

**Empirische Studien zu Aspekten des Humankapitals:
Zweiter Bildungsweg – Mitgliedschaften – Pflichtdienste**

Von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der
Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover
zur Erlangung des akademischen Grades

Doktorin der Wirtschaftswissenschaften
- Doctor rerum politicarum -

genehmigte Dissertation

von

Diplom-Ökonomin Margret Koch-Sterrenberg
geboren am 9. August 1963 in Collinghorst/Rhauderfehn

2015

Referent: Prof. Dr. Patrick Puhani

Korreferent: Prof. Dr. Wolfgang Meyer

Tag der Promotion: 4. September 2015

Für Holger, Udo, Beate und Uta

Zusammenfassung

In dieser Dissertation werden zwei Angebote sowie eine Anforderung der Gesellschaft an die Bürger betrachtet: der Zweite Bildungsweg, die Reduzierung des Volljährigkeitsalters von 21 auf 18 Jahren sowie die Wehrpflicht in Deutschland. Ziel der empirischen Untersuchungen ist, langfristige Zusammenhänge zwischen den gesellschaftlichen Rahmenbedingungen und den individuellen Ergebnissen in Arbeitsmarkt und Gesellschaft darzustellen. Mit den Themen verzögerte Bildung, frühe Eigenständigkeit und unterbrochene Karrieren werden drei Aspekte des Humankapitals untersucht. In Bezug auf eine verzögerte Bildung beschreibt die erste Studie die Arbeitsergebnisse nach einer späten Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg über das Alter bei Abschluss. Der Abschluss einer Hochschulreife im Alter von 21 bis 25 Jahren bietet gute Chancen gleiche Arbeitserträge zu erreichen, wie über eine Hochschulreife in der Regelschulzeit. Die zweite Studie analysiert die Effekte einer frühen Eigenständigkeit auf Mitgliedschaften, indem die Reform der Volljährigkeit im Jahr 1975 als natürliches Experiment genutzt wird. Verglichen wird die Mitgliedschaft in Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sport- und sonstigen geselligen Vereinen der Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956 mit der Mitgliedschaft der Jahrgänge 1958 bis 1963, wobei nach dem Schulabschluss differenziert wird. Abiturienten der Jahrgänge ab 1958 sind aufgrund der Volljährigkeitsreform im Mittel deutlich weniger in Gewerkschaften organisiert aber häufiger Mitglied in Kirchen geblieben. Die dritte Studie untersucht die Effekte unterbrochener (Bildungs-)Karrieren, aufgrund einer sechs bis neun monatigen Wehrpflicht für Männer, auf Löhne, Beschäftigung, Partnerschafts-/Heiratsstatus sowie die Zufriedenheit mit diversen Aspekten des Lebens. Nach dem Fall des Eisernen Vorhangs mussten viele Wehrdienstfähige keinen Wehrdienst mehr leisten. Die Studie nutzt diese Situation als natürliches Experiment, wobei die medizinischen Tauglichkeitsgrade für den Wehrdienst sowie die Schulabschlüsse berücksichtigt werden. Nur für Löhne zeigt sich ein statistisch signifikanter Effekt der Wehrpflicht, der negativ ist.

Schlagworte: Humankapital, Zweiter Bildungsweg, Karriereunterbrechung, Mitgliedschaft, sozio-ökonomische Ergebnisse

Abstract

This dissertation investigates two offers and also a stipulation of the society to its citizens: the second educational pathway (*Zweiter Bildungsweg*), the reduction of the majority age from 21 to 18 years, and the mandatory military service in Germany. The empirical investigations aim to show the long-term connections between social conditions and individual outcomes in the labor market and society. Regarding delayed education, early independence and interrupted careers, three aspects of human capital are covered. Referring to delayed education, the first study describes the labor market returns after completing a higher education entrance qualification (*Hochschulreife*) as a qualified worker older than 20 years of age (i.e. second educational pathway) over the age of graduation. Completing their *Hochschulreife* between the ages 21 and 25 years, the graduation opens good opportunities to obtain the same long-term labor market returns as regular high school graduation. The second study analyses the effect of early independence on memberships by using the majority reform in 1975 as a natural experiment. The membership in trade unions, political parties, churches, sports clubs and sociable organizations of the birth cohorts 1951 to 1956 is compared to the membership of the birth cohorts 1958 to 1963, by differentiating school graduations. Due to the majority reform, high school graduates from the birth cohort 1958 are significantly less organized in trade unions but remained more often members of churches. The third study analyses the effects of interrupted (educational) careers, due to mandatory six to nine months of military services for men, on hourly wages, employment, marriage/partnership status and indicators of satisfaction with various aspects of life. After the fall of the Iron Curtain, a large number of conscripts were not drafted any more into the German military. The study exploits this situation as a natural experiment observing the military's medical exam results on the degree of fitness as well as completed secondary schooling track. Only for wages, the study shows a statistically significant negative effect of the mandatory military service.

Key words: Human capital, second educational pathway, career interruption, membership, socio-economic outcomes

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis	viii
Abbildungsverzeichnis	ix
1 Einführung	1
2 Ökonomische Chancen des Zweiten Bildungsweges – Langfristige Arbeitsmarktergebnisse nach später Hochschulreife	4
2.1 Einführung	5
2.2 Hintergrund	6
2.2.1 Zweiter Bildungsweg zur Hochschulreife als Erwachsener	7
2.2.2 Einordnung in die Literatur	12
2.2.3 Theoretische Überlegungen	21
2.3 Daten und Methode	23
2.4 Ergebnisse	33
2.4.1 Heterogene Lohnerträge von Bildungsabschlüssen	33
2.4.2 Löhne, Beschäftigung und Studium nach dem Zweiten Bildungsweg	37
2.5 Schlussfolgerungen	48
Literatur	51
Anhang	57
3 Mitgliedschaften, die Volljährigkeit mit 18 und Bildung – Effekte einer Kohorten-Diskontinuität	64
3.1 Einführung	65
3.2 Hintergründe	66
3.2.1 Die Volljährigkeit mit 18 Jahren	66
3.2.2 Einflusskanäle der Volljährigkeitsreform auf Mitgliedschaften	68
3.2.3 Mitgliedschaften in Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen – Entwicklung und Literatur	71
3.3 Methode und Daten	79
3.3.1 Identifikationsstrategie	79
3.3.2 Daten	81
3.3.3 Analyse der Kontrollvariablen	83

3.4 Ergebnisse	86
3.4.1 Gewerkschaften	87
3.4.2 Parteien	91
3.4.3 Kirchen	93
3.4.4 Sportvereine und sonstige gesellige Vereine	95
3.5 Schlussfolgerungen	100
Literatur	101
Anhang	106

4 Effects of Mandatory Military Service on Wages and Other Socio-Economic Outcomes? (with Patrick Puhani)	111
4.1 Introduction	112
4.2 Mandatory Military Service in Germany	115
4.3 Data	118
4.4 Results	121
4.5 Conclusions	127
References	128
Appendix	130

Tabellenverzeichnis

2.1	Mittelwerte und Beobachtungen – Geburtsjahrgänge 1956-1968	24
2.2	Lohnertrag pro Bildungsjahr	34
2.3	Differenzierung der Bildung und Lohnspezifikationen	35
2.6	Löhne und der Zweite Bildungsweg	38
2.5	Robustheit der Lohnschätzungen	43
2.6	Beschäftigung und der Zweite Bildungsweg	45
2.7	Studium und Zweiter Bildungsweg	46
A.2.1	Absolventen mit Hochschulreife im Ersten und Zweiten Bildungsweg	57
A.2.2	Bildungsjahr-Äquivalente für einzelne metrische Variable	58
A.2.3	Beschreibung der Variablen	58
A.2.4	Zellgrößen und Verteilungen in der Stichprobe mit Stundenlohn	60
A.2.5	Zweiter Bildungsweg neben Erwerbstätigkeit – Löhne, Beschäftigung	61
3.1	Mittelwerte über Kohorten und Bildungsabschlüsse	83
3.2	Mitgliedschaft in Gewerkschaften, Volljährigkeitsreform und Bildung	88
3.3	Mitgliedschaft in Parteien, Volljährigkeitsreform und Bildung	91
3.4	Mitgliedschaft in Kirchen, Volljährigkeitsreform und Bildung	93
3.5	Mitgliedschaft in Sportvereinen, Volljährigkeitsreform und Bildung	96
3.6	Mitgliedschaft in geselligen Vereinen, Volljährigkeitsreform und Bildung	98
A.3.1	Beschreibung der Variablen	106
A.3.2	Beobachtungen nach Altersgruppen und Geburtsjahrgängen	107
A.3.3	Mitgliedschaften, Volljährigkeitsreform und Bildung	108
4.1	Degrees of Fitness	116
4.2	Sample Selection	119
4.3	Weighted Sample Means	120
4.4	Mandatory Military Service and Wages	121
4.5	Mandatory Military Service and Employment	122
4.6	Mandatory Military Service and Having Ever Been Married	123
4.7	Mandatory Military Service and Being Currently Married	124
4.8	Mandatory Military Service and Currently Living in a Partnership	124
4.9	Mandatory Military Service and Satisfaction with Various Aspects of Life .	125
4.10	Mandatory Military Service and Wages – Reform of 1995	126
A.4.1	Mandatory Military Service and Wages	130

Abbildungsverzeichnis

2.1	Wege zur Hochschulreife – Schema.....	9
2.2	Anteile Zweiter Bildungsweg an Hochschulreife 1980 bis 2010.....	10
2.3	Alter studienberechtigter Absolventen an Regelschulen.....	11
2.4	Alter studienberechtigter Absolventen an Regelschulen und ZBW.....	12
2.5	Schulabschlüsse im Alter von 13 bis 40 Jahren	25
2.6	Bildungsabschlüsse der Geburtsjahrgänge 1956-1968.....	26
2.7	Erwerb der Hochschulreife nach dem 20. Lebensjahr.....	27
2.8	Lohnprämien und Alter bei Abschluss der Hochschulreife.....	40
2.9	Arbeitsmarktergebnisse und Alter bei Abschluss der Hochschulreife – Ein stilisierter Überblick (Referenz: Mittlerer Abschluss).....	48
A.2.1	Schulabschluss-Variablen und Wege zur Hochschulreife – Schema	62
A.2.2	Mittelwerte der Stundenlöhne über Bildungsvariablen	63
3.1	Mitgliedschaften – Einflüsse und Entscheidungen.....	71
3.2	Entwicklung von Mitgliedschaften in den Jahren 1970 bis 2010.....	73
3.3	Schulabschlüsse über Geburtsjahre	85
3.4	Mitgliedschaft Gewerkschaften über Geburtsjahrgänge	89
3.5	Mitgliedschaftseffekte, Volljährigkeitsreform und Bildung über die Zeit.....	90
3.6	Mitgliedschaft in Parteien über Geburtsjahrgänge	92
3.7	Mitgliedschaft in Kirchen über Geburtsjahrgänge	94
3.8	Mitgliedschaft in Sportvereinen über Geburtsjahrgänge.....	97
3.9	Mitgliedschaft in geselligen Vereinen über Geburtsjahrgänge	99
A.3.1	Wahrscheinlichkeit der Volljährigkeit am 18. Geburtstag.....	109
A.3.2	Anteil Frauen nach Bildungsabschluss über Geburtsjahrgänge	110
4.1	Share of Service Participation by Birth Year	115
4.2	Duration of Mandatory Military or Community Service by Calendar Time..	118
A.4.1	Distribution of Age of Beginning of Mandatory Military Service by School Track Type.....	131
A.4.2	Duration of Military Service in Month for Men Serving Fewer than 30 Months	131
A.4.3	Number of Observations by Age	132

1 Einführung

Eine gute Bildung und gemeinsame Werte erleichtern es den Menschen, gesellschaftliche Beziehungen zu gestalten und wirtschaftliche Erfolge zu erzielen. Andererseits können Bürgerpflichten die individuellen Freiräume und sozio-ökonomischen Erfolge beschränken. Aus ökonomischer Sicht ist es wichtig, die Wirkung von Angeboten und Anforderungen der Gesellschaft auf die sozio-ökonomischen Ergebnisse zu erkennen. Persönliches, soziales und wirtschaftliches Wohlergehen ist dabei auch abhängig von den Kompetenzen und sonstigen Eigenschaften der Einzelnen, die zusammen mit dem Wissen und den Qualifikationen das sogenannte Humankapital bilden.

In dieser Dissertation werden zwei Angebote sowie eine Anforderung der Gesellschaft an die Bürger betrachtet: der Zweite Bildungsweg, die Reduzierung des Volljährigkeitsalters von 21 auf 18 Jahren sowie die Wehrpflicht in Deutschland. Ziel der empirischen Analysen ist, langfristige Zusammenhänge zwischen den gesellschaftlichen Rahmenbedingungen und den individuellen Ergebnissen im Arbeitsmarkt und in der Gesellschaft darzustellen. Mit den Themen verzögerte Bildung, frühe Eigenständigkeit und unterbrochene Karrieren werden drei Aspekte des Humankapitals untersucht. In Bezug auf eine verzögerte Bildung beschreibt die erste Studie die Arbeitsergebnisse nach einer späten Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg im Vergleich zur Hochschulreife in der Regelschulzeit. Die zweite Studie analysiert die Effekte einer frühen Eigenständigkeit auf Mitgliedschaften, indem die Volljährigkeitsreform im Jahr 1975 als natürliches Experiment genutzt wird. Betrachtet wird die Mitgliedschaft in Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sport- und sonstigen geselligen Vereinen, wobei nach dem Schulabschluss differenziert wird. Die dritte Studie untersucht die Effekte unterbrochener (Bildungs-)Karrieren, aufgrund einer sechs- bis neunmonatigen Wehrpflicht für Männer, auf Löhne, Beschäftigung, Partnerschafts-/Heiratsstatus sowie die Zufriedenheit mit diversen Aspekten des Lebens. Nach dem Fall des Eisernen Vorhangs mussten viele Wehrdienstfähige keinen Wehrdienst mehr leisten. Die Studie nutzt diese Situation als natürliches Experiment, wobei die medizinischen Tauglichkeitsgrade für den Wehrdienst sowie die Schulabschlüsse berücksichtigt werden.

Kapitel 2 betrachtet die ökonomischen Chancen des Zweiten Bildungsweges. Dazu wird zunächst die Entwicklung der Absolventenzahlen mit Daten des Statistischen Bundesamtes für die Jahre 1970 bis 2010 dargestellt. Die langfristigen Arbeitsmarkterträge nach einer späten Hochschulreife – ab dem 21. Lebensjahr als qualifizierte Erwerbstätige im Zweiten Bildungsweg – werden mit Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS) für Deutschland untersucht. Die Analyse erfolgt anhand einer modifizierten Mincer-Gleichung, in der die schulische und berufliche Bildung sowie das Alter bei Abschluss einer (Fach-)Hochschulreife detailliert modelliert sind. Die Ergebnisse für die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 deuten darauf hin, dass der Abschluss einer Hochschulreife bis zum 25. Lebensjahr gute Chancen bietet, langfristig gleiche Arbeitsmarkterträge zu erreichen, wie über den Ersten Bildungsweg. Bei einem Abschluss nach dem 25. Lebensjahr werden Vorteile bei den Stundenlöhnen – im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss – im Mittel nicht mehr erreicht. Ein positiver Zusammenhang mit der Beschäftigung zeigt sich allenfalls für Männer, die im Alter von 26 bis 30 Jahren die allgemeine Hochschulreife nachgemacht haben. Außerdem nutzen Absolventen des Zweiten Bildungsweges indirekte Arbeitsmarktvorteile durch ein Studium deutlich weniger als Abiturienten des Ersten Bildungsweges, die schon in der Sekundarstufe I das Gymnasium besuchten. Eine vorsichtige Interpretation dieser Ergebnisse in Hinsicht auf die heutige Situation ist angebracht. Trotzdem sind die Ergebnisse wichtig für die Bildungsberatung von Schülern und Auszubildenden, da sowohl die Wege zur Hochschulreife als auch das Alter bei Abschluss für die Ergebnisse im Arbeitsmarkt eine Rolle spielen können.

Kapitel 3 analysiert die Effekte der Volljährigkeitsreform auf die Mitgliedschaft in Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, deren Mitgliedschaften seit den 1980er Jahren rückläufig sind, sowie für Sport- und sonstige gesellige Vereine in Deutschland. Das Alter der Volljährigkeit wurde in Deutschland am 1.1.1975 von 21 auf 18 Jahre reduziert. Das Gesetz schrieb jungen Menschen der nachwachsenden Generationen mehr Rechte und Pflichten zu. Dieser gesellschaftliche Vertrauensvorschuss förderte das Selbstvertrauen junger Menschen und das Vertrauen in die Selbstwirksamkeit (als Elemente des Humankapitals). Analysen der Diskontinuität in der Wahrscheinlichkeit am 18. Geburtstag volljährig zu sein, geben Hinweise darauf, dass die Reform der Volljährigkeit mit beigetragen hat zu einem veränderten Mitgliedschaftsverhalten von Abiturienten. Anhand von Daten der Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften ALLBUS werden die Mitgliedschaften von 24- bis 40-Jährigen der Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956 mit den Mitgliedschaften der Jahrgänge 1958 bis 1963 verglichen, wobei die Jüngeren die „Volljährig-mit-18“-Kohorte (G18) repräsentieren. Aufgrund der Volljährigkeitsreform sind Erwerbspersonen der G18-Kohorte mit

Abitur im Mittel deutlich weniger in Gewerkschaften organisiert (etwa -37 Prozent) und sind später in Parteien eingetreten. Sie sind häufiger Mitglied in Kirchen (etwa +17 Prozent) und anscheinend auch in Sportvereinen geblieben. Für sonstige gesellige Vereine sowie für Realschüler und Hauptschüler finden sich keine statistisch gesicherten Effekte der Reform.

Kapitel 4 untersucht die Effekte der Wehrpflicht auf Löhne und andere sozio-ökonomische Ergebnisse. Die als zufällig angenommene Rekrutierung aus einem Überangebot wehrdienstfähiger Männer wird dafür als natürliches Experiment genutzt. Viele taugliche Wehrpflichtige wurden, insbesondere nach dem Fall des Eisernen Vorhangs, niemals für die deutsche Bundeswehr eingezogen. Für wehrdienstfähige Männer mit und ohne Wehrdienst bieten die Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS) die außergewöhnliche Gelegenheit, die Tauglichkeitsgrade als Ergebnisse der medizinischen Musterung für den Wehrdienst für die Geburtsjahrgänge ab 1970 zu beobachten. Die Tauglichkeitsgrade und Schulabschlüsse werden genutzt, um das natürliche Experiment auszuwerten. Es gibt so gut wie keine statistisch signifikanten Effekte des Wehrdienstes, der zu etwa sechs bis neun monatigen Unterbrechungen der (Bildungs-)Karrieren für junge deutsche Männer führte. Nur für Löhne zeigt sich ein negativer Punktschätzer von -15 Prozent mit einem großen Konfidenzintervall von -30 bis -0,2 Prozent, welches Schätzungen für die USA und die Niederlande einschließt. Als Ergebnisvariablen berücksichtigt werden der Stundenlohn sowie Indikatoren für Beschäftigung, „jemals verheiratet“, „gegenwärtig verheiratet“, gegenwärtige Partnerschaft und Zufriedenheit mit der Arbeit, der finanziellen Situation, der Gesundheit, dem Familienleben, mit Freunden und dem Leben allgemein.

2

Ökonomische Chancen des Zweiten Bildungsweges – Langfristige Arbeitsmarktergebnisse nach später Hochschulreife*

* Ich danke Patrick Puhani, Stephan Thomsen und Maresa Sprietsma für hilfreiche Kommentare. In dieser Studie werden Daten des Nationalen Bildungspanels Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0 (National Educational Panel Study – NEPS Adult Education and Lifelong Learning) genutzt. Von 2008 bis 2013 wurden die NEPS-Daten innerhalb des Rahmenprogramms zur Förderung empirischer Bildungsforschung erhoben, vom Bundesministerium für Bildung und Forschung gefördert und durch die Bundesländer unterstützt. Seit 2014 wird die NEPS-Erhebung vom Leibniz Institut für Bildungsverläufe e.V. (LifBi) durchgeführt.

2.1 Einführung

Die Chancen im Arbeitsmarkt sind stark abhängig von der Chancengleichheit in der Bildung. So ist für eine akademische Ausbildung in der Regel eine Hochschulreife nachzuweisen, und im Arbeitsmarkt dienen die allgemeinen Bildungsabschlüsse sowohl als Nachweis von Wissen als auch als Signal für die Leistungsfähigkeit. Daher ist bildungspolitisch gesehen die Möglichkeit, nach der Regelschulzeit doch noch eine Hochschulreife zu erwerben, ein Weg zur Chancengleichheit. Aber es stellt sich die Frage, lohnen sich die Mühen des Zweiten Bildungsweges auch ökonomisch? Führt ein allgemeinbildender Abschluss für Erwachsene nach einer beruflichen Ausbildung oder Tätigkeit tatsächlich dazu, die Chancen im Arbeitsmarkt im Sinne gleicher Stundenlöhne und Beschäftigung anzugleichen?

Empirische Untersuchungen zeigen, Erwerbstätige mit einer Hochschulreife haben im Vergleich zu Erwerbstätigen mit niedrigeren Schulabschlüssen (Mittlere Reife oder Hauptschulabschluss) eine höhere Wahrscheinlichkeit der Beschäftigung und erzielen im Durchschnitt höhere Löhne. Im Mittel sind damit Personen ohne Hochschulreife ökonomisch schlechter gestellt und erzielen ein geringeres Lebenszeiteinkommen. Theoretisch gesehen könnte der nachträgliche Erwerb einer Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg diese Schlechterstellung ausgleichen, wenn die Dauer des niedrigeren Verdienstes nicht zu lang ist. Anders ausgedrückt, für gleiche ökonomische Chancen von Absolventen des Regelschulsystems mit Hochschulreife und späten Absolventen des Zweiten Bildungsweges mit Hochschulreife müssten sich die Ergebnisse im Arbeitsmarkt angleichen. In dieser Studie untersuche ich daher, ob die mittleren Stundenlöhne nach einer Hochschulreife und die Wahrscheinlichkeit der Erwerbstätigkeit von Absolventen des Ersten respektive des Zweiten Bildungsweges im Vergleich zu einem mittleren Abschluss im Mittel gleich sind.

In dieser Untersuchung werden die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 der Erwachsenen-Etappe des Nationalen Bildungspanels (Blossfeld / Roßbach / v. Maurice 2011) betrachtet, so dass die einbezogenen Personen mindestens 41 Jahre alt sind. Sowohl der Zeitpunkt des Schulabschlusses und der Höherqualifizierung als auch relevante Kontrollvariablen können aus den Episoden der Lebensverläufe monatsgenau generiert werden. Ferner sind Informationen zur Person sowie zu Beschäftigung, Lohn und Arbeitszeit für den Erhebungszeitraum 2009/2010 vorhanden. Die Analyse der langfristigen Arbeitsmarktergebnisse nach einer späten Hochschulreife – ab dem 21. Lebensjahr als qualifizierte Erwerbstätige im Zweiten Bildungsweg – erfolgt anhand einer modifizierten Mincer-Gleichung. Die schulische und berufliche Bildungszeit und Bildungsqualität wird durch 19 Indikatoren

modelliert. Die Wege zur Fachhochschulreife und allgemeinen Hochschulreife werden nach dem Alter bei Abschluss differenziert. Obwohl die Zellgrößen für Abschlüsse nach dem 22. Lebensjahr nicht groß sind, geben die Ergebnisse Hinweise auf die ökonomischen Chancen des Zweiten Bildungsweges. Der Abschluss einer Hochschulreife bis zum 25. Lebensjahr bietet gute Chancen, in der langen Frist gleiche Arbeitsmarktergebnisse zu erreichen, wie über den Ersten Bildungsweg. Bei einem Abschluss nach dem 25. Lebensjahr werden Vorteile bei den Stundenlöhnen – im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss – im Mittel nicht mehr erreicht. Ein positiver Zusammenhang mit der Beschäftigung zeigt sich allenfalls für Männer, die im Alter von 26 bis 30 Jahren die allgemeine Hochschulreife nachgemacht haben. Außerdem nutzen Absolventen des Zweiten Bildungsweges indirekte Arbeitsmarktvorteile durch ein Studium deutlich weniger als Abiturienten des Ersten Bildungsweges, die schon in der Sekundarstufe I das Gymnasium besuchten. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass sich potentielle ZBW-Kandidaten erstens selbst in den Zweiten Bildungsweg selektieren und zweitens nur jene mit ausreichend Motivation und Selbstdisziplin den Abschluss tatsächlich schaffen. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass sowohl die Wege zur Hochschulreife als auch das Alter bei Abschluss einer Hochschulreife für die Ergebnisse im Arbeitsmarkt eine deutliche Rolle spielen. Wenn der Abschluss bis zum 23 (Fachhochschulreife) bzw. 25. Lebensjahr (Abitur) nachgeholt ist, bestehen gute Chancen sich mit den frühen Absolventen des Ersten Bildungsweges auch ökonomisch gleichzustellen. Soweit mir bekannt ist, gibt es bisher keine entsprechende ökonomische Literatur für Deutschland.

Im Weiteren stelle ich zunächst Hintergründe zum Zweiten Bildungsweg und die Entwicklung von 1980 bis 2010 dar (Abschnitt 2.1), gebe einen Überblick über die Literatur zum Zweiten Bildungsweg sowie zu ökonomischen Erträgen der Bildung (2.2) und führe einige theoretische Überlegungen an (2.3). Abschnitt 3 beschreibt die Daten, Methode und Variablen. Nach Darstellung der Ergebnisse für Löhne, Beschäftigung und Studium (Abschnitt 4) zeigt Abschnitt 5 einige Schlussfolgerungen für die (schulische) Bildungsberatung und die Gestaltung von Bildungsangeboten für den Zweiten Bildungsweg auf.

2.2 Hintergrund

Das Schulsystem in Deutschland ist geprägt durch ihre drei Schularten in der Sekundarstufe I. In der Regel werden Schüler nach einer vierjährigen Grundschulbildung mit etwa zehn Jahren verschiedenen Bildungsgängen zugewiesen, an denen der gesamte Lehrplan auf

einen bestimmten Abschluss bezogen ist.¹ Die Hauptschule vermittelt eine grundlegende allgemeine Bildung, die in fünf Jahren vor allem auf eine berufliche Ausbildung vorbereitet. Die Realschule vermittelt eine erweiterte allgemeine Bildung, die in sechs Jahren vor allem auf eine berufliche oder studienqualifizierende Ausbildung vorbereitet. Das Gymnasium vermittelt eine vertiefte allgemeine Bildung über die Sekundarstufe I hinaus. Ein Abschluss an einer gymnasialen Oberstufe (Sekundarstufe II) führt nach drei Jahren zur allgemeinen Hochschulreife und berechtigt zum Studium an einer Universität. Nach zwei Jahren kann hier der schulische Teil der Fachhochschulreife erreicht werden, der zusammen mit einem berufspraktischen Nachweis zum Studium an einer Fachhochschule berechtigt. Außerdem können Schüler mit einem Mittleren Abschluss (Abschluss der Sekundarstufe I in der Jahrgangsstufe 10) über die berufsbildende Fachoberschule der Jahrgangsstufe 12 die Fachhochschulreife und nach Jahrgangsstufe 13 die allgemeine Hochschulreife erreichen (Abbildung 2.1 Erster Bildungsweg). Eine neunjährige Vollzeit-Schulpflicht besteht im Alter von etwa sechs bis 15 Jahren. Darüber hinaus besteht in der Regel eine Teilzeit-Schulpflicht bis zum Abschluss einer beruflichen Ausbildung oder einer Hochschulreife in der Sekundarstufe II mit etwa 18 bis 19 Jahren.

2.2.1 Zweiter Bildungsweg zur Hochschulreife als Erwachsener

Die Möglichkeit nach der Schulzeit eine Hochschulreife nachzuholen, gibt Erwachsenen die Chance, frühe Bildungsentscheidungen im dreigliedrigen Schulsystem auch noch nach einer berufspraktischen Phase zu korrigieren. Die Bildungsexpansion der 1970er Jahre und nachfolgende Reformen schafften auch für motivierte Erwachsene zusätzliche Wege des Hochschulzugangs, so dass der „Zweite Bildungsweg“ seither an Bedeutung gewonnen hat.

In Deutschland gibt es diverse Wege, um eine Berechtigung zum Studium an einer Hochschule zu erhalten. Grundsätzlich wird jedoch zwischen dem Ersten, dem Zweiten und dem Dritten Bildungsweg unterschieden. Dabei zählen Zugänge mit ununterbrochenem Schulbesuch von der Einschulung bis zur Hochschulreife zum Ersten Bildungsweg, während eine Phase berufspraktischer Bildung vor dem Erwerb einer Hochschulreife den Zweiten Bildungsweg kennzeichnet (Knostmann 1983:16). Der Erste Bildungsweg (EBW) in die Hochschule ist der direkte Weg über einen Abschluss in der Sekundarstufe II an einer Regelschule, in der Regel an (Fach-)Gymnasien, aber auch an Gesamtschulen, Freien

¹ Gesamtschulen vereinen mehrere Bildungsgänge. KMK (2013) erläutert das derzeitige Bildungssystem der Bundesrepublik Deutschland. Neben dem Aufbau und der Grundstruktur werden auch die Besonderheiten in einzelnen Bundesländern dargestellt. Die skizzenhafte Darstellung im Text bezieht sich auf die 1970er bis 1990er Jahre.

Waldorfschulen und (äußerst selten) an Förderschulen. Zu den Regelschulen des ersten Bildungsweges zählen aber auch die berufsbildenden Fachoberschulen, an denen der schulische Teil der Fachhochschulreife erworben werden kann, der zusammen mit dem Nachweis einer berufsfachlichen Tätigkeit zur vollen Fachhochschulreife führt. Im Zweiten Bildungsweg (ZBW) kann eine Hochschulreife an Kollegs und Abendgymnasien (dies sind kostenfreie staatliche „Schulen für Erwachsene“), an Berufsoberschulen und -fachschulen oder durch Nichtschüler- und Extraneeprüfungen nachgeholt werden. Nichtschülerprüfungen sind Sonderreifeproofungen für Absolventen berufsbildender Fachschulen (Weiterbildung) und führen zur Fachhochschulreife (Details zum Stand 1980 siehe Pampus 1981; Bezeichnung als „Zweite Bildungsphase“ siehe Henz 1997). Extraneeprüfungen sind schulische Prüfungen nach Selbststudium an Abendschulen, Volkshochschulen, Telekolleg oder Fernschulen privater Träger. Nach einer Berufsausbildung kann an Berufsoberschulen oder Technischen Oberschulen eine fachgebundene (mit zweiter Fremdsprache allgemeine) Hochschulreife erreicht werden. Das grundlegende Element des ZBW ist eine Phase berufspraktischer Bildung vor dem Erwerb der Hochschulreife. Der Weg über die Fachoberschulen setzt auch eine berufspraktische Phase voraus, wird institutionell aber dem Ersten Bildungsweg zugeordnet (Knostmann 1983: 16, 175–178). In dieser Studie werden Absolventen von Fachoberschulen dem ZBW zugeordnet, wenn sie die Hochschulreife nach dem 20. Lebensjahr erworben haben. Hingegen werden Absolventen, die ihre Hochschulreife im Zusammenhang mit einer beruflichen Ausbildung an Berufsfachschulen und Berufskollegs vor dem 21. Lebensjahr erworben haben (Doppelqualifikation oder Zusatzprüfung nach einer schulischen Berufsausbildung) zum Ersten Bildungsweg gerechnet. Abbildung 2.1 zeigt die verschiedenen Wege zur Hochschulreife schematisch. Diese Durchlässigkeit des deutschen Bildungssystems erhöht die Chancen, die ungleiche Beteiligung an der Bildung im Schulsystem aber auch im Zweiten Bildungsweg zu reduzieren (siehe Weishaupt et al. 2012: 210). Im Dritten Bildungsweg erfolgt der Zugang zur Hochschule ohne formale Hochschulreife. Hier führt der Weg über eine sogenannte Begabtenprüfung an der betreffenden Hochschule, ab 1985 über Prüfungen von besonders befähigten Berufstätigen und seit Ende der 1980er Jahre zum Beispiel auch über Meister- und Technikerprüfungen oder ein Probestudium (Schwabe-Ruck 2010; Teichler / Wolter 2004b). Seit der Bologna-Erklärung im Jahr 1999 auf europäischer Ebene gibt es auch in Deutschland Bemühungen, die Durchlässigkeit zwischen beruflicher und akademischer Bildung zu erhöhen und gleichwertige berufliche Qualifikationen in einem Studium anzuerkennen (Fahle / Thiele 2005; Buhr et al. 2008, BMBF 2009). Laut Bildungsbericht (2008) bestreiten in den 1990er

Jahren aber nur etwa 0,5 Prozent der Studienanfänger diesen Weg; sie werden in dieser Studie nicht näher betrachtet.

Abbildung 2.1 Wege zur Hochschulreife – Schema

Schulformen und Abschlüsse nach Bildungsabschnitten								
Abschnitt	Sekundarstufe I			Sekundarstufe II			Nicht-tertiärer Bereich	
Jahrgangsstufe	(5 – 6)	7 – 9	10	11	12	13		
EBW: Erster Bildungsweg zur Hochschulreife								
Hauptschule				FOS 11-12	FHR	13 ABI		
Realschule				FOS12 FHR				
Gymnasium – RS								
Sonst. Sek.I				Gym	FHR	ABI		
Gymnasium				FHR		ABI		
ZBW: Zweiter Bildungsweg zur Hochschulreife								
Alle – (HS +) RS	berufliche Ausbildung /Tätigkeit			Kolleg, Abendgymnasium, ABI (FHR)				
				Berufs-/Technische Oberschule ABI				
				Nichtschülerprüfung FHR				
				Extraneerprüfung ABI (FHR)				

Quelle: eigene Darstellung; Abschlüsse: HS = Hauptschulabschluss; RS = mittlerer Abschluss (Realschule oder vergleichbarer mittlerer Abschluss); FHR = Fachhochschulreife; ABI = allgemeine Hochschulreife, im ZBW auch fachgebundene Hochschulreife;

Schulformen: Sekundarstufe I **Alle** = Hauptschule, Realschule, sonstige Sekundarstufe I; Gymnasium; Sekundarstufe II: **Gym** = Gymnasium, Fachgymnasium, berufliches Gymnasium, sonstige gymnasiale Oberstufe, **FOS** = Fachoberschule; Zweiter Bildungsweg: **Kolleg** = staatliche Vollzeitschule; **Abendgymnasium** = staatliche Teilzeitschule; **Berufs-/Technische Oberschule** = zweijährige Vollzeitschule nach Berufsausbildung, **Nichtschülerprüfung** nach beruflicher Ausbildung (Berufsfachschulen, Berufskollegs) und Weiterbildung (Fachschulen, Fachakademien), **Extraneerprüfung** nach Selbststudium (an privaten Abendschulen, Volkshochschulen, Telekollegs, Fernschulen)

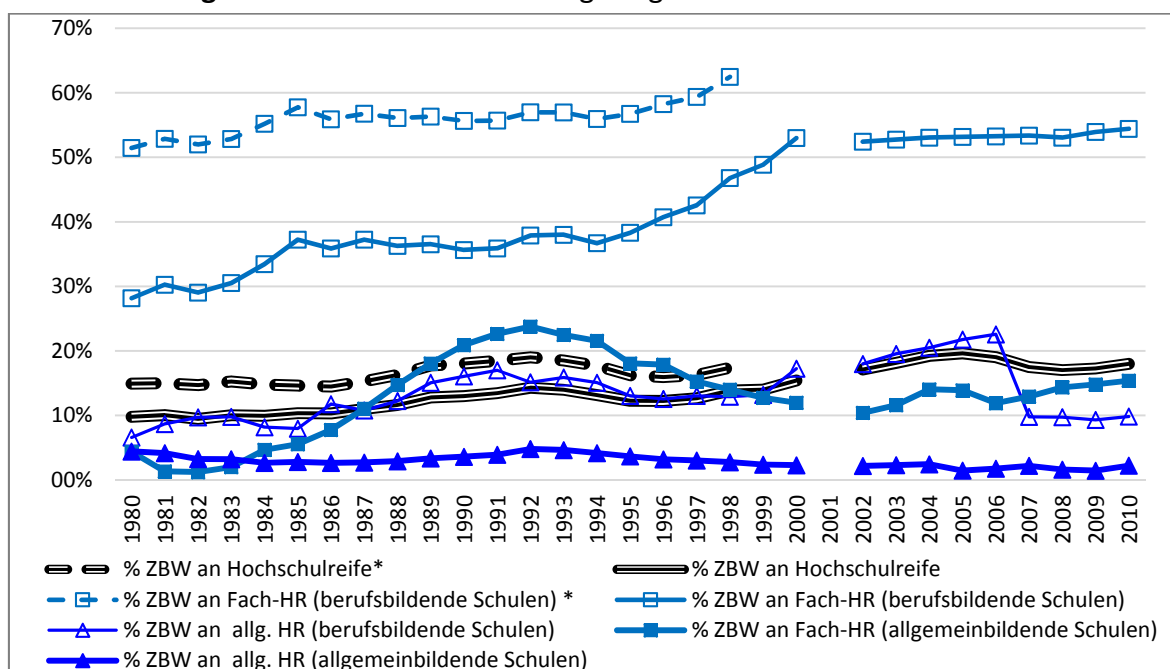
Ein weiteres wesentliches Merkmal des Zweiten Bildungsweges – neben der Unterbrechung der schulischen Bildung – ist, dass sie nicht unter die Schulpflicht fällt, insbesondere wenn die Absolventen älter als 20 Jahre sind und bereits eine berufliche Ausbildung erworben haben. Die Lernenden des Zweiten Bildungsweges entscheiden sich freiwillig für diesen Weg (Selbstselektion statt institutionelle Fremdelektion) und nur jene, die neben den erwarteten kognitiven Fähigkeiten auch nicht-kognitive Fähigkeiten wie ein hohes Durchhaltevermögen, Selbstdisziplin und Fähigkeiten zur Selbstmotivation haben, schaffen tatsächlich den Abschluss.

In den Jahren von 1980 bis 2010 ist die Bedeutung des Zweiten Bildungsweges deutlich gestiegen. Die Anzahl der Absolventen mit Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg hat sich fast vervierfacht und der Anteil der ZBW-Absolventen an allen Absolventen mit Hochschulreife fast verdoppelt. Gab es an allgemeinbildenden und berufsbildenden Schulen des ZBW 1980 im früheren Bundesgebiet insgesamt etwa 21000 Absolventen mit Hochschulreife, so waren es 1990 bereits mehr als 35000 und 2010 für Deutschland (gesamt) mehr als 82000 (Anhang Tabelle A.2.1). Die Bildungsexpansion der 1970er Jahre eröffnete sowohl im Ersten als auch im Zweiten Bildungsweg neue Wege zur Hochschulreife. Dadurch erhöhte sich sowohl die Anzahl der ZBW-Absolventen mit Hochschulreife je

Geburtsjahrgang bis heute kontinuierlich, wobei vor allem im berufsbildenden Bereich mehr Absolventen die Fachhochschulreife erreichten.

Der Anteil des ZBW an den Absolventen mit Hochschulreife betrug 1980 im früheren Bundesgebiet etwa 10 Prozent und stieg bis 1990 auf etwa 13 Prozent. (Unter der realistischen Annahme, dass an Berufsoberschulen ein Drittel der FHR-Abschlüsse im ZBW erfolgten, waren diese Anteile etwa fünf Prozent höher.) Im Jahr 2000 lag der Anteil in Deutschland (gesamt) bei etwa 15 Prozent und läge bei gleicher statistischer Systematik 2010 bei etwa 20 Prozent.² In Abbildung 2.2 werden die Anteile der Absolventen im Zweiten Bildungsweg an der Gesamtzahl der Absolventen mit Hochschulreife aber auch getrennt nach Fachhochschulreife (FHR) und fachgebundener oder allgemeinbildender Hochschulreife (ABI) jeweils für die allgemeinbildenden und berufsbildenden Schulen dargestellt.

Abbildung 2.2 Anteile Zweiter Bildungsweg an Hochschulreife 1980 bis 2010



Quelle: Statistisches Bundesamt (diverse Jahre); eigene Berechnungen; bis 1991 früheres Bundesgebiet; ab 1992 Deutschland gesamt; ab 2007 Reform NRW – Abiturprüfungen der Nichtschüler werden dem allgemeinbildenden Schulwesen zugeordnet

Anmerkungen:

ZBW allgemeinbildende Schulen (allgemeine Fortbildung an Abendgymnasien (-realschulen), Kollegs; Externe)

ZBW berufsbildende Schulen: Berufsfachschulen/Berufskollegs, Fachschulen, Fachakademien, Berufsoberschulen/Technische Oberschulen (fachgebundene und allgemeine Hochschulreife in der Statistik zusammengefasst)

* Jahre 1980 bis 1998 (relevante Jahre für die Untersuchung): Anteile unter der Annahme, dass an Berufsoberschulen ein Drittel der FHR-Abschlüsse ab dem 21. Lebensjahr im ZBW erfolgen.

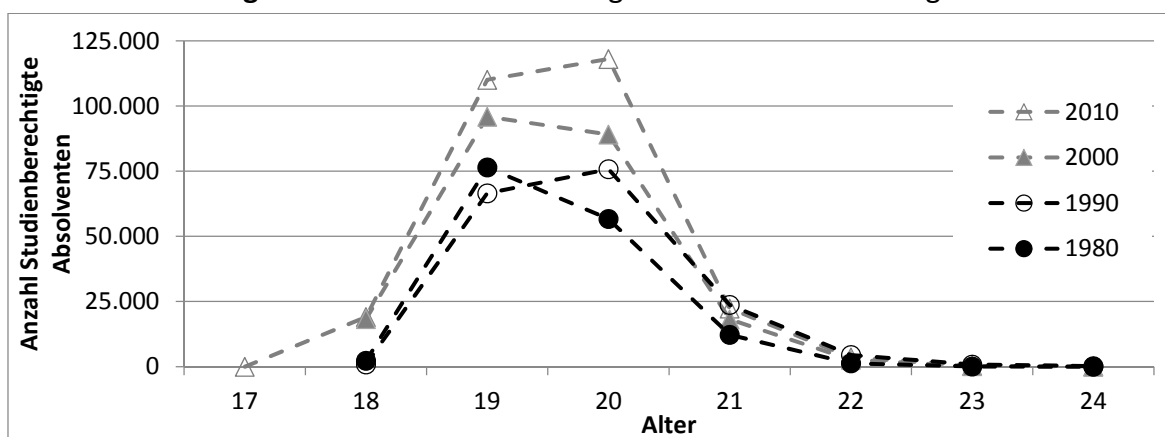
Ab 1986 stiegen die Abschlüsse mit ABI an, nachdem in den Bundesländern Bayern und Baden-Württemberg Berufsoberschulen/Technische Oberschulen zum Erwerb einer

² Seit 2007 werden in Nordrhein-Westfalen die Absolventen der Nichtschülerprüfungen jedoch den allgemeinbildenden Schulen des Ersten Bildungsweges zugerechnet, so dass laut Statistik der Anteil 2010 bei 18 Prozent liegt.

fachgebundenen Hochschulreife eingeführt wurden. In den Jahren bis 1992 gibt es einen deutlichen Anstieg des ZBW-Anteils bei der Fachhochschulreife an den allgemeinbildenden Schulen. Dieser Anstieg ist sowohl den Bildungsreformen der 1970er Jahre geschuldet als auch den geburtenstarken Jahrgängen. Im Rahmen der Bildungsexpansion der 1970er Jahre wurden – parallel zur Oberstufenreform – berufsbildende Fachoberschulen eingeführt. Absolventen mit einem mittleren Bildungsabschluss eröffnete dies die Möglichkeit eine Fachhochschulreife im Ersten Bildungsweg zu erlangen und an den ebenfalls eingeführten Fachhochschulen zu studieren. Diese Möglichkeit stand den Geburtsjahrgängen ab etwa 1956 offen, also allen geburtenstarken Jahrgängen 1957 bis 1967. Diese neue Form der Hochschulreife, die Fachhochschulreife, mit weniger allgemeinbildenden Prüfungsanteilen wurde auch als Abschluss im Zweiten Bildungsweg zur Hochschule eingeführt. Im „Sog“ der Bildungsexpansion wurden die Möglichkeiten des Zweiten Bildungsweges zunehmend wahrgenommen. In den 1990er Jahren führte eine Ausweitung der Möglichkeiten an Schulen der beruflichen Weiterbildung eine Fachhochschulreife zu erreichen, für einen Anstieg des Anteils des Zweiten Bildungsweges auf über 50 Prozent ab dem Jahr 2000. Die zeitlich flexibleren Bildungswege ermöglichen Personen mit einem niedrigen oder mittleren Bildungsabschluss frühe bildungsbiographische Entscheidungen zu korrigieren (Trautwein / Neumann 2008), diese Chance wird zunehmend auch im Zweiten Bildungsweg genutzt.

Für die Analyse der Arbeitsmarktergebnisse nach einer späten Hochschulreife werden in dieser Studie die Wege zur Hochschulreife nach dem Alter bei Abschluss differenziert. Daher ist die Altersverteilung der studienberechtigten Absolventen an Regelschulen und Schulen des Zweiten Bildungsweges interessant. Im Zeitraum von 1980 bis 2010 erlangte der überwiegende Teil studienberechtigten Absolventen an Regelschulen die Hochschulreife bis zum Alter von 22 Jahren (Abbildung 2.3).

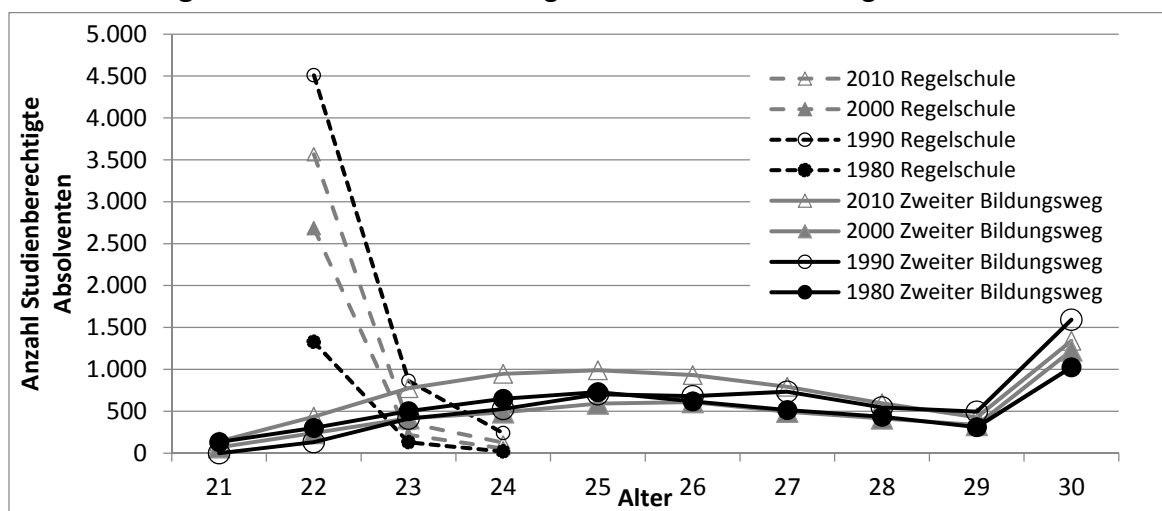
Abbildung 2.3 Alter studienberechtigter Absolventen an Regelschulen



Quelle: Statistisches Bundesamt (diverse Jahre); eigene Berechnungen; 1980 früheres Bundesgebiet; 1990, 2000, 2010 Deutschland gesamt; 2000 ohne Fachhochschulreife

An den Schulen des Zweiten Bildungsweges hingegen steigt er Anteil der Absolventen im Alter von 21 bis 25 Jahren an (Abbildung 2.4), so dass beim Alter von 23 der Zweite Bildungsweg überwiegt. Dies gilt insbesondere für das Jahr 1980, da es 1980, 1990 und 2000 im Zweiten Bildungsweg mehr Absolventen gab, als dargestellt. In der Statistik ist für den Zweiten Bildungsweg die hohe Zahl der Absolventen mit Fachhochschulreife nur für 2010 aufgeführt.

Abbildung 2.4 Alter studienberechtigter Absolventen an Regelschulen und ZBW



Quelle: Statistisches Bundesamt (diverse Jahre); eigene Berechnungen; 1980 früheres Bundesgebiet; 1990, 2000, 2010 Deutschland gesamt; 1980 und 1990 „Zweiter Bildungsweg“ ohne Fachhochschulreife, 2000 ohne Fachhochschulreife; Alter 30 zeigt den Anteil der Absolventen, die mit 30 oder später die Hochschulreife erreichten.

2.2.2 Einordnung in die Literatur

Diese Studie ergänzt die empirische Literatur zum Zweiten Bildungsweg und zu den Erträgen der Bildung in der Form, dass die individuellen Arbeitsergebnisse unterschiedlicher Wege zur Hochschulreife miteinander verglichen werden. Diese vergleichende Analyse ergänzt die Erkenntnisse über heterogene Bildungserträge und gibt – soweit mir bekannt erstmalig für Deutschland – Hinweise auf die ökonomischen Chancen des Zweiten Bildungsweges. Die Literatur zum Zweiten Bildungsweg befasst sich mit den Chancen im deutschen Bildungssystem, mit den individuellen Beweggründen sowie mit dem Studium nach dem Erwerb einer Hochschulreife. Diese Untersuchungen geben wichtige Anhaltspunkte, welche Individuen eine Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg nachholen. Untersuchungen zur zweiten Chance für sogenannte „Schulabbrecher“ geben Hinweise auf die Zeitabhängigkeit nachgeholt Schulabschlüsse und die Bedeutung einer frühen Berufsorientierung. Die Literatur zu den Erträgen der Bildung stützt sich auf die Theorie des Humankapitals und gibt Hinweise auf die individuellen Erträge im Arbeitsmarkt (z. B.

Psacharopoulos / Patrinos 2004; Flossmann / Pohlmeier 2006) aber auch auf sonstige individuelle und soziale Ergebnisse der Bildung (z. B. Lochner 2011; Lange / Topel 2006). Bisherige Untersuchungen für Deutschland differenzieren jedoch nicht nach dem Ersten Bildungsweg und dem kleineren Anteil der Absolventen im Zweiten Bildungsweg.

Untersuchungen zum Zweiten Bildungsweg zur Hochschulreife befassen sich in den 1970er und 1980er Jahren mit der Analyse der Selektionsmechanismen, Sozialstruktur und sozialen Mobilität (Freitag 2012: 30-33), zumal die Bildungsreformen der 1970er Jahre auch die herkunftsspezifische Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung reduzieren und den Anteil der Studierenden je Geburtsjahrgang erhöhen sollte (Teichler / Wolter 2004a). Für die 1960er Jahre findet Wolf (1975) neben der herkunftsspezifischen Selektion in den Zweiten Bildungsweg auch eine ausgeprägte Abbruch-Selektion auf dem Weg zur Hochschulreife. Knostmann (1983) und Jüttemann (1991) identifizieren Gründe für die Wahrnehmung des Zweiten Bildungsweges. Die wichtigsten Gründe sind der Wunsch nach sozialem Aufstieg und Zugang zu gehobenen Berufspositionen, in den 1980er Jahren aber auch Wünsche nach persönlicher Entwicklung und Selbstfindung. Diese Studien zeigen, dass Kinder mit einem besseren sozio-ökonomischen Hintergrund einerseits eher dazu neigen eine Hochschulreife nachzuholen und andererseits diesen Weg nicht so oft abbrechen und damit häufiger erfolgreich abschließen. Diese Ergebnisse werden durch die Untersuchung von Hillmert / Jacob (2005) zur Zweiten Chance im Schulsystem und der Ungleichheit der Bildung im Lebensverlauf bestätigt. Sie finden für die Geburtskohorten 1964 und 1971 Hinweise, dass die Ungleichheit der Schulabschlüsse in Abhängigkeit der elterlichen Bildung noch bis zum Alter von etwa 20 bis 22 Jahren zunimmt. Schuetze / Slowey (2002) zeigen, dass für Erwachsene, die nicht den direkten Weg von der Schule zur Hochschule gehen, auch die finanzielle Unterstützung ein wichtiger Faktor auf dem Weg zu einem Studium ist. Die „Schüler“ des Zweiten Bildungsweges selektieren sich somit selbst sowohl durch einen freiwilligen Eintritt in eine erneute „Schulphase“ als auch durch Abbrechen dieser schulischen Bildungsphase, so dass nur jene mit einer ausreichenden Motivation und Selbstdisziplin den Abschluss tatsächlich schaffen. Henz (1997) gibt einen Überblick über die quantitative Entwicklung nachgeholter Schulabschlüsse der Geburtskohorten 1939 bis 1961 und untersucht, welche Faktoren einen Bildungsabschluss im ZBW wahrscheinlicher machen. Sie findet Hinweise, dass neben der sozialen Herkunft auch die Schulform im Ersten Bildungsweg relevant ist. Personen, die das Gymnasium mit einem mittleren Schulabschluss verlassen, weisen in der Untersuchung die höchste Wahrscheinlichkeit auf, eine Hochschulreife nachzuholen. Dies legt nahe, die Arbeitsergebnisse auch differenziert nach der Schulform in der Sekundarstufe I zu analysieren.

Seit etwa dem Jahr 2000 rücken Schulabbrecher oder -verweigerer, die einen ersten Bildungsabschluss (Hauptschul- oder Mittlerer Abschluss) als Erwachsene nachholen stärker in den Vordergrund, wenn vom Zweiten Bildungsweg die Rede ist. (Harney / Koch / Hochstätter 2007; Hochstätter 2009). Die Eröffnung einer zweiten Chance ist auch ein Ziel der gegenwärtigen Qualifizierungsinitiative für Deutschland (BMBF 2009, KMK/GWK 2013), um eine soziale Ausgrenzung für Personen ohne Bildungsabschluss zu vermeiden. Die Zielgruppe der Schulabgänger ohne Abschluss wird in dieser Studie nicht betrachtet, zumal die primäre Funktion des Zweiten Bildungsweges für die betrachteten Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 der Zugang zum Hochschulstudium durch eine Hochschulreife war (Harney / Koch / Hochstätter 2007). Diese Absolventen des Zweiten Bildungsweges zur Hochschulreife sind keine Schulabbrecher mit einer geringeren Chance auf Beschäftigung sondern haben in der Regel schon einen berufsbildenden Sekundarabschluss II oder einen Hauptschul- bzw. Mittleren Abschluss mit mindestens fünf Jahre Berufserfahrung. Einige Erkenntnisse zu den Auswirkungen unterbrochener Bildungswege bei einer zweiten Chance auf Bildung (*second chance education*) für Schulabbrecher sind aber auch in Hinsicht auf den Zweiten Bildungsweg zur Hochschulreife in Deutschland von Interesse.

2nd Chance (2012) zeigt einen internationalen Überblick über die Ansätze der „*second chance education*“, die auf eine bessere Integration in den Arbeitsmarkt zielt. Polidano / Tabasso / Tseng (2013) untersuchen für Personen, die das Bildungssystem ohne einen Abschluss der Sekundarstufe II³ verlassen, wie sich die Dauer seit Verlassen der Schule auf den Abschluss einer beruflichen Bildung auswirkt. Sie finden für Australien, dass mit dem zeitlichen Abstand von der Schulzeit die Wahrscheinlichkeit sinkt, dass „*early school leavers*“⁴ erneut eine Phase des Lernens aufnehmen. Diese zeitliche Abhängigkeit (*duration dependence*) zeigt sich in Deutschland auch bei der Wahrscheinlichkeit eine Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg nachzuholen (Abbildung 2.4). Als weiteren wichtigen Faktor, die zweite Chance zu einem Bildungsabschlusses als Erwachsene zu nutzen (*second chance education*), finden Polidano / Tabasso / Tseng (2013) die Beschäftigung in einer Tätigkeit, die sich die Personen als dauerhaften Beruf wünschen. Die Autoren schließen daraus, dass eine frühe Unterstützung bei der Karriereplanung in der Sekundarstufe I wichtige Anreize und berufliche Voraussetzungen dafür schafft, die Bildungskarriere nicht zu lange zu unterbrechen. Ross / Gray (2005) identifizieren Faktoren, die eine Wiederaufnahme des Lernprozesses in Australien begünstigen. Sie finden, dass transparente Wege und ein leichter

³ Äquivalent zum International Standard Classification of Education (ISCED 1997) 3A

⁴ Polidano / Tabasso / Tseng (2013) verwenden für diese Schulabgänger den Begriff „*early school leavers*“. Ross / Gray (2005) verwenden für Personen, die die Schule vor Ende der 12. Klasse ohne Sekundarabschluss II verlassen, den Begriff „*non-completers*“.

Zugang zu den anvisierten Abschlüssen neben individualisierten Lernprogrammen, erwachsen-geeigneten Lernmethoden und der Qualität der Lehrkräfte wichtig sind. Eine frühe Unterstützung der individuellen beruflichen Orientierung wird auch in Europa (EU-KOM 2004: 28) und Deutschland (Bundesagentur für Arbeit und Konferenz der Kulturminister 2004; BIBB 2006; Deeken und Butz 2010) angestrebt, um allen Personengruppen ihren Potentialen angemessene Bildungserfolge zu ermöglichen. Im Rahmen einer frühzeitigen, altersadäquaten und schulformspezifischen Berufsorientierung (BIBB 2006) erscheint es sinnvoll, auch die Möglichkeiten weiterführender Bildungswege in Hinsicht auf den beruflichen Werdegang transparent zu vermitteln (Famulla / Schreier 2014). Diese Erkenntnisse zur zeitlichen Abhängigkeit und zum Nutzen einer frühen beruflichen Orientierung in der „*second chance education*“ sind auch für den Zweiten Bildungsweg zur Hochschulreife in Deutschland interessant, sofern die Ergebnisse im Arbeitsmarkt von der Dauer seit Verlassen der Schule abhängen. Wenn ein möglichst schnelles Nachholen einer Hochschulreife ökonomische Vorteile bringt, dann könnte eine frühe Karriereberatung in allen Schulformen der Sekundarstufe I, die auch auf die Chancen des Zweiten Bildungsweges hinweist, nicht nur die Frequenz der Nutzung des ZBW (für alle Schulabschlüsse) erhöhen, sondern auch die Arbeitsmarktergebnisse zwischen dem Ersten und Zweiten Bildungsweg angleichen.

Die Qualität und Akzeptanz nachgeholtter Bildungsabschlüsse ist bei einer Karriereberatung aber immer auch zu berücksichtigen. Cameron / Heckman (1993) sowie Heckman / LaFontaine (2006) belegen für den US-amerikanischen Arbeitsmarkt, dass ein regulärer High School Abschluss und ein als High-School-äquivalent klassifizierter Abschluss für Schulabbrecher, der durch eine achtstündige Fachprüfung im Rahmen des GED-Programms (General Education Development) erlangt wird, im Mittel nicht zu gleichen Ergebnissen im Arbeitsmarkt führen. Der GED-Abschluss eröffnet zwar Chancen auf eine höhere Bildung und Trainingsmaßnahmen, GED-Absolventen nehmen diese Chancen aber weniger wahr als High School Absolventen und sie erzielen geringere Arbeitsmarkterträge. Cameron / Heckman (1993) zeigen, dass GED-Absolventen sich in Bezug auf die Partizipation im Arbeitsmarkt nicht signifikant von den Schulabbrechern ohne Abschluss unterscheiden. GED-Absolventen haben weniger Jahre Erfahrung im Arbeitsmarkt und arbeiten weniger Stunden als reguläre High School Absolventen. Die Unterschiede in den Stundenlöhnen zwischen Schulabbrechern, Schulabbrechern mit einem GED-Abschluss und High School Absolventen erklären sich im US-Arbeitsmarkt hauptsächlich durch die Anzahl der Bildungsjahre. Heckman et al. (2010) stellen fest, dass der GED-Abschluss nur in Hinsicht auf die kognitiv geprüften Schulleistungen ein Äquivalent zum High School Abschluss

darstellt. Im Vergleich zu High School Absolventen zeigten GED-Absolventen jedoch Defizite in nicht-kognitiven Fähigkeiten und Eigenschaften wie Ausdauer, Motivation und Verlässlichkeit. Diese Defizite sind bei Absolventen des Zweiten Bildungsweges in Deutschland eher nicht zu erwarten, da die Hochschulreife in der Regel im Rahmen einer zwei- bis dreijährigen Aus- oder Weiterbildung erworben wird. Anders als beim GED bereiten sich die ZBW-Absolventen nicht nur auf die Prüfung vor, sondern absolvieren (fast immer) auch Bildungsjahre. Im Zweiten Bildungsweg zeigen sich eher Unterschiede in der Ausdauer und im Bildungszweck zwischen Absolventen mit allgemeiner Hochschulreife und Absolventen mit Fachhochschulreife. Die allgemeinbildende Ausbildung an einem Kolleg (Vollzeit) oder Abendgymnasium (Teilzeit) ist auf den Abschluss der allgemeinen Hochschulreife (Abitur) nach drei Jahren angelegt. Absolventen mit Fachhochschulreife (FHR) haben diese Ausbildung nach zwei Jahren vorzeitig beendet. In der beruflichen Weiterbildung an Fachschulen geht es vorrangig um eine berufliche Qualifikation (meist neben einer beruflichen Tätigkeit). Unter bestimmten Voraussetzungen kann aber auch eine FHR-Prüfung abgelegt werden. Speziell auf den Abschluss der Fachhochschulreife ausgerichtet sind im Zweiten Bildungsweg nur die vollzeit-berufsbildenden Fachoberschulen. Verschiedene Zwecke für den Erwerb einer Hochschulreife, z. B. Abschluss für Karriereaufstieg oder Vermeidung von befürchtetem Arbeitsplatzverlust, können den institutionellen Weg und den Zeitpunkt der Bildung ebenso beeinflussen wie die Ausdauer und Motivation der ZBW-Absolventen, und sich dadurch auf die Bildungserträge auswirken.

Der Zweite Bildungsweg zur Hochschulreife als Erwachsene (beim Abschluss älter als 20 Jahre) bedeutet eine Unterbrechung der Bildungskarriere, außer wenn nach der Schulzeit und Berufsausbildung direkt die ZBW-Ausbildung zur Hochschulreife (und ein Studium) aufgenommen werden. Light (1995) und Monks (1997) zeigen für die USA, dass College-Absolventen, die ihr College-Studium nicht direkt nach dem High School Abschluss aufnehmen oder das College-Studium unterbrechen, deutliche Lohneinbußen hinnehmen müssen im Vergleich zu College-Absolventen mit einer kontinuierlichen Bildungskarriere. Mit steigendem Alter bei Abschluss des College-Studium sinkt der Lohnaufschlag für den College-Abschluss signifikant (Monks 1997). Dementsprechend sind auch im Zweiten Bildungsweg in Deutschland mit steigendem Alter bei Abschluss der Hochschulreife sinkende Lohnaufschläge für den Abschluss zu erwarten.

Das Nachholen einer Hochschulreife bedeutet aber auch eine Unterbrechung der beruflichen Tätigkeit, wenn Erwachsene eine Vollzeitausbildung durchlaufen. Eine solche Unterbrechung könnte, ähnlich wie andere Unterbrechungen der Karriere (z. B. Mincer / Ofek 1982; Kunze 2002; Beblo / Wolf 2002, 2003), zu Lohneinbußen durch veraltete

berufstechnische Kenntnisse oder ein Verlernen von Fähigkeiten führen (Mincer / Polachek 1974). Edin / Gustavsson (2009) finden Hinweise dafür, dass bei einer Unterbrechung der Karriere durch Arbeitslosigkeit die Fähigkeit nachlässt, gedruckte Informationen im Arbeitsalltag zu verstehen und umzusetzen. Ähnlich könnten durch eine zwei- bis dreijährige schulische Bildungsphase berufspraktische Fähigkeiten nachlassen. Fähigkeiten und Kenntnisse können aber aufgefrischt werden (Mincer / Ofek 1982) und sollten bei Fachkräften langfristig nicht zu Einkommensverlusten führen (Kunze 2002), besonders dann nicht, wenn durch die Aufnahme einer anspruchsvolleren Tätigkeit nach der Bildungsphase ohnehin eine Einarbeitungsphase folgt.

Die Studie von Stenberg (2010) ist die einzige mir bekannte Literatur, die den Einfluss allgemeiner Bildung für Erwachsene auf dem Niveau der Sekundarstufe II auf Löhne untersucht. Das schwedische Bildungssystem bietet für Erwachsene flächendeckend allgemeinbildende Kurse auf dem Niveau der Sekundarstufe II. Ein Angebot an (geförderten) Kursen ermöglicht Erwachsenen bei erfolgreichem Abschluss selbst gewählter Kurse Bildungspunkte (Credits) zu erwerben, wobei 500 Punkte einem Schuljahr entsprechen. Für im Jahr 1970 geborene Schweden, die im Alter von 20 Jahren einen zweijährigen beruflichen Abschluss der Sekundarstufe II hatten, schätzt Stenberg (2010) im Alter von 32 Jahren eine Lohnsteigerung von 6,1 (4,5) Prozent für Männer (Frauen) für das Äquivalent eines Bildungsjahres, wenn sie im Alter von 24 bis 26 Jahren an der Erwachsenenbildung teilgenommen hatten. Für die reguläre Schulbildung liegt der Lohnertrag für ein Bildungsjahr hingegen bei etwa 3,5 bis 4,5 Prozent. Da in dieser Studie Jahreslöhne als abhängige Variable verwendet werden, reflektiert die Lohnsteigerung auch Unterschiede in den durchschnittlichen wöchentlichen Arbeitsstunden. Daher kann nicht ausgeschlossen werden, dass die hohen direkten Lohnerträge allgemeiner Bildung im Erwachsenenalter hauptsächlich Erträge der Beschäftigung sind. Stenberg (2010) findet auch Hinweise, dass sich für Erwachsene die Erträge allgemeiner Bildung langfristiger einstellen als bei einer beruflichen Bildung. Allerdings ist das schwedische Bildungssystem nur teilweise vergleichbar mit dem deutschen Bildungssystem, das mit der Dualen-Ausbildung (allgemein- und berufsbildende Ausbildung) im Sekundarbereich II eine Sonderstellung einnimmt und für Erwachsene eine abschlussbezogene statt modular-kumulative allgemeine Bildung vorsieht.

In der ökonomischen Literatur ermitteln viele empirische Untersuchungen die mittlere Ertragsrate eines zusätzlichen Bildungsjahres auf Basis der Mincer-Gleichung (Mincer 1974). Flossmann / Pohlmeier (2006) geben einen Überblick der Kleinste-Quadrate Schätzungen für Deutschland. Für Westdeutschland liegen die durchschnittlichen Erträge je

Bildungsjahr zwischen 6 und 8,5 Prozent.⁵ Lauer / Steiner (2000) ermitteln mit SOEP-Daten der Jahre 1984 bis 1997 mittlere Ertragsraten von etwa 8 Prozent für Männer und etwa 10 Prozent für Frauen. Diese mittlere Ertragsrate berücksichtigt jedoch nicht, dass allgemeinbildende Schulabschlüsse und darauf aufbauende berufsbildende Abschlüsse Fähigkeitsstufen signalisieren, die Arbeitgeber in Hinsicht auf die Beschäftigung und Entlohnung beachten. Lauer / Steiner (2000) analysieren daher für Deutschland auch nicht-lineare Ertragsraten mit Indikatorvariablen für Bildungsabschlüsse, die allgemeine und berufliche Aus- und Weiterbildung beinhalten. Für die Bildungsabschlüsse Lehre, Meister, Abitur, Fachhochschule und Universität berechnen sie mittlere Renditen je Bildungsjahr von etwa 8 bis 11,5 Prozent für Männer und etwa 9,5 bis 13 Prozent für Frauen. Sie finden, dass die Ertragsrate für Abitur (Hochschulreife mit oder ohne zusätzliche Ausbildung) über die Beobachtungsjahre sinkt und für 1994 bis 1997 bei etwa 7 Prozent für Männer und etwa 8,5 Prozent für Frauen liegt.⁶

Grundsätzlich ist bei Schätzungen von Lohnerträgen der Bildung das Problem endogener Bildungsvariablen zu beachten, das durch Messfehler, unbeobachtete Variablen sowie eine wechselseitige Abhängigkeit von Einkommen und Bildung entsteht (für einen Überblick siehe Griliches 1977; Card 1999, 2001). Da individuelle, unbeobachtete Faktoren sowohl die individuellen Bildungsentscheidungen als auch die Bildungserträge beeinflussen, können einfache Kleinste-Quadrate (OLS) Schätzer für Bildungserträge nicht als unverzerrt angenommen werden und sind nicht kausal zu deuten. Harmon / Osterbeek / Walker (2003) diskutieren mögliche Auswirkungen unbeobachteter Fähigkeiten sowie unbeobachteter Präferenzen für Bildung und verfügbarer Finanzen. Sie kommen zu dem Schluss, dass durch das Zusammenwirken mehrerer unbeobachteter Einflüsse die Richtung der Verzerrungen in OLS-Schätzungen für Bildungsrenditen unklar ist. Flossmann / Pohlmeier (2006) stellen in ihrer Studienübersicht für Deutschland jedoch fest, dass die Ansätze zur Schätzung kausaler Effekte von Bildungsinvestitionen ähnliche Ergebnisse liefern wie OLS-Schätzungen. In ihrer Untersuchung erwiesen sich nur die Ergebnisse der klassischen Instrumentvariablen-

⁵ Die aufgeführten Studien verwenden Daten des SOEP (Sozio-ökonomischen Panels) der Jahre 1984 bis 2001 oder Daten des BIBB-IAB-West (Survey on educational and vocational attainment and career des Bundesinstituts für berufliche Bildung und dem Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung) der Jahre 1979 bis 1992. Psacharopoulos / Patrinos (2004) geben eine internationale Übersicht. Daraus ergibt sich für die 1990er Jahre weltweit eine Ertragsrate von 10 Prozent und für die einkommensstarken Staaten der OECD von etwa 11,2 Prozent.

⁶ Cohn / Addison (1998) geben einen Überblick der Methoden zur Ermittlung ökonomischer Renditen des lebenslangen Lernens und deren Ergebnisse für die USA, Deutschland sowie andere OECD-Länder.

Schätzungen als anfällig in Hinsicht auf die verwendeten Instrumente⁷, die Ansätze mit Kontrollfunktionen für die Bildungsentscheidung oder der Annahme vernachlässigbarer Kontrollvariablen zeigten hingegen sehr robuste Ergebnisse. Lauer / Steiner (2000) analysieren auch potentielle Verzerrungen geschätzter Bildungsrenditen aufgrund einer Selektion in die Stichprobe der Beschäftigten. Sie finden, dass sich Schätzungen der Bildungsrenditen ohne und mit einer Korrektur-Variablen für den Einfluss der Partizipationsentscheidung nicht signifikant unterscheiden.

Einige Studien untersuchen weitere Faktoren heterogener Bildungsrenditen in Deutschland. Lauer / Steiner (2000) finden heterogene Bildungsrenditen im Vergleich von Vollzeit- und Teilzeittätigkeiten, sowie dem Privatsektor und dem Öffentlichen Dienst. Dustmann / Puhani / Schönberg (2012) untersuchen für die Geburtsjahrgänge 1961 bis 1975, ob das Alter bei Schulbeginn langfristige Auswirkungen auf den erreichten Schulabschluss und den Erfolg im Arbeitsmarkt hat. Sie finden, dass die (aufgrund der Stichtagsregelung zum 31. Juni jeden Jahres) ältesten Schüler eines Jahrgangs häufiger das Gymnasium besuchen, dass sich dieser Vorteil jedoch kaum auf die langfristigen Erfolge auswirkt, weder auf den höchsten erreichten Schulabschluss noch auf die Löhne und Beschäftigung. Die Durchlässigkeit des Schulsystems bietet also schon im Ersten Bildungsweg eine zweite Chance Bildungsentscheidungen zu revidieren und so alle Chancen für eine höhere Bildung und einen Erfolg im Arbeitsmarkt zu wahren. Schnitzlein (2013, 2014) zeigt, dass sowohl die Löhne als auch die Bildungsjahre bei Brüdern und bei Schwestern stark korrelieren. Dies legt die Annahme nahe, dass ein wesentlicher Einfluss der familialen Herkunft über die Bildung auf die Einkommen der Kinder wirkt. Somit könnte zusätzlich zur sozialen Selektivität im Zweiten Bildungsweg, die in der ZBW-Literatur nachgewiesen ist, die Entlohnung im Arbeitsmarkt durch die Herkunft beeinflusst sein. Den herkunftsbedingten Einfluss der Bildung nimmt Mazumder (2008) auch für die USA an, wo die ökonomische Ungleichheit aufgrund des familialen Hintergrundes ähnlich stark ist, wie in Deutschland. Da Untersuchungen für Schweden, Dänemark, Finnland und Norwegen deutlich geringere Korrelationen zwischen Geschwistern erkennen lassen, ist anzunehmen, dass auch institutionelle Gegebenheiten und Maßnahmen der Politik die ökonomischen Erfolge mitbestimmen (Schnitzlein 2014). Meine Untersuchung ergänzt diese Erkenntnisse zu heterogenen Erträgen der Bildung in Hinsicht auf den Ersten und Zweiten Bildungsweg, den Schulformen

⁷ Harmon, Osterbeek und Walker (2003) diskutieren die Abhängigkeit der Schätzergebnisse von den verwendeten Instrumenten. Korrelieren die Instrumente mit den Löhnen oder ist die Beziehung zwischen dem Instrument und der Bildungsvariable schwach, kann die IV-Schätzung stärker verzerrt sein als eine OLS-Schätzung. Basieren Instrumente auf die Zugehörigkeit zu einer betroffenen Gruppe, hängt das Ergebnis davon ab, welche Subgruppe(n) der Bevölkerung von der Intervention (Treatment) betroffen ist.

in der Sekundarstufe I (Gymnasium oder nicht) sowie dem Alter bei Abschluss der Hochschulreife.

Der Zusammenhang zwischen allgemeinen Bildungsabschlüssen und der Beschäftigung wird in der empirischen Literatur meist nicht direkt, sondern über die darauf aufbauenden beruflichen Qualifikationen betrachtet. Die Berechnungen der Arbeitslosenquoten durch das Institut für Arbeits- und Berufsforschung (IAB) beziehen sich ebenfalls auf berufliche Qualifikationsgruppen. Reinberg / Hummel (2007) weisen für das Jahr 2005 für alle zivilen Erwerbspersonen in Westdeutschland eine Arbeitslosenquote von 3,5 Prozent für Personen mit Abschluss an einer Hochschule, 7,4 Prozent für Personen mit Lehre oder Fachschule und 23,7 Prozent für Personen ohne Berufsabschluss aus. Zu allen drei Qualifikationsniveaus können jedoch sowohl Personen mit mittlerem Abschluss als auch Personen mit Hochschulreife gehören. Dustmann / Puhani / Schönberg (2012) finden für die zweite Chance im Ersten Bildungsweg keine Effekte auf die langfristige Beschäftigung (Geburtsjahrgänge 1961 bis 1975). Steiner (2001) untersucht Faktoren für die Wiederaufnahme einer Beschäftigung bei Arbeitslosigkeit. Die Studie zeigt, dass eine Berufsausbildung die Chancen auf eine erneute Beschäftigung deutlich erhöht, wobei der (statistisch nicht gesicherte) Koeffizient für Männer stärker ist als für Frauen. Eine höhere Arbeitslosigkeit im Zweiten Bildungsweg könnte daher auf eine fehlende berufliche Ausbildung vor Abschluss der Hochschulreife hinweisen, zumal der Zweite Bildungsweg in der Regel eine berufliche Ausbildung voraussetzt. Fitzenberger / Speckesser (2007) finden signifikant positive Effekte von bis zu einjährigen Standard-Maßnahmen der Weiterbildung auf die Wiederbeschäftigung von Arbeitslosen. Bei ZBW-Absolventen, die ihre Fachhochschulreife im Rahmen einer beruflichen Weiterbildung abgelegt haben, könnten daher Einflüsse auf die Beschäftigung sowohl von der Weiterbildung als auch vom Abschluss der Fachhochschulreife wirken. Hinweise darauf, ob der Weg zur Hochschulreife über den Zweiten Bildungsweg einen Einfluss auf die langfristige Beschäftigung hat, wird in dieser Studie untersucht.

Diese Studie ergänzt den aktuellen Stand der Forschung zur Heterogenität der Bildungserträge in Hinsicht auf die Löhne, sowie der Beschäftigung und dem Studium anhand von Daten des Nationalen Bildungspanels für Deutschland. Dabei werden vor allem die Arbeitsergebnisse nach den verschiedenen Wegen zur Hochschulreife sowie aufgrund des Alters beim Abschluss im Zweiten Bildungsweg betrachtet. Zum Vergleich mit Ergebnissen aus anderen Studien und Datensätzen wird auch die Höhe der mittleren Lohnerträge – geschätzt mit einer einzelnen Variablen für Bildungsjahre – ermittelt.

2.2.3 Theoretische Überlegungen

Die Chancen im Arbeitsmarkt sind stark abhängig von der Chancengleichheit in der Bildung. Da die mittlere Lohnhöhe und die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit positiv mit dem höchsten schulischen Abschluss korreliert, trägt die Chance gleiche schulische Abschlüsse zu erreichen, wesentlich zur Angleichung der Chancen im Arbeitsmarkt bei. Die empirische Literatur zeigt aber, dass trotz der Durchlässigkeit des deutschen Bildungssystems eine herkunftsbedingte Selektion in Bezug auf das Erreichen einer Hochschulreife gegeben ist (z. B. Hillmert / Jacob 2005). Eine Chancengleichheit im Arbeitsmarkt wird durch den Zweiten Bildungsweg also nicht erreicht. Die Frage in dieser Studie ist daher, welche ökonomischen Chancen der Zweite Bildungsweg Personen mit gleichwertiger Hochschulreife im Vergleich zum Ersten Bildungsweg bietet. Langfristig gleiche mittlere Löhne und Erwerbswahrscheinlichkeit – trotz einer Unterbrechung der Bildungskarriere durch eine erwerbstätige Phase – würden die Lebenszeiteinkommen von Absolventen des Ersten und Zweiten Bildungsweges zumindest annähern.

Für gleiche Arbeitsmarktergebnisse müssten die ZBW-Absolventen zumindest langfristig die gleiche Produktivität erreichen wie die Absolventen des Ersten Bildungsweges mit gleichwertigem Schulabschluss (unter der Annahme, dass die Produktivität entsprechend entlohnt wird). Um die gleiche Produktivität wie gleichaltrige Arbeitnehmer zu erreichen, müssten ZBW-Absolventen entweder schon vor dem Abschluss der Hochschulreife die gleiche Produktivität gehabt haben, oder ihr Produktivitätsanstieg müsste nach dem Abschluss steiler sein – sie müssten also stärker motiviert und besser befähigt sein, ihre Produktivität zu steigern.

Gegen eine im Mittel gleiche Produktivität – und damit gleiche Arbeitsmarktergebnisse – von Absolventen des Zweiten Bildungsweges wirkt mit zunehmendem Alter bei Abschluss einer Hochschulreife eine kürzere „Praxiszeit“ und weniger formales Training nach Abschluss der Hochschulreife sowie potentiell eine geringere Mobilität aufgrund eines vorher gewählten Berufsfeldes oder persönlicher Verpflichtungen. Außerdem tritt die Signalfunktion eines Bildungsabschlusses (Spence 1973; Weiss 1995) in Hinsicht auf die Produktivität eines Arbeitnehmers mit dem Alter gegenüber der Information aus dem beruflichen Werdegang immer mehr in den Hintergrund (siehe Altonji / Pierret 2001). Niedrigere Löhne und Zeiten ohne (volle) Erwerbstätigkeit vor dem Abschluss einer Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg könnten daher einer Lohnangleichung ebenfalls entgegenwirken. Aufgrund dieser Faktoren ist zu erwarten, dass Löhne auch langfristig negativ mit dem Alter bei Abschluss einer Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg korreliert sind.

Die Selektivität im Zweiten Bildungsweg zur Hochschulreife bedeutet jedoch auch, dass die freiwilligen Erwachsenen, die den Abschluss letztlich schaffen, im Mittel neben den erwarteten kognitiven Fähigkeiten auch nicht-kognitive Fähigkeiten wie ein hohes Durchhaltevermögen, Selbstdisziplin und Fähigkeiten zur Selbstmotivation aufweisen. Das Durchhaltevermögen und die Motivation der ZBW-Absolventen könnte für Arbeitgeber eine positive Signalfunktion in Hinsicht auf deren produktives Potential haben, die die negativen Wirkungen des höheren Alters bei Abschluss der Hochschulreife ausgleichen. Die Auswirkungen des höheren Alters auf die ökonomischen Erfolge sind daher nicht eindeutig.

Unter der Annahme, dass ZBW-Absolventen im Mittel motiviert und konsequent ihre Chancen im Arbeitsmarkt nutzen, können die von den ZBW-Absolventen langfristig erreichten Erträge im Arbeitsmarkt als das Höchste für sie erreichbare Ergebnis angesehen werden. Das bedeutet jedoch nicht, dass bei einer effizienten Selektion aus den potentiellen ZBW-Kandidaten – Hauptschul- oder mittlerer Abschluss im Ersten Bildungsweg – kein besseres Ergebnis zu erreichen wäre, da die Selbstselektion in den Zweiten Bildungsweg nicht nur aufgrund der individuellen produktiven Potentiale, sondern auch aufgrund finanzieller Ressourcen und individueller Präferenzen erfolgt (siehe auch Altonji 1993). Außerdem kann eine hohe individuelle Motivation zum Bildungsaufstieg, ebenso wie im Ersten Bildungsweg, mit geringen lohnwirksamen Fähigkeiten einhergehen, die durch eine hohe Motivation nicht ausgeglichen werden können. Die Ursachen für geringere lohnwirksame Fähigkeiten bei ZBW-Absolventen könnten sowohl eine weniger gute Förderung relevanter Fähigkeiten in nicht gymnasialen Bildungseinrichtungen und/oder dem Zweiten Bildungsweg als auch individuelle Anlagen sein. Somit können niedrigere mittlere Arbeitsmarkterträge der ZBW-Absolventen im Vergleich zu Absolventen des Ersten Bildungsweges mehrere Ursachen haben: weniger gefördertes (produktives) Potential, persönlichkeitsbedingt oder anlagebedingt geringere Potentiale (auch für Gehalts- oder Karriereverhandlungen), andere Präferenzen oder Einschränkungen die Karriere betreffend, geringere Produktivität durch Unterbrechungen der Erwerbstätigkeit oder Karrierebrüche, und anderes. Außerdem könnte auf der Nachfrageseite eine Benachteiligung im Arbeitsmarkt vorliegen, zum Beispiel, weil späte Absolventen bei Beförderungen weniger berücksichtigt werden oder bei Bewerbungen weniger akzeptiert sind (vergleiche Beblo / Wolf (2002) für unterbrochene Berufstätigkeiten und Monks (1997) für späte College-Abschlüsse). Diese angebots- und nachfragebedingten Aspekte führen zu inhomogenen Bildungserträgen. Ob die kumulativen Auswirkungen dieser Aspekte sich bei ZBW-Absolventen systematisch von denen des Ersten Bildungsweges mit Hochschulreife unterscheiden, wird anhand der vorliegenden Daten geschätzt.

Für die empirische Analyse der ökonomischen Chancen des Zweiten Bildungsweges im Vergleich zum Ersten Bildungsweg muss ein Datensatz vor allem drei Eigenschaften aufweisen: erstens sehr detaillierte Angaben zum Bildungsverlauf, zweitens repräsentative Beobachtungen für „späte Bildungsaufsteiger“, drittens verlässliche Angaben zu Löhnen und Beschäftigung. Außerdem muss der Datensatz Informationen enthalten, um wichtige Kontrollvariablen zu generieren. Der verwendete NEPS-Datensatz hat dafür gute Voraussetzungen, auch wenn die Anzahl der beobachteten späten Bildungsaufsteiger nicht groß ist.

2.3 Daten und Methode

Für die Untersuchung der langfristigen Arbeitsmarkterträge nach einer späten Hochschulreife – definiert als Abschluss im Zweiten Bildungsweg ab dem 21. Lebensjahr – werden repräsentative Daten der Erwachsenen-Etappe des Nationalen Bildungspanels (Blossfeld/ Roßbach/ v. Maurice 2011) genutzt. Bei der retrospektiven Erhebung von Lebensverlaufsdaten im NEPS besteht ein besonderes Augenmerk auf Bildungsverläufe, berufliche Ausbildungen und Erwerbsverläufe. Damit stehen für Bildungsanalysen sehr zuverlässige Daten zur Verfügung. Sowohl die Zeitpunkte von Schulabschlüssen und Qualifizierungen als auch wichtige Kontrollvariablen können aus den Episoden der Lebensverläufe monatsgenau generiert werden. Ferner liegen für den Erhebungszeitraum (November 2009 bis August 2010) Informationen zur Person sowie zu Beschäftigung, Lohn und Arbeitszeit als Querschnittsdaten vor. Von den über 11000 Beobachtungen werden für die Untersuchung langfristiger Arbeitsmarkterträge nach einer späten Hochschulreife nur Personen der Geburtsjahrgänge herangezogen, die von den Bildungsreformen Anfang der 1970er Jahre (Einführung der Fachoberschulen, Oberstufenreform) profitieren konnten und die zum Beobachtungszeitpunkt mindestens 41 Jahre alt sind. Von diesen Geburtsjahrgängen 1956 bis 1968 werden nur die in westdeutschen Bundesländern (ohne Berlin) Geborenen berücksichtigt, die ihren höchsten Schulabschluss im deutschen Schulsystem gemacht haben und zum Beobachtungszeitpunkt in den westdeutschen Bundesländern lebten. Diese Exklusionen gewährleisten, dass die institutionellen Rahmenbedingungen der einbezogenen Beobachtungen vergleichbar sind, sowohl hinsichtlich der Bildungschancen als auch hinsichtlich der Arbeitsmarktchancen. Für eine Präzisierung der Schätzungen werden Beobachtungen ausgeschlossen, bei denen der Erwerb einer Hochschulreife erst nach dem 40. Lebensjahr erfolgte. Über die betrachteten 13 Geburtsjahrgänge verbleiben 3564 Beobachtungen für Personen im Alter von 41 bis 54 Jahren, davon sind insgesamt 1550

Beobachtungen mit einer Hochschulreife. 278 Personen haben die allgemeine Hochschulreife (Abitur) oder Fachhochschulreife (FHR) erst nach dem 20. Lebensjahr erreicht. Diese Personen sind in dieser Studie als späte Bildungsaufsteiger definiert. Das sind 17,9 Prozent der Beobachtungen mit Hochschulreife (Tabelle 2.1), unter Berücksichtigung der in den Schätzungen verwendeten Gewichtungen (Rohwer 2011) 19,6 Prozent. Zwei Drittel dieser Absolventen erlangten erst nach dem 23. Lebensjahr eine Hochschulreife, das sind 10,7 Prozent der Beobachtungen.

Tabelle 2.1 Mittelwerte und Beobachtungen – Geburtsjahrgänge 1956-1968

	Be- obach- tungen N	Mittel- wert/ Anteil ¹	Min.	Max.	Männer N=1.698	Frauen N=1.866	HR bis Ende 20 N=1.272	ZBW - HR ab 21 N=278
ZBW (HR ab Alter 21)		17,9%					–	100,0%
ZBW (HR ab Alter 23)		10,7%					–	59,4%
Männer		47,7%					85,6%	14,4%
Frauen		52,3%	0	1			93,5%	6,5%
<i>Ergebnisvariablen</i>								
Stundenlohn (Brutto, Euro)	2.540	19,0	2,4	80,4	22,2	15,9	22,7	22,4
Beschäftigung	3.564	90,2%	0	1	94,8%	85,9%	92,6%	91,7%
<i>Kontrollvariablen</i>								
Alter	3.564	47,2	40	54	47,2	47,3	47,2	47,0
Erfahrung (tatsächliche Jahre)	3.540	22,2	0	41	24,0	20,6	20,5	21,1
Notenschnitt	3.484	2,6	1	5	2,6	2,6	2,5	2,4
Bildungsjahre (äquivalent)	3.564	13,9	9	18	14,3	13,5	16,7	15,9
<i>Allgemeine Schulbildung</i>								
	3.564							
Hauptschulabschluss		22,1%	0	1	25,8%	18,7%	–	–
Mittlerer Abschluss		34,5%	0	1	26,4%	41,8%	–	–
Fachhochschulreife		8,6%	0	1	12,2%	5,4%	13,8%	47,8%
Allgemeine Hochschulreife		34,8%	0	1	35,6%	34,2%	86,2%	52,2%
<i>Berufliche Bildung</i>								
	3.564							
keine Berufsausbildung		3,0%	0	1	1,4%	4,3%	1,3%	0,4%
Duale Berufsausbildung		44,2%	0	1	40,3%	47,7%	17,6%	21,6%
Fachschulbildung		18,4%	0	1	10,7%	25,3%	17,6%	17,3%
Meister/Techniker		8,3%	0	1	15,0%	2,1%	2,5%	16,9%
Hochschulabschluss		26,3%	0	1	32,6%	20,5%	61,0%	43,9%
<i>Absolventen mit Hochschulreife</i>								
Alter bei Abschluss HR	1.550	20,1	15	40	20,5	19,6	19,0	25,1
Berufsausbildung vor HR	1.550	17,5%	0	1	23,6%	10,8%	5,7%	71,6%
HR als Nebentätigkeit	1.550	3,8%	0	1	4,6%	3,0%	0,9%	17,3%

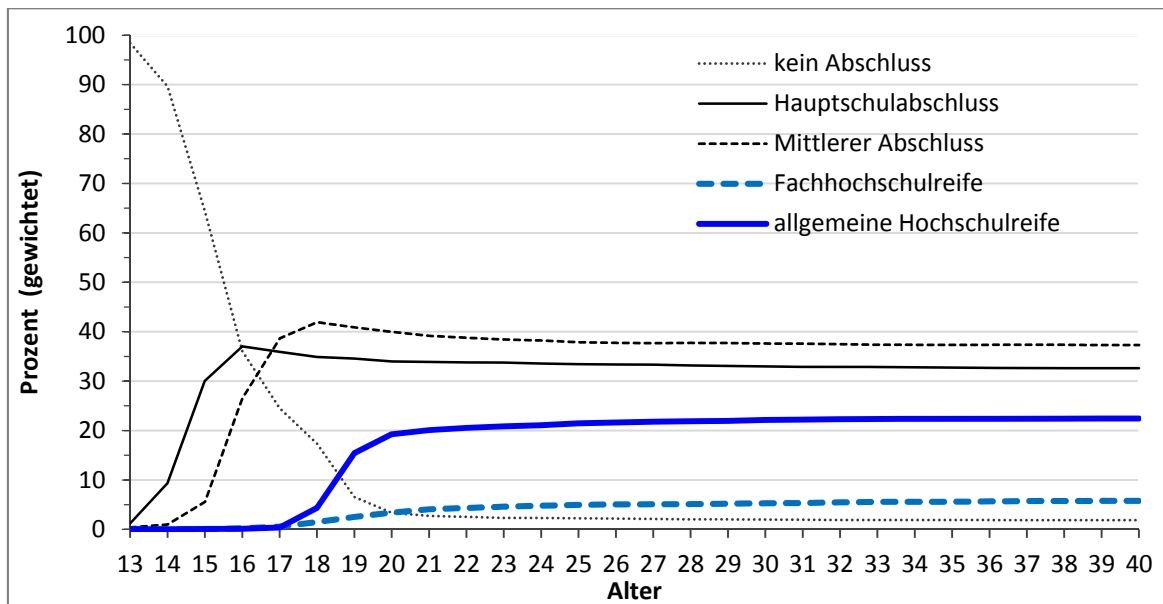
Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: ZBW = Zweiter Bildungsweg; HR = Hochschulreife (Fachhochschulreife oder allgemeine Hochschulreife); HR als Nebentätigkeit = Die Hochschulreife wurde nicht in einer Vollzeitschule sondern neben einer Berufstätigkeit/-ausbildung erworben, Notenschnitt – beim höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss; Beschreibungen der Variablen siehe Anhang Tabelle A.2.2 und Tabelle A.2.3;

¹Anteile an der gesamten Stichprobe (N=3.566 Beobachtungen) respektive an der Untergruppe der Absolventen mit Hochschulreife (N=1.550 Beobachtungen)

In Abbildung 2.5 sind für die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 die gewichteten Anteile der Schulabschlüsse nach Alter bei Abschluss dargestellt. Hauptschulabschlüsse, mittlere Abschlüsse (Realschule) und Abitur (allgemeine Hochschulreife) wurden im Wesentlichen bis zum 16., 17. und 20. Lebensjahr erworben. Der Anteil für Abitur und Fachhochschulreife stieg auch nach dem 20. und 22. Lebensjahr noch an.

Abbildung 2.5 Schulabschlüsse im Alter von 13 bis 40 Jahren



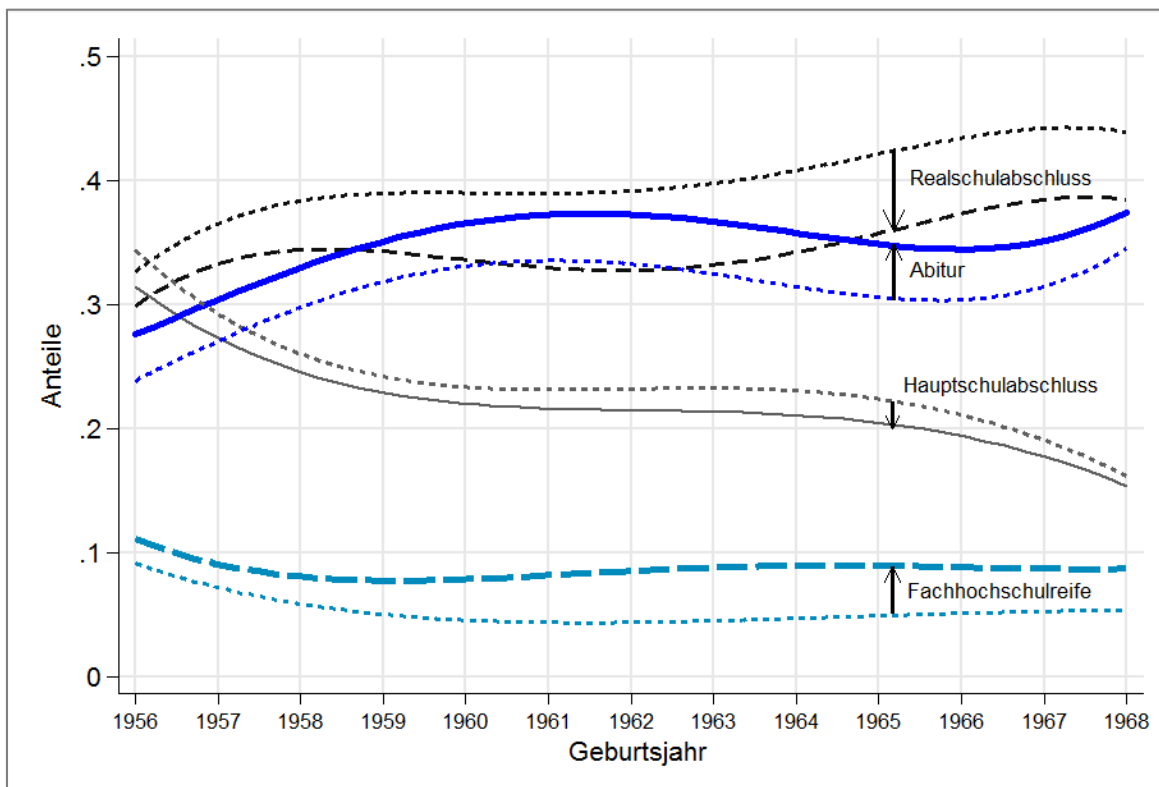
Quelle: NEPS Startkohorte 6-Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen; Geburtsjahrgänge 1956-1968

Abbildung 2.6 zeigt die Veränderungen bei den Bildungsabschlüssen durch Erwerb eines höheren Schulabschlusses nach dem 20. Lebensjahr über die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968. Zum Beispiel haben etwa 8,6 Prozent des Geburtsjahrgangs 1963 nach dem 20. Lebensjahr das Abitur (4,2 Prozent) oder eine Fachhochschulreife (4,4 Prozent) erworben. Beim Hauptschulabschluss ist der Anteil um 1,7 Prozent gesunken, diese haben im Allgemeinen einen Realschulabschluss nachgemacht, so dass beim Realschulabschluss die Differenz aus Zugängen vom Hauptschulabschluss und Abgängen zur Hochschulreife bei etwa 6,7 Prozent liegt. Auch in Abbildung 2.5 ist der Anstieg des ZBW durch die erweiterten institutionellen Zugänge zur Fachhochschulreife erkennbar.

Von den Aufsteigern mit Hochschulreife sind die meisten späte Bildungsaufsteiger, die vorher schon eine Mittlere Reife (Realschulabschluss) hatten. Allerdings haben einige Personen die Hochschulreife als ersten Schulabschluss mit über 20 Jahren in Regelschulen erworben (Abbildung 2.3 und 2.4). Diese Personen gehören nicht zum Zweiten Bildungsweg. Beim Design der Bildungsvariablen für die Schätzungen wird dies

berücksichtigt durch eine Indikatorvariable für die relevante Altersgruppe von 21 bis 22 Jahren.

Abbildung 2.6 Bildungsabschlüsse der Geburtsjahrgänge 1956-1968



Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

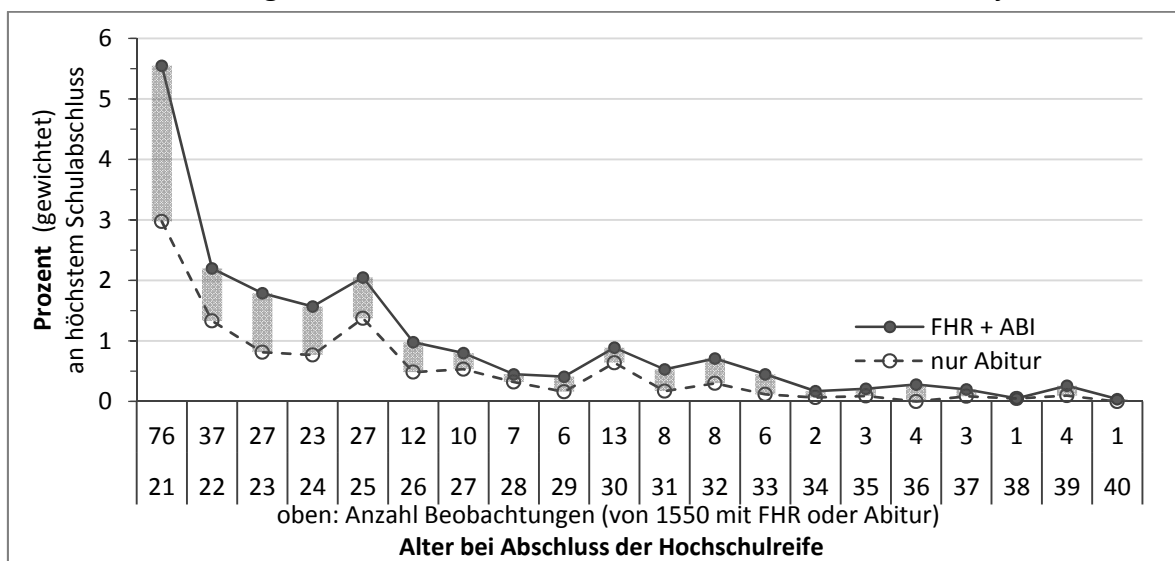
Anmerkungen: Höchster allgemeinbildender Abschluss (Ziellinien) sowie Schulabschluss im Alter von 20 Jahren (gepunktete Ausgangslinien); lokale polynomiale Glättung 4. Grades

Die sehr detaillierten Bildungsangaben in den NEPS-Daten lassen eine unterschiedliche Modellierung der Bildungsvariablen zu, so dass mit diesem neuen deutschen Datensatz zunächst Referenzmodelle für einen Vergleich mit Bildungserträgen aus anderen Studien geschätzt werden können. Zur Schätzung mittlerer Bildungserträge für ein zusätzliches Bildungsjahr dient eine metrische Variable, bei der schulischen und beruflichen Abschlüssen sowie deren Kombination bestimmte Jahre der Bildung zugeordnet sind (Anhang Tabelle A.2.2). Schuljahre, die aus höchsten Bildungsabschlüssen abgeleitet werden, berücksichtigen keine unterschiedlichen Qualitäten. Zur genaueren Abbildung der Bildungslandschaft und deren heterogenen Erträge werden in Anlehnung an die Literatur verschieden stark differenzierende Indikatorvariablen verwendet. Für den detaillierten Vergleich der Arbeitsergebnisse nach dem Ersten und Zweiten Bildungsweg wird in dieser Studie die schulische und berufliche Bildungszeit und Bildungsqualität durch 19 Indikatoren modelliert, davon bilden 14 Kategorien die schulische Bildung ab. Die sechs Kategorien für den Ersten Bildungsweg sind *Hauptschulabschluss*, *Realschulabschluss* (Referenz) sowie

Fachhochschulreife und *allgemeine Hochschulreife* (Abitur) vor dem 21. Lebensjahr jeweils differenziert nach durchgängigem Besuch eines Gymnasiums oder Wechsel der Schulform nach dem 14. Lebensjahr für den Erwerb einer Hochschulreife. Der Zweite Bildungsweg wird durch acht Kategorien abgebildet, wobei je vier *Alter bei Abschluss*-Indikatoren für Abitur (ABI) und Fachhochschulreife (FHR) nach dem 20. Lebensjahr berücksichtigt werden. Die berufliche Bildung wird durch fünf Kategorien für *keine Ausbildung*, *Duale Berufsausbildung* (Referenz), *Fachschule*, *Meister oder Techniker* sowie *Studium* abgebildet. Anhang Abbildung A.2.1 zeigt die Zuordnung der Variablen zu den verschiedenen Wegen zur Hochschulreife schematisch. Eine Beschreibung der Variablen gibt Anhang Tabelle A.2.3.

Abbildung 2.7 zeigt die Anteile und die Anzahl der Beobachtungen für Absolventen, die ihre Hochschulreife nach dem 20. Lebensjahr erreichten, über das Alter bei Erwerb der Hochschulreife. Aufgrund der geringen Beobachtungen werden für die Modellierung vier Kategorien gebildet, und zwar Alter bei Abschluss 21 bis 22, 23 bis 25, 26 bis 30 und 31 bis 40. In der Rubrik Alter bei Abschluss 21 bis 22 sind vor allem beim Abitur etwa 70 Prozent noch im Ersten Bildungsweg, bei der Fachhochschulreife überwiegt jedoch der Zweite Bildungsweg. Zusätzlich sind Personen dieser Rubrik mit Abschluss im Ersten Bildungsweg tendenziell leistungsschwächer als Absolventen, die ihren Abschluss vor dem 21. Lebensjahr erreichten. Dies wird bei den Schätzungen berücksichtigt, indem in einer Kontrollschätzung die Beobachtungen des Ersten Bildungsweges in der Rubrik „Alter 21-22“ ausgeschlossen werden.

Abbildung 2.7 Erwerb der Hochschulreife nach dem 20. Lebensjahr



Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen; Alter bei Befragung 41 bis 54 Jahre (Geburtsjahrgänge 1956-1968)

Anmerkung: FHR = Fachhochschulreife, ABI = allgemeine Hochschulreife

Wie oben ausgeführt, stehen für die Schätzungen 3564 Beobachtungen für Erwerbspersonen der Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 zur Verfügung. Davon sind 10,5 Prozent nicht beschäftigt und 7,2 Prozent der Beschäftigten sind als Selbstständige ausgewiesen (Designgewicht berücksichtigt). Für die Lohnschätzungen werden nur abhängig Beschäftigte herangezogen. (Für 11 Prozent der Beobachtungen fehlt eine Angabe zum beruflichen Status, diese Fälle verbleiben in der Stichprobe.) Für 13,2 Prozent der abhängig Beschäftigten fehlen die Angaben zum Stundenlohn, eine systematische Verzerrung fehlender Angaben ist in den Daten jedoch nicht zu erkennen. Zur Berechnung des Stundenlohns wurde der Monatslohn (Brutto) ohne Kindergeldanteil und, soweit verfügbar, die tatsächliche Arbeitszeit pro Woche verwendet, ansonsten die vertragliche Arbeitszeit. Die jeweils unteren und oberen 0,5 Prozent Perzentile sowohl beim Monatslohn als auch beim Stundenlohn werden in den Schätzungen nicht verwendet, um Verzerrungen durch fehlerhafte Angaben zu reduzieren. Für die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 bleiben damit 2540 abhängig Beschäftigte mit Lohnangaben, davon 192 mit Abschluss der Hochschulreife nach dem 20. Lebensjahr.

Die Analyse der Bildungserträge erfolgt anhand einer modifizierten Mincer-Gleichung bei der die Bildung durch 19 Indikatoren modelliert ist. Mincer-Gleichungen (Mincer 1974; Cohn / Addison, 1998) zur Schätzung mittlerer Bildungsrenditen für ein zusätzliches Bildungsjahr mit Individualdaten (Index i) in einer einfachen Kleinste-Quadrate (OLS) Schätzung sind durch

$$\log w_i = \alpha + S_i\beta + \text{ERF}_i\gamma_1 + \text{ERF}_i^2\gamma_2 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\delta} + \varepsilon_i \quad (1)$$

bestimmt, wobei $\ln w$ den Logarithmus einer Einkommensvariablen, S die Bildungszeit in Jahren und ERF (ERF^2) die Erfahrung im Arbeitsmarkt (quadriert) bezeichnet, $\alpha, \beta, \gamma_1, \gamma_2$ sind die zu schätzenden Koeffizienten. Bei der OLS-Schätzung wird für den Fehlerterm ε ein Erwartungswert von $E[\varepsilon_i | S_i, \text{ERF}_i, \text{ERF}_i^2, \mathbf{X}_i] = 0$ angenommen. Um Verzerrungen des Bildungskoeffizienten β durch fehlende lohnrelevante Faktoren zu reduzieren, werden Kontrollvariablen \mathbf{X} mit dem Koeffizientenvektor $\boldsymbol{\delta}$ bei der Schätzung berücksichtigt.⁸ Aufgrund der semi-logarithmischen Gleichung kann die prozentuale Ertragsrate eines zusätzlichen Bildungsjahres als $[\exp(\beta) - 1]$ approximiert werden.

⁸ Eine unbeobachtete individuenspezifische Heterogenität, die sowohl mit der Bildung als auch mit den Löhnen korreliert, kann nicht durch einen Fixed-Effects-Ansatz eliminiert werden da die individuelle Bildung bei über 40-jährigen nicht variiert. Außerdem liegen in dieser Studie nur Löhne für einen Beobachtungszeitpunkt vor.

Bei der Verwendung nur einer Bildungsvariablen wird methodisch angenommen, dass die Ertragsrate eines Schuljahres über die gesamte Bildungszeit konstant ist. Weder die Qualität unterschiedlicher Schulformen noch die Unterschiede schulischer und beruflicher Bildung werden berücksichtigt. Um heterogene Bildungsraten für Bildungsabschnitte zu ermitteln, wird die Bildung alternativ durch mehrere Indikatoren abgebildet (Cohn / Addison 1998), so dass mittlere Bildungsprämien (Lohndifferenziale) im Vergleich zu einer Referenzkategorie geschätzt werden können. In dieser Studie ist die Referenz für die interessierenden Kategorien der Hochschulreife im Ersten und Zweiten Bildungsweg ein mittlerer Abschluss (Realschule oder vergleichbar). In einer modifizierten Mincer-Gleichung wird die Bildung durch 19 Indikatoren differenziert nach Schulformen, nach Erstem und Zweitem Bildungsweg sowie nach schulischer und beruflicher Bildung. Die Schätzgleichung ist (ohne Index für Individualdaten) bestimmt als

$$\log w = \alpha + S_1^{EBW} \beta_1^{EBW} + \mathbf{S}_{HR,Gym14}^{EBW} \boldsymbol{\beta}_{HR,Gym14}^{EBW} + \mathbf{S}_{HR,AbA}^{ZBW} \boldsymbol{\beta}_{HR,AbA}^{ZBW} + \mathbf{S}^{BB} \boldsymbol{\beta}^{BB} + \text{ERF}\gamma_1 + \text{ERF}^2\gamma_2 + \mathbf{X}\boldsymbol{\delta} + \varepsilon, \quad (2)$$

wobei S_1^{EBW} ist die Indikatorvariable für Personen, die höchstens einen Hauptschulabschluss haben; \mathbf{S}_{HR}^{EBW} sind vier Indikatorvariablen für die Hochschulreife im Ersten Bildungsweg mit $HR \in \{FHR, ABI\}$ jeweils für die mit 14 Jahren besuchte Schulform $Gym14 \in \{\text{nicht Gymnasium, Gymnasium}\}$; $\mathbf{S}_{HR,AbA}^{ZBW}$ sind die acht Indikatorvariablen für die Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg, mit den je vier Alter-bei-Abschluss-Kategorien für FHR und ABI. \mathbf{S}^{BB} sind vier Indikatorvariablen für berufliche Bildung und $\boldsymbol{\beta}^{BB}$ ist der zugehörige Koeffizientenvektor. Die interessierenden Koeffizienten der Kategorien der Hochschulreife $\boldsymbol{\beta}_{HR,Gym14}^{EBW}$ und $\boldsymbol{\beta}_{HR,AbA}^{ZBW}$ können als annähernde Bildungsprämien einer Hochschulreife im Vergleich zum Mittleren Bildungsabschluss (Referenz) angesehen werden. Die Bildungsprämie pr ergibt sich zum Beispiel für den Abschluss der allgemeinen Hochschulreife (ABI) im Zweiten Bildungsweg im Alter von 23-25 Jahren annähernd als

$$pr_{(ZBW-ABI23-25 \text{ versus Mittlerer Abschluss})} = \beta_{ABI,AbA23-25}^{ZBW}. \quad (3)$$

Sowohl im Ersten Bildungsweg als auch im Zweiten Bildungsweg werden in der Regel zwei Bildungsjahre für die Fachhochschulreife und drei Bildungsjahre für die allgemeine

Hochschulreife benötigt. Wobei nicht auszuschließen ist, dass die Bildungserträge der Hochschulreife von ZBW-Absolventen durch die mehrjährige berufliche Bildung vor dem Erwerb einer Hochschulreife beeinflusst sind. Näherungsweise können die Bildungserträge für den jeweiligen Abschluss aber ermittelt werden, indem der Wert der Koeffizienten durch die zusätzlichen Bildungsjahre dividiert werden, im Beispiel

$$r_{(ZBW-ABI23-25 \text{ versus Mittlerer Abschluss})} = \beta_{ABI,AbA23-25}^{ZBW} / 3. \quad (4)$$

Die mittlere (prozentuale) Ertragsrate eines zusätzlichen Bildungsjahres zur Erlangung einer Hochschulreife kann approximiert werden als $[exp(\beta_{HR,*}^{*BW}) - 1] / Jahre$, im Beispiel

$$r_{(ZBW-ABI23-25 \text{ versus Mittlerer Abschluss})} = exp(\beta_{ABI,AbA23-25}^{ZBW}) / 3. \quad (5)$$

Allerdings sind individuelle Bildungsentscheidungen, wie in der Literatur festgestellt, endogen in Hinsicht auf Bildungserträge. Es ist nicht auszuschließen, dass sich zum Beispiel die Schüler des Ersten Bildungsweges von den Absolventen des Zweiten Bildungsweges in unbeobachteten Merkmalen unterscheiden, und dass diese unbeobachteten Merkmale auch die Bildungserträge beeinflussen, so dass einfache Kleinste-Quadrate (OLS) Schätzer für Bildungserträge nicht als unverzerrt angenommen werden können. Als relevante unbeobachtete individualspezifische Merkmale werden in der Literatur (in Anlehnung an Mincer 1974) vor allem kognitive Fähigkeiten benannt, neuere Studien betonen aber auch die Bedeutung nicht-kognitiver Fähigkeiten und Eigenschaften wie Ausdauer, Selbstdisziplin, Selbstbewusstsein und Motivation (Heckman / Stixrud / Urzua 2006; Heckman / Rubinstein 2001). Bei fehlender Kontrolle für diese Eigenschaften wird von einem positiven „*ability bias*“ ausgegangen, so dass OLS-Schätzer nach oben verzerrt wären. Die Annahme ist: höhere kognitive und nicht-kognitive Fähigkeiten führen zu höheren Bildungsabschlüssen und bewirken darüber hinaus, dass die Löhne im Laufe des Arbeitslebens stärker ansteigen. Andererseits könnten höhere Präferenzen für ein frühes Erwerbseinkommen aufgrund finanzieller Engpässe oder „Schulfrust“ bei gleichen Fähigkeiten zu weniger Bildung führen und die OLS-Schätzer nach unten verzerren. Bei dem sogenannten „*discount rate bias*“ (Lang 1993) ist die Annahme: eine höhere intrinsische Motivation und ein stärkeres Engagement für die (frühe) Tätigkeit heben bei gleichen Fähigkeiten den Lohnunterschied zu höheren Bildungsabschlüssen teilweise auf, so dass der Unterschied in den Bildungsrenditen zu gering ausgewiesen wird. Durch das Zusammenwirken mehrerer unbeobachteter

Einflüsse sind somit die Richtung und das Ausmaß von Verzerrungen in OLS-Schätzungen für Bildungsrenditen unklar (Harmon/Osterbeek/Walker 2003). Eine Möglichkeit, die Endogenität von Bildungsvariablen zu überwinden, können Methoden mit Instrument-Variablen sein. Gegen eine Instrumentierung in dieser Studie spricht die Problematik, dass es erstens nicht für alle verschiedenen Bildungsentscheidungen valide Instrumente gibt, die zweitens auch bei mehreren Instrumenten ein sinnvoll interpretierbares Schätzergebnis liefern.⁹ Daher werden in dieser Studie die im Datensatz verfügbaren Informationen für Kontrollvariablen in OLS-Schätzungen genutzt, um die Verzerrung der Koeffizienten-Schätzer möglichst gering zu halten. In der Hauptspezifikation sind die individuen-spezifischen Merkmale tatsächliche Berufserfahrung, Geschlecht, sowie der Notenschnitt beim höchsten Schulabschluss berücksichtigt, um für Einflüsse auf die Bildungserträge zu kontrollieren, die nicht den schulischen oder beruflichen Abschlüssen zuzurechnen sind. Tabelle 2.3 zeigt, wie diese Variablen generiert und wie fehlende Werte berücksichtigt werden, um Verzerrungen durch eine Stichprobenselektion zu verringern. Der Notenschnitt beim höchsten Schulabschluss dient als Approximation für unbeobachtete individuelle Fähigkeiten und Motivation,¹⁰ wobei Schulnoten vor allem kognitive Fähigkeiten und das Bemühen um gute Noten auch in Hinsicht auf bessere Chancen im Arbeitsmarkt abbilden. Dieses Zusammenspiel von kognitiven Fähigkeiten und Karrieremotivation beeinflusst wahrscheinlich auch langfristig die Löhne und Beschäftigung.

Ein Männer-Frauen-Vergleich der Mittelwerte (Tabelle 2.1) zeigt, dass in der Stichprobe Männer mit 35,6 Prozent etwas häufiger eine allgemeine Hochschulreife (ABI) aufweisen als Frauen (34,2 Prozent) und mehr als doppelt so häufig eine Fachhochschulreife (Männer 12,2 und Frauen 5,4 Prozent). Anhang Tabelle A.2.4 oben zeigt die Anzahl der Absolventen und die prozentuale Verteilung über das Alter bei Abschluss. Männer sind mit 14,4 Prozent mehr als doppelt so häufig Absolventen des Zweiten Bildungsweges (Frauen 6,5 Prozent); dies erklärt das leicht höhere Alter der Männer beim Abschluss der Hochschulreife (20,5 versus 19,6 Jahre). Durch eine höhere Studienwahrscheinlichkeit (Männer 32,6 und Frauen

⁹ Als Instrumente, die die Bildung aber nicht die Löhne beeinflussen, könnten Merkmale des familialen Hintergrundes angenommen werden, da der familiale Hintergrund in Deutschland einen starken Einfluss auf die Bildungsentscheidungen der Kinder hat. Allerdings ist nicht auszuschließen, dass Merkmale wie die Bildung der Eltern mit den Fähigkeiten der Kinder korrelieren und damit die instrumentierte Variable weiterhin endogen ist. Auch kann nicht davon ausgegangen werden, dass die Bildungsentscheidungen in den verschiedenen Bildungswegen gleich stark von familialen Merkmalen abhängen. Es ist anzunehmen, dass die Entscheidungen Erwachsener im Zweiten Bildungsweg stärker von im Datensatz nicht verfügbaren Faktoren wie Finanzen, berufliche Situation oder persönliche Beziehungen zur Zeit der Entscheidung beeinflusst sind.

¹⁰ Direktere Messungen von kognitiven und nicht-kognitiven Fähigkeiten sowie möglicherweise bildungs- und lohnwirksame Persönlichkeitseigenschaften stehen im Datensatz nicht zur Verfügung.

20,5 Prozent) haben Männer etwa ein Bildungsjahr mehr absolviert als Frauen (14,3 versus 13,5 Jahre). Im Alter von 41 bis 54 Jahren haben Männer etwa 3,4 Jahre mehr Arbeitsmarkterfahrung als Frauen (24,0 versus 20,6 Jahre), Männer haben höhere Stundenlöhne (22,2 versus 15,9 Euro brutto) sowie eine höhere Wahrscheinlichkeit erwerbstätig zu sein (94,8 versus 85,9 Prozent)¹¹. Wegen dieser allgemein bekannten Unterschiede von Männern und Frauen im Arbeitsmarkt, die sich auch im Zweiten Bildungsweg zeigen (s. Anhang Abbildung A.2.2 für die Lohnverteilungen über die Variablen der Hochschulreife), sind getrennte Schätzungen für Männer und Frauen sinnvoll. Interpretierbar sind die ZBW-Ergebnisse für Frauen aber aufgrund der kleinen Fallzahlen kaum, zusätzlich können sich in diesen Schätzungen fehlende Lohnangaben besonders stark auswirken.

Für die Löhne wird auch eine Schätzung mit den berufsspezifischen Variablen Dauer der Zugehörigkeit zum Betrieb, Betriebsgröße, Öffentlicher Dienst (versus Privatsektor) und Berufssegment (Matthes/Burkert/Biersack 2008) durchgeführt, da zum Beispiel in größeren Betrieben systematisch ein höherer Stundenlohn gezahlt wird, der ohne Kontrolle der Bildung zugeschrieben wird. Allerdings kann zumindest ein Teil dieses höheren Lohnes aufgrund der bildungsbedingten Selektion in Betriebe als Ertrag der Bildung gesehen werden, so dass mit Kontrollvariablen für berufsspezifische Merkmale die Bildungserträge zu niedrig ausgewiesen werden. Um Selektionsverzerrungen durch die Wahl der Stichprobe zu überprüfen, wird die Hauptspezifikation auch ohne Beobachtungen bei denen Angaben fehlen und inklusive der selbstständig Beschäftigten sowie für eine größere und kleinere Spanne der Geburtskohorten geschätzt.

Der ZBW-EBW-Vergleich der Mittelwerte (Tabelle 2.1) zeigt, dass die Stundenlöhne (22,4 versus 22,7 Euro brutto) und die Beschäftigung (91,7 versus 92,6 Prozent) bei den ZBW-Absolventen etwas niedriger sind als bei EBW-Absolventen (Hochschulreife bis Ende des 20. Lebensjahres), wobei ZBW-Absolventen im Durchschnitt ein halbes Jahr mehr Berufserfahrung haben (21,1 versus 20,5 Jahre). Im Notenschnitt und Alter unterscheiden sich die beiden Gruppen kaum. Die Mittelwerte zeigen außerdem, dass im Zweiten Bildungsweg die FHR mit 47,8 Prozent fast genauso häufig erworben wurde wie die allgemeine Hochschulreife (52,2 Prozent), während nur etwa 14 Prozent die FHR im EBW (bis Ende des 20. Lebensjahres) aufweisen. Die Studienwahrscheinlichkeit ist im Zweiten Bildungsweg mit etwa 44 Prozent deutlich niedriger im Ersten Bildungsweg (61 Prozent).

¹¹ Die hohe Erwerbstätigenquote ergibt sich durch die Beschränkung auf die Altersgruppe 41 bis 54 Jahre mit der höchsten Beschäftigungsquote sowie weiterer Eingrenzungen der Stichprobe (siehe oben). Zum Vergleich: Im ZENSUS 2011 ergibt sich für die westlichen Bundesländer in der Altersgruppe 35 bis 54 Jahre eine Erwerbstätigenquote von etwa 85%.

Allerdings bestreiten fast 17 Prozent der ZBW-Absolventen eine Ausbildung zum Meister oder Techniker, während nur 2,5 Prozent nach dem Ersten Bildungsweg eine solche Ausbildung abschließen. Im Zweiten Bildungsweg erwerben 17,3 Prozent der Absolventen die Hochschulreife neben einer beruflichen Tätigkeit, vor dem 21. Lebensjahr sind nur ein Prozent der Absolventen keine Vollzeitschüler.

Bei der Analyse der Arbeitsmarktergebnisse im Ersten und Zweiten Bildungsweg wird in dieser Studie davon ausgegangen, dass die Ergebnisse der OLS-Schätzungen mit detaillierter Modellierung der Bildungslandschaft grundsätzliche Hinweise für die Unterschiede in den Bildungserträgen verschiedener Wege zur Hochschulreife geben. Es ist allerdings nicht auszuschließen, dass die absolute Höhe dieser Erträge vom wahren Wert abweichen, da potentielle ZBW-Kandidaten sich selbst in den Zweiten Bildungsweg selektieren. Flossmann / Pohlmeier (2006) belegen zwar, dass selbst einfache OLS-Ansätze robuste und vergleichbare Ergebnisse für die Bildungsrendite in Deutschland liefern, explizit für den Zweiten Bildungsweg liegen jedoch keine Vergleichsschätzungen vor.

2.4 Ergebnisse

Vor der Darstellung der Bildungserträge im Zweiten Bildungsweg, folgt zunächst ein Vergleich geschätzter Lohnerträge der Bildung mit anderen Studien und Datensätzen anhand von Spezifikationen, in denen die Bildung unterschiedlich stark differenziert ist. Die prozentualen Erträge werden aufgrund des semi-logarithmischen Zusammenhangs (logarithmierte Stundenlöhne) für einen Koeffizienten α annähernd berechnet als $[\exp(\alpha) - 1] \times 100$.

2.4.1 Heterogene Lohnerträge von Bildungsabschlüssen

Bei den Ergebnissen in Tabelle 2.2 wird in Anlehnung an Mincer (1974) eine einzelne metrische Variable für die Bildungsjahre verwendet, die aus den höchsten allgemein- und berufsbildenden Abschlüssen abgeleitet sind. Der mittlere (lineare) Lohnertrag eines Bildungsjahres für 41- bis 54-jährige abhängig Beschäftigte der geburtenstarken Jahrgänge 1956 bis 1968 liegt in Westdeutschland im Beobachtungszeitraum 2009/2010 bei etwa 9 Prozent ($[\exp(0,086) - 1] \times 100$), wenn Einflüsse herausgerechnet werden, die auf die tatsächliche berufliche Erfahrung, das Geschlecht oder dem Notenschnitt zurückzuführen sind (Spalte 4; Die Schätzung in Spalte (1) nur mit potentieller Erfahrung als Kontrollvariable führt fast zum gleichen Ergebnis). Dieses Ergebnis ist höher als die von Flossmann / Pohlmeier (2006) im Überblick ermittelten Ertragsraten von 6 bis 8,5 Prozent je

Bildungsjahr (Daten: SOEP 1984 bis 2001 und BIBB-IAB-West 1979 bis 1992). Außerdem unterscheiden sich die Ergebnisse für Männer (8,6 Prozent) und Frauen (9,3 Prozent) weniger als in der Studie von Lauer / Steiner (2000), in der mittlere Lohnerträge von etwa 8 Prozent für Männer und etwa 10 Prozent für Frauen ermittelt werden (SOEP 1984 bis 1997). Diese Unterschiede in den Ertragsraten sind wahrscheinlich durch die verschiedenen Altersgruppen, Geburtsjahrgänge und Perioden der Beobachtung in den Stichproben zu begründen. Für die frühen geburtenstarken Jahrgänge 1955 bis 1962 finden auch Lauer und Steiner (2000) im Alter von 35 bis 42 Jahren geringere Ertragsunterschiede für Männer und Frauen (jeweils etwa 7 Prozent) und für ältere Geburtskohorten mit dem Alter stärker steigende Lohnerträge für Frauen als für Männer.

Tabelle 2.2 Lohnertrag pro Bildungsjahr

STUNDENLOHN (Brutto, log)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MINCER				Männer	Frauen
Bildungsjahre	0,088*** (0,005)	0,096*** (0,004)	0,087*** (0,003)	0,086*** (0,003)	0,082*** (0,004)	0,089*** (0,006)
Erfahrung (tatsächlich)		0,023*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,017*** (0,002)	0,020*** (0,002)
Erfahrung (quadriert)		-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,000 (0,000)
Erfahrung (fehlt)		-0,246* (0,139)	-0,224 (0,161)	-0,232 (0,167)	-0,539** (0,234)	0,016 (0,136)
Potentielle Erfahrung	0,006** (0,003)					
Potentielle Erfahrung (quadriert)	0,000 (0,000)					
Frauen			-0,272*** (0,018)	-0,275*** (0,018)		
Notenschnitt				-0,056*** (0,016)	-0,073*** (0,019)	-0,038 (0,025)
Notenschnitt (fehlt)				-0,027 (0,071)	-0,129 (0,091)	0,060 (0,104)
Konstante	1,611*** (0,066)	1,511*** (0,054)	1,762*** (0,053)	1,779*** (0,053)	1,850*** (0,069)	1,445*** (0,078)
Beobachtungen	2.540	2.540	2.540	2.540	1.244	1.296
R ²	0,186	0,274	0,352	0,356	0,275	0,238

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Robuste Standardfehler in Klammern; ***/**/* bezeichnen statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; um den Mittelwert zentrierte Variablen: Erfahrung, Notenschnitt; Koeffizient der Bildungsvariable α : Der Ertrag in Prozent wird annähernd berechnet als $[exp(\alpha) - 1] \times 100$

In Tabelle 2.5 zeigen sich heterogene Lohnerträge der Schulformen und Bildungswege, wenn die unterschiedlichen Qualitäten der vier allgemeinbildenden Abschlüsse nach 9, 10, 12 und 13 Bildungsjahren sowie die berufliche Bildung in der Schätzung durch Indikatorvariablen berücksichtigt werden. Der langfristige Lohnertrag für einen Mittleren Abschluss nach 10 Schuljahren (im Allgemeinen ein Realschulabschluss) ist im Mittel etwa 21 Prozent höher als für einen Abschluss und der Hauptschule nach 9 Jahren. Die Lohnprämie im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss beträgt für die Fachhochschulreife (FHR) etwa 10,2 Prozent und für eine allgemeine Hochschulreife (ABI) etwa 17,5 Prozent (Spalte 1).

Tabelle 2.3 Differenzierung der Bildung und Lohnspezifikationen

STUNDENLOHN (Brutto, log)	(1)	(2)	(3) Hauptspezi.	(4)	(5)
Kategorien allgemeine (+berufliche) Bildung	4 (+5)	10 (+5)	14 (+5)	14 (+5)	14 (+0)
Hauptschulabschluss	-0,191*** (0,025)	-0,192*** (0,025)	-0,192*** (0,025)	-0,191*** (0,025)	-0,216*** (0,024)
Referenz: Mittlerer Abschluss					
Fachhochschulreife (FHR)	0,097*** (0,029)				
Allg. Hochschulreife (ABI)	0,161*** (0,026)				
Realschule + FHR – Alter 21-40		0,089** (0,042)			
Gymnasium + FHR – Alter 21-40		0,104 (0,086)			
Realschule + ABI – Alter 21-40		0,067 (0,055)			
Gymnasium + ABI – Alter 21-40		0,075 (0,109)			
FHR – Alter 31-40			0,064 (0,092)	0,068 (0,091)	0,132 (0,097)
FHR – Alter 26-30			-0,085 (0,122)	-0,085 (0,117)	0,063 (0,135)
FHR – Alter 23-25			0,071 (0,069)	0,073 (0,072)	0,170** (0,071)
FHR – Alter 21-22			0,166*** (0,048)	0,150*** (0,047)	0,276*** (0,048)
Realschule + FHR – Alter vor 21		0,101*** (0,037)	0,101*** (0,037)	0,094** (0,038)	0,187*** (0,038)
Gymnasium FHR – Alter vor 21		0,144 (0,091)	0,144 (0,091)	0,135 (0,083)	0,204** (0,098)
ABI – Alter 31-40			-0,040 (0,095)	-0,039 (0,093)	0,101 (0,092)
ABI – Alter 26-30			-0,004 (0,081)	-0,006 (0,082)	0,087 (0,081)
ABI – Alter 23-25			0,191** (0,077)	0,195** (0,080)	0,279*** (0,082)
ABI – Alter 21-22			0,054 (0,097)	0,041 (0,098)	0,172* (0,101)
Realschule + ABI – Alter vor 21		0,147*** (0,038)	0,148*** (0,038)	0,141*** (0,038)	0,241*** (0,038)
Gymnasium ABI – Alter vor 21		0,191*** (0,027)	0,191*** (0,027)	0,179*** (0,027)	0,349*** (0,023)
Keine Berufsausbildung	-0,150*** (0,058)	-0,149** (0,058)	-0,149** (0,058)	-0,165*** (0,059)	
Referenz: Duale Berufsausbildung					
Fachschulbildung	-0,016 (0,026)	-0,017 (0,026)	-0,018 (0,026)	-0,020 (0,026)	
Meister/Techniker	0,183*** (0,036)	0,184*** (0,036)	0,186*** (0,036)	0,192*** (0,035)	
Studium	0,277*** (0,028)	0,266*** (0,027)	0,266*** (0,027)	0,284*** (0,027)	
Erfahrung (tatsächlich)	0,018*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,017*** (0,002)
Erfahrung (quadriert)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Erfahrung (fehlt)	-0,231 (0,159)	-0,217 (0,163)	-0,224 (0,165)	-0,216 (0,159)	-0,230 (0,171)
Frauen	-0,291*** (0,020)	-0,295*** (0,020)	-0,294*** (0,020)	-0,288*** (0,020)	-0,345*** (0,019)
Notenschnitt	-0,056*** (0,015)	-0,057*** (0,016)	-0,058*** (0,016)		-0,085*** (0,016)
Notenschnitt (fehlt)	-0,010 (0,069)	-0,010 (0,069)	-0,010 (0,069)		-0,008 (0,073)
Konstante	2,876*** (0,021)	2,879*** (0,021)	2,878*** (0,021)	2,876*** (0,021)	2,925*** (0,019)
R2	0,365	0,367	0,368	0,364	0,334

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen; Robuste Standardfehler in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; Beobachtungen: 2.540

Dies entspricht Ertragsraten von etwa 5,1 Prozent ($[\exp(0,102) - 1]/2 \times 100$) bei zwei Bildungsjahren (FHR) und etwa 5,8 Prozent bei drei Bildungsjahren (ABI) und deutet auf eine im Mittel geringere Produktivität abhängig Beschäftigter mit Fachhochschulreife. Darüber hinaus steigen die mittleren Löhne erwartungsgemäß mit der beruflichen Bildung. Die Koeffizienten für *keine Berufsausbildung* (-0,150), *Meister/Techniker* (+0,183) und *Studium* (+0,277) unterscheiden sich hoch signifikant von den Koeffizienten für *Duale Berufsausbildung* und *Fachschulbildung*. Die Koeffizienten der Kontrollvariablen für Erfahrung, Geschlecht und Notenschnitt sind ebenfalls plausibel. Die Löhne steigen mit der Erfahrung im Arbeitsmarkt, Frauen erreichen im Mittel deutlich niedrigere Löhne, und ein schlechterer Notenschnitt wirkt sich im Mittel negativ auf den Lohn aus.

Bei der Spezifikation in Spalte (2) werden die Fach- und allgemeine Hochschulreife jeweils differenziert nach der besuchten Schulform im Alter von 14 Jahren (Gymnasium oder nicht gymnasiale Sekundarstufe I „Realschule“) sowie nach dem Ersten und Zweiten Bildungsweg zur Hochschulreife (EBW Alter vor 21 und ZBW Alter 21-40). Im Ersten Bildungsweg zeigen sich für „Gymnasiasten“ deutlich höhere Bildungsprämien einer Hochschulreife (Koeffizient *Gymnasium FHR* +0,144, *Gymnasium ABI* +0,191) als für Schüler, die mit 14 Jahren kein Gymnasium besuchten (*Realschule FHR* +0,101, *Realschule ABI* +0,147). Umgerechnet ergeben sich für „Gymnasiasten“ Erträge von etwa 7 Prozent (ABI) und 7,7 Prozent (FHR, statistisch insignifikant) und für „Realschüler“ von etwa 5,3 Prozent, wobei nicht ausgeschlossen werden kann, dass diese Unterschiede auch durch die Berufs- und Studienwahl beeinflusst sind. Im Zweiten Bildungsweg zeigen sich im Mittel über die Abschlussalter von 21 bis 40 Jahre deutlich geringere Bildungsprämien einer Hochschulreife als im Ersten Bildungsweg und kaum Unterschiede aufgrund der besuchten Schulform im Alter von 14 Jahren. Für ZBW-Absolventen mit ABI liegen die Koeffizienten bei etwa +0,07, sind aber statistisch insignifikant. ZBW-Absolventen mit FHR zeigen sich mittlere jährliche Erträge von 4,7 Prozent (signifikant) als „Realschüler“ und von 5,5 Prozent (insignifikant) bei gymnasialen Erfahrungen in der Sekundarstufe I bei Annahme von zwei Bildungsjahren.

Die Hauptspezifikation in Spalte (3), bei der die Bildungszeit und Bildungsqualität durch 14 schulische und fünf berufliche Kategorien modelliert ist, zeigt jedoch, dass es im Zweiten Bildungsweg zur Hochschulreife deutliche Ertragsunterschiede in Anhängigkeit vom Alter bei Abschluss gibt (differenzierte Betrachtung der Ergebnisse im folgenden Absatz, Tabelle 2.6). Spalte (4) zeigt, dass der negative Einfluss eines schlechteren Notenschnitts im letzten Schulzeugnis auf die langfristigen Löhne nur die Koeffizienten für Abschlüsse bis 22 Jahren betrifft, so dass ohne Kontrollvariablen für den Notenschnitt die mittleren Lohnerträge

früher Absolventen leicht unterschätzt würden. Eine Schätzung der Bildungserträge ohne Kontrollvariablen für die berufliche Bildung (Spalte 5) zeigt, dass sich die Einflüsse der Berufsbildung deutlich verschieden in den Koeffizienten der allgemeinen Bildung niederschlagen. Gymnasiasten mit allgemeiner Hochschulreife (bis zu einem Abschlussalter von 22 Jahren) sowie ZBW-Absolventen mit Fachhochschulreife mit einem Abschlussalter von 21 bis 25 Jahren profitieren am meisten von der beruflichen Bildung.

2.4.2 Löhne, Beschäftigung und Studium nach dem Zweiten Bildungsweg

Löhne

Tabelle 2.6 zeigt die Koeffizienten der Regressionen der logarithmierten Stundenlöhne auf allgemeine Bildungsabschlüsse (13 Indikatorvariablen in Referenz zu einem *Mittleren Abschluss*), berufliche Bildungsabschlüsse, berufliche Erfahrung, Geschlecht und Notenschnitt beim höchsten Schulabschluss. Spalte (1) zeigt die Ergebnisse der Hauptspezifikation für 2540 Beobachtungen der Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 (siehe auch Abbildung 2.8). Spalte (2) und (3) zeigen die Ergebnisse für Männer und Frauen. Die Spezifikationen in Spalte (4) und Spalte (1) sind identisch, in Spalte (4) sind jedoch 16 Beobachtungen mit einem ersten Schulabschluss nach dem 20. Lebensjahr ausgeschlossen. Spalte (5) zeigt Koeffizienten unter Berücksichtigung firmenspezifischer Kontrollvariablen.

Spalte (1) zeigt, bei den Abiturienten erreichen die ZBW-Absolventen, die im Alter von 23 bis 25 Jahren ihren Abschluss (*ABI-Alter 23-25*) machten, und Gymnasiasten, die in der Sekundarstufe I auf dem Gymnasium waren und vor dem 21. Lebensjahr ihre allgemeine Hochschulreife absolvierten (*Gymnasium ABI-Alter vor 21*), die höchsten Lohnprämien (Koeffizient +0,19 bzw. +21,0 Prozent) im Vergleich zur Referenz *Mittlerer Abschluss*. Bei drei Jahren schulischer Ausbildung entspricht das etwa 7,0 Prozent Lohnertrag pro Bildungsjahr. Männer mit Abitur im Ersten Bildungsweg, die mit 14 Jahren nicht das Gymnasium besuchten (*Realschule+ABI-Alter vor 21*) erreichen ein ähnliches Ergebnis. Die Ergebnisse für das Abschlussalter 21 bis 22 (*ABI-Alter 21-22*) sind statistisch insignifikant, ökonomisch aber tendenziell positiv. Werden die Beobachtungen für späte EBW-Absolventen ausgeschlossen (Spalte 4) liegt der Koeffizient für den Zweiten Bildungsweg bei +0,087 (+0,131 für Männer; für Frauen im Mittel nicht verschieden vom Mittleren Abschluss). Abiturienten ab Abschlussalter 26 (*ABI-Alter 26-30*) unterscheiden sich in ihren Lohnerträgen nicht von denen mit Mittlerer Reife. Für Männer zeigt sich hier tendenziell sogar ein Nachteil gegenüber einem Mittleren Abschluss (-0,075), allerdings ist hier die Streuung sehr groß.

Tabelle 2.6 Löhne und der Zweite Bildungsweg

STUNDENLOHN (Brutto, log)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Männer	Frauen	ZBW21-22 ²	Firmenspez.
Hauptschulabschluss	-0,192***	-0,111***	-0,271***	-0,191***	-0,134***
Referenz: Mittlerer Abschluss	(0,025)	(0,030)	(0,040)	(0,025)	(0,024)
FHR – Alter 31-40	0,064	0,051	0,301*	0,066	0,019
	(0,092)	(0,101)	(0,177)	(0,092)	(0,088)
FHR – Alter 26-30	-0,085	-0,096	0,004	-0,083	-0,063
	(0,122)	(0,150)	(0,186)	(0,123)	(0,093)
FHR – Alter 23-25	0,071	0,086	0,096	0,072	0,022
	(0,069)	(0,082)	(0,131)	(0,069)	(0,074)
FHR – Alter 21-22	0,166***	0,219***	-0,016	0,149***	0,152***
	(0,048)	(0,057)	(0,086)	(0,048)	(0,047)
Realschule + FHR – Alter vor 21	0,101***	0,169***	0,011	0,103***	0,079**
	(0,037)	(0,043)	(0,069)	(0,037)	(0,036)
Gymnasium FHR – Alter vor 21	0,144	0,072	0,195	0,144	0,102
	(0,091)	(0,097)	(0,130)	(0,091)	(0,096)
ABI – Alter 31-40	-0,040	-0,142	0,199***	-0,038	-0,008
	(0,095)	(0,105)	(0,042)	(0,095)	(0,110)
ABI – Alter 26-30	-0,004	-0,075	0,239*	-0,002	-0,035
	(0,081)	(0,082)	(0,130)	(0,081)	(0,093)
ABI – Alter 23-25	0,191**	0,196***	0,287	0,193**	0,166**
	(0,077)	(0,073)	(0,217)	(0,077)	(0,077)
ABI – Alter 21-22	0,054	0,157	-0,131	0,087	0,021
	(0,097)	(0,098)	(0,226)	(0,090)	(0,096)
Realschule + ABI – Alter vor 21	0,148***	0,194***	0,106*	0,149***	0,100***
	(0,038)	(0,052)	(0,055)	(0,038)	(0,035)
Gymnasium ABI – Alter vor 21	0,191***	0,192***	0,201***	0,193***	0,137***
	(0,027)	(0,038)	(0,039)	(0,027)	(0,026)
Keine Berufsausbildung	-0,149**	-0,174	-0,129*	-0,150***	-0,077
Referenz: Duale Berufsausbildung	(0,058)	(0,117)	(0,068)	(0,058)	(0,055)
Fachschulbildung	-0,018	0,016	-0,027	-0,018	-0,021
	(0,026)	(0,040)	(0,034)	(0,026)	(0,026)
Meister/Techniker	0,186***	0,216***	0,121	0,187***	0,186***
	(0,036)	(0,033)	(0,102)	(0,036)	(0,033)
Studium	0,266***	0,269***	0,270***	0,264***	0,235***
	(0,027)	(0,034)	(0,044)	(0,027)	(0,028)
Erfahrung (tatsächlich)	0,018***	0,017***	0,019***	0,018***	0,009***
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Erfahrung (quadriert)	-0,000***	-0,001***	-0,000	-0,000***	-0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Erfahrung (fehlt)	-0,224	-0,561**	0,034	-0,223	-0,126
	(0,165)	(0,228)	(0,121)	(0,165)	(0,127)
Frauen	-0,294***			-0,292***	-0,233***
	(0,020)			(0,020)	(0,020)
Notenschnitt	-0,058***	-0,077***	-0,043*	-0,057***	-0,045***
	(0,016)	(0,019)	(0,025)	(0,015)	(0,014)
Notenschnitt (fehlt)	-0,010	-0,127	0,098	-0,010	-0,003
	(0,069)	(0,092)	(0,101)	(0,069)	(0,065)
Firmenspezifische Variablen ¹					X
Konstante	2,878***	2,853***	2,591***	2,877***	2,586***
	(0,021)	(0,026)	(0,023)	(0,021)	(0,036)
Beobachtungen	2.540	1.244	1.296	2.524	2.540
R ²	0,368	0,286	0,270	0,370	0,483

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Robuste Standardfehler in Klammern; ***/**/* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; um den Mittelwert zentrierte Variablen: Erfahrung, Notenschnitt

¹ Firmenspezifische Kontrollvariablen: Betriebszugehörigkeit (aktuelle Tätigkeit in Jahren); Firmengröße, fehlende Werte bei Firmengröße; Privat- oder öffentlicher Sektor, fehlende Werte bei Sektor; Berufssegmente (18 Indikatorvariablen);

² Schätzungen ohne Beobachtungen für FHR bzw. ABI wenn 1. Schulabschluss im Alter von 21-22 Jahren (nicht ZBW):

(4a) Männer 1233 Beobachtungen: Alter 21-22 ZBW Koeff. (Standardfehler) FHR: 0,202*** (0,057), ABI 0,131 (0,101)

(4b) Frauen 1291 Beobachtungen: Alter 21-22 ZBW Koeff. (Standardfehler) FHR: 0,012 (0,085), ABI 0,010 (0,211)

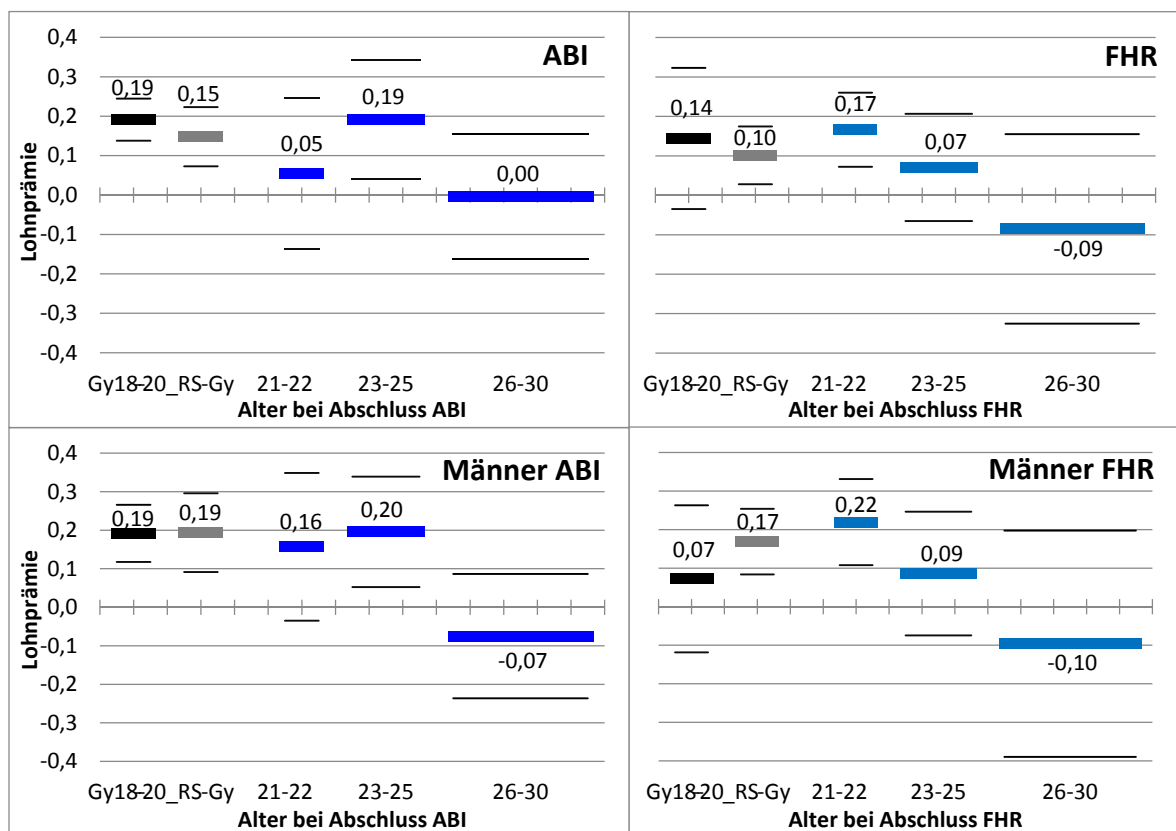
Die Koeffizienten für Frauen mit ZBW-Abschluss sind wegen der kleinen Fallzahlen möglicherweise verzerrt, zeigen aber, dass hohe Lohnerträge über den Zweiten Bildungsweg durchaus möglich sind. In den Rubriken *Alter bei Abschluss 31-40* sind die Fallzahlen ebenfalls sehr gering und zusätzlich ist die Phase der Etablierung im Arbeitsmarkt mit Hochschulreife kurz. Die Koeffizienten für diese Rubriken sind nicht aussagekräftig, daher werden sie auch im Folgenden nicht interpretiert.

Bei den Absolventen mit Fachhochschulreife ist der höchste Koeffizient +0,166 (18,1 Prozent Bildungsprämie) bei Abschlussalter 21 bis 22 (*FHR–Alter 21-22*). Für Männer zeigt der Koeffizient dieser Gruppe mit +0,22 die höchsten Bildungserträge. Werden die Beobachtungen für späte Absolventen im Ersten Bildungsweg ausgeschlossen (Spalte (4)) liegt der Koeffizient für den Zweiten Bildungsweg bei +0,149 (0,202 für Männer). Bei zwei Jahren schulischer Ausbildung entspricht das etwa 8,0 Prozent (11 Prozent für Männer) Lohnertrag pro Bildungsjahr gegenüber einem Mittleren Abschluss. Hingegen zeigt sich für Frauen kein Lohnertrag für das frühe Nachholen der Fachhochschulreife. Dies deutet darauf hin, dass bei einem Nachholen der Fachhochschulreife direkt nach einer Berufsausbildung für Männer die beste Chance besteht, ökonomisch mit Absolventen des Ersten Bildungsweges gleichzuziehen. Im Mittel führte die fachliche Spezialisierung für Männer der Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 langfristig zum höchsten ökonomischen Erfolg. Allerdings sinkt bei den Absolventen mit Fachhochschulreife der Bildungsertrag schon ab einem Abschlussalter von etwa 23-25 Jahren erheblich. Der Koeffizient für die Gruppe *FHR–Alter 23-25* liegt nur noch bei +.071, für die Gruppe *FHR–Alter 26-30* ist der Koeffizient tendenziell negativ bei -0.085, allerdings ist aufgrund der geringen Beobachtungszahlen auch in diesen beiden Gruppen die Streuung sehr groß.

Abbildung 2.8 zeigt die relevanten EBW- und ZBW-Koeffizienten sowie die 95 Prozent Konfidenzintervalle. Die Bildungsprämien bis zum Alter bei Abschluss 23-25 sind im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss positiv, wenngleich sie statistisch nicht immer signifikant verschieden von Null sind. Außerdem überlappen die Konfidenzintervalle der Koeffizienten im paarweisen Vergleich. Dies zeigt, dass bei jedem Abschlussalter hohe Bildungsprämien erreicht werden können, die Wahrscheinlichkeit sinkt aber bei Abschluss einer Hochschulreife nach dem 25. Lebensjahr stark. Bei Männern mit Fachhochschulreife könnte dieser „Ertragseinbruch“ und die große Streuung beim ZBW-Abschluss mit 26 bis 30 Jahren auch zusammenhängen mit einem geringeren Anteil von Beobachtungen mit einer beruflichen Ausbildung vor der Hochschulreife (Anhang Tabelle A.2.3 unten). Diese Erklärung greift aber anhand der Daten nicht bei ZBW-Absolventen mit Abitur. Arbeitslose Episoden vor dem Zweiten Bildungsweg oder höhere Angaben der Arbeitsstunden, die

niedrigere Stundenlöhne zur Folge hätten, sind keine Erklärung. Arbeitslose Episoden werden für Abiturienten nicht beobachtet und für Männer mit Fachhochschulreife (*Alter 23-25* und *Alter 26-30*) ist der Anteil (7,2 und 6,6 Prozent) und die Dauer ähnlich. Die mittleren Arbeitsstunden für Männer mit Abitur (*Alter 23-25* und *Alter 26-30*) ist mit 43,6 und 43,2 Stunden (FHR 41,4 und 35,5 Stunden) niedriger angegeben, so dass die Stundenlöhne wahrscheinlich nicht zu niedrig angegeben sind. Da bei einer ZBW-Hochschulreife mit 26 bis 30 Jahren die Löhne im Mittel niedriger sind als bei der Referenz *Mittlerer Abschluss*, liegt der Schluss nahe, dass in dieser Rubrik mehr Personen mit Hauptschulabschluss im Ersten Bildungsweg vertreten sind. Ob jedoch bei einer ZBW-Hochschulreife die Sicherung des Arbeitsplatzes, der Wunsch nach persönlicher Entwicklung und Selbstfindung oder aber ein Status- oder Karriereaufstieg durch Bildung (Knostmann 1983; Jüttemann 1991) im Vordergrund stand, lässt sich im Rahmen dieser Studie nicht klären. Zukünftig könnten Betrachtungen einzelner Lebensläufe und von Persönlichkeitsmerkmalen sowie qualitative Interviews nähere Hinweise auf die Gründe für diese niedrigen Stundenlöhne geben.

Abbildung 2.8 Lohnprämien und Alter bei Abschluss der Hochschulreife
Referenz: Mittlerer Abschluss



Quelle: eigene Darstellung nach Berechnungen in Tabelle 2.6 Löhne und der Zweite Bildungsweg (geschätzte Koeffizienten und 95%-Konfidenzintervalle); FHR = Fachhochschulreife, ABI = allgemeine Hochschulreife; Gy18-20 und RS-Gy sind die Rubriken des Ersten Bildungsweges (Gymnasium ABI/FHR und Realschule+ABI/FHR –Alter vor 21); Die Rubriken 21-22, 23-25 und 26-30 gehören zum Zweiten Bildungsweg (Alter bei Abschluss der Hochschulreife ab der Vollendung des 21. Lebensjahres)

Der hohe Bildungsertrag früher ZBW-Absolventen mit Fachhochschulreife (*Alter bei Abschluss 21-22*) zeigt sich nur bei Männern (Tabelle 2.4 Spalte 2) und ist wahrscheinlich die Folge einer positiven Selektion in den Zweiten Bildungsweg direkt nach Abschluss einer Berufsausbildung. Personen mit einem höheren Leistungspotential nutzen ihre Chance zum Bildungsaufstieg auch nach einer beruflichen Ausbildung konsequenter (ähnlich leistungsstarken Realschülern, die nach dem Mittleren Abschluss eher auf eine gymnasiale Oberstufe wechseln als leistungsschwächere Schüler). Der hohe FHR-Koeffizient (+0,219 im ZBW im Vergleich zu +0,169 im EBW mit Realschule) könnte trotz Kontrollvariablen für Berufsabschlüsse einen Einfluss der Berufsausbildung auf die Erträge einer frühen Fachhochschulreife im Zweiten Bildungsweg reflektieren. Außerdem sind bei der Fachhochschulreife (zwei Jahre) im Mittel höhere Erträge pro Bildungsjahr zu erwarten als bei der allgemeinen Hochschulreife (drei Jahre), wenn für eine steigende Zahl von Bildungsjahren abnehmende Erträge angenommen werden und die Signalfunktion der allgemeinen Hochschulreife den abnehmenden Ertrag eines zusätzlichen Bildungsjahres nicht ausgleicht.

Abnehmende Lohnerträge bei höherem Abschlussalter im ZBW könnten auch durch eine längere Tätigkeit mit Hauptschulabschluss oder Mittlerem Abschluss beeinflusst sein. Eine Testschätzung mit einer zusätzlichen Kontrollvariablen für Zeiten beruflicher Erfahrung vor dem Erwerb einer Hochschulreife zeigte jedoch keine ökonomisch signifikanten Einflüsse (Ergebnisse nicht ausgewiesen). Dieses Ergebnis stimmt mit Untersuchungen zu Unterbrechungen der Erwerbstätigkeit überein, wonach sogar erwerbslose Zeiten sich langfristig kaum negativ auf Löhne auswirken (Kunze 2002). Werden berufsspezifische Merkmale berücksichtigt (Tabelle 2.4 Spalte 5), sinken die Werte der Koeffizienten für schulische Bildung, aber die grundsätzlichen Verhältnisse ändern sich nicht wesentlich. Die Unterschiede in den Lohnerträgen sind also nicht durch eine bildungsabhängige Selektion in Berufssegmente und Betriebe geprägt, sondern sind eher auf unterschiedliche Zugangswege und das unterschiedliche Alter bei Abschluss der Hochschulreife zurückzuführen.¹²

Tabelle 2.5 zeigt die Ergebnisse für abhängig Beschäftigte der Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 (Hauptschätzung Spalte 1) im Vergleich zu Ergebnissen ohne Beobachtungen, bei denen Angaben fehlen (Spalte 2), inklusive Selbstständige (Spalte 3) sowie für eine größere

¹² Da auch der familiäre Hintergrund den ökonomischen Erfolg über die verschiedenen Wege zur Hochschulreife unterschiedlich beeinflusst haben könnte, wurden auch Lohnschätzungen mit Kontrollvariablen für die Schulbildung, den Migrationshintergrund der Eltern, sowie den Beruf und das Einkommen des Vaters (mit dem Sozio-ökonomischen Index ISEI ("*International Socio-Economic Index of Occupational Status*") nach Ganzeboom et al., 1992) durchgeführt. Diese Kontrollvariablen zeigten jedoch kaum Einflüsse auf die interessierenden Koeffizienten der Bildung (Schätzergebnisse dieser Spezifikationen sind nicht aufgeführt).

und kleinere Spanne der Geburtskohorten (Spalte 4 und 5), um Verzerrungen der Koeffizienten durch die Wahl der Stichprobe zu überprüfen. Ohne die Beobachtungen, bei denen Werte beim Notenschnitt oder der Berufserfahrung fehlen, ändern sich die Koeffizienten unwesentlich (Spalte 2). Werden die Selbstständigen in die Stichprobe aufgenommen (Spalte 3), erhöht sich der Koeffizient für die ohnehin stärkste Abiturientengruppe (*ABI–Alter 23-25*) um etwa 0,05 auf +0,247 und der Koeffizient für *FHR–Alter 26-30* liegt mit signifikanten -0,188 fast auf dem Niveau des Koeffizienten für Personen mit Hauptschulabschluss. Werden die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1968 berücksichtigt (Spalte 4), sind die ZBW-Koeffizienten für *FHR–Alter 23-25* mit +0,118 (signifikant) und für *ABI–Alter 21-22* mit +0,121 (statistisch insignifikant) etwa doppelt so hoch, für *Gymnasium FHR–Alter vor 21* jedoch nur etwa halb so hoch (bei gleicher Streuung). Dies deutet darauf hin, dass ZBW-Absolventen der Geburtsjahrgänge 1951 bis 1955 bis zu einem Abschlussalter von 25 Jahren deutliche Lohnprämien gegenüber einem Mittleren Abschluss erwarten konnten, während die Lohnprämien für Abgänger vom Gymnasium nach der 12. Jahrgangsstufe (FHR) im Mittel deutlich geringer waren als für die betrachteten Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968. Werden nur die Geburtsjahrgänge 1960 bis 1968 berücksichtigt (Spalte 5), sind die Koeffizienten für FHR und für ABI bis Abschlussalter 25 Jahre tendenziell höher als in der Hauptstichprobe (Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968). Dieses Ergebnis stimmt überein mit der wachsenden Bedeutung einer Hochschulreife im Arbeitsmarkt in den 1980er und 1990er Jahren und könnte auf eine zunehmende Akzeptanz der Fachhochschulreife im Arbeitsmarkt hinweisen. Grundsätzlich zeigen aber auch die Schätzungen mit reduzierten und erweiterten Stichproben, dass die Bildungsprämien einer Hochschulreife (im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss) im Zweiten Bildungsweg nur bis zu einem Abschlussalter von etwa 25 Jahren im Mittel positiv sind. Für Absolventen des Zweiten Bildungsweges mit Fachhochschulreife zeigt Anhang Tabelle A.2.5 ergänzend, dass sich ein Abschluss bis 25 Jahren in besonderem Maße lohnt, wenn sie ihre Berufstätigkeit nicht unterbrechen (Spalte 2; *FHR×Nebentätigkeit*). Für Männer (Spalte 3) ist diese Korrelation im Mittel nicht ganz so stark, aber trotz kleiner Stichprobe statistisch signifikant. Für Absolventen mit allgemeiner Hochschulreife (*ABI×Nebentätigkeit*) sind die Koeffizienten statistisch insignifikant. Der hohe Lohnvorteil bei der Fachhochschulreife bis zum Abschlussalter von 25 Jahren könnte auch ein Indiz dafür sein, dass besonders produktive und begabte Erwerbstätige im Rahmen einer nebenberuflichen Weiterbildung an Fachschulen häufiger zusätzlich ihre Fachhochschulreife durch eine Nichtschülerprüfung erworben haben.

Tabelle 2.5 Robustheit der Lohnschätzungen

STUNDENLOHN (Brutto, log)	Geburtsjahrgänge 1956-1968					
	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)
		ohne <i>Missings</i>	inklusive Selbstständige	1951-1968	1960-1968	
Hauptschulabschluss (Referenz: Mittlerer Abschluss)	-0,192*** (0,025)	-0,185*** (0,025)	-0,193*** (0,025)	-0,189*** (0,022)	-0,192*** (0,030)	
FHR – Alter 31-40	0,064 (0,092)	0,066 (0,092)	0,094 (0,089)	0,076 (0,092)	0,086 (0,099)	
FHR – Alter 26-30	-0,085 (0,122)	-0,079 (0,122)	-0,188* (0,099)	-0,048 (0,104)	0,025 (0,126)	
FHR – Alter 23-25	0,071 (0,069)	0,076 (0,069)	-0,042 (0,096)	0,118* (0,060)	0,086 (0,071)	
FHR – Alter 21-22	0,166*** (0,048)	0,182*** (0,049)	0,163*** (0,047)	0,143*** (0,046)	0,192*** (0,055)	
Realschule + FHR – Alter vor 21	0,101*** (0,037)	0,106*** (0,037)	0,080** (0,039)	0,106*** (0,033)	0,106** (0,045)	
Gymnasium FHR – Alter vor 21	0,144 (0,091)	0,152* (0,092)	0,132 (0,086)	0,070 (0,095)	0,152 (0,103)	
ABI – Alter 31-40	-0,040 (0,095)	-0,032 (0,096)	0,008 (0,107)	-0,012 (0,078)	-0,042 (0,108)	
ABI – Alter 26-30	-0,004 (0,081)	-0,025 (0,083)	0,036 (0,088)	0,003 (0,077)	-0,006 (0,087)	
ABI – Alter 23-25	0,191** (0,077)	0,204** (0,080)	0,247*** (0,077)	0,200** (0,078)	0,200** (0,090)	
ABI – Alter 21-22	0,054 (0,097)	0,058 (0,097)	0,077 (0,084)	0,121 (0,083)	0,088 (0,108)	
Realschule + ABI – Alter vor 21	0,148*** (0,038)	0,149*** (0,039)	0,143*** (0,042)	0,146*** (0,045)	0,198*** (0,042)	
Gymnasium ABI – Alter vor 21	0,191*** (0,027)	0,199*** (0,027)	0,178*** (0,029)	0,202*** (0,026)	0,227*** (0,030)	
Keine Berufsausbildung (Referenz: Duale Berufsausbildung)	-0,149** (0,058)	-0,145** (0,061)	-0,109* (0,059)	-0,149*** (0,050)	-0,138** (0,066)	
Fachschulbildung	-0,018 (0,026)	-0,023 (0,027)	-0,020 (0,026)	-0,022 (0,024)	-0,002 (0,033)	
Meister/Techniker	0,186*** (0,036)	0,178*** (0,036)	0,172*** (0,035)	0,168*** (0,033)	0,172*** (0,041)	
Studium	0,266*** (0,027)	0,262*** (0,027)	0,280*** (0,029)	0,263*** (0,027)	0,257*** (0,032)	
Erfahrung (tatsächlich)	0,018*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,019*** (0,001)	0,021*** (0,002)	
Erfahrung (quadriert)	-0,000*** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	
Erfahrung (fehlt)	-0,224 (0,165)		-0,240 (0,164)	-0,136 (0,151)	-0,090 (0,164)	
Frauen	-0,294*** (0,020)	-0,302*** (0,020)	-0,295*** (0,020)	-0,282*** (0,018)	-0,303*** (0,024)	
Notenschnitt	-0,058*** (0,016)	-0,061*** (0,015)	-0,059*** (0,016)	-0,058*** (0,015)	-0,061*** (0,018)	
Notenschnitt (fehlt)	-0,010 (0,069)		0,013 (0,070)	-0,064*** (0,025)	0,033 (0,088)	
Konstante	2,878*** (0,021)	2,878*** (0,021)	2,885*** (0,021)	2,894*** (0,019)	2,856*** (0,026)	
Beobachtungen	2.540	2.479	2.793	3.049	1.795	
R ²	0,368	0,372	0,332	0,375	0,386	

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Robuste Standardfehler in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; um den Mittelwert zentrierte Variablen: Erfahrung (für jeweilige Geburtskohorten), Notenschnitt

Beschäftigung

Tabelle 2.6 zeigt die Ergebnisse der linearen Regressionen der Beschäftigung auf die Bildung. Die Ergebnisvariable Beschäftigung ist binär kodiert und nimmt den Wert 1 an,

wenn im Interviewmonat ein formales Arbeitsverhältnis vorlag. Daher geben die Koeffizienten der binären Variablen für die allgemeinen Bildungsabschlüsse an, um wieviel Prozentpunkte sich die Wahrscheinlichkeit einer Beschäftigung in Referenz zu den Absolventen mit einem Mittleren Abschluss verändert. Spalte (1) zeigt die Ergebnisse für 3564 Beobachtungen der Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968. Spalte (2) und (3) zeigen die Ergebnisse für Männer und Frauen. In Spalte (4) sind die Beobachtungen mit einem ersten Schulabschluss nach dem 20. Lebensjahr ausgeschlossen. Als Vergleich sind in Spalte (5) die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1955 in die Schätzung einbezogen, die bis zum Alter von 21 Jahren noch nicht von der Einführung der Fachoberschulen zum Erwerb der Fachhochschulreife profitierten. (Schätzungen von Probit-Modellen bestätigen die Robustheit der Ergebnisse. Die (marginalen) Punktschätzer sind nicht niedriger als die Koeffizienten des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells. Diese Ergebnisse sind nicht ausgewiesen).

Ein signifikant positiver Koeffizient im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss ergibt sich nur in der Gruppe *ABI Alter 26-30* (+4,7 Prozentpunkte). Dieser Ertrag zeigt sich in den älteren Geburtsjahrgängen noch deutlicher (Spalte 5) und ist durch das Ergebnis für Männer getrieben. Da diese zu 100 Prozent beschäftigt sind, liegt hier möglicherweise eine Stichprobenselektion vor, so dass dieser Koeffizient überschätzt wäre. Da diese Alter-bei-Abschluss-Gruppe im Mittel keine Lohnvorteile einer Hochschulreife hat, könnte die hohe Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit aber auch auf eine hohe Produktivität hinweisen, die im Mittel nicht honoriert wird. Bei den im Mittel hoch entlohnten ZBW-Absolventen, die ihre allgemeine Hochschulreife zwischen 23 und 25 Jahren erreichen, zeigt sich ebenfalls ein positiver Koeffizient (+0,036; statistisch insignifikant), die Koeffizienten in den Schätzungen für die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1968 (Spalte 5) und 1960 bis 1968 (nicht ausgewiesen) sind jedoch deutlich niedriger. Für Absolventen mit Fachhochschulreife ergeben die Schätzungen im Mittel keine Beschäftigungsvorteile gegenüber einem Mittleren Abschluss. Aber für männliche FHR-Absolventen des Ersten Bildungsweges (Spalte 2), die mit 14 Jahren ein Gymnasium besuchten, zeigt sich ebenso wie bei ABI-Absolventen im Alter von 21 bis 22 Jahren im Zweiten Bildungsweg (Spalte 4) tendenziell ein negativer Zusammenhang mit einer Erwerbstätigkeit im Alter von 41 bis 54 Jahren. Dies könnte auf fehlende berufliche Ausbildungen hinweisen (siehe Steiner 2001) aber auch auf überschätzte mittlere Lohnerträge in diesen Abschlusskategorien (Tabelle 2.4), da gering produktive Personen häufiger nicht beschäftigt sind. In diesem Sinne könnten auch die Lohnerträge beim Erwerb der Hochschulreife neben einer Tätigkeit (Anhang Tabelle A.2.5) zu hoch geschätzt sein, da die Beschäftigung tendenziell niedriger ausgewiesen wird als beim Erwerb einer Hochschulreife mit Unterbrechung der Erwerbstätigkeit (Spalte 4 bis 6).

Tabelle 2.6 Beschäftigung und der Zweite Bildungsweg

BESCHÄFTIGT (1, wenn ja)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Männer	Frauen	ZBW21-22 ¹	1951-1968
Hauptschulabschluss (Referenz: Mittlerer Abschluss)	0,008 (0,012)	-0,006 (0,014)	0,012 (0,019)	0,007 (0,012)	-0,017 (0,012)
FHR – Alter 31-40	-0,021 (0,080)	-0,027 (0,099)	-0,008 (0,025)	-0,030 (0,091)	-0,011 (0,072)
FHR – Alter 26-30	-0,015 (0,040)	-0,029 (0,044)	0,036 (0,065)	-0,029 (0,052)	0,035 (0,036)
FHR – Alter 23-25	0,008 (0,016)	0,001 (0,020)	0,020 (0,024)	0,009 (0,018)	-0,006 (0,043)
FHR – Alter 21-22	-0,010 (0,031)	-0,004 (0,033)	-0,032 (0,086)	-0,019 (0,036)	-0,020 (0,044)
Realschule + FHR – Alter vor 21	0,013 (0,019)	0,004 (0,019)	0,014 (0,038)	0,013 (0,020)	0,033 (0,022)
Gymnasium FHR – Alter vor 21	-0,034 (0,048)	-0,079 (0,088)	-0,011 (0,050)	-0,037 (0,052)	0,020 (0,045)
ABI – Alter 31-40	0,027 (0,035)	-0,025 (0,038)	0,089 (0,064)	0,029 (0,037)	0,041 (0,037)
ABI – Alter 26-30	0,047* (0,025)	0,049 (0,030)	0,018 (0,024)	0,052* (0,028)	0,067*** (0,024)
ABI – Alter 23-25	0,036 (0,024)	0,040 (0,032)	0,053 (0,035)	0,037 (0,027)	-0,012 (0,051)
ABI – Alter 21-22	-0,008 (0,033)	-0,028 (0,038)	0,040 (0,063)	-0,052 (0,050)	0,020 (0,033)
Realschule + ABI – Alter vor 21	0,013 (0,017)	0,020 (0,016)	0,003 (0,027)	0,012 (0,019)	0,029 (0,020)
Gymnasium ABI – Alter vor 21	0,019 (0,013)	0,020 (0,018)	0,016 (0,019)	0,017 (0,015)	0,049*** (0,014)
Keine Berufsausbildung (Referenz: Duale Berufsausbildung)	0,001 (0,029)	-0,029 (0,032)	0,011 (0,035)	0,002 (0,031)	-0,032 (0,029)
Fachschulbildung	0,021* (0,012)	0,028* (0,016)	0,018 (0,016)	0,021* (0,012)	-0,005 (0,013)
Meister/Techniker	0,022 (0,017)	0,017 (0,014)	0,038 (0,052)	0,022 (0,020)	0,033* (0,017)
Studium	0,056*** (0,012)	0,054*** (0,015)	0,060*** (0,019)	0,058*** (0,013)	0,061*** (0,014)
Erfahrung (tatsächlich)	0,009*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,013*** (0,001)
Erfahrung (quadriert)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Erfahrung (fehlt)	-0,226* (0,116)	-0,361** (0,171)	-0,029 (0,039)	-0,227* (0,117)	-0,161* (0,084)
Frauen	-0,006 (0,010)			-0,006 (0,010)	-0,005 (0,010)
Notenschnitt	0,007 (0,008)	-0,009 (0,010)	0,020* (0,012)	0,007 (0,009)	0,007 (0,008)
Notenschnitt (fehlt)	-0,005 (0,029)	-0,017 (0,029)	0,007 (0,044)	-0,010 (0,029)	-0,160*** (0,016)
Konstante	0,970*** (0,010)	0,966*** (0,013)	0,969*** (0,012)	0,969*** (0,011)	0,968*** (0,011)
Beobachtungen	3.564	1.698	1.866	3.270	4.462
R ²	0,471	0,401	0,492	0,473	0,367

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Robuste Standardfehler in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; um den Mittelwert zentrierte Variablen: Erfahrung (für jeweilige Geburtskohorten), Notenschnitt

¹ Schätzungen ohne Beobachtungen für FHR bzw. ABI wenn 1. Schulabschluss im Alter von 21-22 Jahren (nicht ZBW):

(4a) Männer 1682 Beobachtungen: Alter 21-22 ZBW Koeff. (Standardfehler) FHR: 0,013 (0,724), ABI -0,066 (0,186)

(4b) Frauen 1859 Beobachtungen: Alter 21-22 ZBW Koeff. (Standardfehler) FHR: -0,032 (0,713), ABI 0,012 (0,900)

Studium

Da sich ein Studium sowohl auf die Löhne als auch auf die Beschäftigung positiv auswirkt, ist es interessant auch die Wahrscheinlichkeit eines Studiums nach dem Erwerb einer Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg zu betrachten. Die Ergebnisse in Tabelle 2.7 zeigen, dass „klassische“ Gymnasiasten, die auch schon mit 14 Jahren ein Gymnasium besuchten (*Gymnasium ABI–Alter vor 21*) weitaus am häufigsten studieren (+0.648 im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss). Für alle anderen Wege zur Hochschulreife ist der Koeffizient sowohl im Ersten als auch im Zweiten Bildungsweg mindestens 20 Prozentpunkte niedriger (Spalte 1), wobei es kaum Unterschiede zwischen dem Abschlussalter und der Art der Hochschulreife gibt.

Tabelle 2.7 Studium und Zweiter Bildungsweg

	(1)	(2)	(3)	(4)
	STUDIUM			MEISTER/ TECHNIKER
	(1, wenn ja /0 sonst)			(1/0)
	mit Stundenlohn	Erwerbspersonen	mit Stundenlohn	
Männer				
Hauptschulabschluss (Referenz: Mittlerer Abschluss)	-0,035*** (0,006)	-0,039*** (0,010)	-0,030*** (0,005)	-0,065*** (0,017)
FHR – Alter 31-40	0,179* (0,100)	0,076 (0,082)	0,117 (0,075)	0,250** (0,121)
FHR – Alter 26-30	0,413*** (0,159)	0,395** (0,174)	0,236** (0,108)	0,306** (0,143)
FHR – Alter 23-25	0,341*** (0,103)	0,424*** (0,128)	0,291*** (0,082)	0,115 (0,094)
FHR – Alter 21-22	0,407*** (0,080)	0,440*** (0,093)	0,394*** (0,071)	-0,007 (0,065)
Realschule + FHR – Alter vor 21	0,348*** (0,046)	0,414*** (0,061)	0,355*** (0,040)	-0,068** (0,032)
Gymnasium FHR – Alter vor 21	0,219** (0,103)	0,337 (0,209)	0,172** (0,081)	-0,013 (0,074)
ABI – Alter 31-40	0,412** (0,195)	0,280 (0,209)	0,434*** (0,147)	0,259 (0,177)
ABI – Alter 26-30	0,397*** (0,117)	0,388*** (0,137)	0,400*** (0,100)	-0,034 (0,083)
ABI – Alter 23-25	0,382*** (0,092)	0,437*** (0,110)	0,340*** (0,075)	-0,114** (0,047)
ABI – Alter 21-22	0,444*** (0,083)	0,448*** (0,100)	0,441*** (0,066)	-0,066 (0,044)
Realschule + ABI – Alter vor 21	0,404*** (0,041)	0,609*** (0,062)	0,419*** (0,036)	-0,084*** (0,023)
Gymnasium ABI – Alter vor 21	0,648*** (0,021)	0,736*** (0,028)	0,614*** (0,018)	-0,114*** (0,016)
Frauen	-0,078*** (0,010)		-0,073*** (0,008)	-0,111*** (0,013)
Notenschnitt	-0,070*** (0,009)	-0,080*** (0,014)	-0,068*** (0,007)	-0,009 (0,012)
Notenschnitt (fehlt)	X	X	X	X
Alter (Polynom 2. Ordnung)	X	X	X	X
Beobachtungen	2.540	1.244	3.564	2.540
R ²	0,494	0,551	0,472	0,070

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Robuste Standardfehler in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; Spezifikationen mit Kontrollen: Alter und fehlendem Notenschnitt beim letzten Schulabschluss

Frauen und Personen mit einem schlechteren Notenschnitt beim letzten Schulabschluss studieren signifikant weniger. Bei Männern ist die Wahrscheinlichkeit eines Studiums im Ersten Bildungsweg auch bei Besuch der Realschule in der Sekundarstufe I (*Realschule+ABI–Alter vor 21*) hoch. Ziel der Ausweitung des Hochschulzugangs während der Bildungsexpansion der 1970er Jahre war, dass ein höherer Prozentsatz der Geburtsjahrgänge studiert. Da Absolventen des Zweiten Bildungsweges zur Hochschulreife häufiger studieren als Personen mit einem Mittleren Abschluss, ist dieses Ziel teilweise erreicht. Zusätzlich machen ZBW-Absolventen mit Fachhochschulreife im Alter von 26 bis 30 Jahren deutlich häufiger eine Ausbildung zum Meister oder Techniker (Spalte 4). Dies zeigt, dass der Zweite Bildungsweg ebenso wie die Durchlässigkeit des Ersten Bildungsweges zu einer besseren Nutzung der produktiven Potentiale in der Bevölkerung beiträgt. Allerdings ist der Anteil der Studierenden über den Zweiten Bildungsweg und die Realschule deutlich kleiner als über das Gymnasium zur allgemeinen Hochschulreife. Die geringere Wahrscheinlichkeit der ZBW-Absolventen zu studieren, deutet einerseits auf eine fähigkeitsbedingte Selektion hin, und könnte ein Grund dafür sein, dass die Erfolgsaussichten von ZBW-Absolventen im Studium ähnlich sind wie bei traditionellen Studierenden (Altheit et al. 2008). Andererseits ist eine höhere Studienneigung von Gymnasiasten auch durch die frühe schulische Ausrichtung auf ein Studium bedingt. Hingegen werden Personen, die eine Hauptschule, Realschule oder eine andere nicht-gymnasiale Schulform in der Sekundarstufe I besuchen, auf eine Berufsausbildung hin befähigt und sozialisiert.

Insgesamt zeigt die Studie, dass sich der späte Abschluss einer Hochschulreife für die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 durchschnittlich bis zum 25. Lebensjahr ökonomisch auszahlt, für Absolventen mit Fachhochschulreife am ehesten bei Abschluss bis etwa zum 22. Lebensjahr. Ein positiver Zusammenhang mit der Beschäftigung zeigt sich allenfalls für Männer, die im Alter von 26 bis 30 Jahren die allgemeine Hochschulreife nachgemacht haben. Für einen stilisierten Überblick der Lohn und Beschäftigungszusammenhänge siehe Abbildung 2.9. Außerdem ist die Studienwahrscheinlichkeit im Zweiten Bildungsweg zur allgemeinen Hochschulreife (Abitur) deutlich niedriger als bei „klassischen“ Gymnasiasten.

Abbildung 2.9 Arbeitsmarktergebnisse und Alter bei Abschluss der Hochschulreife – Ein stilisierter Überblick (Referenz: Mittlerer Abschluss)

FHR	++ / (-)	++ / ~	+++ / ~	(+) / ~	(-) / ~
	+++ / ~	++ / ~	+ / (-)	+++ / (+)	~ / +
ABI					
	Erster Bildungsweg		Zweiter Bildungsweg		
	Gy 18-20	RS-Gy 18-20	21-22	23-25	26-30
	Alter bei Abschluss				
	+ ¹ Mittlere Löhne / Beschäftigungswahrscheinlichkeit im Vergleich zu mittlerem Abschluss				

Quelle: eigene Darstellung nach Berechnungen in Tabelle 2.4 Löhne und der Zweite Bildungsweg / Tabelle 2.6 Beschäftigung und der Zweite Bildungsweg;

FHR = Fachhochschulreife, ABI = allgemeine Hochschulreife; Gy18-20 und RS-Gy 18-20 sind die Rubriken des Ersten Bildungsweges (Gymnasium ABI/FHR und Realschule+ABI/FHR –Alter vor 21);

¹ +++, ++, + positiver Zusammenhang nach Stärke, (+) statistisch nicht gesichert, ~ kein Zusammenhang, (-) tendenziell negativer Zusammenhang (statistisch nicht gesichert)

2.5 Schlussfolgerungen

In dieser Studie werden die ökonomischen Chancen des Zweiten Bildungsweges zur Hochschulreife betrachtet. Dazu werden die Zusammenhänge zwischen einer späten Hochschulreife – definiert als Abschluss im Zweiten Bildungsweg ab dem 21. Lebensjahr – und den langfristigen Arbeitsmarktergebnissen untersucht. Die Analyse erfolgt anhand einer modifizierten Mincer-Gleichung, wobei die schulische und berufliche Bildungszeit und Bildungsqualität detailliert modelliert und die Hochschulreife nach dem Alter bei Abschluss differenziert wird. Die Ergebnisse für die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1968 deuten darauf hin, dass der Abschluss einer Hochschulreife bis zum 25. Lebensjahr (Fachhochschulreife bis zum 23. Lebensjahr) gute Chancen bietet, langfristig gleiche Arbeitsmarktergebnisse zu erreichen, wie über den Ersten Bildungsweg. Bei einem Abschluss nach dem 25. Lebensjahr werden Lohnvorteile – im Vergleich zu einem Mittleren Abschluss – im Mittel nicht mehr erreicht. Ein positiver Zusammenhang mit der Beschäftigung zeigt sich allenfalls für Männer, die im Alter von 26 bis 30 Jahren die allgemeine Hochschulreife nachgemacht haben. Außerdem nutzen Absolventen des Zweiten Bildungsweges indirekte Arbeitsmarktvorteile durch ein Studium deutlich weniger als Abiturienten, die schon in der Sekundarstufe I das Gymnasium besuchten. Eine vorsichtige Interpretation dieser Ergebnisse in Hinsicht auf die heutige Situation ist angebracht, weil sowohl das Bildungssystem als auch die Arbeitsmarktlage andere Chancen und Hindernisse aufzeigen als in den 1980er und 1990er Jahren. Außerdem können die OLS-Schätzer in dieser Studie nicht als unverzerrt angenommen werden, da statistisch nicht gesichert ist, ob sich die Absolventen

der Abschluss-Rubriken in unbeobachteten Merkmalen unterscheiden. Trotzdem zeigen die Ergebnisse, dass sowohl die Wege zur Hochschulreife als auch das Alter bei Abschluss einer Hochschulreife für die Arbeitsmarktergebnisse eine Rolle spielen. Zukünftig könnten Betrachtungen einzelner Lebensläufe und von Persönlichkeitsmerkmalen sowie qualitative Interviews die Ergebnisse dieser Studie ergänzen.

Angesichts hoher Absolventenzahlen im Zweiten Bildungsweg ist dieses Ergebnis bildungspolitisch wichtig, in der Beratung für Schüler und Auszubildende als auch für die Gestaltung von Bildungsangeboten für (junge) Erwachsene. Es macht Sinn gute Realschüler (und Hauptschüler) aktiv zu ermutigen auf ein Gymnasium zu wechseln oder direkt im Anschluss an eine Berufsausbildung die allgemeine Hochschulreife oder Fachhochschule im Zweiten Bildungsweg nachzuholen. Im Rahmen einer frühzeitigen, altersadäquaten und schulform-spezifischen Berufsorientierung (BIBB 2006) ist es sinnvoll, auch die Möglichkeiten weiterführender Bildungswege in Hinsicht auf den beruflichen Werdegang transparent zu vermitteln (Famulla / Schreier 2014). Für eine Wiederaufnahme des Lernprozesses nach einer berufstätigen Phase sind ein leichter Zugang und transparente Wege zu den anvisierten Abschlüssen ebenso wichtig wie erwachsenen-geeignete Lernmethoden, individualisierte Lernprogramme und die Qualität der Lehrkräfte (Ross / Gray 2005).

Diese Studie belegt auch, dass die Selbstverständlichkeit zu studieren für Gymnasiasten deutlich höher ist als für Realschüler oder sonstiger Absolventen mit einem Mittleren Abschluss, die die Durchlässigkeit des deutschen Bildungssystems nutzen und ihre Hochschulreife im Ersten oder Zweiten Bildungsweg erlangen. Daher wäre es gut, Schüler schon bei der Entscheidung über die Schulform in der Sekundarstufe I gleich zu behandeln. Für Schüler mit geringerer Unterstützung im Elternhaus wäre eine proaktive Lernunterstützung auf dem Gymnasium und eine Beratung in Hinsicht auf ein Studium zielführender, als die geringere Unterstützung zu antizipieren und betroffene Kinder trotz gleicher Leistungen nicht zum Gymnasium zu schicken (Neugebauer 2010; Ditton 2007; Link 2011). Es ist einfacher eine Hochschulreife in der Regelschulzeit zu erlangen, als im Erwachsenenalter den Zweiten Bildungsweg erfolgreich zu bestreiten.

Wie diese Studie zeigt, ist eine ökonomische Gleichstellung im Arbeitsmarkt nach dem Erwerb einer Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg langfristig möglich. Allerdings werden nur erfolgreiche Absolventen des Zweiten Bildungsweges mit Absolventen des Ersten Bildungsweges verglichen. Der Anteil bildungswilliger junger Erwachsener, die mehrjährige standardisierte Qualifikationsmaßnahmen im Zweiten Bildungsweg (meistens „Abiturkurse“) erfolgreich mit einer Hochschulreife abschließen, ist jedoch durch diverse Selektionsmechanismen beschränkt (Freitag 2012). Es wäre daher interessant zukünftig zu

untersuchen, inwiefern die Ausweitung der Möglichkeiten seit den 1990er Jahren über berufliche Aus- und Weiterbildungen eine Hochschulreife zu erlangen, die Löhne der ZBW-Absolventen im Vergleich zu Absolventen des Ersten Bildungsweges beeinflusst hat. Wenn individuellere Wege zur Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg die Produktivität der Arbeitnehmer auf ein höheres Niveau bringt als die der Realschüler (Mittlerer Abschluss) mit ähnlichen Voraussetzungen, dann wären weniger selektive Zugänge und modulare Angebote im Zweiten Bildungsweg nicht nur bildungspolitisch sondern auch ökonomisch erstrebenswert. Im Gegensatz zu mehrjährigen Maßnahmen könnten zertifizierte modulare Qualifizierungsangebote (Hochstätter 2009), die in der Summe zur Hochschulreife führen, bildungswillige Erwachsene ermutigen ihr Leistungspotential besser zu nutzen, selbst wenn sie den Abschluss der Hochschulreife letztlich doch nicht erreichten. Modulare Angebote wie in Schweden (Stenberg 2010) könnten zum lebensbegleitenden Lernen anreizen und angesichts erweiterter Zugangswege zu einem Hochschulstudium auch den Anteil nicht-traditionell Studierender (siehe Teichler / Wolter 2004b, Schuetze / Slowey 2002) erhöhen.

Ob flexiblere Wege zur Hochschulreife im Zweiten Bildungsweg die ökonomischen Chancen im Vergleich zu Absolventen des Ersten Bildungsweges im Sinne im Mittel gleicher Bildungsrenditen verbessern, kann hier nicht beantwortet werden. Aber aufgrund der Ergebnisse in Bezug auf die Löhne sollte in einer Bildungsberatung zu den Chancen des Zweiten Bildungsweges die Erwartung deutlich höherer Stundenlöhne ohnehin nicht in den Vordergrund gestellt werden. Dieses Ziel ist schon für hoch Motivierte und Disziplinierte nicht immer erreichbar, und für „Spätstarter“ (mit potentiell anderen Merkmalen) nimmt mit dem Alter die Wahrscheinlichkeit dieses Ziel zu erreichen zusätzlich stark ab. Realistische finanzielle und berufliche Ziele könnten langfristige Enttäuschungen der Betroffenen verringern.

Insgesamt gibt diese Studie eine empirische Evidenz, dass sich die Mühen des Zweiten Bildungsweges lohnen können, vor allem wenn die Hochschulreife direkt nach einer beruflichen Ausbildungsphase nachgeholt wird. In den Geburtskohorten 1956 bis 1968 hatten Personen, die die „Hürde Motivation und Selbstdisziplin“ erfolgreich meisterten und ihre Hochschulreife bis etwa 25 Jahren (Fachhochschulreife bis zum 23. Lebensjahr) nachgeholt hatten, die beste Chance langfristig gleiche Arbeitsmarktergebnisse zu erreichen, wie Absolventen des Ersten Bildungsweges.

Literatur

- 2nd Chance (2012): International Approaches to Second Chance Education, London, <http://2ndchanceuk.org/Downloads/International-Doc.pdf> [abgerufen 30. Juni 2014].
- Alheit, Peter / Kathrin Rheinländer / Rainer Watermann (2008): Zwischen Bildung und Karriere. Studienperspektiven "nicht-traditioneller Studierender", *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 11(4): 577–606.
- Altonji, Joseph G. (1993): The Demand for and Return to Education When Education Outcomes are Uncertain, *Journal of Labor Economics* 11(1): 48–83.
- Altonji, Joseph G. / Charles R. Pierret (2001): Employer Learning and Statistical Discrimination, *Quarterly Journal of Economics* 166(1): 313–350.
- Beblo, Miriam / Elke Wolf (2002), Wage Penalties for Career Interruptions - An Empirical Analysis for West Germany, Centre for European Economic Research, ZEW Discussion Paper No. 02-45, Mannheim.
- Beblo, Miriam / Elke Wolf (2003): Sind es die Erwerbsunterbrechungen? Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4), 560–572.
- BIBB 2006 – Hauptausschuss des Bundesinstituts für Berufsbildung: Empfehlung des Hauptausschusses des Bundesinstituts für Berufsbildung zur Berufsorientierung und Berufsberatung, *Berufsbildung in Wissenschaft und Praxis* 2006 (1) (auch: BIBB-Pressemitteilung: Nr. 48 vom 16.12.2005), <http://www.bibb.de/de/23734.htm> [abgerufen 26. Juni 2014].
- Bildungsbericht 2008 – Autorengruppe Bildungsberichterstattung (Hrsg.): Bildung in Deutschland 2008 – Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Übergängen im Anschluss an den Sekundarbereich I, Bielefeld, http://www.bildungsbericht.de/daten2008/bb_2008.pdf [abgerufen 26. Juni 2014].
- BMBF 2009 – Bundesministerium für Bildung und Forschung: Aufstieg durch Bildung – Die Qualifizierungsinitiative für Deutschland, Bonn, http://www.bmbf.de/pub/qualifizierungsinitiative_breg.pdf [abgerufen 30. Juni 2014].
- Blossfeld, H.-P. / H.-G. Roßbach / J. von Maurice (Hrsg.) (2011): Education as a Lifelong Process – The German National Educational Panel Study (NEPS), *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*: Special Issue 14.
- Buhr, Regina / Walburga Freitag / Ernst A. Hartmann / Claudia Loroff / Karl-Heinz Minks / Kerstin Mucke / Ida Stamm-Riemer (Hrsg.) (2008): Durchlässigkeit gestalten! Wege zwischen beruflicher und hochschulischer Bildung, Münster.
- Bundesagentur für Arbeit / Ständige Konferenz der Kulturminister der Länder (2004): Rahmenvereinbarung über die Zusammenarbeit von Schule und Berufsberatung zwischen der Kulturministerkonferenz und der Bundesagentur für Arbeit, 15.10.2004, http://www.kmk.org/fileadmin/pdf/PresseUndAktuelles/2004/RV_Schule_Berufsberatung.pdf [abgerufen 25. Juni 2014].

- Cameron, Stephen V. / James J. Heckman (1993): The Nonequivalence of High School Equivalents, *Journal of Labor Economics* 11 (1 Part 1): 1–47.
- Card, David (1999): The Causal Effect of Education and Earnings. *Handbook of Labour Economics* Vol. 3: 1801–1863.
- Card, David (2001): Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems, *Econometrica* 69(5): 1127–1160.
- Cohn, Elchanan / John T. Addison (1998): The Economic Returns to Lifelong Learning in OECD Countries, *Education Economics* 6(3): 253–307.
- Colon, Gavan (2005): The Incidence and Outcomes Associated with the Late Attainment of Qualifications in the United Kingdom, *Education Economics* 13(1): 27–45.
- Deeken, Sven / Bert Butz (2010): Berufsorientierung – Beitrag zur Persönlichkeitsentwicklung, Expertise im Auftrag des Good Practice Center (GPC) im Bundesinstitut für Berufsbildung (BIBB), Bonn, http://www.good-practice.de/expertise_berufsorientierung_web.pdf [abgerufen 25. Juni 2014].
- Dustmann, Christian / Patrick A. Puhani / Uta Schönberg (2012): The Long-term Effects of School Quality on Labor Market Outcomes and Educational Attainment, Centre for Research and Analysis of Migration, CReAM Discussion Paper No 08/12.
- Edin, Per-Anders / Magnus Gustavsson (2008): Time out of Work and Skill Depreciation, *Industrial and Labor Relations Review* 61(2): 163–180.
- EU-KOM (2004): Allgemeine und berufliche Bildung 2010 – Die Dringlichkeit von Reformen für den Erfolg der Lissabon-Strategie – Gemeinsamer Zwischenbericht des Rates und der Kommission über die Maßnahmen im Rahmen des detaillierten Arbeitsprogramms zur Umsetzung der Ziele der Systeme der allgemeinen und beruflichen Bildung in Europa, Kommissionsvorschlag Nr. 14358/03 EDUC 168 - KOM(2003) 685 endgültig, http://www.bmbf.de/pubRD/allgemeine_und_berufliche_bildung_2010.pdf [abgerufen 25. Juni 2014].
- Ditton, Hartmut (2007): Der Beitrag von Schule und Lehrern zur Reproduktion von Bildungsungleichheit, in: Becker, Rolf, Wolfgang Lauterbach (Hrsg.): *Bildung als Privileg – Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*, 2., aktualisierte Auflage, Wiesbaden: 243–272.
- Fahle, Klaus / Peter Thiele (2005): Der Brügge-Kopenhagen-Prozess: Beginn der Umsetzung der Ziele von Lissabon in der beruflichen Bildung, in: Nationale Agentur Bildung für Europa beim Bundesinstitut für Berufsbildung (NA beim BIBB), Herausforderung Europa - Der Beitrag des LEONARDO DA VINCI-Programms zur grenzüberschreitenden Bildungskooperation, Bonn: 5–8; http://www.na-bibb.de/uploads/txtproducts/datasheet/impuls_15.pdf [abgerufen 30. Juni 2014].
- Famulla, Gerd. E. / Claudia Schreier, Berufsorientierung – Einführung in das Thema, Beitrag im Online-Reader „Berufsorientierung“ des Programms Schule-Wirtschaft/Arbeitsleben (SWA), http://www.sowi-online.de/reader/berufsorientierung/berufsorientierung_einfuehrung_thema.html [abgerufen 26. Juni 2014].

- Fitzenberger, Bernd / Stefan Speckesser (2007): Employment Effects of the Provision of Specific Professional Skills and Techniques in Germany, *Empirical Economics* 32(2-3): 529–573.
- Flossmann, Anton L. / Winfried Pohlmeier (2006): Causal Returns to Education: A Survey on Empirical Evidence for Germany, *Jahrbücher für Nationalökonomie u. Statistik* 226(1): 6–23.
- Freitag, Walburga Katharina (2012) Zweiter und Dritter Bildungsweg in die Hochschule, Hans-Böckler-Stiftung Mitbestimmungs-, Forschungs- und Studienförderungswerk des DGB, Arbeitspapier 253.
- Ganzeboom, Harry B.G. / Paul M. De Graaf / Donald J. Treiman (1992): A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status, *Social Science Research* 21 (1): 1–56.
- Griliches, Zvi (1977): Estimating the Returns to Schooling – Some Econometric Problems, *Econometrica* 45(1): 1–22.
- Harmon, Colm / Hessel Oosterbeek / Ian Walker (2003): The Returns to Education – Microeconomics, *Journal of Economic Surveys* 17(2): 115–156.
- Harney, Klaus / Sascha Koch / Hans-Peter Hochstätter (2007): Bildungssystem und Zweiter Bildungsweg – Formen und Motive reversibler Bildungsbeteiligung, *Zeitschrift für Pädagogik* 53(1): 34–57.
- Heckman, James J. / John E. Humphries / Nicholas S. Mader (2010): The GED, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, IZA Discussion paper series No. 4975
- Heckman, James J. / Paul A. LaFontaine (2006): Bias Corrected Estimates of GED Returns, *Journal of Labor Economics* 24(3): 661–700.
- Heckman, James J. / Jora Stixrud / Sergio Urzua (2006): The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior, *Journal of Labor Economics* 24(3): 411–482.
- Heckman, James J. / Yona Rubinstein (2001): The Importance of Noncognitive Skills – Lessons from the GED Testing Program, *American Economic Review* 91(2): 145–149.
- Henz, Ursula (1997): Der nachgeholt Erwerb allgemeinbildender Schulabschlüsse. Analysen zur quantitativen Entwicklung und sozialen Selektivität, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49: 223–241.
- Hillmert, Steffen / Marita Jacob (2005): Zweite Chance im Schulsystem? Zur sozialen Selektivität bei ‚späteren‘ Bildungsentscheidungen: in Berger, Peter A., Heike Kahlert: Institutionalisierte Ungleichheiten – wie das Bildungswesen Chancen blockiert, Weinheim: 155–176.
- Hochstätter, Hans-Peter (2009): Der zweite Bildungsweg als Black Box – Veränderungen und Optionen, *Hessische Blätter für Volksbildung* 59(3): 256–265.
- Jüttemann, Sigrid (1991): Die gegenwärtige Bedeutung des Zweiten Bildungswegs vor dem Hintergrund seiner Geschichte, Weinheim.

- KMK (2013) Sekretariat der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland (Hrsg.), Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland 2011/2012 – Darstellung der Kompetenzen, Strukturen und bildungspolitischen Entwicklungen für den Informationsaustausch in Europa, Bonn.
- Secretariat of the Standing Conference of the Ministers of Education and Cultural Affairs of the Länder in the Federal Republic of Germany (ed.), The Education System in the Federal Republic of Germany 2011/2012 – A description of the responsibilities, structures and developments in education policy for the exchange of information in Europe, Bonn.
- KMK/GWK (2013): Sekretariat der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland und Gemeinsame Wissenschaftskonferenz – Aufstieg durch Bildung – Die Qualifizierungsinitiative für Deutschland – Bericht zur Umsetzung 2013, http://www.bmbf.de/pubRD/BMBF_UB_QID_2013.pdf [abgerufen 25. Juni 2014].
- Knostmann, Hermann (1983): Untersuchungen zur Konzeption des Zweiten Bildungsweges und ihrer Realisation im Rahmen des westdeutschen Bildungssystems, Frankfurt a.M.
- Kevin Lang (1993): Ability Bias, Discount Rate Bias and the Return to Education, MPRA Paper No. 24651.
- Kunze, Astrid (2002): The timing of careers and human capital depreciation, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, IZA Discussion paper series, No. 509.
- Lange, Fabian / Robert Topel (2006): The social value of education and human capital, in: Hanushek, E., F. Welch, (Hrsg.), Handbook of the Economics of Education, Volume 1, Chapter 8: 459–509.
- Lauer, Charlotte / Viktor Steiner (2000): Returns to Education in West-Germany – an Empirical Assessment, Centre for European Economic Research, ZEW Discussion Paper 00-04, Mannheim.
- Light, Audrey (1995): The Effects of Interrupted Schooling on Wages, *The Journal of Human Resources* 30(3): 472–502.
- Link, Judith (2011): Schichttypische Benachteiligung im allgemeinen Bildungswesen – Ein Vergleich zwischen Kanada und Deutschland, Wiesbaden.
- Lochner, Lance (2011): Non-Product Benefits of Education: Crime, Health, and good Citizenship, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper 16722.
- Matthes, Britta / Carola Burkert / Wolfgang Biersack (2008): Berufssegmente - Eine empirisch fundierte Neuabgrenzung vergleichbarer beruflicher Einheiten, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, IAB Discussion Paper 35/2008.
- Mazumder, Bhashkar (2008): Sibling Similarities and Economic Inequality in the US, *Journal of Population Economics* 21(3): 685–701.
- Mincer, Jacob (1974): Schooling, Experience and Earnings, National Bureau of Economic Research, New York.

- Mincer, Jacob / Haim Ofek (1982): Interrupted Work Careers – Depreciation and Restoration of Human Capital, *The Journal of Human Resources* 17(1): 3–24.
- Mincer, Jacob / Solomo Polachek (1974): Family Investments in Human Capital – Earnings of Women, *Journal of Political Economy* 82(2 Part 2): S76–S108.
- Monks, James (1997): The Impact of College Timing on Earnings, *Economics of Education Review* 16(4): 419–423.
- Neugebauer, Martin (2010): Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium, *Zeitschrift für Soziologie* 39: 202–214.
- Pampus, Klaus (1981): Die Verbindung beruflicher Qualifikationen mit allgemeinen Bildungsabschlüssen – Eine Übersicht über bestehende Regelungen, Bundesinstitut für Berufsbildungsforschung, Berlin.
- Psacharopoulos, George / Harry A. Patrinos (2004): Returns to Investment in Education – A Further Update, *Education Economics* 12(2): 111–134.
- Polidano, Cain / Domenico Tabasso, Yi-Ping Tseng (2013): A second chance at education for early school leavers, *Education Economics*, veröffentlicht online: 10. Sep. 2013.
- Reinberg, Alexander / Hummel, Markus (2007): Schwierige Fortschreibung: Der Trend bleibt – Geringqualifizierte sind häufiger arbeitslos, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, IAB-Kurzbericht 18/2007, Nürnberg.
- Rohwer, Götz (2011): Using Sampling Weights for Model Estimation? German National Educational Panel Study, NEPS Working Paper No. 4, Bamberg.
- Ross, Sharon / Jan Gray (2005): Transitions and Re-engagement through Second Chance Education, *The Australian Educational Researcher* 32(3): 103–140.
- Schnitzlein, Daniel D. (2013): Wenig Chancengleichheit in Deutschland: Familienhintergrund prägt eigenen ökonomischen Erfolg, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, DIW Wochenbericht Nr. 4/2013.
- Schnitzlein, Daniel D. (2014): How Important is the Family? Evidence from Sibling Correlations in Permanent Earnings in the USA, Germany, and Denmark, *Journal of Population Economics* 27(1): 69–89.
- Schuetze, Hans G. / Maria Slowey (2002): Participation and Exclusion: A Comparative Analysis of Non-traditional Students and Lifelong Learners in Higher Education, *Higher Education* 44: 309–327.
- Schwabe-Ruck, Elisabeth (2010): „Zweite Chance“ des Hochschulzugangs? – eine bildungshistorische Untersuchung zur Entwicklung und Konzeption des Zweiten Bildungsgangs, Düsseldorf.
- Spence, A. M. (1973): Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics* 87(3): 355–379.
- Statistisches Bundesamt (diverse Jahre): Fachserie 11 Reihe 1, Allgemeines Schulwesen, und Fachserie 11 Reihe 2, Berufsbildendes Schulwesen, Wiesbaden, www.destatis.de.

- Steiner, Victor (2001): Unemployment Persistence in the West German Labour Market – Negative Duration Dependence or Sorting?, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63(1): 91–113.
- Steiner, Viktor / Charlotte Lauer (2000): Private Erträge von Bildungsinvestitionen in Deutschland, Centre for European Economic Research, ZEW Discussion Paper No. 00-18, Mannheim.
- Stenberg, Anders (2010): The Impact on Annual Earnings of Adult Upper Secondary Education in Sweden, *International Journal of Lifelong Education* 29(3): 303–321.
- Teichler, Ulrich / Andrä Wolter (2004a): Zugangswege und Studienangebote für nicht-traditionelle Studierende, *die hochschule. journal für wissenschaft und bildung*, 2/2004: 64-80.
- Teichler, Ulrich / Andrä Wolter (2004b): Studierchancen und Studienangebote außerhalb des Mainstreams in Deutschland, HWP-Magazin 2/04, Hamburg 2004.
- Trautwein, Ulrich / Neumann, Marko (2008): Das Gymnasium, in: Cortina, Kai S., Jürgen Baumert, Achim Leschinsky, Karl Ulrich Mayer, Luitgard Trommer (Hrsg.), *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland - Strukturen und Entwicklungen im Überblick*, Reinbek bei Hamburg: Rowohlt: 467–501.
- Weishaupt, Horst / Martin Baethge / Hans-Peter Füssel / Heinz-Werner Hetmeier / Thomas Rauschenbach / Ulrike Rockmann / Susan Seeber / Andrä Wolter (Autorengruppe Bildungsberichterstattung, Hrsg.) (2012): *Bildung in Deutschland 2012 - Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zur kulturellen Bildung im Lebenslauf*, Bielefeld.
- Weiss, Andrew (1995): Human Capital and Sorting Models, *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 133–154
- Wolf, Willi (1975): Selektionsprozesse im Zweiten Bildungsweg – Untersucht am Beispiel des Hessenkollegs, Kronberg/Ts.
- ZENSUS 2011, Ergebnisse des Zensus 2011, <https://ergebnisse.zensus2011.de> [abgerufen 17. Juni 2014].

Anhang

Tabelle A.2.1 Absolventen mit Hochschulreife im Ersten und Zweiten Bildungsweg

Absolventen	Allgemeinbildende Schulen				Berufsbildende Schulen			
	1980	1990	2000	2010	1980	1990	2000	2010
Mit Fachhochschulreife	2.336	5.380	10.154	13.455	48.236	69.552	79.706	127.819
Regelschulen (EBW)	2.234	4.255	8.939	11.384	34.652	44.761	37.468	58.266
Zweiter Bildungsweg (ZBW)	102	1.125	1.215	2.071	13.584	24.791	42.238	69.553
Mit allgemeiner Hochschulreife (inkl. fachgebundene allg. HR)	156.075	179.112	229.700	268.194	11.885	20.706	27.979	48.029
Regelschulen (EBW)	149.173	172.661	224.455	262.232	11.102	17.380	23.152	43.305
Zweiter Bildungsweg (ZBW)	6.902	6.451	5.245	5.962	783	3.326	4.827	4.724
EBW gesamt	151.407	176.916	233.394	273.616	45.754	62.141	60.620	101.571
ZBW gesamt	7.004	7.576	6.460	8.033	14.367	28.117	47.065	74.277
ZBW gesamt allgemein- und berufsbildende Schulen					21.371	35.693	53.525	82.310

Quelle: Statistisches Bundesamt (diverse Jahre) Fachserie 11-1 und 11-2; eigene Berechnungen; 1980 und 1990 früheres Bundesgebiet; 2000 und 2010 Deutschland gesamt; Eine Differenzierung der Absolventen nach Alter oder Geburtsjahrgang ist anhand der Statistiken nicht möglich.

Regelschulen (EBW): allgemeinbildende Schulen (Gymnasien, Integrierte Gesamtschulen, Freie Waldorfschulen, Förderschulen), berufsbildende Schulen (Teilzeit-Berufsschulen, Fachoberschulen, Fachgymnasien, Kollegschulen);
Zweiter Bildungsweg (ZBW): allgemeinbildende Schulen (Abendrealschulen, Abendgymnasien, Kollegs, Externe), berufsbildende Schulen (Berufsfachschulen/Berufskollegs, Berufsoberschulen/Technische Oberschulen, Fachschulen, Fachakademien des öffentlichen Dienstes, Berufsakademien)

Tabelle A.2.2 Bildungsjahr-Äquivalente für einzelne metrische Variable

Schulabschluss	Berufsabschluss	Bildungsjahre (äquivalent)
kein Abschluss/Hauptschule	–	9
Mittlerer Abschluss (Realschule u. a.)	–	10
Hauptschule	Duale Berufsausbildung (BA)/Fachschule	11
Mittlerer Abschluss	Duale Berufsausbildung/Fachschule	12
Allgemeine Hochschulreife (ABI)	–	13
Hauptschule/Mittlerer Abschluss	Duale BA/Fachschule + Meister/Techniker	14
ABI/Fachhochschulreife (FHR)	Duale BA/Fachschule + Meister/Techniker	15
Fachhochschulreife (FHR)	Studium: im Regelfall Fachhochschule	16
Allgemeine Hochschulreife (ABI)	Studium: im Regelfall Universität	18

Anmerkung: In der Stichprobe gab es keine Beobachtungen mit Fachhochschulreife ohne Berufsabschluss.

Tabelle A.2.3 Beschreibung der Variablen

Variablen	Werte	Beschreibung
<i>Ergebnisvariablen</i>		
log Stundenlohn	metrisch	Berechnet aus Brutto-Monatslohn ohne Kindergeld und tatsächlicher (bei fehlender Angabe: vertraglicher) wöchentlicher Arbeitszeit in der Hauptbeschäftigung im Interviewmonat ¹ (bei parallelen Angaben zur Beschäftigung: Angabe mit höchstem Lohn; bei Angabe paralleler Beschäftigungen mit gleichem Lohn: Angabe mit längster Dauer); ohne untere und obere 0,5 Prozent Perzentile beim Monatslohn und Stundenlohn
Beschäftigung	0/1	Erwerbstätige Personen im Interviewmonat (in Anlehnung an die ILO-Definition inklusive Personen, die ein formales Arbeitsverhältnis vorübergehend nicht ausüben; ohne Ferienjobs, Schüler- oder Studentenpraktika)
<i>Allgemeine Schulbildung</i>		
Hauptschulabschluss Referenz: Mittlerer Abschluss	0/1	Niedrigster Schulabschluss Abschluss an einer Realschule oder gleichwertiger Abschluss
FHR – Alter 31-40	0/1	Fachhochschulreife im Alter von 31 bis 40
FHR – Alter 26-30	0/1	Fachhochschulreife im Alter von 26 bis 30
FHR – Alter 23-25	0/1	Fachhochschulreife im Alter von 23 bis 25
FHR – Alter 21-22	0/1	Fachhochschulreife im Alter von 21 bis 22
Realschule + FHR – Alter vor 21	0/1	Absolventen, die in der Sekundarstufe I nicht das Gymnasium besuchten und die Fachhochschulreife vor dem 21. Lebensjahr erreichten
Gymnasium FHR – Alter vor 21	0/1	Gymnasiasten, die auch schon in der Sekundarstufe I auf dem Gymnasium waren und vor dem 21. Lebensjahr ihre Fachhochschulreife erreichten
ABI – Alter 31-40	0/1	Allgemeine Hochschulreife im Alter von 31 bis 40
ABI – Alter 26-30	0/1	Allgemeine Hochschulreife im Alter von 26 bis 30
ABI – Alter 23-25	0/1	Allgemeine Hochschulreife im Alter von 23 bis 25
ABI – Alter 21-22	0/1	Allgemeine Hochschulreife im Alter von 21 bis 22
Realschule + ABI – Alter vor 21	0/1	Absolventen, die in der Sekundarstufe I nicht das Gymnasium besuchten und die allgemeine Hochschulreife vor dem 21. Lebensjahr erreichten
Gymnasium ABI – Alter vor 21	0/1	Gymnasiasten, die auch schon in der Sekundarstufe I auf dem Gymnasium waren und vor dem 21. Lebensjahr ihre allgemeine Hochschulreife erreichten

- Fortsetzung nächste Seite -

<i>Berufliche Bildung</i>			
Keine Berufsausbildung	0/1		Kein Berufsabschluss oder weniger als zwei Jahre betriebliche oder schulische Berufsausbildung
Referenz: Duale Berufsausbildung			Betriebliche Ausbildung und Berufsschulbesuch (Lehre)
Fachschulbildung	0/1		Mindestens 2 Jahre schulische Aus- oder Weiterbildung an einer Fachschule
Meister/Techniker	0/1		Berufsausbildung und Meister- oder Techniker Ausbildung
Studium	0/1		Abschluss an einer Universität oder Fachhochschule
 <i>Individuenspezifische Kontrollvariablen</i>			
Erfahrung (tatsächlich)	metrisch		Monatsgenaue Dauer der Tätigkeit im Arbeitsmarkt; Fehlende Monatsangaben wurden lückenlos in angrenzende Erwerbsepisoden eingepasst ansonsten wurde der Beginn auf Januar und das Ende auf Dezember des Jahres gesetzt; Fehlenden Jahresangaben wurden auf die mittlere Erfahrung der Beobachtungen mit gleichem höchsten Schulabschluss gesetzt.
Erfahrung (quadriert)	metrisch		Arbeitsmarkterfahrung quadriert
Erfahrung fehlt	0/1		Indikator für fehlende Jahresangaben in Beschäftigungsepisoden
Frauen	0/1		Person ist weiblich
Notenschnitt	metrisch		Notendurchschnitt beim höchsten schulischen Abschluss zentriert um den Mittelwert der jeweiligen Schulabschlussart (HS, RS, FHR, ABI); Fehlende Angaben wurden auf Null gesetzt.
Notenschnitt fehlt	0/1		Indikator für fehlende Angaben zum Notendurchschnitt
 <i>Firmenspezifische Kontrollvariablen</i>			
Betriebszugehörigkeit	metrisch		Aktuelle Tätigkeit in Jahren (monatsgenau)
Firmengröße	metrisch		11 Rubriken; zusätzlich Indikator für fehlende Werte
Privat- oder öffentlicher Sektor	0/1		Je ein Indikator für Sektor und fehlende Werte
Berufssegmente ²	0/1		18 Indikatoren (+ Referenz) für Berufsfachlichkeit

Anmerkungen: Die Indikatorvariablen nehmen den Wert 1 an, wenn die Beschreibung zutrifft, sonst 0

¹ Die Daten der NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0, wurden im Zeitraum 11/2009 - 08/2010 erhoben.

² Matthes, Burkert, Biersack (2008) entwickeln unter Verwendung der „Klassifizierung der Berufe 1988“ insgesamt 21 Berufssegmente mit einer homogenen Berufsfachlichkeit (eine im primären, sieben im sekundären und zwölf im tertiären Berufssektor, sowie ein Segment „Sonstige“). In dieser Studie werden vier gering besetzte Berufssegmente mit ähnlichen Durchschnittslöhnen zusammengefasst (drei Produktionssegmente sowie „Sonstige“), so dass 17 Kategorien verbleiben (davon wird „304 Büro-/Verwaltungsberufe“ als Referenz und eine zusätzliche Indikatorvariable für fehlende Werte verwendet).

Tabelle A.2.4 Zellgrößen und Verteilungen in der Stichprobe mit Stundenlohn

Beobachtungen mit Angabe zum Stundenlohn - Geburtsjahrgänge 1956-1968									
HS	RS	Alter bei HR	Gesamt	FHR	FHR Männer	FHR Frauen	ABI	ABI Männer	ABI Frauen
		Gy vor 21		15	7	8	606	281	325
		RSGy vor 21		119	73	46	150	71	79
		21-22		41	32	9	39	27	12
		23-25		24	17	7	28	20	8
		26-30		12	10	2	21	15	6
		31-40		19	15	4	8	5	3
544	914	Gesamt	2.540	230	154	76	852	419	433

Hochrechnung der betroffenen Personen der Geburtsjahrgänge 1956-1968 mit Design-Gewichtung

Alter bei HR	HR	FHR	FHR Männer	FHR Frauen	ABI	ABI Männer	ABI Frauen
bis vor 21	1.876.840	298.847	190.030	108.817	1.577.991	763.631	814.360
21-22	188.945	96.028	78.077	17.950	92.917	63.422	29.495
23-25	121.380	55.953	37.132	18.820	65.426	49.835	15.591
26-30	81.205	25.623	19.699	5.924	55.582	42.648	12.933
31-40	67.484	46.317	38.709	7.608	21.166	14.959	6.207
Gesamt	2.335.856	522.771	363.650	159.120	1.813.085	934.497	878.587

Anteile über „Alter bei Abschluss der HR“ (Geburtsjahrgänge 1956-1968 mit Design-Gewichtung)

Alter bei HR	HR	FHR	FHR Männer	FHR Frauen	ABI	ABI Männer	ABI Frauen
bis vor 21	80,4%	57,2%	52,3%	68,4%	87,0%	81,7%	92,7%
21-22	8,1%	18,4%	21,5%	11,3%	5,1%	6,8%	3,4%
23-25	5,2%	10,7%	10,2%	11,8%	3,6%	5,3%	1,8%
26-30	3,5%	4,9%	5,4%	3,7%	3,1%	4,6%	1,5%
31-40	2,9%	8,9%	10,6%	4,8%	1,2%	1,6%	0,7%
Gesamt	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23-40	11,6%	24,5%	26,3%	20,3%	7,9%	11,5%	4,0%

Anteile „Berufliche Ausbildung vor Hochschulreife“ (Geburtsjahrgänge 1956-1968 mit D.-Gewichtung)

Alter bei HR	HR	FHR	FHR Männer	FHR Frauen	ABI	ABI Männer	ABI Frauen
bis vor 21	5,8	26,8	30,4	20,6	1,9	2,2	1,5
21-22	59,7	78,0	73,0	100,0	40,7	46,7	27,8
23-25	76,2	90,7	86,0	100,0	63,9	63,6	64,8
26-30	70,5	80,1	74,1	100,0	66,1	67,9	60,0
31-40	91,0	86,9	87,8	82,1	100,0	100,0	100,0
Gesamt	18,6	51,0	53,7	44,8	9,2	13,1	5,1

Quelle: NEPS Startkohorte 6-Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: HS = Hauptschulabschluss; RS = mittlerer Abschluss (Realschule); HR = Hochschulreife; FHR = Fachhochschulreife; ABI = allgemeine Hochschulreife; Gy = Gymnasium; RSGy = Realschule+Gymnasium

Tabelle A.2.5 Zweiter Bildungsweg neben Erwerbstätigkeit – Löhne, Beschäftigung

Alter bei Abschluss	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	STUNDENLOHN (Brutto, log)			BESCHÄFTIGT (1, wenn ja)		
	20-40	20-25		20-40	20-25	
	Männer			Männer		
FHR × Nebentätigkeit ¹ (1/0)	0,029 (0,113)	0,308* (0,160)	0,175** (0,088)	-0,105 (0,083)	-0,014 (0,026)	-0,030 (0,034)
ABI × Nebentätigkeit (1/0)	-0,035 (0,100)	-0,018 (0,170)	0,098 (0,205)	-0,022 (0,033)	-0,037 (0,051)	-0,037 (0,081)
Hochschulreife – Alter 20-40 (metrisch)	-0,006 (0,007)			0,001 (0,003)		
Hochschulreife – Alter 20-25 (metrisch)		0,003 (0,027)	-0,016 (0,031)		0,013 (0,009)	0,020 (0,013)
educH4	-0,034 (0,063)	0,007 (0,075)	-0,012 (0,079)	0,007 (0,024)	0,008 (0,029)	-0,012 (0,043)
Fachschulbildung (Referenz: Duale Berufsausbildung)	0,144 (0,116)	0,233 (0,156)	-0,070 (0,201)	0,012 (0,040)	0,005 (0,052)	0,077 (0,085)
Meister/Techniker	0,082 (0,085)	0,072 (0,106)	0,013 (0,110)	0,072 (0,046)	0,029 (0,046)	0,022 (0,063)
Studium	0,310*** (0,086)	0,347*** (0,113)	0,346*** (0,122)	0,071** (0,032)	0,068 (0,046)	0,071 (0,067)
Erfahrung (tatsächlich)	0,007 (0,006)	0,004 (0,009)	0,007 (0,011)	0,003 (0,003)	0,004 (0,004)	0,007* (0,003)
Erfahrung (quadriert)	-0,002** (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Erfahrung (fehlt)	-0,217* (0,126)	-0,351*** (0,095)	-0,408*** (0,102)	-0,028 (0,029)	-0,032 (0,035)	-0,065 (0,040)
Frauen	-0,327*** (0,095)	-0,506*** (0,132)		0,031 (0,026)	0,038 (0,036)	
Notenschnitt	-0,075 (0,061)	-0,050 (0,080)	-0,016 (0,071)	-0,014 (0,019)	0,016 (0,027)	0,027 (0,040)
Konstante	3,014*** (0,080)	2,984*** (0,124)	3,083*** (0,134)	0,946*** (0,037)	0,929*** (0,059)	0,919*** (0,086)
Beobachtungen	192	132	96	278	190	122
R ²	0,259	0,344	0,252	0,355	0,352	0,332

Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Robuste Standardfehler in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau; um den Mittelwert zentrierte Variablen: Erfahrung, Notenschnitt; keine Beobachtungen ohne Berufsausbildung;

¹ Nebentätigkeit = Die Hochschulreife wurde nicht in einer Vollzeitschule sondern neben einer Berufstätigkeit/-ausbildung erworben; FHR × Nebentätigkeit: 1, wenn Fachhochschulreife FHR = 1 und Nebentätigkeit = 1, 0 sonst; ABI × Nebentätigkeit: 1, wenn allgemeine Hochschulreife ABI = 1 und Nebentätigkeit = 1, 0 sonst

Abbildung A.2.1 Schulabschluss-Variablen und Wege zur Hochschulreife – Schema

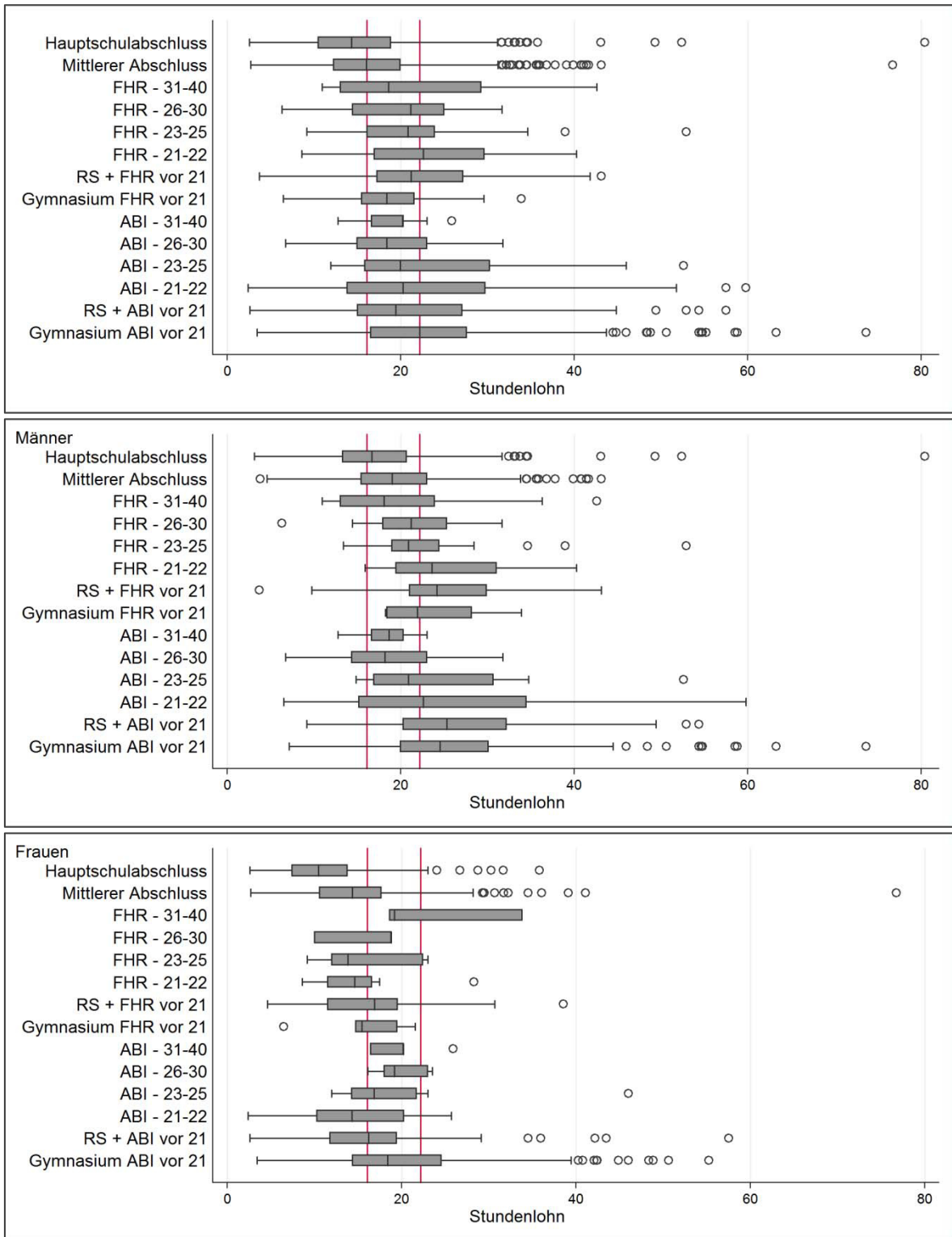
Bezeichnung Indikator	Schulformen und Abschlüsse nach Bildungsabschnitten und Alter							
Abschnitt	Sekundarstufe I			Sekundarstufe II			Nicht-tertiärer und Tertiärer Bereich	
Jahrgangsstufe	(5 – 6)	7 – 9	10	11	12	13		
Hauptschulabschluss	Alle	– HS		berufliche Ausbildung – berufliche Tätigkeit				
Mittlerer Abschluss	Alle	– RS		berufliche Ausbildung – berufliche Tätigkeit				
EBW: Erster Bildungsweg zur Hochschulreife								
Realschule + FHR – Alter vor 21	Alle – RS			FOS 11-12 FHR	13 ABI		berufliche Ausbildung – berufliche Tätigkeit Studium – berufliche Tätigkeit	
				berufspraktische Phase+FOS12 FHR				
				Gym	FHR			
Realschule + ABI – Alter vor 21	Alle – RS			Gym		ABI		
Gymnasium FHR – Alter vor 21	Gymnasium			FHR				
Gymnasium ABI – Alter vor 21	Gymnasium					ABI		
ZBW: Zweiter Bildungsweg zur Hochschulreife								
FHR – Alter 21-22	Alle – (HS +) RS			berufliche Ausbildung – berufliche Tätigkeit		Schulischer Abschluss FHR oder ABI		Studium – berufliche Tätigkeit
ABI – Alter 21-22						Vollzeit / neben Tätigkeit		
FHR – Alter 23-25						Kolleg		
ABI – Alter 23-25						Abendgymnasium		
FHR – Alter 26-30						Berufs-/Technische Oberschule		
ABI – Alter 26-30						Beruf. A+WB + Nichtschülerprüfung		
FHR – Alter 31-40						Selbststudium + Extraneerprüfung		
ABI – Alter 31-40								

Quelle: eigene Darstellung; Abschlüsse: HS = Hauptschulabschluss; RS = mittlerer Abschluss (Realschule oder vergleichbarer mittlerer Abschluss); FHR = Fachhochschulreife; ABI = allgemeine Hochschulreife, im ZBW auch fachgebundene Hochschulreife;

Schulformen: Sekundarstufe I **Alle** = Hauptschule, Realschule, sonstige Sekundarstufe I; Gymnasium; Sekundarstufe II: **Gym** = Gymnasium, Fachgymnasium, berufliches Gymnasium, sonstige gymnasiale Oberstufe, **FOS** = Fachoberschule; Zweiter Bildungsweg: **Kolleg** = staatliche Vollzeitschule; **Abendgymnasium** = staatliche Teilzeitschule; **Berufs-/Technische Oberschule** = zweijährige Vollzeitschule nach Berufsausbildung, **Nichtschülerprüfung** nach beruflicher Ausbildung (Berufsfachschulen, Berufskollegs) und Weiterbildung (Fachschulen, Fachakademien), **Extraneerprüfung** nach Selbststudium (an privaten Abendschulen, Volkshochschulen, Telekollegs, Fernschulen)

Anmerkungen: Das Alter bei Abschluss der Hochschulreife streut sowohl im Ersten Bildungsweg als auch im Zweiten Bildungsweg. Die Zuordnung der Abschlüsse vor 21. Lebensjahr zum EBW und ab dem Alter von 21 zum ZBW entspricht aber im Wesentlichen der empirischen Verteilung. Absolventen, die ihre Hochschulreife im Zusammenhang mit einer beruflichen Ausbildung an Berufsfachschulen und Berufskollegs vor dem 21. Lebensjahr erworben haben (Doppelqualifikation oder Zusatzprüfung), werden damit zum EBW gerechnet.

Abbildung A.2.2 Mittelwerte der Stundenlöhne über Bildungsvariablen



Quelle: NEPS Startkohorte 6–Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; eigene Berechnungen
 Anmerkungen: FHR = Fachhochschulreife; ABI = allgemeine Hochschulreife; RS = mittlerer Abschluss (Realschule);
 Stundenlöhne: Brutto, ohne Kindergeld, gewichtet mit NEPS-Design-Gewichtung; Geburtsjahrgänge 1956-1968; ohne
 Selbstständige; Referenzlinien bei Mittelwert RS und ABI für alle Beobachtungen

3

Mitgliedschaften, die Volljährigkeit mit 18 und Bildung – Effekte einer Kohorten-Diskontinuität*

* Ich danke René Böheim, Patrick Puhani, Friederike von Haaren und vielen anderen Gesprächspartnern, die mir im Rahmen dieser Studie gedankliche Anreize gegeben haben. In dieser Studie werden ALLBUS-Daten genutzt: GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (2012): ALLBUS 1980-2010 – Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA4574 Datenfile Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379

3.1 Einführung

Seit den 1980er Jahren erleben Gewerkschaften, Parteien und Kirchen in Deutschland einen spürbaren Rückgang der Mitgliedschaften, auch weil es für sie schwieriger wurde junge Menschen für eine Mitgliedschaft zu gewinnen (s. Abschnitt 3.2.3). Vereinigungen wie Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sportvereine und sonstige gesellige Vereine können aber die industriellen Beziehungen stabilisieren, die Demokratie stärken oder die psychische und physische Gesundheit der Bevölkerung fördern. Die Basis dieser Vereinigungen ist die freiwillige Verpflichtung von Mitgliedern, die zumindest einen Mitgliederbeitrag entrichten und damit die Ziele der Vereinigung unterstützen. Der Rückgang von Mitgliedschaften schwächt daher nicht nur die ökonomische Basis dieser Vereinigungen, sondern kann auch die stabilisierenden und fördernden Wirkungen freiwilliger Vereinigungen in der Gesellschaft und Ökonomie einschränken. Viele Studien haben sich schon mit den Veränderungen bei Mitgliedschaften in Deutschland befasst, und sowohl gesellschaftliche Trends als auch individuelle Merkmale der Mitglieder als Faktoren identifiziert (für Gewerkschaften z. B. Schnabel / Wagner 2005, Fitzenberger / Kohn / Wang 2011; Goerke / Pannenberg 2004; für Parteien z. B. Niedermayer 2005a, Wiesendahl 2001, Spier 2011; für Kirchen z. B. Eicken / Schmitz-Veltin 2010, Lois (2011); für Sportvereine z. B. Nagel 2006, Nagel / Conzelmann / Gabler 2004).¹ Als individuelle Merkmale von Mitgliedern sind Einflüsse der Sozialisation – stellvertretend gemessen durch die Variablen Geburtsjahr, Geschlecht und Bildung – sowie das Alter in allen Vereinigungen (mehr oder weniger) relevant. Diese Studie ergänzt diese Befunde um die Analyse einer Kohorten-Diskontinuität in der Sozialisation zur Eigenständigkeit.

Die Reduzierung des Volljährigkeitsalters von 21 auf 18 Jahre zum 1.1.1975 (Geburtsjahrgänge ab 1957) könnte das Verhalten bezüglich Mitgliedschaften in freiwilligen Vereinigungen in Deutschland kurz- und langfristig beeinflusst haben. Die Reform der Volljährigkeit stärkte das Selbstbewusstsein junger Menschen, sich durchzusetzen zu lernen und ihre Handlungsfreiräume eigenverantwortlicher zu nutzen. In dieser Studie untersuche ich daher, ob die Reform der Volljährigkeit beigetragen hat zu einem veränderten Verhalten bezüglich Mitgliedschaften. Welche Vereinigungen sind vom „Effekt der Volljährigkeit“ betroffen? Unterscheiden sich die Effekte nach allgemeiner Schulbildung?

¹ In einem Report zu Mitgliedschaften und bürgerlichem Engagement geben Dathe / Priller / Thürling (2010) einen Überblick über die Veränderung der Mitgliederzahlen und Strukturen von Mitgliedschaften in diversen Vereinigungen von 1991 bis 2009 für Deutschland insgesamt. Danach sind im Mittel „Frauen, Jugendliche und Arbeiter (...) bei den Mitgliedern weiterhin unterrepräsentiert, während der Mittelstand und vor allem die Bildungselite die Mitgliederstrukturen zunehmend dominieren“ (Dathe / Priller / Thürling 2010: 5)

Die gesetzliche Änderung des Volljährigkeitsalters auf 18 Jahre erfolgte ganz im Zeitgeist der bewegten 1960er Jahre (Schild 2008), und entfaltete ihren Einfluss daher parallel zu den Auswirkungen der 1960er Jahre in der Gesellschaft. In dieser Studie wird die Reform der Volljährigkeit als natürliches Experiment genutzt, um Unterschiede im Verhalten der Geburtsjahrgänge vor und nach dem Geburtsjahr 1957 zu analysieren. Unterschiede im Mitgliedschaftsverhalten zeitlich benachbarter Kohorten aufgrund der Reduzierung des Volljährigkeitsalters können quantifiziert werden, wenn angenommen werden kann, dass sich die benachbarten Geburtskohorten nur durch die Diskontinuität im Volljährigkeitsalter unterscheiden, die Kohorten also in relevanten Faktoren der Mitgliedschaft ähnlich sind. In dieser Studie werden dazu die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956 den Geburtsjahrgängen 1958 bis 1963 gegenübergestellt, wobei die Jüngeren die „Volljährig-mit-18“-Jahrgänge (G18-Kohorte) repräsentieren. Anhand einer Diskontinuitätsanalyse mit ALLBUS-Daten gibt es Hinweise, dass die Reform der Volljährigkeit bei Abiturienten zu einem veränderten Mitgliedschaftsverhalten beigetragen hat. Aufgrund der Reform der Volljährigkeit sind Erwerbspersonen der G18-Kohorte mit Abitur im Mittel weniger in Gewerkschaften organisiert (etwa -37 Prozent) und sind später in Parteien eingetreten. Sie sind häufiger Mitglied in Kirchen (etwa +17 Prozent) und anscheinend auch in Sportvereinen geblieben. Für sonstige gesellige Vereine sowie für Realschüler und Hauptschüler finden sich keine statistisch gesicherten Effekte der Reform.

Die Studie ist wie folgt gegliedert: Zunächst werden Hintergründe zur Reform des Volljährigkeit und zu Mitgliedschaften sowie stilisierte Fakten und Literatur zu Gewerkschaften, Parteien, Kirchen und Sportvereinen dargestellt (Abschnitt 2). In Abschnitt 3 werden die Identifikationsstrategie erläutert sowie die Daten und Variablen beschrieben. In Abschnitt 4 werden die Ergebnisse nach Bildungsabschluss sowie für Erwerbspersonen insgesamt dargestellt und diskutiert. Abschnitt 5 zieht ein kurzes Resümee.

3.2 Hintergründe

3.2.1 Die Volljährigkeit mit 18 Jahren

Nach der Protestbewegung der Jugend in den sechziger Jahren führten sowohl staats- und parteipolitische Beweggründe als auch „die Absicht, der jungen Generation neue soziale Entfaltungsmöglichkeiten zu eröffnen“ (Schäfer 1977: 19) zur Herabsetzung der

Volljährigkeit von 21 auf 18 Jahre zum 1.1.1975.² Mit dem reduzierten Volljährigkeitsalters sollte der in den 1960er Jahren „zu beobachtenden Akzeleration in der persönlichen Entwicklung der Achtzehn- bis Einundzwanzigjährigen sowie der tatsächlich vollzogenen Emanzipation der Angehörigen dieser Altersgruppe Rechnung getragen werden.“ (Deutscher Bundestag 1972), so wie es in anderen Ländern bereits der Fall war.³ Das Gesetz schrieb jungen Menschen der nachwachsenden Generationen mehr Rechte und Pflichten zu. Dieser gesellschaftliche Vertrauensvorschuss förderte das Selbstvertrauen junger Menschen und das Vertrauen in die Selbstwirksamkeit (als Elemente des Humankapitals).

Der erweiterte Handlungsfreiraum für Heranwachsende hatte auf die Geburtsjahrgänge ab 1957 einen deutlichen, durchaus provokativen Sozialisationseinfluss. Der 18. Geburtstag initiierte seither den Schritt in die Erwachsenenwelt und markierte damit nicht nur die „kalendarische“ Zugehörigkeit, sondern hatte auch eine psychologische Wirkung. 18-Jährige konnten jetzt ohne Zustimmung der Eltern z. B. eigenverantwortlich über ihre Bekanntschaften bestimmen, Entschuldigungen schreiben, Bildungsentscheidungen treffen, Arbeitsverträge schließen, in Urlaub fahren, eigenes Geld ausgeben, eine eigene Wohnung beziehen und heiraten. Erwachsenenautoritäten, wie Eltern, Lehrer und Vorgesetzte mussten akzeptieren, dass bereits 18-Jährige „erwachsen“ waren (s. Hornstein 1973: 118) und rechtlich elternunabhängig entscheiden, handeln und Verantwortung übernehmen konnten. Die Reform der Volljährigkeit stärkte das Selbstbewusstsein junger Menschen sich durchzusetzen zu lernen und sich gegebenenfalls von der Bevormundung durch Eltern oder Autoritäten zu lösen. Die Reform erhöhte aber auch die Bereitschaft von Eltern, sich auf Kompromisse mit ihren jetzt erwachsenen Kindern einzulassen, auch wenn diese finanziell noch abhängig waren (Laubner / Narzi / Rathgeber 1980: 231-235).⁴ Allerdings war es für die Ersten, die an ihrem 18. Geburtstag volljährig wurden (Jahrgang 1957), sicherlich eine

² Obwohl die Reduzierung des Volljährigkeitsalters kein explizites Ziel der „Jugendproteste“ war (Schäfer 1977: 19), kündigte Bundeskanzler Brand in der Regierungserklärung vom 28. Oktober 1969 an, die Neuregelung des Volljährigkeitsalters zu prüfen, um damit auch den jüngeren Bürgern mehr Handlungsfreiheit aber auch mehr Mitverantwortung für die Demokratie zu gewähren (Süß 2011). Bereits im Jahr 1970 wurde das aktive Wahlalter auf 18 Jahre reduziert, mit dem Ziel Jugendliche für die Bundestagswahl 1972 zu mobilisieren.

³ Drischler (1974) bemerkt: „Das Volljährigkeitsalter von 18 Jahren besteht bereits in Bulgarien, in der DDR, in England, Jugoslawien, Mexiko, Polen, Rumänien, Tschechoslowakei, Türkei, UdSSR und Ungarn. Die Volljährigkeit mit dem vollendeten 20. Lebensjahre tritt ein in Dänemark, Finnland, Island, Japan, Norwegen und Schweden. Die Altersgrenze von 21 Jahren besteht noch in Belgien, Frankreich, Griechenland, Holland, Irland, Luxemburg, Österreich, Schweiz und USA. Frankreich und Schweden haben Gesetze in Vorbereitung, nach denen das Volljährigkeitsalter ebenfalls auf 18 Jahre herabgesetzt werden soll.“

⁴ Laubner / Narzi / Rathgeber (1980) befragen 459 junge Menschen, die zum Stichtag 1.7.1979 zu 80% zwischen 17 und 21 Jahren sind und zu 99% ab 1957 geboren wurden (nicht repräsentative Stichprobe). Sie untersuchen, wie sich das Eintreten der Volljährigkeit mit 18 Jahren auf das Ablösungsverhalten von den Eltern in Abhängigkeit von elterlichen Interventionen und den materiellen Voraussetzungen verändert. Dazu ziehen sie zusätzlich Eltern- und Expertenbefragungen heran.

„historische“ Situation, die mehr als in anderen Jahrgängen für atypische, demonstrative Ablösungen vom elterlichen Willen genutzt wurde. Dieser erste Jahrgang hatte, wie die Jahrgänge 1955 und 1956 wenig Zeit, sich mental auf den Statuswechsel vom Jugendlichen zum Erwachsenen vorzubereiten, da das Gesetz erst fünf Monate vor Inkrafttreten beschlossen wurde.

Mit der Reform der Volljährigkeit wurden jedoch nicht nur Heranwachsende ab 18 Jahren ermutigt, ihr Leben selbstbewusster und eigenverantwortlicher zu gestalten. Auch Jugendliche begannen noch früher als bisher, sich auf das „Volljährig-werden“ vorzubereiten, indem sie übten sich gegen Eltern und andere Autoritäten durchzusetzen statt sich bevormunden zu lassen (s. Carlberg 1977; Zinnecker 1982), auch wenn sie tatsächlich noch abhängig waren. Diese frühe Sozialisation zur Eigenständigkeit mit 15 bis 18 Jahren führte natürlich auch dazu, dass die ab 1957 Geborenen sich als (junge) Erwachsene weniger fremdbestimmen ließen, als Personen, die erst mit 21 Jahren volljährig waren. Die selbstbewusste, individuellere Nutzung von Handlungsspielräumen infolge der Reform der Volljährigkeit wirkte sich also nicht nur kurzfristig aus. Erfolgserfahrungen machen die situative Selbstwirksamkeit bewusst, und erlebte Selbstwirksamkeit verändert ihrerseits das Selbstkonzept (z. B. Abele 2002), so dass individuelles Verhalten im Laufe des Lebens immer selbstverständlicher wird. Darüber hinaus nahm die Reform der Volljährigkeit der „rebellierenden Jugend“ die Grundlage gegen die Erwachsenenwelt zu protestieren, zumal ihre Forderung nach mehr Möglichkeiten zur Teilhabe und Mitbestimmung in der Gesellschaft mit dem Gesetz formal erfüllt wurde. Die frühere Sozialisation zur Eigenständigkeit einerseits und die wegfallende Sozialisation zum Protest andererseits unterscheiden somit die Geburtsjahrgänge ab 1957 von den älteren Geburtsjahrgängen, während andere Entwicklungen in der Gesellschaft die Jahrgänge um 1957 in sehr ähnlicher Weise betreffen.

3.2.2 Einflusskanäle der Volljährigkeitsreform auf Mitgliedschaften

Gewerkschaften, Parteien, Kirchen und Sport- und sonstige gesellige Vereine dienen als freiwillige Vereinigungen⁵ verschiedenen Zwecken, sie haben verschiedene Traditionen, sie werden verschieden organisiert, und die Wege zur Mitgliedschaft in diese Vereinigungen sind verschieden. Wahrscheinlich wirkte daher die Reduzierung des Volljährigkeitsalters auf 18 Jahre je nach Vereinigung unterschiedlich auf individuelle Entscheidungen bezüglich

⁵ Für eine organisationssoziologische Zuordnung von freiwilligen Vereinigungen siehe Müller-Jentsch (2008).

Mitgliedschaften. Im Folgenden werden drei Kanäle betrachtet, durch welche die Reform der Volljährigkeit Kohorteneffekte bewirkt haben könnte: der Mitgliederstatus in der Jugend, der Organisationsgrad der jeweiligen Vereinigung, sowie die frühere Sozialisation zur Eigenständigkeit.

Erstens, der Mitgliederstatus in der Jugend beeinflusst den Mitgliederstatus im (jungen) Erwachsenenalter, da nur eine aktive Entscheidung zu einem Statuswechsel führt. Eine Zunahme aktiver Entscheidungen kann dazu führen, dass mehr Mitgliedschaften eingegangen werden (Eintritte), aber auch, dass mehr Mitglieder austreten. Der Status der Mitgliedschaft von Jugendlichen (unter 18 Jahre) ist für die in dieser Studie betrachteten Vereinigungen sehr unterschiedlich. Mitgliedschaften in Kirchen (Aufnahme durch die Taufe) aber auch in Sportvereinen beginnen oft schon im Kindes- oder Jugendalter. Gewerkschaften rekrutieren ihre Mitglieder möglichst früh nach dem Eintritt in die Arbeitswelt aber auch während des Studiums. Die Identifikation mit einer Partei setzt eine gewisse politische Sozialisation im sozialen Umfeld oder in vorpolitischen Organisationen⁶ voraus. Eintritte in Parteien sind daher ab 16 Jahren möglich aber selten⁷, zumal weniger als vier Prozent der deutschen Bevölkerung in Bundestagsparteien organisiert sind. Für die in dieser Studie zusammengefassten geselligen Vereine (Gesangs-, Hobby-, Schützenverein und sonstige gesellige Vereine) gibt es keine einheitliche Tendenz.

Die verschiedenen Ausgangsstatus führen dazu, dass individuellere Entscheidungen durch die frühere Volljährigkeit in der G18-Kohorte kurz- oder langfristig sowohl mehr aktive als auch mehr passive Entscheidungen bezüglich Mitgliedschaften bewirkt haben können. Bei aktiven Entscheidungen ändern die Personen ihren Mitgliederstatus, treten also in eine Vereinigung ein oder treten aus; bei passiven Entscheidungen behalten die Personen ihren bisherigen Status bei, bleiben also Mitglied oder bleiben ‚Nicht-Mitglied‘. Ein vermehrtes passives Verhalten in der G18-Kohorte, zum Beispiel in Bezug auf Kirchen, hätte also den Mitgliederanteil in der Bevölkerung erhöht, da weniger Personen aus der Kirche ausgetreten wären. Ein vermehrtes passives Verhalten in der G18-Kohorte in Bezug auf Gewerkschaften hingegen hätte den organisierten Anteil in der Bevölkerung gesenkt, da sich weniger potentielle Mitglieder für eine Mitgliedschaft entschieden hätten.

⁶ Wohlfahrtsverbände, Gewerkschaften, Berufsverbände, Bürgerinitiativen, Umweltschutzverband u. a. (s. Biehl 2005: 110–117)

⁷ Die parteiunabhängige Mitgliedschaft in den Jugendorganisationen der Parteien ist von 14 bis 35 Jahren (GRÜNE JUGEND ohne Mindestalter bis 27 Jahren) möglich (Niedermayer 2005b: 272). Wiesendahl (2001) berechnet, dass seit 1980 der Anteil der Parteimitglieder zwischen 16 und 24 Jahren an der Bevölkerung nie über ein Prozent lag (berücksichtigt sind die Volksparteien SPD, CDU/CSU).

Zweitens, könnte der Organisationsgrad Jugendlicher in der jeweiligen Vereinigung kurzfristig mehr Eintritte oder Austritte in der G18-Kohorte bewirkt haben. Waren zum Beispiel (fast) ausschließlich Erwachsene in einem geselligen Verein organisiert, wäre die Eintrittswahrscheinlichkeit in der G18-Kohorte durch die Senkung des Volljährigkeitsalters gestiegen. Andererseits, je höher der Organisationsgrad einer Vereinigung unter Jugendlichen war, desto mehr passive Mitglieder werden darunter gewesen sein, diese könnten sich mit Erreichen der Volljährigkeit mit 18 für einen Austritt entscheiden haben.

Drittens, die frühere Sozialisation zur Eigenständigkeit durch die Volljährigkeitsreform könnte in der G18-Kohorte dazu geführt haben, dass Personen trotz ansonsten ähnlicher äußerer Einflüsse andere Entscheidungen bezüglich Mitgliedschaften treffen, als in der älteren Kohorte. Die Sozialisation hinsichtlich Mitgliedschaften ist geprägt durch elterliche Interessen für das Kind, durch eigene Mitgliedschaften im Kindes- und Jugendalter sowie durch Mitgliedschaftstraditionen in der Familie oder im Bekanntenkreis. Änderungen des Mitgliedschaftsstatus als Erwachsene erfolgen daher nur, wenn Anreize aus dem Umfeld eine Veränderung individuell sinnvoll erscheinen lassen, und die Personen weder zu unsicher noch zu träge sind, eine aktive Entscheidung mit Statuswechsel vorzunehmen. Positive extrinsische oder intrinsische Anreize können zum Beitritt anregen, wenn eine Mitgliedschaft einen Nutzen (Leistungen, Aktivitäten u. a.) oder ein positives Erleben („gelebte“ Werte und Normen) erwarten lassen. Negative Anreize (monetäre Kosten, negatives Ansehen, Zeitverlust oder Arbeitsleid durch die Mitgliedschaft) aber auch Unzufriedenheit mit organisationsinternen Umständen können zum Austritt anregen (s. Zeitler 2011: 46-48; Klein 2006). Ein individuelleres Entscheidungsverhalten aufgrund der Reform der Volljährigkeit könnte dazu geführt haben, dass Personen aus der G18-Kohorte kurz- oder langfristig systematisch anders auf Anreize aus dem Umfeld reagiert haben, als Personen aus den Geburtsjahrgängen vor 1957. Abbildung 3.1 stellt skizzenhaft Einflüsse auf Mitgliedschaften sowie eine Entscheidungsmatrix für Statusänderungen dar.

Ein Aus- oder Eintritt kann natürlich auch eine Protesthandlung sein, die nicht mit der Organisation zusammenhängt, sondern sich an das Umfeld richtet. So protestierten Jugendliche vor dem Jahr 1975 auch mit demonstrativen Kirchenaustritten gegen die „tradierten Autoritäten“ (Birkelbach 1999: 144), zumal die Religionsmündigkeit in Deutschland schon seit 1921 mit 14 Jahren beginnt.

Abbildung 3.1 Mitgliedschaften – Einflüsse und Entscheidungen



Statusänderung	Passive Entscheidung	Aktive Entscheidung
Mitgliedschaft	Mitglied bleiben wegen <ul style="list-style-type: none"> • Unsicherheitsgefühl • Zufriedenheit mit Zielen, Leistungen, Organisation, sozialem Miteinander, ... • Fehlen negativer Anreize (keine oder geringe Kosten) • positiver Anreize • Trägheit 	Mitglied werden wegen/um <ul style="list-style-type: none"> • intrinsischer Anreize („gelebte“ Normen, Werte, Überzeugungen, Ideologien lassen ein positives Erleben erwarten) • extrinsischer Anreize (Mitgliedschaft, Zugehörigkeit, Partizipation, Aktivitäten, Leistungen lassen einen Nutzen erwarten) • Eigenständigkeit auszudrücken
Keine Mitgliedschaft	Nicht-Mitglied bleiben wegen <ul style="list-style-type: none"> • erwarteter Kosten (Beiträge, negatives Ansehen) • Fehlen positiver Anreize • Trägheit 	Mitgliedschaft beenden wegen/um <ul style="list-style-type: none"> • Kosten (Beiträge, negatives Ansehen, Zeit, Arbeitsleid) • Unzufriedenheit mit Zielen, Leistungen, Organisation, sozialem Miteinander, ... • Protest gegenüber Umfeld auszudrücken

Quelle: eigene Darstellung; siehe auch Abele (2002: 111); Zeitler (2011: 46–48); Klein (2006: 36–41)

3.2.3 Mitgliedschaften in Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen – Entwicklung und Literatur

Gewerkschaften

In den Jahren 1970 bis 1978 steigt der Brutto-Organisationsgrad⁸ der Gewerkschaften unter den westdeutschen Erwerbspersonen (erwerbstätig oder arbeitslos) von etwa 30,6 auf 34 Prozent und sinkt bis 1990 wieder auf etwa 30 Prozent. Nach der Wiedervereinigung liegt

⁸ Brutto-Organisationsgrad ist hier definiert als Verhältnis aller Mitglieder (inklusive Nicht-Erwerbspersonen) zu allen Erwerbspersonen (Erwerbstätige, Arbeitslose). Die Basis ist im Vergleich zu Ebbinghaus / Göbel (2014) um die selbstständigen Erwerbstätigen erweitert, so dass die Organisationsgrade etwas niedriger sind.

der Mitgliederanteil im Jahr 1990 bei etwa 33,6 Prozent der gesamtdeutschen Bevölkerung und sinkt in drei Jahren um etwa fünf Prozent und bis zum Jahr 2000 auf etwa 22,9 Prozent und liegt 2010 bei etwa 18 Prozent (Abbildung 3.2).⁹

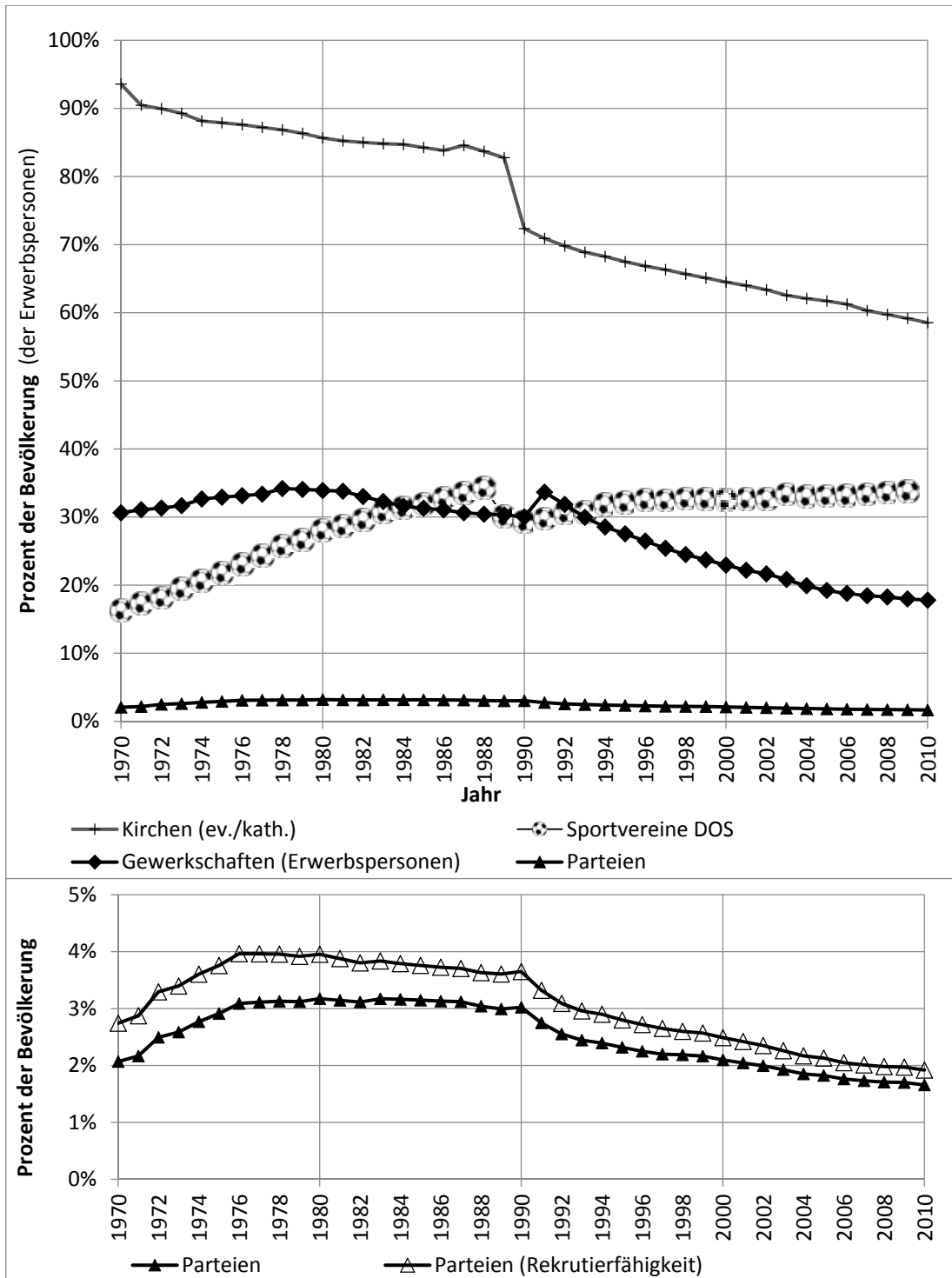
Faktoren, die die Entwicklung der Mitgliederstärke von Gewerkschaften beeinflussen, wurden in etlichen ökonometrischen Studien analysiert (siehe Schnabel / Wagner 2005 und Fitzenberger / Kohn / Wang 2011).¹⁰ Für Deutschland gibt Schnabel (2005) einen kurzen Überblick über diverse relevante makro- und mikroökonomischen Variablen sowie bisher identifizierte Einflüsse von Normen und Umfeld.¹¹ Dekompositionsanalysen für West-Deutschland über die Jahre 1980 und 2004 (Schnabel / Wagner 2007 mit ALLBUS-Daten) sowie über die Jahre 1993 und 2003 (Fitzenberger / Kohn / Wang 2011 mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels) zeigen, dass Veränderungen bei der Beschäftigtenstruktur (u.a. Alter, Geschlecht, Bildung, Betriebsgröße) weniger als ein Drittel des negativen Trends bei den Mitgliedschaften in Gewerkschaften erklären. Vielmehr sind die positiven Einflüsse dieser Merkmale über die Zeit kleiner geworden. Scheinbar gibt es andere relevante, aber schwer messbare Faktoren, die in den Analysen nicht berücksichtigt wurden, wie z. B. veränderte individuelle Neigungen (Schnabel / Wagner 2007). So legen Biebler / Lesch (2007) nahe, dass die Arbeitnehmer mit der Zeit stärker zu einer wirtschaftsliberalen Haltung neigen und dem Umverteilungsziel der Gewerkschaften weniger Wert beimessen. Allerdings werden hier nur getrennte Schätzungen für die Jahre 1984, 1994 und 2004 betrachtet und Einflüsse der Bildung nicht berücksichtigt. Schnabel / Wagner (2008) finden für die Jahre 1980 bis 2006 in West Deutschland Hinweise, dass eine veränderte Mitgliedschaftsneigung innerhalb der Geburtskohorten etwa in gleichem Maße zum Rückgang der Mitgliedschaften in Gewerkschaften beigetragen haben wie das Nachwachsen jüngerer Kohorten in den Arbeitsmarkt. Allerdings nehmen sie in ihrem Dekompositionsansatz lineare Intra- und Interkohorteneffekte an, so dass etwaige Diskontinuitäten zwischen Geburtsjahrgängen unbeachtet bleiben.

⁹ Siehe Ebbinghaus / Göbel (2014) für eine ausführliche Beschreibung der Entwicklung der Mitglieder und Organisationsgrade in den deutschen Gewerkschaften ab dem Jahr 1950 und einem internationalen Vergleich. In fast allen Ländern der Europäischen Union (außer den nordischen Ländern und Belgien) sind Gewerkschaften vom „langfristigen Mitgliederschwund“ (Ebbinghaus / Göbel 2014: 229) betroffen ebenso wie Japan und die USA.

¹⁰ Für internationale Studien siehe Überblicke bei Riley (1997) und Schnabel (2003).

¹¹ **Makroökonomische Variablen:** Lohn- und Preisentwicklung, Beschäftigungsentwicklung, Arbeitslosigkeit, Beschäftigungsstruktur; **mikroökonomische Variablen:** positiver Einfluss durch persönliche, berufliche, betriebliche und sozio-politische Variablen (Arbeiter, öffentlicher Dienst, Vollzeitbeschäftigung, Betriebsgröße, „linke“ politische Einstellung); Einflüsse von **Normen und Umfeld:** branchenspezifischer Organisationsgrad, Gewerkschaft im Betrieb (Schnabel 2005: 184-185)

Abbildung 3.2 Entwicklung von Mitgliedschaften in den Jahren 1970 bis 2010



Quellen: **Gewerkschaften:** DGB Mitglieder insgesamt (inklusive Nicht-Erwerbstätige; Deutscher Gewerkschaftsbund 2013) und andere Verbände nach Ebbinghaus / Göbel (2014), im Verhältnis zu Erwerbspersonen Inländer (Statistisches Bundesamt 2013); **Kirchen:** fowid (2012) – Anteil der Mitglieder in der evangelischen und katholischen Kirche an der Bevölkerung. (Nicht ausgewiesen ist der Anteil anderer Gemeinschaften, der im Zeitraum 1970 bis 2010 von 1,5 auf 4,4 Prozent gestiegen ist); **Sportvereine DOS:** Anteil der Mitglieder (Statistisches Bundesamt 1970 bis 1983; Deutscher Sportbund (2001) für 1984 bis 2001, DOS (2012) für 2002 bis 2012) an der Bevölkerung (Statistisches Bundesamt 2013); **Parteien im Bundestag:** Anteil an der Bevölkerung (Niedermeyer 2013); Rekrutierfähigkeit – definiert als Anteil der Parteimitglieder an der beitragsberechtigten Bevölkerung, ab 16 bzw. 14 Jahren je nach Partei und Periode – ab 1980 Niedermeyer (2013). Für 1970 bis 1979 berechnet als Anteil der Parteimitglieder (Niedermeyer 2013a) an der Bevölkerung ab 16 Jahren (BMWi 2011); eigene Berechnungen; 1970 bis ca. 1989 früheres Bundesgebiet – die Übergänge zu Angaben für Deutschland nach der Wiedervereinigung weichen in den Statistiken ab.

Goerke / Pannenberg (2004) analysieren mit Paneldaten Gewerkschaftseintritte und Austritte von abhängig Beschäftigten, die bei einem Branchenwechsel auch den Mitgliederstatus ändern. Sie finden, dass eine „starke“ Gewerkschaft in einer Branche sowie die Firmengröße und Betriebszugehörigkeit die Wahrscheinlichkeit eines Eintritts positiv (eines Austritts negativ) beeinflussen, unabhängig von gewerkschaftsferner Sozialisation (Vater Selbstständiger), politischer Neigung, Beschäftigtenstatus und Individualeffekten. Goerke / Pannenberg (2004) schließen daraus, dass Arbeitnehmer umso weniger „Trittbrettfahren“ (gewerkschaftliche Erfolge mitnehmen, ohne Mitglied zu sein)¹² je stärker der Gruppendruck eine Mitgliedschaft als soziale Norm (positive Reputation) vorgibt. Es ist anzunehmen, dass Arbeitnehmer, die durch die Volljährigkeit mit 18 Jahren ein stärkeres Selbstbewusstsein und Gefühl der Selbstwirksamkeit erlangt haben, unabhängiger sind von der Reputation durch eine Gruppe, so dass für sie finanzielle¹³ und sonstige Anreize bei Gewerkschaftseintritten und -austritten mehr in den Vordergrund treten als in den Geburtsjahrgängen vor 1957. Dies dürfte sich verstärkt bei Arbeitnehmern mit Hochschulreife und Studium auswirken, bei denen sowohl der spätere Berufseinstieg als auch die höhere Bildung das erlebte Gefühl der Selbstwirksamkeit ab 18 Jahren verstärken kann. Nach Ebbinghaus / Göbel (2014) ist es für die Gewerkschaften wichtig, Berufsanfänger in der ersten Phase des Berufslebens (Ausbildungsstelle; erste Anstellung) für eine Mitgliedschaft zu überzeugen, weil sonst sowohl die Wahrscheinlichkeit einer Gewerkschaft beizutreten sinkt als auch die Wahrscheinlichkeit Mitglied zu bleiben. Ein späterer Berufseinstieg könne außerdem weitere Sozialisations-, Perioden- und Alterseffekte haben. Bei einer höheren Bildung wird davon ausgegangen, dass die Personen eine größere individuelle Verhandlungsmacht haben und daher weniger auf eine kollektive Vertretung durch Gewerkschaften angewiesen sind (Schnabel / Wagner 2005: 13).

¹² Zum sogenannten „Free-rider problem“ bei freiwilliger Mitgliedschaft in Gewerkschaften siehe z. B. Schnabel / Wagner (2005: 4–5).

¹³ Die Mitgliedsbeiträge in den acht DGB-Gewerkschaften (Deutscher Gewerkschaftsbund) betragen im Jahr 2015 ein Prozent des Bruttogehaltes. Die 43 respektive 16 Einzelgewerkschaften unter den Dachverbänden Deutscher Beamtenbund (dbb)“ respektive Christlicher Gewerkschaftsbund (CGB) erheben je eigene Beiträge, die zum Teil niedriger sind. Nicht Erwerbstätige zahlen allgemein nur geringe oder keine Beiträge.

Parteien

Die Rekrutierfähigkeit der Parteien im Bundestag¹⁴ steigt zwischen 1970 (2,7 Prozent) und 1976 um etwa 40 Prozent und bleibt bis 1980 bei knapp vier Prozent. In den 1980er Jahren geht die Rekrutierfähigkeit um etwa 0,3 Prozentpunkte zurück, fällt nach der Wiedervereinigung in nur drei Jahren um 0,7 Prozentpunkte auf knapp drei Prozent und sinkt seit 1993 kontinuierlich. Im Jahr 2010 liegt die Rekrutierfähigkeit bei nur noch 1,9 Prozent (Abbildung 3.2). Dabei ist seit Mitte der 1970er Jahre der Anteil der Parteimitglieder von 16 bis 30 Jahren (die sogenannte „Parteijugend“) zurück gegangen (Niedermayer 2005a: 241–242), womit eine Eintrittswelle von unter 30-jährigen endete¹⁵ (Wiesendahl 2001: 8). Als Ursachen für den Mitgliederrückgang bei den Parteien nennt Niedermayer (2005a: 231) neben parteispezifischen Gründen und dem Verhalten der Funktionäre, die seit Ende der 1960er Jahre entstandene Konkurrenz durch Bürgerinitiativen und neue soziale Bewegungen sowie den Rückgang des sozialen Konformitätsdrucks. Unabhängig vom negativen gesellschaftlichen Trend durch diese Faktoren, könnten sich Werte und Normen bei den Geburtsjahrgängen ab 1957 (durch die frühere Volljährigkeit mit 18) stärker verändert und dadurch zusätzlich ausgewirkt haben, einerseits als Rückgang bei Parteieintritten (seit den 1980er Jahren treten weniger als ein Prozent der 16- bis 29/30-jährigen in Bundestagsparteien ein) und andererseits langfristig als höhere Austrittsquote z.B. nach dem Studium, um Kosten¹⁶ zu vermeiden. So zeigt Rohrbach (2011: 193–195), dass Kosten (Zeit, Arbeitsleid, Mitgliedsbeitrag) und normative Anreize (Erwartungen des persönlichen Umfeldes) einen signifikant positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Austritts aus der Partei haben.

Die einzigen bundesweit repräsentativen Erkenntnisse zu Mitgliedschaften in Parteien beruhen auf zwei Studien der im Bundestag vertretenen Parteien, die in den Jahren 1998 und 2009 durchgeführt wurden (Klein 2011: 32; Biehl 2005; Spier 2011). Ergebnisse multivariater, logistischer Regressionsanalysen für die Jahre 1998 (Biehl 2005) und 2009

¹⁴ Niedermayer (2013, 2005a) definiert die Rekrutierfähigkeit von Bundestagsparteien als Anteil der Parteimitglieder an der beitriffsberechtigten Wohnbevölkerung ab 16 Jahren (SPD ab 1998 ab 14 Jahren). Die Rekrutierfähigkeit ist daher höher als der Anteil der Parteimitglieder an der gesamten Bevölkerung und niedriger als der Organisationsgrad der Bundestagsparteien unter den Wahlberechtigten (Wiesendahl 2006: 44) ab 18 Jahren (Das aktive Wahlalter lag bis Juli 1970 bei 21 Jahren).

¹⁵ Die SPD (Sozialdemokratische Partei Deutschland) gewann nach der Regierungsübernahme 1969 bis zu 50 Prozent der „Neumitglieder im Juso-Alter zwischen 16 und 30 Jahren, davon viele Gymnasiasten und Studenten“ (Wiesendahl 2001). Wiesendahl (2006) gibt einen Überblick zur Entwicklung der Mitglieder und Jungmitglieder und zeigt die (geringe) Organisationsstärke der Parteien in Deutschland im Vergleich zu europäischen Ländern auf.

¹⁶ Laut Webseiten der Parteien sind im Jahr 2015 Mitgliedsbeiträge zwischen 0,5 und 1 Prozent vom Einkommen beziehungsweise mit dem Einkommen steigende Sätze bis zu 2 Prozent (SPD) vorgesehen. Zur „Zahlungsmoral“ der Parteimitglieder siehe Wiesendahl (2006: 136–137).

(Hoffmann 2011) zeigen, wie wichtig Einflüsse der Sozialisation – stellvertretend gemessen durch die Variablen Geburtsjahr/Alter, Geschlecht und Bildung – für Mitgliedschaften in Parteien sind. Eine höhere Bildung sowie eine Tätigkeit im Öffentlichen Dienst korrelieren ebenfalls mit den prägenden Merkmalen „politisches Interesse“ und „politisches Selbstvertrauen“ (Eigenkompetenz). Im Vergleich von Mitgliedern, die vor und nach 1990 in eine Partei eingetreten sind, ist die „politische Eigenkompetenz bei der jüngeren Mitgliedergeneration mit zur wichtigsten Einflussgröße geworden“ (Biehl 2005: 154). Inwiefern Personen mit einem höheren Selbstvertrauen – durch eine höhere Bildung sowie die frühere Sozialisation zur Selbstständigkeit (Volljährigkeitsreform) – sich nach 1990 (mit Mitte 30) selektiv für einen Parteieintritt entschieden, wird nicht betrachtet. Außerdem bleibt offen, wie stark diese Ausprägungen in Wechselwirkung mit der Mitgliedschaft stehen (siehe auch Rohrbach 2011: 196), da die Angaben zum politischen Interesse und Selbstvertrauen sowie zu den ebenfalls identifizierten Merkmalen „gesellschaftliches Engagement“ und „Stärke der Identifikation mit der Partei“ bei Mitgliedern nach deren Beitritt erhoben wurden.

Kirchen

Im Jahr 1970 sind etwa 94 Prozent der westdeutschen Bevölkerung Mitglied in der evangelischen oder katholischen Kirche (Kirchen als Religionsgemeinschaften ohne organisierte Moslems und andere „Konfessionen“). Bis 1989 sinkt der Anteil der Mitglieder auf etwa 83 Prozent. Nach der Wiedervereinigung liegt der Mitgliederanteil im Jahr 1990 bei etwa 72 Prozent der gesamtdeutschen Bevölkerung und sinkt bis zum Jahr 2010 kontinuierlich auf etwa 59 Prozent (fowid 2012; Abbildung 3.2). Eicken / Schmitz-Veltin (2010) zeigt anhand statistischer Daten, dass der Rückgang der Kirchenmitglieder (evangelisch und katholisch) seit Anfang der 1970er Jahre in starkem Maße demographisch bedingt ist. Die Zahl der Eintritte durch Taufe und Aufnahme ist geringer als die Zahl sterbender Mitglieder, wobei auch der Anteil der Taufen pro Geburten eines Jahrgangs (Taufquote) zurückgegangen ist. Der „Mitgliederschwund“ wird jedoch durch Austritte beschleunigt (Eicken / Schmitz-Veltin 2010).

Lois (2011) findet mit Individualdaten (ALLBUS) der Jahre 1980 bis 2008 für Westdeutschland sowohl Alters- und Periodeneffekte als auch Kohorteneffekte auf die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft in Religionsgemeinschaften (logistische Regressionsmodelle). Danach sinkt die Wahrscheinlichkeit der Mitgliedschaft zwischen dem Alter von 18 (beobachtet ab Geburtsjahrgang 1962) und etwa 40 Jahren und steigt

danach wieder an. Unabhängig davon zeigt sich seit Beginn der Befragungen 1980 eine kontinuierlich sinkende Mitgliederquote in Religionsgemeinschaften. Mit Kontrolle von Geschlecht, Alter und Periode findet Lois (2011) für die Kohorte der Geburtsjahrgänge 1946 bis 1953 die geringste Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft. Relativ zu dieser Kohorte zeigt sich in den jüngeren Kohorten ein positiver Trend für die Geburtsjahrgänge 1954 bis 1964, 1965 bis 1975 und 1976 bis 1990,¹⁷ der aber statistisch insignifikant ist. Unter der Annahme, dass Austritte aus „der Kirche“ vor dem Jahr 1975 von Jugendlichen zumindest teilweise als Protest gegen die „tradierten Autoritäten“ (Birkelbach 1999: 144) genutzt wurde, könnte diese Trendwende mitbegründet sein durch die Volljährigkeitsreform, die diese Art des Protestes wirkungslos machte. Unberücksichtigt bleibt bei Lois (2011) der Einfluss der Bildung auf die Mitgliedschaft in Kirchen, so dass die ausgewiesenen Kohorteneffekte der jüngeren Kohorten auch Effekte der Bildungsexpansion reflektieren könnten. Da die Koeffizienten mittlere Effekte für die Kohorten (mehrere Geburtsjahrgänge) darstellen, werden außerdem Auswirkungen externer Einflüsse (z. B. Volljährigkeit mit 18 Jahren ab Geburtsjahrgang 1957), die sich verschieden auf die Geburtsjahrgänge innerhalb der Kohorten (im Beispiel Jahrgänge 1954 bis 1964) ausgewirkt haben, nivelliert.

Birkelbach (1999) untersucht mögliche Indikatoren für Kirchenaustritte anhand von Lebensverlaufsdaten (bis zum 43. Lebensjahr) für eine nicht-repräsentative Stichprobe von Gymnasiasten der Geburtsjahrgänge 1955/56 in Nordrhein-Westfalen. Demnach ist die Austrittsrate niedriger, wenn kirchlichen Dienstleistungen (Indikator: kirchliche Trauung) ein Wert zugemessen wird. Ökonomische Anreize (Kirchensteuer¹⁸ im Erwerbsleben und temporäre Mehrbelastungen durch Steuern¹⁹) hingegen erhöhen die Austrittsrate. Birkelbach (1999) zeigt auch, dass latent negative Einstellungen zu Religion und Kirche (Indikator: Beliebtheit des Religionsunterrichts) erst durch konkrete ökonomische Anreize zu einer höheren Austrittsrate führen (in der Stichprobe ab 31 Jahren). Der fehlende „Protest-Anreiz“ in der G18-Kohorte (Geburtsjahrgänge 1958 bis 1963) in jungen Jahren könnte somit Mitgliedschaften in der Kirche bis zum Eintritt in den Arbeitsmarkt (bei Abiturienten bis

¹⁷ Die Einteilung der Kohorten erfolgt nach inhaltlichen Kriterien: 1946 bis 1953 „APO-Generation“ (außerparlamentarische Opposition), 1954 bis 1964 „Neue soziale Bewegungen“, 1965 bis 1975 „Generation Golf“ und 1976 bis 1990 „Wiedervereinigung“ (Lois 2011: 5), die auf die Kernzeit der politischen Sozialisation abstellen (siehe Hadjar / Schlapbach 2009). Andere Abgrenzungen können jedoch ebenso angemessen sein.

¹⁸ Die Kirchensteuer beträgt in Deutschland etwa acht bis neun Prozent der (progressiven) Einkommensteuer. In den Jahren 1991/1992 lag die Kirchensteuer für Singles mit einem umgerechneten Einkommen von 40000 Euro im Durchschnitt bei 2,2 bis 2,5 Prozent (BMF Steuerrechner; eigene Berechnungen).

¹⁹ Birkelbach (1999: 143) illustriert die Austrittsraten der ehemaligen Gymnasiasten im Alter von 14 bis 43 Jahren im Vergleich zu den Austrittsraten für die evangelischen Landeskirchen und die katholische Kirche in Westdeutschland in den Jahren 1969 bis 1996. „Sichtbare“ Anlässe zum Austritt waren die Stabilitätsabgabe 1973/1974 (die Gymnasiasten sind hier allerdings erst etwa 18 Jahre alt) sowie der Solidaritätszuschlag ab 1991 beziehungsweise 1995.

nach dem Studium) verlängert haben, so dass sie im Mittel mit größerer Wahrscheinlichkeit „in der Kirche“ gewesen wären, bei ansonsten ähnlichen Einflüssen.

Sportvereine und sonstige gesellige Vereine

Der Anteil der Mitglieder in Sportvereinen an der westdeutschen Bevölkerung steigt von 1970 bis 1989 um etwa 19 Prozent auf 34,3 Prozent, liegt im wiedervereinigten Deutschland Anfang der 1990er Jahre bei etwa 30 Prozent und steigt bis 2012 stetig auf 33,9 Prozent (Abbildung 3.2). Ein Grund für den starken Anstieg der Mitgliedschaften in den 1970er und 1980er Jahren könnte in einer erweiterten Angebotspalette liegen. Seit den 1970er Jahren bieten Sportvereine neben den traditionellen Vereinssportarten auch sportliche Freizeitveranstaltungen für breite Bevölkerungskreise an (Nagel / Conzelmann / Gabler 2004: 9), z. B. Volkswandern, Volksläufe und Radtouren. Obwohl eine Mitgliedschaft im Sportverein nicht Bedingung für die Teilnahme an diesen Veranstaltungen war, wirkte sich dieser Breitensport insgesamt wahrscheinlich positiv auf Mitgliedschaften in Sportvereinen aus.

Kinder und Jugendliche ab sieben Jahren sind in Sportvereinen überproportional vertreten, (Heinemann / Schubert 1994; Müller-Jentsch 2008: 490). In einer Studie zur Mitgliederbindung zeigt Nagel (2006: 52), dass das Austrittsrisiko von Mitgliedern bis zum Alter von 20 Jahren (alters- oder generationsbedingt) am höchsten ist, wenn die „solidargemeinschaftliche Einbindung gering ausgeprägt ist und die Mitglieder gleichzeitig unzufrieden sind“ mit den Leistungen des Vereins.²⁰ Somit könnten passive Mitgliedschaften aufgrund der früheren Volljährigkeit in der G18-Kohorte vermehrt aufgegeben worden sein, während mehr aktive Mitgliedschaften aufgenommen wurden, auch wenn sich laut Sportvereinsforschung die Dauer von Mitgliedschaften in den meisten Sportvereinen seit den 1970er Jahren kaum verändert hat (Nagel 2006: 34) und die Mitgliedschaften in Sportvereinen insgesamt einen positiven Trend haben. Ökonomische Gründe spielen bei Mitgliedschaften in Sportvereinen wegen der öffentlichen Sportförderung keine wesentliche Rolle, da in den meisten Sportvereinen die Beitragssätze auch für Erwachsene günstig sind. Laut Sportentwicklungsbericht 2005/2006²¹ zahlen 50 Prozent der Erwachsenen 6,50 Euro pro Monat und weniger (Breuer / Haase 2007: 316).

Die in dieser Studie zusammengefassten sonstigen geselligen Vereine (Gesangverein, Hobbyverein, Heimat- und Bürgerverein, Schützenverein, Kegelclub usw.) können hier,

²⁰ Nagel (2006) nimmt dabei ein erhöhtes Austrittsrisiko von Mitgliedern an, wenn sie sich „schon „öfter“ Gedanken über einen Vereinsaustritt machten“. In zwei-faktoriellen Varianzanalysen werden Zusammenhänge zwischen dem Austrittsrisiko, einem Index „solidargemeinschaftliche Handlungsorientierung“ sowie einem Index „Zufriedenheit“ über Altersgruppen ausgewertet.

²¹ Situation und Entwicklung der Organisation sowie deren gesellschaftlichen Wirkungen (Breuer 2007).

auch mangels Literatur, nicht dargestellt werden. Angesichts der Vielfalt der verschiedenen geselligen Vereine dürften sie aber die Auswirkung der Volljährigkeitsreform auf die organisierte Geselligkeit allgemein widerspiegeln.

Insgesamt ist anhand der Literatur für Gewerkschaften und Parteien eher ein negativer Effekt und bei Kirchen eher ein positiver Effekt der Reform der Volljährigkeit zu erwarten. Für Sportvereine und für sonstige gesellige Vereine sind keine Tendenzen erkennbar.

3.3 Methode und Daten

3.3.1 Identifikationsstrategie

Die Reduzierung des Volljährigkeitsalters von 21 auf 18 Jahre zum 1.1.1975 (Treatment) wird als natürliches Experiment genutzt. Durch die Reform der Volljährigkeit wurden ab dem Stichtag $c = 1.1.1957$ geborene Personen bereits an ihrem 18. Geburtstag volljährig. Die Diskontinuität in der Wahrscheinlichkeit am 18. Geburtstag volljährig zu sein, wird als identifizierende Information in einem *Regression-Discontinuity* (RD) Datendesign (z. B. Hahn / Todd / Klaauw 2001) genutzt, um Auswirkungen der Volljährigkeitsreform auf die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft nahe am Stichtag zu ermitteln.²² Dabei wird angenommen, dass sich die ältere Kohorte (Geburtsdatum G vor dem Stichtag c) und die G18-Kohorte ($G \geq c$) – in einer gewissen zeitlichen Bandbreite um den Stichtag – ohne die Reform bezüglich Mitgliedschaften im Mittel gleich verhalten hätten. Da die Zuordnung zur G18-Kohorte für alle deterministisch vom Geburtsdatum abhängt, ist die RD-Methode trennscharf (*sharp RD*, s. Imbens / Lemieux, 2008). Eine Selektion in die G18-Kohorte, die zu Verzerrungen der Schätzer (*selection bias*) führen könnte, tritt daher nicht auf.²³ Der mittlere Effekt der Reform kann somit prinzipiell mit einer bivariaten Kleinst-Quadrat-Schätzung (*reduced stage*) ermittelt werden, wenn ausreichend Beobachtungen in einer angemessenen Bandbreite um den Stichtag vorliegen, so dass die asymptotischen Eigenschaften des Schätzmodells (konsistente Schätzer und kleine Standardfehler) genutzt werden können. Variablen, die nur die Neuregelung des Volljährigkeitsalters oder nur die potentielle Mitgliedschaft beeinflussen, müssen nicht als Kontrollvariablen berücksichtigt

²² Die Geburtsjahrgänge 1956 bis 1954 sind rein kalendarisch zwar kontinuierlich abnehmend von der Reduzierung des Volljährigkeitsalters betroffen (s. Anhang Abbildung A.3.1). Falls die Reform jedoch abnehmend auf diese Jahrgänge gewirkt hat (psychologische Wirkung und frühere Sozialisation zur Eigenständigkeit), wird durch die Zuordnung zur älteren Kohorte der geschätzte Effekte der Reform nicht überschätzt.

²³ Die Möglichkeit zur vorzeitigen Anerkennung der Volljährigkeit sowie die Aberkennung der Mündigkeit bei Volljährigen sind gesetzlich sehr stark eingeschränkt und spielen daher in dieser Studie keine Rolle.

werden (s. Frölich 2004: 189). Ergänzend zum treibenden Regressor können Kontrollvariablen in die Schätzung aufgenommen werden, um erstens Verzerrungen des interessierenden Koeffizienten δ durch die Wahl der Stichprobe so weit wie möglich zu eliminieren, zweitens die Präzision der Schätzung zu erhöhen und drittens die Plausibilität der Identifikationsstrategie zu evaluieren (s. Imbens / Lemieux, 2008). Allerdings dürfen diese Kontrollvariablen nicht durch das Treatment beeinflusst sein, weil sie den Teil des kausalen Effekts, der durch diese Variablen wirkt, vom Hauptindikator „abblocken“ (Pearl 2009: 114). Der kausale Effekt wäre also nicht identifiziert. Mit Kontrollvariablen \mathbf{X} und dem zugehörigen Koeffizientenvektor $\boldsymbol{\beta}$ sowie $G18$ als Indikator für die Zugehörigkeit zur $G18$ -Kohorte, für die gilt $G18 = 1|G \geq c$ und $G18 = 0|G < c$, kann das verwendete Schätzmodell für eine Person i formuliert werden als

$$\text{Mitgliedschaft}_i = G18_i \delta + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

wobei *Mitgliedschaft* eine binäre abhängige Variable ist, die den Wert 1 annimmt, wenn eine Mitgliedschaft beobachtet wurde, sonst 0. Für den Störterm ε_i , der nicht berücksichtigte Determinanten repräsentiert, wird $E[\varepsilon_i] = 0$ angenommen. \mathbf{X} enthält zumindest eine Konstante, in parametrischen Spezifikationen auch Variablen für Geschlecht, Alter, Periode, Schulabschluss sowie für Trends. Der interessierende Schätzer δ ist die Differenz zwischen der erwarteten Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft in der $G18$ -Kohorte ($G18 = 1$) und der erwarteten Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft in der älteren Kohorte ($G18 = 0$),

$$\begin{aligned} \delta = & E[\text{Pr}(\text{Mitgliedschaft}_i = 1) | \bar{\mathbf{x}}, G18 = 1] \\ & - E[\text{Pr}(\text{Mitgliedschaft}_i = 1) | \bar{\mathbf{x}}, G18 = 0], \end{aligned} \quad (2)$$

so dass δ interpretiert werden kann als durchschnittlicher kausaler Effekt der Reform des Volljährigkeitsalters an der Diskontinuität. Um den nicht-linearen Zusammenhang zwischen der binären abhängigen Variable Mitgliedschaft und den Regressoren zu berücksichtigen, wird das Probit-Schätzverfahren verwendet und anschließend der Mittelwert der individuellen marginalen Effekte als marginale Punktschätzer (*average marginal effects*) ermittelt.

Zur Evaluation der Identifikationsstrategie werden vier Spezifikationen herangezogen. In Spezifikation 1 wird nur der Treatment-Indikator $G18$ verwendet, der die Zuordnung der Beobachtungen zu den Kohorten abbildet. In Spezifikation 2 werden zusätzlich zum Treatment-Indikator $G18$ Kontrollvariablen für Geschlecht, Alter und Erhebungsjahr

(Periode) sowie in der Gesamtstichprobe für Bildungsabschlüsse aufgenommen, die sich als wichtige sozio-strukturelle Merkmale für Mitgliedschaften erwiesen haben. In den Spezifikationen 3 und 4 werden lineare und nicht-lineare Trends herausgerechnet. Dazu wird eine um den Stichtag 1.1.1957 zentrierte, laufende Variable der Geburtsmonate als Polynom 2. Ordnung aufgenommen (s. Lee 2001). In Spezifikation 3 wird die laufende Variable statt Altersvariablen verwendet. In der Hauptspezifikation 4 wird die laufende Variable ergänzend aufgenommen (Spezifikationen s. Anmerkungen Tabelle 3.2).

3.3.2 Daten

Für die Analyse werden Daten der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) der Jahre 1980 bis 1998 verwendet. Dieser Datensatz ist eine wiederholte Querschnittserhebung privater Personen in Deutschland, bei der zweijährlich eine neue repräsentative Stichprobe gezogen wird. Mitgliedschaften in Gewerkschaften, Parteien und Kirchen/Religionsgemeinschaften werden in jeder ALLBUS-Welle erfasst. Mitgliedschaften in Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen nur bis 1992 (Terwey / Baltzer 2012).²⁴ Damit ermöglichen die ALLBUS-Daten Analysen des Treatment-Effekts für mehrere freiwillige Vereinigungen im gleichen Zeitraum für etwa gleichaltrige Personen.

Als Repräsentanten der älteren Kohorte und der G18-Kohorte werden die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956 vor und die Geburtsjahrgänge und 1958 bis 1963 nach dem Stichtag der Volljährigkeitsreform in die Analyse einbezogen. Da die Personen des Geburtsjahrgangs 1957 die Ersten waren, die an ihrem 18. Geburtstag volljährig waren, wird der Geburtsjahrgang 1957 weitestgehend aus der Analyse ausgeschlossen, um verzerrte Ergebnisse durch untypische Mitgliedschaftsentscheidungen aufgrund der besonderen Situation dieses Jahrgangs zu vermeiden.

Damit die Altersstruktur in den beiden Kohorten vergleichbar ist, werden nur Beobachtungen im Alter von 24 bis 40 Jahren (Erhebungsjahre 1980 bis 1998) bzw. 24 bis

²⁴ Für eine Beschreibung der Mitgliedschaften siehe Anhang Tabelle A.3.1. Mitgliedschaften in Parteien umfassen neben Bundestagsparteien auch deren Jugendorganisationen und nicht im Bundestag vertretene Parteien. Kirchen umfassen hier auch den sehr kleinen Anteil der Mitglieder in anderen Religionsgemeinschaften.

In den Jahren 1980 bis 1992 und 1998 wurden die ALLBUS-Daten als Haushaltsstichproben erhoben, daher ist für Untersuchungen auf Personenebene eine Transformationsgewichtung verfügbar. Allerdings sind kleine Haushalte in der Stichprobe unterrepräsentiert (Terwey / Baltzer 2012: 2851). In dieser Studie werden primär Ergebnisse nicht gewichteter Daten ausgewiesen und gewichtete Daten für relevante Ergebnisse mit berücksichtigt.

34 Jahren (Erhebungsjahre 1980 bis 1992) herangezogen.²⁵ Außerdem werden nur westdeutsche Erwerbspersonen (Erwerbstätige und Arbeitslose) mit deutscher Staatsbürgerschaft berücksichtigt.²⁶ Eine Beschränkung auf Erwerbspersonen erfolgt, da Mitgliedsbeiträge bei Gewerkschaften, Parteien und Kirchen überwiegend am Lohn gekoppelt sind, so dass monetäre Kosten eine größere Rolle spielen als bei Nicht-Erwerbspersonen.²⁷ Die verbleibende Stichprobe der 24 bis 40-jährigen enthält 1.881 Beobachtungen für die ältere Kohorte und 1.773 Beobachtungen für die G18-Kohorte, wobei die mittleren Altersgruppen designbedingt am stärksten besetzt sind (Anhang Tabelle A.3.2). Bei weniger als ein Prozent der Beobachtungen fehlen Angaben zu Mitgliedschaften oder Schulabschluss. Damit liegen für Gewerkschaften, Parteien und Kirchen 3.629, 3.641 und 3.640 vor. Die Stichprobe der 24 bis 34-jährigen enthält für Sportvereine und für sonstige gesellige Vereine 2.329 und 1.985 Beobachtungen.

Die Mittelwerte der Mitgliedschaften der älteren Kohorte und der G18-Kohorte unterscheiden sich für alle Erwerbspersonen nicht wesentlich (Tabelle 3.1), allerdings liegen die Mittel bei Gewerkschaften aufgrund der Beschränkung der Stichprobe mit etwa 22 und 20 Prozent deutlich unter dem Durchschnitt der 1980er und 1990er Jahre in Abbildung 3.2. Unterschiede zwischen den Kohorten gibt es bei Abiturienten bei allen Vereinigungen, wobei die Mittelwerte bei Gewerkschaften und Parteien in der G18-Kohorte niedriger und bei Kirchen, Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen höher sind. Bei Beobachtungen mit Realschulabschluss ist in der G18-Kohorte der Mittelwert bei Parteien ähnlich reduziert wie bei Abiturienten. Die Mittelwerte für Sportvereine und sonstige gesellige Vereine (24- bis 34-Jährige) sind in der G18-Kohorte für alle Schulabschlüsse etwa gleich bei etwa 19 Prozent in der älteren Kohorte jedoch bei Abiturienten niedriger und bei Real- und Hauptschülern höher.

²⁵ Die jüngsten Personen der älteren Kohorte (Jahrgang 1956) waren im Erhebungsjahr 1980 gerade 24 Jahre und die ältesten Personen der G18-Kohorte (Jahrgang 1958) im Erhebungsjahr 1998 gerade 40 Jahre (im Erhebungsjahre 1992 gerade 34 Jahre).

²⁶ In der DDR wurde schon 1950 die Volljährigkeit mit 18 Jahren eingeführt, außerdem war die Sozialisation bezüglich Mitgliedschaften anders als in Westdeutschland. Bei Migranten ist eine von Westdeutschen verschiedene Sozialisation bezüglich Mitgliedschaften ebenfalls wahrscheinlich, sofern sie nicht durch die westdeutsche Kultur geprägt sind.

²⁷ Die Quote der Erwerbspersonen in der Bevölkerung ist in beiden Kohorten mit 74 und 73 Prozent etwa gleich. Für Abiturienten liegt die Quote in der G18-Kohorte etwa 6 Prozentpunkte unter dem Wert für die älteren Geburtsjahrgänge. Dies ist auf das etwas niedrigere Durchschnittsalter in der G18-Kohorte und eventuell auf einen späteren Berufseinstieg zurückzuführen, wobei der Unterschied bei Frauen (69 und 64 Prozent) und Männern (77 und 71 Prozent) etwa gleich ist.

Tabelle 3.1 Mittelwerte über Kohorten und Bildungsabschlüsse

	Erwerbspersonen Alle		Abitur (ABI)		Realschule (RS)		Hauptschule (HS)	
	G18=0	G18=1	G18=0	G18=1	G18=0	G18=1	G18=0	G18=1
Gewerkschaften								
(1980-1998)	22,4%	19,7%	19,9%	13,5%	19,6%	20,8%	24,6%	24,5%
N	1.869	1.760	377	416	506	591	826	599
Parteien								
(1980-1998)	4,0%	3,2%	6,9%	4,6%	5,1%	2,9%	1,9%	2,0%
N	1.875	1.766	379	417	508	593	827	600
Kirchen								
(1980-1998)	85,4%	86,0%	75,6%	81,1%	83,5%	84,8%	91,3%	90,3%
N	1.874	1.766	377	418	509	593	827	600
Sportvereine								
(1980-1992)	33,4%	31,8%	25,2%	34,0%	36,6%	31,1%	35,0%	31,3%
N	1.196	1.133	242	268	331	379	528	387
Sonstige gesellige Vereine								
(1980-1992)	22,7%	18,9%	13,6%	19,0%	29,2%	19,2%	24,0%	19,6%
N	941	1.044	184	258	271	334	404	357
<i>Kontrollvariablen: Werte für die Beobachtungsjahrgänge 1980-1998</i>								
Frauen	42,4%	44,0%	38,8%	44,9%	51,9%	52,3%	40,0%	36,2%
Alter (in Jahren)	32,6	30,2	32,8	30,5	32,5	30,1	32,4	30,1
Erhebungsjahr	1986,8	1991,1	1987,0	1991,5	1986,6	1991,0	1986,5	1991,0
laufende Geburtsmonate ¹	-2,9	3,8	-2,9	3,9	-2,9	3,8	-2,9	3,7
<i>Schulabschlüsse</i>								
Abitur (ABI)	20,4%	23,7%						
Fachhochschulreife (FHR)	7,0%	7,8%						
Realschule (RS)	27,2%	33,7%						
Hauptschule (HS)	44,4%	34,1%						
Ohne Abschluss	1,0%	0,7%						

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Gewerkschaften, Parteien, Kirchen 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre); Sportvereine 1980-1992 (Alter 24-34); Gesellige Vereine (Gesangs-/Hobby-/Schützenvereine/Sonstige) 1980, 1982 1986–1992 (Alter 24-34)

Anmerkungen: Kohorten G18=0: Geburtsjahrgänge 1951–1956, G18=1: Geburtsjahrgänge 1958–1963; Schulabschlüsse: Allgemeine Hochschulreife/Abitur (ABI), Realschulabschluss (RS), Hauptschulabschluss (HS);

¹ Die ältere Kohorte liegt etwa ein Jahr näher am Stichtag 1.1.1957, da das Geburtsjahr 1957 ausgeschlossen ist.

3.3.3 Analyse der Kontrollvariablen

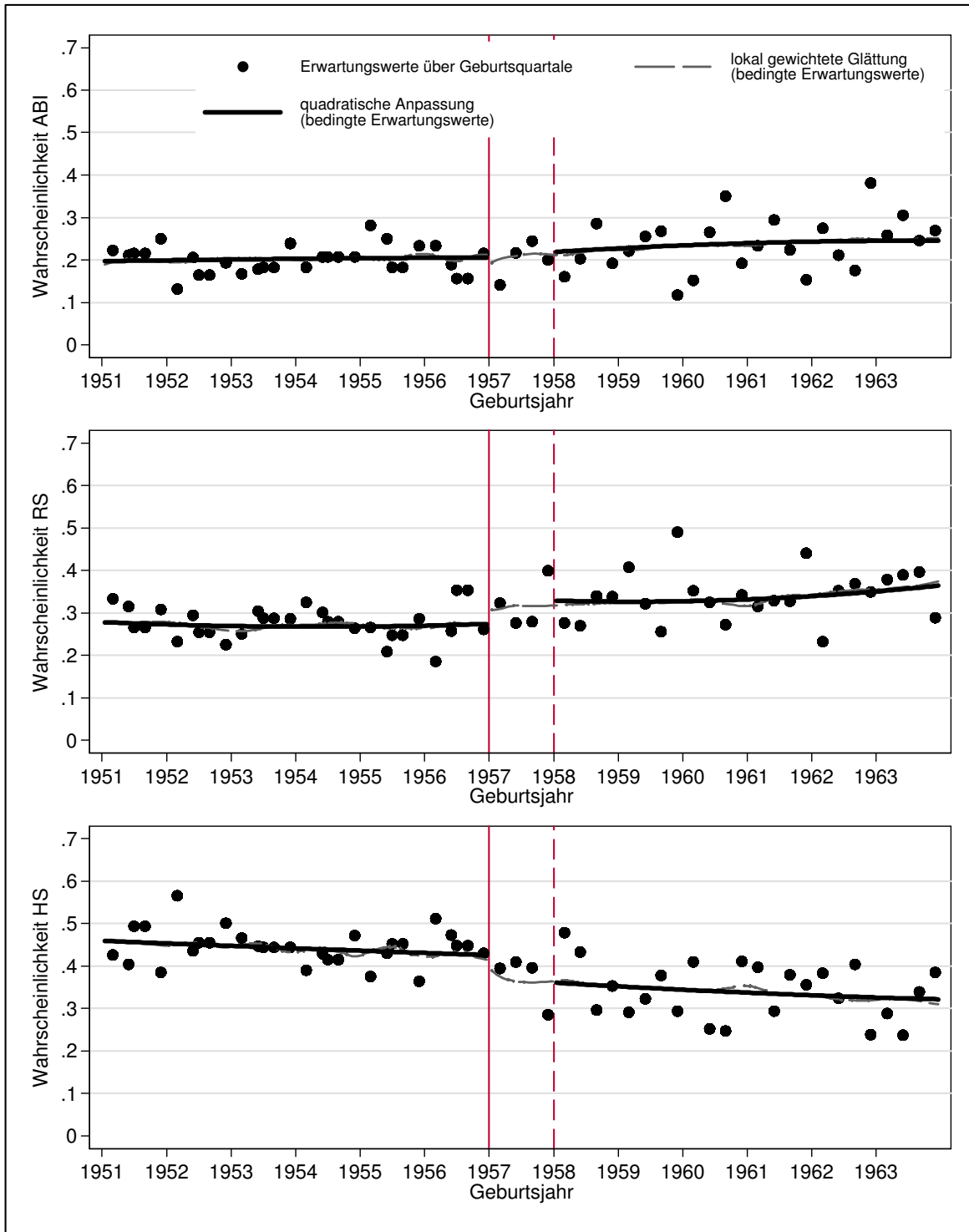
Zur Evaluation der Identifikationsstrategie und Ermittlung valider Koeffizienten des Effekts der Volljährigkeit werden in den Spezifikationen Kontrollvariablen für Geschlecht, Alter, Periode, Schulabschluss sowie für Trends aufgenommen. Die Identifikation des Treatment-Effekts ist jedoch nur gegeben, wenn die aufgenommenen Kontrollvariablen nicht durch das Treatment beeinflusst sind. Für die vor dem Stichtag der Reform determinierten Variablen Geschlecht und die Zeitvariablen (Alter, Periode, laufende Geburtsmonate) ist diese Bedingung erfüllt. Bedingt durch das Design der Stichprobe sind

die Mittelwerte der Kohorten für die laufenden Geburtsmonate sowie für Alter und Periode (gleiche Altersgruppe für alle Geburtsjahrgänge) jedoch verschieden. Der mittlere Abstand der Geburtsmonate vom Stichtag 1.1.1957 ist in der G18-Kohorte etwa ein Jahr größer als in der älteren Kohorte, da das Geburtsjahr 1957 ausgeschlossen ist. Die G18-Kohorte ist im Durchschnitt 2,4 Jahre jünger und wurde 4,5 Jahre später beobachtet (Tabelle 3.1). Potentielle Alterseffekte, die sich aus diesem kleinen Altersunterschied ergeben, lassen sich nicht vom Treatment-Effekt differenzieren. Da in den Schätzungen Mitgliedschaften von zwei Kohorten mit jeweils sechs Geburtsjahrgängen verglichen werden, ist der perfekte lineare Zusammenhang zwischen Geburtsjahr, Alter und Erhebungsjahr ($Geburtsjahr + Alter = Erhebungsjahr$) ausreichend aufgelöst. Trotzdem werden sechs Altersgruppen über die Altersspanne von 24 bis 40 Jahren gebildet (Anhang Tabelle A.3.2), um bei der Aufnahme der laufenden Geburtsmonate als Polynom 2. Ordnung die Unsicherheit des interessierenden Koeffizienten δ möglichst klein zu halten (inflationierte Varianzen aufgrund von Multikollinearität).

Der Anteil der Frauen in der gesamten Stichprobe ist in der älteren und der G18-Kohorte mit 42,4 und 44 Prozent sowie den Realschülern (RS: 51,9 und 52,3 Prozent) etwa gleich, für Abiturienten (ABI: 38,8 und 44,9 Prozent) und Hauptschüler (HS: 40 und 36,2 Prozent) jedoch verschieden. Diese Unterschiede in den Mittelwerten der Kohorten sind jedoch nicht durch die Reform der Volljährigkeit determiniert (Abbildung A.3.2). Die drei Grafiken zeigen den Anteil der Frauen bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen ABI, RS und HS. Die quadratische Anpassung und die lokal gewichtete Glättung des auf Alter und Periode bedingten Frauenanteils erfolgt jeweils getrennt für die Geburtsmonate vor und nach dem Stichtag 1.1.57. Die quadratischen Anpassungen zeigen zwischen der älteren Kohorte und der G18-Kohorte (ohne Geburtsjahrgang 1957) keine Diskontinuität. Vielmehr zeigt sich über alle Geburtsjahrgänge bei ABI ein steigender Anteil an Frauen und bei HS ein sinkender Anteil.

Bei den Mittelwerten für die Schulabschlüsse in der Gesamtstichprobe zeigen sich ebenfalls Unterschiede zwischen der älteren und der G18-Kohorte (ABI +3,3; RS +6,5; HS -10,3 Prozentpunkte sowie Fachhochschulreife +0,8; ohne Abschluss -0,3 Prozentpunkte). Der Trend zu höheren Bildungsabschlüssen ist allgemein auf die Bildungsexpansion zurückzuführen, die in allen betrachteten Geburtsjahrgängen 1951 bis 1963 wirksam war. Abbildung 5 zeigt aber für Abiturienten (ABI) keine Diskontinuität bezüglich des Stichtages, weder zwischen den quadratischen Anpassungen (ohne Geburtsjahrgang 1957) noch zwischen der lokal gewichteten Glättung direkt vor und nach dem Stichtag 1.1.57, so dass

Abbildung 3.3 Schulabschlüsse über Geburtsjahre



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen den Anteil der Schulabschlüsse bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach allgemeiner Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren die Anteile für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Geschlecht, Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

für Abiturienten der Treatment-Effekt der Volljährigkeitsreform identifiziert werden kann. Für Realschüler (RS) zeigt sich aber bezüglich des Stichtages ein Sprung von etwa vier

Prozentpunkten nach oben und für Hauptschüler ein Sprung von etwa sechs Prozentpunkten nach unten. In Schätzungen mit Kontrollvariablen für Schulbildung (Gesamtstichprobe) und in separaten Schätzungen für Realschüler oder Hauptschüler wird also ein Teil des Treatment-Effekts vom Hauptindikator *G18* abgeblockt, so dass der kausale Effekt nicht identifiziert werden kann. Abbildung 5 zeigt außerdem, dass in der *G18*-Kohorte die Erwartungswerte der Schulabschlüsse *ABI*, *RS* und *HS* über die Geburtsquartale stärker streuen als in der älteren Kohorte (Jahrgänge 1951 bis 1956). Dies könnte für Abiturienten mit durch die Oberstufenreform im Jahr 1972 verursacht sein, in deren Folge es erweiterte Möglichkeiten zum Erreichen der allgemeinen Hochschulreife gab. Es könnte also sein, dass sich die unbeobachteten, mitgliedschaftsrelevanten Merkmale der Abiturienten in der *G18*-Kohorte durch die Oberstufenreform entgegen der Annahme leicht von der älteren Kohorte unterscheiden. Ohnehin kann die Annahme, dass sich die ältere Kohorte und die *G18*-Kohorte – in einer gewissen zeitlichen Bandbreite um den Stichtag – ohne die Reform bezüglich Mitgliedschaften im Mittel gleich verhalten hätten, nicht bewiesen werden. Je kleiner aber die zeitliche Bandbreite der Beobachtungen um den Stichtag 1.1.57 ist, desto ähnlicher sind sich die beobachteten Personen. Daher wird die Hauptspezifikation 4 zur Validierung der Treatment-Koeffizienten auch mit der halben Bandbreite um den Stichtag (Geburtsjahrgänge 1954 bis 1956 versus *G18*-Kohorte 1958 bis 1960) geschätzt (s. Anmerkungen Tabelle 3.2).

3.4 Ergebnisse

Der Effekt der Volljährigkeitsreform auf die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft bei Erwerbspersonen wird mit Probitschätzungen für Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen ermittelt. Die Tabellen 3.2 bis 3.6 zeigen die mittleren Unterschiede der Mitgliedschaften zwischen der älteren Kohorte (geboren vor dem Stichtag 1.1.57) und der *G18*-Kohorte (am 18. Geburtstag volljährig) für alle Erwerbspersonen sowie nach Schulabschlüssen. Die (marginalen) Punktschätzer sind für die vier beschriebenen Spezifikationen (Spalte 1 bis 4) sowie der Spezifikation 4 mit halber Bandbreite (Spalte 5) ausgewiesen. Die Standardfehler sind bei allen Vereinigungen in Spalte (2) systematisch etwa doppelt so hoch wie ohne Kontrollvariablen (Spalte 1). Die höhere Unsicherheit der Punktschätzer in den Spalten (2) bis (5) ist daher auf kleinere Zellbesetzungen zurückzuführen. Unter der Annahme, dass sich die ältere Kohorte und die *G18*-Kohorte ohne die Reform bezüglich der jeweiligen Mitgliedschaft im Mittel gleich

verhalten haben, geben die Punktschätzer für die allgemeine Hochschulreife (ABI) Hinweise auf die kausalen Effekte der Reform. Die Punktschätzer für die Gesamtstichprobe sowie für Realschul- und Hauptschulabschluss können jedoch nicht als unverzerrt angenommen werden, da die Effekte durch die gleichzeitige Diskontinuität bei Realschul- und Hauptschulabschluss zu hoch oder zu niedrig ausgewiesen sein können.

3.4.1 Gewerkschaften

Bei den Abiturienten sind in der älteren Kohorte 19,9 Prozent Gewerkschaftsmitglieder (Tabelle 3.1). Der Punktschätzer für Abiturienten liegt unbereinigt bei statistisch signifikanten -6,4 Prozentpunkten (Tabelle 3.2 Spalte 1), bereinigt um die Einflüsse von Geschlecht, Alter, und Periode (Spalte 2) bei -9,7 Prozentpunkten und trendbereinigt (Spalte 3 und 4) bei -7,5 beziehungsweise -7,4 Prozentpunkten (etwa -37 Prozent). Eine grafische Analyse bestätigt in etwa diese Diskontinuität (Abbildung 3.4, obere Grafik) und die quadratischen Anpassungen der Mitgliederanteile über Geburtsmonate bedingt auf Geschlecht, Alter und Periode getrennt für die ältere Kohorte (Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956) und die G18-Kohorte decken sich mit den lokal gewichteten Glättungen. Der hohe Punktschätzer von -15,5 Prozentpunkten bei halber Bandbreite in Spalte (5) ist nicht repräsentativ für den Unterschied zwischen der älteren und der G18-Kohorte, da er auf den starken Einfluss des Geburtsjahrs 1956 bei kleiner Beobachtungszahl zurückzuführen ist. Der Punktschätzer mit gewichteten Beobachtungen liegt bei -11,9 Prozentpunkten und ist mit einem Standardfehler von 5,8 Prozentpunkten statistisch signifikant.²⁸

Für Realschüler und Hauptschüler geben weder die Punktschätzer noch die grafische Analyse (Abbildung 3.4, mittlere und untere Grafik) statistisch gesicherte Hinweise auf Auswirkungen der Volljährigkeitsreform. Daher ist der mittlere Unterschied zwischen der älteren Kohorte und der G18-Kohorte in der Gesamtstichprobe bei der Mitgliedschaft in Gewerkschaften (-3,7 Prozentpunkte, Tabelle 3.2 Spalte 4) primär auf den Unterschied bei den Abiturienten zurückzuführen. Der Punktschätzer für die Kontrollvariable Geschlecht ist in der Gesamtstichprobe wie erwartet. Frauen sind mit signifikant geringerer Wahrscheinlichkeit Mitglied in einer Gewerkschaft, dies gilt auch für Realschüler und Hauptschüler. Für Abiturienten der betrachteten Geburtsjahrgänge zeigt sich hingegen kein signifikanter Unterschied (Anhang Tabelle A.3.3).

²⁸ Die Koeffizienten (und Standardfehler) auf Basis des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells sind in dieser Studie nahezu identisch mit den Punktschätzern auf Basis von Probitschätzungen.

Tabelle 3.2 Mitgliedschaft in Gewerkschaften, Volljährigkeitsreform und Bildung

G18-Kohorte	Spez. 1	Spez. 2 Alter Periode	Spez. 3 Periode Trend	Spez. 4 Alter Periode Trend	Spez. 4 1954-1956 versus 1958-1960
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gesamte Stichprobe	-0,027 (0,014)**	-0,046 (0,027)*	-0,041 (0,029)	-0,037 (0,029)	-0,037 (0,047)
N	3.629	3.629	3.629	3.629	1.973
Allgemeine Hochschulreife	-0,064 (0,026)**	-0,097 (0,053)*	-0,075 (0,060)	-0,074 (0,060)	-0,155 (0,100)
N	793	793	793	793	405
Realschulabschluss	0,012 (0,024)	0,023 (0,051)	0,001 (0,053)	-0,002 (0,053)	0,084 (0,087)
N	1.097	1.097	1.097	1.097	590
Hauptschulabschluss	-0,000 (0,023)	-0,053 (0,044)	-0,045 (0,048)	-0,035 (0,048)	-0,066 (0,075)
N	1.425	1.425	1.425	1.425	768

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Erwerbspersonen; 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre); Geburtsjahrgänge 1951-1956 vs. 1958-1963 (G18-Kohorte)

Anmerkungen:

Spalte (1) Spezifikation 1: ohne Kontrollvariablen;

Spalte (2) Spezifikation 2: Kontrollen für Geschlecht, Alter, Erhebungsjahre (Periode);

Spalte (3) Spezifikation 3: Kontrollen für Trend (laufende Geburtsmonate, um Stichtag zentriert, Polynom 2. Ordnung), Geschlecht, Erhebungsjahre;

Spalte (4) Spezifikation 4: Kontrollen für Trend (Polynom 2. Ordnung), Geschlecht, Alter, Erhebungsjahre;

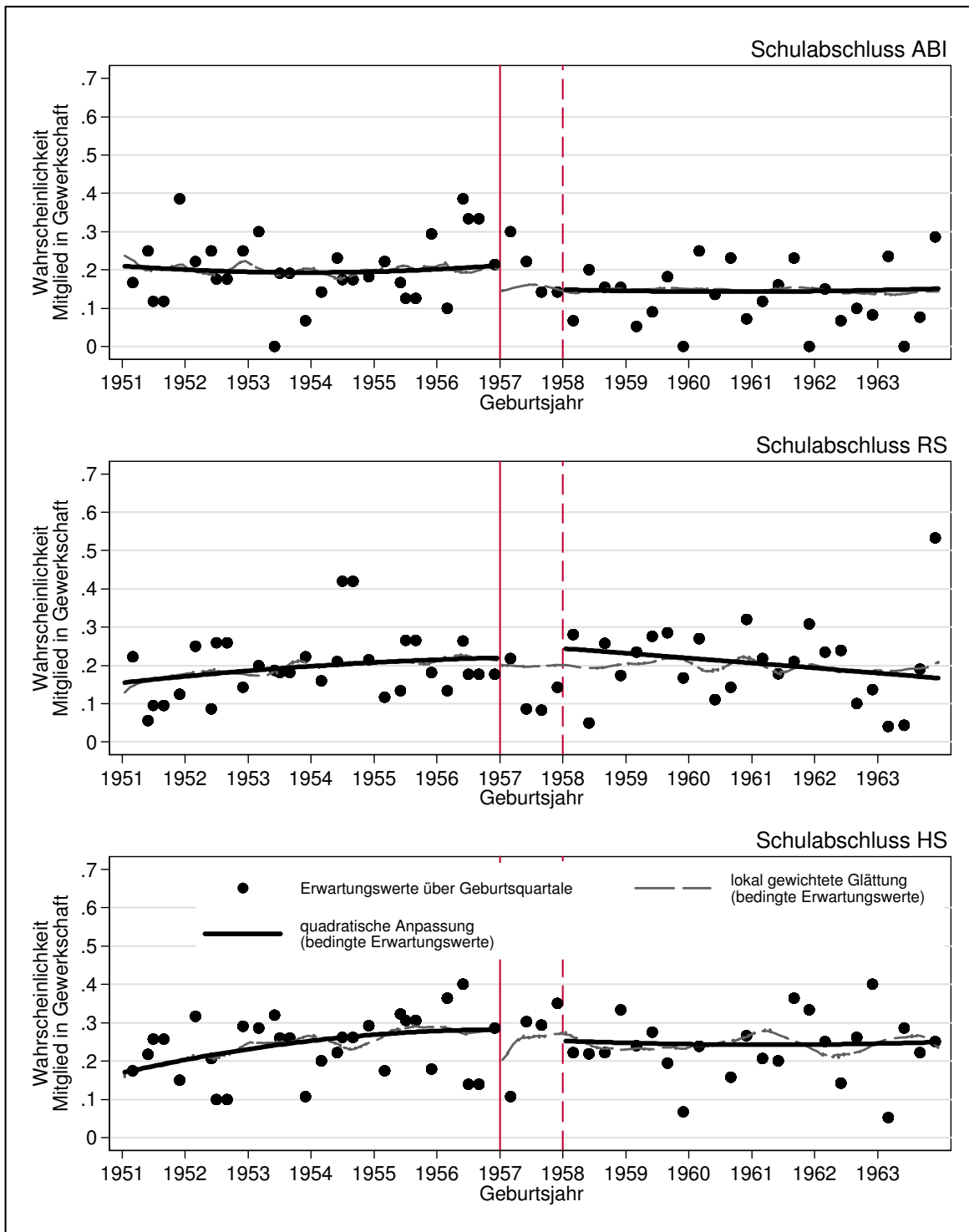
Spalte (5) Spezifikation 4 für halbe Bandbreite (Geburtsjahrgänge 1954 bis 1956 versus 1958 bis 1960).

In Spezifikation 2 bis 4 sind bei den Schätzungen mit Stichproben, die alle Schulabschlüsse umfassen, Kontrollen für Schulabschlüsse berücksichtigt. Die Werte entsprechen der marginalen Veränderung der Wahrscheinlichkeit von Mitgliedschaften bei Zugehörigkeit zur G18-Kohorte in Prozentpunkten; robuste Standardfehler in Klammern;

*/**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau

Der negative Kohorteneffekt der Volljährigkeitsreform bei Abiturienten kann auftreten, weil sie im Lebensverlauf mit geringer Wahrscheinlichkeit eintraten oder mit höherer Wahrscheinlichkeit eine Mitgliedschaft beendeten. Ein Vergleich der Punktschätzer für die Altersgruppen 24 bis 34 Jahre, 24 bis 40 Jahre und 24 bis 52 Jahre (Beobachtungen bis 1992, 1998 und 2010) zeigt, dass sich mit Beobachtungen bis zum Alter von 34 Jahren mit Spezifikation 4 (trendbereinigt) kein Volljährigkeitseffekt auf eine Mitgliedschaft in Gewerkschaften zwischen der älteren und der G18-Kohorte findet (Abbildung 3.5). Mit Beobachtungen bis zum Alter von 40 Jahren liegt der Punktschätzer bei -7,4 Prozentpunkten und mit Beobachtungen bis zum Alter von 52 Jahren bei -5,8 Prozentpunkten mit etwa gleicher statistischer Unsicherheit. In Schätzungen mit gewichteten Daten liegt dieser Punktschätzer bei -9 Prozentpunkten und ist statistisch signifikant. Für einen Vergleich der Koeffizienten mit und ohne Gewichtung siehe die Anmerkungen zu Abbildung 3.5. Ein detaillierter Mittelwertvergleich (nicht ausgewiesen) zeigt, dass männliche Abiturienten sich in der G18-Kohorte in den 1990er Jahren im Mittel stärker gegen eine Mitgliedschaft in Gewerkschaften entscheiden als in der älteren Kohorte, während Frauen mit Abitur in beiden Kohorten eine gleiche steigende Mitgliedschaftsquote aufweisen. Dies ist ein Hinweis

Abbildung 3.4 Mitgliedschaft Gewerkschaften über Geburtsjahrgänge



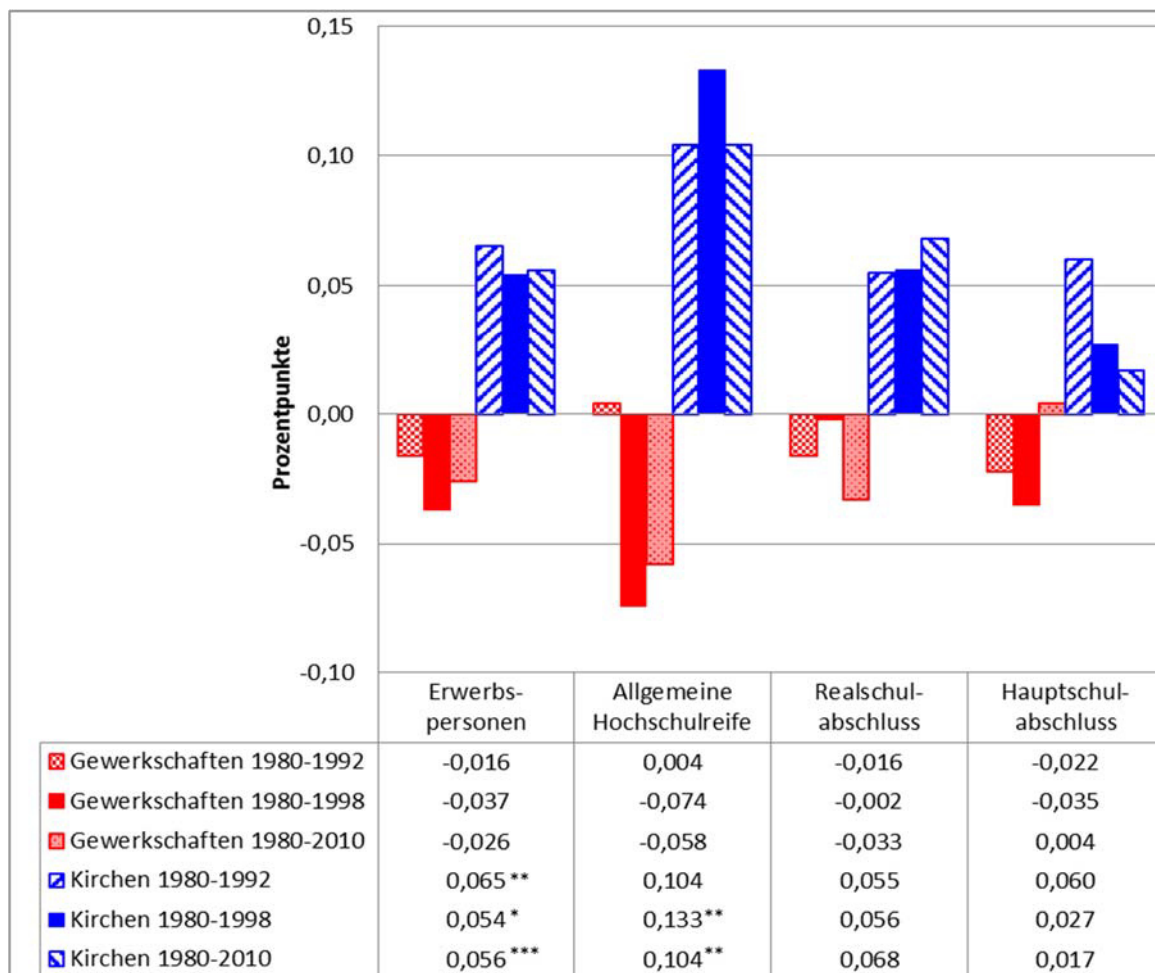
Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen allgemeine Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren den Anteil der Mitglieder für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Geschlecht, Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

darauf, dass die frühe Sozialisation zur Eigenverantwortung ab dem Geburtsjahrgang 1957 durch die Volljährigkeitsreform eine jener relevanten, aber schwer messbaren Faktoren ist,

die die individuelle Neigung, Mitglied in einer Gewerkschaft zu werden und zu bleiben, mit der Zeit verringert hat (s. Schnabel / Wagner 2007). Anhand der ALLBUS-Daten kann der Anreiz für dieses veränderte Entscheidungsverhalten in der G18-Kohorte nicht ergründet werden. Naheliegend ist aber, dass die Erhebung des Solidaritätszuschlages (ab 1991) einen finanziellen Anreiz zur Entscheidung gegen eine Mitgliedschaft gab (wie es Birkelbach (1999) für Kirchen findet), der sich bei den Abiturienten der G18-Kohorte im Mittel stärker ausgewirkt hat.

Abbildung 3.5 Mitgliedschaftseffekte, Volljährigkeitsreform und Bildung über die Zeit



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen

Anmerkungen: Spezifikation 4 (Kontrollen für Trend (Polynom 2. Ordnung), Geschlecht, Alter, Erhebungsjahre).

Die Punktschätzer entsprechen der marginalen Veränderung der Wahrscheinlichkeit von Mitgliedschaften bei Zugehörigkeit zur G18-Kohorte in Prozentpunkten (keine Gewichtung); */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau;

Bei Verwendung der Transformationsgewichtung (haushaltsbezogene Daten 1980-1992; 1998, s. Terwey / Baltzer 2012) ergibt sich für die Allgemeine Hochschulreife Folgendes: Punktschätzer (Standardfehler) Beobachtungen Alter

Gewerkschaften 1980-1992	-0,079	(0,071)	508	24-34 Jahre
Gewerkschaften 1980-1998	-0,119**	(0,058)	793	24-40 Jahre
Gewerkschaften 1980-2010	-0,090*	(0,048)	1332	24-52 Jahre
Kirchen 1980-1992	0,080	(0,081)	509	24-34 Jahre
Kirchen 1980-1998	-0,099	(0,065)	795	24-40 Jahre
Kirchen 1980-2010	0,084	(0,051)	1330	24-52 Jahre

3.4.2 Parteien

Bei den Abiturienten sind in der älteren Kohorte 6,9 Prozent Parteienmitglieder (Tabelle 3.1). Die Punktschätzer für Abiturienten liegen unbereinigt bei -2,3 Prozentpunkten (Tabelle 3.3 Spalte 1) und bereinigt um die Einflüsse von Geschlecht, Alter, und Periode (Spalte 2, Spezifikation 2) bei -1,5 Prozentpunkten, sie sind aber mit Standardfehlern von 1,7 und 2,9 Prozentpunkten statistisch insignifikant. Die grafische Analyse für 24- bis 40-Jährige deutet auch auf eine negative Diskontinuität (Abbildung 3.6, obere Grafik). In der älteren Kohorte (Jahrgänge 1951 bis 1956) schwanken die bedingten Erwartungswerte sehr stark (lokal gewichtete Glättung), liegen aber im Mittel immer über den bedingten Erwartungswerten der G18-Kohorte von etwa 5 Prozent. Dies deutet darauf hin, dass die positiven Punktschätzer in den Spezifikationen 3 und 4 mit Kontrollen für Trends verzerrt sind (Spalte 3 und 4). Nicht ausgewiesene Schätzungen mit Spezifikation 2 für Abiturienten der Altersgruppen 24 bis 34 Jahre und 24 bis 52 Jahre weisen darauf hin, dass sich die ältere Kohorte und die G18-Kohorte mit dem Alter angeglichen haben. Bis zum Alter von 34 Jahren war die Personen der G18 Kohorte kaum in Parteien organisiert (-5,3 Prozentpunkte, mit gewichteten Beobachtungen sogar statistisch signifikante -8,9 Prozentpunkte). Mit Beobachtungen bis zum Alter von 40 respektive 52 Jahren unterscheiden sich die Kohorten statistisch nicht mehr (-1,5 und +1,2 Prozentpunkte mit hohen Standardfehlern). Bei Abiturienten der G18-Kohorte verzögerte die Volljährigkeitsreform also Eintritte in Parteien und trug somit zum Rückgang der Mitgliedschaften in Parteien bei.

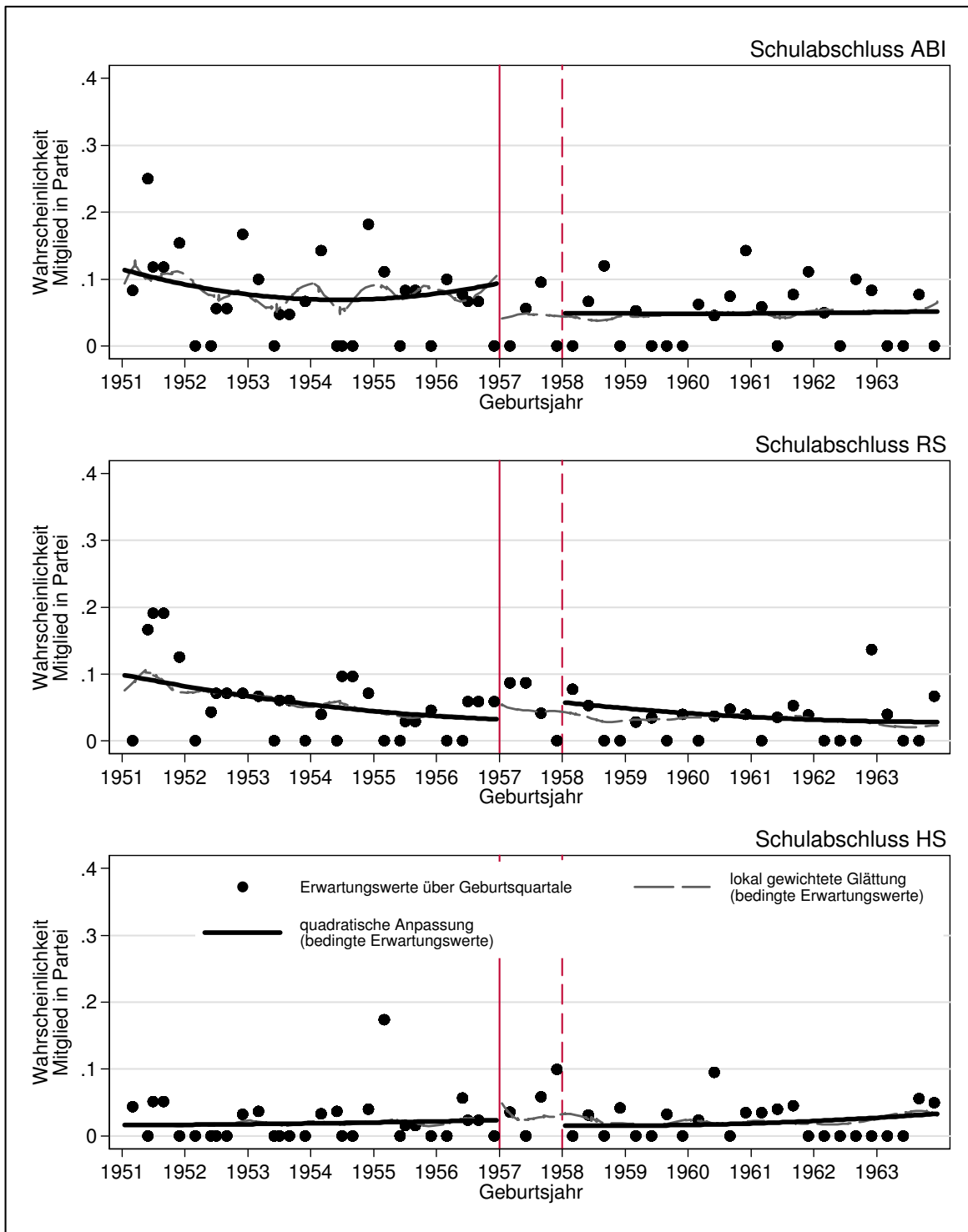
Tabelle 3.3 Mitgliedschaft in Parteien, Volljährigkeitsreform und Bildung

G18-Kohorte	Spez. 1	Spez. 2 Alter Periode	Spez. 3 Periode Trend	Spez. 4 Alter Periode Trend	Spez. 4 1954-1956 versus 1958-1960
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gesamte Stichprobe	-0,008 (0,006)	-0,004 (0,012)	0,002 (0,014)	0,000 (0,014)	-0,006 (0,023)
N	3.641	3.610	3.610	3.610	1.874
Allgemeine Hochschulreife	-0,023 (0,017)	-0,015 (0,029)	0,018 (0,035)	0,021 (0,035)	-0,004 (0,059)
N	796	793	796	796	355
Realschulabschluss	-0,022 (0,012)*	0,026 (0,023)	0,008 (0,029)	-0,013 (0,029)	0,013 (0,044)
N	1.101	1.101	1.101	1.101	528
Hauptschulabschluss	0,001 (0,007)	-0,006 (0,015)	-0,003 (0,016)	0,001 (0,016)	-0,008 (0,027)
N	1.427	1.427	1.427	1.371	738

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Erwerbspersonen; 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre); Geburtsjahrgänge 1951-1956 vs. 1958-1963 (G18-Kohorte)

Anmerkungen siehe Tabelle 3.1.

Abbildung 3.6 Mitgliedschaft in Parteien über Geburtsjahrgänge



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen allgemeine Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren den Anteil der Mitglieder für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Geschlecht, Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

Für Hauptschüler und die Gesamtstichprobe sind die Punktschätzer sehr klein mit hohen Standardfehlern und für Realschüler weist Tabelle 3.3 inkonsistente Punktschätzer (-2,2 bis

+2,6 Prozentpunkte) aus. Frauen sind erwartungsgemäß mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit Mitglied in Parteien und nur für Realschüler ist der Punktschätzer statistisch nicht signifikant (Anhang Tabelle A.3.3).

3.4.3 Kirchen

Bei den Abiturienten sind in der älteren Kohorte 75,6 Prozent Kirchenmitglieder (Tabelle 3.1). Der Punktschätzer für Abiturienten liegt unbereinigt bei statistisch signifikanten +5,5 Prozentpunkten (Tabelle 3.4 Spalte 1), bereinigt um die Einflüsse von Geschlecht, Alter, und Periode (Spalte 2) bei +15,2 Prozentpunkten und trendbereinigt (Spalte 3 und 4) bei +12,1 beziehungsweise +13,3 Prozentpunkten (etwa +17 Prozent). Die grafische Analyse deutet auf eine etwas kleinere Diskontinuität (Abbildung 3.7, obere Grafik) und die quadratischen Anpassungen der Mitgliederanteile über Geburtsmonate bedingt auf Geschlecht, Alter und Periode getrennt für die ältere Kohorte (Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956) und die G18-Kohorte decken sich mit den lokal gewichteten Glättungen. Der hohe Punktschätzer von +16,2 Prozentpunkten bei halber Bandbreite in Spalte (5) scheint daher nicht repräsentativ für den Unterschied zwischen der älteren und der G18-Kohorte zu sein, obwohl er wie alle Punktschätzer statistisch signifikant ist. Der Punktschätzer mit gewichteten Beobachtungen liegt bei +9,9 Prozentpunkten (etwa +13 Prozent), ist aber mit einem Standardfehler von 6,5 Prozentpunkten auf statistisch üblichen Niveaus nicht signifikant.

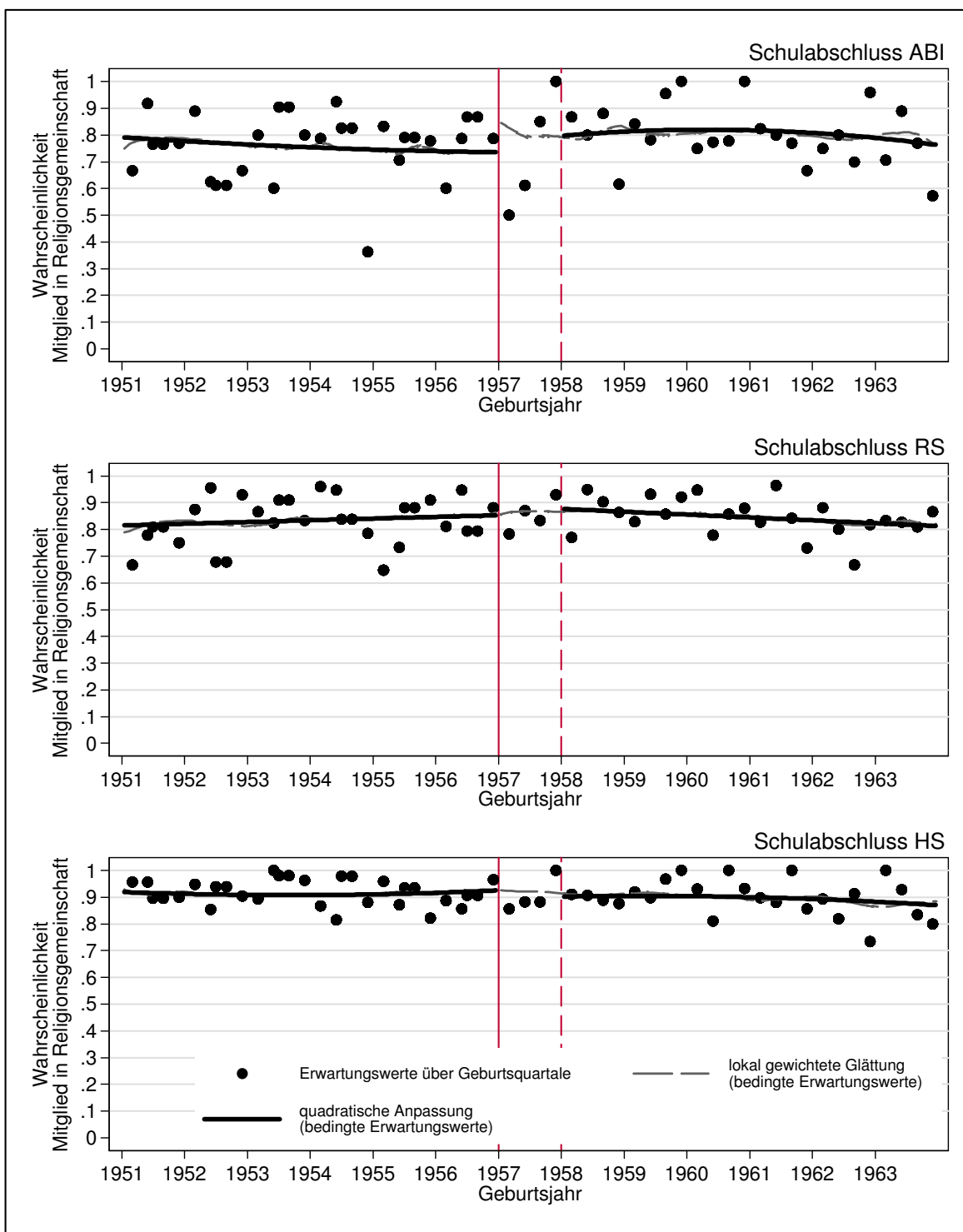
Tabelle 3.4 Mitgliedschaft in Kirchen, Volljährigkeitsreform und Bildung

G18-Kohorte	Spez. 1	Spez. 2 Alter Periode	Spez. 3 Periode Trend	Spez. 4 Alter Periode Trend	Spez. 4 1954-1956 versus 1958-1960
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gesamte Stichprobe	0,006 (0,012)	0,054 (0,023)**	0,051 (0,026)*	0,054 (0,026)*	0,039 (0,038)
N	3.640	3.640	3.640	3.640	1.982
Allgemeine Hochschulreife	0,055 (0,029)*	0,152 (0,059)**	0,121 (0,065)*	0,133 (0,066)**	0,162 (0,097)*
N	795	795	795	795	428
Realschulabschluss	0,013 (0,022)	0,052 (0,046)	0,058 (0,052)	0,056 (0,051)	0,093 (0,072)
N	1.102	1.102	1.102	1.102	593
Hauptschulabschluss	-0,010 (0,015)	0,010 (0,030)	0,021 (0,035)	0,027 (0,034)	-0,012 (0,049)
N	1.427	1.427	1.427	1.427	770

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Erwerbspersonen; 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre); Geburtsjahrgänge 1951-1956 vs. 1958-1963 (G18-Kohorte)

Anmerkungen siehe Tabelle 3.1.

Abbildung 3.7 Mitgliedschaft in Kirchen über Geburtsjahrgänge



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen allgemeine Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren den Anteil der Mitglieder für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Geschlecht, Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

Für Realschüler und Hauptschüler sind die Punktschätzer überwiegend positiv, sie geben aber ebenso wenig wie die grafische Analyse (Abbildung 3.7, mittlere und untere Grafik) statistisch gesicherte Hinweise auf Auswirkungen der Volljährigkeitsreform. Daher ist der mittlere Unterschied zwischen der älteren Kohorte und der G18-Kohorte in der Gesamtstichprobe bei der Mitgliedschaft in Kirchen (+5,4 Prozentpunkte, Tabelle 3.4 Spalte 4) primär auf den Unterschied bei den Abiturienten zurückzuführen. Die Punktschätzer für die Kontrollvariable Geschlecht sind für Abiturienten und Realschüler insignifikant. In der Gesamtstichprobe und bei Hauptschülern sind Frauen hingegen mit signifikant größerer Wahrscheinlichkeit Mitglied in einer Kirche (Anhang Tabelle A.3.3).

Ein Vergleich der Punktschätzer für Abiturienten der Altersgruppen 24 bis 34 Jahre, 24 bis 40 Jahre und 24 bis 52 Jahre (Beobachtungen bis 1992, 1998 und 2010) zeigt, dass sich die Wahrscheinlichkeit, Mitglied in einer Kirche zu sein, zwischen der älteren Kohorte und der G18-Kohorte jeweils mehr als 10 Prozentpunkte unterscheidet (Abbildung 7). Der Punktschätzer mit Beobachtungen bis zum Alter von 34 Jahren liegt bei +10,4 Prozentpunkten, ist statistisch aber nicht statistisch signifikant (Hauptspezifikation 4 mit Kontrolle für Geschlecht, Alter, Periode und Trend). Mit Beobachtungen bis zum Alter von 40 Jahren liegt der Punktschätzer bei +13,3 Prozentpunkten und mit Beobachtungen bis 52 Jahren stabil bei +10,4 Prozentpunkten (signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau). Für einen Vergleich der Koeffizienten mit und ohne Gewichtung siehe die Anmerkungen zu Abbildung 7. Dies zeigt, dass Abiturienten in der G18-Kohorte kurz- und langfristig weniger aus der Kirche ausgetreten sind als in der älteren Kohorte und erklärt den positiven Trend bei Mitgliedschaften in Kirchen in den jüngeren Kohorten (Geburtsjahrgänge 1954 bis 1964, 1965 bis 1975 und 1976 bis 1990) relativ zu den Geburtsjahrgängen 1946 bis 1953 (Lois 2011). Da es in Deutschland seit Anfang der 1970er Jahre einen rückläufigen Trend bei der Kirchenmitgliedschaft gibt, hat die Volljährigkeitsreform den Trend verlangsamt, nachdem Kirchenaustritte nicht mehr als Protest gegen die „tradierten Autoritäten“ (Birkelbach 1999) dienten.

3.4.4 Sportvereine und sonstige gesellige Vereine

Für Mitgliedschaften in Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen steht nur eine kleinere Stichprobe mit Beobachtungen bis 1992, und damit bis zum Alter von 34 Jahren zur Verfügung. Bei den Abiturienten sind in der älteren Kohorte im Mittel 25,2 Prozent Mitglieder in Sportvereinen (Tabelle 3.1), wobei der Mitgliederanteil über die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956 sinkt (Abbildung 3.8, obere Grafik). Die lokal (jeweils über

etwa ein Jahr) gewichtete Glättung der Mittelwerte für Geburtsmonate getrennt für die ältere und die G18-Kohorte gibt keinen Hinweis auf eine Diskontinuität am Stichtag 1.1.1957. Vielmehr ist etwa zum Stichtag ein Minimum in der Mitgliedschaftsquote erreicht, dem bis zum Geburtsjahrgang 1963 ein starker Anstieg (mit starker Streuung) auf etwa 40 Prozent folgt. Die positiven Punktschätzer für Abiturienten sind also nicht auf eine Diskontinuität sondern auf gegenläufige Mitgliedschaftstrends bezüglich Sportvereinen in der älteren und der G18-Kohorte zurückzuführen. Inwiefern der hohe Punktschätzer in Spezifikation 4 (Tabelle 3.5 Spalte 4) von +13,1 Prozentpunkten (Standardfehler 9,2 Prozentpunkte) nur eine Folge der Volljährigkeitsreform ist, lässt sich nicht beurteilen. Wahrscheinlich ist ein Teil der steigenden Mitgliedschaften in Sportvereinen durch erweiterte Angebote der Sportvereine ab 1970 im Zusammenhang mit den olympischen Sommerspielen 1972 und der Fußballbegeisterung nach dem Sieg der Deutschen bei der Fußballweltmeisterschaft in Deutschland 1974 bedingt. Diese Ereignisse beeinflussten die ältere Kohorte (Jahrgänge 1951 bis 1956) ab einem Alter von etwa 19 bis 14 Jahren, die G18-Kohorte (1958 bis 1963) hingegen im sportaffinen Alter von etwa 12 bis 7 Jahren (Müller-Jentsch 2008). Die Höhe des positiven Effekts der Volljährigkeitsreform auf die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft in Sportvereinen kann daher für Abiturienten nicht identifiziert werden.

Mit hohen mittleren Ausgangswerten für Realschüler (36,6 Prozent) und Hauptschüler (35 Prozent) sowie die Gesamtstichprobe (33,4 Prozent; Tabelle 3.1) liegen die Punktschätzer bei etwa -4 und -5,2 sowie -2,6 Prozentpunkten mit sehr hohen Standardfehlern (Tabelle 3.5 Spalte 4). Erwartungsgemäß sind Frauen mit einer signifikant

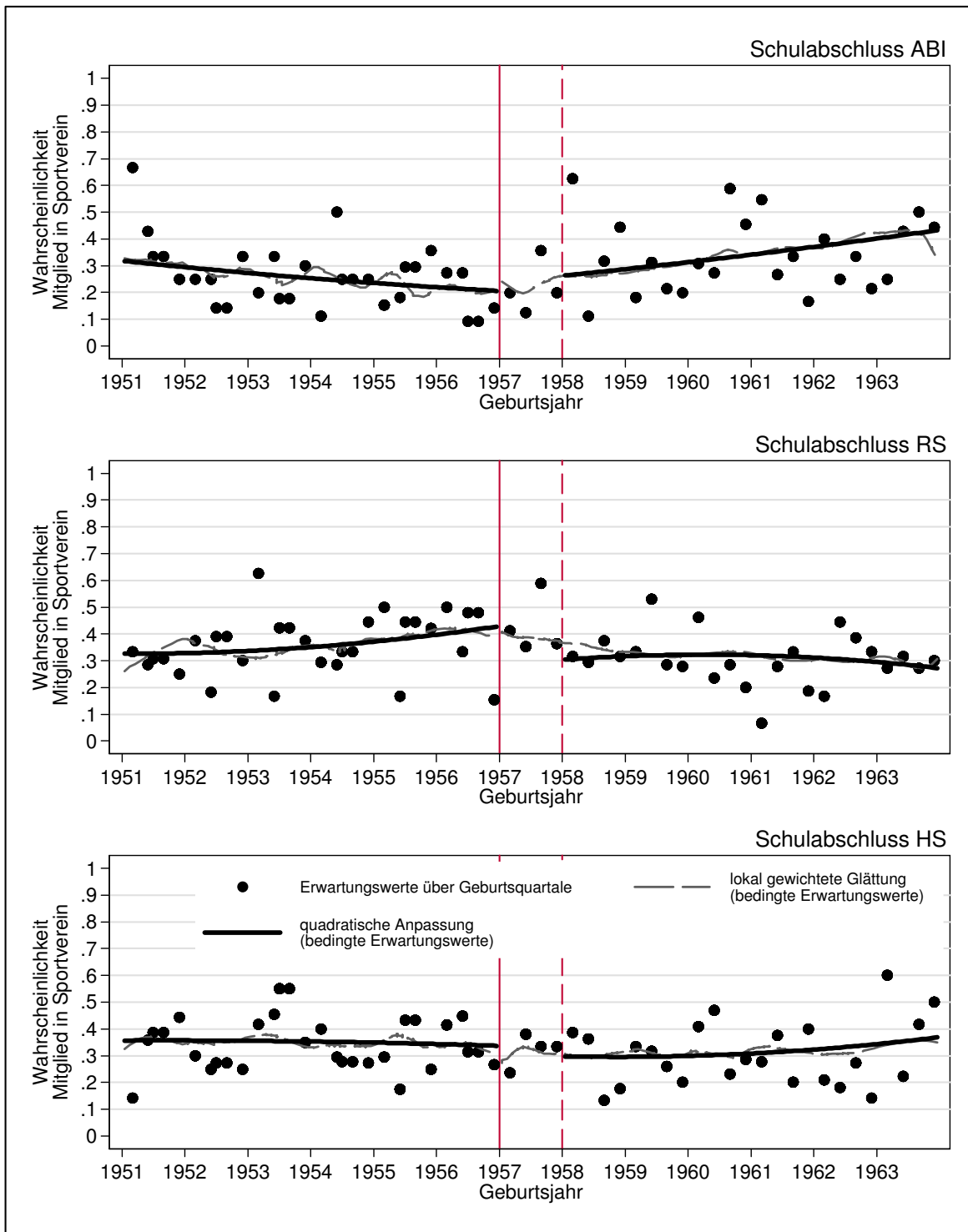
Tabelle 3.5 Mitgliedschaft in Sportvereinen, Volljährigkeitsreform und Bildung

G18-Kohorte	Spez. 1	Spez. 2 Alter Periode	Spez. 3 Periode Trend	Spez. 4 Alter Periode Trend	Spez. 4 1954-1956 versus 1958-1960
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gesamte Stichprobe	-0,017 (0,019)	-0,040 (0,039)	-0,025 (0,043)	-0,026 (0,043)	-0,006 (0,066)
N	2.329	2.329	2.329	2.329	1.343
Allgemeine Hochschulreife	0,087 (0,040)**	0,060 (0,082)	0,120 (0,091)	0,131 (0,092)	0,055 (0,153)
N	510	510	510	510	286
Realschulabschluss	-0,054 (0,035)	-0,060 (0,072)	-0,041 (0,078)	-0,040 (0,078)	0,026 (0,120)
N	710	710	710	710	419
Hauptschulabschluss	-0,038 (0,032)	-0,028 (0,061)	-0,049 (0,068)	-0,052 (0,068)	-0,059 (0,102)
N	915	915	915	915	516

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Erwerbspersonen; 1980-1992 (Alter 24-34); Geburtsjahrgänge 1951-1956 vs. 1958-1963 (G18-Kohorte)

Anmerkungen siehe Tabelle 3.1.

Abbildung 3.8 Mitgliedschaft in Sportvereinen über Geburtsjahrgänge



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1992 (Alter 24-34 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen allgemeine Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren den Anteil der Mitglieder für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Geschlecht, Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

geringeren Wahrscheinlichkeit Mitglied in Sportvereinen, besonders hoch ist dieser Unterschied bei Hauptschülern (Anhang Tabelle A.3.3).

Für andere gesellige Vereine (Gesangverein, Hobbyverein, Heimat- und Bürgerverein, Schützenverein, Kegelclub usw.) ergibt sich ein auf niedrigerem Mitgliedschaftsniveau vergleichbares Bild wie für Sportvereine. Bei Abiturienten ist der Anteil der Mitglieder in der älteren Kohorte im Mittel deutlich niedriger als bei Realschülern und Hauptschülern (13,6 versus 29,2 und 24 Prozent). In der G18-Kohorte steigt der Anteil der Mitglieder bei Abiturienten während die Anteile bei Realschülern und Hauptschülern sinken (Abbildung 3.9), so dass im Mittel bei allen Schulabschlüssen (und in der Gesamtstichprobe) etwa 19 Prozent der Erwerbspersonen Mitglied in den betrachteten geselligen Vereinen (ohne Sportvereine) sind. Da der steigende Trend bei Abiturienten und der sinkende Trend bei Realschülern und Hauptschülern kontinuierlich über die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1963 verlaufen, sind die Punktschätzer in den Spezifikationen mit Kontrollvariablen (Tabelle 3.6 Spalten 2 bis 5) insignifikant. Frauen mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit Mitglied in geselligen Vereinen und nur für Abiturienten ist der Punktschätzer statistisch nicht signifikant (Anhang Tabelle A.3.3).

Tabelle 3.6 Mitgliedschaft in geselligen Vereinen, Volljährigkeitsreform und Bildung

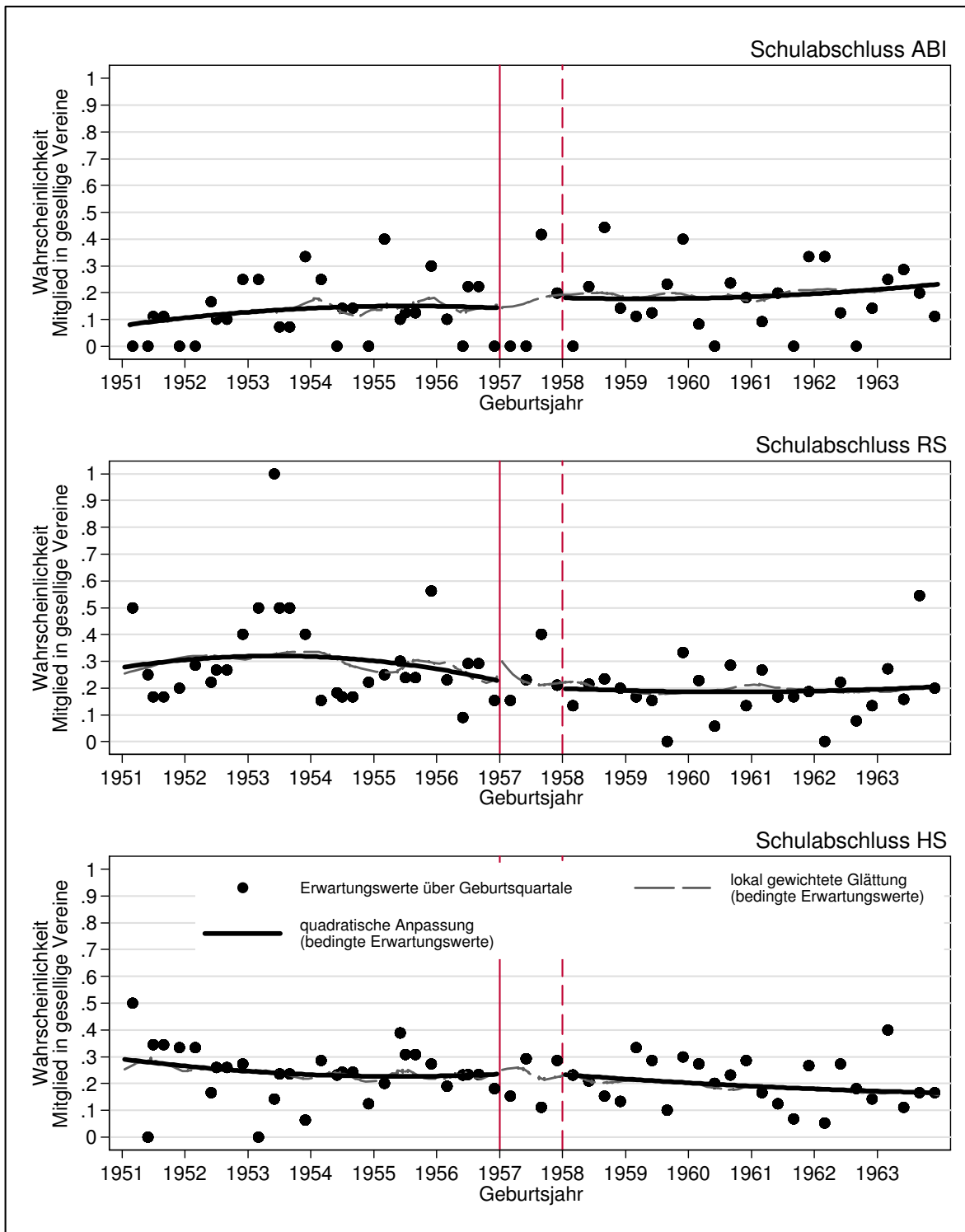
G18-Kohorte	Spez. 1	Spez. 2 Alter Periode	Spez. 3 Periode Trend	Spez. 4 Alter Periode Trend	Spez. 4 1954-1956 versus 1958-1960
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gesamte Stichprobe	-0,039 (0,018)**	0,011 (0,039)	0,006 (0,040)	0,017 (0,042)	0,049 (0,062)
N	1.985	1.985	1.985	1.985	1.141
Allgemeine Hochschulreife	0,055 (0,036)	0,007 (0,074)	0,022 (0,078)	0,041 (0,081)	0,201 (0,131)
N	442	442	442	442	251
Realschulabschluss	-0,098 (0,034)***	-0,034 (0,070)	-0,082 (0,074)	-0,043 (0,077)	-0,006 (0,109)
N	605	605	605	605	352
Hauptschulabschluss	-0,044 (0,030)	0,029 (0,065)	0,022 (0,067)	0,009 (0,069)	-0,068 (0,107)
N	761	761	761	761	426

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Erwerbspersonen; 1980,1982, 1986-1992 (Alter 24-34); Geburtsjahrgänge 1951-1956 vs. 1958-1963 (G18-Kohorte)

Anmerkungen siehe Tabelle 3.1.

Insgesamt gibt es bei Erwerbspersonen mit allgemeiner Hochschulreife Hinweise darauf, dass durch die Reform der Volljährigkeit in der G18-Kohorte (Geburtsjahrgänge 1958 bis 1963) langfristig ein signifikant geringerer Anteil Mitglied in Gewerkschaften ist und sich bei Parteien der Eintritt verzögerte. Ein signifikant höherer Anteil als in der älteren Kohorte blieb auch langfristig Mitglied in Kirchen. Für Sportvereine ist die Höhe des positiven Effektes nicht identifizierbar.

Abbildung 3.9 Mitgliedschaft in geselligen Vereinen über Geburtsjahrgänge



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1992 (Alter 24-34 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen die Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen allgemeine Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren den Anteil der Mitglieder für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Geschlecht, Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

3.5 Schlussfolgerungen

Die Reduzierung des Volljährigkeitsalters von 21 auf 18 Jahre zum 1.1.1975 wird in dieser Studie als natürliches Experiment genutzt, um Mitgliedschaftseffekte der früheren Sozialisation zur Eigenständigkeit für westdeutsche Erwerbspersonen zu identifizieren. Betrachtet werden Mitgliedschaften in Gewerkschaften, Parteien, Kirchen, Sportvereinen und sonstigen geselligen Vereinen. Das Experiment besteht darin, dass die frühere Sozialisation zur Eigenständigkeit aufgrund der (exogenen) Reform dazu führte, dass junge Menschen ab dem Geburtsjahrgang 1957 ihre Handlungsspielräume individueller nutzen konnten. Für die Identifikation der Effekte werden die Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956 den Geburtsjahrgängen 1958 bis 1963 gegenübergestellt, wobei die Jüngeren die „Volljährig-mit-18“-Geburtsjahrgänge (G18-Kohorte) repräsentieren und angenommen wird, dass sich Kohorten nur durch die Diskontinuität im Volljährigkeitsalter unterscheiden, sie also in relevanten Faktoren der Mitgliedschaft ähnlich sind. Die Analysen ergeben für Abiturienten im Alter von 24 bis 40 Jahren Hinweise, dass die Reform der Volljährigkeit zu einem veränderten Mitgliedschaftsverhalten beigetragen hat. Aufgrund der Reform der Volljährigkeit sind Erwerbspersonen der G18-Kohorte mit Abitur im Mittel weniger in Gewerkschaften organisiert (etwa -37 Prozent) und sind später in Parteien eingetreten. Sie sind häufiger Mitglied in Kirchen (etwa +17 Prozent) und anscheinend auch in Sportvereinen geblieben. Für Sportvereine ist die Höhe des positiven Effektes allerdings nicht identifizierbar, da eine Erweiterung der Angebotspalette den Kohorten unterschiedliche Anreize zum Eintritt gab. Für sonstige gesellige Vereine finden sich keine statistisch gesicherten Effekte der Reform. Da die Schulbildung mitgliedschaftsrelevant ist und die Volljährigkeitsreform sich auf die Verteilung der Realschul- und Hauptschulabschlüsse ausgewirkt hat, lassen sich potentielle Effekte der Reform bei Realschülern, Hauptschülern und in der Gesamtstichprobe nicht identifizieren. Die Analysen geben hier keine statistisch signifikanten Punktschätzer.

Bei Kirchen hat die Volljährigkeitsreform den rückläufigen Trend bei den Mitgliedschaften in Kirchen verlangsamt, wahrscheinlich weil nach der Reduzierung des Volljährigkeitsalters der Anreiz nicht mehr gegeben war, aus Protest gegen Autoritäten früh aus der Kirche auszutreten (Birkelbach 1999). Der hohe Mitgliederstatus in der Jugend wirkte sich daher für die Kirchen positiv aus. Für Gewerkschaften gibt die Studie Hinweise auf eine nicht intendierte Auswirkung der Volljährigkeitsreform. Durch die frühere Sozialisation zur Eigenverantwortung ist zumindest bei Abiturienten die individuelle Neigung gesunken,

Mitglied in einer Gewerkschaft zu werden und zu bleiben. Negative Anreize, wie Steuererhöhungen, Mitgliedsbeiträge, negative Reputation als Mitglied führen eher zu einem Austritt. Dies stimmt mit der Literatur überein, wonach bisher beobachtete Faktoren der Mitgliedschaft in Gewerkschaften mit der Zeit weniger Erklärungsgehalt haben (Schnabel / Wagner 2007; Fitzenberger / Kohn / Wang 2011). In Studien zur Mitgliedschaft in Gewerkschaften ist es daher angebracht, auch getrennte Untersuchungen für die Geburtsjahrgänge ab 1957 durchzuführen, wenn es um die Zukunft der Gewerkschaften geht.

Literatur

- Abele, Andrea E. (2002): Ein Modell und empirische Befunde zur beruflichen Laufbahnentwicklung unter besonderer Berücksichtigung des Geschlechtsvergleichs; Sonderdruck aus: *Psychologische Rundschau* 53(3): 109–118.
- Biebeler, Hendrik / Hagen Lesch (2007): Zwischen Mitgliedererosion und Ansehensverlust: Die deutschen Gewerkschaften im Umbruch, *Industrielle Beziehungen* 14(2): 133–153.
- Biehl, Heiko (2005): Parteimitglieder im Wandel – Partizipation und Repräsentation, Wiesbaden.
- Birkelbach, Klaus (1999): Die Entscheidung zum Kirchenaustritt zwischen Kirchenbindung und Kirchensteuer – Eine Verlaufsdatenanalyse in einer Kohorte ehemaliger Gymnasiasten bis zum 43. Lebensjahr, *Zeitschrift für Soziologie* 28(2): 136–153.
- BMWi Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie (2011): Lange Reihen ab 1970 – Wachstum – Demografie – Ökonometrie, Berlin.
- BMF Steuerrechner, www.bmf-steuerrechner.de [abgerufen 05.03.2015].
- Breuer, Christoph (Hrsg. 2007): Sportentwicklungsbericht 2005/2006 – Analyse zur Situation der Sportvereine in Deutschland, 1. Auflage, Köln.
- Breuer, Christoph / Antje Haase (2007): Sportvereine in Deutschland – Bedeutung der Sportvereine für Deutschland, in: Christoph Breuer (Hrsg.): Sportentwicklungsbericht 2005/2006 – Analyse zur Situation der Sportvereine in Deutschland, 1. Auflage, Köln: 313–330.
- Bundesgesetzblatt (1974): Gesetz zur Neureglung des Volljährigkeitalters, verkündet 31. 7. 1974 BGBl. Teil I: 1713–1717, <http://www.bgbl.de>.
- Carlberg, P. (1977): McCann Jugendstudie 1976, Vortrags-Typoskript, zitiert in: Jugendwerk der Deutschen Schell (1982): Jugend '81 – Lebensentwürfe, Alltagskulturen, Zukunftsbilder, Band 1, Wiesbaden: 95–98.
- Dathe, Dietmar / Eckhard Priller / Marleen Thürling (2010): Mitgliedschaften und Engagement in Deutschland, WZBrief Zivilengagement, Nr. 02.

- Deutscher Bundestag (1972): Entwurf eines Gesetzes zur Neureglung des Volljährigkeitsalters, Drucksache VI/3450 vom 1972-05-24, Bonn.
- Deutscher Gewerkschaftsbund (2013), Die Mitglieder der DGB-Gewerkschaften, www.dgb.de/uber-uns/dgb-heute/mitgliederzahlen [Download 19.02.2013].
- Deutscher Sportbund (2001): Bestandserhebung 2001, Frankfurt / M. <http://www.dosb.de/de/service/download-center/statistiken/> [abgerufen 19.02.2013].
- DOS – Deutscher Olympischer Sportbund (2012): Bestandserhebung 2012, Frankfurt / M. <http://www.dosb.de/de/service/download-center/statistiken/> [Download 19.02.2013].
- Drischler, Karl (1974): Das Gesetz über die Neuregelung des Volljährigkeitsalters und seine Bedeutung für die Schiedsmannspraxis, *SchiedsamtsZeitung* 45(12): 185a–195, online-Archiv www.schiedsamt.de [abgerufen 30.08.2014].
- Eicken, Joachim / Ansgar Schmitz-Veltin (2010): Die Entwicklung der Kirchenmitglieder in Deutschland - Statistische Anmerkungen zu Umfang und Ursachen des Mitgliederrückgangs in den beiden christlichen Volkskirchen, *Wirtschaft und Statistik* 6: 576–589.
- Ebbinghaus, Bernhard / Claudia Göbel (2014): Mitgliederrückgang und Organisationsstrategien deutscher Gewerkschaften, in: Schroeder, Wolfgang (Hrsg.): *Handbuch Gewerkschaften in Deutschland*, 2., überarbeitete, erweiterte und aktualisierte Ausgabe, Wiesbaden: 207–239.
- Fitzenberger, Bernd / Karsten Kohn / Qingwei Wang (2011), The Erosion of Union Membership in Germany – Determinants, Densities, Decompositions, *Journal of Population Economics* 24: 141–165.
- fowid – Forschungsgruppe Weltanschauungen in Deutschland (2012): Religionszugehörigkeit, Deutschland, Bevölkerung 1970–2011, http://fowid.de/fileadmin/datenarchiv/Religionszugehoerigkeit/Religionszugehoerigkeit_Bevoelkerung_1970_2011.pdf [Download 2013-03-04].
- Goerke, Laszlo / Markus Pannenberg (2004): Norm-Based Trade Union Membership – Evidence for Germany, *German Economic Review* 5(4): 481–504.
- Hahn, Jinyong / Petra Todd / Wilbert Van der Klaauw (2001): Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design, *Econometrica* 69 (1): 201–209.
- Heinemann, Klaus / Manfred Schubert (1994): Der Sportverein. Ergebnisse einer repräsentativen Untersuchung, Schorndorf, zitiert in: Müller-Jentsch, Walther (2008): Der Verein – ein blinder Fleck der Organisationssoziologie, *Berliner Journal für Soziologie* 18(3): 476–502.
- Hadjar, Andreas / Florian Schlapbach (2009): The 1968 Movement Revisited – Education and the Distinction in Values, Political Interest and Political Participation in West Germany, *German Politics* 18(2): 180–200.
- Hoffmann, Hanna (2011): Warum werden Bürger Mitglied in einer Partei? In: Spier, Tim / Markus Klein / Ulrich von Alemann / Hanna Hoffmann / Annika Laux /

- Alexandra Nonnenmacher / Katharina Rohrbach (Hrsg.), *Parteimitglieder in Deutschland*, Wiesbaden: 79–95.
- Hornstein, Walter (1973): Sind die Jugendlichen den auf sie zukommenden Verpflichtungen gewachsen? Stellungnahme in einer öffentlichen Anhörung vor dem Rechtsausschuss des Bundestages am 30.11.1973, in: Schäfer, Heiner (1977): *Die Herabsetzung der Volljährigkeit – Anspruch und Konsequenzen – Eine Dokumentation*, München: 114–122.
- Imbens, Guido W. / Thomas Lemieux (2008), Regression discontinuity designs: A guide to practice, *Journal of Econometrics*, 142: 615–635.
- Klein, Markus (2006): Partizipation in politischen Parteien - Eine empirische Analyse des Mobilisierungspotenzials politischer Parteien sowie der Struktur innerparteilicher Partizipation in Deutschland, *Politische Vierteljahresschrift* 47(1): 35–61.
- Klein, Markus (2011): Was wissen wir über die Mitglieder der Parteien? In: Spier, Tim / Markus Klein / Ulrich von Alemann / Hanna Hoffmann / Annika Laux / Alexandra Nonnenmacher / Katharina Rohrbach (Hrsg.), *Parteimitglieder in Deutschland*, Wiesbaden: 31–38.
- Lauber, Klaus / Heidemarie Narzi / Richard Rathgeber (1980): Mit achtzehn schon erwachsen? Auswirkungen der Herabsetzung des Volljährigkeitsalters, DJI Forschungsbericht, Deutsches Jugendinstitut e.V., München.
- Lee, David S. (2001): The Electoral Advantage to Incumbency and Voters' Valuation of Politicians' Experience – A Regression Discontinuity Analysis of Elections to the U.S. House, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 8441.
- Lois, Daniel (2011): Kirchenmitgliedschaft und Kirchengangshäufigkeit im Zeitverlauf – Eine Trendanalyse unter Berücksichtigung von Ost-West-Unterschieden, *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 36(1): 127–160.
- Müller-Jentsch, Walther (2008): Der Verein – ein blinder Fleck der Organisationssoziologie, *Berliner Journal für Soziologie* 18(3): 476–502.
- Nagel, Siegfried (2006): Mitgliederbindung in Sportvereinen – Ein akteurtheoretisches Analysemodell, Commitment of Members in Sport Clubs – A Model Based on the General Theory of Action, *Sport und Gesellschaft – Sport and Society* 3(1): 33–56.
- Nagel, S. / A. Conzelmann / H. Gabler (2004): Sportvereine – Auslaufmodell oder Hoffnungsträger? Die WLSB-Vereinsstudie, Tübingen.
- Niedermayer, Oskar (2005a): *Bürger und Politik – Politische Orientierungen und Verhaltensweisen der Deutschen*, 2., aktualisierte und erweiterte Auflage, Wiesbaden.
- Niedermayer, Oskar (2005b): Jugend und Parteien, in: Roller, Edeltraud / Frank Brettschneider / Jan W. van Deth (Hrsg.): *Jugend und Politik: „Voll normal!“*, Wiesbaden: 272–289.
- Niedermayer, Oskar (2013): *Parteimitglieder in Deutschland – Version 2013*, Arbeitshefte aus dem Otto-Stammer-Zentrum, Nr. 20, Berlin, <http://www.polsoz.fu-berlin.de/polwiss/forschung/systeme/empsoz/schriften/Arbeitshefte/ahosz20.pdf?1370258727>.

- Pearl, Judea (2009): Causal Inference in Statistics – An Overview, *Statistics Surveys* 3: 96–146.
- Riley, Nicola-Maria (1997): Determinants of Union Membership – A Review, *Labour* 11(2): 265–301.
- Rohrbach, Katharina (2011): Warum treten Mitglieder aus Parteien aus? In: Spier, Tim/Markus Klein/Ulrich von Alemann/Hanna Hoffmann/Annika Laux/Alexandra Nonnenmacher/Katharina Rohrbach (Hrsg.), *Parteimitglieder in Deutschland*, Wiesbaden: 177–201.
- Schäfer, Heiner (1977): Die Herabsetzung der Volljährigkeit – Anspruch und Konsequenzen – Eine Dokumentation, München.
- Schildt, Axel 2008: Trau keinem über 30, Bundeszentrale für politische Bildung bpb, <http://www.bpb.de/themen/EN4APE.html> [abgerufen 30.10.2011]; Auszug aus Axel Schildt (2005): *Rebellion und Reform - Die Bundesrepublik der Sechzigerjahre*, bpb-Reihe Zeitbilder, Bonn.
- Schnabel, Claus (2003) Determinants of Trade Union Membership, in: John T. Addison/Claus Schnabel (Hrsg.): *International Handbook of Trade Unions*, Cheltenham: 13–43.
- Schnabel, Claus (2005): Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände – Organisationsgrade, Tarifbindung und Einflüsse auf Löhne und Beschäftigung, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung ZAF* 2005(2+3): 181–196.
- Schnabel, Claus/Joachim Wagner (2005). Determinants of Trade Union Membership in West Germany: Evidence from Micro Data, 1980-2000. *Socio-Economic Review*, 3(1), 1–24.
- Schnabel, Claus/Joachim Wagner (2007), The Persistent Decline in Unionization in Western and Eastern Germany, 1980-2004: What Can We Learn from a Decomposition Analysis? *Industrielle Beziehungen* 14(2): 118–132.
- Schnabel, Claus/Joachim Wagner (2008): The Aging of the Unions in West Germany, 1980–2006, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 228(5+6): 497–511.
- Spier, Tim/Markus Klein/Ulrich von Alemann/Hanna Hoffmann/Annika Laux/Alexandra Nonnenmacher/Katharina Rohrbach (Hrsg.) (2011): *Parteimitglieder in Deutschland*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (1970 bis 1983): *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1970* (sowie Jahrgänge bis 1983), Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2013), *Lange Reihen ab 1970 – Bevölkerung und Erwerbstätigkeit (Inländer)*, <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/Arbeitsmarkt/Arbeitsmarkt.html> [abgerufen 19.02.2013].
- Süß, Winfried (2011): Willy Brandts Regierungserklärung, 28. Oktober 1969 [mit Abdruck der stenographischen Mitschrift der Sitzung des Deutschen Bundestages], http://www.1000dokumente.de/index.html?c=dokument_de&dokument=0021_bra&object=pdf&st=&l=de [abgerufen 2015-03-10].

- Terwey, Michael / Stefan Baltzer (2012): ALLBUS 1980-2010 Variable Report - Studien-Nr. 4574, Version: 1.0.0, GESIS Datenarchiv für Sozialwissenschaften, doi: 10.4232/1.11379.
- Wiesendahl, Elmar (2001), Keine Lust mehr auf Parteien. Zur Abwendung Jugendlicher von den Parteien, *Politik und Zeitgeschichte* 10: 7–19.
- Wiesendahl, Elmar (2006): Mitgliederparteien am Ende? Eine Kritik der Niedergangsdiskussion, Wiesbaden.
- Zeitler, Benjamin (2011): Verbandliche Interessenvertretung und Mitgestaltung in den mittel- und osteuropäischen Transformationsstaaten, Wiesbaden.
- Zinnecker, J. (1982): Jugend 1981 – Porträt einer Generation – Frühes Ende der bewachten Jugendzeit, in: *Jugendwerk der Deutschen Schell* (Hrsg.): *Jugend '81 – Lebensentwürfe, Alltagskulturen, Zukunftsbilder*, Band 1, Wiesbaden: 94–99.

Anhang

Tabelle A.3.1 Beschreibung der Variablen

Variable	Einheit	Beschreibung
<i>Mitgliedschaften</i>		
Gewerkschaft	0/1	Person ist Mitglied in einer Gewerkschaft (Gewerkschaft im Deutschen Gewerkschaftsbund (DGB), Deutsche Angestelltengewerkschaft (DAG), Gewerkschaftsverband im Christlichen Gewerkschaftsbund Deutschlands (CGB); andere Gewerkschaft)
Parteien	0/1	Person ist Mitglied in einer politischen Partei (1994 und 1996 ja/nein-Abfrage; 1980 bis 1992 und 1998 detailliert: CDU, CSU, Junge Union; SPD, Jungsozialisten; FDP, Jungdemokraten; GRÜNE, Alternative Liste, Bunte, Grün-Alternative, Bündnis 90; DKP, SDAJ; NPD, Junge Nationaldemokraten; FWG (Freie Wählergemeinschaft); REP, Republikaner; PDS; Sonstige Parteien, politische Vereine; siehe Terwey / Baltzer 2012: 2708)
Kirchen	0/1	Person ist Mitglied in einer „Kirche“ (Evangelische Kirche; evangelische Freikirche; Römisch-katholische Kirche; andere christliche oder nicht-christliche Religionsgemeinschaft)
Sportvereine	0/1	Person ist Mitglied in einem Sportverein
Gesellige Vereine	0/1	Person ist Mitglied in einem Gesangverein, sonstigen Hobbyverein, Heimat- und Bürgerverein (Schützenverein) oder einem sonstigen geselligen Verein (Kegelclub usw.; nicht Sportverein)
<i>Treatment</i>		
G18-Kohorte	0/1	Kohorten-Indikator: 1 für Geburtsjahrgänge 1958 bis 1963; 0 für Geburtsjahrgänge 1951 bis 1956;
<i>Schulabschluss</i>		
Kein Abschluss	0/1	Person hat keinen Schulabschluss (nur als Kontrollvariable)
Hauptschulabschluss (HS)	0/1	Person hat einen Hauptschulabschluss
Realschulabschluss (RS)	0/1	Person hat einen Realschulabschluss oder äquivalenten mittleren Abschluss
Fachhochschulreife (FHR)	0/1	Person hat eine Fachhochschulreife (nur als Kontrollvariable)
Abitur (ABI)	0/1	Person hat eine allgemeine Hochschulreife
<i>Kontrollvariablen</i>		
laufende Geburtsmonate	metrisch	um Stichtag 1.1.1957 zentrierte Geburtsmonate; Polynom 2. Ordnung
Frau	0/1	Person ist weiblich
Alter	0/1	Indikatoren für Altersgruppen: 24-25, 26-28, 29-31, 32-34 (Referenz) , 35-37,38-40 Jahre
Erhebungsjahr	0/1	Indikatoren für das Jahr der Datenerhebung: 1980, 1982, 1984, 1986, 1988, 1990 (Referenz) 1992, 1994, 1996, 1998)

Anmerkung: Die Indikatorvariablen nehmen den Wert 1 an, wenn die Beschreibung zutrifft, sonst 0.

Tabelle A.3.2 Beobachtungen nach Altersgruppen und Geburtsjahrgängen

Geburtsjahrgänge	Altersgruppen						Gesamt
	24-25	26-28	29-31	32-34	35-37	38-40	
Alle Erwerbspersonen							
1951-53	–	103	216	198	186	176	879
1954-56	95	197	180	210	174	146	1.002
1958-60	135	205	226	174	159	87	986
1961-63	140	217	179	162	89	–	787
Gesamt	370	722	801	744	608	409	3.654
Abitur (ABI)							
1951-1956	14	55	83	90	77	62	381
1958-1963	38	111	109	83	59	19	419
Gesamt	52	166	192	173	136	81	800
Realschulabschluss (RS)							
1951-1956	29	82	114	107	87	90	509
1958-1963	111	135	125	116	81	27	595
Gesamt	140	217	239	223	168	117	1.104
Hauptschulabschluss (HS)							
1951-1956	48	146	168	168	159	141	830
1958-1963	111	138	130	106	86	32	603
Gesamt	159	284	298	274	245	173	1.433

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen

Anmerkung: Geburtsjahrgänge 1958 bis 1963 = G18-Kohorte (volljährig am 18. Geburtstag)

Tabelle A.3.3 Mitgliedschaften, Volljährigkeitsreform und Bildung

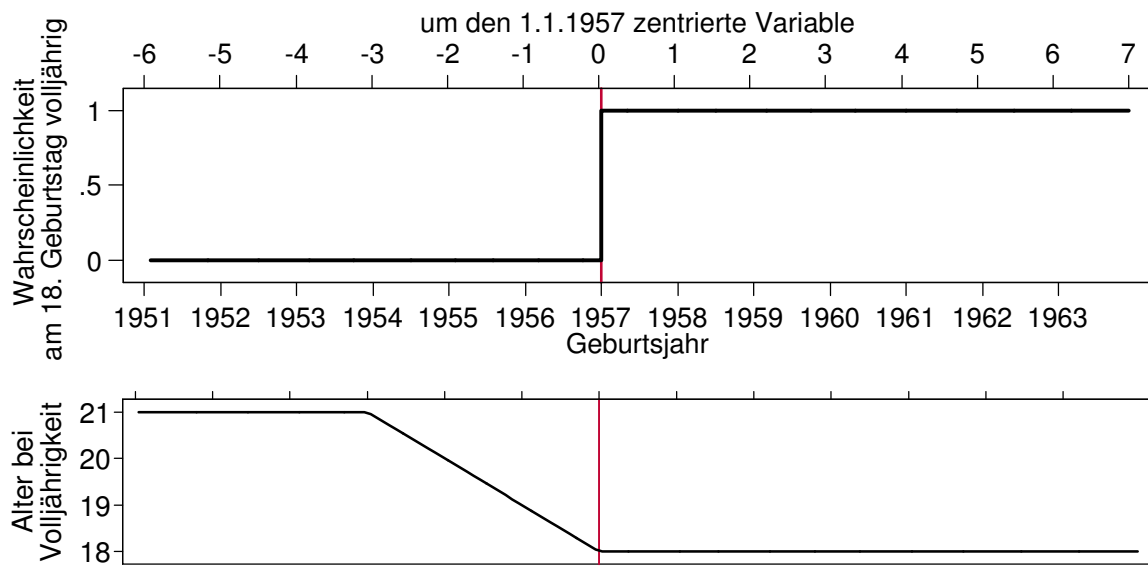
		ABI	RS	HS
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gewerkschaft				
G18-Kohorte	-0,037 (0,029)	-0,074 (0,060)	-0,002 (0,053)	-0,035 (0,048)
Laufende Geburtsmonate	-0,003 (0,009)	-0,018 (0,017)	0,017 (0,016)	-0,009 (0,015)
Laufende Geburtsmonate quadriert	-0,001 (0,001)**	0,000 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)
Frau	-0,127 (0,014)***	0,027 (0,027)	-0,131 (0,023)***	-0,227 (0,023)***
N	3.629	793	1.097	1.425
Parteien				
G18-Kohorte	0,000 (0,014)	0,021 (0,035)	0,013 (0,029)	-0,001 (0,016)
Laufende Geburtsmonate	-0,004 (0,004)	-0,025 (0,011)**	0,007 (0,008)	-0,003 (0,004)
Laufende Geburtsmonate quadriert	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)
Frau	-0,016 (0,006)**	-0,029 (0,017)*	-0,010 (0,011)	-0,031 (0,011)***
N	3.610	796	1.101	1.371
Kirchen				
G18-Kohorte	0,054 (0,026)**	0,133 (0,066)**	0,056 (0,051)	0,027 (0,034)
Laufende Geburtsmonate	0,003 (0,008)	0,016 (0,019)	0,001 (0,014)	-0,010 (0,010)
Laufende Geburtsmonate quadriert	-0,001 (0,000)**	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)**	-0,001 (0,001)
Frau	0,024 (0,012)**	0,023 (0,029)	0,021 (0,022)	0,034 (0,016)**
N	3.640	795	1.102	1.427
Sportverein				
G18-Kohorte	-0,026 (0,043)	0,131 (0,092)	-0,040 (0,078)	-0,052 (0,068)
Laufende Geburtsmonate	-0,011 (0,013)	-0,050 (0,027)*	-0,018 (0,024)	0,018 (0,021)
Laufende Geburtsmonate quadriert	-0,000 (0,001)	0,003 (0,002)*	-0,002 (0,002)	0,000 (0,001)
Frau	-0,099 (0,019)***	-0,068 (0,041)*	-0,081 (0,035)**	-0,156 (0,031)***
N	2.329	510	710	915
Gesellige Vereine				
G18-Kohorte	0,017 (0,042)	0,041 (0,081)	-0,043 (0,077)	0,009 (0,069)
Laufende Geburtsmonate	-0,005 (0,012)	-0,035 (0,023)	0,009 (0,024)	0,019 (0,020)
Laufende Geburtsmonate quadriert	0,000 (0,001)	-0,001 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)
Frau	-0,050 (0,019)***	-0,036 (0,035)	-0,067 (0,034)**	-0,052 (0,031)*
N	1.985	442	605	761
Altersgruppen	x	x	x	x
Erhebungsjahre	x	x	x	x
Schulabschluss	x			

Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; Erwerbspersonen; Gewerkschaften, Parteien, Kirchen 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre); Sport, Gesellige Vereine 1980-1992 (Alter 24-34); Erwerbspersonen; 1980-1992 (Alter 24-34); Geburtsjahrgänge 1951-1956 vs. 1958-1963 (G18-Kohorte)

Anmerkungen: Spezifikation 4 (Kontrollen für Trend, Geschlecht, Alter, Erhebungsjahre).

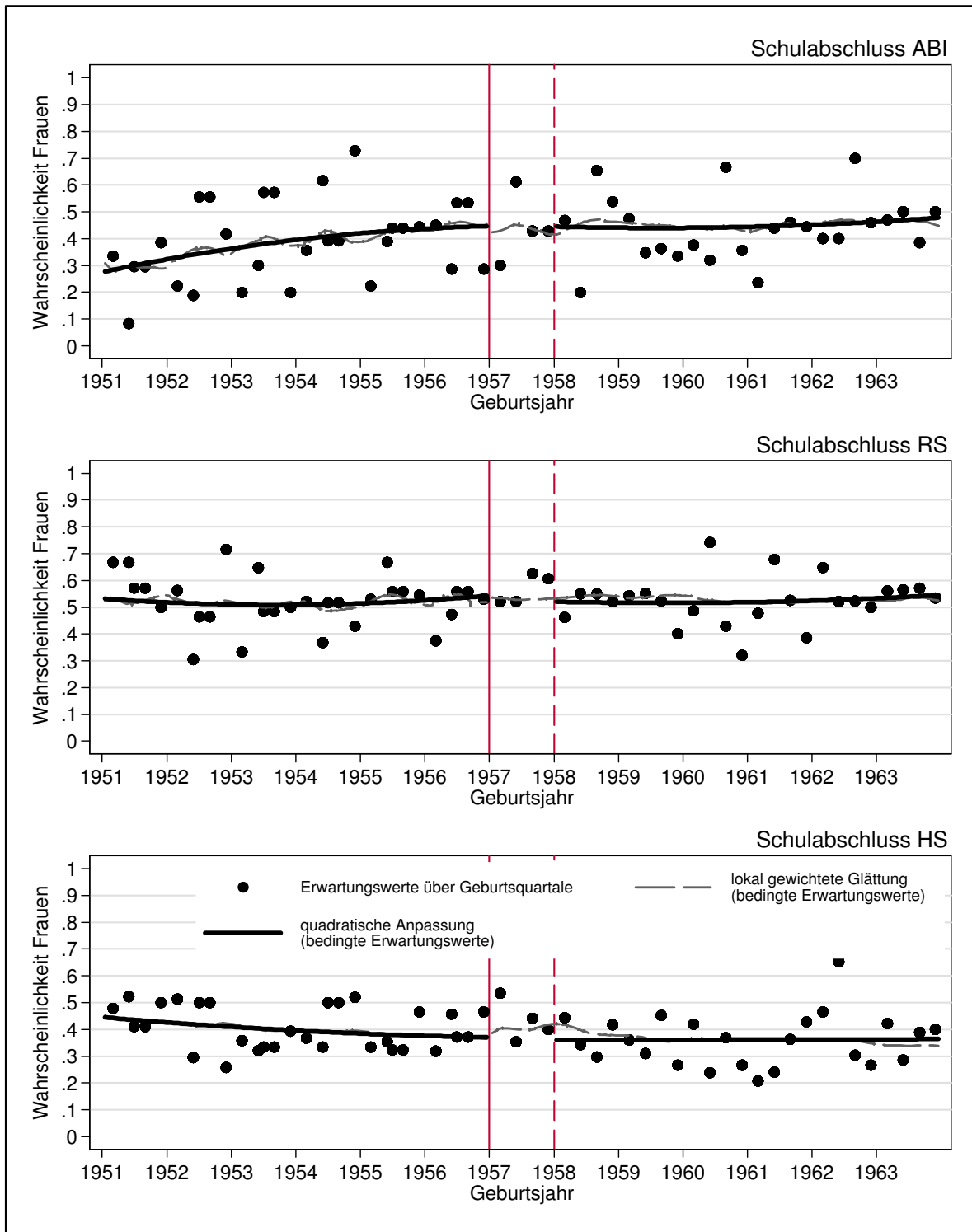
Die Werte entsprechen der marginalen Veränderung der Wahrscheinlichkeit von Mitgliedschaften bei Zugehörigkeit zur G18-Kohorte in Prozentpunkten; robuste Standardfehler in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozent-Niveau

Abbildung A.3.1 Wahrscheinlichkeit der Volljährigkeit am 18. Geburtstag



Quelle: eigene Darstellung; Treatment-Variablen G18 = Wahrscheinlichkeit am 18. Geburtstag volljährig zu sein

Abbildung A.3.2 Anteil Frauen nach Bildungsabschluss über Geburtsjahrgänge



Quelle: ALLBUS 1980-2010, ZA4574 Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11379; eigene Berechnungen; verwendete Daten 1980-1998 (Alter 24-40 Jahre)

Anmerkungen: Die drei Grafiken zeigen den Anteil der Frauen bei Erwerbspersonen über die Geburtsmonate getrennt nach den Schulabschlüssen allgemeine Hochschulreife (ABI), Realschulabschluss (RS) und Hauptschulabschluss (HS). Die Punkte repräsentieren die Anteile für Geburtsquartale. Die durchgezogenen Linien zeigen quadratische Anpassungen, die gestrichelten Linien zeigen lokal gewichtete Glättungen jeweils getrennt für die Anteile vor und nach dem Stichtag der Geburt 1.1.57, bedingt auf Alter und Erhebungsjahre (quadratische Anpassung der G18-Kohorte ohne Geburtsjahrgang 1957).

Effects of Mandatory Military Service on Wages and Other Socio-Economic Outcomes?*

* This study is a joint work with Patrick Puhani. We thank Maresa Sprietsma and Stephan L. Thomsen for helpful comments. This paper was supported by the German Research Foundation (*Deutsche Forschungsgemeinschaft*, DFG) under the DFG Priority Programme 1646 “Education as a Lifelong Process”. This paper uses data from the National Educational Panel Study (NEPS): Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0. From 2008 to 2013, NEPS data were collected as part of the Framework Programme for the Promotion of Empirical Educational Research funded by the German Federal Ministry of Education and Research (BMBF). As of 2014, the NEPS survey is carried out by the Leibniz Institute for Educational Trajectories (LifBi) at the University of Bamberg in cooperation with a nationwide network.

4.1 Introduction

Mandatory military service (“conscription”, “the draft”) has been a widespread phenomenon in industrialized countries even in the post-war period, although it has seen a significant decline since, with most North American and European countries having moved to professional armies by now. Conscription ended in Britain in 1960, in the United States in 1973, in France in 2001, and in Germany in 2011. Looking at the world as a whole, however, Galiani / Rossi / Schargrodsky (2011) report that 94 out of 179 countries for which data are available still practice conscription.

Military conscription imposes costs on the participants not accounted for in national budgets by levying a tax in kind through involuntary labor (Oi 1967). It also imposes a career break for the affected men (and sometimes also women), which might have negative long-run effects on labor market outcomes. Light / Ureta (1995) stress the detrimental effects of early career breaks as experienced by women through childbirth by showing that differences in the timing of the accumulation of work experience between the genders account for 12 percent of the gender wage gap. This finding raises the question whether the interruption in education and work experience caused by conscription also has a negative effect on male wages.

In this paper, we estimate the effects of mandatory military service in Germany using an identification strategy that exploits the rare opportunity of observing the result of the medical exams carried out by the military. Because these test results, which are key to whether a person is drafted or not, are usually not included in socio-economic surveys nor generally available administrative data, none of the literature we survey below has so far used this information as part of an identification strategy. Based on previous literature on the development of the German army (Tobiassen 2001, 2005), we argue that with reduced demand for conscripts after the fall of the Iron Curtain, being drafted was as good as random conditional on the completed secondary schooling track and the results of the military exam. Applying this strategy, we find confidence interval estimates reflecting that compulsory military service reduced post-service hourly wages of conscripts by between -20 and +4 percent (complete sample, men born between 1970 and 1984) or between -30 and -0.2 percent (men born between 1976 and 1984). Both estimates control for actual work experience. These confidence intervals are large (due to small sample size) and only the second one is associated with a point estimate that is significantly different from zero. However, these confidence intervals contain previous instrumental variables estimates

reported for the United States in Angrist (1990), and Angrist / Chen / Song (2011) as well as for the Netherlands in Imbens / van der Klaauw (1995).

Using country fixed-effects regressions for 21 industrialized countries, Keller / Poutvaara / Wagener (2009) show that conscription—measured as a binary indicator, the length of conscription, and the share of conscripts in the labor force—is negatively associated with both GDP levels and GDP growth. In a calibrated general equilibrium model, Lau / Poutvaara / Wagener (2004) demonstrate that the draft may lower GDP not only through direct allocative inefficiencies, but also indirectly through dynamic effects arising from less human and physical capital accumulation, the latter caused by lower savings. Similar arguments are outlined theoretically in Poutvaara / Wagener (2007), where the authors argue that collecting taxes to run an all-volunteer army creates fewer economic distortions than the draft.

Most of the recent literature evaluating the effects of mandatory military service has, however, been microeconomic, looking for natural experiments to evaluate the effect of mandatory military service on wages and other outcomes, such as employment, completed education, or crime. In a seminar paper, Angrist (1990) uses the Vietnam draft lottery as an instrumental variable to serve in the American army in the Vietnam war, which involved a median service length of 37 months and potential exposure to combat. The author finds a 15 percent reduction in earnings 10 years after service for white men (that is at around the age of 30). Angrist (1990) shows that this amounts to a loss of about 2 years of work experience so somewhat less than the median length of military service. By the age of 50, however, the negative wage differential between veterans and non-veterans disappears. In an update with richer data sets, Angrist / Chen / Song (2011) essentially confirm previous results but find that wages between veterans and non-veterans of the Vietnam war already converge as soon as at age 40. For peacetime conscription in the Netherlands, which amounted to 14 months of service (instead of an average of 37 months in the Vietnam war), Imbens / van der Klaauw (1995) find a 5 percent reduction in the annual earnings 10 years after service. The authors use an instrumental variables strategy with “special exemptions granted” and “proportion served” by cohort as instruments.

These negative estimates for wage effects of compulsory military service in the United States and in the Netherlands contrast with findings for Germany, Portugal, and the UK. Bauer *et al.* (2012) exploit the re-introduction of the draft in Germany decided in 1955 by way of a regression discontinuity design. The authors cannot detect any statistically significant estimates of mandatory military service on lifetime earnings, the lifetime daily wage, or the lifetime days of employment. However, with a standard error of 0.29 log points

on a point estimate of 0.09 log points, the results of the regression discontinuity estimates are not very informative on lifetime earnings, as the authors mention. Using a difference-in-differences approach with women as a comparison group for the natural experiment of re-introducing the draft in Germany in the 1950s, Paloyo (2010) cannot detect any significant effects of compulsory military service on log average daily wages either. For the UK, Grenet / Hart / Roberts (2011) exploit a natural experiment similar to the one described in Bauer *et al.* (2012) for Germany: here the abolition of conscription in the UK in 1960 is analyzed by way of a regression discontinuity design using the fact that the cohorts born in 1940 or after were not drafted any more. The authors find no effects of compulsory military service on log hourly earnings in the United Kingdom. An exemplary point estimate is 0.034 log points with a standard error of 0.035 log points. In their conclusions, however, the authors stress that their result might be explained by the fact that in the 1950s/60s most conscripts received little education or training in their civilian lives, mostly leaving school at ages 14 or 15. Military conscription might thus have had two opposing and neutralizing effects: a positive effect in terms of providing some training and a negative effect in terms of lost work experience in the civilian labor market. The results of Card / Cardoso (2012) for Portugal reflect this hypothesis: for low-skilled conscripts born in 1967, the authors find an increase in log hourly wages of about 4 percent for the period 2002 to 2009, and this estimate is statistically significant in the authors' difference-in-differences estimates. Note, however, that low-skilled workers in this study had a maximum of only 4 years of education. Given Portugal's late return to democracy in 1975, the situation analyzed by the authors might have resembled the one in Germany or the UK a few years after World War II. When considering all conscripts, the authors do not detect any statistically significant wage effects of compulsory military service in Portugal.

Rohlf (2010) and Galiani / Rossi / Schargrotsky (2011) study the effects of mandatory military service on violent and criminal behavior for the United States and Argentina, respectively. Using "deaths by cohort and race" as an instrument, Rohlf (2010) finds that combat exposure increases self-reported violent acts for black men, but he finds no effects on incarceration rates. Galiani / Rossi / Schargrotsky (2011) use the Argentinian draft lottery as an instrument for mandatory military service and find that it increases various indicators of a criminal record (including prosecution and conviction rates). The estimated effects are larger for longer service in the army and for participation in war. The authors also find that mandatory military service increases post-service unemployment rates and earnings.

The paper is structured as follows: Section 2 describes key features of Germany's mandatory military service, as it was in place until 2011. Section 3 describes the unique data

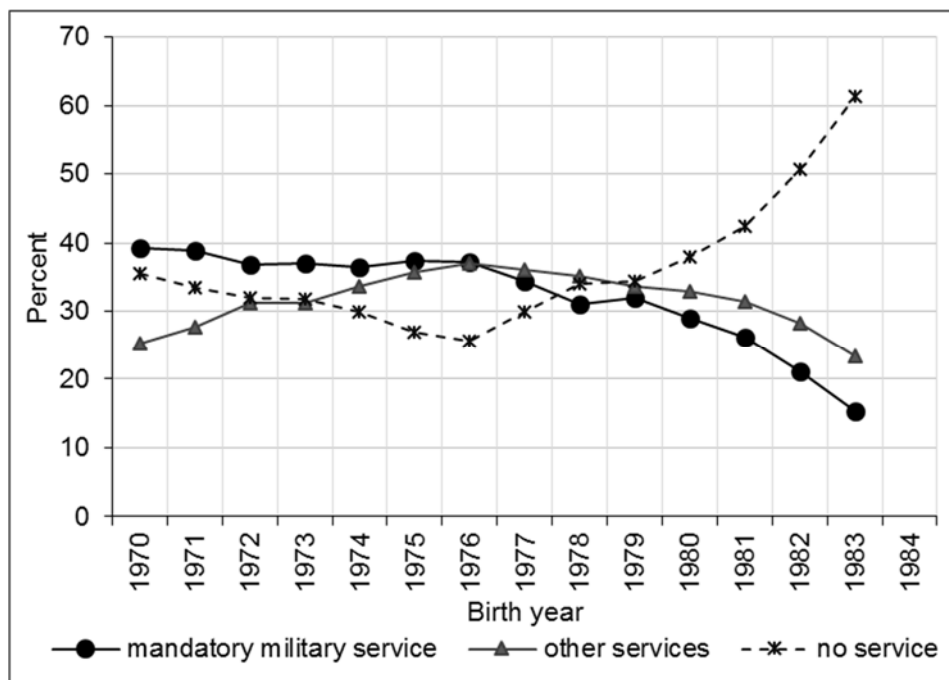
source, which contains the outcome of the military’s medical test. Section 4 presents the regression results, where we estimate the effects of mandatory military service on wages, employment, marriage/partnership status and indicators of satisfaction with various aspects of life. Section 5 concludes the paper.

4.2 Mandatory Military Service in Germany

Germany’s post-war military was based on conscription, which was only *de facto* abolished in 2011. After the fall of the Iron Curtain in 1989, the military’s demand for conscripts decreased much faster than the supply, hence there was an increasing number of young men available for military service who were not drafted. Tobiassen (2001, 2005) describes this situation for the birth cohorts 1970 to 1982.

Figure 4.1 uses data from Tobiassen (2001, 2005) to illustrate the share of young men who (i) served in the military, (ii) who served in the alternative community service, and (iii) who did not serve (because they were not drafted or were deemed medically unfit) for the birth cohorts 1970 through 1983. The figure shows that whereas the share of men not serving was around 30 percent for the earlier cohorts, it increased steadily from the 1976 birth cohort onwards, to reach over 60 percent for the 1983 cohort.

Figure 4.1 Share of Service Participation by Birth Year



Source: Tobiassen (2001, 2005); own calculations

Note: “Other services” include the community service as an alternative to the military service; this service can take various forms which are combined here. “No service” also includes several groups, for example men not fit for service as well as men granted an exemption from service.

In this paper, we regard the fact of being drafted or not, conditional on a man’s military medical examination result as well as his age and schooling level, as quasi-random and exploit this situation as a natural experiment to estimate the effects of peacetime military service on labor market and family-related outcomes. As documented in Tobiassen (2001) and exhibited in Figure 1, a reform of the military’s medical examination procedure in 1995, combined with the decreasing demand for soldiers, led to an increasing share of potential conscripts (that is men considered medically fit for service) born 1976 and after not being drafted. For this reason, we will also present estimates separately for cohorts born before and after 1976.

Most young men (around 90 percent according to our data) had to appear for the military’s medical exam while they were in high school or in the apprenticeship system. The medical exam then classified each person into one of several degrees of fitness (*Tauglichkeitsgrad*) categories, which are listed in Table 4.1. The highest degree of fitness is indicated by “T1” (fit for all activities”, followed by “T2” (fit with restrictions for certain activities) and “T3” (fit with restrictions for the basic training and for certain activities). “T4” indicates that a person is temporarily unfit and to be re-examined later. “T5” indicates a person is not fit for service and so is not to be drafted into either the military or the alternative community service. As a result, only young men with degree of fitness from T1 through T3 were ready to be drafted. However, this did not mean that they were necessarily drafted (in our data, about 21 percent of this group were not drafted).¹

Table 4.1 Degrees of Fitness

Abbreviation	Explanation
T1	Fit for all activities
T2	Fit with restrictions for certain activities
T3	Fit with restrictions for the basic training and for certain activities
T4	Temporarily not fit for service or deferred
T5	Not fit for service
T7	Since 1995: fit for certain activities of basic service with exemption from basic training

Source: BGBI (1995); Tobiassen (2001)

Note: T6 also exists and is designated ex post to reservists with degree of fitness T3.

In order to build our study on a natural experiment, where we can believe it to be as good as random whether a person is drafted into the military or not, we restrict our sample to young men with degrees of fitness T1, T2, and T3. Because T1 is the highest degree of

¹ In 1995, “T7” was introduced to indicate that a man could do some services for the army, but not participate in the basic training. However, since January 2001, men with this degree of fitness were not drafted any more. “T6” denotes reservists with degree of fitness “T3”.

fitness, we expect this group to be most attractive for the military and hence to be most susceptible to being drafted. Therefore, we use the degree of fitness as a control variable in our regressions. According to anecdotal evidence, regression estimates not reported here and our sample means displayed below, the German military was more likely to draft young men from the higher educational schooling track. Therefore, we will also need to control for the secondary schooling track level to argue that drafting is as good as random given our control variables.²

In our main set of regressions, we also exclude young men who did the alternative community instead of the military service. The reason is that for those young men who did not want to serve in the military, the easiest way to serve in the alternative community service was to declare this wish *before* the medical exam. There was a perception in Germany that declaring one's wish to serve in the community service instead of the military made doctors less strict on the criteria for designating a person to be fit for service. To avoid potential endogeneity issues that might arise in this case, we exclude men who did the alternative community service from our sample.

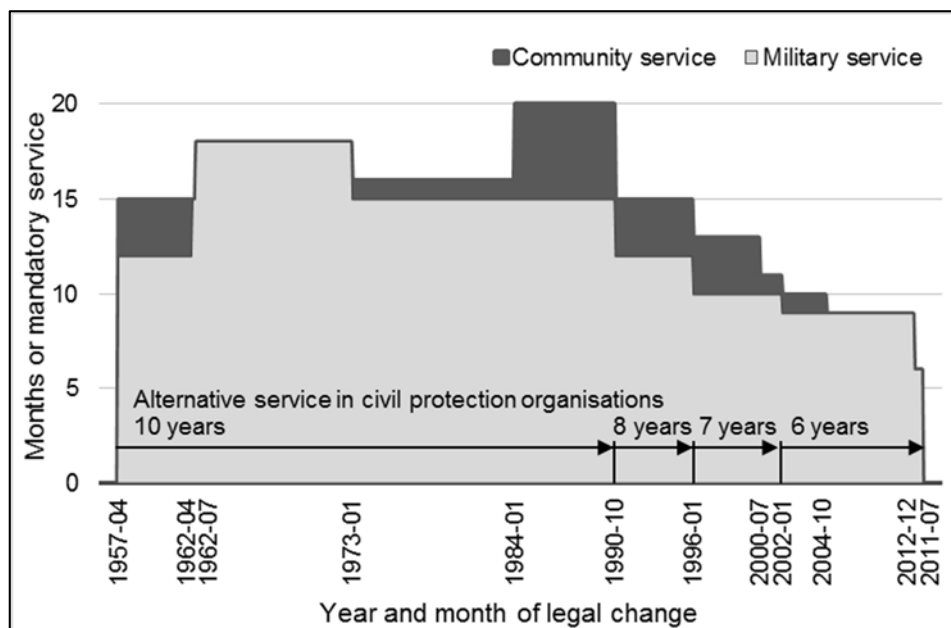
The draft age depended on the schooling track level. A distribution of the draft age by school track is given in Figure A.1. Young men having completed the highest schooling track were usually drafted after high school at around age 19 or 20. Men from the other school tracks typically finished their apprenticeship training first before being drafted at a typical age of 20 or 21.

The duration of mandatory military service was about a year's time, but was higher for the older cohorts and decreased over time. The development of the duration of the mandatory military and alternative community service is exhibited in Figure 2. Before the end of the cold war, the duration was 15 months, but was reduced to 12 months in 1990. In 1996, it was reduced to 10 months, and a further reduction to 9 months followed in 2000. The alternative community service usually lasted a few months longer than the military service.

Because conscripts had the option of signing up for a longer duration of service, the "treatment" of mandatory military service might have caused a longer exposure to the military in several cases. In Figure A.2 we plot the distribution of the number of months served in the military (censored at 30 months for presentational reasons). The figure illustrates that a significant number of young men decided to stay in the military longer than they had to.

² Apart from relying on formal education and its medical examination, the German military also carried out a test similar to the Armed Forces Qualification Test (AFQT) (*Eignungstest*). Unfortunately, the result of this test is not contained in our data. To our knowledge, the exact result was not passed on to the examinees, unlike the result of the medical examination.

Figure 4.2 Duration of Mandatory Military or Community Service by Calendar Time



Source: BGBl (1990, 1994, 1995); own illustration

4.3 Data

We use data from Germany’s recently created National Educational Panel Study (NEPS, see Blossfeld / Roßbach / von Maurice 2011, for a general description of this data set). For our purposes, we use “Starting Cohort 6–Adults (Adult Education and Lifelong Learning)”, which contains retrospective information on the degree of fitness result of the military’s medical examination, the participation in mandatory military service, as well as labor market and demographic information from which we derive our outcome variables such as the wage, the employment status, having ever been married, whether a person is currently married or currently lives in a partnership, and indicators of satisfaction with various aspects of life.

Table 4.2 describes the selection of the estimation sample: the NEPS Starting Cohort 6 of 2009/2010 contains 11,649 observations, of which 5,714 are men. As we restrict ourselves to West German men, the sample size reduces to 4,155. The key variable for the natural experiment is the degree of fitness of the military’s medical examination. This has only been asked to the cohorts born after 1970 (aged 26 to 40 at the time of interview). Due to this restriction, the sample size reduces to 893. Figure A.3 in the Appendix illustrates why the age 26 to 40 restriction leads to such a high reduction in sample size: the men born in 1970 or later belong to the birth cohorts for which Germany experienced a low birth rate. At the same time, as discussed in Section 2, these were the cohorts for whom our natural experiment applies (especially those born after 1976), because they had a significant chance of not being drafted despite of being fit for service according to the military’s degree of fitness test: these

birth cohorts turned 20 between 1990 and 2004, so right after the end of the cold war, when the demand for conscripts in Germany’s military decreased drastically.

Table 4.2 Sample Selection

Sample selection	Observations
NEPS SC6 2009/2010 full sample	11,649
Men only	5,714
West-German federal states excluding Berlin	4,612
German citizens (naturalized before age 20)	4,155
Age 24 to 64	3,975
Age 26 to 40 at interview and born after 1970 ¹	893
Fit for service	702
Information on marriage/partnership status, employment	702
Information on education	701
Information on the degree of fitness	678
Degree of fitness either T1, T2, or T3	654
Military service (297) or not treated (78)	375
Satisfaction ²	375
Information on hourly wage ³	290
Not self-employed	266

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: ¹ The NEPS only asked men born since in 1970 or later for their degrees of fitness in the military medical examination.

² There are 14 missing values in “satisfaction with work” and one missing value in “satisfaction with family life”.

³ For the sample selected, there are 14% missing observations in hourly wages due to missing values in gross monthly wages or due to missing values in actual hours worked. We excluded eight observations that were lower than the 0.5 centile or higher than the 99.5 centile either in the gross monthly wages or in the hourly wages.

Apart from the restriction on West German men aged 26 to 40, we need to restrict the sample to observations which were classified as fit for service and which have valid entries in key variables. Table 4.2 shows that out of the 893 West German men aged 26 to 40 we have 702 observations which were classified as “fit for service”. These all have valid information on employment status and marital/partnership situation. Of these 702 observations, 678 have degree of fitness (that is the classification result of the military’s medical examination) observed. Only men with degrees of fitness T1, T2, and T3 were ready to be drafted, so the sample size decreases a bit further, down to 654.³

We further exclude men doing community service as an alternative to military service, because the military medical examination might be influenced by an application to do community service instead. As a result, we are left with 375 observations of whom 78 (that is 21 percent) were not drafted into the military. These are the observations for whom we “run” our natural experiment: men not applying for community service and fit for military service—some are drafted, some not. Conditional on the birth year, the educational level and the degree of fitness, we believe that being drafted or not is as good as random.

³ We exclude men with degree of fitness T7, as this was only introduced in the mid 1990s, but as of 2001, men with degree of fitness T7 were not drafted any more. The sample size here is too small to use this reform for a regression discontinuity design strategy.

Hourly wage information is available for 290 men in the sample of whom 266 are not self-employed.

Sample means (using NEPS sampling weights) are displayed in Table 4.3. The hourly wage is defined as the gross monthly wage divided by the actual hours worked or divided by the contract hours worked in case actual hours worked is missing in the data. Men who completed military service (“treated”) exhibit lower wages than those who did not serve in the military. However, these men are also younger, less educated and have a lower degree of fitness than the men who did not serve. It is therefore unclear whether their lower wages, as well as their lower employment, marriage/partnership rates and expressions of satisfaction are the result of their service in the military or their different socio-economic background. The following section will address these problems using regression analysis.

Table 4.3 Weighted Sample Means.

	Fit For Service		Treated		Not Treated	
	Obs.	Mean	Obs.	Mean	Obs.	Mean
<i>Outcome variables</i>						
Hourly wage	290	16.07	236	16.31	54	15.18
Log hourly wage	290	2.68	236	2.70	54	2.64
Employed	375	0.90	297	0.91	78	0.86
Ever married	375	0.61	297	0.63	78	0.54
Currently married	375	0.58	297	0.61	78	0.48
Partnership	375	0.87	297	0.88	78	0.85
Satisfaction with:						
Life in general	375	0.77	297	0.78	78	0.76
Work	361	0.74	290	0.75	71	0.69
Finances	375	0.73	297	0.74	78	0.72
Health	375	0.79	297	0.79	78	0.81
Family	374	0.78	297	0.79	77	0.76
Friends	375	0.82	297	0.82	78	0.82
<i>Treated</i>	375	0.77	297	1.00	78	0.00
<i>Control variables</i>						
Age	375	32.25	297	32.84	78	30.26
Lower track	375	0.24	297	0.25	78	0.22
Medium track	375	0.36	297	0.33	78	0.48
Higher track	375	0.12	297	0.13	78	0.08
Highest track	375	0.28	297	0.29	78	0.22
Fitness T1	375	0.13	297	0.13	78	0.12
Fitness T2	375	0.68	297	0.73	78	0.54
Fitness T3	375	0.19	297	0.14	78	0.33
Work experience	375	10.25	297	10.82	78	8.33

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: the indicators of satisfaction with various aspects of life are normalized to lie between zero and one. Treatment equals one if a man has served on the military and zero otherwise.

4.4 Results

We use ordinary least squares regression (OLS) to compare log hourly wages, employment rates, indicators of having ever been married or being currently married or currently living in a partnership, and indicators of satisfaction with various aspects of life between men who were drafted into the military and men who were not drafted.

Table 4.4 presents the regression results for mandatory military service and wages. In columns (1) through (5), we successively increase the set of control variables: column (1) has no control variables and amounts to a raw comparison of sample means. In columns (2) and (3), we successively add age and education, respectively.

The specification exploiting the natural experiment by holding the degree of fitness constant is presented in column (4). Column (5) checks whether potential effects of military service can be explained through its effects on work experience, which is added here as a linear control (note that our age range is only from 26 to 40, and we already control for age in a second-order polynomial, so no square of years of work experiences is added here).

Table 4.4 Mandatory Military Service and Wages

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treated	0.055 (0.072)	-0.045 (0.063)	-0.064 (0.059)	-0.084 (0.063)	-0.083 (0.062)
Age		0.029*** (0.006)	0.036*** (0.006)	0.036*** (0.006)	0.003 (0.010)
Age squared		-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
Lower track			-0.242*** (0.079)	-0.238*** (0.080)	-0.257*** (0.074)
Higher track			0.274*** (0.069)	0.271*** (0.068)	0.310*** (0.072)
Highest track			0.179*** (0.062)	0.177*** (0.063)	0.264*** (0.066)
Degree of fitness T1				-0.003 (0.086)	-0.018 (0.081)
Degree of fitness T3				-0.072 (0.087)	-0.060 (0.085)
Work experience					0.035*** (0.008)
Constant	2.641*** (0.064)	2.788*** (0.057)	2.775*** (0.062)	2.805*** (0.066)	2.381*** (0.128)
Observations	290	290	290	290	290
R-squared	0.003	0.094	0.248	0.252	0.298

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; */**/** indicate significance at the 10/5/1 percent level

The point estimates suggest that military service reduces hourly wages by about 8.4 percent (column 4) and that this effect is not explained by differences in work experience between these two groups (compare columns 4 and 5 in Table 4.4). Note, however, that the

standard error of this 8.4 percent estimate is 6.3 percent, so that the point estimate is not statistically significant. A larger sample would be needed to obtain a more precise estimate. The other coefficients in the regression also yield plausible values: a higher level of schooling is associated with higher wages, and the return to work experience—holding age constant—for young workers (here aged 26 to 40) is estimated to be 3.5 percent in column (5).

Estimation results for the employment status as the outcome variable are presented in Table 4.5. Here the point estimates for the specifications with control variables are positive at around one percentage point, so very small. With a standard error of the estimate of around 5 percentage points, none of the point estimates are statistically significant. In general, not many variables are significant in these regressions, but higher age and higher education generally improve employability. Unsurprisingly, past work experience is a predictor of current employment, as shown in column (5).

Table 4.5 Mandatory Military Service and Employment

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treated	0.045 (0.049)	0.009 (0.052)	0.011 (0.053)	0.008 (0.055)	0.002 (0.048)
Age		0.013*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.015*** (0.004)	-0.020*** (0.007)
Age squared		-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Lower track			-0.099* (0.058)	-0.098* (0.059)	-0.090* (0.052)
Medium track			-0.021 (0.057)	-0.019 (0.055)	0.044 (0.050)
Highest track			0.004 (0.042)	0.008 (0.042)	0.097** (0.046)
Degree of fitness T1				-0.051 (0.059)	-0.064 (0.056)
Degree of fitness T3				-0.015 (0.053)	0.002 (0.047)
Work experience					0.035*** (0.007)
Constant	0.862*** (0.045)	0.910*** (0.057)	0.933*** (0.053)	0.942*** (0.058)	0.534*** (0.099)
Observations	375	375	375	375	375
R-squared	0.004	0.038	0.057	0.060	0.184

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; */**/** indicate significance at the 10/5/1 percent level

Table 4.6 reports results for the outcome “ever married”. Here the estimated treatment effects are very close to zero and not even one percentage point. Standard errors are as high as 8 percentage points so again none of the small estimated treatment effects is statistically significant. Coefficient estimates for other variables are plausible: the probability of ever having been married rises with age, and work experience seems to be an even better predictor

of being “marriageable” than age (compare columns 4 and 5). Men with the highest degree of fitness “T1” in the medical examination of the military are 12 percentage points more likely to be married than men with the second highest degree of fitness, but a standard error of 8 percentage points makes this estimate statistically marginally insignificant.

Table 4.6 Mandatory Military Service and Having Ever Been Married

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treated	0.088 (0.074)	-0.007 (0.077)	-0.003 (0.077)	0.006 (0.078)	0.003 (0.077)
Age		0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.014 (0.011)
Age squared		0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)
Lower track			-0.051 (0.083)	-0.052 (0.082)	-0.046 (0.081)
Medium track			-0.029 (0.087)	-0.034 (0.089)	0.009 (0.090)
Highest track			-0.025 (0.069)	-0.036 (0.069)	0.024 (0.074)
Degree of fitness T1				0.121 (0.082)	0.112 (0.081)
Degree of fitness T3				0.045 (0.077)	0.056 (0.076)
Work experience					0.024*** (0.009)
Constant	0.544*** (0.066)	0.643*** (0.079)	0.660*** (0.083)	0.636*** (0.089)	0.359*** (0.132)
Observations	375	375	375	375	375
R-squared	0.006	0.105	0.106	0.113	0.136

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; ***/*** indicate significance at the 10/5/1 percent level

Apart from an indicator for having ever been married, our data also includes indicators for whether a person is currently married or currently lives in a partnership (married or not married). Regression results with these variables as outcomes are reported in Table 4.7 and Table 4.8. Although none of the estimates of the coefficient of mandatory military service are statistically significant, the point estimates in columns (4) and (5) in Table 7 (estimates for currently being married) amount to up to a positive 10 percent.

As the NEPS data provide us with indicators of satisfaction with various aspects of life, we provide estimates with these indicators as outcome variables in Table 4.9. These indicators, which are measured in the original survey on a Likert scale and which we normalize to a range between 0 and 1, measure satisfaction with (1) life in general, (2) work, (3) the financial situation, (4) health, (5) family, and (6) friends. Table 4.9 only reports the regression results for the full specification, containing all control variables including years of work experience. As the sample means in Table 4.3 demonstrate, satisfaction indicators are 70 percent or higher on average in all cases. The point estimates of the effects of

mandatory military service on any of the satisfaction indicators are 5.5 percent at the maximum: 5.5 percent for satisfaction with work and 5.1 percent for satisfaction with family life, but none of the estimates is statistically different from zero.

Table 4.7 Mandatory Military Service and Being Currently Married

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treated	0.127* (0.074)	0.051 (0.076)	0.073 (0.074)	0.100 (0.074)	0.097 (0.073)
Age		0.026*** (0.006)	0.027*** (0.006)	0.027*** (0.006)	0.011 (0.010)
Age squared		-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
Lower track			-0.181** (0.082)	-0.185** (0.080)	-0.181** (0.079)
Medium track			-0.150* (0.084)	-0.140* (0.084)	-0.111 (0.086)
Highest track			-0.127* (0.068)	-0.128* (0.068)	-0.087 (0.072)
Degree of fitness T1				0.058 (0.076)	0.052 (0.077)
Degree of fitness T3				0.147* (0.075)	0.155** (0.073)
Work experience					0.016** (0.008)
Constant	0.481*** (0.066)	0.612*** (0.079)	0.685*** (0.082)	0.630*** (0.089)	0.438*** (0.130)
Observations	375	375	375	375	375
R-squared	0.012	0.073	0.095	0.108	0.118

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; */**/** indicate significance at the 10/5/1 percent level

Table 4.8 Mandatory Military Service and Currently Living in a Partnership

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treated	0.033 (0.051)	-0.010 (0.052)	-0.004 (0.053)	0.002 (0.052)	-0.001 (0.048)
Age		0.012** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.012*** (0.005)	-0.006 (0.008)
Age squared		-0.004** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.004*** (0.001)
Lower track			-0.068 (0.055)	-0.069 (0.055)	-0.064 (0.052)
Medium track			-0.104 (0.068)	-0.105 (0.068)	-0.070 (0.069)
Highest track			-0.005 (0.047)	-0.009 (0.047)	0.039 (0.050)
Degree of fitness T1				0.048 (0.049)	0.041 (0.049)
Degree of fitness T3				0.030 (0.050)	0.039 (0.049)
Work experience					0.019*** (0.007)
Constant	0.848*** (0.046)	0.957*** (0.053)	0.981*** (0.054)	0.967*** (0.056)	0.743*** (0.108)
Observations	375	375	375	375	375
R-squared	0.002	0.059	0.072	0.075	0.106

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; */**/** indicate significance at the 10/5/1 percent level

Table 4.9 Mandatory Military Service and Satisfaction with Various Aspects of Life

	(1) Life ¹	(2) Work	(3) Finances	(4) Health	(5) Family	(6) Friends
Treated	0.023 (0.019)	0.055 (0.037)	0.016 (0.030)	-0.016 (0.028)	0.051 (0.037)	0.020 (0.022)
Age	-0.007** (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.007** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.007 (0.005)	-0.004 (0.003)
Age squared	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
Lower track	-0.104*** (0.024)	-0.079** (0.039)	-0.144*** (0.033)	-0.073** (0.037)	-0.073* (0.040)	-0.038 (0.023)
Medium track	-0.008 (0.025)	-0.021 (0.039)	-0.027 (0.027)	-0.002 (0.036)	-0.093** (0.045)	-0.062* (0.032)
Highest track	-0.023 (0.019)	-0.066** (0.028)	-0.007 (0.021)	0.007 (0.027)	-0.023 (0.031)	-0.073*** (0.019)
Degree of fitness T1	-0.011 (0.022)	-0.041 (0.033)	0.027 (0.024)	-0.031 (0.034)	-0.037 (0.044)	-0.026 (0.025)
Degree of fitness T3	0.028 (0.023)	-0.017 (0.034)	0.023 (0.032)	-0.013 (0.036)	0.051 (0.035)	-0.003 (0.024)
Work experience	0.010*** (0.003)	0.003 (0.004)	0.012*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.009** (0.004)	0.002 (0.002)
Constant	0.678*** (0.037)	0.722*** (0.068)	0.638*** (0.051)	0.771*** (0.048)	0.684*** (0.062)	0.817*** (0.040)
Observations	375	361	375	375	374	375
R-squared	0.150	0.063	0.161	0.040	0.059	0.057

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; ***/**/* indicate significance at the 10/5/1 percent level

The scale of the satisfaction indicators is 0-10 in the original data and has been normalized to [0,1] for these estimates.

¹ Life = Satisfaction with life in general

Work = Satisfaction with work

Finances = Satisfaction with money, income and things that you own

Health = Satisfaction with health

Family = Satisfaction with family life

Friends = Satisfaction with circle of friends/acquaintances

So far, we could not detect any statistically significant effects of mandatory military service on any of the investigated outcome variables: wages, employment, ever married, currently married, living in a partnership, and satisfaction with various aspects of life indicators. In a further series of regressions, we produce separate estimates by birth cohort groups 1970 to 1975 and 1976 to 1984, because a reform of the military's medical examination procedure in 1995 in combination with the decreasing demand for soldiers significantly raised the share of potential conscripts not being drafted after birth cohort 1976. Because splitting our sample by birth cohort groups reduces sample size even further, almost none of these separate estimates is statistically significant.

We therefore only report the results for the log wage as the outcome variable in Table 10. These results are interesting, because they are statistically significant:⁴ for the birth cohorts 1976 to 1984, the point estimates suggest a reduction of the hourly wage of 15.6 and 15.1

⁴ The satisfaction with work estimates also turn out significant, but the coefficient changes from a significantly negative -0.077 for the 1970 to 1975 cohorts to a significantly positive 0.097 for the 1976 to 1984 cohorts (not shown here). None of the other estimates by cohort groups are statistically significant.

percent in the specification without and with work experience among the control variables, respectively. The standard errors attached to these estimates are 7.8 and 7.6 percent, respectively, which makes both estimates statistically significant at the 5 percent level. Note that the 1976 to 1984 cohorts are the ones affected by the 1995 reform of the military's medical examination procedure, in the aftermath of which the share of medically fit conscripts not drafted increased further. Due to the standard errors of over 7 percent, the point estimates of the negative hourly wage effects of over 15 percent produce confidence interval estimates including the smaller (but still significant) negative wage effect estimates by Angrist (1990) and Angrist / Chen / Song (2011) for the United States and by Imbens / van der Klaauw (1995) for the Netherlands. The point estimates of these authors were 5 percent for 14 months of service in the Netherlands and 15 percent for 37 months of service in the Vietnam war in the United States Armed Forces.

Table 4.10 Mandatory Military Service and Wages – Reform of 1995

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Birth cohorts 1970-1975 ¹		Birth cohorts 1976-1984	
Treated	0.086 (0.088)	0.107 (0.089)	-0.156** (0.078)	-0.151** (0.076)
Age	0.131 (0.099)	0.119 (0.098)	0.022 (0.046)	-0.030 (0.043)
Age squared	-0.015 (0.012)	-0.017 (0.012)	-0.005 (0.006)	-0.007 (0.006)
Lower track	-0.207* (0.112)	-0.207* (0.108)	-0.272** (0.113)	-0.307*** (0.101)
Medium track	0.247* (0.126)	0.289** (0.131)	0.283*** (0.078)	0.320*** (0.083)
Highest track	0.084 (0.096)	0.202* (0.113)	0.256*** (0.083)	0.315*** (0.082)
Degree of fitness T1	0.089 (0.131)	0.066 (0.131)	-0.077 (0.104)	-0.080 (0.096)
Degree of fitness T3	0.019 (0.122)	0.020 (0.119)	-0.128 (0.123)	-0.097 (0.122)
Work experience		0.028* (0.015)		0.039*** (0.009)
Constant	2.492*** (0.194)	2.092*** (0.300)	2.853*** (0.100)	2.370*** (0.157)
Observations	142	142	148	148
R-squared	0.143	0.168	0.309	0.374

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: Robust standard errors in parentheses; */**/** indicate significance at the 10/5/1 percent level

¹ The birth cohort 1975 was – as the very first cohort – only slightly affected by the 1995 reform of the military and community service and is therefore combined with the cohorts still affected by the old system.

In sum, mandatory military service might have a negative effect on hourly wages, even when controlling for the loss of work experience incurred by military service. A larger sample size would be required to make a more precise statement. The point estimates for the outcomes “employed” and “ever married” are close to zero and also statistically

insignificant. So are almost all the estimates for indicators of satisfaction with various aspects of life.

4.5 Conclusions

The paper uses unique data containing information on the results of the military's medical exam results in order to estimate the effect of mandatory military service on various socio-economic outcomes for German birth cohorts 1970 to 1984. The outcomes we consider are the hourly wage, indicators for employment, having ever been married, being currently married, currently living in a partnership, and satisfaction with work, the financial situation, health, family life, friends, and life in general. The natural experiment we exploit in this paper is the fact that not all available conscripts have been drafted due to a declining demand for soldiers after the end of the cold war. The share of available conscripts not drafted increased further for the birth cohorts 1976 and after. By controlling for the military's medical exam result as well as the secondary school track completed before the potential draft, we argue that being drafted into mandatory military service was as good as random. Our results show hardly any statistically significant effects of mandatory military service and the outcomes considered. This may partly be due to a comparatively small sample size. There is an exception, however: for birth cohorts born 1976 and after, we do find statistically significant negative wage effects. The point estimate suggests a wage reduction of about 15 to 16 percent, but the standard error is almost 8 percent. As a result, we conclude that our finding is consistent with previous, somewhat smaller but also significant point estimates as reported in Angrist (1990) and Angrist/Chen/Song (2011) for the United States and in Imbens/van der Klaauw (1995) for the Netherlands. Our results imply that in a developed economy with a competitive labor market, a career break through mandatory military service may have a negative wage effect for the *average* conscript, even if we control for actual work experience, which is possible in our data. However, this does not preclude that low-skilled men may benefit from military service as found by Card/Cardoso (2012) for Portuguese men with at most 4 years of schooling. Because of limited sample size (there are only 51 workers with valid wage information having completed the lower track, see the estimates in Table A.1), we are not able to make a precise statement for the subgroup of low-skilled workers.

References

- Angrist, Joshua D. (1990): Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records, *American Economic Review* 80(3): 313–336.
- Angrist, Joshua D./Stacey H. Chen/Jae Song (2011): Long-Term Consequences of Vietnam-Era Conscription – New Estimates Using Social Security Data, *American Economic Review Papers and Proceedings* 101(3): 334–338.
- Bauer, Thomas K./Stefan Bender/Alfredo R. Paloyo/Christoph M. Schmidt (2012): Evaluating the Labor-Market Effects of Compulsory Military Service, *European Economic Review* 56: 814–829.
- Blossfeld, Hans-Peter / Hans-Günther Roßbach / Jutta von Maurice (eds.) (2011): Education as a Lifelong Process – The German National Educational Panel Study (NEPS), *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* Special Issue 14.
- BGBI (1990): Gesetz zur Regelung der Dauer des Grundwehrdienstes und des Zivildienstes vom 26.11.1990, Bundesgesetzblatt, Jahrgang 1990 Teil I: 2520, Download: <http://www.bgbl.de>.
- BGBI (1994): Zweites Gesetz zur Änderung des Wehrpflichtgesetzes und des Zivildienstgesetzes vom 21.6.1994, Bundesgesetzblatt, Jahrgang 1994 Teil I: 1286 published June 28, 1994, Download: <http://www.bgbl.de>.
- BGBI (1995): Bekanntmachung der Neufassung des Wehrpflichtgesetzes vom 15.12.1995, Bundesgesetzblatt, Jahrgang 1995 Teil I: 1756, Download: <http://www.bgbl.de>.
- Card, David / Ana Rute Cardoso (2012): Can Compulsory Military Service Raise Civilian Wages? Evidence from the Peacetime Draft in Portugal, *American Economic Journal: Applied Economics* 4(4): 57–93.
- Galiani, Sebastian / Martín A. Rossi / Ernesto Schargrotsky (2011): Conscription and Crime: Evidence from the Argentine Draft Lottery, *American Economic Journal: Applied Economics* 3(2): 119–136.
- Grenet, Julien / Robert A. Hart / J. Elizabeth Roberts (2011): Above and Beyond the Call – Long-Term Real Earnings Effects of British Male Military Conscription in the Post-War Years, *Labour Economics* 18(2): 194–204.
- Imbens, Guido / Wilbert van der Klaauw (1995): Evaluating the Cost of Conscription in the Netherlands, *Journal of Business & Economic Statistics* 13(2): 207–215.
- Keller, Katarina / Panu Poutvaara / Andreas Wagener (2009): Military Draft and Economic Growth in OECD Countries, *Defence and Peace Economics* 20(5): 373–393.
- Lau, Morten I. / Panu Poutvaara / Andreas Wagener (2004): Dynamic Costs of the Draft, *German Economic Review* 5(4): 381–406.
- Light, Audrey / Manuelita Ureta (1995): Early-Career Work Experience and Gender Wage Differentials, *Journal of Labor Economics* 13(1): 121–154.

- Oi, Walter Y. (1967): The Economic Cost of the Draft, *American Economic Review Papers and Proceedings* 57(2): 39–62.
- Paloyo, Alfredo R. (2010): Compulsory Military Service in Germany Revisited, Ruhr Economic Papers 206, Bochum, Dortmund, Duisburg, Essen.
- Poutvaara, Panu / Andreas Wagener (2007): To Draft or Not to Draft? Inefficiency, Generational Incidence, and Political Economy of Military Conscription, *European Journal of Political Economy* 23(4): 975–987.
- Rohlf, Chris (2010): Does Combat Exposure Make You a More Violent or Criminal Person? Evidence from the Vietnam Draft, *Journal of Human Resources* 45(2): 271–300.
- Tobiassen, Peter (2001): Die Neuausrichtung der Bundeswehr und die Frage der Wehrgerechtigkeit – Eine umfassende Auswertung neuerer statistischer Angaben des Bundesministers der Verteidigung, zweite durchgesehene Auflage, Zentralstelle für Recht und Schutz der Kriegsdienstverweigerer aus Gewissensgründen e. V., Bremen.
- Tobiassen, Peter (2005): Wehrgerechtigkeit 2005 – Eine umfassende Auswertung aktueller statistischer Angaben des Bundesministeriums der Verteidigung, Zentralstelle für Recht und Schutz der Kriegsdienstverweigerer aus Gewissensgründen e. V., Bremen.

Appendix

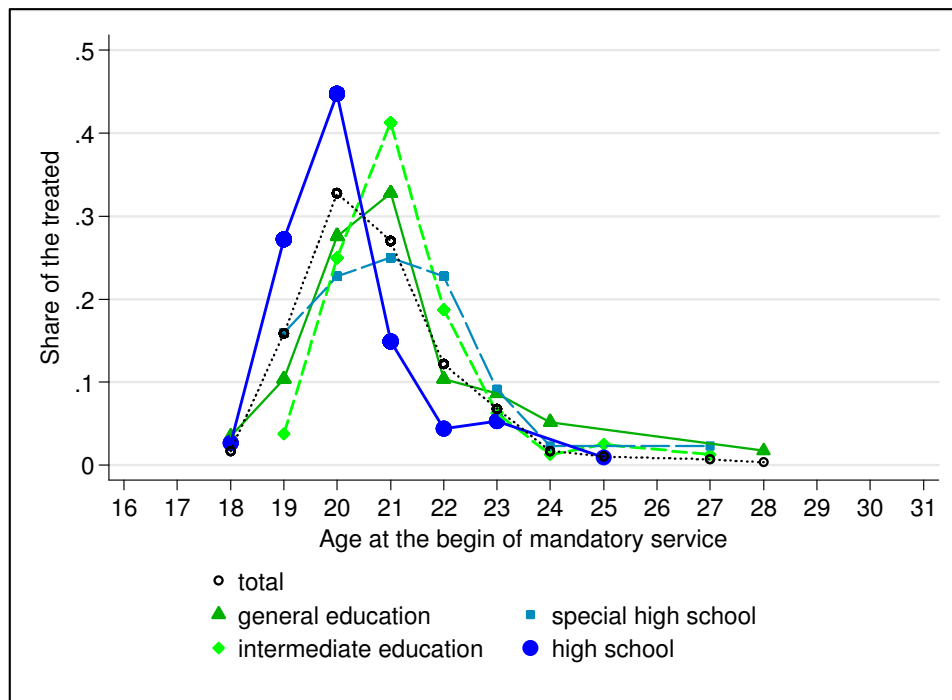
Table A.4.1 Mandatory Military Service and Wages
Estimates for Workers Having Completed the Lower Educational Track

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treated	0.023 (0.153)	-0.127 (0.131)	-0.127 (0.131)	-0.114 (0.155)	-0.026 (0.121)
Age		0.045*** (0.016)	0.045*** (0.016)	0.044*** (0.015)	-0.039 (0.025)
Age squared		-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.004)
Degree of fitness T1				-0.212 (0.189)	-0.223 (0.172)
Degree of fitness T3				0.166 (0.181)	0.117 (0.170)
Work experience					0.078*** (0.020)
Constant	2.434*** (0.126)	2.620*** (0.136)	2.620*** (0.136)	2.554*** (0.186)	1.529*** (0.276)
Observations	51	51	51	51	51
R-squared	0.000	0.190	0.190	0.234	0.399

Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

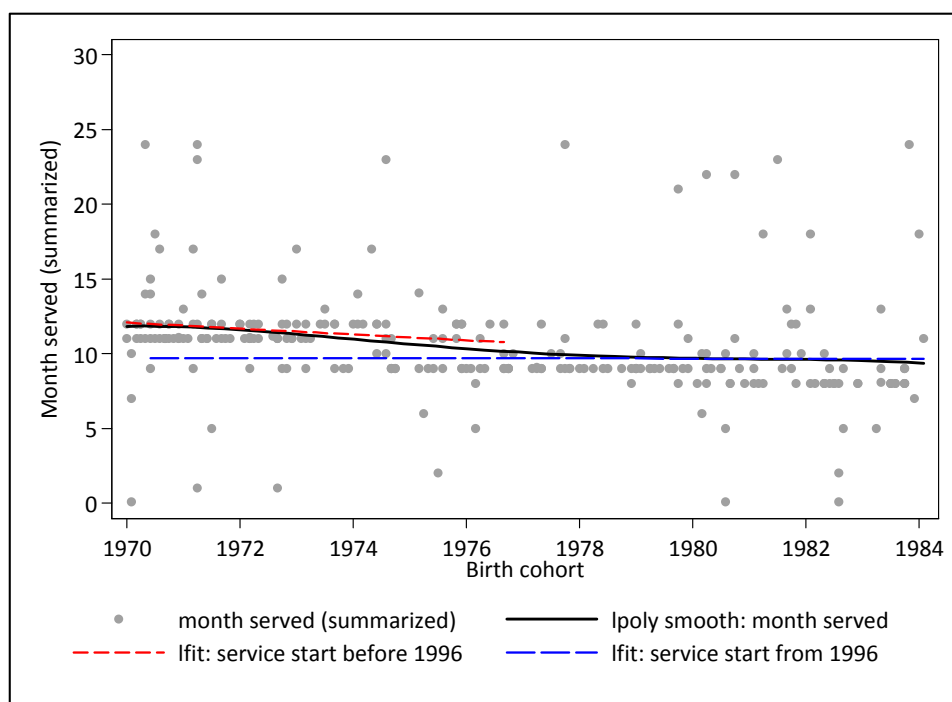
Note: Robust standard errors in parentheses; */**/** indicate significance at the 10/5/1 percent level

Figure A.4.1 Distribution of Age of Beginning of Mandatory Military Service by School Track Type



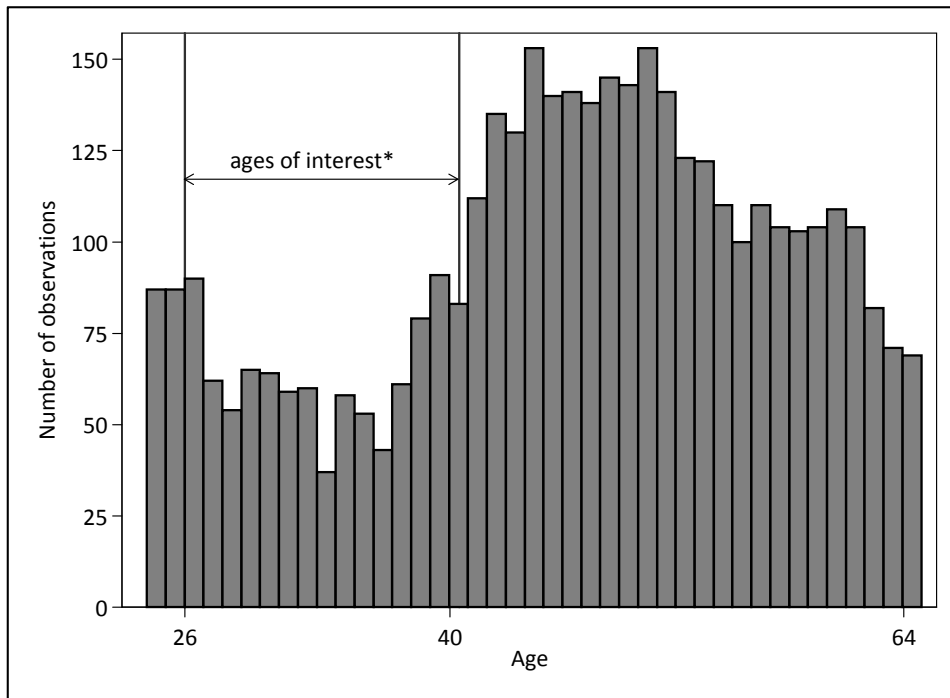
Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations
 Note: The graph is based on our estimation sample of 375 men with degree of fitness T1 to T3, some of whom were drafted into mandatory military service and others not.

Figure A.4.2 Duration of Military Service in Months for Men Serving Fewer than 30 Months



Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Figure A.4.3 Number of Observations by Age



Source: NEPS Starting Cohort 6 – Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:1.0.0; own calculations

Note: The graph is based on a sample of 3,975 men from Western Germany who were German citizens before age 20, aged 24-64 at the time of observation; *born since 1970 and at least age 26 at the day of interview (893 observations).