz. Die Kompetenzen der Schülerinnen und Schüler im kantonalen Vergleich*, hrsg. von Domenico Angelone, Erich Ramseier, Christian Brühwiler, Vinzenz Morger, Urs Moser und Edmund Steiner. Oberentfelden: Sauerländer Verlage AG.
- Baron, Reuben M., David Y. Tom und Harris M. Cooper. 1985. Social class, race and teacher expectations. S. 251–269 in *Teacher expectancies*, hrsg. von Jerome B. Dusek, Vermon C. Hall und William J. Meyer. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum.
- Baumert, Jürgen, Petra Stanat und Rainer Watermann. 2006. Schulstruktur und die Entstehung differenzieller Lern- und Entwicklungsmilieus. S. 95–188 in *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen. Differenzielle Bildungsprozesse und Probleme der Verteilungsgerechtigkeit. Vertiefende Analysen im Rahmen von PISA 2000*, hrsg. von Jürgen Baumert, Petra Stanat und Rainer Watermann. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, Rolf. 2011. Entstehung und Reproduktion dauerhafter Bildungsungleichheiten. S. 85–129 in *Lehrbuch der Bildungssoziologie*, hrsg. von Rolf Becker. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, Rolf und Wolfgang Lauterbach. 2010. Bildung als Privileg – Ursachen, Mechanismen, Prozesse und Wirkungen dauerhafter Bildungsungleichheiten. S. 11–49 in *Bildung als Privileg? Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*, hrsg. von Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, Rolf und Frank Schubert. 2006. Soziale Ungleichheit von Lesekompetenzen. Eine Matching-Analyse im Längsschnitt mit Querschnittsdaten von PIRLS 2001 und PISA 2000. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58(2): 253–284.
- Becker, Michael, Petra Stanat, Jürgen Baumert und Rainer Lehmann. 2008. Lernen ohne Schule. Differenzielle Entwicklung der Leseleistungen von Kindern mit und ohne Migrationshintergrund während der Sommerferien. S. 252–276 in *Migration und Integration. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie. Sonderheft 48*, hrsg. von Frank Kalter. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Benson, James G. und Geoffrey D. Borman. 2007. Family and contextual socioeconomic effects across seasons: When do they matter for the achievement growth of young children? *WCER Working Paper* 2007–5. Wisconsin Center for Education, University of Wisconsin-Madison, <http://www.eric.ed.gov/PDFS/ED497830.pdf> (08.10.2011).
- Boudon, Raymond. 1974. *Education, opportunity, and social inequality. Changing prospects in western society*. New York: Wiley & Sons.
- Bourdieu, Pierre. 1983. Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. S. 183–198 in *Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt. Sonderband, Bd. 2*, hrsg. von Reinhard Kreckel. Göttingen: Schwartz.
- Bourdieu, Pierre und Jean-Claude Passeron. 1971. *Die Illusion der Chancengleichheit. Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs*. Stuttgart: Klett.
- Buchmann, Marlis, Stephan Sacchi, Markus Lamprecht und Hans P. Stamm. 2007. Tertiary education expansion and social inequality in Switzerland. S. 321–348 in *Stratification in higher education: A comparative study*, hrsg. von Yossi Shavit, Richard Arum und Adam Gamoran. Stanford: Stanford University Press.

- Burkam, David T., Douglas D. Ready, Valerie E. Lee und Laura F. LoGerfo. 2004. Social-class differences in summer learning between kindergarten and first Grade: Model specification and estimation. *Sociology of Education* 77(1): 1–31.
- Cheadle, Jacob E. 2008. Educational investment, family context, and children's math and reading growth from kindergarten through the third grade. *Structural Equation Modeling* 81(1): 1–31.
- Coleman, James S., Ernest Q. Campbell, Carol J. Hobson, James McPartland, Alexander M. Mood, Frederic D. Weinfeld und Robert L. York. 1966. *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- Ditton, Hartmut und Jan Krüsken. 2006. Der Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe I. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 9(3): 348–372.
- Downey, Douglas B., Paul T. von Hippel und Becket A. Broh. 2004. Are schools the great equalizer? Cognitive inequality during the summer months and the school year. *American Sociological Review* 69(5): 613–635.
- Duncan, Terry E., Susan C. Duncan und Lisa A. Strycker (Hrsg.). 2006. *An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications*. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum.
- Erikson, Robert und Jan O. Jonsson. 1996. Explaining class inequality in education: The Swedish test case. S. 1–63 in *Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective*, hrsg. von Robert Erikson und Jan O. Jonsson. Boulder, CO: Westview Press.
- Esser, Hartmut. 1999. *Soziologie. Spezielle Grundlagen. Band 1: Situationslogik und Handeln*. Frankfurt am Main: Campus Verlag.
- Hox, Joop J. 2010. *Multilevel analysis. Techniques and applications (second edition)*. New York, Hove: Routledge.
- Jungbauer-Gans, Monika. 2004. Einfluss des sozialen und kulturellen Kapitals auf die Lesekompetenz. Ein Vergleich der PISA 2000–Daten aus Deutschland, Frankreich und der Schweiz. *Zeitschrift für Soziologie* 33(5): 375–397.
- Kristen, Cornelia. 2008. Schulische Leistungen von Kindern aus türkischen Familien am Ende der Grundschulzeit. Befunde aus der IGLU-Studie. S. 230–251 in *Migration und Integration. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie. Sonderheft 48*, hrsg. von Frank Kalter. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kronig, Winfried. 2007. *Die systematische Zufälligkeit des Bildungserfolgs. Theoretische Erklärungen und empirische Untersuchungen zur Lernentwicklung und zur Leistungsbewertung in unterschiedlichen Schulklassen*. Bern: Haupt Verlag.
- Lareau, Annette. 2000. *Home advantage. Social class and parental intervention in elementary education*. Lanham, MD: Rowman & Littlefield.
- LoGerfo, Laura, Austin Nichols und Sean F. Reardon. 2006. Achievement gains in elementary and high school. Urban Institute, http://www.urban.org/UploadedPDF/411290_achievement_gains.pdf (08.10.2011).
- Luyten, Hans, L. M. Cremers-van Wees und Roel J. Bosker. 2003. The Matthew effect in dutch primary education: Differences between schools, cohorts and pupils. *Research Papers in Education* 18(2): 1470–1146.
- Maaz, Kai, Jürgen Baumert und Ulrich Trautwein. 2009. Genese sozialer Ungleichheiten im institutionellen Kontext der Schule: Wo entsteht und vergrößert sich soziale Ungleichheit? S. 11–46 in *Bildungsentscheidungen. Zeitschrift für Erziehungswissenschaften, Sonderheft 12*, hrsg. von Jürgen Baumert, Kai Maaz und Ulrich Trautwein. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Mislevy, Robert J., Albert E. Beaton, Bruce Kaplan und Kathleen M. Sheehan. 1992. Estimating population characteristics from sparse matrix samples of item responses. *Journal of Educational Measurement* 29(2): 133–161.

- Moser, Urs und Nicole Bayer. 2008. *Lernstandserhebung 6. Klasse: Skala zur Erfassung des Lernzuwachses von der 4. bis zur 6. Klasse. Kurzbericht zuhanden der Bildungsdirektion des Kantons Zürich, Bildungsplanung*. Zürich: Institut für Bildungsevaluation, Assoziiertes Institut der Universität Zürich.
- Moser, Urs, Alex Buff, Domenico Angelone und Judith Hollenweger. 2011. *Nach sechs Jahren Primarschule. Deutsch, Mathematik und motivational-emotionales Befinden am Ende der 6. Klasse*. Zürich: Bildungsdirektion des Kantons Zürich.
- Moser, Urs und Judith Hollenweger (Hrsg.). 2008. *Drei Jahre danach. Lesen, Wortschatz, Mathematik und soziale Kompetenzen am Ende der dritten Klasse*. Oberentfelden: Sauerländer Verlage AG.
- Moser, Urs, Margrit Stamm und Judith Hollenweger (Hrsg.). 2005. *Für die Schule bereit? Lesen, Wortschatz, Mathematik und soziale Kompetenzen beim Schuleintritt*. Oberentfelden: Sauerländer Verlage AG.
- Müller-Benedict, Volker. 2007. Wodurch kann die soziale Ungleichheit des Schulerfolgs am stärksten verringert werden? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59(4): 615–639.
- Muthén, Bengt und Linda K. Muthén. 2010. Mplus Version 6 [Computer software]. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Neumann, Marko, Inge Schnyder, Ulrich Trautwein, Alois Niggli, Oliver Lüdtke und Rico Cathomas. 2007. Schulformen als differenzielle Lernmilieus: Institutionelle und kompositionelle Effekte auf die Leistungsentwicklung im Fach Französisch. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 10(3): 499–420.
- OECD. 2010. *PISA 2009 results: What students know and can do – Student performance in reading, mathematics and science (Volume I)*. Paris: OECD.
- Pfost, Maximilian, Constance Karing, Christian Lorenz und Cordula Artelt. 2010. Schereneffekte im ein- und mehrgliedrigem Schulsystem. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie* 24(3–4): 259–272.
- Ramseier, Erich und Christian Brühwiler. 2003. Herkunft, Leistung und Bildungschancen im gegliederten Bildungssystem: Vertiefte PISA-Analyse unter Einbezug der kognitiven Grundfähigkeiten. *Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften* 25(1): 23–57.
- Raudenbush, Stephen, Anthony Bryk und Ricard Congdon. 2011. HLM 7 for Windows [Computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Reardon, Sean F. 2003. Sources of educational inequality: The growth of racial/ethnic and socioeconomic test score gaps in kindergarten and first grade. *Working Paper 03–05R*. Population Research Institute, Pennsylvania State University, <ftp://ftp.pop.psu.edu/papers/psu/wp0305R.pdf> (09.10.2011).
- Renkl, Alexander. 1996. Vorwissen und Schulleistung. S. 175–190 in *Emotionen, Kognitionen und Schulleistung*, hrsg. von Jens Möller und Olaf Köller. Weinheim: Beltz Psychologie-Verlags-Union.
- Renkl, Alexander und Hans Gruber. 1995. Erfassung von Veränderung: Wie und wieso? *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie* 27(2): 173–190.
- Rost, Jürgen. 2004. *Lehrbuch Testtheorie – Testkonstruktion*. Bern: Huber.
- Rubin, Donald B. 1987. *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Shavit, Yossi, Meir Yaish und Eyal Bar-Heim. 2007. The persistence of persistent inequality. S. 37–57 in *From origin to destination. Trends and mechanisms in social stratification research*, hrsg. von Stefani Scherer, Reinhard Pollak, Gunnar Otte und Markus Gangl Markus. Frankfurt am Main: Campus.
- Stamm, Hanspeter und Markus Lamprecht. 2005. *Entwicklung der Sozialstruktur. Statistik der Schweiz*. Neuenburg: Bundesmat für Statistik.
- Taris, Toon W. 2008. Reliability issues in longitudinal research. S. 139–151 in *Handbook of longitudinal research. Design, measurement, and analysis*, hrsg. von Scott Menard. Amsterdam: Elsevier.
- Watermann, Rainer und Jürgen Baumert. 2006. Entwicklung eines Strukturmodells zum Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und fachlichen und überfachlichen Kompetenzen: Befunde

national und international vergleichender Analysen. S. 61–94 in *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen. Differenzielle Bildungsprozesse und Probleme der Verteilungsgerechtigkeit. Vertiefende Analysen im Rahmen von PISA 2000*, hrsg. von Jürgen Baumert, Petra Stanat und Rainer Watermann. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- Weinert, Franz E. und Ernst A. Hany. 2003. The stability of individual differences in intellectual development: Empirical evidence, theoretical problems, and new research questions. S. 169–181 in *Models of intelligence: International perspectives*, hrsg. von Robert J. Sternberg, Jacques Lautrey und Todd I. Lubert. Washington, DC: American Psychological Association.
- Weiss, Rudolf H. und Jürgen Osterland. 1997. *Grundintelligenztest Skala 1. CFT 1*. Göttingen: Hogrefe Verlag für Psychologie.
- Wu, Margaret L., Ray J. Adams, Mark R. Wilson und Samuel A. Haldane. 2007. ACER ConQuest version 2.0. Generalised item response modelling software [Computer Software]. Camberwell: Australian Council for Educational Research.

Educational Success and Adolescents' Well-Being in Switzerland

Irene Kriesi* and Marlis Buchmann** with the collaboration of
Andrea Jaberg***

1 Introduction

The quest for well-being is one of the most important goals of all human activity (Ormel et al. 1999). For adolescents, the degree of well-being is an important indicator of successful development. Previous research has explained differences in young people's well-being by highlighting the importance of personality traits, gender and socio-emotional aspects of the family background. Only a few studies, conducted in countries such as Finland, the USA or Switzerland, have addressed the relevance of educational success, showing that various components of educational achievement have an impact on young adults' well-being. These include academic achievement in compulsory schooling and the type of upper-secondary school track (Salmela-Aro and Tynkkynen 2010); the expected transition to upper-secondary schooling (Neuenschwander 2007), successful intergenerational transmission of educational status (Samuel et al. 2011), and educational goal achievement (Schulenberg et al. 2004; Messersmith and Schulenberg 2010). It is noteworthy that these studies focus on one or, at most, two indicators of educational success. The relative significance of different components of educational achievement thus remains unclear. It is also likely that the relationship between components of educational success and well-being depends on the educational system and thus varies between countries. Our paper will therefore examine for Switzerland how different components of educational success in the transition to post-obligatory education affect young people's well-being in late adolescence. We are particularly interested in the relative impact of educational success vis-à-vis well-researched determinants of well-being, such as personality, socio-emotional circumstances and gender.

The analyses are based on the *Swiss Survey of Children and Youth COCON*. At the time of the first and third data collection (2006; 2009) respondents were 15 and 18 years old respectively. Analyses are based on structural equation and multiple linear regression models.

* Swiss Federal Institute for Vocational Education and Training (SFIVET), CH-3052 Zollikofen, irene.kriesi@ehb-schweiz.ch.

** Institute of Sociology and Jacobs Center for Productive Youth Development, University of Zurich, CH-8006 Zurich, buchmann@soziologie.uzh.ch.

*** Jacobs Center for Productive Youth Development, University of Zurich, CH-8006 Zurich, jaberg@jacobscenter.uzh.ch.

2 Theoretical considerations

Our theoretical considerations begin with conceptualising well-being (2.1). We will next identify markers of educational success in the Swiss educational system (2.2). The third section will discuss theoretical approaches for the determinants of individual well-being, forwarding assumptions on how components of educational success, socio-economic and emotional family background, personality and gender may affect well-being (2.3).

2.1 The concept of well-being

The concept of well-being basically taps whether people experience their lives positively (Veenhoven 2008; Diener 2009). Positive experiences are linked to effective personal functioning in relevant life domains and to the fulfilment of essential physical, emotional and social needs. Consequently, research distinguishes between several dimensions of well-being, such as cognitive, psychological, social, economic or physical well-being (Pollard and Lee 2003). During adolescence, the first three dimensions are the most salient ones.¹ We thus conceptualise adolescents' overall well-being as the concurrence of cognitive, psychological and social well-being.

Cognitive well-being includes all intellectual and education-related aspects, capturing positive academic functioning and adjustment to educational settings. This enables individuals to overcome difficulties and inequities in education and in everyday life (Bandura 1989). The psychological dimension taps either the absence of negative mental states, such as anxiety or depression, or the predominance of positive mental states, such as a high level of happiness or self-esteem (Pollard and Lee 2003). Psychological well-being goes along with a sense of self-worth and satisfaction with one's behaviour and personal characteristics (Salmela-Aro and Tuominen-Soini 2010). Social well-being refers to individuals' social relationships with other people, their neighbourhoods and communities (Keyes 1998), providing functional and structural social support. A high level of social support enables individuals to fall back on social networks and positive interpersonal relationships, facilitating personal functioning and coping with life's everyday challenges (Zimet et al. 1988; Keyes 1998). Well-being should thus be highest for adolescents with sound academic functioning, who predominantly experience positive mental states and who have a high level of social support.

1 Research has shown that the economic dimension plays a limited direct role in highly developed countries (e.g., Easterlin 2006). Physical well-being is of minor concern in childhood and adolescence but becomes more important later in the life course. An exception is the aspect of substance abuse (e.g., Schulenberg et al. 2005).

2.2 Components of educational success

Conceptualising educational success needs to take into account respondents' social origin and the main features of a country's educational system. With respect to the latter, Kerckhoff (2001) regards the degree of stratification and vocational specificity as salient features. They are very pronounced in the Swiss educational system: Children are sorted into different tracks of lower-secondary schools, usually at the age of about 12 or 13 years, in some cantons even at younger ages. These tracks differ as to academic rigorousness and determine access to the upper-secondary school level, which is stratified along the lines of academic education – called “middle schools” in the German speaking part of Switzerland – and vocation-specific training. Academic education differentiates between general and specialized middle schools. The former enable direct access to universities, the latter to universities of applied science. Vocational education is highly differentiated, offering training for more than 200 occupations. It is also the most prevalent type of upper-secondary education. About two thirds of all young people undergo vocational training, which is predominantly firm-based and in the form of apprenticeships (e. g., Hupka-Brunner et al. 2010).

Due to the stratified nature of the lower-secondary level, *status attainment in lower-secondary schools* (i. e., the completed track of lower-secondary education) denotes an early marker of educational success. It determines access to upper-secondary education by serving as a major selection criterion for employers and schools. Entry into the academic track requires the completion of a high-status lower-secondary track. Students from low- and medium-status tracks predominantly serve vocation-specific apprenticeships.

The pronounced vocational specificity of the Swiss educational system and the concomitant tight link to the labour market render two additional markers of educational success relevant: the *successful transition to (and later completion of) post-obligatory upper-secondary education* and *educational goal attainment*. Young people who fail the transition to post-obligatory education, or make the transition but fail to complete it, are particularly disadvantaged. They encounter severely restricted employment opportunities, facing high risks of unemployment and precarious working conditions.

Educational goal attainment presupposes occupational goal setting and later goal achievement (i. e., being able to fulfil one's occupational aspirations). Goal setting starts early. About a year before completing compulsory schooling young people have to decide which occupation they would like to train for and apply for the respective training vacancies. Individual choice and opportunities to change vocational training slots are restricted, however, as candidates for training vacancies are chosen by the employers. Their selection of trainees is based on the applicant's status regarding lower-secondary track, grades and informal qualifications, such as perceived social competencies (e. g., Hupka-Brunner et al. 2010). Adolescents who

fail to find the desired vocational training are forced to compromise their educational goals and apply for a different occupation-specific training position, enrol in a gap year in order to re-apply a year later or enter the labour market without any formal vocational training.

Regarding the question of how educational success and social origin are linked, status attainment theory posits that parents try to ensure that their children reach at least the same social status they themselves have attained. In turn, children generally aspire to maintain the family of origin status. To achieve this, children have to acquire at least the same level of education as their parents (Breen and Goldthorpe 1997). Young people's educational success thus also depends on whether they are able to fulfil parental expectations and attain an educational level equivalent to, or higher than, their parents. We identify *intergenerational status attainment* as a fourth marker of educational success.

Evidently, the four identified components of educational success are interrelated to a certain extent. Young people with low status attainment in lower-secondary education encounter more difficulties in educational goal attainment than their better educated counterparts. They also run higher risks of failing the transition to post-obligatory education altogether (Böni 2003). Both aspects, failed transition to post-obligatory education and failed educational goal attainment, are likely to go along with increased risks of failing intergenerational status attainment. An accumulation of educational failure is also likely to have a cumulative effect on well-being, in the sense that *the more components of educational success a person fails, the more strongly well-being is affected*.

2.3 Determinants of individual well-being

To answer our research questions we will rely on four theoretical approaches to deduce hypotheses: goal theory, resource theory, activity theory and social comparison theory. They highlight different, yet complimentary, determinants of individual well-being.

Goal theory claims that individual well-being depends on the fulfilment of needs and the attainment of previously set goals. Well-being is affected positively if the desired endpoints (i. e., needs and goals) are achieved (Diener 2009). According to *resource theory*, well-being depends on material, social and cognitive *resources*, such as income, education, competencies or social relationships (Ormel et al. 1999). Resources affect well-being directly, but also indirectly by supporting goal achievement. *Activity theory* postulates that well-being is a by-product of human activity and thus of goal striving (Diener 2009; Messersmith and Schulenberg 2010). This perspective claims that well-being benefits not only from successful goal achievement, as goal theory assumes, but also from the active process of goal striving. *Social comparison theory* further develops goal theory by suggesting that individual achievement improves well-being under certain conditions only. The claim is that

well-being depends on the comparison between an individual's life situation and a standard used for judgment. Such standards are based on socially shared notions of life success. Individuals show the tendency to judge themselves through the eyes of others (Veenhoven 2008; Diener 2009). Well-being is positively affected if individuals perceive their life situation regarding socially valued goods and aspects of life as equal or even superior to that of others. Relevant for well-being is thus "the gap between perceptions of life-as-it-is with notions of how-life-should-be" (Veenhoven 2008, 47).

2.4 Educational success and well-being

Turning first to status attainment in lower-secondary education, we refer to resource theory's assumption that well-being depends on individual resources. Education may be conceptualised as an individual resource, affecting well-being in absolute and relative terms (Desjardins 2008; Hadjar et al. 2008). In absolute terms, education fosters competencies and values as well as the accumulation of knowledge beneficial for individual well-being. Along this line of reasoning, young people with high-status achievement in lower-secondary schooling should be better able to cope with stressors and negative life events, known to have a detrimental effect on well-being. The relative mechanism pertains to the positional property of education. Academically more demanding lower-secondary school tracks convey a higher educational status. As a result of social comparison, this may increase young people's self-esteem and academic self-efficacy (Trautwein et al. 2006) and thus their well-being. Accordingly, we hypothesize that *high-status attainment in lower-secondary schooling affects individual well-being in late adolescence positively.*

The second marker of educational success, the transition to post-obligatory education and the subsequent completion of some type of upper-secondary education, has become the social norm in advanced industrial countries. The minority of adolescents who fail this important milestone become socially stigmatised (Solga 2002). The absence of an upper-secondary educational credential also has adverse long-term effects on an individual's later social position and life chances (Gangl 2003). Due to individuals' propensity for social comparison, stigmatisation and the prospective low position in the social hierarchy may impact adolescents' well-being negatively. *A failed transition to post-obligatory education is thus likely to lower individual well-being.*

Educational goals represent ideal states of future educational attainment and serve as reference points for educational decisions. According to goal theory, attaining an educational goal is likely to lead to feelings of success and self-affirmation and thus to higher well-being. Vice versa, goal failure should lead to lower well-being. This basic assumption of goal theory has been refined by Easterlin (2006). Based on social comparison theory, he argues that well-being does not depend on absolute goal attainment but on the degree of goal adaption relative to attainment.

Individuals who reach their goals may either be content with their attainment or subsequently raise their aspirations even higher. Individuals who fail their goals may then adjust them to their factual level of attainment, uphold their goals or abandon them altogether. Well-being is negatively affected if adaption to actual attainment results in a gap between attainment and an individual's goals. This gap represents a discrepancy between how life is and how it should be, thus engendering feelings of disappointment and deprivation. Against this background, we formulate four hypotheses pertaining to the three coping strategies of goal resetting, goal retention and goal abandonment in response to goal failure: (1) *Goal failure will not affect well-being if young people reset their goals and adjust them to their actual educational achievement.* (2) *Well-being will be affected negatively if young people hold on to their initial goals despite the fact that they have not been able to reach them hitherto.* The reason is that, contrary to the first situation, a discrepancy remains between how life is and how it should be. Regarding the coping strategy of goal abandonment, goal theory and action theory suggest different hypotheses. Based on the former, (3) *abandoning all educational goals will not affect well-being* since no discrepancy remains between how life is and how it should be. Action theory assumes, however, that a complete renouncement of goals may lead to detachment, that is, the feeling of having nothing to do with the failure and the associated emotions, which is generally detrimental to well-being (Messersmith and Schulenberg 2010). (4) *Goal abandonment should thus affect well-being negatively.*

Our theoretical reasoning regarding successful or unsuccessful intergenerational status attainment is based on social comparison theory. Departing from empirical findings showing that the majority of young people succeed in maintaining or even exceeding their parents' social status (Shavit and Blossfeld 1993), we may conclude that intergenerational status transmission has become the social norm and is thus likely to serve as a benchmark for social comparison. Due to people's tendency to see and appraise their situation through the eyes of others (Veenhoven 2008), we assume that the *well-being of the minority of young people who do not attain a level of education similar to that of their parents will decrease.*

Finally, we need to acknowledge that individual well-being may have an impact on educational success. High well-being promotes successful coping with school-related challenges, such as managing time resources, meeting high achievement demands or finding a suitable educational track (Salmela-Aro and Tuominen-Soini 2010). As a result, adolescents with high well-being during early and middle adolescence should be more likely to complete high-status tracks of lower-secondary school or enter the aspired type of upper-secondary education. Against this background, *we expect that a high level of well-being during primary and lower-secondary school will positively affect all four components of educational success in the transition to post-obligatory education.*

2.5 Socio-economic and emotional family background, personality and gender

Our interest in the relative impact of educational success compared to family background, personality and gender leads us to briefly elaborate on the potential significance of these characteristics for well-being. Socio-economic background is relevant for well-being because of its resource property. Apart from the family's standard of living, which has a rather small direct impact on well-being in highly developed countries (Easterlin 2006), high SES parents are more successful in promoting their children's agency (Lareau 2003), which in turn improves individual well-being. Due to the superior economic, cultural and social resources of higher-status, their children also stand a better chance of completing a high-status track in lower-secondary schooling, making the transition to post-obligatory education, and reaching their educational goals, thus improving their well-being. *A high socio-economic family background is, therefore, likely to increase individual well-being.*

Psychological perspectives on well-being have highlighted the significance of socio-emotional resources prevalent within the family and resources emanating from personality traits (Diener 2009). The socio-emotional quality of the parent-child relationship is of particular importance even in late adolescence. This relationship, particularly the one with the mother, has been shown to be one of the most important determinants of young people's well-being (Baldwin and Hoffmann 2002; Videon 2005). *We thus hypothesize that a positive relationship with the parents, especially with the mother, increases young people's well-being at the age of 18.*

The personality traits extroversion and neuroticism have been related to well-being in previous research (Lucas and Diener 2009). Psychological temperament theories argue that extroverted individuals are more receptive to positive experiences, neurotics more to negative ones. Positive experiences lead to positive feelings, negative experiences to negative feelings, both of which affect well-being accordingly. Alternative instrumental theories stress an indirect link. They claim that extroversion and neuroticism have an impact on well-being through the choice of situations which bring about positive or negative feelings (Lucas and Diener 2009). *We expect highly extroverted and/or emotionally stable adolescents to have higher well-being than more introverted or neurotic ones.*

Last but not least, we anticipate gender differences in well-being during late adolescence due to gendered socialization processes. Previous research has shown that young women have lower body satisfaction than men (Salmela-Aro and Tynkkynen 2010) and this is likely to affect girls' well-being negatively. Teachers and tutors base their feedback for girls on their competence, for boys on their motivation (Baldwin and Hoffmann 2002). This may explain girls' more dysfunctional competence beliefs and performance attributions, which is likely to result in lower well-being. Furthermore, girls' well-being may be negatively affected by their lower resilience to failures in social relationships common during adolescence (Baldwin and Hoffmann 2002). *We expect girls to have lower well-being than boys.*

3 Data and Methods

The analyses are based on the first and third data waves of the *Swiss Survey of Children and Youth COCON* (Buchmann and Fend 2004). COCON includes a representative sample of adolescents born between September 1, 1990 and April 30, 1991, residing in the German- and French-speaking parts of Switzerland (N = 854 for the third wave; 53.1% women and 46.9% men).² The adolescents were 15 years old at the time of data collection in 2006 and 18 when data was collected again in 2009 (CAPI and written questionnaires).³ Besides the adolescents their primary care givers and their class teachers were surveyed. The data include detailed information on the adolescents' social situation and biography, the family context, their competences and personality characteristics.

We employed a structural equation model to estimate the effects of interest. Its evaluation is based on several widely used goodness-of-fit measures (e. g., Byrne 2001).⁴ The root mean square error of approximation (RMSEA) measures the discrepancy per degree of freedom. By convention, values $\leq .06$ indicate a good fit, those between $.06$ and $.08$ an acceptable model fit. The comparative fit index (CFI) and the adjusted goodness-of-fit index (AGFI) have values between 0 and 1. Values close to 1 indicate a very good fit. CMIN indicates the discrepancy between the restricted and the unrestricted covariance matrix. A high probability associated with CMIN indicates a close fit of the hypothesized model. However, as the values of CMIN are very sensitive to sample size and lacking normal distributions, they should be treated with care.

To include all possible dimensions of educational goal attainment (see below) and interaction terms in the same model, we additionally estimated two multiple linear regression models (OLS). We follow Winship and Radbill (1994) in estimating both multivariate models with unweighted data. Sample weights are applied to descriptive analysis only.⁵

2 For the first three waves, panel mortality was 24%. Descriptive analyses (not shown) demonstrate that panel mortality is unrelated to well-being at age 15 but related to lower-secondary educational attainment. Adolescents from academically less demanding school tracks are slightly overrepresented in the group of dropouts. In the descriptive analyses, this slight bias was corrected with a sampling weight, correcting also for over-sampling of particular community types and Swiss nationals (Sacchi 2006) (see also footnote 5).

3 The samples were drawn by a two-stage method whereby 131 communities were selected first. Cohort members were then randomly sampled from the official register of community residents.

4 To correct for non-normality in our data, we used the bias-corrected percentile method to estimate robust standard errors and the Bollen-Stine p-value to assess the overall model fit.

5 When using survey data, sampling weights must be applied to descriptive analysis. However, when estimating regression models, the application of weights will lead to unbiased and consistent but inefficient estimates with overly large standard errors (Winship and Radbill 1994, 230 f.). The estimation of unweighted regression models is only preferable if weighted and unweighted estimates yield statistically different results (Winship and Radbill 1994). Results based on the DuMouchel and Duncan F test show that sampling weights do not have a significant impact on the estimated results.

3.1 Dependent variable

As the focus is on the cognitive, psychological and social dimensions of well-being, we use a latent variable based on the three indicators self-efficacy, global self-esteem and social support proposed by Schulenberg et al. (2004, 2005).⁶ Self-efficacy captures the cognitive dimension, global self-esteem the psychological one, and social support the social dimension of well-being. We measure academic self-efficacy with three items based on Fend, Berger and Grob (2008).⁷ Depending on the main activity of the respondents at the time of data collection, self-efficacy is related either to work or school. Five items capture global self-esteem (Rosenberg 1965).⁸ There is little consensus in the literature on how best to measure social support (Zimet et al. 1988). For reasons of data availability, our measure is based on one functional and two structural items. The former captures respondents' perceived social acceptance among peers (Goodman 1997),⁹ the latter two the number of people they perceive as friends and peers.

3.2 Independent variables

Educational success includes four components. *Status attainment in lower-secondary education* is captured by the academic level of the completed lower-secondary school track. We distinguish between low, medium, high and very high status. *Transition to post-obligatory education* differentiates between young people who are enrolled in (or have already completed) some type of upper-secondary education at the age of 18 (1) and those who are not (0). *Educational goal attainment* in post-obligatory education distinguishes between 18-year-olds who have *achieved* and those who have *failed* their educational goal. This measurement is based on the comparison of adolescents' occupational aspirations at the age of 15 and their educational attainment three years later.¹⁰ To assess the match between educational attainment at the age of 18 and the earlier aspirations, we employed Stalder's (2005) intellectual requirement scale of vocational training. This scale captures the level of cognitive abilities necessary for the successful completion of given occupation-specific training and includes six categories. We added additional categories for adolescents in academic education and for those not enrolled in any type of formal education. Based on this extension, educational goal attainment refers to an intellectual requirement level of upper-secondary education at the age of 18 that is at least equivalent

6 $\alpha = .70$; all factor loadings are within an acceptable range $> .4$ (see Hildebrandt and Temme 2006).

7 Example: "Even if I work very hard I am not able to achieve what others are able to achieve effortlessly".

8 Example: "I feel that I have a number of good qualities".

9 "I am generally liked by my peers".

10 Educational attainment mostly refers to the upper-secondary education the respondents were enrolled in at the time of data collection. For individuals not in upper-secondary education, educational attainment either refers to the completed lower-secondary or to the already completed upper-secondary education.

to the level needed in order to fulfil the occupational aspirations set at the age of 15.¹¹ Educational goal attainment has failed if the intellectual requirement level of educational attainment at age 18 was lower than that of the upper-secondary education necessary for attaining the occupational goal set with 15.

Those who failed to achieve their educational goals were further split into three categories, based on a comparison of the intellectual requirement level of educational attainment at age 18 and the occupational aspirations at the same age. Adolescents in the first category have *upheld* their occupational goals at the age of 18 despite earlier goal failure. The second group has *adjusted* their occupational goals to the intellectual requirement level of education pursued at 18. Adolescents who have *abandoned* all occupational goals by the age of 18 are in the third category.

Our last indicator of educational success, *intergenerational status transmission*, captures adolescents whose level of education at 18 years of age was at least equivalent to their parents' highest educational attainment (1) versus all others (0).¹² To test cumulative effects of educational success, we constructed interaction terms between the four indicators of educational success. The final model includes the only significant interaction term, namely, the *interaction between goal failed but upheld and intergenerational status transmission*.

Adolescents' *socio-economic background* was measured at age 15 with an index based on parents' educational attainment, occupational status, and the household's equipment with cultural goods (Ehmke and Siegle 2005).¹³ The *relationship quality with the mother* (age 18) is measured with four items by Lüscher et al. (2000) tapping the level of emotional ambivalence towards the primary care giver and, thus, mostly towards the mother (91.2%).¹⁴ Personality characteristics were captured at 18 with the two Big 5 dimensions *extroversion* and *neuroticism*, each measured with three items (Asendorpf and van Aken 2003).¹⁵ *Well-being at age 15* is measured in the same way as the dependent variable well-being at age 18. *Sex* is coded 0 for

11 For occupational goals requiring tertiary training, we defined educational goal attainment as successful if adolescents were enrolled in a type of upper-secondary education allowing direct access to the further training/education necessary for the aspired occupation.

12 For parents with tertiary-level education, we coded status transmission as successful (1) if their sons/daughters were enrolled in an educational programme allowing direct access to equivalent tertiary-level education.

13 The index is based on a principal component analysis of the three standardised variables parental education, parental occupational status and cultural goods. The SES values correspond to the standardised loadings on the first unrotated factor. A value of 0 thus signifies an average SES level. For further information see Ehmke and Siegle (2005).

14 In adolescence, emotional ambivalence towards parents is frequent. Research has shown that there is a relationship between its intensity and individual well-being. We measure emotional ambivalence with items such as: "Thinking about your relationship with your mother/your father, how often do you feel torn in two directions in your relationship?" ($\alpha = .56$).

15 Items consisted of bipolar adjective pairs with a five-point response scale. Examples are "sociable-withdrawn" or "talkative-quiet" for extroversion ($\alpha = .78$) and "relaxed-oversensitive" or "self-assertive-vulnerable" for neuroticism ($\alpha = .59$).

girls and 1 for boys (see Table A1 in the Appendix for descriptives and correlation coefficients for all covariates).

4 Results

The vast majority of the 18-year-old respondents (96.1%) were still enrolled in some type of formal education, mostly at the upper-secondary level. At this level, 60.4% had chosen a vocational, 33.2% an academic track. The remaining young people were either employed or pursued various informal activities (e. g., language courses, practical training).

The majority of 18-year olds attained the goal they had set three years earlier: 69.3% managed to enrol in post-obligatory education characterised by an intellectual requirement level similar to (or higher than) the one necessary for attaining the occupational aspirations set at the age of 15. About 30% failed. Despite the failure, many upheld their educational goals (19.7%), still aspiring to an education similar to the one desired three years earlier. Of those who failed, 7.3% subsequently lowered their aspirations to the educational level they actually achieved at 18 years. A minority of only 3.8% failed and subsequently relinquished all educational goals.

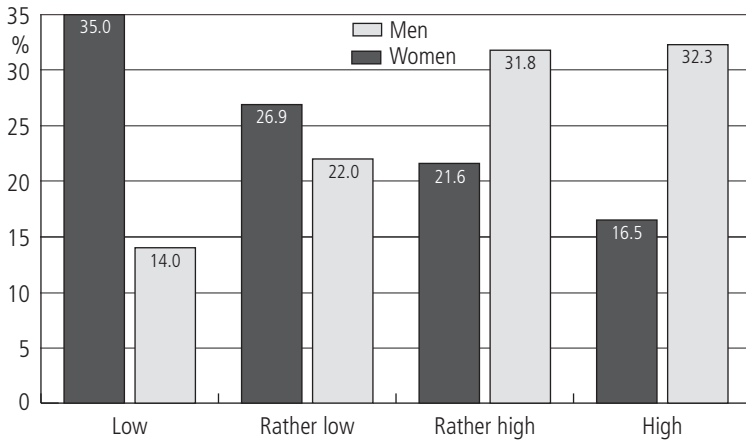
Figure 1 shows the distribution of adolescents' well-being by gender. For illustrative purposes, we divided our linear well-being indicator into four categories. As expected, young women report lower well-being than young men. More than a third falls into the lowest and about 27% in the rather low well-being category. The respective figures for young men are 14% and 22% only. By contrast, well-being of almost a third of the men is rated as rather high and another third as high. As for young women, the respective figures are 21.6% and 16.5%.

Regarding the multivariate findings, the results of the structural equation model (see Figure 2) and the multiple linear regression model (see Table 1 below) are very similar. We will thus focus on the former and refer to the linear regression findings when discussing the effects of educational goal attainment. In both models, we refrained from including well-being at age 15 due to its very high correlation with well-being at the age of 18 and an inferior fit of the structural equation model. The respective description of results will refer to the correlations displayed in Table A1 (appendix).¹⁶

Figure 2 displays the standardised path coefficients of our model. Regarding educational success, status attainment in lower-secondary education affects well-being directly and indirectly. The direct effect shows that the higher status attainment at

16 Not controlling for well-being at the age of 15 is potentially problematic. Should well-being at that age strongly affect educational success, the latter may act as a proxy for well-being at age 15. As a result, the impact of educational success on well-being at age 18 may be completely spurious. However, tests have shown that the pattern of effects of educational success on well-being at age 18 remains stable if well-being at age 15 is included into the structural equation model.

Figure 1 Well-being at age 18 by gender (N = 854)

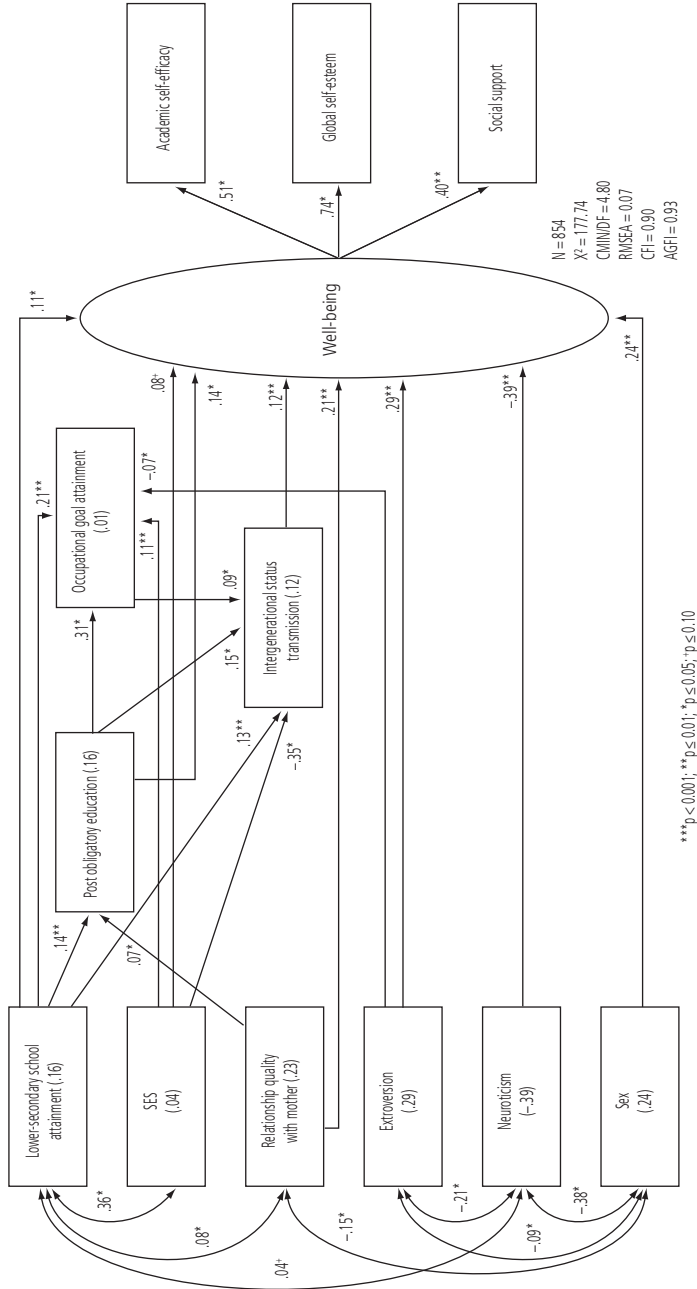


Source: Swiss Survey of Children and Youth COCON, 2006–2009.

the age of 16 or 17 is, the higher well-being at the age of 18 will be. More rigorously educated adolescents have more individual resources at their disposal to cope with stressors and negative life events, which have a potentially detrimental effect on self-esteem, life satisfaction and health, thus affecting well-being (Desjardins 2008; Hadjar et al. 2008).

The indirect effects of lower-secondary status attainment are mediated by the transition to post-obligatory education and educational goal attainment. Young people with high-status attainment in lower-secondary education are more likely to have succeeded in entering post-obligatory education and in having attained their educational goals by the age of 18 than their peers with low status attainment. In turn, entry into post-obligatory education affects individual well-being. The relationship between lower-secondary status attainment and entry into post-obligatory education bears no surprise. The status level of lower-secondary education serves as an important selection criterion for employers when choosing apprentices. High-status attainment in lower-secondary education is also indispensable for the transition to academic tracks at the upper-secondary level (Hupka-Brunner et al. 2010). As a result, young people from the lowest levels of lower-secondary schools find themselves at the back of any labour queue and access to most school-based upper-secondary education is also barred. Consequently, they often have to compromise their educational goals in order to make the transition to post-secondary education at all. Adolescents with low status attainment in lower-secondary schooling also bear the highest risk of completely failing entry into post-secondary education, resulting in

Figure 2 Determinants of adolescents' well-being at age 18 (standardised path effects, standardised total effects in brackets)



Source: Swiss Survey of Children and Youth COCON, 2006–2009.

Table 1 Determinants of adolescents' well-being at age 18
Multiple linear regression results (N = 854)

	Model 1			Model 2		
	b	std. b	se	b	std. b	se
Educational success						
Status attainment in lower-secondary education	0.075**	0.110	0.022	0.078***	0.115	0.022
Post-obligatory education	0.236**	0.084	0.090	0.206*	0.073	0.091
Educational goal attainment (ref. = goal attained)						
Goal failed and adjusted	-0.001	0.000	0.072	0.001	0.001	0.072
Goal failed but upheld	-0.100 ⁺	-0.061	0.054	-0.349*	-0.215	0.144
Goal failed and abandoned	-0.048	-0.015	0.093	-0.058	-0.018	0.093
Intergenerational status transmission	0.192**	0.082	0.072	0.113	0.048	0.084
Goal failed but upheld * Status transmission				0.278 ⁺	0.161	0.149
Socio-economic/emotional background, personality, gender						
SES	0.071**	0.088	0.027	0.075**	0.092	0.027
Relationship quality with mother	0.097***	0.147	0.019	0.097***	0.147	0.019
Extroversion	0.188***	0.280	0.020	0.188***	0.279	0.020
Neuroticism	-0.175***	-0.244	0.023	-0.176***	-0.245	0.023
Sex	0.291***	0.234	0.039	0.292***	0.235	0.039
Intercept	2.886***			2.987***		0.198
R ²	0.311			0.313		

⁺p ≤ 0.10 / *p ≤ 0.05 / **p ≤ 0.01 / ***p ≤ 0.001

Source: Swiss Survey of Children and Youth COCON, 2006–2009.

significantly lower well-being. This can be attributed to the fact that the completion of some type of upper-secondary schooling has become the social norm for young people in Switzerland. Complete failure not only impairs individuals' long-term life chances, but has also become a social stigma (see, e. g., Solga 2002).

Educational goal attainment does not affect young people's well-being if we simply distinguish between those who failed and those who succeeded. This is in line with our hypotheses. The failure to reach one's goals set while in lower-secondary education may lead to lower well-being at age 18 if these goals are either upheld or completely abandoned. In contrast, adolescents who do not attain their goals but adjust them subsequently to the level of their factual attainment should not show

lower well-being. By and large, the results of the multiple linear regression model shown in Table 1 support this hypothesis. The well-being of adolescents who fell short of attaining their educational goals but subsequently adjusted them to the level of their actual upper-secondary attainment does not differ significantly from those who managed to reach their goals (reference group). In contrast, young people who upheld their educational goals despite their earlier failure to attain them have lower well-being. However, the interaction effect between goals failed but upheld and intergenerational status transmission reveals the only cumulative effect of educational failure found in our data: The well-being of adolescents who did not attain their goals but still held on to them is only markedly lower if they were also incapable of maintaining their parents' educational status. In this situation, young people have not only missed their own goals but have also been unable to fulfil the educational expectations their parents held for them. This is likely to trigger feelings of personal failure and negative affect, detrimental for well-being. The finding for goal abandonment does not support action theory but is in line with the prediction from goal theory. Adolescents who failed their goals and subsequently abandoned them completely do not have lower well-being than the reference group of adolescents who reached their educational goals. We explain this by the lacking gap between aspirations and attainment.

Overall, our results show that educational success does matter for adolescents' well-being. A comparison of the total effects in Figure 2 further reveals the relative significance of the four components of educational success. Status attainment in lower-secondary education and a successful transition to post-obligatory education affect well-being equally (.16), goal attainment (i. e., goal failed but upheld) plays the smallest role (-.01) with intergenerational status attainment occupying a middle position (.12). If we compare the total effects of the four components of educational success with those of personality, gender or the relationship quality with parents, educational success seems to play only a moderate role. Given the great importance of education in adolescent life, this is rather surprising. It supports claims made in previous research, however, that personality or socio-emotional ties play a more important role in explaining well-being than education and individuals' concomitant socio-economic position (Veenhoven 2008; Diener 2009). We will now turn to these other factors and ask how well they explain well-being at the age of 18. With the exception of well-being at the age of 15, we will refer again to the results presented in the structural equation model (Figure 2).

All components of educational success are related to well-being at the age of 15 – intergenerational status attainment being the only exception (see Table A1 in the Appendix). Adolescents with high well-being at that age are found significantly more often in high-status tracks of lower-secondary school. They also succeeded more frequently in attaining their educational goals and made the transition to post-obligatory education slightly more often than their counterparts with lower

well-being. High well-being during early and middle adolescence is thus generally beneficial for educational success in lower- und upper-secondary school.

Socio-economic background has a direct and an indirect impact on well-being. Young people with an advantageous socio-economic background are more likely to attain their educational goals. The more plentiful cultural, economic and social resources provided by highstatus parents make it easier for their children to enter the aspired post-secondary education. However, these adolescents are less likely to succeed in intergenerational status transmission, which is, matching their parents' educational status. This may be due to the fact that entry into high-status post-obligatory education held by high SES parents is generally more demanding than entry into lower-status post-obligatory education. Children who aspire to these demanding types of upper-secondary education, therefore, run higher risks of failure than children who aim at less demanding educational tracks, such as school- or firm-based vocational education. Interestingly, a high socio-economic background is also weakly associated with higher well-being net of factors of educational success. This may be explained by its relationship with parenting practices. Parents with a high socio-economic status are more successful in promoting their children's agency (i. e., problem-solving capacities, assertiveness) (Lareau 2003), which in turn has a positive impact on children's well-being.

Young people who maintain a positive relationship with their mother report higher well-being than their counterparts who perceive the relationship with their mother as emotionally ambivalent. Thus, socio-emotional aspects of the family background, particularly the relationship with the primary care giver, are still of high relevance for well-being at the age of 18. Most likely, mothers are still an important source of social support beneficial for children's well-being. A positive maternal relationship also has an indirect impact on well-being by affecting the probability of having made the transition to post-obligatory education by the age of 18. In this finding, causality has to be treated with caution. It is just as likely that successful transition to post-obligatory education determines adolescents' relationship quality with their mothers positively.

Consistent with previous research, extroverted adolescents show higher well-being than more introverted ones. Those who score high on measures of neuroticism express lower well-being than their emotionally more stable peers. According to psychological temperament theories, extroverts are more sensitive to positive events and experiences, leading to positive emotions and thus to higher well-being. Neurotics, by contrast, perceive problems and negative events more strongly, resulting in negative emotions and thus in lower well-being (Lucas and Diener 2009). Alternatively, these predispositions may have an indirect effect on well-being by influencing the choice of activities, situations and events (Lucas and Diener 2009).

Gender is one of the most important predictors of well-being as was implied by the descriptive results. Young women's average well-being is significantly lower

than young men's. Gendered socialization processes are the most likely explanation. They lead to girls' lower body satisfaction (Baldwin and Hoffmann 2002; Salmela-Aro and Tynkkynen 2010), to the tendency of teachers and tutors to base feedback for girls on intellectual aspects, but that for boys on motivational aspects, which may explain girls' more dysfunctional competence beliefs and performance attribution, and to girls' lower resilience to failures in social relationships common during adolescence (Baldwin and Hoffmann 2002). In turn, these three mechanisms are likely to have a detrimental effect on the well-being of girls.

5 Conclusions

The four components of educational success, characterising the trajectory from lower-secondary to post-compulsory education in Switzerland, do indeed matter for well-being in late adolescence. Well-being at the age of 18 depends on lower-secondary status attainment and the transition to post-obligatory education. It is higher for young people from academically demanding lower-secondary tracks and for those having successfully entered post-obligatory education by age 18. The findings also confirm our assumption that well-being does not depend on absolute educational goal attainment but on how adolescents cope with goal failure. By including several components of educational success, our results shed light on the so-far unanswered question of their relative significance. Lower-secondary status attainment and the transition success to post-obligatory education are most important for well-being at the age of 18, followed by intergenerational status attainment. Educational goal attainment – although statistically relevant – plays only a minor role.

The findings particularly support the assumptions derived from resource and social comparison theory. The fairly strong effect of lower-secondary educational attainment highlights the importance of education's resource property. It indicates that more demanding tracks in lower-secondary education foster competencies which help young people cope with life's manifold demands and thus increase well-being. Favourable social comparison may contribute as well. High-status school tracks may boost young people's self-esteem and self-efficacy, as well as their well-being. Taking into account the clear-cut effects of a successful transition to post-obligatory education and intergenerational status attainment versus the weak impact of educational goal attainment, social comparison seems particularly relevant for those aspects of educational status that are clearly visible for everyone.

Despite the statistically significant results, supporting almost all of our hypotheses, educational success plays a comparatively moderate role. Gender, personality traits and socio-emotional resources affect well-being to a greater extent. Conceiving of resources broadly to also include personality traits, and taking into account the relevance of educational status attainment, we may conclude that well-being at the

age of 18 is most closely connected to resources supporting individual agency, such as the ability to cope with challenging life situations, educational demands or the tendency to experience things positively.

The fact that educational success does not play a greater role in well-being may be due to several reasons and may also point to certain limitations of this study, to be rectified in future research. First, young people may anticipate a certain degree of uncertainty and unpredictability in their post-compulsory educational trajectories and may thus exhibit a high degree of flexibility in adjusting their educational aspirations and plans. Our analyses have not been able to capture such adaption processes in detail. Second, aspects of their everyday situation at school or at work (when serving an apprenticeship), such as the degree of work autonomy, the level of (academic) demands or satisfaction with the chosen upper-secondary education, may have a far stronger impact on well-being than past events of educational success. A third reason is that the influence of educational success on well-being is likely to be less pronounced when there is still a good chance of attaining the set goals than when the window of opportunity has closed more or less permanently (see also Messersmith and Schulenberg 2010). At the age of 18, this window is still open in Switzerland and educational failures can be compensated for. However, future research needs to assess the explanatory value of these conjectures, which could not be analysed with the currently available data waves. Future longitudinal research is also needed to look at the long-term impact of different components of educational success in order to investigate whether the observed effects of educational success on adolescents' well-being may strengthen or rather weaken over the subsequent life course.

6 References

- Asendorpf, Jens B., and Marcel A. G. van Aken. 2003. Validity of Big Five Personality Judgments in Childhood: A 9-Year Longitudinal Study. *European Journal of Personality* 17: 1–17.
- Baldwin, Scott A., and John P. Hoffmann. 2002. The Dynamics of Self-Esteem: A Growth-Curve Analysis. *Journal of Youth and Adolescence* 31(2): 101–113.
- Bandura, Albert. 1989. Regulation of Cognitive Processes through Perceived Self-Efficacy. *Developmental Psychology* 25(5): 729–735.
- Böni, Edi. 2003. Diskontinuierliche Verläufe und Ausbildungslosigkeit. Pp. 81–99 in *Wege in die nach-obligatorische Ausbildung. Die ersten zwei Jahre nach Austritt des Jugendlängsschnitts TREE*, edited by Federal Statistical Office. Neuchâtel: Federal Statistical Office.
- Breen, Richard, and John H. Goldthorpe. 1997. Explaining Educational Differentials. Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society* 9(3): 275–305.
- Buchmann, Marlis, and Helmut Fend. 2004. *Context and Competence: Swiss Longitudinal Survey of Children and Youth. Research Proposal*. Bern: Swiss National Science Foundation.
- Byrne, Barbara M. 2001. *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming*. Mahwah, NJ, and London: Lawrence Erlbaum Associates.

- Desjardins, Richard. 2008. Researching the Links between Education and Well-Being. *European Journal of Education* 43(1): 23–35.
- Diener, Ed. 2009. "Subjective Well-Being." Pp. 11–57 in Ed Diener (Ed.) *The Science of Well-Being: The Collected Works of Ed Diener*. New York: Springer.
- Easterlin, Richard A. 2006. "Building a Better Theory of Well-Being." Pp. 29–64 in Bruno Luigino, and Pier Luigi Porta (Eds.) *Economics and Happiness: Framing the Analysis*. New York: Oxford University Press.
- Ehmke, Timo, and Thilo Siegle. 2005. ISEI, ISCED, HOMEPOS, ESCS. Indikatoren der sozialen Herkunft bei der Quantifizierung von sozialen Disparitäten. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 8(4): 521–540.
- Fend, Helmut, Fred Berger, and Urs Grob. 2008. *Lebensverläufe und Lebensbewältigung von der späten Kindheit ins Erwachsenenalter. 1527 "Lebensgeschichten"*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gangl, Markus. 2003. Bildung und Übergangsrisiken beim Einstieg in den Beruf. Ein europäischer Vergleich zum Arbeitsmarktwert von Bildungsabschlüssen. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 6(1): 25–45.
- Goodman, Robert. 1997. The Strengths and Difficulties Questionnaire: A Research Note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 38(5): 581–586.
- Hadjar, Andreas, Sigrid Haunberger, and Frank Schubert. 2008. Bildung und subjektives Wohlbefinden im Zeitverlauf, 1984–2002. *Berliner Journal für Soziologie* 18(3): 370–400.
- Hildebrandt, Lutz, and Dirk Temme. 2006. Probleme der Validierung mit Strukturgleichungsmodellen. SFB 649 Discussion Paper 2006–082. Humboldt-Universität zu Berlin.
- Hupka-Brunner, Sandra, Stefan Sacchi, and Barbara E. Stalder. 2010. Social Origin and Access to Upper Secondary Education in Switzerland: A Comparison of Company-based Apprenticeship and Exclusively School-based Programmes. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 36(1): 11–31.
- Kerckhoff, Alan C. 2001. Education and Social Stratification in Comparative Perspective. *Sociology of Education* 74(Extra Issue): 3–18.
- Keyes, Corey Lee M. 1998. Social Well-Being. *Social Psychology Quarterly* 61(2): 121–140.
- Lareau, Annette. 2003. *Unequal Childhoods. Class, Race, and Family Life*. Berkeley: University of California Press.
- Lucas, Richard E., and Ed Diener. 2009. "Personality and Subjective Well-Being." Pp. 75–101 in Ed Diener (Ed.) *The Science of Well-Being: The Collected Works of Ed Diener*. New York: Springer.
- Lüscher, Kurt, Brigitte Pajung-Bilger, Frank Lettke, Sabrina Böhmer, and Anika Rasner. 2000. Generationenambivalenzen operationalisieren: Instrumente. *Arbeitspapier* 34.4 des Forschungsschwerpunkts "Gesellschaft und Familie." University of Konstanz.
- Messersmith, Emily E., and John E. Schulenberg. 2010. Goal Attainment, Goal Striving, and Well-Being during the Transition to Adulthood: A Ten-Year U.S. National Longitudinal Study. *New Directions for Child and Adolescent Development* 130: 27–40.
- Neuenschwander, Markus P. 2007. "Bedingungen und Anpassungsprozesse bei erwartungswidrigen Bildungsverläufen." Pp. 83–103 in Thomas Eckert *Übergänge im Bildungswesen*. Münster, New York, München, and Berlin: Waxmann 2007.
- Ormel, Johan, Siegwart Lindenberg, Nardi Steverink, and Lois M. Verbrugge. 1999. Subjective Well-Being and Social Production Functions. *Social Indicators Research* 46: 61–90.
- Pollard, Elizabeth L., and Patrice D. Lee. 2003. Child Wellbeing: A Systematic Review of the Literature. *Social Indicators Research* 61(1): 59–78.
- Rosenberg, Morris. 1965. *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Sacchi, Stefan. 2006. *Dokumentation der Stichprobengewichtung zur Erstbefragung der drei COCON-Kohorten*. Zurich: cue Sozialforschung.
- Salmela-Aro, Katariina, and Heta Tuominen-Soini. 2010. Adolescents' Life Satisfaction during the Transition to Post-Comprehensive Education: Antecedents and Consequences. *Journal of Happiness Studies* 11(6): 683–701.
- Salmela-Aro, Katariina, and Lotta Tynkkynen. 2010. Trajectories of Life Satisfaction across the Transition to Post-Compulsory Education: Do Adolescents Follow Different Pathways? *Journal of Youth and Adolescence* 39: 870–881.
- Samuel, Robin, Sandra Hupka-Brunner, Barbara E. Stalder, and Manfred M. Bergman. 2011. Successful and Unsuccessful Intergenerational Transfer of Educational Attainment on Wellbeing in the Swiss Youth Cohort TREE. *Swiss Journal of Sociology* 37(1): 57–78.
- Schulenberg, John E., Alison L. Bryant, and Patrick M. O'Malley. 2004. Taking Hold of Some Kind of Life: How Developmental Tasks Relate to Trajectories of Well-Being during the Transition to Adulthood. *Development and Psychopathology* 16: 1119–1140.
- Schulenberg, John, Patrick M. O'Malley, Jerald G. Bachman, and Lloyd D. Johnston. 2005. "Early Adult Transitions and Their Relation to Well-Being and Substance Use." Pp. 417–453 in Richard A. Settersten, Jr., Frank F. Furstenberg, Jr., and Rubén G. Rumbaut (Eds.) *On the Frontier of Adulthood. Theory, Research, and Public Policy*. Chicago, and London: The University of Chicago Press.
- Shavit, Yossi, and Hans-Peter Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Solga, Heike. 2002. Stigmatisation by Negative Selection. Explaining Less-Educated People's Decreasing Employment Opportunities. *European Sociological Review* 18(2): 159–178.
- Stalder, Barbara E. 2005. Das intellektuelle Anforderungsniveau von 105 Berufslehren. Internal working paper. Bern: TREE.
- Trautwein, Ulrich, Oliver Lüdtke, Herbert W. Marsh, Olaf Köller, and Jürgen Baumert. 2006. Tracking, Grading, and Student Motivation: Using Group Composition and Status to Predict Self-Concept and Interest in Ninth-Grade Mathematics. *Journal of Educational Psychology* 98: 788–806.
- Veenhoven, Ruut. 2008. "Sociological Theories of Subjective Well-Being." Pp. 44–61 in Michael Eid, and Randy J. Larsen (Eds.) *The Science of Subjective Well-Being: A Tribute to Ed Diener*. New York: Guilford Publications.
- Videon, Tami M. 2005. Parent-Child Relations and Children's Psychological Well-Being. Do Dads Matter? *Journal of Family Issues* 26(1): 55–78.
- Winship, Christopher, and Larry Radbill. 1994. Sampling Weights and Regression Analysis. *Sociological Methods & Research* 23(2): 230–257.
- Zimet, Gregory D., Nancy W. Dahlem, Sara G. Zimet, and Gordon K. Farley. 1988. The Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment* 52(1): 30–41.

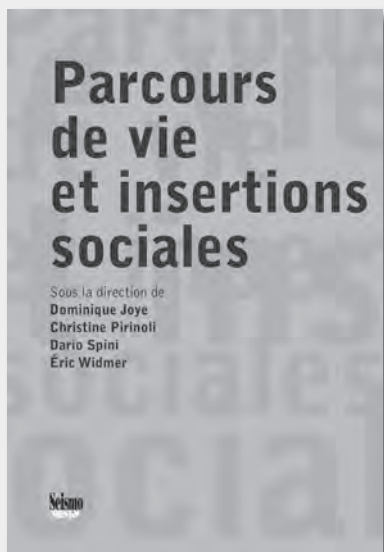
7 Appendix

Table A1 Correlations and descriptive statistics for the observed variables (N = 854)

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 Well-Being at the age of 18	1													
2 Lower-secondary school attainment	.16***	1												
3 Post-obligatory education	.13***	.14***	1											
4 Goal attained	.11**	.29***	.31***	1										
5 Goal failed and adjusted	.00	-.10**	.05	-.42***	1									
6 Goal failed, but upheld	-.11**	-.24***	-.39***	-.74***	-.14***	1								
7 Goal failed and abandoned	-.03	-.07+	-.02	-.30***	-.06+	-.10**	1							
8 Intergenerational status transmission	.08*	.04	.23***	.15***	.03	-.16***	-.08*	1						
9 SES	.11**	.37***	.01	.18***	-.06+	-.16***	-.03	-.27***	1					
10 Relationship quality with mother	.16***	.10**	.10**	.04	-.02	-.03*	.00	.05	.05	1				
11 Extroversion	.30***	-.05	-.02	-.08*	-.01	.11**	-.02	-.03	-.06+	.08*	1			
12 Neuroticism	-.38***	.08*	.04	.00	-.02	.02	-.01	-.01	.07*	-.04	-.17***	1		
13 Sex	.28***	-.00	-.06+	.02	.01	-.04	-.01	-.06	.03	-.14***	-.12**	-.39***	1	
14 Well-Being at the age of 15	.53***	.13***	.06+	.09**	-.02	-.08*	-.03	.04	.13***	.08*	.16***	-.24***	.21***	1
Mean	4.38	2.26	0.95	0.69	0.07	0.20	0.04	0.94	-0.07	3.99	4.76	2.71	0.47	4.02
Standard deviation	0.62	0.89	0.22	0.46	0.26	0.40	0.19	0.24	0.78	0.95	0.91	0.85	0.50	0.66
Scale	1-6	1-4	0/1	0/1	0/1	0/1	0/1	0/1	-2.49-1.75	1-6	1-6	1-6	0/1	1-6

+p≤0.10 / * p≤0.05 / **p≤0.01 / ***p≤0.001

Source: Swiss Survey of Children and Youth COCON, 2006-2009.



Dominique Joye, Christine Pirinoli,
Dario Spini, Éric Widmer (dir./Hrsg.)

Parcours de vie et insertions sociales Hommage à René Levy

268 pages, SFr. 42.–/Euro 31.–
ISBN 978-2-88351-053-1

«Parcours de vie et insertions sociales» est un livre aux multiples facettes. D'abord, c'est un livre d'hommages à René Levy, un sociologue qui a marqué les sciences sociales à la fois par ses travaux scientifiques sur les parcours de vie et la stratification sociale, et par sa volonté de doter les sciences sociales d'infrastructures permettant une recherche de qualité. Si aujourd'hui un des outils les plus prestigieux du Fonds national suisse de la recherche scientifique, un pôle de recherche national sur les parcours de vie, a vu le jour, c'est aussi à lui que nous le devons.

Ce livre insiste sur l'importance des insertions sociales mais aussi sur les logiques présidant à leur construction. Les processus qui nous amènent à nous situer socialement se construisent dans le temps, à travers nos parcours de vie, d'hommes ou de femmes, de riches ou de pauvres. Bref les insertions sociales et leurs effets ne se comprennent qu'en prenant en compte le temps d'une vie, ou d'une génération.

C'est enfin un livre qui insiste sur la nécessaire diffusion des connaissances et des méthodes d'un domaine de recherche à l'autre, pour éviter un cloisonnement disciplinaire potentiellement stérilisant. Dans ce sens, ce livre est aussi un appel à «l'imagination sociologique» et à la poursuite d'une réflexion originale à laquelle entendent participer, dans cet ouvrage, les chercheurs proches de René Levy.

Dominique Joye est professeur à l'Université de Lausanne

Christine Pirinoli est professeure à la Haute école de santé Vaud, Lausanne

Dario Spini est professeur à l'Université de Lausanne

Éric Widmer est professeur à l'Université de Genève

Les quatre éditeurs ont eu la chance de travailler sous la direction de René Levy à un moment ou à un autre de leur trajectoire professionnelle.

Are there Patterns of Poverty Trajectories? The Dynamics of Deprivation Between Classes, Individualization, and Cumulative Disadvantage

Jean-Luc Heeb* and Elisabeth Gutjahr*

1 Introduction

The explanation of poverty is still controversial when considering the current hypotheses of class, individualization, and cumulative disadvantage (for instance Bane and Ellwood 1986; Burkhauser and Duncan 1989; Layte and Whelan 2002; Fouarge and Layte 2005; Tillmann and Budowski 2006). As regards the classical opposition of the class-based and the individual-based view, recent evidence suggests that in the short run, poverty mainly is an individualized phenomenon, expressing itself in a high rate of short-term changes between poverty and non-poverty across all social classes, while in the long run, persistent poverty is more often associated with lower social positions. The hypothesis of poverty as the result of disadvantage (or advantage) cumulating over time, as theorized in the research on life course, has been recently considered. Since risky life events such as loss of employment are likely to occur in all social classes, short-term poverty, as it is related to life course events, is more independent of social inequalities than long-term poverty (Leisering and Leibfried 1999). In a dynamic perspective, a central question is then whether or to what extent individual poverty trajectories are mainly stable and related to social stratification (class hypothesis), are quickly changing, diversified and widely independent from classical social inequalities (individualization hypothesis), or result from initial disadvantage which lead to increasing poverty (cumulative disadvantage hypothesis). Thus, discussing poverty in a dynamic perspective should look at trajectories to adequately take into account the chronological dimension of poverty. However, current evidence about the dynamics of poverty stems mainly from methodological approaches that do not explicitly rely on individual trajectories and build on rather short time intervals; they may therefore be insufficient to examine poverty in a dynamic perspective.

The present article, as an explorative study, aims to fill this gap by evidencing poverty patterns gained from individual trajectories over a ten-year interval. To address individual trajectories and to exploit the full potential of longitudinal data, growth mixture modelling was used. The main scope of the present study is to

* Haute école fribourgeoise de travail social, University of Applied Sciences of Western Switzerland, CH-1762 Givisiez, jean-luc.heeb@hef-ts.ch and elisabeth.gutjahr@hef-ts.ch.

explore individual poverty trajectories in the general Swiss population in order to contribute both substantially and methodologically to the analysis of the dynamics of poverty: Are these trajectories highly individualized or are they ruled by a small set of underlying patterns? If so, what are these patterns looking like: permanently poor or not poor, driving towards poverty or pulling away from it? And how do the trajectories subsumed by the patterns relate to indicators of social inequalities, life events or situations, and biography?

1.1 The dynamics of poverty in a theoretical perspective

Considering individual poverty trajectories implies to look at poverty as a process. Trajectories capture change or stability in the poverty status over time and emphasize the chronological dimension of poverty, while poverty is understood as resulting from effects at both the societal (structural and cultural factors) and the individual level (ascribed and achieved attributes). Such a dynamic view of poverty has been suggested as early as 1901 by Rowntree in his study on poverty cycles during the life course in the underclass. Indeed, the current hypotheses about poverty – i. e. the class hypothesis, the individualization hypothesis, and the cumulative disadvantage hypothesis (see Layte and Whelan 2002; Tillmann and Budowski 2006) – refer more or less explicitly to time.

The first hypothesis expresses a class-based view of poverty (Wright 1994; Layte and Whelan 2002): the location of individuals and groups within the social structure determines their risk of poverty. Especially the vertical dimension of stratification differentiates between social classes – or categories in a less Marxist view – and their attributes, ranging from economic capital to cultural attitude and representations. Poverty is thus largely independent from an individual's singularities and primarily related to social inequalities. The class hypothesis has often been interpreted as a persistence hypothesis, both in a more cultural and structural way (Andress and Schulte 1998). Culturally, poverty is reproduced in the underclass by the intergenerational transmission of social patterns, attitudes, and behaviors that hamper social and economic participation. Structurally, it is argued that social segregation, as expressed in the labor division and as a result of selection agencies, maintains individuals with few resources in low social positions.

The individualization hypothesis, relying on the second modernity, claims that poverty has been uncoupled from the social structure. Biographies and lifestyles have become increasingly diversified while the influence of social structure on shaping individual behavior and representation has declined. In short, society has become uncertain and unclear, as incisively outlined by Beck's *Risikogesellschaft* and Habermas' *Neue Unübersichtlichkeit*. The individualization hypothesis thus states that poverty is far less predictable than the class hypothesis suggests. As classical social inequalities have lost their influence, the risk of poverty is largely independent of social structure, while life course events such as unexpected family

or work disruptions come to the fore. Poverty is expected to unfold in two ways, democratization and temporalization (Leisering and Walker 1998). Democratized poverty, as a consequence of declining protection from poverty especially in the middle and upper classes, puts at risk a wide range of individuals in a society. In line with discontinuous and heterogeneous biographies, persistence of poverty has waned and exposure to poverty manifests itself in various recurring or nonrecurring short-term and long-term patterns.

The third hypothesis, which has gained some popularity owing to Merton's Mathew Effect, is the most precise with regard to the chronology of poverty. While the two previous hypotheses merely refer either to the stability of poverty across time or to its unpredictability, the cumulative disadvantage hypothesis assumes a sequential view of poverty. An initial disadvantage is expected to increase the subsequent disadvantages as time passes (DiPrete and Eirich 2006). The hypothesis has been conceived at both an intergenerational and intragenerational level. On the one hand, disadvantage can be transmitted over generations, resulting in an ongoing loss of socioeconomic status and in shaping the underclass (Wilson 1987). On the other hand, the life course perspective emphasizes the constitution of individual trajectories in the light of even small initial disadvantages and increasing time-related divergence (Dannefer 2003). Although the hypothesis is most often presented in the perspective of disadvantages, its counterpart in terms of cumulative advantages should also be considered (Dannefer 2009).

To date, in Switzerland, most of the empirical studies in the field of poverty are cross-sectional (for instance Branger et al. 2002; Budowski et al. 2002; Suter and Iglesias 2005). Their focus is directed at issues of prevalence of poverty and sociodemographic characteristics of the poor. Recently, poverty has also been addressed in a longitudinal perspective (for instance Streuli and Bauer 2001; Budowski and Suter 2002; Müller 2002; Tillmann and Budowski 2006; Gazareth et al. 2007; Gazareth and Suter 2010), confirming the dynamic aspects of poverty – especially a high rate of poverty entries and exits in the short run – as evidenced by research in other countries (Stevens 1999; Whelan et al. 2000; Fouarge and Layte 2003; Lollivier and Verger 2005; Whelan and Maître 2006). Two longitudinal studies using the same data source as the present research are of special interest. Based on a five year interval (1999–2003), Tillmann and Budowski (2006) found that occasional poverty concerned 9.9% of the respondents and 4.6% were faced with persistent poverty, whereas the other individuals were non-poor (85.5%). Their findings evidenced also some association between persistent poverty and social inequality. Gazareth and Suter (2010), analyzing a nine year interval comprising two periods (1999–2003 and 2003–2007), found that 45.6% of the respondents were not deprived and 5.1% were highly deprived during both periods. The remaining individuals were located in stable intermediate deprivation in both periods (19.7%) or changed to or from an intermediate category (29.7%). Changes between the

extreme categories of non-deprivation and highly deprivation were hardly observed from one period to the other.

1.2 Current operationalizations of poverty

In recent years, research on poverty has devoted considerable interest to the dynamics of poverty at the individual level. As a consequence of the implementation of large-scale longitudinal population surveys, investigations on the changes and stability in poverty spells over the middle run could be conducted on a sound empirical base. However, research has mainly concentrated on the determination of transition probabilities (i. e. the probability of becoming poor or not poor at a certain time point) and the characterization of poverty by examining poverty spells (i. e. being poor x times out of y). While this frame provides insight into the generative mechanisms and risks of poverty at a societal level, it does not address the individual trajectories of poverty as a whole. For instance, trajectories as culturally and structurally organized successions of poverty (or non-poverty) spells have been widely ignored by recent research.

It should now be questioned how the previously mentioned two main approaches of the dynamics of poverty – transition probabilities and poverty spells – allow discrimination between the three hypothesis about poverty. When emphasizing a chronological view, the class hypothesis can be interpreted as resulting in distinct persistent trajectories which are related to individuals who are durably protected from poverty and those who remain in poverty. On the contrary, the individualization hypothesis is associated with the absence of dominating patterns: trajectories are generated more or less randomly and are no longer predictable. The cumulative (dis-)advantage hypothesis states that a pattern with increasing poverty (wealth) over time should be evidenced. Central issues are then the existence of a few patterns of trajectories and how these patterns are shaped. However, the two main approaches of the dynamics of poverty fail, in part, to address these issues.

The first approach – transition probabilities – models the entrance and exit from poverty. Its main scope is to predict the probability of being poor (or not poor) at a certain time point conditionally to the poverty status at one or more previous time points using, for instance, Markov processes (Breen and Moisio 2004; Capellari and Jenkins 2004; Whelan and Maître 2006) or survival analysis (Stevens 1999; Callens and Croux 2009). As parts of the trajectories serve as predictors of subsequent poverty risk, they are neither explicitly addressed nor characterized. Most important in this approach is to determine individuals or groups who are at risk – and not to evidence underlying patterns of the trajectories.

The rationale of the second approach is based on the aggregation of poverty spells and has been widely used in poverty research, including recent studies with the same data as the present work (Tillmann and Budowski 2006; Gazareth and Suter 2010). It aims at describing poverty by examining the periods, e. g. years, of poverty

that a person experiences within a given time interval and classifying individuals into a few predefined categories according to the prevalence and the duration of poverty (Walker 1994; Fouarge and Layte 2005). Classical operationalizations based on the number of poverty spells distinguish for instance between non poor (no poverty spell), transient poor (few spells), and persistent poor (many spells). Thus, trajectories are considered analytically rather than in a comprehensive manner. For instance, being poor x times out of y may reflect different trajectories: do the poverty spells concentrate at the beginning or at the end of the trajectories – showing a trajectory out of or towards poverty – or do they alternate with non-poverty spells? Although the poverty spells approach considers the trajectories implicitly, it fails to adequately take into account the chronological dimension of the trajectories, i. e., in what order the spells occur (for instance Devicienti 2002). Aggregating poverty spells may then result in a measure too rough to reflect the process character of poverty.

Furthermore, poverty studies often rely on a dichotomous conception of poverty. An individual is considered to be either poor or not poor at a certain time point, depending on whether his living conditions (or income) are below a defined threshold or not (see for instance Sandoval et al. 2009). However, criticism has arisen against this dichotomous view, arguing that the widely accepted recurrent character of poverty evidenced by longitudinal research (see for instance Whelan et al. 2000; Lollivier and Verger 2005) might be an artefact, as changes between poverty and non-poverty would be overestimated (Groh-Samberg and Keller 2000). Indeed, a large amount of these changes may be related to precariousness, i. e. to an intermediate area between poverty and non-poverty (Paugam 1993; Paugam 2000; Castel 1995; for a theoretical discussion of the concept of precariousness and its various facets, see Marchart 2010). Precariousness has been associated with insecurity and vulnerability, in other words with exposure to social risks, such as loss of employment, separation, or accidents, coupled with a lack of resources to cope with adverse events (Pitrou 1978; Cingolani 2005). Although poverty studies most often ignore precariousness, it has been suggested that the inclusion of precariousness would provide a more precise view of poverty, as poverty should be understood as a continuous rather than a discrete phenomenon (Budowski et al. 2010). In many cases, poverty does not emerge suddenly and disruptively but, rather, is the result of a longer process of deprivation (Hainard et al. 1990). Studies on precariousness also showed that the living conditions of persons slightly above or below the poverty threshold were largely similar and that numerous seasonal and economic changes between poverty and non-poverty were likely to occur (see Gazareth et al. 2007; Leu et al. 1997). Empirical evidence suggests that the dynamics of poverty in the middle run have a pronounced local delimitation (Groh-Samberg 2004). Changes seldom occur between poverty and wealth but, rather, within poverty and precariousness on the one hand and between precariousness and wealth on the other hand. In addition, gradual changes within poverty, precariousness, and wealth are frequent.

To avoid the shortcomings of the transition probabilities and poverty spells approaches, poverty trajectories will be directly addressed by a growth modelling technique in the present study. With such a technique, the underlying patterns of poverty trajectories suggested by the three previously discussed poverty hypotheses – no distinct patterns, stability, increase, or decrease – can be addressed. Moreover, gradual changes in poverty can be included in the model. From a conceptual point of view, poverty trajectories are understood within the life course perspective (see Mortimer and Shanahan 2003; Levy et al. 2005). According to this approach, poverty trajectories are seen as the results of events (e.g. divorce), situations (e.g. lone parenting), and transitions (e.g. entry into the labor market or retirement) which shape the dynamics of life. A central issue in life course research is the degree of heterogeneity or variability of trajectories in a given social context, for instance how experiences and resources acquired at earlier stages of the biography, such as unemployment (Bender et al. 2000) or beginning career patterns (Hillmert 2001) shape subsequent trajectories.

As regards the predictors of poverty, the present study includes indicators of social inequalities, life events or situations, and biography. Social inequalities, most often addressed by income, education or socio-professional categories in research on poverty (for instance Tillmann and Budowski 2006; Gazareth and Suter 2010), relate to the class hypothesis. Life events or situations pertain to the individualization hypothesis. Considering the embedment of poverty in the life course, life events influence the risk of being faced with poverty (Burkhauser and Duncan 1989). Events or situations like divorce, leaving the parental home, lone parenthood, unemployment or illness are associated with an increased subsequent poverty risk (for instance Alcock 1997; DiPrete and McManus 2000; Tillmann and Budowski 2006; Gazareth and Suter 2010). Furthermore, gender and age are classical predictors of poverty. Women are more often faced with poverty than men, which may partly be explained by a lower socioeconomic status, reflecting for instance gender differences of career patterns, monetary consequences of divorce or lone parenthood (for instance Bastos et al. 2009). Age is associated with a higher risk of poverty among young and older individuals (for instance Alcock 1997; Di Prete and McManus 2000). As a biographical factor, age reflects the variations of the poverty risk across the life cycle. This risk may increase when leaving the parental household, diminish while the career unfolds and income grows, and then increase again with retirement (Burkhauser and Duncan 1989).

2 Method

2.1 Sample

Data came from the Swiss Household Panel (SHP), an ongoing longitudinal general population survey (for methodological details, see Voorpostel et al. 2010). The SHP started in 1999 and subsequent waves were conducted yearly. The present study is based on the first ten waves (1999–2008) comprising the baseline and its follow-up (SHP_I). The refreshment sample of 2004 (SHP_II) was not considered for both substantial and methodological reasons, since the focus is on middle run patterns of poverty and the inclusion of additional predictors to address the differences between SHP_I and SHP_II excessively complicates the presentation and interpretation of the results. Computer assisted telephone interviews were used to collect the data by means of both a household and an individual questionnaire. First, a regionally stratified random sample of Swiss households was drawn. Second, in each wave, individuals belonging to the selected household were asked to participate, provided they were aged 14 years or more and able to answer in French, German, or Italian. The final sample of the 1999 wave consisted of 5074 households, representing 7799 individuals. An individual response rate of 85% was achieved. In 2008, 3537 individuals were interviewed, that is 45% of the 1999 sample. Due to attrition, the sample decreased by about 10% each year between 1999 and 2004 and then stabilized between 45% and 50% of its initial size until 2008 (Weaver 2010). Possible biases due to attrition have been recognized as to be similar to those in similar longitudinal studies, with drop-outs occurring more frequently among less socially integrated persons (Lipps 2006; Voorpostel 2009; Weaver 2010; see also Gazareth and Suter 2010).

The final sample presented in this study consists of 3511 respondents of SHP_I with usable data about poverty for at least eight of the ten waves from 1999 to 2008. Respondents with data available for seven waves or less were excluded from the analysis, while data were imputed for those who had missing values for one or two waves. This was seen as a balance between a general suggestion to impute missing data in the SHP (Voorpostel 2010) and possible adverse consequences of imputation when the missing data rate is high (Kristman et al. 2005).

2.2 Measures

There is still some debate about the adequate way to measure poverty, and various approaches co-exist, including objective and subjective measures, absolute and relative measures, or direct and indirect measures (Gordon and Spicker 1999; Tillmann and Budowski 2004). Some authors focus on poverty at an individual level, whereas others examine it from the societal level. In the present study, poverty is addressed at the individual level (for poverty approaches and corresponding measures at the societal level, see for instance Sen 1983; Sen 1998; Atkinson 1987). None of these

approaches, however, provides a complete picture including the manifold facets of poverty. Direct measures refer to deprivation, i. e., a lack of access to certain goods or services, while indirect measures are built upon monetary resources, primarily income. Both measures have advantages and drawbacks; thus, the choice of an appropriate measure depends on the aim of the study and the data at hand. In the present study, poverty was addressed by a direct measure. As the study focuses on living conditions, several reasons made it preferable to use a direct rather than an indirect measure (see Gazareth and Suter 2010). First, income-based indicators may be misleading when addressing living conditions, as they may remain unchanged because of personal credits or savings when income decreases. Second, especially with longitudinal data, fluctuating income which compensates over time may lead to an overestimation of changes in living conditions (Lollivier and Verger 2005). Third, living conditions may be to a large extent determined by factors other than strictly monetary, such as real estates, free services or non-monetary support received from acquaintances or friends. However, some of the main drawbacks of the direct approach should also be mentioned. First, the debate about what goods and services should be included in the poverty index is controversial, and the final decision often depends on the availability of data rather than theory. Hence, it remains to some extent arbitrary (but see Lipsmeier 1999). Second, households are likely to make adjustments in living standards with increasing duration of poverty spells (Devicienti and Gualtieri 2007). Thus, such adjustments may result in underestimating the deprivation for economic reasons (see Halleröd 2006).

Direct measures of poverty usually rely on deprivation indexes following the seminal work of Townsend (1979), who defines deprivation as the absence of access to commonly available goods or services in a society. The Consensual Deprivation Index is widely used to address poverty (Mack and Lansley 1985). It overcomes some difficulties of earlier indexes by defining deprivation consensually – goods or services have to be considered necessary by a majority of respondents – and deprivation must be due to a lack of resources. Further reformulations such as the Proportional Deprivation Index (Halleröd 1995) weight the goods by the proportion of respondents who consider a good necessary rather than excluding non-consensual items. However, these various indexes have been shown to be highly correlated (Lipsmeier 1999). As no data about the necessity of a good or weighting was available in SHP_I, deprivation was defined by frequency: according to Tillmann and Budowski (2006), goods or services used by at least 50% of the population are considered to be commonly available. Deprived persons are those who have no access to these goods or services for economic reasons – and not by choice. Though the distinction between economic constraint and individual preference is controversial as the lack of a good might be attributed to the group's prevalent norms rather than to deprivation in less affluent classes, it seems preferable to take it into account (Halleröd 2006, see also Gazareth and Suter 2010). Biases due to the omission of the distinction have

been estimated to be higher than those due to its inclusion (Halleröd 2006, but see Tillmann and Budowski 2006).

The following ten indicators of living conditions are present in the household questionnaire of the SHP throughout the first ten waves and were used: 1) one-week holidays away from home once a year, 2) invitation of friends at least monthly, 3) meal at restaurant at least monthly, 4) car for private use, 5) color television, 6) washing machine for exclusive use, 7) dishwasher, 8) voluntary savings for retirement (3rd pillar), 9) consultation with a dentist if needed, and 10) computer at home. A deprivation index was computed with each individual's score corresponding to the sum of the indicators pointing to deprivation. Respondents with data missing for more than two indicators were excluded. In almost all cases, these were respondents who attrited. For the respondents who had one or two missing indicators (in each wave about 3% of the surveyed respondents; almost all respondents with only one missing indicator), the sum of the indicators is partial and may therefore underestimate the true deprivation.

To examine sociodemographic variations in poverty patterns, the following indicators obtained from the individual questionnaire were used: gender (women, men), age in 1999 (24 years or less, 25 to 39 years, 40 to 64 years, 65 years or more), education in 1999 (compulsory, upper secondary, tertiary), type of household in 1999 and 2008 (single person, couple with children, couple without children, single parent), marital status in 1999 and 2008 (married, single, separated or divorced, widowed), employment status in 1999 and 2008 (employed, student or homemaker, retired, unemployed including disabled). In order to mirror the evolution of poverty, indicators with a certain amount of change at the individual level are included at the beginning (1999) and the end of the period of interest (2008). Based on previous research, these indicators may increase or reduce the risk of poverty (see Introduction). Risk factors include being a woman, young and older age, low educational resources, living situations (single parent), family disruption (separation or divorce), and work disruption (loss of employment), while protective factors refer to being a man, middle age, high educational resources, living in a couple, and employment.

2.3 Statistical analysis

Descriptive findings and modelling poverty trajectories were obtained respectively by SPSS 19.0 (SPSS 2010) and MPlus 5.21 (Muthén and Muthén 2007). Modelling is based on the growth mixture model (GMM; Muthén 2004). GMM combines classical growth modelling and latent class membership in one analysis. Compared with classical growth modelling that assumes an overall growth pattern for the whole population, GMM assumes class-specific growth patterns. Thus, GMM is suitable for addressing heterogeneity in the growth patterns and for breaking down this heterogeneity into classes. Fixed effects (e. g. intercept or slope) and variance components (e. g. intercept or slope variance) may differ across classes. Class membership is

obtained from the data for a specified number of classes and represented by a latent categorical variable. A central task when using GMM is the determination of the correct number of latent classes (Tofghi and Enders 2007). In exploratory studies like the present one, that is, when no theoretical or empirical assumption about the number of classes is available, several models that differ only by the number of classes are compared by means of fit indexes. The following three indexes were used: the Bayesian information criterion (BIC; Schwartz 1978), the Entropy Index (EI; Celeux and Soromenho 1996), and the Lo-Mendel-Rubin likelihood ratio test of model fit (LMR; Lo et al. 2001).

Growth was defined as a one-piece linear growth model. Within such a model, stability in deprivation (for instance consistently deprived or consistently non-deprived across the time interval considered; intercepts) as well as increased and decreased deprivation (slopes) can be addressed. Growth relies on the probability of being deprived on the basis of the categorized score of the deprivation index (up to one indicator pointing to deprivation, more than one indicator). Dummy-coded sociodemographic indicators were used to predict latent class membership. Maximum likelihood estimators with robust standard errors were used. Unequal inclusion probabilities and non-response were accounted for by weighting the data at baseline at the individual level (1999). Missing value imputation was conducted under the assumption of data missing at random within groups defined by similar observed scores of the deprivation index during the time interval considered (Muthén and Muthén 2007). 617 (445) respondents had a missing deprivation index score on one (two) wave. Sensitivity analyses suggested that imputed and non-imputed data were consistent.

3 Results

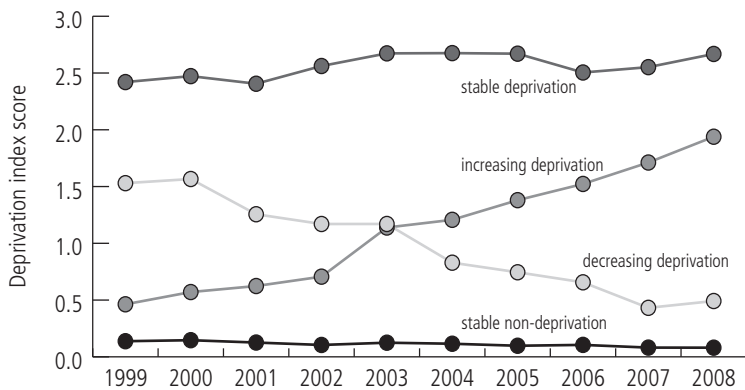
3.1 Identifying patterns of poverty trajectories

Four contrasting and unequally sized latent classes were found to adequately capture the individual poverty trajectories (Figure 1). Two classes refer to stable patterns of deprivation, while the other two depict an antagonistic evolution. Nearly 80% of the respondents showed no poverty between 1999 and 2008 (*stable non-deprivation*). In each year, the deprivation index indicated, on average, less than 0.25 indicators pointing to deprivation. At the opposite end, continuous poverty (or precariousness) characterized a much smaller class (5.1%; *stable deprivation*). The mean number of indicators pointing to deprivation was about 2.5 throughout the years. The last two classes reveal trajectories either leading towards poverty (5.1%; *increasing deprivation*) or away from it (10.1%; *decreasing deprivation*). In both classes, mean trajectories ranged between the stable trajectories with widely gradual changes in deprivation. Due to the dominating pattern of *stable non-deprivation*, the deprivation index is

skewed to the right over the whole period of ten years (the skewness ranges between 2.96 and 3.67 and the mean score between 0.33 and 0.42).

For each year, the four latent classes explained about half of the total variance of the deprivation index (mean eta-squared of the ten waves 49.5%; range from 43.0% to 57.4%). On average, stable non-deprived respondents reported on 9.0 waves a deprivation index score of 0 and on 0.0 wave a score of 2 or higher. The corresponding values for stable deprived were 0.9 and 4.5, while respondents with *increasing deprivation* (3.8 and 1.1) or *decreasing deprivation* (4.3 and 0.9) showed intermediary values. Among increased (decreased) deprived respondents, 23.1% (48.7%) between 1999 and 2003 and 51.1% (13.7%) between 2004 and 2008 had a deprivation index score of 2 or higher at least once. During both periods, stable (non-)deprived showed consistently high (low) percentages of 82.9% and 76.4% (0.9% and 0.4%).

Figure 1 Mean score of the deprivation index by year and latent poverty trajectory classes



Data source: SHP.

Varying the number of latent classes suggested that a model with four latent classes was most suitable (BIC = 23 475.44; EI = 0.89). The tested models included all socio-demographic indicators to predict latent class membership. Models with a lower or a higher number of classes showed a poorer fit, though the four-class and the three-class models did not differ statistically (BIC = 23 658.28; EI = 0.87; LMR = 413.59, p = 0.14). Also, as the number of classes increased, small-sized latent classes appeared. However, the five-class model deserves some attention as a conceptual – rather than a statistical – refinement of the four-class solution (BIC = 23 544.53; EI = 0.80;

Table 1 Distribution of sociodemographic characteristics by latent poverty trajectory classes

		Stable non-deprivation (79.8%)	Increasing deprivation (5.5%)	Decreasing deprivation (9.6%)	Stable deprivation (5.1%)	Total (100.0%)
Sex	women	50.3%	58.1%	60.0%	70.5%	52.7%
	men	49.7%	41.9%	40.0%	29.5%	47.3%
Age (1999)	≤ 24 years	9.7%	10.1%	16.3%	9.0%	10.3%
	25–39 years	26.6%	41.7%	27.6%	27.4%	27.6%
	40–64 years	49.5%	37.1%	39.0%	47.3%	47.7%
	≥ 65 years	14.2%	11.0%	17.2%	16.4%	14.5%
Education (1999)	compulsory	20.0%	31.5%	37.3%	32.0%	22.9%
	upper secondary	61.5%	63.3%	55.5%	59.8%	60.9%
	tertiary	18.5%	5.2%	7.3%	8.3%	16.2%
Type of household (1999)	single person	15.6%	14.7%	20.0%	26.5%	16.5%
	couple with children	33.5%	25.5%	26.5%	18.3%	31.6%
	couple without children	47.8%	54.6%	47.2%	38.3%	47.7%
	single parent	3.1%	5.2%	6.2%	16.9%	4.2%
Type of household (2008)	single person	17.9%	28.3%	23.0%	35.9%	19.9%
	couple with children	40.1%	16.5%	36.6%	19.0%	37.5%
	couple without children	38.7%	45.0%	35.1%	27.3%	38.1%
	single parent	3.2%	10.2%	5.4%	17.7%	4.5%
Marital status (1999)	single	23.5%	23.2%	20.3%	22.2%	23.1%
	married	65.8%	66.2%	60.7%	46.0%	64.3%
	separated or divorced	6.8%	5.3%	10.2%	24.3%	7.9%
	widowed	3.9%	5.3%	8.8%	7.5%	4.6%
Marital status (2008)	single	16.8%	19.1%	15.2%	19.8%	16.9%
	married	69.0%	53.8%	59.6%	41.2%	65.9%
	separated or divorced	8.1%	17.8%	10.0%	29.0%	9.8%
	widowed	6.1%	9.4%	15.2%	10.0%	7.4%

Continuation of Table 1 on the following page.

Continuation of Table 1.

		Stable non-deprivation (79.8%)	Increasing deprivation (5.5%)	Decreasing deprivation (9.6%)	Stable deprivation (5.1%)	Total (100.0%)
Employment status (1999)	employed	62.1%	61.1%	45.3%	53.9%	60.0%
	student or homemaker	19.4%	28.2%	25.0%	21.0%	20.5%
	retired	17.3%	7.5%	24.3%	18.1%	17.5%
	unemployed	1.1%	3.2%	5.4%	7.0%	1.9%
Employment status (2008)	employed	57.3%	57.5%	55.0%	46.4%	56.5%
	student or homemaker	12.1%	15.9%	6.5%	8.8%	11.6%
	retired	29.3%	14.0%	37.1%	30.9%	29.3%
	unemployed	1.3%	12.6%	1.4%	13.8%	2.5%

Data source: SHP.

LMR = 162.73, $p = 0.65$). Differences between the two models mainly concern the *stable non-deprivation* class, which was roughly split into a consistently non-deprived group (68%, on average less than 0.1 indicators pointing to deprivation each year) and a non-poor group with continuously decreasing deprivation (14%; mean number of indicators 1999 = 0.3, 2008 = 0.1; results not shown), while the three other classes remain the same. Differences between the two models are very small and the two split classes behave similarly in subsequent analysis – except for younger respondents being more present in the decreasing subclass. Further results will be presented for the four-class model. Alternative four-class models including relationships between sociodemographic indicators and growth parameters (means, intercepts) as well as nested models with constrained growth parameters across latent classes provided no substantial gain in model fit.

3.2 Describing latent poverty trajectory classes

The composition of the four latent classes differed markedly and consistently for all the sociodemographic indicators except age between the *stable non-deprivation* and the *stable deprivation* class (Table 1). Individuals with poverty risk factors (such as being a woman, low educational resources, single parent household, separation or divorce, and unemployment) were clearly overrepresented in the *stable deprivation* class, while preventing factors (being a man, high educational resources, couple household with children, being married, and employment) are more likely to be found among persons of the *stable non-deprivation* class. Depending on the sociodemographic characteristics, the *increasing* and *decreasing deprivation* classes often but not systematically ranged between the two stable classes, showing intermediate rates

Table 2 Odds ratios of latent poverty trajectory class membership by sociodemographic characteristics (multinomial regression)

		Increasing deprivation	Decreasing deprivation	Stable deprivation
Sex (men)	women	0.98	1.14	1.75**
Age (≥ 65 years)	(1999) ≤ 24 years	0.32	7.78***	0.47
	25–39 years	0.72	2.92**	0.74
	40–64 years	0.34**	1.28	0.49*
Education (compulsory)	(1999) upper secondary	0.48***	0.51***	0.49***
	tertiary	0.12***	0.22***	0.21***
Type of household (single person)	(1999) couple with children	1.62	0.29***	0.86
	couple without children	1.15	0.43**	1.1
	single parent	1.30	0.93	2.15*
Type of household (single person)	(2008) couple with children	0.24***	1.51	0.31***
	couple without children	0.58	1.16	0.52*
	single parent	1.16	1.43	2.06*
Marital status (married)	(1999) single	0.46	0.20***	0.39
	separated or divorced	0.30	0.90	1.85
	widowed	1.37	0.35*	1.28
Marital status (married)	(2008) single	1.36	1.15	1.64
	separated or divorced	3.17**	0.99	1.13
	widowed	1.14	2.75**	0.53
Employment status (employed)	(1999) student or homemaker	1.45	1.17	1.11
	retired	0.28*	2.05*	0.51
	unemployed	1.62	6.06***	2.68*
Employment status (employed)	(2008) student or homemaker	0.92	0.35***	0.74
	retired	0.73	0.82	1.65
	unemployed	10.56***	0.84	13.04***

Latent classes are compared with the *stable non-deprivation* class.

Reference categories are indicated in brackets.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Data source: SHP.

of persons at risk (e. g. gender). Thus, the changing classes share, at least partially, some characteristics with either the *stable non-deprivation* class (e. g. marital status) or the *stable deprivation* class (e. g. education).

The highest contrasts between the stable classes were observed for sex, type of household, and marital status. Women and divorced or separated persons were overrepresented in the *stable deprivation* class, married respondents as well as those in a couple household with children in the *stable non-deprivation* class. Furthermore, low educational resources, living in a single household or a single parent household, and being unemployed were more frequent among deprived persons, as were higher education, living in a couple household without children, and being employed among non-deprived respondents. The proportion of respondents aged 25 to 39 years, living in a couple household without children, or being employed (1999) was higher in the *increasing deprivation* class than in the *decreasing deprivation* class, while the proportion of respondents aged 24 years or less, living in a couple household with children (2008), or being retired was lower. These two classes showed similarities with regard to sex and marital status.

3.3 Predicting membership in the latent poverty trajectory classes

The multinomial logistic regression of latent class membership confirmed the association of poverty risk factors with the trajectories which are characterized by a deprivation experience (Table 2). A wide range of these factors was related to higher chances of belonging to the *stable*, *decreasing*, and *increasing deprivation* classes when compared with the *stable non-deprivation* class. Low educational resources were consistently associated with deprivation. In addition, stable deprived individuals were more likely to be women, to live in a single parent household (reference category: single person household), and to be unemployed (employed), but less likely to belong to a couple household (2008; single person household). Chances of being in the *increasing deprivation* class were lower among individuals aged 40 to 64 years (age 65 years and more), those living in a couple household with children (2008; single parent household), and those retired (1999; employed), while separation or divorce (2008; married) and unemployment or disability (2008; employed) reinforced these chances. *Decreasing deprivation* was clearly associated with younger age groups (age 65 years and more). A lack of occupation (1999; employed) and widowhood (2008; married) increased the chances of decreased deprivation, while the chances diminished when living in a couple household (1999; single person household) and being single or widowed (1999; married).

4 Discussion

Going back to the questions outlined in the introduction, it is now possible to depict the dynamics of poverty in the middle run on the basis of longitudinal data at the individual level. First, individual poverty trajectories can be adequately represented by a few number of distinct growth patterns. These patterns capture a

large proportion of the individual variability of deprivation and support the view that poverty trajectories are only moderately individualized. Second, the study provides some evidence that the dynamics of poverty are primarily characterized by stability rather than change. About 80% of the respondents were almost never exposed to deprivation during the ten-year-period under study while 5% were regularly deprived. The remaining respondents were faced either with *increasing* (6%) or *decreasing deprivation* (10%). Third, poverty trajectories were associated with social inequalities (education), but also with life events or situations (marital and employment status, type of household), and biography (age). *Stable deprivation* as well as *increasing* or *decreasing deprivation* were related to poverty risk factors while preventing factors were reflected in *stable non-deprivation*.

To our knowledge, poverty trajectories have not yet been addressed by GMM. However, previous research using the same data source (SHP) but based on the poverty spell approach has been conducted in Switzerland (Tillmann and Budowski 2006; Gazareth and Suter 2010). These studies classified the individuals according to the poverty spells they experienced during a given time interval. Tillmann and Budowski (2006) used three categories to address poverty, Gazareth and Suter (2010) four categories. Despite methodological differences, the present study adds to the knowledge gained from previous research. To address explicitly the dynamics of poverty, trajectories expressing changes or stability in poverty status were modelled year by year rather than reduced to a few number of a priori categories describing poverty over a time interval of several years. Thus, for instance, individuals with changing poverty status – as occasional poor (Tillmann and Budowski 2006) – can be situated within increasing or decreasing patterns of poverty. Similarly, the changes in deprivation evidenced by Gazareth and Suter (2010) when comparing two time periods (1999–2003 and 2003–2007) can be addressed more in depth by taking into account changes from year to year.

4.1 Poverty between classes, individualization, and cumulative disadvantage

These findings allow one to discuss the three current hypotheses about poverty in terms of class, individualization, and cumulative disadvantage. A central point is the existence of distinct poverty patterns and the relationship between these patterns and social inequalities – in the present study education, but also employment status and, in view of new equalities, especially gender. On the one hand, the poverty patterns, emphasizing stability of (non-)deprivation but also a gradual increase and decrease of deprivation, contradict the idea of widely individualized poverty trajectories. Poverty does not unfold in a more or less random way with frequent and rapid changes, but appears to be governed by middle run patterns. On the other hand, the poverty patterns reflect unequal chances and are embedded in the social stratification. The risk of experiencing poverty is not equally distributed across social positions (operationalized by

education in the present study), but is more likely in the lower positions. Thus, both temporalization and democratization of poverty receive limited empirical support and the individualization hypothesis fails to play a major role when explaining the dynamics of poverty in the middle run.

The findings rather indicate that social inequalities – including vertical differentiation by educational achievement as well as lack of social participation such as the exclusion from employment – strongly shape a few number of distinct poverty patterns. Thus, it can be argued that the class hypothesis, due to the persistence of poverty associated with lower positions (education) and restricted participation (unemployment), deserves some interest when accounting for the dynamics of poverty. Poverty patterns reflect social inequalities to an extent which clearly overlap a view of strictly individualized trajectories. This result may be seen in the light of the persistence of the influence of social stratification despite the popular thesis of its decline (see Levy et al. 1997; Stamm et al. 2003). Also, the class hypothesis should be understood in the perspective of an unequal distribution of resources rather than in a strict Marxist sense, that is, in terms of socially differentiated groups rather than antagonistic classes such as an underclass with continuous poverty and an upper class free from poverty. Class boundaries seem to be less pertinent than graduated differences in resources.

Indeed, the two patterns of *increasing* and *decreasing deprivation* indicate that a strictly class-based view may be insufficient. Although individuals with those patterns had educational characteristics similar to the stable deprived, their trajectories moved towards or away from poverty. Changes in social inequalities – exclusion from employment – as well as life events such as separation or divorce and biography shaped these trajectories. At least indirectly, these trajectories provide some evidence for the cumulative disadvantage hypothesis. Even though no intrinsic examination of (dis-)advantages is at hand, separation or divorce was associated with *increasing deprivation*, while living in a couple household was linked to *decreasing deprivation*. Moreover, these life events were inserted into patterns which reflect a continuous increase or decrease of deprivation in the middle run. Also, the cumulative disadvantage hypothesis appears to be preferable to the individualization hypothesis, since temporalized poverty would not be compatible with durable effects of life events.

4.2 Dynamics of poverty in the light of individual trajectories

Thus, the conclusions about the dynamics of deprivation gained from the present study differ from previous research which emphasized widely individualized poverty trajectories (see for instance Stevens 1999; Whelan et al. 2000; Jenkins et al. 2001; Rank and Hirschl 2001; Layte and Whelan 2002) with population-based annual poverty entry and exit rates as high as one third (Maurin and Chambaz 1996). Rather than resulting from more or less recurrent short-term changes, poverty appears in the present study as the result of long-term processes of deprivation (see

Hainard et al. 1990). Differences about the conclusions are likely to be seen in methodological issues. Most often, longitudinal research addresses poverty on a dichotomous basis, whereby individuals are classified as either poor or non-poor at a certain measurement point. Such an operationalization has been criticized as it may overestimate the changes between poverty and non-poverty (Groh-Samberg and Keller 2000). Indeed, a large number of changes may be due to individuals characterized by precariousness (i. e. mild forms of deprivation), who frequently move slightly above and below the poverty threshold, being considered poor at one time and non-poor at another (Leu et al. 1997; Gazareth et al. 2007).

In the present study, however, the dynamics of deprivation were modelled as growth trajectories. Instead of a classification in poor and non-poor, growth was based on the probability of being deprived. Thus, stability, decrease and increase of these probabilities over time can be addressed, revealing the analytical potential of longitudinal data. Interestingly, increasing and decreasing patterns of poverty showed an overall intermediate level of deprivation, which can be situated in the area of precariousness between poverty and non-poverty (Paugam 1993; Paugam 2000; Castel 1995). While in the dominant dichotomous view such patterns would appear merely as frequent changes in poverty status, modelling the trajectories evidenced two distinct patterns with an incline and a decline in vulnerability unfolding in opposite directions. Thus, modelling growth appears to be valuable for disentangling trajectories oscillating between poverty and non-poverty. It can be supposed that the often-cited temporalization of poverty is due, at least in part, to the use of rather rough measures. It is also possible that the time interval of ten years considered in the present study contributed to identifying trajectories more precisely than the commonly used periods of five years (see for instance Zoyem 2002; Groh-Samberg 2004; Lollivier and Verger 2005; Tillmann and Budowski 2006).

Poverty risk factors evidenced in the present study are consistent with research based on classical methodology, including previous work with data from the SHP (Tillmann and Budowski 2006; Gazareth and Suter 2010). In particular, low educational resources, single parent households, separation or divorce, and exclusion from employment were confirmed as classical risk factors. However, as growth modelling discriminates trajectories which could be amalgamated when examining poverty spells, the influence of the risk factors – including social inequalities, life events or situations, and biography – can be described more precisely. Regarding social inequalities, education is central to poverty as it is the unique factor among those examined which is related to *stable deprivation* as well as *increasing* and *decreasing deprivation*, thus reaffirming the importance of social stratification. Inequalities in participation are directly related to changes in poverty. Unemployment at the beginning of the time interval is associated with *decreasing deprivation*, while unemployment at the end of the period is clearly related to *increasing deprivation*, but also to *stable deprivation*. Life events such as separation or divorce may lead

to *increasing deprivation*, while situations such as those of single parents are more often associated with *stable deprivation*. A similar chronic effect on poverty can be found among women, who are more frequently faced with *stable deprivation* than men but not with higher chances of an increase or decrease of deprivation. Age as a biographical factor showed that younger age is strongly associated with *decreasing deprivation* but neither with *increasing* nor *stable deprivation*. This may be indicative of transient deprivation diminishing while material resources increase when getting older, tying in with Rowntree's thesis of the life cycle shaping poverty (1901). In a life course perspective, leaving the parental household may result in an increased risk of deprivation, which will reduce with educational and professional achievement.

4.3 Limitations

The present study has some limitations. First, results may be biased due to the inclusion criteria and the sample attrition. As the interviews had to be conducted in French, German, or Italian, persons who do not master any of these languages were not included in the study. Low-skilled foreign workers and migrants, who are more likely to be faced with poverty, may therefore be underrepresented in the sample. Although attrition has been described as rather moderate and comparable with other longitudinal studies (Lipps 2006; Voorpostel 2009), it can be expected that deprived respondents at baseline are more likely to drop out than those who are non-deprived (Gazareth and Suter 2010). Thus, results should be interpreted conservatively. Both stable and decreasing trajectories, but in part also increasing trajectories due to a possible weakening of social integration, may be underestimated.

Second, for both empirical and theoretical reasons, poverty was addressed by a direct measure on the basis of the conditions of living rather than an income-based indirect measure or a combined direct and indirect measure. Some deprivation items may be less reactive to income changes, as some goods – such as a car – can be possessed before a decline of monetary resources which would hamper the acquisition (Gazareth and Suter 2010). Also, the deprivation items may be criticized to adequately grasp the various aspects of deprivation. As regards the predictors of poverty, possible effects were considered at the beginning (1999) and at the end (2008) of the time interval considered. While this approach is suitable to address separately the effects of a situation at the beginning and at the end of the trajectories, it is insufficient to examine the effects of a change in this situation. For instance, conclusions may be drawn about the effects of employment in 1999 and unemployment in 2008, but not about the effects of the change from employment to unemployment. Furthermore, it was not possible to look more in depth at some predictors – for instance by taking into account the number of children within a household – due to the available data.

Third, modelling assumed linear growth to address poverty trajectories, leaving aside more sophisticated options such as piecewise and non-linear growth. It

should therefore be questioned whether the evidenced patterns merely reflect the assumption of linear growth or substantively represent the individual trajectories. Linear growth can be assumed to adequately match the individual trajectories for at least two reasons. On the one hand, the patterns accounted for a high part of the total variance of the deprivation index – about 50% in each year – and descriptive statistics of the individual trajectories corroborated their closeness with the underlying patterns. On the other hand, hierarchical classification with no growth assumption showed similar results to those obtained with GMM. Cluster analyses of the individual scores of the yearly deprivation indexes yielded sample partitions which were widely consistent with the latent classes of GMM, confirming, in particular, the presence of stable, increasing and decreasing patterns of poverty.

Fourth, imputation of missing data may produce some bias, though it has been suggested to be beneficial to longitudinal data analysis since biases due to imputation are smaller than those due to non-imputation (Voorpostel 2010). Additionally, sensitivity analyses conducted in the present study indicated that the results are widely stable when comparing datasets with and without imputation.

5 Conclusion

The findings of this study suggest that the thesis of highly individualized poverty dynamics should be questioned. In a medium-term perspective, a few clear-cut poverty patterns can be distinguished in order to describe individual trajectories of poverty. These patterns reflect unequal poverty risks across population subgroups. Even more, poverty patterns seem to incorporate and, to a large extent, perpetuate social inequalities. Thus, the dynamics of poverty appear to be largely embedded in the macrostructure of social inequalities.

6 Acknowledgments

The present study was supported by the Swiss National Science Foundation (grant 100017_126530). Preliminary results were presented at the 6th International Conference of Panel Data Users in Switzerland, Lausanne, Switzerland, June 8 and 9, 2011.

7 References

- Alcock, Peter. 1997. *Understanding Poverty*. Basingstoke: Macmillan.
- Andress, Hans-Jürgen, and Katia Schulte. 1998. Poverty Risks and the Life Cycle: The Individualization Thesis Reconsidered. Pp. 331–356 in *Empirical Poverty Research in Comparative Perspective*, edited by Hans-Jürgen Andress. Brookfield: Avebury.
- Atkinson, Anthony B. 1987. On the Measurement of Poverty. *Econometrica* 55(4): 749–764.
- Bane, Mary Jo, and David T. Ellwood. 1986. Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells. *Journal of Human Resources* 21: 1–23.
- Bastos, Amélia, Sara F. Casaca, Francisco Nunes, and José Pereira. 2009. Women and Poverty: A Gender-Sensitive Approach. *Journal of Socio-Economics* 38: 764–778.
- Bender, Stefan, Dirk Konietzka, and Peter Sopp. 2000. Flexibilisierung oder Marginalisierung? Erwerbsverläufe «jenseits des Normalarbeitsverhältnisses» im Arbeitsmarkt der 1990er Jahre. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 3: 475–499.
- Branger, Katja, Pascale Gazareth, Caterina Modetta, Paul Röthlisberger, Beat Schmid, Jacqueline Schön-Bühlmann, and Robin Tillmann. 2002. *Revenu et bien-être. Niveau de vie et désavantages sociaux en Suisse*. Neuchâtel: Federal Statistical Office.
- Breen, Richard, and Pasi Moisio. 2004. Poverty Dynamics Corrected for Measurement Error. *Journal of Economic Inequality* 2: 171–191.
- Budowski, Monica, and Christian Suter. 2002. Living Arrangement and the Dynamics of Poverty: Lone Parenting in the Life Courses of Mothers. *Swiss Journal of Sociology* 28(2): 319–338.
- Budowski, Monica, Robin Tillmann, and Max Bergman. 2002. Poverty, Stratification and Gender in Switzerland. *Swiss Journal of Sociology* 28(2): 297–317.
- Budowski, Monica, Robin Tillmann, Wiebke Keim, and Michèle Amacker. 2010. Conceptualizing Precarious Prosperity: Empirical and Theoretical Elements for Debate. *International Journal of Comparative Sociology* 51(4): 268–288.
- Burkhauser, Richard V., and Greg J. Duncan. 1989. Economic Risks of Gender Roles: Income Loss and Life Events over the Life Course. *Social Science Quarterly* 70: 3–23.
- Callens, Marc, and Christophe Croux. 2009. Poverty Dynamics in Europe. A Multilevel Recurrent Discrete-Time Hazard Analysis. *International Sociology* 24(3): 368–396.
- Cappellari, Lorenzo, and Stephen P. Jenkins. 2004. Modelling Low Income Transitions. *Journal of Applied Econometrics* 19(5): 593–610.
- Castel, Robert. 1995. *Les métamorphoses de la question sociale*. Paris: Fayard.
- Celeux, Gilles, and Gilda Soromenho. 1996. An Entropy Criterion for Assessing the Number of Clusters in a Mixture Model. *Journal of Classification* 13: 195–212.
- Cingolani, Patrick. 2005. *La précarité*. Paris: PUF.
- Dannefer, Dale. 2003. Cumulative Advantage/Disadvantage and the Life Course: Cross-fertilizing Age and Social Science Theory. *Journal of Gerontology* 58: S327–S338.
- Dannefer, Dale. 2009. Stability, Homogeneity, Agency: Cumulative Dis/advantage and Problems of Theory. *Swiss Journal of Sociology* 35(2): 183–192.
- Devcienti, Francesco. 2002. Poverty Persistence in Britain: A Multivariate Analysis Using the BHPS, 1991–1997. *Journal of Economics* 9(1): 307–340.
- Devcienti, Francesco, and Valentina Gualtieri. 2007. The Dynamics and Persistence of Poverty: Evidence from Italy. *Working Paper* 63. Laboratorio R. Revelli, Moncalieri.
- DiPrete, Thomas A., and Gregory M. Eirich. 2006. Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments. *Annual Review of Sociology* 32: 271–297.

- DiPrete, Thomas A., and Patricia A. McManus. 2000. Family Change, Employment Transitions and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany. *American Sociological Review* 65: 343–370.
- Fouarge, Didier, and Richard Layte. 2003. Duration of Poverty Spells in Europe. *EPAG Working paper* 2003–47. University of Essex, Colchester.
- Fouarge, Didier, and Richard Layte. 2005. Welfare Regimes and Poverty Dynamics: The Duration and Recurrence of Poverty Spells in Europe. *Journal of Social Policy* 34: 407–426.
- Gazareth, Pascale, and Christian Suter. 2010. Privation et risque d'appauvrissement en Suisse, 1999–2007. *Swiss Journal of Sociology* 36(2): 213–234.
- Gazareth, Pascale, Malika Wyss, and Katia Iglesias. 2007. «Prekarität der Erwerbsarbeit und Armut.» Pp. 99–126 in Pascale Gazareth, Anne Juhasz, and Chantal Magnin (Eds.) *Neue soziale Ungleichheit in der Arbeitswelt*. Konstanz: UVK.
- Gordon, David, and Paul Spicker (Eds.). 1999. *The International Glossary on Poverty*. New York and London: Zed Books.
- Groh-Samberg, Olaf. 2004. Armut und Klassenstruktur. Zur Kritik der Entgrenzungsthese aus einer multidimensionalen Perspektive. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56(4): 653–682.
- Groh-Samberg, Olaf, and Carsten Keller. 2000. «Armut – Arbeit – Ungleichheit. Zur sozialen Konstruktion von Armut und ihren Verkennungen.» Pp. 299–322 in Claudia Rademacher, and Peter Wiechens (Eds.) *Verstehen und Kritik. Festschrift für Rolf Eickelpasch*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Hainard, François, Marion Nolde, Gilberte Memminger, and Marlène Micheloni. 1990. *Avons-nous des pauvres? Enquête sur la précarité et la pauvreté dans le Canton de Neuchâtel*. Neuchâtel: EDES.
- Halleröd, Björn. 1995. The Truly Poor: Indirect and Direct Consensual Measurement of Poverty in Sweden. *Journal of European Social Policy* 5(2): 111–129.
- Halleröd, Björn. 2006. Sour Grapes: Relative Deprivation, Adaptive Preferences and the Measurement of Poverty. *Journal of Social Policy* 35: 371–390.
- Hillmert, Steffen. 2001. *Ausbildungssysteme und Arbeitsmarkt. Lebensverläufe in Grossbritannien und Deutschland im Kohortenvergleich*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Jenkins, Stephen P., John A. Rigg, and Francesco Devicienti. 2001. *The Dynamics of Poverty in Britain*. Department for Work and Pensions Research Report 157. Leeds: Corporate Document Services.
- Kristman, Vicki L., Michael Manno, and Pierre Côté. 2005. Methods to Account for Attrition in Longitudinal Data: Do They Work? A Simulation Study. *European Journal of Epidemiology* 20(8): 657–662.
- Layte, Richard, and Christopher T. Whelan. 2002. Cumulative Disadvantage or Individualisation? A Comparative Analysis of Poverty Risk and Incidence. *European Societies* 4(2): 209–233.
- Leisering, Lutz, and Stephan Leibfried. 1999. *Time and Poverty in Western Welfare States. United Germany in Perspective*. New York: Cambridge University Press.
- Leisering, Lutz, and Robert Walker. 1998. “New Realities: The Dynamics of Modernity.” Pp. 3–16 in Lutz Leisering, and Robert Walker (Eds.) *The Dynamics of Modern Society: Poverty, Policy and Welfare*. Bristol: Polity Press.
- Leu, Robert E., Stefan Burri, and Tom Priester. 1997. *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*. Bern: Haupt.
- Levy, René, Paolo Ghisletta, Jean-Marie Le Goff, Dario Spini, and Eric Widmer. 2005. *Towards an Interdisciplinary Perspective on the Life Course*. New York: Elsevier Science.
- Levy, René, Dominique Joye, Olivier Guye, and Vincent Kaufmann. 1997. *Tous égaux? De la stratification aux représentations*. Zurich: Seismo.
- Lipps, Oliver. 2006. *Attrition in the Swiss Household Panel: Wave 2 through Wave 7*. Neuchâtel: Swiss Household Panel.

- Lipsmeier, Gero. 1999. Die Bestimmung des notwendigen Lebensstandards – Einschätzungsunterschiede und Entscheidungsprobleme. *Swiss Journal of Sociology* 28(4): 281–300.
- Lo, Yungati, Nancy R. Mendell, and Donald B. Rubin. 2001. Testing the Number of Components in a Normal Mixture. *Biometrika* 88: 767–778.
- Lollivier, Stéfan, and Daniel Verger. 2005. Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté. *Economie et Statistique* 383–385: 245–282.
- Mack, Joanna, and Stewart Lansley. 1985. *Poor Britain*. London: Allen & Unwin.
- Marchart, Oliver. 2010. Auf dem Weg in die Prekarisierungsgesellschaft. Zur Analyse des Definitionskampfs um zunehmende Prekarisierung von Arbeit und Leben. *Swiss Journal of Sociology* 36(3): 413–429.
- Maurin, Éric, and Christine Chambaz. 1996. La persistance dans la pauvreté et son évolution: Une évaluation sur données françaises. *Economie et Prévision* 122 : 133–152.
- Mortimer, Jeylan T., and Shanahan, Michael J. (Eds.). 2003. *Handbook of the Life Course*. New York: Springer.
- Müller, Georg P. 2002. On the Structural Constraints of Income Mobility. *Social Indicators Research* 59(3): 301–319.
- Muthén, Bengt O. 2004. Latent Variable Analysis: “Growth Mixture Modelling and Related Techniques for Longitudinal Data.” Pp. 345–368 in David Kaplan (Ed.) *Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences*. Newbury Park: Sage Publications.
- Muthén, Linda K., and Bengt O. Muthén. 2007. *MPlus User's Guide*. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Paugam, Serge. 1993. *La société française et ses pauvres*. Paris: PUF.
- Paugam, Serge. 2000. *Le salarié de la précarité: Les nouvelles formes de l'intégration professionnelle*. Paris: PUF.
- Pitrou, Agnès. 1978. *La vie précaire. Des familles face à leurs difficultés*. Paris: Etudes CNAF.
- Rank, Mark R., and Thomas A. Hirschl. 2001. The Occurrence of Poverty across the Life Cycle: Evidence from the PSID. *Journal of Policy Analysis and Management* 20(4): 737–755.
- Rowntree, Benjamin S. 1901. *Poverty: A Study of Town Life*. London: Macmillan.
- Sandoval, Daniel A., Mark R. Rank, and Thomas A. Hirschl. 2009. The Increasing Risk of Poverty Across the American Life Course. *Demography* 46: 717–737.
- Schwartz, Gideon. 1978. Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics* 6: 461–464.
- Sen, Amartya K. 1983. Poor, Relatively Speaking. *Oxford Economic Papers* 35: 153–169.
- Sen, Amartya K. 1998. *On Economic Inequality*. New Delhi: Oxford University Press.
- SPSS. 2010. *IBM SPSS Statistics Base 19*. s.l.: SPSS.
- Stamm, Hanspeter, Markus Lamprecht, and Rolf Nef. 2003. *Soziale Ungleichheit in der Schweiz. Strukturen und Wahrnehmungen*. Zurich: Seismo.
- Stevens, Ann H. 1999. Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells. *The Journal of Human Resources* 34(3): 557–588.
- Streuli, Elisa, and Tobias Bauer. 2001. *Les “Working Poor” en Suisse. Etude de la problématique, de l'ampleur du phénomène et de ses causes*. Neuchâtel: Federal Statistical Office.
- Suter, Christian, and Katia Iglesias. 2005. “Relative Deprivation and Well-Being: Switzerland in a Comparative Perspective.” Pp. 9–37 in Hanspeter Kriesi, Peter Farago, Martin Kohli, and Milad Zarin-Nejadan (Eds.) *Contemporary Switzerland. Revisiting the Special Case*. New York: Palgrave Macmillan.
- Tillmann, Robin, and Monica Budowski. 2004. La pauvreté en Suisse. Pp. 29–53 in *Vivre en Suisse 1999–2000*, edited by Erwin Zimmermann, and Robin Tillman. Bern: Peter Lang.

- Tillmann, Robin, and Monica Budowski. 2006. La pauvreté persistante: Un phénomène de classe, de cumul de désavantages ou d'individualisation? *Swiss Journal of Sociology* 32(2): 329–348.
- Tofghi, Davood, and Craig K. Enders. 2007. "Identifying the Correct Number of Classes in Growth Mixture Models." Pp. 317–341 in Gregory R. Hancock and Karen M. Samuelsen (Eds.) *Advances in Latent Variable Mixture Models*. Greenwich: Information Age.
- Townsend, Peter. 1979. *Poverty in the United Kingdom*. London: Penguin.
- Voorpostel, Marieke. 2009. *Attrition in the Swiss Household Panel by Demographic Characteristics and Levels of Social Involvement*. Lausanne: FORS.
- Voorpostel, Marieke. 2010. Attrition Patterns in the Swiss Household Panel by Demographic Characteristics and Social Involvement. *Swiss Journal of Sociology* 36(2): 359–377.
- Voorpostel, Marieke, Robin Tillmann, Florence Lebert, Bryce Weaver, Ursina Kuhn, Oliver Lipps, Valérie-Anne Ryser, Flurina Schmid, and Boris Wernli. 2010. *Swiss Household Panel User Guide (1999–2009), Wave 11, October 2010*. Lausanne: FORS.
- Walker, Robert. 1994. *Poverty Dynamics: Issues and Examples*. Aldershot: Avebury.
- Weaver, Bryce. 2010. *Attrition and Bias in the Personal Files of the Swiss Household Panel*. Lausanne: FORS.
- Whelan, Christopher T., Richard Layte, Bertrand Maître, and Brian Nolan. 2000. Poverty Dynamics. An Analysis of the 1994 and 1995 Waves of the European Community Household Panel Survey. *European Societies* 2(4): 505–531.
- Whelan, Christopher T., and Bertrand Maître. 2006. Comparing Poverty and Deprivation Dynamics: Issues of Reliability and Validity. *The Journal of Economic Inequality* 4: 303–323.
- Wilson, William J. 1987. *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Wright, Erik O. 1994. The Class Analysis of Poverty. Pp. 32–50 in *Interrogating Inequality. Essays on Class Analysis, Socialism and Marxism*, edited by Erik O. Wright. London: Verso.
- Zoyem, Jean-Paul. 2002. *La dynamique des bas revenus: Une analyse des entrées-sorties de pauvreté*. Paris: Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.

Health Inequality Across Time: A Growth Curve Analysis of Self Assessed Health in Contemporary Switzerland

Sara Della Bella*, Mario Lucchini** and Jenny Assi**

1 Introduction

The existence of a socio-economic gradient in health is well documented and different explanations have been proposed to account for it (Blane 1985; Blaxter 1990; Link and Phelan 1995; Macintyre 1997; Wilkinson and Marmot 2003). However, the relationship between health and socio-economic status (henceforth Ses) has mainly been investigated as a static one: Ses is usually assumed to have the same relationship to health across all age groups and in all cohorts, so little attention has been given to how the gradient operates across the life course and between different cohorts (Ross and Wu 1996; Lynch 2003; Willson et al. 2007).

It is well known that health is better conceived as a process rather than as a state: health in later life is the result of multiple social and biological processes, whose effects may interact or cumulate over time (Wadsworth 1997; Willson et al. 2007; Blane 2006). Therefore, the relationship between Ses and health is likely to change with age since the mediators of Ses may act differently in different stages of the life course.

Moreover, the Ses-health relationship is also likely to change across cohorts since cohorts differ in the distribution and patterns of health and mortality, in the distribution and quality of education and in other socio-economic characteristics whose effects may differ across generations (Lynch 2003; Mirowsky and Ross 2008).

Typically two different traditions have studied cohort and age variation in the Ses gradient in health (Lynch 2003). On the one hand, demographers have mainly focused on the relationship between Ses and mortality and have assumed that temporal variations in this relationship are due to cohort and period effects. On the other hand, medical sociologists have focused on the relationship between Ses and a variety of health measures, and have looked for life course variation in the Ses gradient in health. However, these perspectives should be combined, especially

* Department of Sociology and Social Research, University of Trento, I-38122 Trento, sara.dellabella@unitn.it.

** Department of Economics and Social sciences (DSAS), University of Applied Science and Arts of Southern Switzerland (SUPSI), CH-6928 Manno, mario.lucchini@supsi.ch and jenny.assi@supsi.ch.

because an accurate picture of the dynamic of Ses effects on health can only be achieved by considering cohort, period and age interactions with Ses.

Using short-term longitudinal data from the Swiss Household Panel (SHP), this study tries to investigate whether the social gradient in health varies through time, controlling for gender, cohort, father's education, region of residence and nationality.

2 Theoretical framework

When discussing the temporal dynamics of the social gradient in health, we should distinguish the variation in the Ses/health relationship over time from the variation across cohorts.

With regard to the first kind of temporal variation, today it is still not clear whether and how the educational-based gap in health varies with age, but answering this question may be particularly useful in our increasingly ageing societies in order to understand whether successful ageing is possible and whether there are people who are able to postpone disease and disability (Ross and Wu 1996).

There are two main hypotheses concerning the variation of the Ses gradient in health across the life course: the *cumulative advantage theory* and the *age-as-leveller hypothesis*

The cumulative advantage theory was initially proposed by Merton (1968) to explain increasing divergence with age in scientific careers, and it was first applied to health by Ross and Wu (1996). However, the concept of cumulative advantage has not been defined in a consistent manner in the health literature, and there are at least two meanings that recur in health studies. In one case, cumulative advantage is synonymous with path dependence, while in the second case it stands for cumulative exposure processes (Blane 2006; DiPrete and Eirich 2006; Willson et al. 2007).

In this study we follow the second meaning and consider cumulative advantage as a process whereby the positive effect of Ses on health increases over time, hence producing greater heterogeneity and inequality in health in older age groups than in younger age groups. Ses effects on health may become stronger as people age because of increasing returns to socio-economic resources or because some mediators of the Ses/education-health relationship require a long exposure in order to produce health consequences. For example smoking is unlikely to have serious health consequences among young people, but over time its effects on health may become more evident (Ross and Wu 1996; Lynch 2003).

The age-as-leveller hypothesis predicts a convergence of health trajectories in old age. The idea is that the effect of Ses on health declines as individuals age, and that age itself becomes more and more important in predicting health. There are

at least three reasons why the Ses-education gap in health might converge with age (Ross and Wu 1996; Willson et al. 2007):

1. Proximity: education might have a greater impact on younger age groups because its effects are more proximate;
2. Social policy: social policies that increase equality among the elderly might produce convergence;
3. Selection: in this case the convergence is only apparent. Since low Ses is associated with higher mortality and poorer health, at some point the most unhealthy people of the lower Ses group are selected out of the sample through death or serious disability. Since only the healthiest survivors of low Ses groups remain in the sample, variance in health and education is reduced and the effect of education appears to weaken

Regarding the variation of the socio-economic gradient in health across cohorts, Mirowsky and Ross (2008) support what is known as the *rising importance hypothesis*, according to which the rate at which health trajectories diverge across levels of education within cohorts as they age is increasing in younger cohorts. This hypothesis arises from research on historical trends in mortality differentials. Notwithstanding improved public health and medical technology, an increase in the Ses differences in mortality was observed in the last third of the twentieth century (Feldman et al. 1989; Pappas et al. 1993; Elo and Preston 1996; Lauderdale 2001; Lynch 2003). In fact, cohorts differ because of a series of factors that may impact on cohort specific Ses-related gaps in health (Lynch 2003). Cohorts differ in composition, size and historical experiences (such as the implementation of specific social programmes and the available medical treatments, but also the prevalence of risk factors affecting health)¹ and are characterized by different prevailing causes of mortality and a distinct timing of mortality. In particular, according to the epidemiologic transition theory, the widening socio-economic gap in health may be due to the fact that since 1960 degenerative diseases have declined and advances in public health and medicine have, once again, been disseminated first among the upper classes (Lynch 2003). Moreover, both the content and the distribution of education have greatly changed across cohorts, and the relationship between education and the mechanisms that mediate its effect on health may have changed too. More precisely, there are at least two changes that may explain the stronger relationship between education and health in younger cohorts (Lynch 2003). First, knowledge of public health, which is likely to be transmitted through schools, is probably greater nowadays than in the past. Second, according to credentialism, education has become increasingly

1 For instance, cohorts differ in terms of significant behavioural risk factors like smoking. If a cohort has lived in a period in which smoking was not associated with the level of education, it would be unlikely to observe a social gradient in smoking in this specific cohort (Willson et al. 2007).

important in assigning individuals to positions in the labour market and hence in creating inequalities in occupation and income.

These are the main hypotheses that have been formulated around the issue of temporal variation in the social gradient in health. However, empirical results in this field are mixed, and sometimes even contradictory, so that we cannot conclusively support any of the hypotheses presented above. Some studies provide evidence of a cumulative advantage process showing that the gap in health across levels of education grows throughout adulthood (Ross and Wu 1996; Lynch 2003; Mirowsky and Ross 2008); conversely other studies show that the social gap in health grows through much of adulthood but eventually converges (House et al. 2005; Herd 2006); finally, there are studies that support the opposite hypothesis of age-as-leveller (Beckett 2000; Cutler and Lleras-Muney 2006).

In fact, the cumulative advantage and the-age-as leveller hypotheses should not necessarily be considered as mutually exclusive and they may be unified in a more comprehensive explanation that can solve some of the ambiguities observed in previous empirical results. Hence, some authors (House et al. 2005; Mirowsky and Ross 2008) suggest making a theoretical distinction between two components of the adult health trajectory. The first, called the erosion component, is essentially a constant annual rate of decline in health and may vary across levels of education. The second factor, called the disintegration component, represents a biological ceiling: it contributes little to the trajectory through much of adulthood but its effect grows at an accelerating rate, becoming substantial in old age. It may be less sensitive to cumulative socio-economic advantages; rather, according to House et al. (2005) it may even be steeper for the more advantaged. If both components exist, the slope of the trajectory at any given age is the sum of the two, and the dominance of the disintegration component in older age could explain the convergence in health at older age.

However, divergences in empirical results are largely attributable to differences and limitations in data and models. In order to correctly understand whether the relationship between Ses and health varies with age and cohort, we should use data and models that allow us to distinguish between the effect of Ses on health trajectories within cohorts from trends in its effect across cohorts. For instance, this problem could cause cross sectional data to produce misleading results. If both the cumulative advantage hypothesis and the rising importance hypothesis are correct, then each phenomenon tends to obscure the other when comparing the health gap across age groups in a particular year or period (Lauderdale 2001). In fact, if older people have had longer time for Ses gap to develop, but have lived in times when those differences grew more slowly, ignoring the age or cohort effect would lead to the conclusion that the Ses gradient in health is timeless.

It would therefore be necessary to work with panel data that allow us to distinguish between intra and inter individual heterogeneity and, more specifically,

with long term longitudinal data that permit an examination of health trajectories covering a long portion of the life course and allow for a clear disentanglement of age and cohort effects (Willson et al. 2007).

Moreover, every analysis that detects a shrinking of the Ses gap in health in older age should try to understand whether this is due to a longevity ceiling or to mortality selection (Beckett 2000; Willson et al. 2007; Mirowsky and Ross 2008).

Many articles concerning health and the cumulative advantage in health focus on the effect of education. This choice, that we share, is supported by a series of good reasons. Education is a very good predictor of health: it is associated with all measures of health (self-rated health and functioning, mortality and morbidity) and shapes a series of resources that contribute to health (economic resources, social psychological resources, behaviours and health related lifestyle) (Ross and Wu 1996; Robert and House 2000).

According to Ross and Mirowsky (1999), the real importance of education lies in the years spent in formal education, not the qualification itself or the prestige of the school attended. These findings suggest that education is not important for health simply because it provides credentials that make it easier to find a good job, but rather that, according to the human capital theory (Becker 1964; Hyman et al. 1976), education provides students with real abilities. More specifically, the idea is that schooling not only provides cognitive abilities but also shapes personality characteristics (such as orientation towards work, self-confidence and a sense of control over one's life) and socializes to values and behaviours that can be useful in the process of status achievement and self fulfilment. Moreover, educated people usually learn to be flexible and see things from different perspectives, abilities that help to build supportive relationships and that have beneficial effects on health (Ross and Mirowsky 1999).

Finally, education may be so important for health also because of its role in disease self-management (Goldman and Smith 2002; Smith 2004). Nowadays, many chronic illnesses can be treated with effective therapies that are clearly beneficial, but that can also be complicated and difficult for patients to fully adhere to. Education improves adherence, probably because of its effects in term of improved cognitive functions and the development of problem-solving ability, decision making and the ability to internalise the future consequences of current decisions.

Various studies suggest that education may be the best Ses predictor of health: it is causally prior to occupation and income, is universal to all adults and is basically constant across time after young adulthood (De Irala-Estévez et al. 2000; Hupkens et al. 2000; Lahelma et al. 2004). However, compared to other Ses measures, such as income or wealth, it may be a less sensitive measure because of its narrower range and variability (Krieger and Fee 1994) and it is worth bearing in mind that the meaning and the relevance of a given level of education (expressed, for instance, in economic returns) vary by gender, race/ethnicity and birth cohort (Willson et al. 2007).

In addition to education, we use also income as a predictor of health. Both income and wealth may be relevant determinants of health since they represent greater resources, better living conditions, and increased access to quality medical care. Income may be a partial mediator of the effects of education on health, but there are mixed results concerning the continued net effect of income on education (Deaton 2002; Willson et al. 2007). We are interested in testing this effect in Switzerland.

3 Analytic strategy

Previous studies on the social gradient of health in Switzerland (cf. Budowski and Scherpenzeel 2005; Leu and Schellhorn 2006; Zimmerman et al. 2006) have mainly tried to understand what the best predictor of health is, whereas the principle aim of our study is to investigate the temporal dynamics of the health gradient. More precisely, we focus on the hypothesis of cumulative advantage in health, asking whether the social gradient in health varies over time (that is to say, whether there is a significant interaction between age and Ses) after controlling for cohorts effects. In order to test this hypothesis we adopt a model design very similar to that used on PSID data by Willson et al. (2007). Zimmerman et al. (2006) and Budowski and Scherpenzeel (2005) have previously studied health with Swiss longitudinal data, using, respectively, logistic regression and structural equations, whereas in this study we use growth curves models, a special type of multilevel model for change (Singer and Willett 2003), to model trajectories in individual self-rated health over the period 1999 to 2009. More specifically, we implement a two level model, where the first level is represented by repeated measures (from 1999 to 2009) that are nested into a second level represented by individuals.

We allow individual health trajectories to differ in initial status (that is to say health at the time of the first wave of observation) and annual rate of change. Subsequently, we examine the systematic variation in both initial status and rate of change as a function of education and income, controlling for some socio-demographic variables that are potential confounders.

Before running multilevel models for change, as a preliminary step it is necessary to examine the empirical growth plots in order to decide the appropriate functional form of the relationship between Self-Assessed-Health and time predictor (age) for the level 1 submodel.

The next step is to implement a model with no predictors at either level – named *unconditional means model* (Table 3, model 1) – through which we make a partition of the total outcome variation within and between subjects and calculate the intra-class correlation (ρ).

At level 1, the model equation is the following:

$$Y_{ij} = \pi_{0i} + \varepsilon_{ij} \quad \text{where} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

The model equation at level 2 is:

$$\pi_{0i} = \gamma_0 + \zeta_{0i} \quad \text{where} \quad \zeta_{0i} \sim N(0, \sigma_0^2)$$

The π_{0i} parameter represents the mean SAH score of individual i across occasions. The γ_{00} parameter represents the grand mean across individuals and occasions, while ζ_{0i} stands for the deviation of mean for person i from the grand mean.

Secondly, we implement an *unconditional growth model* (Table 3, model 2), with age as the only level-1 predictor and no time constant covariates at level 2. This model quantifies at level-1 the proportion of outcome variation “explained” by the process of ageing. In this specification, the SAH score Y_{ij} is expressed as a *linear* function of time predictor. At the second-level this model expresses how the individual growth parameters (i.e. initial status and annual rate of change) differ across subjects. By inspecting the variance components and comparing this model with the previous one, we can assess the share of within-person variance explained by the linear temporal predictor.² The level-1 equation is specified as follows:

$$Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}age_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{where} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

where AGE is a time varying covariate, it is measured in years at the time of each wave.

The level-2 equation is specified as follows:

$$\begin{aligned} \pi_{0i} &= \gamma_{00} + \zeta_{0i} \\ \pi_{1i} &= \gamma_{10} + \zeta_{1i} \end{aligned} \quad \text{where} \quad \begin{bmatrix} \zeta_{0i} \\ \zeta_{1i} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 \end{bmatrix}\right)$$

In model 3 we predict health trajectories adding only one time-constant covariate, that is cohort, in second level equations.

The equation at level 1 is the following:

$$Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}age_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{where} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

At level 2 the equations are:

$$\begin{aligned} \pi_{0i} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}cohort_i + \zeta_{0i} \\ \pi_{1i} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}cohort_i + \zeta_{1i} \end{aligned}$$

2 We have not expressed SAH as a quadratic function of age because the effect of the squared age (a parameter through which we could capture a possible curvature) was found not statistically significant.

Finally, we run two conditional growth models (Table 3, model 4 and 5), in which we add education and then income as covariates of interest and we control for some potential confounders as gender, father’s education, region of residence and nationality.

In these models we allow individual health trajectories to differ across levels of education or income, respectively. More precisely, individual growth parameters – intercepts and slopes – become level-2 outcomes, each of which can be related separately to the predictors specified in the equation.

For model 4, in which we focus on the effect of education alone, the equation at level 1 is the following:

$$Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}age_{ij} + \pi_{2i}region_{ij} + \pi_{3i}nationality_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{where } \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

where region of residence and nationality are estimated as fixed effects and specified as control variables at first level because they may vary across waves.

At level 2 the equations are:

$$\pi_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}cohort_i + \gamma_{02}isced2_i + \gamma_{03}isced3_i + \gamma_{04}cohort * isced2_i + \gamma_{05}cohort * isced3_i + \gamma_{0q}control_i + \zeta_{0i}$$

$$\pi_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11}cohort_i + \gamma_{12}isced2_i + \gamma_{13}isced3_i + \gamma_{14}cohort * isced2_i + \gamma_{15}cohort * isced3_i + \zeta_{1i}$$

$$\pi_{2i} = \gamma_{20}$$

$$\pi_{3i} = \gamma_{30}$$

where $\begin{bmatrix} \zeta_{0i} \\ \zeta_{1i} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 \end{bmatrix}\right)$

For model 5 in which we focus on the effect of income the equation at level 1 is the following:

$$Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}age_{ij} + \pi_{2i}region_{ij} + \pi_{3i}nationality_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{where } \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

At level 2 the equations are:

$$\pi_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}cohort_i + \gamma_{02}income_i + \gamma_{03}cohort * income_i + \gamma_{0q}control_i + \zeta_{0i}$$

$$\pi_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11}cohort_i + \gamma_{12}income_i + \gamma_{13}cohort * income_i + \zeta_{1i}$$

$$\pi_{2i} = \gamma_{20}$$

$$\pi_{3i} = \gamma_{30}$$

where $\begin{bmatrix} \zeta_{0i} \\ \zeta_{1i} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 \end{bmatrix}\right)$

4 Data and measurements

Data for this study come from the 1999–2009 waves of the Swiss Household Panel (SHP). More specifically, we work on an unbalanced sub-sample including all people aged between 30 and 80 years old at the time of the first observation. We keep people over 30 because, since we are interested in the effect of education on health, we prefer to focus on people who are supposed to be out of educational training. We include people up to 80 years of age because previous studies have shown that in Switzerland most of the decline in health occurs in older age (Höpflinger and Hugentobler 2005).

In our unbalanced sample we choose people who had been followed at least for three waves and at most eleven waves. We actually analyse 50926 observations corresponding to 7360 individuals (the number of average observations for individual is 6.9). Table 1 shows the frequency of participation patterns; 23.4% of the subjects have been followed for eleven waves.

This study therefore uses a short term longitudinal data set and as such it has some limits. This kind of data does not make it possible to perfectly disentangle age, period and cohort effects and forces us to ignore the possible selective survival across cohorts up to the age at which individuals entered the study. Consequently, this study examines how health trajectories develop in a very limited temporal window, where the effect of time may appear weak simply because of the nature of our data.

Our dependent variable is self assessed health³ ranging from 1 (very well) to 5 (not well at all).

Subjective health measures have been proved to be surprisingly accurate and reliable (McDowell and Newell 1996) and self-rated health is highly correlated with mortality, morbidity and with objective measures such as functional limitations and health problems (Idler and Benyamini 1997; Ferraro and Farmer 1999; McDonough and Amick 2001; Jylha 2009). In addition to this, as a relative measure, self-rated health can effectively depict someone's health status regardless of age (Willson et al. 2007).

Our temporal predictor, the age of the subject, is measured in years at the time of each wave. We control for cohort, which is determined by a respondent's year of birth. Age is rescaled at age 50, whereas cohort is rescaled in the year 1949 in order to give the intercept a substantial meaning.

We focused on education and household income as crucial indicators of socioeconomic status.⁴ The level of education is expressed in terms of International

3 The question is "We are now going to talk about various aspects of your health. How do you feel right now?"

4 As we have already explained in the theoretical framework, both income and education may be relevant for health and they should be considered separately because they may act on health through partly different pathways (cf. Ross and Mirowsky 1999; Lynch 2003; Smith 2004).

Table 1 Number of participation patterns

Frequency	Percent	Cumulative percent	Pattern											
1720	23.4	23.4	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1089	14.8	38.2	•	•	•	•	•	1	1	1	1	1	1	1
360	4.9	43.1	1	1	1	1	1	•	•	•	•	•	•	•
324	4.4	47.5	1	1	1	•	•	•	•	•	•	•	•	•
201	2.7	50.2	1	1	1	1	1	1	•	•	•	•	•	•
164	2.2	52.4	1	1	1	1	•	•	•	•	•	•	•	•
162	2.2	54.6	•	•	•	•	•	1	1	1	•	•	•	•
122	1.7	56.3	•	•	•	•	•	1	1	1	1	•	•	•
122	1.7	57.9	1	1	1	1	1	1	1	•	•	•	•	•
3096	42.1	100.0	(other patterns)											
7360	100.0		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X

Source: SHP.

Standard Classification of Education (ISCED) and it has been coded in the following three categories:

1. lower secondary level (ISCED 0–2) combining: incomplete compulsory school, compulsory school, elementary vocational;
2. secondary level (ISCED 3) including: domestic science course, 1 year school, general training school, apprenticeship, full-time vocational school, bachelor and maturity;
3. third level (ISCED 4–6) combining: vocational high school with master certificate, technical or vocational school, vocational high school, university, academic high school.

Household income is coded as the mean across wave of the logarithm of the household equivalent net income. We specify a logarithmic relationship between health and income because there is a non-linear relationship according to which income

Income is supposed to mediate the relationship between education and health by facilitating access to medical care, by enabling one to purchase healthy food, vitamins, exercise equipment, a healthy house in a neighbourhood with a high quality of life and so on. However, education may also affect health through socio-psychological and behavioural pathways. Persons with different levels of education have different social psychological resources such as coping resources, social support, a sense of personal control, problem-solving skills and cognitive abilities. Moreover, highly educated people more often show healthy behaviours (exercise, better nutrition, avoidance of smoking, etc.).

changes at the lower end of the income scale have a greater effect on health than income changes at the upper part of the distribution.

In the first conditional growth model we focus on the effect of education controlling for gender⁵, father's education (coded as ISCED classification), region of residence⁶ (Lake Geneva, Middleland, North-West, Zurich, East-Switzerland, Central Switzerland, Ticino) and nationality (swiss and foreign nationality).

In the second conditional growth model we focus on household income controlling for the same confounders of the previous model to which we add the level of education of the subject; controlling for this important antecedent variable, we can measure the net effect of income. All these confounders are specified as time constant covariates included at level 2 of the hierarchical linear models.

Before commenting on the results of our model, it can be useful to look at the bivariate relationship between self-assessed health and all the variables that we are going to use (cf. Table 2).

As expected, we can see that health is worse for older people, for females, and for people with lower levels of education and income. Moreover, health is worse for people whose fathers have a lower level of education, for people living in the regions of Lake Geneva and Ticino and for foreign people.

5 Results

The unconditional means model (Table 3) shows that the grand mean of the latent factor expressing the dissatisfaction with health is equal to 2.116. In this model we assume that the individual trajectories of change are completely flat and that they may only vary in elevation around the grand mean.

The intraclass correlation is equal 0.54. This means that in Switzerland more than half of the total variation in health status lies between persons.

The next step is to develop a growth curves model including only age. The process of ageing synthesises the effect of biological and social time-varying covariates that we are not able to specify in the equation. Looking at column 2 of Table 3, we can see that with a one unit increase in age there is a worsening in self-assessed health equal to 0.027 (this is the average true rate of change).

5 Gender is a crucial control since women have a longer life expectancy but they generally report lower levels of self-rated health and suffer more from chronic illness and disability (Cockerham 2007; Bird and Rieker 2008; Jylha 2009).

6 Different studies have demonstrated that the socio-economic status of the area of residence has its own – albeit small – effect on health, independent of the effect of individual Ses (Robert and House 2000). It is also important to consider neighbourhood and region because they often differ in terms of social policies (and hence in the provided services and infrastructures); these differences are likely to affect health.

Table 2 Self rated health by socio-demographic characteristics at time of first observation

Characteristics	Mean	Standard deviation
Age		
30–40	1.6	1.7
41–50	1.9	2.0
51–60	2.1	2.00
61–70	2.2	1.9
71–80	2.5	2.0
Gender		
male	1.9	1.8
female	1.9	2.0
Education		
ISCED1	2.5	2.4
ISCED2	1.9	1.9
ISCED3	1.8	1.8
Household income quintile*		
1 quintile	2.1	2.2
2 quintile	2.0	1.9
3 quintile	1.8	1.8
4 quintile	1.9	1.8
5 quintile	1.7	1.7
Father's education		
ISCED1	2.1	2.0
ISCED2	1.8	1.8
ISCED3	1.9	1.8
Region of residence		
Lake Geneva	2.1	2.1
Middleland	1.9	1.9
North-West	1.9	1.9
Zurich	1.9	1.8
East-Switzerland	1.8	1.8
Central Switzerland	1.8	1.8
Ticino	2.0	2.1
Nationality		
Foreign	2.2	2.1
Swiss	1.9	1.9

* Yearly household income equalised, oecd, net.

Source: SHP.

Comparing this model to the first one, we can also see a proportional reduction in the first level variance component equal to 0.02, meaning that 2% of the individual's variation in health is associated with linear time.

In the third model we add only cohort as a second level predictor in order to describe age trajectories of health controlling for differences by cohorts. Controlling for age, younger cohorts display worse health ($b = +0.030$). The decline in health associated with the ageing process is not uniform across cohorts: in younger cohorts health worsens at a faster rate over time ($0.048 + 0.0002$).

In the first conditional growth model (Table 3, model 4), we focus on the effect of education allowing people belonging to different groups formed on the basis of the heterogeneity factors specified in the equation to have different trajectories of health. The results of this model are shown here below.

As already known in literature, we can see that in contemporary Switzerland having a second and third level education is a protective factor for health ($b = -0.413$ and $b = -0.526$). Whereas a male aged 50, with a primary education, and with a father also having a primary education, living in the region of Geneva and with Swiss nationality, has an initial health score of 2.695 (the intercept); the same subject with a second level education has a score equal to 2.282 ($2.695 - 0.413$); with a third level education this same subject has a score of 2.169 ($2.695 - 0.526$). In particular both the effects of secondary and tertiary education on health initial status appear to be statistically significant.

Regarding the interactions between education and the temporal predictor, we can see that they are not statistically significant for both tertiary and secondary education (Table 3, model 4). This means that the effect of education on health is stable over time (at least in our 11 years temporal window of observation).⁷ However we should remember that with this kind of short-term data we are not able to definitively reject the cumulative advantage theory.

In the next model (Table 3, model 5) we examine the effect of household income on health net of education and controlling for other confounders. There is a strong evidence of a protective effect of income on self-assessed health: the parameter b (-0.453) expresses the variation of self-assessed health for each unit increase in the logarithm of the mean household equivalent net income for the reference group⁸.

7 All the tests illustrated in table 3 involve only one restriction; however, if we want to test a hypothesis involving multiple restrictions on the coefficient vector we need to do a joint test. In this case we would like to know if the following interaction terms are jointly zero: a) interaction between ISCED2 and age; b) interaction between ISCED3 and age; c) interaction between ISCED2 and cohort; d) interaction between ISCED3 and cohort; e) interaction between ISCED2, age and cohort; f) interaction between ISCED3, age and cohort. The joint Chi2 statistic with 6 degrees of freedom (as many as the restrictions on the coefficient vector) has a value of 4.17, and a probability of 0.6542; so we cannot reject the null hypothesis at the 5% level that all the coefficients above are jointly equal to zero.

8 We make a joint test involving restrictions on the following parameters: a) income, b) interaction between income and age, c) interaction between income and cohort; d) interaction between income, age and cohort. We obtain a Chi2 equal to 81,5 with 4 degrees of freedom. Since

Table 3 Multilevel models for change: estimates of the parameters b expressing the net effects of covariates and their standard errors (in brackets)

	Model 1 uncond. mean	Model 2 uncond. growth	Model 3 only cohort	Model 4 education	Model 5 income
Intercept	2.116*** (0.017)	2.072*** (0.017)	1.965*** (0.025)	2.695*** (0.094)	2.550*** (0.083)
Age		0.027*** (0.001)	0.048*** (0.002)	0.043*** (0.007)	0.049*** (0.002)
Cohort			0.030*** (0.002)	0.022*** (0.008)	0.031*** (0.003)
age*cohort			0.0002* (0.0001)	0.0005 (0.0003)	0.0003*** (0.0001)
Female				0.098** (0.036)	0.084* (0.036)
ISCED1 (ref.)					
ISCED2				-0.413*** (0.081)	-0.302*** (0.063)
ISCED3				-0.526*** (0.090)	-0.321*** (0.070)
ISCED2*age				0.006 (0.007)	
ISCED3*age				0.009 (0.008)	
ISCED2*cohort				0.009 (0.008)	
ISCED3*cohort				0.014 (0.009)	
ISCED2*age*cohort				-0.0002 (0.0003)	
ISCED3*age*cohort				-0.0004 (0.0003)	
log_av_income ^a					-0.453*** (0.056)
log_av_income*age					0.016** (0.005)
log_av_income*cohort					0.025*** (0.006)
log_av_income*age*cohort					-0.0003 (0.0002)

Continuation of Table 3 on the following page.

the probability to observe this value under the null hypothesis is 0.000, we can reject the null hypothesis that the above specified parameters are jointly zero.

Continuation of Table 3.

	Model 1 uncond. mean	Model 2 uncond. growth	Model 3 only cohort	Model 4 education	Model 5 income
ISCED1_father (ref)					
ISCED2_father				-0.027 (0.042)	-0.001 (0.043)
ISCED3_father				0.014 (0.053)	0.063 (0.054)
Lake Geneva (ref.)					
Middleland				-0.042 (0.051)	-0.063 (0.052)
North-West				-0.061 (0.059)	-0.059 (0.060)
Zurich				-0.095 (0.056)	-0.068 (0.057)
East-Switzerland				-0.178** (0.059)	-0.206** (0.060)
Central Switzerland				-0.127 (0.065)	-0.139* (0.066)
Ticino				-0.046 (0.092)	-0.080 (0.094)
Swiss_nationality				-0.352*** (0.052)	-0.325*** (0.053)
Var(age)		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.0009*** (0.0002)
var(intercept)	1.824*** (0.035)	1.679*** (0.036)	1.670*** (0.036)	1.596*** (0.036)	1.567*** (0.037)
cov(age,_intercept)		0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.002)
var(l level res.)	1.576*** (0.011)	1.542*** (0.011)	1.539*** (0.011)	1.516*** (0.011)	1.493*** (0.012)
rho	.536				
Log-likelihood	-91 675.3	-91 350.2	-91 276.0	-84 277.1	-75 013.5
Wald chi²(21)		532.55	711.41	829.9	853.8
Prob > chi²		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n.observations	50 926	50 926	50 926	47 244	42 086
n.of groups	7 360	7 360	7 360	6 778	6 645
Average obs. per group	6.9	6.9	6.9	7.0	6.3

* P < .05, ** P < .01, *** P < .001.

a log_av_income: logarithm of the average household equivalent net income.

Source: SHP.

However, this protective effect appears to weaken in younger cohorts ($b = 0.025$). As concerning the interaction between income and age, we can see that people with higher household income experience a faster health decline in contrast to those with a lower household income ($b = 0.016$).⁹ This result seem to confirm the age as leveller hypothesis, however we need to be cautious in our conclusion because we work with short term longitudinal data.

6 Conclusions

We propose a multilevel analysis for longitudinal data with the main aim of assessing whether individual health trajectories vary significantly on the basis of two crucial indicators of socio-economic status (education and household income) and whether the possible effects of these indicators vary over the course of a lifetime, according to the hypothesis of cumulative advantage.

While different American studies (cf. Lynch 2003, Willson et al. 2007; Mirowsky and Ross 2008) have found support for this hypothesis, we cannot entirely support it on the basis of our data and models.

As for the effect of education on health, our predictions show a fanning out in the older cohorts, meaning that health trajectories tend to become more heterogeneous as people age. However in Switzerland the interactions terms expressing the temporal variation of the gradient are not statistically significant, suggesting that the effect of education on health may be stable over time. Hence, we cannot conclusively support the cumulative advantage theory, at least with our limited temporal window that may be too short to observe a significant change in the protective effect of education.

As regards the effect of household income on health, our data confirm the existence of an economic gradient in health and our predictions show that this advantage decreases over time, at least in the younger cohorts. This result prompts us to drop the cumulative advantage hypothesis in favour of the age as leveller hypothesis. Again, we should stress that, because of our data limitation, our conclusions may need to be revised when long term panel data (which permit the observation of different birth cohorts at the same ages) will be available for Switzerland and better analyses will be possible.

Further development in the study of the social gradient in health concerns the ability to control for genetic factors in order to measure in the most accurate way the effect of environmental variables (such as Ses) on health, a phenotypic trait with a strong

⁹ We make another joint test involving restrictions on the interaction terms only: a) interaction between income and age, b) interaction between income and cohort; c) interaction between income, age and cohort. In this case we obtain a Chi2 equal to 20.45 with 3 degrees of freedom and a probability to observe this value under the null hypothesis of 0.0001. Hence we can reject the null hypothesis that the above specified parameters are jointly zero.

biological base. Social surveys are increasingly including bio and genetic markers that may be used for this purpose in the near future (for further information, see *Biosocial Survey* [Committee on Advances in Collecting and Utilizing Biological Indicators and Genetic Information in Social Science Surveys et al. 2008]). Considering genetic effect as a black box, behavioural genetics models already make it possible to distinguish between genetic and environmental components that account for the variability observed among individuals for a certain trait. However, these models focus on variation rather than means and much work is needed in order to understand how to model mean values of a trait and control for genetic heterogeneity without the use of biomarkers.

7 References

- Becker, Gary S. 1964. *Human Capital*. New York: Columbia University Press.
- Beckett, Megan. 2000. Converging Health Inequalities in Later Life: An Artefact of Mortality Selection. *Journal of Health and Social Behavior* 41: 106–119.
- Bird, Chloe E., and Patricia Rieker. 2008. *Gender and Health. The Effects of Constrained Choices and Social Policies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Blane, David. 1985. An Assessment of the Black Report's Explanation of Health Inequalities. *Sociology of Health & Illness* 7: 423–445.
- Blane, David. 2006. "The Life Course, the Social Gradient and Health." Pp. 54–77 in Richard Wilkinson, and Michael Marmot (Eds.). *Social Determinants of Health*. New York: Oxford University Press.
- Blaxter, Mildred. 1990. *Health and Lifestyles*. New York: Routledge.
- Budowski, Monica, and Annette Scherpenzeel. 2005. wThe Impact of Social Inequalities on Personal Health." Pp.81–x104 in Hanspeter Kriesi, Peter Farago, Martin Kohli, and Milad Zarin-Nejadan (Eds.). *Contemporary Switzerland: Revisiting the Special Case*. Houndmills: Palgrave Macmillan.
- Cockerham, William. 2007. *Medical Sociology*. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Committee on Advances in Collecting and Utilizing Biological Indicators and Genetic Information in Social Science Surveys, Maxine Weinstein, James W.Vaupel, and Kenneth W. Wachter. 2008. *Biosocial Survey*. Washington, D.C.: National Research Council, National Academy Press.
- Cutler, David M., and Adriana Lleras-Muney. 2006. Education and Health: Evaluating Theories and Evidence. *National Bureau of Economic Research Working Paper* 12352. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Deaton, Angus. 2002. Policy Implications of the Gradient of Health and Wealth. *Health Affairs* 21: 13–30.
- De Irala-Estévez, Jokin, Margit Groth, Lars Johansson, Ulrich S. Oltersdorf, Ritva Prättälä, and Miguel Ángel Martínez-González. 2000. A Systematic Review of Socio-Economic Differences in Food Habits in Europe: Consumption of Fruit and Vegetables. *European Journal of Clinical Nutrition* 54: 706–714.
- DiPrete, Thomas A., and Gregory M. Eirich. 2006. Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments. *Annual Review of Sociology* 32: 271–297.
- Elo, Irma T., and Samuel H. Preston. 1996. Educational Differentials in Mortality: United States, 1979–1985. *Social Science & Medicine* 42(1): 47 –57.

- Feldman, Jacob J., Diane M. Makuc, Joel C. Kleinman, and Joan Cornoni-Huntley. 1989. National Trends in Educational Differentials in Mortality. *American Journal of Epidemiology* 129: 919–933.
- Ferraro, Kenneth F., and Melissa M. Farmer. 1999. Utility of Health Data from Social Surveys: Is There a Gold Standard for Measuring Morbidity? *American Sociological Review* 64: 303–315.
- Goldman, Dana, and James P. Smith. 2002. Can Patient Self-Management Help Explain the SES Health Gradient? *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA (PNAS)* 99(16): 10929–10934.
- Herd, Pamela. 2006. Do Functional Health Inequalities Decrease in Old Age? Educational Status and Functional Decline Among the 1931–1941 Birth Cohort. *Research on Aging* 3: 375–392.
- Höpfinger, François, and Valérie Hugentobler. 2005. *Familiale, ambulante und stationäre Pflege im Alter. Perspektiven für die Schweiz*. Bern: Huber.
- House, Jim, Paula Lantz, and Pamela Herd. 2005. Continuity and Change in the Social Stratification of Aging and Health over the Life Course: Evidence from a Nationally Representative Longitudinal Study From 1986 to 2001/2002 (Americans' Changing Lives Study). *Journal of Gerontology* 60B: 15–26.
- Hupkens, Christianne L.H., Ronald A. Knibbe, and Maria J. Drop. 2000. Social Class Differences in Food Consumption. The Explanatory Value of Permissiveness and Health and Cost Considerations. *European journal of public health* 10: 108–113.
- Hyman, Herbert H., Charles R. Wright, and John Shelton Reed. 1976. *The Enduring Effects of Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Idler, Ellen L., and Yael Benyamini. 1997. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior* 38: 21–37.
- Jylha, Marjia. 2009. What Is Self-Rated Health and Why Does It Predict Mortality? Towards a Unified Conceptual Model. *Social Science & Medicine* 69(3): 307–316.
- Krieger, Nancy, and Elizabeth Fee. 1994. Social Class: The Missing Link in U.S. Health Data. *International Journal of Health Services* 26: 391–418.
- Lahelma, Eero, Pekka Martikainen, Mikko Laaksonen, and Akseli Aittomäki. 2004. Pathways between Socioeconomic Determinants of Health. *Journal of Epidemiology and Community Health* 58: 327–332.
- Lauderdale, Diane S. 2001. Education and Survival: Birth Cohort, Period, and Age Effects. *Demography* 38: 551–561.
- Leu, Robert E., and Martin Schellhorn. 2006. The Evolution of Income-Related Health Inequalities in Switzerland over Time. *CESifo Economic Studies* 52(4): 666–690.
- Link, Bruce G., and Jo Phelan. 1995. Social Conditions as Fundamental Cause of Health. *Journal of Health and Social Behavior* 35: 80–94.
- Lynch, Scott M. 2003. Cohort and Life-Course Patterns in the Relationship between Education and Health: A Hierarchical Approach. *Demography* 40: 309–331.
- Macintyre, Sally. 1997. The Black Report and beyond: What Are the Issues. *Social Science & Medicine*, 44(6): 723–745.
- McDonough, Peggy, and Benjamin C. Amick. 2001. The Social Context of Health Selection: A Longitudinal Study of Health and Employment. *Social Science & Medicine* 53(1): 135–145.
- McDowell, Ian, and Claire Newell. 1996. *Measuring Health: A Guide to Rating Scales and Questionnaires*. 2nd edition. New York: Oxford University Press.
- Merton, Robert K. 1968. The Matthew Effect in Science. *Science* 159: 56–63.
- Mirowsky, John, and Catherine E. Ross. 2008. Education and Self-Rated Health: Cumulative Advantage and Its Rising Importance. *Research on Aging* 30: 93–122.

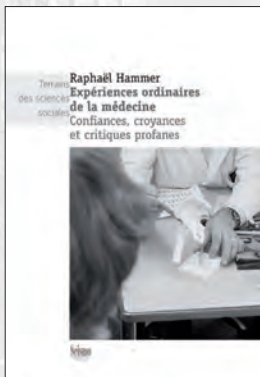
- Pappas, Gregory, Susan Queen, Wilber Hadden, and Gail Fisher. 1993. The Increasing Disparity in Mortality between Socioeconomic Groups in the United States, 1960 and 1986. *New England Journal of Medicine* 329: 103–109.
- Robert, Stephanie A., and James S. House. 2000. "Socioeconomic Inequalities in Health: Integrating Individual-, Community-, and Societal-Level Theory and Research." Pp. 115–135 in Gary L. Albrecht, Ray Fitzpatrick, and Susan C. Scrimshaw (Eds.). *Handbook of Social Studies in Health and Medicine*. London: Sage.
- Ross, Catherine E., and John Mirowsky. 1999. Refining the Association between Education and Health: The Effects of Quantity, Credential and Selectivity. *Demography* 36: 445–460.
- Ross, Catherine E., and Chia-ling Wu. 1996. Education, Age, and the Cumulative Advantage in Health. *Journal of Health and Social Behavior* 37: 104–120.
- Singer, Judith D. and John B. Willet. 2003. *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York: Oxford University Press.
- Smith, James P. 2004. Unraveling the SES: Health Connection. *Population and Development Review* 30: 108–132.
- Wadsworth, Michael E. J. 1997. Health Inequalities in the Life Course Perspective. *Social Science and Medicine* 44: 859–869.
- Wilkinson, Richard G., and Michael Marmot (Eds.). 2003. *Social Determinants of Health: The Solid Facts*, WHO Regional Office for Europe, http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/98438/e81384.pdf (21.11.2011).
- Willson Andrea E., Kim M. Shuey, and Glen H. Elder. 2007. Cumulative Advantage Processes as Mechanisms of Inequality in Life Course Health. *American Journal of Sociology* 6: 1886–1924.
- Zimmerman, Erwin, Astrid Stuckelberger, and Peter C. Meyer. 2006. Effects of Cumulative Disadvantage and Disruptive Life Events on the Physical and Mental Health of Individuals between the Ages of 50–74 Years: Analysis from the Swiss Household Panel (SHP). *Swiss Journal of Sociology* 32(3): 527–555.



Sous la direction d'André Ducret

A quoi servent les artistes ?

2011, 188 p., ISBN 978-2-88351-050-0, SFr. 38.—/Euro 26.—



Raphaël Hammer

Expériences ordinaires de la médecine

Confiances, croyances et critiques profanes

2010, 236 p., ISBN 978-2-88351-045-6, SFr. 38.—/Euro 26.—



Marta Roca i Escoda

La reconnaissance en chemin L'institutionnalisation des couples homosexuels à Genève

2010, 352 p., ISBN 978-2-88351-044-9, SFr. 58.—/Euro 38.50

Entwicklung der Einkommensungleichheit in Deutschland und in der Schweiz seit der Jahrtausendwende

Markus M. Grabka* und Ursina Kuhn**

1 Einführung

Die Einkommensungleichheit und die Verteilung des wirtschaftlichen Wachstums ist eine wichtige Sorge der heutigen Gesellschaften. Sowohl in Deutschland als auch in der Schweiz wird in politischen Diskussionen und Medien oft moniert, dass die Mittelschicht schrumpft und die Schere zwischen Reich und Arm sich weiter öffnet (z. B. Der Spiegel 2010). Die Diskussionen um Bankenrettungen und Boni während der Wirtschaftskrise haben diesen Eindruck noch verstärkt. Der weitbeachtete OECD-Bericht "Growing unequal" (2008) und viele andere Studien (z. B. Cornia und Kiiski 2001; Brandolini und Smeeding 2009; OECD 2011a) haben zudem gezeigt, dass es in den meisten Staaten über die vergangenen Jahre tatsächlich eine Tendenz zu steigender Ungleichheit gibt.

Die Einkommensungleichheit ist nicht nur als zentrale Dimension sozialer Ungleichheit von Interesse, sondern hängt auch mit verschiedenen Indikatoren der Lebenslage der Mitglieder einer Gesellschaft zusammen, wie zum Beispiel der Lebenszufriedenheit, der Qualität sozialer Beziehungen, der Häufigkeit psychischer Krankheiten, Kriminalität, Übergewicht oder dem Drogenkonsum (Wilkinson und Pickett 2009). Zudem ist Ungleichheit direkt mit sozialer Mobilität verbunden: Soziale Mobilität ist im Allgemeinen stärker in Ländern mit geringer Einkommensungleichheit und umgekehrt (OECD 2008).

Angesichts der Bedeutung der Einkommensverteilung ist eine gute und im internationalen Vergleich harmonisierte empirische Basis zur Messung von Ungleichheit zentral. Dazu möchten wir in zweifacher Hinsicht einen Beitrag leisten. Erstens sind nur wenige wissenschaftliche Studien zur aktuellen Verteilung der Haushaltseinkommen in der Schweiz und deren Entwicklung verfügbar. Zweitens sind Vergleiche zwischen Staaten aufgrund unterschiedlicher Datenquellen als auch abweichender Definitionen schwierig (Atkinson und Brandolini 2006) und liegen meist nicht in detaillierter Form vor.

* Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW BERLIN) und TU Berlin, D-10117 Berlin, mgrabka@diw.de.

** Swiss Center of Expertise in the Social Sciences FORS, CH-1015 Lausanne, Ursina.Kuhn@fors.unil.ch.

Mit dem Schweizer Haushalt-Panel (SHP) und dem deutschen Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), die beide Bestandteil des international harmonisierten Datensatzes für Einkommensanalysen des Cross-National Equivalent Files (CNEF) (Frick et al. 2007) sind, liegen vergleichbare und harmonisierte Daten vor, die es erlauben, die Einkommenssituation in der Schweiz und in Deutschland zu vergleichen. Die zwei Länder sind nicht nur geografische Nachbarn, sondern weisen viele Parallelen im ökonomischen, gesellschaftlichen und kulturellen Kontext auf. Trotzdem gibt es erstaunliche Unterschiede in der Einkommensungleichheit der beiden Länder, die wir hier beleuchten werden. Nach einem kurzen Literaturüberblick zu der Entwicklung der Einkommensverteilung Deutschlands und der Schweiz und einer theoretischen Diskussion zu den Determinanten der Ungleichheit, beschreiben und vergleichen wir die Einkommensungleichheit und -mobilität in Deutschland und in der Schweiz anhand aktueller Daten der Jahre 2000 bis 2009. Diese Zeitspanne umfasst das starke Wirtschaftswachstum bis 2007 und den Beginn der anschließenden Wirtschaftskrise, die in bisherigen Studien bislang noch nicht abgebildet ist. Abschliessend suchen wir nach Erklärungen für die unterschiedlichen Entwicklungen.

2 Theoretische Erklärungen zur Einkommensungleichheit

Obwohl das Thema der Einkommensungleichheit im Zentrum des soziologischen Interesses steht, wurde die aktuelle Diskussion um steigende Einkommensungleichheit lange hauptsächlich von Ökonomen geführt, zunehmend aber auch von Soziologen und Politologen (z. B. vgl. Myles 2003 oder Kenworthy 2007 zur Rolle der Soziologie).

Die Theorien, die zur Erklärung der Einkommensungleichheit angewendet werden, unterscheiden sich hingegen nicht hinsichtlich der Disziplinen (Überblicke dazu finden sich zum Beispiel in Albrecht und Albrecht 2007; OECD 2008). Die verschiedenen Theorien und Faktoren, die das Ungleichheitsniveau bestimmen, können in drei verschiedene Bereiche eingeteilt werden, die untereinander allerdings nicht unabhängig sind: ökonomische Faktoren, Politikmassnahmen und demografische Faktoren.

Zu den ökonomischen Faktoren gehört die Globalisierung, der technische Fortschritt, der Sektorwandel, das Wirtschaftswachstum oder die wachsende Bedeutung von Kapitalerträgen. Wir werden auf diese Aspekte hier nicht näher eingehen. Erstens sind diese Faktoren bereits ausgiebig untersucht worden (z. B. Katz und Murphy 1992; Nollmann 2006; Koeninger et al. 2007; Visser und Cecchi 2009; Frässdorf et al. 2011). Zweitens sind Deutschland und die Schweiz von diesen hauptsächlich externen Faktoren ähnlich betroffen, so dass diese als mögliche Erklärungen für Unterschiede bzgl. der Einkommensungleichheit weitgehend wegfallen. Beide Staaten sind als Exportnationen stark von der Globalisierung und dem technologischen

Wandel betroffen und weisen ein weitgehend paralleles Wirtschaftswachstum aus. Drittens zielen diese Faktoren primär auf die Ungleichheit von Arbeitseinkommen, die hier nicht im Zentrum stehen. Zwar schlägt sich das Arbeitseinkommen als wichtigste Einkommensquelle der Haushalte direkt auf die Ungleichheit der Haushaltseinkommen nieder, aber neben deren Verteilung ist ebenso die Partizipation auf dem Arbeitsmarkt von Bedeutung (vgl. z. B. Kenworthy 2007). In diesem Beitrag fokussieren wir vielmehr auf das Haushaltseinkommen, bei dem Politikmassnahmen und demografische Faktoren eine stärkere Rolle spielen dürften. Der Staat verteilt durch das Steuer- und Transfersystem die Markteinkommen um, beeinflusst aber auch durch Regulierung des Arbeitsmarktes (z. B. durch Mindestlöhne oder dem Einbezug der Gewerkschaften), das Bildungssystem und andere Massnahmen die Verteilung der Markteinkommen (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1996; Bradley et al. 2003).

Obwohl die Schweiz im Vergleich zu Deutschland lange als schwacher Sozialstaat angesehen wurde, gilt dies nach dem Ausbau während der 1990er Jahre nicht mehr. Gemessen am Anteil der Sozialausgaben am BIP, nimmt der Sozialstaat etwa den gleichen Umfang wie in Deutschland ein. Zentral ist aber auch die Ausgestaltung des Steuersystems und einzelner Sozialprogramme.

Veränderungen der Bevölkerungs- und Haushaltsstruktur stehen zunehmend im Fokus als weitere Ursachen zunehmender Einkommensungleichheit. Insbesondere führt die Zunahme von Einpersonenhaushalten und Alleinerziehenden zu einem Anstieg der Ungleichheit (z. B. Daly und Valletta 2006 für die USA, Peichl et al. 2011 für Deutschland), da ein innerhäusiger Umverteilungsprozess, wie er bei einem Paarhaushalt üblicherweise stattfindet, nicht mehr vorliegt (Esping-Andersen 2007). Auch die Alterung der Bevölkerung und Migration können sich auf die Einkommensverteilung auswirken (von Weizsäcker 1996), wengleich Biewen und Juhasz (2000) für Deutschland aufzeigen, dass dies bis dahin nur von untergeordneter Bedeutung war. Eine originär soziologische Fragestellung im Zusammenhang von veränderten Bevölkerungs- und Haushaltsstrukturen stellt die Suche nach den Ursachen und Wirkungen von zunehmender Homogamie dar (z. B. Burgess und Wallin 1943; Kalmijn 1991). Gemäss der Ähnlichkeitshypothese aus der Partnerwahlforschung wird ein Partner bevorzugt, der soziale Charakteristika (Schicht, Bildungsniveau, Lebensstil, usw.) aufweist, die mit den eigenen eine hohe Übereinstimmung aufweisen. Im Ergebnis führt damit die Homogamie zu einer zunehmenden Ungleichheit der Haushaltseinkommen zwischen Paaren unterschiedlicher Schichten (Worner 2006).

Aus der theoretischen Diskussion können keine eindeutigen Hypothesen über die Entwicklung/Richtung der Ungleichheit in Deutschland und der Schweiz abgeleitet werden. Der makroökonomische Kontext in beiden Ländern ist zwar weitgehend vergleichbar, eine wichtige Ausnahme stellt aber der Arbeitsmarkt dar. Einerseits ist der Arbeitsmarkt in der Schweiz viel weniger reguliert, was eine grö-

ssere Ungleichheit in der Schweiz (wie in den angelsächsischen Staaten) gegenüber Deutschland vermuten lassen würde. Andererseits ist die Arbeitsmarktpartizipation in der Schweiz viel höher, was die Ungleichheit der Markteinkommen senkt.

Die Umverteilungswirkung des Sozialstaats und des Steuersystems als auch der Einfluss der Gesellschaftsstruktur werden im Folgenden empirisch näher betrachtet, da hier apriori keine direkten Auswirkungen auf die Ungleichheit bekannt sind.

3 Forschungsstand zur Einkommensungleichheit

3.1 Einkommensverteilung in der Schweiz

Im Vergleich mit anderen OECD Ländern war der Gini-Koeffizient für das verfügbare Haushaltseinkommen in der Schweiz Mitte der 2000 Jahre mit einem Wert von 0.276 unterdurchschnittlich (OECD 2011b). Die längste Perspektive zur Veränderung der Einkommensungleichheit findet sich bei Dell et al. (2007), die die Entwicklung der höchsten Einkommen und Vermögen im 20. Jahrhundert (bis 1996) auf Basis von Steuerdaten betrachten. Im Gegensatz zu fast allen anderen untersuchten Staaten, haben sich die Einkommens-/Vermögensanteile des reichsten 1% und 0,1% in der Schweiz kaum verändert. Diese Stabilität wird durch zwei Faktoren erklärt: Erstens hat der 2. Weltkrieg die Einkommensstruktur in der Schweiz relativ wenig verändert und zweitens sind Einkommens- und Vermögenssteuern wenig progressiv und Erbschaftssteuern von geringer Bedeutung. Die Konzentration von Einkommen und Vermögen war in den 1960er Jahren im internationalen Vergleich sehr stark und hat seit den 1970er Jahren leicht abgenommen. Eine Abnahme in den 1970er Jahren stellen auch Ernst (1983) und Buchmann und Sacchi (1995) fest. In den 1980er Jahren ist die Ungleichheit wieder angestiegen (Buchmann und Sacchi 1995; Leu et al. 1997).

Während diese Beiträge auf Steuerdaten (und somit auf Steuereinheiten als Analyseseinheit) basieren, zeigen Leu et al. (1997) die Verteilung der Haushaltseinkommen in den frühen 1990er Jahren. Dabei weist die Schweiz im Vergleich mit anderen OECD-Staaten eine überdurchschnittliche Ungleichheit auf.¹

Zur aktuellen Verteilung von Haushaltseinkommen in der Schweiz gibt es zwar kaum akademische Beiträge, aber eine Reihe von Behördenberichten. Die Studie von Müller et al. (2004) hat einerseits einen geringen Anstieg der Ungleichheit der verfügbaren Einkommen zwischen 1990 und 1998 auf Basis der Einkommens- und Verbrauchserhebung festgestellt, der hauptsächlich auf veränderte Markteinkommen zurückzuführen ist. Andererseits ergab die Analyse der Steuerdaten (zwischen 1987/88 und 1995/96) eine Reduktion der Ungleichheit (vgl. auch Stamm et al. 2003). Peters (2010) hat einen geringen Anstieg des Gini-Koeffizienten zwischen

1 Ausgewählte Studien zur Entwicklung der Ungleichheit von Arbeitseinkommen finden sich bei Küng Gugler und Blank (2000), Balzani und Abul Naga (2002).

2003 und 2006 in den Steuerdaten festgestellt, der auf einen überproportionalen Anstieg des obersten Quintils zurückzuführen ist. Schliesslich hat das Bundesamt für Statistik (BFS 2011) die Entwicklung des Gini-Koeffizienten der verfügbaren Haushaltseinkommen anhand der Einkommens- und Verbrauchserhebung von 1998 bis 2008 im Rahmen des statistischen Sozialberichts (2011) publiziert, die eine weitgehende Stabilität der Ungleichheit zeigt.

Zusammenfassend können wir sagen, dass die wenigen Artikel zur Einkommensungleichheit in der Schweiz auf unterschiedlichen Datenquellen und Einkommenskonzepten beruhen und entsprechend eher zu widersprüchlichen Resultaten kommen. Zwar deutet sich eine gewisse Stabilität der Einkommensungleichheit seit 1990 in der Schweiz an, dennoch weisen verschiedene Ergebnisse auf steigende Einkommen am obersten Rand der Verteilung hin. Es kann an dieser Stelle vermutet werden, dass eventuell eine nicht ausreichende Repräsentation oberer Einkommen in verschiedenen Datenquellen zu diesen unterschiedlichen Ergebnissen beitragen.

3.2 Einkommensverteilung in Deutschland

Deutschland zeichnet sich derzeit ebenso wie die Schweiz durch eine eher unterdurchschnittliche Einkommensungleichheit im internationalen Vergleich aus (OECD 2011b). Über die 80er Jahre hinweg war die Einkommensungleichheit in Deutschland eher stabil und deutlich geringer als heute. Dies gilt sowohl für die Erwerbseinkommen (Antonczyk et al. 2010) als auch für die verfügbaren Haushaltseinkommen (Hauser und Becker 2001). Obwohl die Wiedervereinigung im Jahre 1990 eine Herausforderung sowohl für den Arbeitsmarkt als auch die gesamte Wirtschaft und den Sozialstaat war, nahm in Westdeutschland die Einkommensungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen zunächst nicht zu. In Ostdeutschland dagegen ist es im Rahmen des Transformationsprozesses zu einem starken Anstieg insbesondere der Ungleichheit der Erwerbseinkommen gekommen (Franz und Steiner 2000). Diese Zunahme fand vor allem für gering qualifizierte Beschäftigte oder Berufsanfänger statt (Gernandt und Pfeifer 2007). Aufgrund des massiven Umverteilungsprozesses innerhalb Deutschlands zugunsten Ostdeutschlands fällt die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen im Ostteil des Landes seit der Wiedervereinigung jedoch niedriger aus als in Westdeutschland (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 2006).

Seit dem Jahr 2000 nimmt in Deutschland insgesamt die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen signifikant zu (Frick und Grabka 2010a; OECD 2011a). Beispielsweise hat die relative Einkommensarmut gemessen an einer Armutsriskoschwelle von weniger als 60% des Medians zwischen 2000 und 2005 von 10% auf 15% signifikant zugenommen. Das Ausmaß an Veränderung der Einkommensungleichheit in Deutschland ist damit im internationalen Vergleich mehr als doppelt so groß wie der OECD Durchschnitt (OECD 2011a). Eine relevante Rolle spielt in diesem Zusammenhang wie in vielen anderen Staaten auch

die Zunahme der Einkommen am obersten Rand der Verteilung (Piketty und Saez 2006; Bach et al. 2009).

4 Einkommenskonzept und Daten

4.1 Einkommensdefinition

Die Wahl des Einkommenskonzepts hat direkte Auswirkungen auf die gemessene Ungleichheit. So verkleinert zum Beispiel die Berücksichtigung von nicht-monetären Einkommenskommensvorteilen aus öffentlichen Gütern und Dienstleistungen, Bildung oder Gesundheit die Ungleichheit der Haushaltseinkommen. Umgekehrt steigt die gemessene Ungleichheit wenn indirekte Steuern, Mieten oder Gebühren berücksichtigt werden (OECD 2008). In diesem Beitrag verwenden wir die Einkommensdefinitionen des CNEF, die weitgehend auf den Empfehlungen der Expert Group on household income statistics (2001) beruhen.²

Wir untersuchen die Einkommensungleichheit anhand des Markteinkommens und des verfügbaren Haushaltseinkommens. Das Markteinkommen besteht aus dem Arbeitseinkommen, dem Kapitaleinkommen, privaten Transfers und – den Empfehlungen der internationalen Literatur und der EU-Kommission folgend – fiktiven Einkommensvorteilen aus selbst genutztem Wohneigentum (“Imputed Rent”). Das verfügbare Einkommen beinhaltet zusätzlich Renten aus Sozialversicherungen, Sozialtransfers, direkte Steuern, Sozialversicherungsbeiträge und die obligatorische Krankenversicherung. Zur besseren Vergleichbarkeit der Einkommenssituation von Personen in Haushalten unterschiedlicher Grösse und Zusammensetzung analysieren wir Äquivalenzeinkommen unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala.³

4.2 Daten

Neben der Einkommensdefinition beeinflussen auch die Erhebungsart und die Repräsentativität der Daten die gemessene Einkommensverteilung. In diesem Report werden die Erhebungsjahre 2000 bis 2009 des SOEP (vgl. Wagner et al. 2008) und des SHP (vgl. Voorpostel et al. 2010) verwendet, um die aktuelle Entwicklung der Einkommensungleichheit für beide Länder zu beschreiben. Diese Surveys haben verschiedene Eigenschaften, die sich für Aussagen zur Einkommensungleichheit gut eignen.

Erstens sind die Stichproben repräsentativ für die Wohnbevölkerung.⁴ Zweitens werden alle (erwachsenen) Personen eines Haushalts befragt. Drittens finden die

2 Diese Einkommensdefinition wird zum Beispiel auch von der OECD oder der Luxemburg income study (LIS) verwendet.

3 Hierbei erhält der Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1, Kinder bis 14 Jahren ein Gewicht von 0,3 und alle weiteren Haushaltsmitglieder ein Gewicht von 0,5.

4 Im Unterschied zu Querschnittsbefragungen, können Panel-Befragungen nicht nur durch Verweigerungen in der ersten Welle, sondern auch durch spätere Ausfälle (Panel Attrition) verzerrt

Befragungen jährlich (seit 1984 bzw. im SHP seit 1999) in konsistenter Weise statt, um eine Entwicklung der Einkommen über die Zeit adäquat beschreiben zu können und viertens werden die verschiedenen Einkommenskomponenten separat erfasst. Fünftens werden Verzerrungen durch fehlende Antwortangaben als auch grundsätzliche Verweigerungen der Teilnahme an dem Survey durch adäquate Gewichtung und Imputation korrigiert. Es werden in beiden Befragungen nahezu identische Methoden verwendet, um die Vergleichbarkeit von Ergebnissen zu gewährleisten. Schliesslich wurden auch für die Harmonisierung der Einkommensinformationen möglichst gleiche Verfahren verwendet.⁵

Während das SOEP für Deutschland wohl die wichtigste Datenquelle für internationale Vergleiche darstellt (zum Beispiel für Analysen der OECD und der LIS), wurde das SHP bisher kaum für Analysen zur Ungleichheit verwendet. Dies ist vor allem darauf zurückzuführen, dass die Daten erst seit kurzem in der oben beschriebenen harmonisierten Form vorliegen. Es gibt aber – wie für alle Datenquellen – einige Eigenheiten, die bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden müssen. Erstens basieren die Befragungen des SHP und SOEP auf Personen mit festem Wohnsitz. Zweitens wird durch das Panel-Design, das jährlich die gleichen Haushalte befragt, die jüngste Immigration nur teilweise erfasst.⁶ Durch Auffrischungstichproben wird dieses Problem vermindert. Im SHP hat die letzte Aufstockung der Stichprobe 2004 stattgefunden, so dass die starke Immigration seither nicht in den Daten berücksichtigt ist. Das SOEP umfasst derzeit neun verschiedene Teilstichproben, die in unregelmässigen Abständen dazugekommen sind. Drittens gibt es einige Unterschiede zwischen SHP und SOEP, die dazu führen, dass die Schwankungen in den Einkommen und Messfehler im SHP stärker sind. Im SHP ist das Einkommen wegen unterschiedlicher Befragungsschwerpunkte weniger detailliert erfragt als im SOEP.⁷ Zudem befragt das SHP Personen per Telefon,

werden. Grundsätzlich stellt gemäss der Methodenforschung Panel Attrition aber gegenüber Verweigerungen in der ersten Welle ein kleineres Problem dar, da Panel Attrition anteilmässig weitaus geringer ist, die Verzerrung weniger stark ist und vor allem besser durch Gewichtung bzw. Imputation korrigiert werden kann, da aus vorhergehenden Wellen die Charakteristika der Verweigerer bekannt sind (vgl. für das SOEP Kroh 2010). Das Ausmass an Panel-Attrition und auch die Strukturen der ausfallenden Personen sind hierbei in beiden Surveys sehr ähnlich. Um den Effekt von Panel Attrition auf die gemessene Ungleichheit zu prüfen, wurden exemplarisch Attriter aus den Analysen ausgeschlossen. Im Ergebnis unterscheidet sich die Ungleichheitsmasse nur geringfügig, zudem ist die Richtung der Abweichung nicht systematisch. Jedoch zeigt sich die bekannte Tendenz der Unterschätzung von Ungleichheit (vgl. Frick und Grabka 2010b). Im Hinblick auf die Datenqualität von Panelbefragungen kann zudem argumentiert werden, dass durch die wiederholte Teilnahme die Befragten mit dem Erhebungsinstrument, den erhobenen Konstrukten als auch mit der Interviewsituation bereits vertraut sind, was sich in geringeren Messfehlern niederschlägt (Frick und Grabka 2010b).

- 5 Dies gilt zum Beispiel für die Generierung von Imputed rents (vgl. Frick und Grabka 2003; Kuhn 2010) als auch für die Simulation der Steuerbelastung (vgl. für das SOEP Schwarze 1995, für das SHP Kuhn und Schmid 2009).
- 6 Durch sprachliche Probleme, einer erschwerten Erreichbarkeit und einer höheren Verweigerungsrate sind Migranten grundsätzlich in solchen Stichproben untererfasst.
- 7 Ein wichtiger Unterschied betrifft den Bezugszeitpunkt der erfassten Einkommen. Im SOEP

während im SOEP die Befragungen überwiegend persönlich per PAPI bzw. CAPI durchgeführt werden. Schliesslich kann auch die längere Historie des SOEP zu einer Stabilisierung der Angaben (panel conditioning effects, Attrition von instabilen Haushalten) geführt haben. Weiter wurden im SHP Veränderungen im Fragebogen vorgenommen, indem ab 2002 und 2004 verschiedene Einkommenskomponenten detaillierter erhoben wurden. Nicht alle Änderungen in den Ungleichheitsmassen sind darum zwingend auf Änderungen in der Einkommensstruktur zurückzuführen. Für die Interpretation der Daten werden diese Unsicherheiten berücksichtigt. Trotz dieser Schwächen sind die Daten des SHP wohl besonders geeignet, um die Situation der verfügbaren Einkommen in der Schweiz ab 2000 abzubilden.

5 Entwicklung der Einkommen und der Ungleichheit

5.1 Einkommensentwicklung

Das Markteinkommen setzt sich 2009 hauptsächlich aus dem Arbeits- (93% Schweiz, 89% Deutschland) und Kapitaleinnahmen (4% bzw. 5%) zusammen, während imputed rent (2% bzw. 5%) und private Transfers (beide 1%) nur einen kleinen Teil ausmachen. Der Anteil der Kapitaleinkommen hat seit 2000 bis zur Wirtschaftskrise stetig zugenommen.

In der Schweiz ist das reale durchschnittliche Markteinkommen von 2000 bis 2009 leicht angestiegen (4% für den Median) (Abbildung 1). In Deutschland nahmen diese hingegen um mehr als 8% ab. Der Rückgang der Markteinkommen in Deutschland konzentriert sich vor allem auf den Zeitraum 2000 bis 2002, seither stagnieren diese weitgehend. Die unterschiedliche Entwicklung in den beiden Ländern ist insofern erstaunlich, da das BIP pro Kopf in beiden Ländern im Beobachtungszeitraum um mehr als 5% zugenommen hat. Der Rückgang der Markteinkommen in Deutschland beruht unter anderem auf einer Verschiebung des Volkseinkommens von den Arbeitnehmerentgelten hin zu Einkommen aus Vermögen und Unternehmertätigkeit.

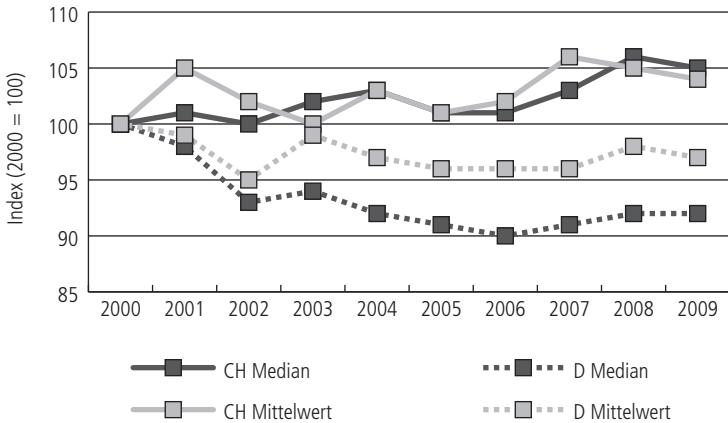
Für das äquivalenzgewichtete verfügbare Haushaltseinkommen lassen sich ebenso unterschiedliche Entwicklungen in den beiden Ländern beobachten. In der Schweiz ist dieses seit 2000 um rund 13% für den Median gewachsen (Abbildung 1). Die Erklärung für den stärkeren Anstieg als bei den Markteinkommen liegt hauptsächlich bei den Renten. Erstens beziehen durch die Alterung der Gesellschaft mehr Personen Rentenleistungen. Zweitens beziehen unter den Rentnern immer mehr Personen Einkommen aus der beruflichen Vorsorge (2. Säule),⁸ die seit 1985

beziehen sich die Einkommensdaten auf das Vorjahr (z. B. Einkommen in 2008 für die Daten von 2009), im SHP auf die Situation zum Befragungszeitpunkt (z. B. September 2009 bis Februar 2010 für die Daten von 2009). Dadurch ist es möglich, bereits hier die Auswirkungen der Finanzmarktkrise auf die Einkommen in der Schweiz zu beschreiben.

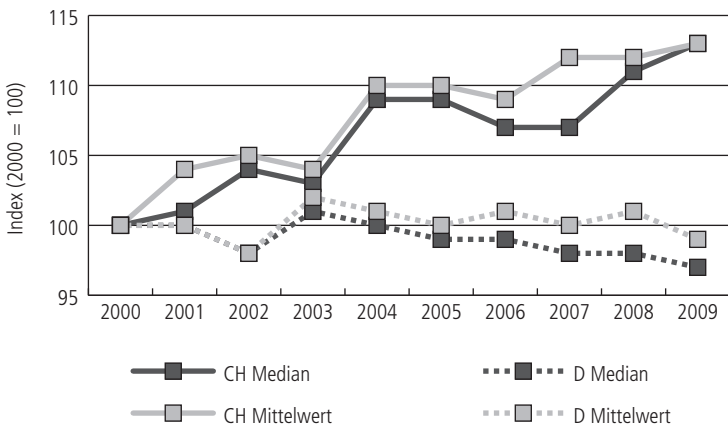
8 Im SHP ist der Anteil der Pensionskassenbezüger in der Gesamtbevölkerung von 9.5% in 2002 auf

Abbildung 1 Reale Markt- und verfügbare Haushaltseinkommen in Deutschland und der Schweiz, 2000–2009 (in Preisen von 2005)

Markteinkommen



Verfügbare Einkommen



Quelle: SHP und SOEP v26.

für die meisten Arbeitnehmer obligatorisch ist. In Deutschland ist hingegen wie beim Markteinkommen auch beim verfügbaren Haushaltseinkommen für den Median

11.8% in 2009 gestiegen und bei Personen ab 65 Jahren von 43.6 % auf 48.4%. Da es möglich ist, sich das gesparte Kapital bei der Erreichung des Rentenalters auszahlen zu lassen, wird die Bedeutung der Pensionskasse dabei vermutlich leicht unterschätzt.

mit knapp –3% ein leichter Rückgang feststellbar.⁹ Auch für Deutschland wirken sich Sozialversicherungsrenten dämpfend aus, so dass der Rückgang gegenüber den Markteinkommen geringer ausfällt.

5.2 Entwicklung der Einkommensungleichheit

Als nächsten Schritt betrachten wir die Einkommensverteilung anhand gängiger Ungleichheitsmaße (Entropie Maße wie der MLD [$\epsilon = 0$] und Theil Koeffizient [$\epsilon = 1$], Gini-Koeffizient, Dezilverhältnis 90:10) für die Haushaltseinkommen. Diese Maße unterscheiden sich hauptsächlich durch ihre Sensitivität für verschiedene Bereiche der Einkommensverteilung. Der Gini und Theil Koeffizient reagieren vor allem auf Veränderungen in der Mitte der Einkommensverteilung, während der MLD-Koeffizient sensitiv gegenüber Veränderungen am unteren Rand der Verteilung ist.¹⁰

Beim Markteinkommen zeigt sich in Deutschland eine generell deutlich grössere Ungleichheit als in der Schweiz (vgl. Tabelle 1). Insbesondere der am unteren Rand der Verteilung sensitive MLD-Koeffizient fällt nahezu dreimal stärker aus als in der Schweiz. Seit 2000 hat sich diese Diskrepanz vergrössert, da in Deutschland die Ungleichheit der Markteinkommen bis zum Jahre 2006 kontinuierlich zunahm, während in der Schweiz die Ungleichheit nur mäßig anstieg. Seit 2006 ist für Deutschland das erste Mal seit der Wiedervereinigung ein leichter Rückgang der Ungleichheit der Markteinkommen festzustellen. Dies ist vorrangig auf die verbesserte Arbeitsmarktsituation in Deutschland zurückzuführen, da seit diesem Zeitpunkt u. a. die Arbeitslosenquote von rund 12% auf 7,6% bis kurz vor 2009 – dem Beginn der Finanz- und Wirtschaftskrise – zurückging.¹¹ Für die Schweiz kann auf Basis der 2009er Daten bereits ein relevanter Effekt der Wirtschaftskrise aufgezeigt werden, da hier die Ungleichheit gegenüber dem Vorjahr markant abnimmt. Dies ist vermutlich auf Veränderungen der Einkommen von Personen am oberen Rand der Verteilung zurückzuführen, da bei diesen Kapitaleinkommen als auch Einkommen aus Unternehmertätigkeit besonders relevant sind.

Für das verfügbare Haushaltseinkommen sind die Unterschiede zwischen Deutschland und der Schweiz nicht nur größer, sondern die Entwicklung verlief sogar gegenläufig. Im Jahr 2000 war die Ungleichheit in der Schweiz gemäss den hier verwendeten Indikatoren grösser als in Deutschland. Seither kann aber für die Schweiz insgesamt eine abnehmende Konzentration der Einkommen konstatiert werden. In Deutschland ist dagegen ein signifikanter Zuwachs der Einkommensungleichheit eingetreten. Verwendet man den Gini-Koeffizienten, so zeigt sich, dass bereits im Jahre 2003 in Deutschland ein höheres Ungleichheitsniveau vorlag als

9 Das Einkommensniveau ist in Ostdeutschland generell deutlich geringer als in Westdeutschland, der Einkommensrückgang betrifft aber beide Landesteile.

10 Das 90:10 Dezilverhältnis gibt das Verhältnis der Einkommen der reichsten Person des 1. Dezils gegenüber der ärmsten Person des obersten Dezils an.

11 Vgl. Fussnote 8.

Tabelle 1 Ungleichheit der Markt- und verfügbaren Haushaltseinkommen in Deutschland und der Schweiz, 2000–2009

	Markteinkommen					
	MLD-Koeffizient		Theil-Koeffizient		Gini-Koeffizient	
	DE	CH	D	CH	D	CH
2000	0,744	0,260	0,353	0,201	0,446	0,390
2001	0,790	0,296	0,371	0,245	0,453	0,410
2002	0,807	0,266	0,380	0,209	0,460	0,390
2003	0,862	0,281	0,410	0,205	0,476	0,391
2004	0,863	0,314	0,438	0,226	0,481	0,414
2005	0,890	0,292	0,437	0,222	0,482	0,404
2006	0,960	0,326	0,465	0,264	0,493	0,419
2007	0,957	0,307	0,441	0,263	0,490	0,413
2008	0,939	0,328	0,443	0,261	0,488	0,413
2009	0,909	0,296	0,441	0,227	0,483	0,406
d00/09 in %	22,1	13,9	25,1	12,8	8,4	4,1

	Verfügbare Einkommen							
	MLD-Koeffizient		Theil-Koeffizient		Gini-Koeffizient		d9010-Verhältnis	
	DE	CH	DE	CH	DE	CH	DE	CH
2000	0,108	0,145	0,112	0,139	0,253	0,288	3,01	3,44
2001	0,117	0,168	0,121	0,176	0,260	0,302	3,12	3,43
2002	0,122	0,134	0,131	0,132	0,266	0,273	3,20	3,10
2003	0,131	0,128	0,144	0,123	0,277	0,267	3,35	3,16
2004	0,137	0,137	0,166	0,134	0,279	0,273	3,28	3,27
2005	0,138	0,124	0,169	0,124	0,282	0,263	3,43	3,16
2006	0,151	0,138	0,188	0,149	0,295	0,277	3,57	3,21
2007	0,142	0,133	0,16	0,172	0,288	0,273	3,51	2,99
2008	0,148	0,133	0,172	0,146	0,293	0,272	3,54	3,15
2009	0,147	0,121	0,169	0,126	0,292	0,262	3,44	3,07
d00/09 in %	36,0	-16,8	50,3	-9,1	15,2	-8,9	14,6	-10,8

Quelle: SHP und SOEP v26.

in der Schweiz.¹² Seit 2006 stabilisiert sich die gemessene Ungleichheit in Deutschland, womit die Entwicklung weitgehend parallel zu den Markteinkommen verlief.

12 Beim SHP ist zu berücksichtigen, dass zwischen 2001 und 2002 der Fragebogen dahingehend verändert wurde, dass Einkommenskomponenten detaillierter erfragt wurden (vgl. Kuhn 2008) und somit der Rückgang der Ungleichheit für diese beiden Jahre vermutlich überschätzt wird. Dies ändert aber nichts am Befund, dass in der Schweiz die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen sich in der Tendenz leicht verringert hat.

Im weiteren internationalen Vergleich bilden damit die beiden hier untersuchten Länder Kontrapunkte, da Deutschlands Ungleichheit sich in den vergangenen Jahren überdurchschnittlich schnell vergrößert hat, während die Schweiz eines der wenigen Länder neben Griechenland, Spanien und Irland ist, in denen Ungleichheit tendenziell sogar abgenommen hat (OECD 2011b).

5.3 Entwicklung der Einkommensschichtung und -mobilität

5.3.1 Einkommensschichtung

Die steigende Ungleichheit in Deutschland und die tendenziell sinkende Ungleichheit in der Schweiz werden nun genauer anhand der Schichtung der Einkommen betrachtet, um ein besseres Verständnis darüber zu entwickeln, ob bestimmte Einkommensschichten stärker von der beschriebenen Entwicklung betroffen waren. Dazu gruppieren wir die Haushalte nach ihrer Einkommensposition in Bezug auf den Median des verfügbaren Einkommens. Ausgewiesen werden die Bevölkerungsanteile in Einkommensschichten rund um den Median (90% bis 110% des Median), sowie in drei unter- und vier überdurchschnittlichen Einkommensschichten. Die Extrempositionen ergeben sich für Personen, die über ein Einkommen von weniger als 50% beziehungsweise mehr als 200% des Medians verfügen. Als Einkommensmittelschicht wird hier in Anlehnung an Grabka und Frick (2008) die Bevölkerungsgruppe mit einer relativen Einkommensposition von 70% bis 150% des Median bezeichnet.

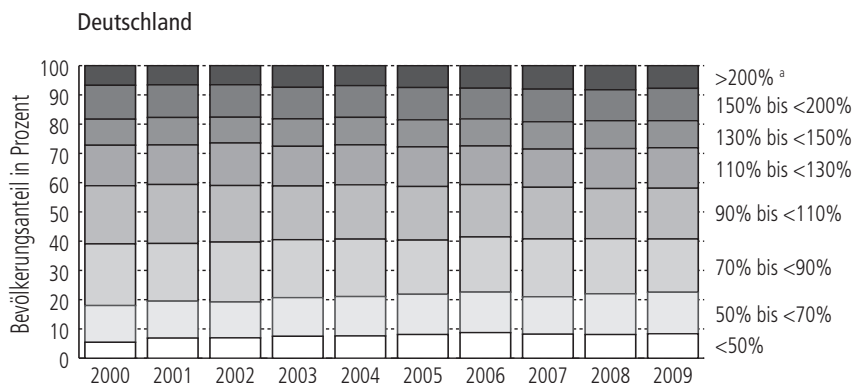
In dieser Abgrenzung umfasste die Einkommensmittelschicht in Deutschland 2000 knapp 64% der Gesamtbevölkerung – die deutliche Mehrheit der Erwachsenen und deren Kinder (Abbildung 2).¹³ Seither schrumpft die Gruppe und macht 2009 nur noch rund 59% aus – dies entspricht einem absoluten Rückgang von mehr als 4,5 Millionen Personen. Entsprechend haben die Ränder an Bedeutung gewonnen. Einen Zuwachs verzeichneten Personen mit einem Einkommen von weniger als 70% des Medians. Diese machten 2009 22% der Bevölkerung aus, ihr Anteil ist seit 2000 – vor allem im Zusammenhang mit der Zunahme der Zahl der Arbeitslosen und Sozialhilfeempfänger – um mehr als vier Prozentpunkte gestiegen. Am oberen Rand der Einkommensschichtung beschränkt sich der Zuwachs auf die Gruppe mit den höchsten Einkommen (mehr als 200% des Median), die 2009 rund 8% der Gesamtbevölkerung ausmachten.¹⁴

In der Schweiz ist ein grundsätzlich anderes Muster beobachtbar. Die Einkommensmittelschicht (70% bis 150% des Medians) hat zwischen 2000 und 2007 um 4,3 Prozentpunkte auf 63% an Bedeutung gewonnen. Im Rahmen der aktuellen

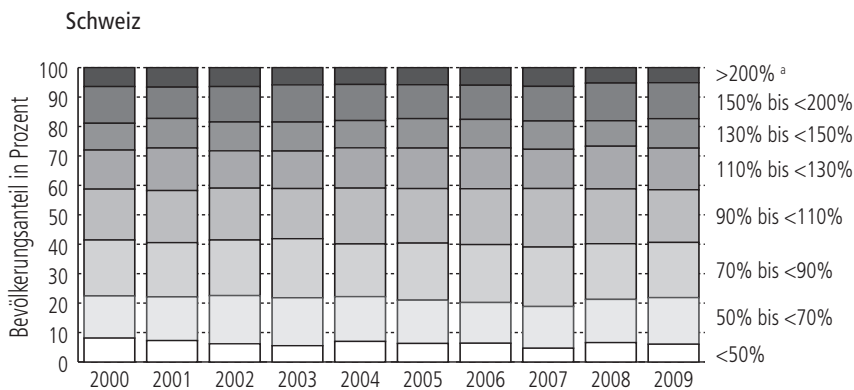
13 Die Einkommensmittelschicht war in Deutschland seit 1984 weitgehend stabil gewesen, nur die Wiedervereinigung führte zu einem kurzfristigen Rückgang dieser Gruppe von 65% auf 62%.

14 Diese Dynamik ist auch anhand von Einkommensdezilen ersichtlich. Das verfügbare Einkommen ist seit 2000 fast ausschließlich bei den obersten 5% gestiegen, während es bei den übrigen Einkommensklassen stagnierte oder sogar sank.

Abbildung 2 Einkommensschichtung der Bevölkerung in Deutschland und der Schweiz, basierend auf dem Median der verfügbaren Haushaltseinkommen, 2000–2009



^a Haushaltseinkommen in % des Medians aller Haushaltseinkommen.



^a Haushaltseinkommen in % des Medians aller Haushaltseinkommen.

Quelle: SHP und SOEP v26.

Wirtschaftskrise ist deren Anteil wieder leicht rückläufig, wovon vorrangig das untere Ende der Verteilung (< 70% des Medians) betroffen war. Eine gegensätzliche Entwicklung für beide Länder zeigt sich auch am obersten Rand der Einkommenshierarchie (> 200 % des Median). Während in Deutschland diese Gruppe an Bedeutung gewinnt, zeigt sich in der Schweiz über den gesamten Beobachtungszeitraum eine leicht abnehmende Bedeutung.¹⁵

15 Dies steht jedoch nicht im Widerspruch dazu, dass diese Gruppe einen tendenziell steigenden

5.3.2 Einkommensmobilität

Neben dieser rein beschreibenden Analyse der Veränderung der Einkommenschichtung ist es aus soziologischen und politischen Gründen relevant, wie sich die Aufstiegschancen und Abstiegsrisiken in der Einkommenshierarchie verändern. Dies wird hier anhand von Übergangsmatrizen untersucht, wobei die einzelnen Einkommensschichten in drei Gruppen zusammengefasst wurden, die auf den oben verwendeten relativen Positionen basieren: (1) armutsgefährdete Personen mit einem Einkommen unter 70% des Medians, (2) die Einkommensmittelschicht (70 bis 150% des Medians) und (3) einkommensstarke Personen mit einem verfügbaren Einkommen von mindestens 150% des Medians. Die Analyse der Einkommensmobilität wird für zwei Fünf-Jahreszeiträume durchgeführt.

Vergleicht man die beiden Beobachtungszeiträume in der Schweiz (Tabelle 2), so steht der Stabilität in der Gesamtbevölkerung eine nennenswerte Mobilität auf der individuellen Ebene gegenüber. So wechseln etwa 14% der Personen der mittleren Einkommensgruppen fünf Jahre später in die armutsgefährdete Schicht und 11% in die einkommensstarke Schicht. Diese Mobilität hat sich zwischen den zwei Beobachtungszeiträumen kaum verändert. Hingegen ist an den Rändern der Einkommensverteilung eine Verfestigung festzustellen. Das Risiko einer Abwärtsmobilität der einkommensstarken Gruppe ist gesunken, da im Zeitraum 2005 bis 2009 61% dieser Personen in diesem Einkommenssegment verbleiben, während dies zwischen 2000 und 2004 nur 55% waren. Parallel dazu ist auch eine Verfestigung am unteren Rand zu beobachten, da der entsprechende Anteil der armutsgefährdeten Personen um vier Prozentpunkte auf 56% zugenommen hat.¹⁶

Für Deutschland ist im Vergleich zur Schweiz insgesamt eine deutlich geringe Einkommensmobilität zu beobachten. Hier sind z. B. in beiden Beobachtungszeiträumen knapp 70% in der einkommensstarken Gruppe verblieben, während am unteren Rand der Einkommenshierarchie mehr als 60% weiterhin dem gleichen Einkommenssegment angehören. Für die Einkommensmittelschicht hat – wie auch in der Schweiz – die Abwärtsmobilität eine etwas größere Bedeutung.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass die Einkommensmobilität in der Schweiz stärker ausgeprägt ist als in Deutschland. Eine mögliche Erklärung für diesen Befund liefern Wilkinson und Pickett (2009) die aufzeigen, dass generell Länder mit einer geringeren Einkommensungleichheit eine höhere Einkommensmobilität aufweisen. Für Deutschland liegen zudem Analysen vor, dass spezifische Personengruppen unterdurchschnittliche Chancen für Einkommensmobilität aufweisen, dies sind u. a. Migranten, Personen ohne abgeschlossene Ausbildung, Nichterwerbstätige bzw. Arbeitslose und Personen in Ostdeutschland (Schäfer und

Anteil am Gesamteinkommen erzielt.

16 Hier wird nur die jeweilige Einkommenssituation im Anfangs- und Endzeitpunkt der Fünf-Jahresperiode analysiert. Eventuelle Einkommensmobilität in den dazwischenliegenden Jahren bleibt unberücksichtigt.

Tabelle 2 Einkommensmobilität in Deutschland und der Schweiz, 2000–2004 und 2005–2009 (Einkommensposition basierend auf dem Median der verfügbaren Haushaltseinkommen)

Deutschland

		Armutsgefährdete (<70%)	Einkommensmittelschicht (70–150%)	Einkommensstarke (>150%)	Insgesamt
		2004			
2000	Armutsgefährdete (<70%)	60.5	37.4	2.1	100.0
	Einkommensmittelschicht (70–150%)	11.5	77.7	10.8	100.0
	Einkommensstarke (>150%)	2.4	27.3	70.3	100.0
		2009			
2005	Armutsgefährdete (<70%)	61.7	36.4	1.9	100.0
	Einkommensmittelschicht (70–150%)	12.4	78.4	9.2	100.0
	Einkommensstarke (>150%)	2.6	29.6	67.8	100.0

Schweiz

		Armutsgefährdete (<70%)	Einkommensmittelschicht (70–150%)	Einkommensstarke (>150%)	Insgesamt
		2004			
2000	Armutsgefährdete (<70%)	51.7	43.0	5.3	100.0
	Einkommensmittelschicht (70–150%)	14.4	74.5	11.1	100.0
	Einkommensstarke (>150%)	4.5	40.5	55.0	100.0
		2009			
2005	Armutsgefährdete (<70%)	56.2	40.8	3.1	100.0
	Einkommensmittelschicht (70–150%)	13.5	75.8	10.8	100.0
	Einkommensstarke (>150%)	4.4	34.4	61.1	100.0

Quelle: SHP und SOEP v26.

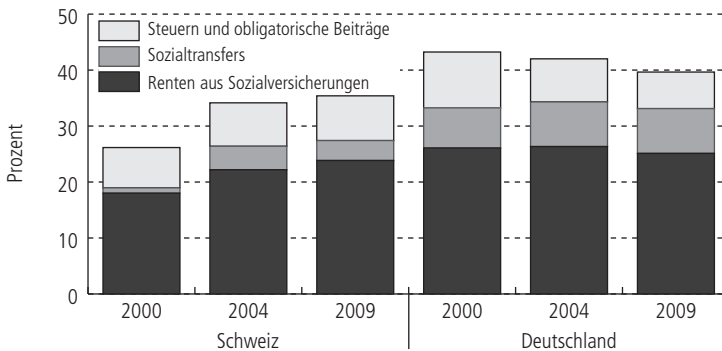
Schmidt 2009). Letztlich könnte die grössere Mobilität in der Schweiz aber auch auf grössere Messfehler zurückzuführen sein.

6 Erklärungen der Ungleichheit

6.1 Staatliche Umverteilung

Das Ausmaß staatlicher Umverteilung kann beispielsweise bestimmt werden, indem die Markteinkommen und verfügbaren Einkommen zueinander in Bezug gesetzt werden.¹⁷ Dazu berechnen wir die prozentuale Verringerung des Gini-Koeffizienten des Markteinkommens, wenn Sozialversicherungen, öffentliche Transfers, direkte Steuern und obligatorische Krankenkassenbeiträge¹⁸ addiert bzw. abgezogen werden (Abbildung 3). Während in Deutschland die staatliche Umverteilung abgenommen hat, ist sie in der Schweiz leicht angestiegen. In der Schweiz liegt dies vor allem an der verstärkten Umverteilung durch Renten und durch Änderungen im Steuersystem, ein methodisch bedingter Effekt durch Änderungen im Fragebogen des SHP kann aber auch nicht ausgeschlossen werden.¹⁹ In Deutschland hat vor allem die Umverteilungswirkung von direkten Steuern abgenommen, während sie für die Renten nur leicht zurückgegangen ist.

Abbildung 3 Staatliche Umverteilung in Deutschland und der Schweiz: Reduktion der Ungleichheit des Markteinkommens in Prozent gemessen am Gini-Koeffizienten



Quelle: SHP und SOEP v26.

- 17 Die Politik beeinflusst allerdings auch die Markteinkommen und deren Ungleichheit wirkt sich wiederum auf die Politik aus. Diese komplexen Wechselwirkungen können in diesem Beitrag nicht weiter beleuchtet werden. Vgl. dazu zum Beispiel Glaeser (2005).
- 18 Die obligatorischen Krankenkassenbeiträge in der Schweiz wurden simuliert, basierend auf Durchschnittswerten pro Kanton. Dabei wurden auch die einkommensabhängigen Verbilligungen einbezogen.
- 19 Bis 2001 wurden die Renten aus Sozialversicherungen und Pensionskassen global erfragt, während ab 2002 separate Fragen gestellt wurden. Dies könnte die Höhe der Einkommen aus Sozialversicherungen vergrößert haben. Ab 2004 wurden zudem die Kinderzulagen separat erfasst, was zum Anstieg des Effekts durch Sozialtransfers geführt hat. Die grössere Umverteilung durch direkte Steuern und der Sozialversicherungen von 2004 bis 2009 sind davon allerdings nicht betroffen.

Bei den direkten Steuern und obligatorischen Beiträgen wirken sich in Deutschland vor allem die verschiedenen Steuerreformen seit 1998 aus, die insbesondere zu einer Senkung des Spitzensteuersatzes von 53% auf 42% geführt haben, wengleich im Gegenzug die Bemessungsgrundlage verbreitert wurde. Die Bedeutung der öffentlichen Transfers hat insgesamt leicht zugenommen, was z. B. auf das höhere Kindergeld zurückgeführt werden dürfte. Noch immer ist aber die staatliche Umverteilung in der Schweiz im Vergleich mit anderen OECD-Staaten gering und niedriger als in Deutschland (Brandolini und Smeeding 2009; OECD 2011a), wobei aber das Niveau der Reduktion von Ungleichheit nichts über die Zielgenauigkeit dieser Massnahmen aussagt, da diese in Deutschland im internationalen Vergleich eher gering ist (OECD 2008).

6.2 Demografische Ursachen für Ungleichheit

Zur Beurteilung des Einflusses soziodemografischer Faktoren nehmen wir eine Zerlegung des MLD-Koeffizienten nach Shorrocks (1984) vor. Dabei wird das Ungleichheitsmass in die Ungleichheit innerhalb jeder Bevölkerungsgruppe und zwischen den Bevölkerungsgruppen zerlegt. Die Ungleichheit innerhalb der Gruppen ist die gewichtete Summe der Ungleichheit jeder Gruppe, wobei die Gewichte dem Bevölkerungsanteil der Gruppe entsprechen. Veränderungen in der Bevölkerungsstruktur wirken sich hauptsächlich auf die Ungleichheit innerhalb der Gruppen aus, da diese den grössten Teil der Ungleichheit ausmacht.

6.2.1 Ungleichheit nach Altersgruppen

Sowohl die Schweiz als auch Deutschland sind durch eine zunehmende Alterung der Gesellschaft gezeichnet. So ist der Anteil der unter 40-Jährigen in beiden Ländern deutlich gesunken, während dieser bei Personen über 65 Jahre an Bedeutung gewonnen hat. Im Vergleich der beiden Länder weist Deutschland mit über 21% einen knapp vier Prozentpunkte höheren Anteil für die älteste Bevölkerungsgruppe auf.

Betrachten wir die Einkommensungleichheit der verschiedenen Altersgruppen (Tabelle 3), so ist die Ungleichheit in Deutschland bei den 50–64 Jährigen am höchsten und bei den 25–39 Jährigen am geringsten. Die hohe Ungleichheit innerhalb der Gruppe der 50–64-Jährigen in Deutschland erklärt sich daraus, dass bei diesen einerseits Arbeitslosigkeit und vorzeitiger Ruhestand relativ häufig sind, aber andererseits in dieser Kohorte die höchsten Erwerbseinkommen im Lebenslauf erzielt werden. In der Schweiz steigt dagegen die Ungleichheit mit dem Alter und nimmt den höchsten Wert für über 65-Jährige an.²⁰ Für diese wirkt sich primär das Äquivalenzprinzip in der Alterssicherung auf das hohe Niveau an Ungleichheit aus. Über die Zeit – in der Tabelle 3 nicht separat ausgewiesen – ist über alle Altersgruppen hinweg eine leichte Abnahme der Einkommensungleichheit in der

20 Dass die über 65-Jährigen in der Schweiz die höchste Ungleichheit aufweisen, ist im internationalen Vergleich eher ungewöhnlich (OECD 2008).

Tabelle 3 Ungleichheitszerlegung basierend auf dem MLD-Koeffizienten für Altersgruppen, Haushaltstypen und das Bildungsniveau in Deutschland und der Schweiz, 2009

		Altersgruppen							
		unter 25 Jahre	25–39 Jahre	40–49 Jahre	50–64 Jahre	65 Jahre und mehr	Innerhalb der Gruppen	Zwischen den Gruppen	
Deutschland		0,130	0,120	0,142	0,184	0,131	0,141	0,006	
Schweiz		0,101	0,095	0,105	0,134	0,155	0,116	0,005	

		Haushaltstyp								
		1 Person	Paar	Allein-erziehend	Paar, 1 Kind	Paar, 2 Kinder	Paar, 3+ Kinder	Sonstige HH	Innerhalb der Gruppen	Zwischen den Gruppen
Deutschland		0,174	0,161	0,124	0,111	0,102	0,104	0,137	0,137	0,010
Schweiz		0,138	0,110	0,126	0,136	0,077	0,077	0,125	0,107	0,014

		Bildungsniveau				
		gering	mittel	hoch	Innerhalb der Gruppen	Zwischen den Gruppen
Deutschland		0,110	0,104	0,159	0,121	0,026
Schweiz		0,165	0,106	0,128	0,118	0,015

Quelle: SHP und SOEP v26.

Schweiz aber eine zunehmende Ungleichheit in Deutschland zu beobachten. Die Ungleichheit zwischen den Altersgruppen hat hingegen in beiden Ländern nur leicht zugenommen.

Eine weitere Alterung der Gesellschaft dürfte *ceteribus paribus* zu einem Anstieg der Einkommensungleichheit in der Schweiz führen, da zumindest derzeit die Ungleichheit der über 65-Jährigen deutlich über dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung liegt. In Deutschland dagegen weist die älteste Bevölkerungsgruppe eine leicht unterdurchschnittliche Ungleichheit auf, was sich bei einer weiteren Alterung der Gesellschaft dämpfend auswirken könnte.

6.2.2 Ungleichheit nach Haushaltsstruktur

Die Ungleichheit ist sowohl in der Schweiz als auch in Deutschland bei Einpersonenhaushalten am höchsten (Tabelle 3). Deren Bevölkerungsanteil ist aber in Deutschland mit rund einem Fünftel deutlich höher als in der Schweiz mit 12%. Paarhaushalte mit zwei oder mehr Kindern weisen die geringste Ungleichheit aus.²¹

21 Bei Paarhaushalten mit drei und mehr Kindern zeigen sich nennenswerte Unterschiede zwischen den beiden Ländern. In Deutschland beträgt der Bevölkerungsanteil gerade einmal 5%, während dieser in der Schweiz mit 14% fast dreimal so hoch ist.

Deren Bevölkerungsanteil fällt in der Schweiz mit knapp 39% um zehn Prozentpunkte höher aus als in Deutschland. Beide Ergebnisse leisten damit einen Beitrag für eine insgesamt höhere Ungleichheit in Deutschland.

Die demografischen Veränderungen der letzten 10 Jahre haben zudem zu kleineren Haushalten und somit zu einer Zunahme von Einpersonenhaushalten, Paaren ohne Kindern und Alleinerziehenden geführt. Da dies eher die Gruppen mit einer relativ hohen Ungleichheit sind, während die Haushalte mit einer homogeneren Einkommensstruktur (Paare mit zwei oder mehr Kindern) seltener werden, führt auch diese demografische Entwicklung zu einem Anstieg der Ungleichheit (vgl. auch für Deutschland Peichl et al. 2011).

6.2.3 Ungleichheit nach Bildungsniveau

Zuletzt betrachten wir die Einkommensungleichheit verschiedener Bildungsgruppen (Tabelle 3). Sowohl in der Schweiz als auch in Deutschland hat der Anteil der Bevölkerung mit geringem Bildungsniveau abgenommen und der Anteil der Personen mit hoher Bildung zugenommen. In Bezug auf das Bildungsniveau ist der Anteil der Einwohner mit tertiärer Bildung in der Schweiz mit 34% im Vergleich zu 29% in Deutschland grösser, was auf eine bedeutende Expansion der tertiären Bildung sowie einer verstärkten Immigration von hochqualifizierten Arbeitskräften zurückzuführen ist. Der Anteil von Personen mit geringem Bildungsniveau ist ähnlich zwischen den beiden Ländern. Eine wichtige Gemeinsamkeit ist zudem das duale Bildungssystem, in dem die praktische Ausbildung in Betrieben (Berufslehren) eine wichtige Rolle einnimmt.

In der Schweiz weisen Personen mit geringer Bildung die grösste Ungleichheit auf, zudem hat sich entgegen dem allgemeinen Trend deren Ungleichheit seit 2000 vergrössert. Personen mittlerer Bildung weisen dagegen in beiden Ländern die geringste Ungleichheit auf. Deren Bevölkerungsanteil beläuft sich in beiden Ländern auf gut 60%. In Deutschland ist die Ungleichheit unter Personen mit hohem Bildungsniveau am stärksten und hat zudem bei diesen seit 2000 besonders stark zugenommen. Eine Ursache für diesen Befund sind deutlich steigende Bildungsrenditen für tertiäre Bildung in Deutschland, während die Renditen für vergleichbare Personen in der Schweiz nahezu stabil geblieben sind (OECD 2009). Eine weitere Erklärung für die eher durchschnittliche Ungleichheit von Personen mit tertiärer Bildung in der Schweiz kann in der starken Immigration von hochqualifizierten Arbeitskräften gesehen werden, die zu einem Lohndruck innerhalb dieser Bevölkerungsgruppe geführt hat.²² Die Bildungsexpansion trägt damit in beiden Ländern in unterschiedlicher Weise zur Veränderung der Einkommensungleichheit bei.

22 In Deutschland weisen Migranten dagegen eher ein niedriges bis mittleres Bildungsniveau auf.

7 Schlussbemerkungen

In diesem Beitrag haben wir die Einkommensverteilung in Deutschland und der Schweiz von 2000 bis 2009 untersucht und dabei grosse Unterschiede zwischen diesen zwei Ländern festgestellt. Während die Ungleichheit des Markteinkommens in Deutschland stark angestiegen ist, hat diese sich in der Schweiz nur leicht erhöht. Noch stärker sind die Unterschiede beim verfügbaren Haushaltseinkommen. Während die Einkommensverteilung in Deutschland signifikant ungleicher geworden ist, ist diese in der Schweiz sogar leicht rückläufig. In beiden Ländern ist die Ungleichheit bis zur Wirtschaftskrise 2008 angestiegen und seither wieder leicht gesunken bzw. im Falle Deutschlands auf hohem Niveau verblieben. Nach den aktuellsten Zahlen des Jahres 2009 ist damit die Einkommensungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen in der Schweiz geringer als in Deutschland.

Verschiedene Faktoren sind für diese Unterschiede verantwortlich. Erstens und hauptsächlich sind die Markteinkommen Deutschland viel ungleicher verteilt als in der Schweiz, was u. a. auf eine weiterhin höhere Arbeitslosigkeit in Deutschland zurückzuführen ist. Zweitens ist zwar die staatliche Umverteilung in Deutschland stärker als in der Schweiz, aber seit 2000 hat diese an Bedeutung eingebüßt, da vor allem durch verschiedene Steuerreformen die direkten Steuern die hohe Ungleichheit der Markteinkommen weniger dämpfen. In der Schweiz hat hingegen die staatliche Umverteilung insgesamt leicht zugenommen, bedingt vor allem durch die wachsende Bedeutung der Pensionskassen.²³ Drittens führen auch demografische Faktoren zu einer stärkeren Ungleichheit in Deutschland. Der grössere Anteil an älteren Einwohnern, Einpersonenhaushalten, und Paaren ohne Kinder²⁴ führt zu einer grösseren Ungleichheit, da diese Bevölkerungsgruppen relativ ungleicher sind.²⁵ Die Tendenz zu einer älteren Bevölkerung hat in Deutschland die Ungleichheit weiter erhöht. Der sinkende Anteil von Personen mit geringer Bildung hat in der Schweiz eine egalisierende Wirkung, während die Bildungsexpansion und die steigenden Bildungsrenditen zumindest in Deutschland zu einer stärkeren Ungleichheit führen. Die geringe Ungleichheit bei Personen mit tertiärer Bildung in der Schweiz dürfte vor allem mit der aktuell starken Immigration gut qualifizierter Arbeitskräfte in der Schweiz zusammenhängen, wobei hier aber weitere Auswertungen mit anderen Datenquellen zur Überprüfung dieser Vermutung nötig wären. Eine weitere mögliche Erklärung für die Unterschiede zwischen Deutschland und der Schweiz könnte die unterschiedliche Klassenstruktur darstellen, die aber ebenfalls weiterführende

23 Hierbei ist zu beachten, dass die betriebliche Altersversorgung im eigentlichen Sinne nicht zu den staatlichen Umverteilungsaktivitäten gezählt werden kann, da diese als aufgeschobenen Gehaltsbestandteil interpretiert werden können.

24 In diesem Zusammenhang ist nochmals auf zunehmende Homogamie hinzuweisen, die einen eigenständigen Beitrag zur Zunahme der Einkommensungleichheit leistet.

25 Insbesondere bei Einpersonenhaushalten, aber auch bei Alleinerziehenden, fehlt der haushaltsinterne Umverteilungsprozess, um Größenvorteile durch gemeinsames Wirtschaften wie bei klassischen Familienhaushalten zu erzielen.

Untersuchungen benötigen würde. Die empirischen Auswertungen in der Schweiz widersprechen dem oft in der öffentlichen Meinung vertretenen Eindruck, dass die Schere zwischen Arm und Reich in der Schweiz weiter auseinandergeht und besonders die Mittelklasse darunter leiden muss. Im Gegensatz zu Deutschland hat sich die Grösse der Einkommensmittelschicht kaum verändert. Diese Befunde widersprechen allerdings nicht den Beobachtungen, dass die Arbeits- und Markteinkommen vor allem bei den höchsten Einkommen gestiegen sind, während die anderen Einkommensklassen kaum vom Wirtschaftswachstum profitieren konnten. Zudem dürfte der Einkommensanstieg vieler Haushalte, die steigenden Mieten, Gebühren und indirekten Steuern nicht kompensieren. Schliesslich gehört die Schweiz bei der Verteilung von Vermögen zu den Staaten mit der grössten Ungleichheit. Am Ergebnis, dass die Einkommensverteilung und die Situation der Einkommensmittelschicht in der Schweiz seit 2000 weitgehend stabil geblieben ist, vor allem im Vergleich zu Deutschland, ändern diese Einschränkungen allerdings nichts.

8 Literaturverzeichnis

- Albrecht Don E. und Carol M. Albrecht. 2007. Income inequality: The implications of economic structure and social conditions. *Sociological Spectrum* 27(2): 165–181.
- Antonczyk, Dirk, Thomas DeLeire und Bernd Fitzenberger. 2010. Polarization and rising wage inequality: Comparing the U.S. and Germany. *IZA Discussion paper* 4842. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Atkinson Anthony B. und Andrea Brandolini. 2006. The panel-of-countries approach to explaining income inequality: An interdisciplinary research agenda. S. 400–448 in *Mobility and inequality*, hrsg. von Stephen L. Morgan, David B. Grusky und Gary S. Fields. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Bach, Stefan, Giacomo Corneo und Viktor Steiner. 2009. From bottom to top: The entire income distribution in Germany, 1992–2003. *Review of Income and Wealth*, 2: 303–330.
- Balzani, Enrico und Ramses H. Abul Naga. 2002. La distribution des salaires en Suisse: Quelques observations sur la récession des années 90. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 138: 115–136.
- Biewen, Martin und Andos Juhasz. 2010. Understanding rising income inequality in Germany. *IZA Discussion paper* 5062. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Bradley, David, Evelyne Huber, Stephanie Moller, François Nielsen und John D. Stephens. 2003. Distribution and redistribution in postindustrial democracies. *World Politics* 55(2): 193–228.
- Brandolini Andrea und Timothy M. Smeeding. 2009. Income inequality in richer and OECD countries. S. 71–100 in *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, hrsg. von Salverda Wiemer, Brian Nolan und Timothy M. Smeeding. Oxford: Oxford University Press.
- Buchmann, Marlis und Stefan Sacchi. 1995. Zur Entwicklung der Einkommensungleichheit in der Schweiz seit den siebziger Jahren – Eine Forschungsnotiz. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 21(1): 177–185.
- BFS (Bundesamt für Statistik). 2011. *Statistischer Sozialbericht*. Neuenburg: Bundesamt für Statistik.
- Burgess, Ernest W. und Paul Wallin. 1943. Homogamy in social characteristics. *American Journal of Sociology* 49: 109–124.

- Cornia, Giovanni A. und Sampsa Kiiski. 2001. Trends in income distribution in the post World War II period: Evidence and interpretation. *UNU/WIDER Discussion Papers* 2001/89. UNU/WIDER, Helsinki.
- Daly, Mary und Robert Valletta. 2006. Inequality and poverty in the United States: The effects of rising dispersion of men's earnings and changing family behavior. *Economica*, 73: 75–98.
- Dell, Fabien, Thomas Piketty und Emmanuel Saez. 2007. Income and wealth concentration in Switzerland over the 20th century. S. 472–500 in *Top incomes over the twentieth century*, hrsg. von Anthony B. Atkinson und Thomas Piketty. Oxford: Oxford University Press.
- Der Spiegel. 2010. Ökonomen warnen vor Absturz der Mittelschicht. *Der Spiegel Online*, 15.06.2010, <http://www.spiegel.de/wirtschaft/soziales/0,1518,700687,00.html> (04.11.2011yyyy).
- Ernst, Urs. 1983. *Die Wohlstandsverteilung in der Schweiz. Stand und Entwicklung der personellen Einkommensverteilung*. Diessenhofen: Rüegger.
- Esping-Andersen, Gøsta. 2007. Sociological explanations of changing income distributions. *American Behavioral Science* 50: 639–658.
- Expert Group on Household income Statistics (Canberra Group). 2001. *Final report and recommendations*. Ottawa.
- Franz, Wolfgang und Viktor Steiner. 2000. Wages in the East German transition process: Facts and explanations. *German Economic Review* 1(3): 241–269.
- Fräsdorf, Anna, Markus M. Grabka und Johannes Schwarze. 2011. The impact of household capital income on income inequality: A factor decomposition analysis for Great Britain, Germany and the USA. *Journal of Economic Inequality* 9: 35–56.
- Frick, Joachim R. und Markus M. Grabka. 2003. Imputed rent and income inequality: A decomposition analysis for the UK, West Germany and the USA. *Review of Income and Wealth* 49(4): 513–537.
- Frick, Joachim R. und Markus M. Grabka. 2010a. Old-age pension entitlements mitigate inequality – but concentration of wealth remains high. *DIW Berlin Weekly Report* 8/2010: 55–64.
- Frick, Joachim R. und Markus M. Grabka. 2010b. Item non-response and imputation of annual labor income in panel surveys from a cross-national perspective. S. 355–374 in *Survey methods in multicultural, multinational, and multiregional contexts*, hrsg. von Janet A. Harkness, Brad Edwards, Michael Braun, Timothy P. Johnson, Lars E. Lyberg, Peter Ph. Mohler, Beth-Ellen Pennell und Tom Smith. Hoboken: Wiley & Sons.
- Frick, Joachim R., Stephen P. Jenkins, Dean R. Lillard, Oliver Lipps und Mark Wooden. 2007. The Cross-National Equivalent File (CNEF) and its member country household panel studies. *Schmollers Jahrbuch – Journal of applied social science studies* 127(4): 627–654.
- Gernandt, Johannes und Friedhelm Pfeiffer. 2007. Rising wage inequality in Germany. *Journal of Economics and Statistics* 227(4): 358–380.
- Glaeser, Edward L. 2005. Inequality. *HIER Discussion Paper* 2078. Harvard Institute of Economic Research, Cambridge, MA, www.economics.harvard.edu/pub/hier/2005/HIER2078.pdf (04.07.2011).
- Grabka, Markus M. und Joachim R. Frick. 2008. Schrumpfende Mittelschicht – Anzeichen einer dauerhaften Polarisierung der verfügbaren Einkommen? *Wochenbericht des DIW Berlin* 10/2008: 101–108.
- Hauser, Richard und Irene Becker. 2001. *Forschungsprojekt Einkommensverteilung im Querschnitt und im Zeitverlauf 1973–1998*. Bonn: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung.
- Kalmijn, Matthijs. 1991. Status homogamy in the United States. *American Journal of Sociology* 97: 496–523.
- Katz Lawrence F. und Kevin M. Murphy. 1992. Changes in relative wages, 1963–1987: Supply and demand factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107: 35–78.
- Kenworthy, Lane. 2007. Inequality and sociology. *American Behavioral Scientist* 50: 584–602.

- Koeniger, Winfried, Marco Leonardi und Luca Nunziata. 2007. Labour market institutions and wage inequality. *Industrial and Labour Relations Review* 60(3): 340–356.
- Kroh, Martin. 2010. Documentation of sample sizes and panel attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2009). *DIW Data Documentation* 50, http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.359697.de/diw_datadoc_2010-050.pdf (04.07.2011).
- Kuhn, Ursina. 2008. Collection, construction and plausibility checks of income data in the Swiss Household Panel. *SHP Working Paper* 1_08. Swiss Household Panel, FORS, Lausanne, http://aresoas.unil.ch/workingpapers/WP1_08.pdf (04.07.2011).
- Kuhn, Ursina. 2010. Imputed rent in the Swiss Household Panel for the Cross National Equivalent File. *SHP Working Paper* 4_10. Swiss Household Panel, FORS, Lausanne, http://aresoas.unil.ch/workingpapers/WP4_10.pdf (04.07.2011).
- Kuhn, Ursina und Flurina Schmid. 2009. Tax simulation in the SHP. *SHP Working Paper* 4_09. Swiss Household Panel, FORS, Lausanne, www.swisspanel.ch/IMG/pdf/SHP_Working_Paper_4_09.pdf (04.07.2011).
- Küng Gugler, Anne und Susanne Blank. 2000. Inégalité des salaires en Suisse: Pas d'augmentation sensible durant les années 90. *Revue Suisse d'Economie et de Statistique*, 136: 307–317.
- Leu, Robert E., Stefan Burri und Tom Priester. 1997. *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*. Bern: Haupt Verlag.
- Müller, André, Michael Marti, Robert Oleschak und Stephan Osterwald. 2004. *Verteilung des Wohlstands in der Schweiz*. Studie im Auftrag der Eidgenössischen Steuerverwaltung, Bern: Ecoplan.
- Myles, John 2003. Where have all the sociologists gone? Explaining income inequality. *Canadian Journal of Sociology* 28: 553–560.
- Nollmann, Gerd. 2006. Erhöht Globalisierung die Ungleichheit der Einkommen? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58(4): 638–659.
- OECD. 2008. *Growing unequal. Income distribution and poverty in OECD countries*. Paris: OECD.
- OECD. 2009. *Education at a glance. OECD indicators*. Paris: OECD.
- OECD. 2011a. *Growing income inequality in OECD countries: What drives it and how can policy tackle it?* Paris: OECD.
- OECD. 2011b. *Society at a glance. OECD social indicators*. Paris: OECD.
- Peichl, Andreas, Nico Pestel und Hilmar Schneider. 2011. Does size matter? The impact of changes in household structure on income distribution in Germany. *Review of Income and Wealth* (online first).
- Peters, Rudi. 2010. *Répartition des revenus en Suisse: Faits et tendances*. Bern: Eidgenössische Steuerverwaltung.
- Piketty, Thomas und Emmanuel Saez. 2006. The evolution of top incomes: A historical and international perspective. *American Economic Review* (Papers and Proceedings) 96(2): 200–205.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR Wirtschaft). 2006. *Jahresgutachten 2006/07. Wiederstreitende Interessen – ungenutzte Chancen*. Wiesbaden: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.
- Schäfer, Holger und Jörg Schmidt. 2009. Einkommensmobilität in Deutschland – Entwicklung, Strukturen und Determinanten. *IW-Trends – Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung*, Institut der deutschen Wirtschaft Köln 36(2).
- Schwarze, Johannes. 1995. Simulation German income and social security tax payments using SOEP. *Cross-National Studies in Aging Program Project Paper* 19. Syracuse.
- Shorrocks, Anthony F. 1984. Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica* 52(6): 1369–1385.

- Stamm Hanspeter, Markus Lamprecht und Rolf Nef. 2003. *Soziale Ungleichheit in der Schweiz. Strukturen und Wahrnehmungen*. Zürich: Seismo.
- Visser, Jelle und Daniele Cecchi. 2009. Inequality and the labour market: Unions. S. 230–256 in *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, hrsg. von Wiemer Salverda, Brian Nolan und Timohy Smeeding. Oxford: Oxford University Press.
- von Weizsäcker, Robert K. 1996. Does an ageing population increase inequality? *CEPR Discussion Paper* 1322.
- 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*. Lausanne: Swiss Household Panel, FORs.
- Wagner, Gert G., Jan Göbel, Peter Krause, Rainer Pischner und Ingo Sieber. 2008. Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). *ASzA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 2(4): 301–328.
- Wilkinson, Richard G. und Kate E. Pickett. 2009. *The spirit level: Why greater equality makes societies stronger*. New York: Bloomsbury Press.
- Worner, Shane Mathew. 1996. The effects of assortative mating on income inequality: A decompositional analysis. *Centre for Economic Policy Research DISCUSSION PAPER* 538.

Schweizerische Zeitschrift für Soziologie

Vol. 38, Heft 2, Juli 2012

Persistenz sozialer Ungleichheiten

Herausgegeben von Robin Tillmann und Marieke Voorpostel

Inhalt

145 Einführung zum Schwerpunktheft [E] | Robin Tillmann und Marieke Voorpostel

153 Entwicklung der intergenerationalen sozialen Mobilität in der Schweiz:
Eine Kohortenstudie von Männern und Frauen, die zwischen 1912 und 1974
geboren wurden [E] | Julie Falcon

Dieser Artikel beschreibt, wie sich der Einfluss der sozialen Herkunft auf die Lebenschancen von Männern und Frauen in der Schweiz im Laufe des 20. Jahrhunderts entwickelt hat. Dazu wird die intergenerationale soziale Mobilität von acht Kohorten mittels einer einzigartigen Datenbank von zwölf Schweizer Bevölkerungsbefragungen analysiert. Die Resultate zeigen, dass die soziale Mobilität der zwischen 1912 und 1974 geborenen Kohorten konstant geblieben ist. Dies legt nahe, dass sich in der Schweiz – im Unterschied zu anderen industrialisierten Staaten – die auf sozialer Herkunft basierende Ungleichheit beharrlich hält.

Schlüsselwörter: Soziale Mobilität, Soziale Schichtung, Ungleichheit, Wandel, Gender

177 Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz [D] | Ben Jann
und Benita Combet

Die Übertragung sozialer Positionen von Eltern auf Kinder ist ein Kernthema der Sozialstrukturanalyse. Trotz des grossen Interesses am Thema und trotz einer umfangreichen internationalen Literatur gibt es in der Schweiz bislang nur wenig empirische Evidenz zur Entwicklung von Herkunftseffekten. Wir präsentieren eine systematische Analyse des Prozesses der intergenerationalen Statustransmission und seiner Entwicklung über die Zeit, wobei wir auf insgesamt neunzehn Datensätze zurückgreifen und uns zur Quantifizierung der Herkunftseffekte am Konzept der proportionalen Fehlerreduktion (PRE) orientieren. Die Ergebnisse zeigen einen Rückgang der Herkunftseffekte auf die erreichte Bildung von Frauen und Männern bis zu den Geburtsjahrgängen 1950–1960, danach steigen die Effekte wieder an. Bezüglich Klasse finden wir für Frauen ein analoges Entwicklungsmuster, für Männer sind die Effekte stabil geblieben.

Schlüsselwörter: Ungleichheit, soziale Mobilität, intergenerationale Statustransmission, proportionale Fehlerreduktion, PRE

201 Soziale Herkunft, Übergänge in die Sekundarstufe II und Bildungsungleichheit in der Schweiz [E] | Jean-Marc Falter

Auf Grund der frühen Selektion der Schüler dürfte der Übergang zur Sekundarstufe II eine starke Wirkung auf die Bildungsungleichheit in der Schweiz haben. Dieser Befund wird durch vorhandene Brücken zur tertiären Bildung relativiert. Wir verwenden die TREE-Daten, eine Längsschnittstudie, welche die Entwicklung von Personen verfolgt, die an der PISA-Erhebung 2000 teilgenommen haben. Dank dieser Daten verfügen wir über Informationen zu Ausbildungsverlauf (Übergänge), Kompetenzentwicklung und familiärem Umfeld. Wir benutzen ein sequentielles Modell, welches die Bildungsungleichheit zerlegt und nach der Bedeutung der verschiedenen Übergänge gewichtet. Es wird aufgezeigt, dass die Auswirkungen von Übergängen zwischen Bildungsstufen auf die Ungleichheit stark von individuellen Fähigkeiten und dem Geschlecht abhängen.

Schlüsselwörter: Soziale Schichtung, Übergänge, Bildung, Generationenbeziehungen, Bildungsungleichheit

223 Die Kluft öffnet sich. Herkunftseffekte auf die schulischen Leistungen verstärken sich im Verlauf der Primarschule [D] | Domenico Angelone und Erich Ramseier

Die Reproduktion herkunftsspezifischer Ungleichheiten in der Bildungsbeteiligung geschieht vorwiegend aufgrund von Leistungsdisparitäten im frühen Schulverlauf. Deren Entstehung und Entwicklung verdient deshalb besondere Aufmerksamkeit. Anhand einer Längsschnittstichprobe von 1 714 Primarschülerinnen und -schülern untersuchen wir, wie sich die Deutsch- und Mathematikleistungen zwischen Schulkindern mit unterschiedlich hohem Bildungsniveau der Eltern in den letzten drei Primarschuljahren entwickeln. Unsere Ergebnisse zeigen, dass sich herkunftsbedingte Leistungsdisparitäten bis zum Übertritt in die Sekundarstufe I deutlich vergrössern. Dies zeigt sich selbst bei gleichen kognitiven Grundfähigkeiten und gleichem Vorwissen beim Schuleintritt. Somit sind nicht nur die Startchancen beim Schuleintritt sozial ungleich verteilt, sondern auch die schulischen Entwicklungsmöglichkeiten.

Schlüsselwörter: Soziale Herkunft, Bildungsungleichheiten, Reproduktion sozialer Ungleichheiten, schulische Leistung, Längsschnittanalyse

245 Bildungserfolg und Wohlbefinden Jugendlicher in der Schweiz [E] | Irene Kriesi und Marlis Buchmann unter Mitarbeit von Andrea Jaberg

Das individuelle Wohlbefinden ist ein wichtiger Indikator für eine gelungene Entwicklung junger Menschen. Bildungserfolg ist ein wahrscheinlicher, wenn auch noch wenig untersuchter Einflussfaktor für das Wohlbefinden. Der vorliegende Beitrag untersucht deshalb, ob sich verschiedene Aspekte des Bildungserfolges während des Übergangs von der obligatorischen Schule in die Sekundarstufe II auf das Wohlbefinden Jugendlicher in der Spätadoleszenz auswirken. Als Datengrundlage dient der Schweizerische Kinder- und Jugendsurvey COCON. Er enthält eine Geburtskohorte Jugendlicher, die zum Zeitpunkt der Datenerhebungen (2006–2009; N=952) zwischen 15 und 18 Jahre alt waren. Die Ergebnisse von Strukturgleichungs- und multiplen linearen Regressionsmodellen zeigen, dass Bildungserfolg für das Wohlbefinden 18-Jähriger tatsächlich eine Rolle spielt.

Schlüsselwörter: Adoleszenz, Bildung, Bildungserfolg, Soziale Ungleichheit, Wohlbefinden

267 **Gibt es Verlaufsmuster von Armut? Die Deprivationsdynamik im Spannungsfeld von Klassen, Individualisierung und kumulierter Benachteiligung [E] | Jean-Luc Heeb und Elisabeth Gutjahr**

Neuere Forschungsergebnisse zur Armutsdynamik betonen die Verzeitlichung und die Demokratisierung von Armut, die weitgehend individualisierte und schwankende Verläufe hervorbringen sollen. Kritische Stimmen hingegen warnen davor, Schwankungen würden wegen der verwendeten Methodik überschätzt. Um diesen Unzulänglichkeiten zu begegnen, wurde nach Verlaufsmustern anhand von Wachstumsmodellen mit latenten Klassen gesucht. Vier sich deutlich unterscheidende Verlaufsmuster, die mit sozialer Ungleichheit, Lebensereignissen oder -situationen und der Biografie verknüpft sind, treten hervor: ein weit verbreitetes Muster stabiler Nicht-Deprivation und drei Muster zunehmender, abnehmender bzw. stabiler Deprivation. Diese Muster scheinen bei der Aufrechterhaltung und der Übertragung sozialer Ungleichheit eine wichtige Rolle spielen, wobei die Armutsdynamik an die Makrostruktur sozialer Ungleichheit gebunden ist. Die Individualisierungsthese von Armutsverläufen ist deshalb zu hinterfragen.

Schlüsselwörter: Armut, Verläufe, soziale Ungleichheit, Modellierung, Schweiz

291 **Gesundheitliche Ungleichheit im Zeitverlauf: eine Wachstumskurvenanalyse zur selbst wahrgenommenen Gesundheit in der heutigen Schweiz [E] | Sara Della Bella, Mario Lucchini und Jenny Assi**

Obwohl viele Studien eine Persistenz des sozialen Gefälles in der Gesundheit gezeigt haben, sind bisherige Erklärungen in diesem Bereich oft fragwürdig, weil sie in der Regel dieses Gefälle als zeitkonstant angenommen haben und auf Daten und Modellen basieren, die ungeeignet sind für eine korrekte Bewertung dessen, was im Wesentlichen ein Entwicklungsprozess ist. Verschiedene Hypothesen über die Beziehung zwischen Gesundheit und sozioökonomischem Status im Zeitverlauf wurden vorgeschlagen und erfordern eine Überprüfung. Diese Studie verwendet Längsschnittdaten des Schweizer Haushalt-Panels, um individuelle Gesundheitsverläufe über die Zeit zu untersuchen. Unsere Ergebnisse bestätigen lediglich eine Reduktion der Heterogenität der individuellen Gesundheitsverläufe im Einkommensvergleich mit dem Älterwerden der Menschen (zumindest in jüngeren Kohorten), wobei aufgrund von Datenbeschränkungen bei dieser Interpretation eine gewisse Vorsicht geboten ist.

Schlüsselwörter: Selbst wahrgenommene Gesundheit, sozioökonomischer Status, gesundheitliche Ungleichheit, Längsschnittdaten, Wachstumskurven

311 **Entwicklung der Einkommensungleichheit in Deutschland und in der Schweiz seit der Jahrtausendwende [D] | Markus M. Grabka und Ursina Kuhn**

Dieser Beitrag beschreibt und vergleicht die Entwicklung der Einkommensungleichheit in der Schweiz und Deutschland von 2000 bis 2009 mit harmonisierten Daten des SOEP und des SHP. Während die Ungleichheit in Deutschland stark angestiegen ist, hat sie in der Schweiz beim Markteinkommen nur wenig zugenommen und beim verfügbaren Einkommen sogar leicht abgenommen. Die Zerlegung der Ungleichheit nach Altersgruppen, Haushaltstypen und Bildungsniveaus zeigt unterschiedliche Strukturen zwischen den Ländern, welche die Unterschiede teilweise erklären. Schliesslich spielt auch die staatliche Umverteilung eine Rolle, die in Deutschland leicht abgenommen und in der Schweiz leicht zugenommen hat.

Schlüsselwörter: Einkommensungleichheit, Ungleichheitszerlegung, Einkommensmobilität, SOEP, SHP



Terrains des sciences sociales

Frédéric Widmer

La coordination patronale face à la financiarisation

Les nouvelles règles du jeu dans l'industrie suisse des machines

380 pages, SFr. 58.—/Euro 43.—
ISBN 978-2-88351-054-8

Cet ouvrage contribue à la compréhension des capitalismes contemporains en étudiant les transformations de la gouvernance d'entreprise et des relations industrielles en Suisse depuis les années 1990. Il s'agit d'une enquête portant sur l'industrie des machines, de l'électrotechnique et de la métallurgie, secteur qui constitue le noyau historique du capitalisme helvétique et le principal employeur et exportateur du pays. Il s'inscrit dans une démarche interdisciplinaire mêlant sociologie, économie politique et histoire. L'auteur étudie d'abord les formes qu'a prises, après la seconde guerre mondiale, la coordination des élites économiques suisses. Il montre que les stratégies à long terme du management s'appuyaient sur la faible pression des marchés des capitaux, la grande interdépendance entre banques et entreprises et sur un système pacifié, « néocorporatiste », de relations industrielles. Ensuite, en analysant les transformations amenées par la libéralisation et la financiarisation de l'économie suisse, il montre

comment le système traditionnel de gouvernance d'entreprise a été déstabilisé par l'affirmation des fonds d'investissement et l'apparition d'une nouvelle génération de managers qui allaient activer un processus de restructurations orientées vers la création de richesse pour les actionnaires. Entretiens, analyse de réseaux et de documents d'archives à l'appui, la recherche explore alors les logiques d'interactions entre la sphère de la gouvernance d'entreprise et celle des relations industrielles, l'affirmation du capital financier faisant pression sur le partenariat social dans le sens d'une flexibilisation et déréglementation du marché du travail. Tout en mettant la sociologie des élites au service d'une meilleure compréhension des processus de changement institutionnel dans les capitalismes contemporains, cette recherche souligne des logiques de changement différentes dans les sphères sous revue: changement disruptif dans la gouvernance d'entreprise, incrémental dans les relations industrielles.

Revue suisse de sociologie

Vol. 38, cahier 2, Juillet 2012

Inégalités sociales persistantes

Sous la direction de Robin Tillmann et Marieke Voorpostel

Sommaire

145 Introduction au numéro spécial [E] | Robin Tillmann et Marieke Voorpostel

153 Evolution de la mobilité sociale intergénérationnelle en Suisse : Une étude par cohorte sur les hommes et les femmes nés entre 1912 et 1974 [E] | Julie Falcon

Cet article vise à décrire dans quelle mesure l'influence de l'origine sociale sur les chances dans la vie a changé avec le temps aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Pour capter ce changement, la mobilité sociale intergénérationnelle de huit cohortes de naissance différentes, couvrant quasiment l'ensemble du vingtième siècle, est analysée à partir d'une base de données unique réunissant douze enquêtes représentatives de la population nationale suisse. Les principaux résultats montrent que la mobilité sociale est restée constante pour les cohortes nées en 1912 et celles nées en 1974. Cela suggère que contrairement à d'autres pays industrialisés, l'inégalité fondée sur l'origine sociale est persistante en Suisse.

Mots-clés : Mobilité sociale, stratification, inégalité, changement, genre

177 De l'évolution de la mobilité intergénérationnelle en Suisse [A] | Ben Jann et Benita Combet

La transmission de la position sociale des parents aux enfants est centrale dans l'analyse de la stratification sociale. Malgré le vif intérêt porté à ce sujet et une littérature internationale abondante, il existe peu de recherches empiriques en Suisse sur l'évolution des effets de l'origine sociale. Nous proposons une analyse systématique et diachronique du processus de reproduction sociale. A partir de dix-neuf bases de données, nous avons quantifié les effets de l'origine sociale à l'aide du concept de réduction proportionnelle de l'erreur (RPE). Les résultats indiquent une diminution de l'effet de l'origine sociale sur le niveau de formation des hommes et femmes nés jusque dans les années 1950–1960, puis l'effet augmente à nouveau. Concernant l'effet sur la classe sociale, l'évolution est similaire chez les femmes alors que pour les hommes, l'effet est resté stable.

Mots-clés : Inégalité, mobilité sociale, reproduction sociale, réduction proportionnelle de l'erreur, RPE

201 **Origine sociale, transitions vers la formation secondaire supérieure et inégalités de formation en Suisse [E] | Jean-Marc Falter**

Du fait de la sélection précoce des élèves, les transitions vers la formation secondaire supérieure sont susceptibles d'avoir un fort effet sur les inégalités de formation en Suisse. Ce constat est pondéré par l'existence de passerelles vers la formation tertiaire. Nous utilisons les données de TREE qui est un suivi longitudinal de personnes ayant participé à PISA 2000. Ainsi, nous disposons d'informations sur les transitions scolaires, les compétences des élèves et leur milieu familial. Nous estimons un modèle séquentiel, qui nous permet de décomposer les inégalités scolaires selon l'importance des différentes transitions. Nous montrons que l'impact d'une transition sur les inégalités de formation dépend fortement des capacités des individus ainsi que du genre.

Mots-clés: Stratification sociale, transitions, éducation, liens entre les générations, inégalités de formation

223 **Le fossé se creuse. Les effets de l'origine sociale sur les performances scolaires augmentent au cours de l'école primaire [A] | Domenico Angelone et Erich Ramseier**

La reproduction des inégalités de formation liées à l'origine sociale dépend essentiellement de la disparité des performances dans les premières années de scolarisation. Leur apparition et leur développement méritent donc une attention particulière. Dans un échantillon longitudinal de 1 714 élèves du primaire, nous examinons comment se développent les performances en allemand et en mathématiques durant les trois dernières années du primaire selon le niveau de formation des parents. Les disparités dues à l'origine des élèves augmentent sensiblement jusqu'à l'entrée au secondaire I. Cela se manifeste même si les élèves ont des compétences cognitives et des connaissances similaires lors de l'entrée à l'école. Ainsi, non seulement les chances au moment de l'entrée à l'école sont distribuées inégalement selon l'origine sociale, mais également les possibilités de développement scolaire.

Mots-clés: Origine sociale, inégalités scolaires, reproduction des inégalités sociales, performances scolaires, analyse longitudinale

245 **Succès dans la formation et bien-être des adolescents en Suisse [E] | Irene Kriesi et Marlis Buchmann avec la collaboration de Andrea Jaberg**

Le bien-être individuel est un indicateur important du développement réussi des jeunes. Le succès dans la formation est un facteur d'influence probable, bien que peu étudié, du bien-être individuel. Cet article examine si les différentes dimensions du succès dans la formation lors du passage de l'école obligatoire au niveau secondaire II influencent le bien-être dans la phase de fin d'adolescence. Les données utilisées sont issues de l'enquête suisse sur les enfants et les jeunes COCON, enquête portant sur une cohorte de jeunes qui, au moment de l'enquête, avaient entre 15 et 18 ans (2006–2009; N = 952). Les résultats des modèles d'équations structurelles et des régressions linéaires multivariées montrent que le succès dans la formation joue effectivement un rôle dans le bien-être à l'âge de 18 ans.

Mots-clés: Adolescence, formation, succès dans la formation, inégalités sociales, bien-être

267 **Existe-t-il des trajectoires-types de pauvreté? La dynamique de la privation entre classes, individualisation et cumul de désavantages** [E] | Jean-Luc Heeb et Elisabeth Gutjahr

La recherche récente sur la dynamique de la pauvreté insiste sur les fluctuations temporelles et la démocratisation de la pauvreté, conduisant à des trajectoires largement individualisées et oscillantes. Cependant, des critiques méthodologiques suggèrent que ces fluctuations sont surestimées. Pour y remédier et dégager des trajectoires-types de pauvreté, des modèles de croissance à classes latentes ont été utilisés. Quatre trajectoires-types, étroitement liées aux inégalités sociales, aux événements ou situations de vie et à la biographie, ont été mises à jour: une trajectoire dominante sans privation et trois trajectoires d'augmentation, de diminution et de persistance de la privation. Ces trajectoires véhiculent et reproduisent les inégalités sociales et la dynamique de la pauvreté semble s'inscrire dans la macrostructure des inégalités. Dès lors, l'individualisation des trajectoires de pauvreté doit être questionnée.

Mots-clés: Pauvreté, trajectoires, inégalités sociales, modélisation, Suisse

291 **Inégalités de santé dans le temps: Une analyse de la courbe de croissance de la santé auto-évaluée dans la Suisse contemporaine** [E] | Sara Della Bella, Mario Lucchini et Jenny Assi

Bien que de nombreuses études aient montré la persistance du gradient social dans la santé, les explications antérieures sont souvent discutables car elles affirment habituellement que ce gradient est constant dans le temps et se basent sur des données et modèles inadéquats pour estimer correctement ce qui est essentiellement un processus de développement. Différentes hypothèses sur la corrélation dans le temps entre la santé et le statut socio-économique ont été proposées et sont à tester. Cette étude utilise des données longitudinales du Panel suisse de ménages pour examiner les trajectoires de santé individuelles. Nos résultats confirment uniquement une réduction de l'hétérogénéité de ces trajectoires selon le revenu lorsque les individus vieillissent (au moins dans les cohortes jeunes), même si les limitations des données appellent à la prudence.

Mots-clés: Santé auto-évaluée, statut socio-économique, inégalités de santé, données longitudinales, courbes de croissance

311 **Développement des inégalités de revenu en Allemagne et en Suisse depuis le changement de millénaire** [A] | Markus M. Grabka et Ursina Kuhn

Cette contribution présente et compare l'évolution des inégalités de revenus en Suisse et en Allemagne de 2000 à 2009 sur la base de données harmonisées du SOEP et du PSM. Si les inégalités ont fortement augmenté en Allemagne, elles n'ont que peu augmenté en Suisse concernant les revenus du travail et même légèrement diminué en matière de revenu disponible. La décomposition de l'inégalité selon l'âge, le type de ménage et le niveau d'éducation révèle des structures différentes entre les pays qui expliquent en partie les écarts observés. Finalement, la redistribution par l'Etat joue aussi un rôle: elle a légèrement diminué en Allemagne et légèrement augmenté en Suisse.

Mots-clés: Inégalités de revenu, décomposition de l'inégalité, mobilité de revenu, SOEP, PSM



Eidgenössische Kommission für Drogenfragen (EKDF)
(Hrsg.)

Drogenpolitik als Gesellschaftspolitik

Ein Rückblick auf dreissig Jahre Schweizer
Drogenpolitik

Commission fédérale pour les questions liées aux drogues
(CFLD) (dir.)

La politique drogue en tant que politique de société

Un rétrospectif sur trente ans de politique
suisse en matière de drogues

156 pages/Seiten
SFr. 29.—/Euro 22.—

Über achtzig Prozent der Freiwilligenarbeit wird in der Wohngemeinde oder ihrer unmittelbaren Umgebung geleistet. Grund genug, sich eingehend mit den verschiedensten Fragen zu Freiwilligkeit in der Gemeinde zu befassen. Gegen 30 Referenten im Plenum und in den Workshops der im Oktober 2010 am Gottlieb Duttweiler Institut in Rüschlikon durchgeführten Netzungsveranstaltung «Grenzen-Los» setzten sich aus wissenschaftlicher, politischer und administrativer Sicht mit Fragen zur integrativen Wirkung, des Managements – oder aber auch Non-Managements, der Rolle der lokalen Unternehmen, der Bedeutung von geldwerten Entschädigungen, der Bedeutung des jeweiligen nationalen Staatsverständnisses und dessen Folgen für die Gemeinden und zum Zusammenspiel zwischen Gemeinden und Vereinen auseinander. Der Tagungsband gibt eine breite Übersicht über den Stand der gegenwärtigen Diskussion, von Praxis und von Wissenschaft, vornehmlich für die deutschsprachigen Länder, aber mit Bezügen zur internationalen Debatte.

Quelle politique drogue la Suisse doit-elle suivre? Cette question s'est posée de façon dramatique dans les années 1980, alors que les personnes toxicomanes de la tristement célèbre Platzspitz se transmettaient le VIH/sida. La première réponse – vaine – fut davantage de répression, jusqu'à ce qu'un consensus basé sur une ligne libérale se forme. Avec la politique dite des quatre piliers – prévention, thérapie, réduction des risques et répression –, un modèle jugé efficace fut introduit et que d'autres villes européennes ont adopté par la suite. La Commission fédérale pour les questions liées aux drogues (CFLD) a soutenu, développé et marqué ce modèle de son empreinte. Ce livre offre un rétrospectif de ce processus et du rôle de la CFLD en tant que think tank de notre politique drogue. Divers auteurs, qui l'ont mise au point au sein de cette commission et qui l'ont accompagnée dans son évolution, relatent ces trente années intenses de travail et de remises en question – sociologiques, politiques, éthiques et juridiques – tout en scrutant l'avenir de cette voie propre à la Suisse. Sa politique drogue est ici examinée de façon critique et rétroactive, mais aussi pionnière et prospective.

Reihe
**Sozialer Zusammenhalt und
kultureller Pluralismus**

In dieser Reihe werden im Auftrag des Schweizerischen Forums für Migrations- und Bevölkerungsstudien (SFM), hochstehende Arbeiten, die über angewandte Forschung auch die Grundlagendiskussion vorantreiben, publiziert. Dank ihrer mehrsprachigen Ausrichtung und dank ihrer interdisziplinären Sensibilität dient die Reihe auch als Brückenkopf zwischen verschiedenen Forschungstraditionen und Disziplinen.

Hans-Rudolf Wicker
Migration, Differenz, Recht und Schmerz
Sozialanthropologische Essays zu einer
sich verflüchtigenden Moderne, 1990–2010



348 Seiten
SFr. 48.–
Euro 37.–

Die achtzehn in diesem Buch zusammengestellten, zwischen 1990 und 2010 entstandenen Essays, führen gesellschaftliche Entwicklungen, welche gegenwärtig in der Schweiz und in weiteren europäischen Ländern, letztlich in der ganzen Welt festzustellen sind, der Analyse zu. Das Ziel ist, gesellschaftlichen Wandel sowie Spannungsfelder innerhalb von modernen, zunehmend differenzierten, fragmentierten und mobilen Welten sichtbar zu machen. Die grossen Themenblöcke sind «Migration und Bürgerrechte», «Einbindung und Ausgrenzung», «Strafjustiz und die Grenzen der Toleranz». Die – im wahren Sinn des Wortes – anthropologischen Essays, die den letzten Teil des Sammelbandes abrunden, setzen beim menschlichen Körper an und handeln vom Schmerz und von der Bedeutung desselben in der Postmoderne, von Folter und den Machtsphären, in welchen diese zum Zuge kommt, sowie von der Entstehung und der gesellschaftlichen Funktion von post-traumatischen Belastungsstörungen.

Judith Hangartner, Ueli Hofstettler,
Anja Sieber Egger, Angelica Wehrli
(Hrsg.)

**Alltag und Ritual: Statusübergänge
und Ritualisierungen in sozialen und
politischen Feldern**



368 Seiten
SFr. 48.–
Euro 37.–

Rituale und Ritualisierungen sind – um mit Arnold van Gennep, Victor Turner sowie neuen Praxis- und Performanzansätzen zu sprechen – deshalb privilegierte Schauplätze sozialanthropologischer Debatten, weil sich in ihnen kulturelle Bedeutungen, Machtbeziehungen, strukturelle Reproduktionen sowie Widerstand und Wandel symbolisch verdichtet zeigen. Die Beiträge in diesem Band analysieren aktuelle Veränderungsprozesse in verschiedenen sozialen und insbesondere politischen Feldern mit einem Fokus auf Rituale und Ritualisierungen. Diese thematische Klammer ermöglicht es, in der vorliegenden Festschrift zu Ehren von Prof. Dr. Hans-Rudolf Wicker dessen vielfältige Arbeitsschwerpunkte in ihrer Breite zu würdigen.

