

Ursula Henz

Intergenerationale Mobilität

Methodische und empirische
Untersuchungen



Max-Planck-Institut
für Bildungsforschung

Ursula Henz, geboren 1963 in Aachen, studierte Angewandte Mathematik an der Universität Trier. 1990 wissenschaftliche Mitarbeiterin im Sonderforschungsbereich 3 der Universität Frankfurt/Main. 1991 bis 1995 zunächst Doktorandin und später Post-Doktorandin am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung. Promotion in Soziologie 1994. Seit 1995 wissenschaftliche Mitarbeiterin im Bereich Demographie an der Universität Stockholm.

E 96 / 1294 + 3

Die Deutsche Bibliothek - CIP-Einheitsaufnahme

Henz, Ursula:

Intergenerationale Mobilität : methodische und empirische Untersuchungen / Ursula Henz. Max-Planck-Institut für Bildungsforschung. - Berlin : Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1996

(Studien und Berichte / Max-Planck-Institut für Bildungsforschung ; 63)

Zugl.: Berlin, Freie Univ., Diss., 1994

ISBN 3-87985-059-3

NE: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung <Berlin>: Studien und Berichte

Studien und Berichte

In dieser Reihe veröffentlicht das Max-Planck-Institut für Bildungsforschung abgeschlossene Forschungsberichte, die vorwiegend eine spezielle Thematik behandeln.

Nachdruck, auch auszugsweise, ist nur mit Zustimmung des Instituts gestattet.

© 1996 Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, Lentzeallee 94, D-14195 Berlin.

Bestellungen werden erbeten an die Verwaltung des Instituts bei gleichzeitiger Überweisung von DM 32,- (einschließlich 7% MwSt) zuzüglich Versandpauschale pro Bd. DM 3.- auf das Konto Nr. 0910005885 der Berliner Sparkasse, BLZ 100 500 00.

GW ISSN 0076-5627

ISBN 3-87985-059-3

D-188

(3. Ex.)

Inhaltsverzeichnis

Danksagung	13
Zusammenfassung	15
Abstract	16
Kapitel 1	
Einleitung	17
Teil 1	
Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Bildungslaufbahn	23
Kapitel 2	
Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und der Bildungslaufbahn für die Kohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51	25
2.1 Einleitung	25
2.2 Theoretische Vorbetrachtung	30
2.2.1 Soziale Normen und Ressourcen der Eltern	30
2.2.2 Die soziale Herkunft und die Bildung des Kindes	33
2.3 Bildungsexpansion, institutionelle und demographische Entwicklung ...	36
2.3.1 Bildungswünsche der Eltern für ihre Kinder	37
2.3.2 Regelungen im Bildungssystem	41
2.3.3 Demographische Entwicklung und Schulangebot	43
2.3.4 Konsequenzen für die Modellbildung	46
2.3.5 Hypothesen zum Wandel des Herkunftseinflusses zwischen den Kohorten	47
2.4 Empirische Analysen der Bildungsverläufe	51
2.4.1 Wie mißt man Bildung? Die Beschreibung zweier Modelle	51
2.4.2 Vorstellung der Variablen	63
2.4.3 Eine lineare Regression des Bildungsniveaus auf die soziale Herkunft ..	68
2.4.4 Logit-Modelle für wichtige Übergänge im Bildungssystem	81
2.4.4.1 Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Schulwahl	81
2.4.4.2 Der Einfluß der sozialen Herkunft auf den Abschluß der Schule	93
2.4.4.3 Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die berufliche Ausbildung oder die Aufnahme eines Studiums	102
2.5 Zusammenfassung	105
2.6 Exkurs: Diagnostische Verfahren zur Beurteilung der Güte der Schätzergebnisse	108
2.6.1 Ein Test auf Multikollinearität mit Hilfe der Kondition	109
2.6.2 Berücksichtigung von Heteroskedastizität – Einführung der Einflußfunktion	115

2.6.3	Schätzer für die Kovarianzmatrix in der linearen Regression in endlichen Stichproben	119
2.6.4	Schätzung der Änderung der Logit-Parameter bei Löschung einer einzelnen Beobachtung	124

Teil 2

Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Berufskarriere	127
---	------------

Kapitel 3

Modelle beruflicher Mobilität zwischen zwei Generationen	129
---	------------

3.1	Einleitung	129
3.2	Klassen, Schichten, Status und Prestige	130
3.3	Mobilitätstabellen	134
3.3.1	Deskriptive Statistiken und das Unabhängigkeitsmodell	136
3.3.2	Loglineare Modelle	138
3.3.3	Probleme der Modellwahl	141
3.3.4	Berücksichtigung erklärender Variablen	142
3.3.5	Mobilitätstabellen und Berufsverläufe	144
3.4	Pfadmodelle	146
3.4.1	Identifikationsprobleme und Äquivalenz	147
3.4.2	Pfadmodelle und Kausalität	149
3.4.3	Schätzprobleme	151
3.4.4	Pfadmodelle und der Statuszuweisungsprozeß	156
3.5	Verlaufsanalyse	157
3.5.1	Ratenmodelle	158
3.5.2	Das Modell von Petersen	159
3.5.3	Das Vacancy-Competition-Modell	160
3.5.4	Differentialgleichungen	162
3.6	Schlußfolgerung	165

Kapitel 4

Die Verwendung von Zählprozessen in der Ereignisdatenanalyse	167
---	------------

4.1	Der Zusammenhang mit den klassischen Ratenmodellen	169
4.2	Die Einführung von Zählprozessen und von Martingalen	173
4.3	Die Formulierung von Modellen mit Hilfe von Zählprozessen	180
4.3.1	Die Formulierung der Likelihood	180
4.3.2	Die Behandlung von Rechtszensierungen	183
4.3.3	Die Berücksichtigung von Kovariablen	187
4.4	Nichtparametrische Schätzung	188
4.4.1	Der Nelson-Aalen-Schätzer	189
4.4.2	Die Schätzung der Rate	190
4.5	Das Cox-Modell	195
4.5.1	Schätzen und Testen von β	200
4.5.2	Überprüfung der Annahmen des proportionalen Ratenmodells	205
4.5.3	Residuen	207
4.5.4	Einflußfunktion	211

Kapitel 5	
Empirische Analyse zum Einfluß der sozialen Herkunft auf den Berufsverlauf	215
5.1	Einleitung 215
5.2	Berufsverlauf und Einflußmöglichkeiten der Eltern 220
5.2.1	Humankapital, Vakanzketten und Segmente 222
5.2.2	Einflußmöglichkeiten der Eltern 225
5.3	Historische Rahmenbedingungen und ihre Änderung zwischen Kohorten 227
5.3.1	Historische Rahmenbedingungen 228
5.3.2	Veränderungen der Herkunftseinflüsse 232
5.4	Spezifikation des Modells 234
5.4.1	Verwendung der beruflichen Stellung 234
5.4.2	Diskussion der abhängigen Variablen 240
5.4.3	Darstellung der Aufstiegsraten und Überprüfung der Modellannahmen des Cox-Modells 245
5.5	Empirische Ergebnisse 261
5.5.1	Logit-Modell für nachgeholte berufliche Ausbildungen 261
5.5.2	Die Variablen im Cox-Modell 265
5.5.3	Schätzergebnisse des Cox-Modells für die Aufstiege der Männer 272
5.5.4	Schätzergebnisse des Cox-Modells für die Aufstiege der Frauen 292
5.6	Schlußfolgerungen 311
Kapitel 6	
Zusammenfassung und Schlußfolgerungen	315
Literaturverzeichnis	329
Anhang A	
Datenbasis	343
Anhang B	347

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Schulabschlußwunsch für die Kinder nach Stellung im Beruf und Schulabschluß der Eltern	37
Tabelle 2:	Anteil von Personen, deren Schulabschluß nicht der gewählten Schulart entspricht an allen Personen, die diesen Schultyp gewählt haben (in Klammern: Prozent an allen Befragten der Kohorte in diesem Schultyp)	49
Tabelle 3:	Längste und kürzeste beobachtete Bildungsdauer nach Schulabschluß	55
Tabelle 4:	Lineare Regression der Indikatoren der sozialen Herkunft auf die Bildung (in Klammern: Standardfehler)	69
Tabelle 5:	Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten in Modell (1) unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Männer)	73
Tabelle 6:	Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten in Modell (2) unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Männer)	77
Tabelle 7:	Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten in Modell (3) unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Frauen)	79
Tabelle 8:	Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Frauen)	80
Tabelle 9:	Logit-Modelle für den Wechsel auf eine weiterführende Schule (Männer; in Klammern: Standardfehler)	82
Tabelle 10:	Logit-Modelle für die Wahl des Gymnasiums bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium (Männer; in Klammern: Standardfehler)	86
Tabelle 11:	Logit-Modelle für den Wechsel auf eine weiterführende Schule (Frauen; in Klammern: Standardfehler)	89
Tabelle 12:	Logit-Modelle für die Wahl des Gymnasiums bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium (Frauen; in Klammern: Standardfehler)	91
Tabelle 13:	Logit-Modelle für den Abschluß der Volksschule (Männer; in Klammern: Standardfehler)	96
Tabelle 14:	Logit-Modelle für den Abschluß der Volksschule (Frauen; in Klammern: Standardfehler)	98
Tabelle 15:	Logit-Modelle für den Abschluß des Gymnasiums (Männer; in Klammern: Standardfehler)	99
Tabelle 16:	Logit-Modelle für den Abschluß des Gymnasiums (Frauen; in Klammern: Standardfehler)	101
Tabelle 17:	Logit-Modelle für den Abschluß einer Lehre oder einer höheren Ausbildung (in Klammern: Standardfehler)	103
Tabelle 18:	Mittelwerte der Bildung der Eltern und des Status des Vaters nach Geschlecht und Kohorte (Abiturienten und Hochschulbesucher)	105
Tabelle 19:	Klassifikation der beruflichen Stellung	235
Tabelle 20:	Zusammengefaßte Klassifikation	237

Tabelle 21:	Die Anzahl der Aufstiege der Männer nach der beruflichen Stellung des Erstberufs und des Berufs nach dem Aufstieg (alle Kohorten) ...	238
Tabelle 22:	Die Anzahl der Aufstiege der Frauen nach der beruflichen Stellung des Erstberufs und des Berufs nach dem Aufstieg (alle Kohorten) ...	239
Tabelle 23:	Prozentuale Anteile der Männer nach der beruflichen Stellung des Erstberufs in der jeweiligen Kohorte	246
Tabelle 24:	Prozentuale Anteile der Frauen nach der beruflichen Stellung des Erstberufs in der jeweiligen Kohorte	247
Tabelle 25:	Logit-Modelle für den Abschluß einer höheren beruflichen Ausbildung (die Grundgesamtheit bilden die Facharbeiter der drei Kohorten)	263
Tabelle 26:	Cox-Modell für die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg – Männer (die Grundgesamtheit bilden alle Männer ohne die Arbeiter, die sich vor einem beruflichen Aufstieg weiterqualifiziert haben) ...	274
Tabelle 27:	Cox-Modell für die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg – Frauen (die Grundgesamtheit bilden alle Frauen ohne die Arbeiterinnen, die sich vor einem beruflichen Aufstieg weiterqualifiziert haben)	294
Tabelle 28:	Übersicht über die verwendeten Variablen	345
Tabelle 29:	Kovarianzzerlegung im linearen Regressionsmodell ohne Familienkonstellationen – Männer (vgl. Tab. 4)	347
Tabelle 30:	Kovarianzzerlegung im Regressionsmodell mit Familienkonstellationen – Männer (vgl. Tab. 4)	348
Tabelle 31:	Kovarianzzerlegung im linearen Regressionsmodell ohne Familienkonstellationen – Frauen (vgl. Tab. 4)	349
Tabelle 32:	Kovarianzzerlegung im linearen Regressionsmodell mit Familienkonstellationen – Frauen (vgl. Tab. 4)	350
Tabelle 33:	Kovarianzzerlegung im Logit-Modell für die Wahl zwischen weiterführenden Schulen – Männer (vgl. Tab. 10)	351
Tabelle 34:	Kovarianzzerlegung im Logit-Modell für den Abschluß der Volksschule – Männer (vgl. Tab. 13)	352
Tabelle 35:	Kovarianzzerlegung im Logit-Modell für den Abschluß des Gymnasiums – Männer (vgl. Tab. 15)	353
Tabelle 36:	Statusscores für die beruflichen Stellungen (es handelt sich um die in Handl [1977] angegebenen Statusscores bzw. deren Mittelwerte) ...	354

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Bildungsabschlüsse nach dem Geburtsjahr	39
Abbildung 2:	Anzahl der Mittelschulen/Realschulen und höheren Schulen/ Gymnasien im Deutschen Reich und im Bundesgebiet	44
Abbildung 3:	Lebendgeborene im Deutschen Reich und im Bundesgebiet	45
Abbildung 4:	Beobachtete und hypothetische Bildungsdauern	54
Abbildung 5:	Wechsel des Schultyps nach der Grundschule (alle Kohorten) ..	94
Abbildung 6:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – ungelernte Arbeiter, nach Kohorte	248
Abbildung 7:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – Facharbeiter, nach Kohorte ...	249
Abbildung 8:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – Angestellte und Beamte, nach Kohorte	250
Abbildung 9:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – Facharbeiter, nach Kohorte (ohne Facharbeiter mit Weiterbildung)	253
Abbildung 10:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – ungelernte Arbeiter, nach Kohorte (ohne Arbeiter mit Weiterbildung)	253
Abbildung 11:	Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Männer, nach beruflicher Stellung	255
Abbildung 12:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – Arbeiterinnen, nach Kohorte (ohne Arbeiterinnen mit Weiterbildung)	256
Abbildung 13:	Kernschätzer für Aufstiegsraten – Angestellte und Beamtinnen, nach Kohorte	256
Abbildung 14:	Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Frauen, nach beruflicher Stellung	257
Abbildung 15:	Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Männer, nach Status des Vaters (ohne Arbeiter mit Weiterbildung)	258
Abbildung 16:	Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Frauen, nach Status des Vaters (ohne Arbeiterinnen mit Weiterbildung)	259
Abbildung 17:	Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Männer, nach Bildung der Mutter (ohne Arbeiter mit Weiterbildung)	259
Abbildung 18:	Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Frauen, nach Bildung der Mutter (ohne Arbeiterinnen mit Weiterbildung)	260
Abbildung 19:	Allgemeine Bildung und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	275
Abbildung 20:	Berufliche Bildung höher als Median und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	277
Abbildung 21:	Berufliche Bildung niedriger als Median und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	278
Abbildung 22:	Berufseinstieg in zweithöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	279
Abbildung 23:	Berufseinstieg in drithöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	280

Abbildung 24:	Berufseinstieg in vierthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	280
Abbildung 25:	Berufseinstieg in vorletzter Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	281
Abbildung 26:	Mindestens drei Geschwister und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	281
Abbildung 27:	Status des Vaters in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	282
Abbildung 28:	Status des Vaters in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männer (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	283
Abbildung 29:	Status des Vaters in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	283
Abbildung 30:	Berufstätigkeit der Mutter und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	284
Abbildung 31:	Statusdominanz Mutter und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	285
Abbildung 32:	Berufsstatus Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	286
Abbildung 33:	Berufsstatus Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	287
Abbildung 34:	Berufsstatus Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	287
Abbildung 35:	Bildung der Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	288
Abbildung 36:	Bildung der Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	289
Abbildung 37:	Bildung der Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	290
Abbildung 38:	Allgemeine Bildung und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	295
Abbildung 39:	Berufliche Bildung höher als Median und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	295
Abbildung 40:	Berufliche Bildung niedriger als Median und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	296
Abbildung 41:	Berufseinstieg in zweithöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	297
Abbildung 42:	Berufseinstieg in dritthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	297
Abbildung 43:	Berufseinstieg in vierthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	298
Abbildung 44:	Berufseinstieg in vorletzter Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	298
Abbildung 45:	Teilzeitarbeit und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	299
Abbildung 46:	Verheiratet und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	300

Abbildung 47:	Anzahl Kinder und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	301
Abbildung 48:	Mindestens drei Geschwister und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	301
Abbildung 49:	Status des Vaters in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	302
Abbildung 50:	Status des Vaters in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	302
Abbildung 51:	Status des Vaters in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	303
Abbildung 52:	Berufstätigkeit der Mutter und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	304
Abbildung 53:	Statusdominanz Mutter und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	305
Abbildung 54:	Berufsstatus Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	306
Abbildung 55:	Berufsstatus Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	306
Abbildung 56:	Berufsstatus Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	307
Abbildung 57:	Bildung der Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	308
Abbildung 58:	Bildung der Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	308
Abbildung 59:	Bildung der Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)	309

Danksagung

Die vorliegende Dissertation wurde im Rahmen eines Promotionsstipendiums der Max-Planck-Gesellschaft im Projekt „Lebensverläufe und sozialer Wandel“ am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung in Berlin zwischen 1991 und 1994 verfaßt. Das Ziel der Arbeit war die Untersuchung der intergenerationalen Mobilität in den drei Geburtskohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51 sowie der Vergleich zwischen den Kohorten. Dies wurde in getrennten Analysen für die Bildungs- und die Berufsverläufe der Befragten durchgeführt. Neben dieser inhaltlichen Fragestellung wurden die Probleme der Modellwahl ausführlich diskutiert und neuere statistische Verfahren dargestellt und angewendet.

Ich danke Karl Ulrich Mayer dafür, daß er mir als Mathematikerin die Möglichkeit gegeben hat, diese Untersuchung durchzuführen. Der von ihm geleitete Forschungsbereich stellte ein stimulierendes und kritisches Umfeld für meine Dissertation dar. Karl Ulrich Mayers Anregungen und Kommentare sind an vielen Stellen in die vorliegende Arbeit eingegangen.

Ebenso danke ich Ulrich Pötter, dessen Geduld ich oft strapaziert und von dessen schier unerschöpflichem Wissen ich sehr profitiert habe. Seine Ideen und Anregungen haben einige Teile dieser Arbeit geprägt.

Ich habe mich sehr darüber gefreut, daß Jürgen Wolters das Zweitgutachten dieser Arbeit übernommen hat. Er hat mir nicht nur vielfachen fachlichen Rat gegeben, sondern mir hat seine freundliche Unterstützung der Arbeit einfach gut getan.

Allen anderen Kollegen am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung danke ich für ihre Diskussionsbereitschaft, ihre Kommentare und Anregungen. Dies gilt in besonderer Weise für Gisela Clausen, Martin Diewald, Johannes Huinink, Helmut Köhler, Ineke Maas, Peter Martin Roeder und Mette Sørensen.

Schließlich möchte ich meinen neuen Kollegen der Abteilung für Demographie an der Universität Stockholm und dem Schwedischen Forschungsrat für Sozialwissenschaften (Socialvetenskapliga Forskningsrådet) für die Gelegenheit zur Überarbeitung meiner Dissertation danken. Ohne diese Unterstützung hätte sich die Veröffentlichung sicher noch weiter verzögert.

Robert Michaels im Zentralen Sekretariat des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung hat die Druckvorlage der Arbeit angefertigt und zu diesem Zweck alle Formeln, Tabellen und Abbildungen mit großer Präzision neu erstellt. Die Mitarbeiter der Redaktion des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung, Jürgen Baumgarten und Peter Wittek, haben die Arbeit Korrektur gelesen.

Für die trotz aller Umsicht verbliebenen Fehler bin ich selbstverständlich allein verantwortlich.

Zusammenfassung

In diesem Band werden neue Analysen zum Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Bildungs- und Berufsverlauf vorgestellt. Dieser Zusammenhang wird als Ergebnis eines Prozesses der Ressourcentransformation angesehen, der in vielen Lebensphasen wirksam werden kann. Es handelt sich daher um einen dynamischen Prozeß, was durch eine entsprechende Modellierung berücksichtigt werden muß. Der Prozeß der Ressourcentransformation wird für die Analyse in verschiedene Einzelabschnitte unterteilt. Im ersten Teil der Arbeit wird untersucht, in welcher Weise die soziale Herkunft die Bildungslaufbahn beeinflusst. Zu diesem Zweck wird diese in eine Sequenz von Übergangentscheidungen zerlegt, so daß der Bildungserwerb des Kindes in seinem zeitlichen Ablauf rekonstruiert werden kann. Bei den Übergängen handelt es sich um die Wahl der Schulform nach der Grundschule, den Abschluß der gewählten Schulform sowie den Abschluß einer beruflichen Ausbildung. Der zweite Teil der Arbeit richtet sich auf die Frage, wie die soziale Herkunft die Berufslaufbahn beeinflusst. Einleitend werden verschiedene in der Literatur vorgeschlagene Modellierungen diskutiert und die jeweils spezifischen Probleme aufgezeigt. In der vorliegenden Arbeit wird die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg modelliert. Das verwendete Modell wird im Rahmen der Theorie der Zählprozesse eingeführt. Der Bezug auf diese Theorie erlaubt die Herleitung diagnostischer Verfahren zur Beurteilung der Angemessenheit des Modells und der Abhängigkeit der Ergebnisse von einzelnen Beobachtungen. Bei der Darstellung dieser Verfahren kommt der Einflußfunktion eine besondere Bedeutung zu und auf ihr beruht auch die Herleitung der Residuen, deren informationsgenerierendes Potential im empirischen Teil dargestellt wird.

Die empirische Basis der in diesem Band vorgestellten Analysen bilden die Daten der Lebensverlaufsstudie am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung für die Kohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51. Im Unterschied zu anderen Arbeiten in diesem Bereich werden alle Analysen sowohl für Männer als auch für Frauen durchgeführt. Die Ergebnisse der empirischen Analysen zeigen eine Abnahme von Herkunftseffekten über die Kohorten. Dies gilt für die Wahl des Schultyps nach der Grundschule sowohl für Männer als auch für Frauen. Bei den übrigen Übergangentscheidungen im Bildungssystem zeigen sich keine Kohortenunterschiede in der Wirkung der sozialen Herkunft. Die Schätzungen im zweiten Teil zeigen, daß auch während des Erwerbsverlaufs die soziale Herkunft wirksam war. Personen, deren Eltern über höhere Bildungsabschlüsse oder einen höheren Berufsstatus verfügten als sie selbst, stiegen schneller auf als andere Personen mit derselben Berufseintrittsposition. Zusätzlich verlor bei Frauen die soziale Herkunft über die Kohorten an Einfluß.

Abstract

This book presents new analyses of the impact of social origin on educational and occupational careers. This connection is conceived as the result of a resource transformation process which can operate in many phases of life. The dynamic of this process must be taken into consideration for the choice of model. For the analysis, the resource transformation process is divided into various periods. In the first part of the book, the effects of social origin on the educational career are examined. For this purpose, the educational career is divided into a sequence of transitions in order to reconstruct the acquisition of education over time. The transitions are choice of school type after primary education around age 10, completion of this school type, and completion of some kind of occupational training. The second part of the book deals with the impact of social origin on occupational career. In the beginning several models suggested in the literature are discussed, and the specific problems of each are pointed out. In the present analysis, the duration until the first occupational upward move is modeled. The chosen model is introduced in the framework of the theory of counting processes. Reference to this theory allows the derivation of diagnostic methods to check model assumptions and the dependence of the result on single observations. In the presentation of the later methods the influence function is of particular importance. It forms the basis for the derivation of the residuals, whose information-generating potential is demonstrated in the empirical part. The empirical basis of the analyses in the present book are the data of the Life History Study at the Max Planck Institute for Human Development and Education for birth cohorts 1929–31, 1939–41, and 1949–51. Unlike other work in this field, all analyses are carried out for both men and women. The results show a reduction of the effects of social origin over cohorts. This is true for the choice of school type after primary education for both men and women. For the other transitions in the educational system, no cohort differences in the effect of social origin are found. The estimations in the second part indicate the importance of social origin even for occupational career. Persons whose parents have a higher educational or occupational status than they themselves experience faster upward mobility than other persons with the same occupational status at their first job. Additionally, a decreasing impact of social origin on the occupational career is observed for women but not for men.

Kapitel 1

Einleitung

Der Begriff der sozialen Ungleichheit verweist auf eine Vielzahl unterschiedlicher Phänomene. Einkommen, Vermögen, Fähigkeiten und Fertigkeiten, über die Menschen verfügen, haben eine große Bedeutung für ihre Lebensverhältnisse. Mit der Weitergabe solcher Güter an die nächste Generation können auch die damit verbundenen Vor- und Nachteile auf diese übertragen werden. Der Mechanismus dieser Übertragung steht im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit.

Die folgenden Untersuchungen stehen in einer Forschungstradition, die das Phänomen sozialer Ungleichheit auf die Bildungs- und Berufsmobilität eingrenzt. Das Ziel ist die Beschreibung des Zusammenhangs zwischen der Bildung und dem Berufsstatus der Eltern und dem Bildungs- und Berufsverlauf der Kinder. Die Beschreibung solcher Zusammenhangsmuster hat in der Vergangenheit eine vielfältige Differenzierung erfahren. In den empirischen Untersuchungen der jüngsten Zeit wurden zunehmend detaillierte Abbildungen der Berufsstruktur benutzt und immer komplexere Zusammenhänge unterstellt. Dies ist nicht zuletzt eine Folge sowohl der Verfügbarkeit umfangreicherer Datensätze als auch der Verfeinerung der Analysemethoden. Einen wichtigen Schritt in dieser Entwicklung stellen die von Blau und Duncan eingeführten Pfadmodelle dar, in denen der Berufsstatus des Kindes durch den Status und die Bildung des Vaters sowie die eigene Bildung des Kindes erklärt wird. Diese Modelle wurden in der Folgezeit durch eine komplexere Messung der sozialen Herkunft, aber auch um sozialpsychologische Aspekte, erweitert. Schließlich wurde in jüngster Zeit die Beschränkung auf den Vergleich von Vätern und Söhnen aufgehoben. Sowohl der eigenständige Beitrag der Mutter zum Berufserfolg der Kinder als auch die Analyse des Berufsstatus der Töchter wurden in neueren Analysen berücksichtigt.

Die vorliegende Arbeit hat eine weitere Verbesserung der Modellierung des Statuszuweisungsprozesses zum Ziel. Insbesondere drei Neuerungen seien hervorgehoben:

- Der Bildungsverlauf des Kindes wird durch eine Abfolge von Bildungsentscheidungen abgebildet, die durch das bundesdeutsche Bildungssystem vorstrukturiert ist. Dies ermöglicht eine außerordentlich realitätsnahe Modellierung des Bildungsprozesses.
- Für die Beschreibung des Einflusses der sozialen Herkunft auf den Berufsverlauf werden die Ressourcen der Eltern in Relation zur Berufseintrittsposition des Kindes gemessen. Während üblicherweise ein hoher Berufsstatus des Vaters als nützlich und ein niedriger Berufsstatus des Vaters als ein Nachteil für den Berufsverlauf des Kindes angesehen werden, kann der Zusammenhang durch die Berücksichtigung des Berufs des Kindes weitaus differenzierter abgebildet werden.
- Last but not least werden verschiedene diagnostische Verfahren zur Überprüfung der Angemessenheit der Modelle und der Stabilität der Ergebnisse verwendet. Bei einer falschen Modellwahl können beispielsweise Änderungen über die Zeit übersehen werden, weil die Modelle zu undifferenziert sind. Ohne eine Überprüfung der Stabilität der Parameter können vorschnell Schlußfolgerungen über Zusammenhänge gezogen

werden, die bereits bei kleinen Änderungen in den Daten hinfällig werden. Die angewendeten Verfahren wurden bisher nicht in der soziologischen Literatur verwendet. Mit ihrer Anwendung werden zugleich die informationsgenerierenden Aspekte dieser Verfahren beschrieben und gezeigt, wie sie zu einem besseren Verständnis der untersuchten Prozesse beitragen können. Die Verfahren selbst werden in möglichst verständlicher Weise eingeführt. Dies geschieht getrennt von den Anwendungen, so daß methodisch weniger interessierte Leser die Anwendungen auch ohne eine genaue Kenntnis der diagnostischen Verfahren verstehen können.

Die Komplexität der beschriebenen Zusammenhänge macht es schwierig, sie in einem einzigen Modell zu erfassen. In der vorliegenden Arbeit wird der Prozeß der Statuszuweisung daher in drei Abschnitte aufgeteilt. Im ersten Abschnitt wird der Einfluß der Eltern auf den Bildungsabschluß des Kindes untersucht. Der nächste Abschnitt bezieht sich auf den Berufseintritt des Kindes. Man kann durchaus annehmen, daß ein Früher oder Später des Berufseinstiegs durch die soziale Herkunft beeinflusst wird. In dieser Arbeit wird dies allerdings nicht untersucht. Der Grund dafür liegt in dem Umfang dieser Arbeit, der es nicht erlaubt, alle Schritte des Statuszuweisungsprozesses eingehend zu analysieren. Die Arbeit beschränkt sich bei der Analyse des Erwerbslebens daher auf den dritten Abschnitt des Statuszuweisungsprozesses, nämlich die Frage, welche Einflußmöglichkeiten die Eltern auf die Berufskarriere des Kindes nach dessen Eintritt ins Erwerbsleben haben.

Was den Einfluß der Eltern auf die Bildung des Kindes betrifft, so wird dieser Zusammenhang oft mit einer linearen Regression auf den höchsten Bildungsabschluß modelliert. Dieses Vorgehen berücksichtigt nicht den dynamischen Aspekt des Bildungserwerbs. Der Bildungsabschluß einer Person ist das Resultat einer mehrjährigen Bildungslaufbahn. Die Analyse dieses Bildungsprozesses sollte detailliertere Aussagen über den Einfluß der Eltern auf die Bildung des Kindes ermöglichen als bei einer Beschränkung auf den höchsten Bildungsabschluß. Daher wird mit mehreren Logit-Modellen der Einfluß der Eltern auf die verschiedenen Übergangsentscheidungen im Bildungssystem analysiert. Die Wahl der berücksichtigten Übergangsentscheidungen orientiert sich stark an der Struktur des westdeutschen Bildungssystems. Die wichtigste Entscheidung ist die Wahl der Schulart nach der Grundschule. Sie stellt die Weichen für den weiteren Bildungsverlauf. Die übrigen Bildungsentscheidungen beziehen sich auf mögliche Wechsel des Schultyps, auf das vorzeitige Verlassen der Schule, auf den Wechsel zu einer Aufbauschule, die Aufnahme einer Lehre oder eines Studiums. Aufgrund des Umfangs der vorliegenden Daten können nicht alle Entscheidungen modelliert werden. Nach der Wahl des Schultyps wird daher nur der Abschluß der gewählten Schulart sowie der Abschluß einer Lehre untersucht. Das beschriebene Vorgehen ermöglicht es insbesondere, die aktuelle Lebenssituation des einzelnen sowie die Veränderungen der strukturellen Bedingungen an den verschiedenen Zeitpunkten zu berücksichtigen. Der Umzug in eine andere Stadt oder einschneidende Veränderungen in der Familie sollten beispielsweise einen Einfluß auf den Schulabschluß haben. Zu den strukturellen Bedingungen gehören beispielsweise der Ausbau des Schulwesens und die Lage auf dem Arbeitsmarkt. Sie werden in den folgenden Analysen indirekt durch die Unterscheidung dreier Geburtskohorten berücksichtigt. Ein Ziel der Analyse besteht in einem Vergleich der drei Kohorten, der Hinweise darauf geben kann, ob und wie der Einfluß der Eltern von den strukturellen Bedingungen abhängig war.

Nach der Schätzung der linearen Regression und der Logit-Modelle liegt ein Vergleich der Ergebnisse nahe. Eine erste Erklärung für die unterschiedlichen Ergebnisse kann in

der Verletzung der Modellannahmen oder in unzuverlässigen Schätzungen vermutet werden. Um die Unterschiede zwischen den Ergebnissen beider Modellierungen abzusichern, werden diagnostische Verfahren verwendet. Diese Verfahren werden in Abschnitt 2.6 eingeführt. Bei ihrer Herleitung spielt die Einflußfunktion eine große Rolle. Die Einflußfunktion gibt an, wie sehr sich ein geschätzter Parameter ändert, wenn man eine Beobachtung zur Stichprobe hinzufügt. Sie ist ein Maß für den Einfluß dieser Beobachtung auf den geschätzten Parameter. Mit Hilfe der Einflußfunktion kann man einzelne Beobachtungen identifizieren, die die Schätzung des Parameters besonders stark beeinflussen. Man kann Gruppen von Beobachtungen bestimmen, die die geschätzten Parameter in eine bestimmte Richtung drängen. Durch eine genauere Betrachtung dieser Gruppen läßt sich eine bessere Einsicht in die Mechanismen, die hinter der Schätzung des Parameters stehen, gewinnen. Insofern ist die Verwendung der Einflußfunktion ein informationsgenerierendes Verfahren, das auf nicht berücksichtigte Zusammenhänge hinweisen kann.

Im ersten Teil der Arbeit wird die Einflußfunktion bei den Logit-Modellen für die Beurteilung der Stabilität der geschätzten Parameter benutzt. Bei der linearen Regression wird sie verwendet, um Schätzstatistiken für die Kovarianzmatrix der geschätzten Regressionsparameter herzuleiten. Dadurch ist es möglich, die Abhängigkeit der Schätzergebnisse von der Annahme der Homoskedastie, das heißt der gleichen Fehlervarianz in allen Beobachtungen, zu untersuchen.

Die diagnostischen Verfahren weisen die durchgeführten Schätzungen als stabil aus. Daher können Unterschiede in den Ergebnissen nicht auf falsche Modellannahmen oder auf instabile Schätzungen zurückgeführt werden. Vielmehr muß der Grund für die Unterschiede in der Eigenschaft der linearen Regression gesucht werden, zusätzlich zu den einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten auch die jeweiligen Bildungsverteilungen zu berücksichtigen.

Im zweiten Teil der Arbeit wird der Einfluß der Eltern auf den Berufsverlauf des Kindes nach dessen Berufseintritt analysiert. Vor der Wahl eines Modells wird ein Überblick über die verschiedenen Arten der Modellierung dieses Zusammenhangs gegeben. Die Art der Analyse hängt nicht zuletzt davon ab, welche Vorstellung von Ungleichheit zugrunde gelegt wird. Sieht man in Klassen oder Schichten die relevanten sozialstrukturellen Kategorien, so führt dies zur Verwendung von Mobilitätsmatrizen. Unterstellt man dagegen eine Hierarchie der Berufe auf einer eindimensionalen Skala, dann liegen Regressionen oder Pfadmodelle näher. Der Schwerpunkt der ersten Analysemethode liegt in der Frage, wie gesellschaftliche Strukturen die Mobilität formen. Das zweite Verfahren modelliert eher den individuellen Prozeß der Ressourcenumwandlung. Schließlich werden auch Verfahren diskutiert, die explizit die Dynamik des Berufsverlaufs abbilden. Dazu gehören Modelle für die Dauer bis zu einem bestimmten Ereignis, beispielsweise bis zu einem beruflichen Aufstieg, sowie Differentialgleichungsmodelle. Neben einer kurzen Darstellung der Modelle werden jeweils zwei Fragen diskutiert: Inwieweit sind die Modelle dazu geeignet, den Einfluß der sozialen Herkunft auf den Beruf des Kindes abzubilden? Welche Aspekte können bei der jeweiligen Modellwahl berücksichtigt werden und welche werden vernachlässigt? Neben dieser inhaltlichen Frage findet ebenfalls eine Diskussion der statistischen Eigenschaften der Modelle statt. Dabei wird insbesondere die Frage nach der Eindeutigkeit der Modelle gestellt und die Interpretierbarkeit der Parameter erörtert.

Da am Ende des zweiten Teils die Schätzung eines dynamischen Modells steht, ist das Kapitel 4 der Modellierung dynamischer Prozesse gewidmet. Die Dauer bis zu einem bestimmten Ereignis ist durch einen Zählprozeß beschreibbar. Dieser stochastische Prozeß gibt für jeden Zeitpunkt an, ob das Ereignis bereits eingetreten ist oder nicht. Der Prozeß hat zunächst den Wert null. Vom Zeitpunkt des Ereignisses an nimmt er den Wert eins an. Gesucht wird ein Modell, das diesen Verlauf möglichst gut beschreibt. Dieses Modell wird schrittweise über die Zeit konstruiert. Es beschreibt für jeden Zeitpunkt die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt des Ereignisses, wobei sich diese Wahrscheinlichkeit aufgrund der bis zu diesem Zeitpunkt bekannten Informationen über den Prozeß bestimmt. Unter bestimmten Voraussetzungen ist die Differenz zwischen dem Zählprozeß und dem Modell gerade ein Martingal. Unter Ausnutzung der besonderen Eigenschaften von Martingalen ist es möglich, asymptotische Eigenschaften der Schätzer anzugeben.

In Kapitel 4 wird dargestellt, wie man bekannte Ergebnisse der Ereignisdatenanalyse in der Notation von Zählprozessen reproduzieren kann. In diesem Rahmen wird auch das Cox-Modell eingeführt. Daneben wird in Abschnitt 4.5.3 die Fruchtbarkeit der Theorie der Zählprozesse mit der Herleitung verschiedener Residuen belegt. Die Martingalresiduen erlauben eine graphische Überprüfung der Anpassung des Cox-Modells. Sie weisen auf extreme Beobachtungen hin, wobei die Lage der Beobachtungen in der Stichprobe nicht nur am Ereigniszeitpunkt, sondern auch an früheren Zeitpunkten berücksichtigt werden kann. Die in Abschnitt 4.5.4 eingeführte empirische Einflußfunktion für das Cox-Modell gibt eine Näherung dafür an, wie sehr sich der geschätzte Parameter ändert, wenn man eine Beobachtung zur Stichprobe hinzufügt. Dieses Verfahren kann benutzt werden, um die Stabilität von Parametern abzuschätzen. Darüber hinaus kann es auf Abweichungen von der Proportionalitätsannahme des Cox-Modells hinweisen. Schließlich kann es Mechanismen aufzeigen, die hinter den geschätzten Parametern stehen, indem mit Hilfe der empirischen Einflußfunktion Gruppen von Beobachtungen identifiziert werden können, die den geschätzten Parameter in spezifischer Weise beeinflussen.

Nach dieser Vorbereitung treten in Kapitel 5 wieder inhaltliche Fragen in den Vordergrund. Es wird angenommen, daß Eltern die Karrieren ihrer Kinder durch finanzielle Unterstützung, durch Netzwerke, durch Informationen und anderes mehr fördern können. Als Markstein der Karriere, an dem sich dieser Einfluß niederschlägt, wird die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg gewählt, wobei es sich um einen Aufstieg bezüglich einer Klassifikation der beruflichen Stellungen handelt. Den Analysen liegt die Vorstellung zugrunde, daß die Eltern diesen Zeitpunkt durch ihre Unterstützung und ihre Motivation beschleunigen können.

Als wesentlicher Unterschied zu der üblichen Modellierung sollte die Messung der Ressourcen der Eltern hervorgehoben werden. Sie geht davon aus, daß Eltern ihre Kinder besonders dann bei einem Aufstieg unterstützen können, wenn sie selbst einen höheren Status haben als das Kind. Wichtig für ihren Einfluß ist daher nicht der Absolutwert ihres Status, sondern die Statusdifferenz zwischen ihrem Status und dem Status des ersten Berufs des Kindes. Auch die anderen Ressourcen – die Bildung der Mutter und die eigene Bildung des Kindes – werden bezüglich des Status des Erstberufs gemessen. Wenn sie höher sind als bei anderen Personen mit derselben Berufseintrittsposition, dann kann man eine vergleichsweise große Aufstiegschance erwarten.

Im Mittelpunkt von Kapitel 5 steht die Schätzung je eines Cox-Modells für Männer und Frauen und die Diskussion der geschätzten Parameter mit Hilfe der bereits genannten

Einflußfunktion. Analog zu Teil I verfolgt diese Analyse zwei Anliegen: Neben der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und der Aufstiegsrate geht es um die Prüfung der Stabilität der Ergebnisse. Am Schluß der Arbeit sollten daher zwei Fragen beantwortet werden können: die inhaltliche Frage nach dem Zusammenhang zwischen den Indikatoren der sozialen Herkunft und der Bildungslaufbahn bzw. dem Zeitpunkt des beruflichen Aufstiegs des Kindes sowie die Frage nach der Zuverlässigkeit dieser Ergebnisse angesichts der durchgeführten Stabilitätsuntersuchungen.

Teil I

Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Bildungslaufbahn

Kapitel 2

Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und der Bildungslaufbahn für die Kohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51

2.1 Einleitung

Problemstellung

Schul- und Ausbildungsabschlüsse stellen in unserer Gesellschaft die Weichen für das Berufsleben. Ausschlaggebend für den Erwerb von Schul- und Ausbildungsabschlüssen ist nicht nur die Intelligenz einer Person. Der bekannte Zusammenhang mit der sozialen Situation des Elternhauses weist sie als Teil eines Mechanismus aus, mittels dessen Eltern ihren sozialen Status an die Kinder weitergeben.

Eltern verfügen über Ressourcen, die dem Kind den Erfolg in der Schule erleichtern können. Zu diesen Ressourcen zählen neben der finanziellen Ausstattung auch ihre beruflichen und schulischen Erfahrungen, ihre Verhaltensweisen, ihr Wissen, ihr Sprachstil und anderes mehr. Allgemein unterscheidet man drei Arten von Ressourcen: ökonomische, soziale und kulturelle (Bourdieu, 1983). Soziale Ressourcen bestehen aus dem Netz von Beziehungen, das eine Person hat. Kulturelle Ressourcen beziehen sich auf die Fähigkeiten, die Begabungen und das Wissen eines Menschen.

Diese familiäre Situation wird zusätzlich durch sozialstrukturelle Dimensionen gebrochen. Die in diesem Zusammenhang relevanten sozialen Normen beziehen sich vor allem auf die soziale Schicht und das Geschlecht. Die Zugehörigkeit zu einer sozialen Schicht legt für die Kinder einen bestimmten, in der historischen Zeit variierenden, Bildungsabschluß nahe¹. Dabei handelt es sich üblicherweise um einen Abschluß, der für das Kind mindestens den Status der Eltern sichert.

Die Bildung als Mittel für den Statuserhalt wendet sich vornehmlich an Jungen. Einem Mädchen wurde in der Vergangenheit unter Hinweis auf die zukünftige Ehe häufig ein niedrigerer Bildungsabschluß als einem Jungen nahegelegt. Der Statuserhalt oder sogar der soziale Aufstieg war für sie auf dem Weg der Heirat zu erreichen.

In dem hier betrachteten historischen Zeitraum, etwa zwischen 1940 und 1970, haben sich sowohl die Ressourcen von Eltern in der Bundesrepublik insgesamt als auch die sozialen Normen bezüglich der Bildungsabschlüsse tiefgreifend gewandelt. Der Wirtschaftsaufschwung der 1950er Jahre hat die finanzielle Situation großer Bevölkerungsteile deutlich verbessert. Die Vorstellung von weiblicher Erwerbstätigkeit als „Notlösung“

¹ Im weiteren Text steht der Begriff „Bildung“ oft gleichzeitig für schulische und berufliche Bildung. Das gilt ebenfalls für „Bildungssystem“. Damit ist zumeist sowohl das schulische als auch das berufliche Bildungssystem einschließlich der Hochschulen gemeint.

mußte zunehmend der prinzipiellen Gleichbehandlung von Jungen und Mädchen im (Aus-)Bildungsbereich weichen. Die schichtspezifischen Bildungsnormen haben sich abgeschwächt zugunsten allgemein höherer Bildungsabschlüsse. Dieser Wandel hat sich stark in der Bildungsexpansion ab dem Ende der 1960er Jahre niedergeschlagen. Daneben gab es in diesem Zeitraum verschiedene Veränderungen im Bildungswesen. Dem Zusammenbruch während des Zweiten Weltkriegs folgten die Restaurierung in der Nachkriegszeit und schon in den 1950er Jahren einige Reformbestrebungen zugunsten einer größeren Offenheit. Parallel dazu haben strukturelle Umbrüche im Wirtschaftssystem die Relevanz von einzelnen Bildungsabschlüssen für den Berufseinstieg und den weiteren Berufsverlauf verändert. Viele neue Berufe verlangen relativ hohe Qualifikationen, und viele alte Berufe haben durch den technischen Fortschritt ebenfalls ihre Qualifikationsanforderungen im Vergleich zu früher deutlich erhöht. Schon für den Statuserhalt benötigen die Kinder oft einen höheren Bildungsabschluß als den ihrer Eltern.

Grundlegend für die weiteren Analysen ist die Annahme, daß sich infolge all dieser Veränderungen auch der Zusammenhang zwischen den Ressourcen der Eltern und dem Schulabschluß des Kindes gewandelt hat. Da immer mehr Berufe einen Bildungsabschluß deutlich oberhalb der Ableistung der Schulpflicht verlangen, strebten immer mehr Eltern für ihre Kinder nach höheren Bildungsabschlüssen (Rolff u.a., 1980; Rolff u.a., 1994). Aufgrund des gestiegenen Wohlstands ist es ihnen auch möglich, solche Bildungsabschlüsse zu finanzieren. Die Bildungsreformen der 1960er Jahre trugen ebenfalls zu einem Abbau von Barrieren zu höheren Schulabschlüssen bei. Ob dies zu einer Annäherung zwischen den sozialen Schichten hinsichtlich der Bildung der Kinder geführt hat, oder ob sich das Bildungsniveau gleichmäßig erhöht hat, ist unklar und soll mit den folgenden Analysen beantwortet werden. Die letztere Hypothese vertritt Bourdieu, wenn er annimmt, daß die Abnahme des Einflusses der finanziellen Ressourcen durch eine Zunahme der Bedeutung der kulturellen und sozialen Ressourcen kompensiert worden ist (Bourdieu & Passeron, 1971).

Angesichts der Unterschiede in der Bildungsverteilung zwischen Männern und Frauen besonders in den älteren Geburtskohorten ist es unwahrscheinlich, daß es in beiden Gruppen die gleichen Veränderungen gab. Mit der Abschwächung der Norm, nach der Mädchen spätestens mit der Heirat aus dem Erwerbsleben ausscheiden, gewann die Investition in die Bildung der Mädchen eine größere Bedeutung. Bis dahin war ihre vergleichsweise nivellierte Ausbildung von der sozialen Herkunft relativ unabhängig. Es lassen sich zwei unterschiedliche Entwicklungen der Herkunftseinflüsse auf die Bildung von Mädchen vorstellen. Nach der einen durchlaufen Mädchen zuerst eine Phase des Aufbaus von sozialen Barrieren, bevor sich ihre Situation der der Jungen annähert. Nach der anderen sind sie in gleicher Weise wie die Jungen von der sozialen Selektion betroffen. Insofern sich sowohl die geschlechtsspezifischen als auch die schichtspezifischen Bildungsnormen nur allmählich abgeschwächt haben, scheint hier eine zumindest vorübergehende Verstärkung des Einflusses der elterlichen Ressourcen und ihrer Schichtzugehörigkeit plausibel.

Diese Hypothesen der Veränderung der Herkunftseinflüsse werden in vielen empirischen Untersuchungen bezüglich der Entwicklung in den letzten fünfzig Jahren überraschenderweise nicht bestätigt (Blossfeld, 1993; Bosma, Dronkers & Hagenaars, 1989; Engel & Hurrelmann, 1989; Köhler, 1992; Mayer & Blossfeld, 1990; Meulemann & Wiese, 1984; Müller & Mayer, 1976). Ein Grund dafür kann in der verwendeten Modellierung des (Aus-)Bildungserfolgs liegen. Allerdings gibt es auch Analysen, in denen eine

Abnahme der Herkunftseinflüsse auf die Bildung festgestellt wird (DeGraaf & Huinink, 1992; Handl, 1985; Mayer, Henz & Maas, 1991; Müller & Haun, 1994). Die vorliegende Arbeit leistet durch die Verwendung von Verlaufsdaten über die Bildung der Befragten und durch eine angemessene Modellwahl einen Beitrag zur Klärung dieser Frage.

Modellierung: Überblick und Alternative

Bei den genannten Untersuchungen wurden die Bildungsabschlüsse bis auf zwei Ausnahmen in einer metrischen Skala gemessen, oft in Form der zur Erlangung des Abschlusses typischerweise nötigen Zeit. Diese Skala hat eine Begründung im Humankapitalansatz. Individuen investieren so lange in ihre Ausbildung, bis die zusätzlich erwarteten Erträge kleiner sind als die dazu nötigen Investitionen. Die Dauer der Ausbildung ist daher ein Maß für den erwarteten Nutzen, den der entsprechende Abschluß bietet. Man kann die oben genannten Ergebnisse folglich auch in der Weise interpretieren, daß sich der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem erwarteten Nutzen der gewählten Ausbildung im Laufe der Zeit nicht verändert hat.

Davon abweichend hat Mare für die USA eine andere Messung von Bildung verwendet. Er faßt die Bildungslaufbahn als eine Folge von Übergängen zwischen verschiedenen Bildungsniveaus auf, die er mit Hilfe von Logit-Modellen analysiert (Mare, 1980, 1981). Ein Vorteil dieser Vorgehensweise ist darin zu sehen, daß der dynamische Aspekt der Bildungskarriere berücksichtigt werden kann. Insbesondere kann untersucht werden, ob und wie sich der Einfluß der sozialen Herkunft während der Ausbildungszeit ändert. Formal kann Mare zeigen, daß die Ergebnisse einer linearen Regression auf die Ausbildungsdauer nicht nur von den Entscheidungen an den einzelnen Übertritten, sondern auch von den jeweiligen Besuchsquoten abhängen. Mögliche Veränderungen der Herkunftseinflüsse und Veränderungen der Besuchsquoten können sich gegenseitig aufheben. Mit den genannten Logit-Modellen werden dagegen nur die Übergangentscheidungen analysiert. Im amerikanischen Bildungssystem sind dies der Abschluß des neunten Schuljahres, der Übergang zur Highschool nach Abschluß des neunten Schuljahres, der Abschluß der Highschool, der Wechsel auf ein College nach Abschluß der Highschool sowie der Abschluß des Colleges. Bei seinen Analysen findet Mare Veränderungen der Herkunftseinflüsse zwischen den verschiedenen Geburtskohorten. Die Einflüsse der sozialen Herkunft bleiben zwar bei dem ersten Übergang über die Zeit stabil, nehmen bei den höheren Übergängen im Bildungssystem aber deutlich zu.

Blossfeld verwendet das gleiche Modell für die Beschreibung der Situation in der Bundesrepublik (Blossfeld, 1993). Er lehnt sich in seinen Analysen an das amerikanische Bildungssystem an, das keine parallelen Schulformen kennt. Dadurch ignoriert er die verschiedenen Schularten in Deutschland, die auf mehr oder weniger voneinander abgeschlossene Bildungswege führen. Blossfeld modelliert folgende vier „Übergänge“:

1. Übergang vom Hauptschulabschluß (früher: Volksschulabschluß) zum Realschulabschluß (früher: Mittelschulabschluß),
2. Übergang vom Realschulabschluß (früher: Mittelschulabschluß) zu Fachhochschulreife oder zum Abitur,
3. Übergang von der Fachhochschulreife oder dem Abitur zu einem Studium,
4. Übergang vom Hauptschulabschluß oder von der mittleren Reife zu einer Berufsausbildung.

Auch Müller und Haun analysieren die genannten Übertritte 1. bis 3. im deutschen Bildungssystem (Müller & Haun, 1994). Sie fassen den Bildungsprozeß als eine Abfolge sukzessiv erreichter Bildungsergebnisse auf. Damit liefern sie eine Analyse des höchsten Bildungsabschlusses und bieten Antworten auf die Frage, wie sich soziale Herkunftsbedingungen auf die schulischen Abschlußniveaus auswirken (Müller & Haun, 1994). Sie analysieren jedoch nicht die einzelnen Übertrittsentscheidungen, die während des Bildungsweges gefällt werden. Im amerikanischen System kann man vom höchsten Schulabschluß auf den Bildungsweg schließen, weil es keine parallelen Schulformen gibt. Dies ist für Deutschland nicht möglich. Man kann beispielsweise vom Besuch einer Fachhochschule nicht auf eine bestimmte Bildungsgeschichte zurückschließen. Es ist ebenso gut möglich, daß zuvor das Gymnasium mit der Erlangung der allgemeinen Hochschulreife besucht wurde, wie der Weg über den Volksschulabschluß, eine Lehre und die Berufsaufbauschule oder Fachoberschule.

Diese Wahl der Übergänge 1. bis 4. entspricht also nicht den Entscheidungssituationen während der Bildungslaufbahn in der Bundesrepublik. Dies sei an einem weiteren Beispiel erläutert. Nicht alle Schüler, die die achte oder neunte Klasse erfolgreich abgeschlossen haben, standen danach vor der Entscheidung, ob sie die mittlere Reife oder die Obersekundarreife erwerben sollten. Dies galt nur für die Schüler an einer Mittelschule oder einer höheren Schule. Die Entscheidung für oder gegen einen mittleren Schulabschluß wurde daher letztlich bereits bei der Wahl der weiterführenden Schule getroffen. Untersucht man statt dessen, welche Schüler, die die achte oder neunte Klasse beendet haben, auch die zehnte Klasse abschließen, dann ist die Analyse ungenau. Die Grundgesamtheit der Analyse ist zu groß, denn der überwiegende Teil der Volksschüler hat nie die Möglichkeit gehabt, die mittlere Reife zu erwerben. Der Wechsel von der Realschule auf das Gymnasium war im westdeutschen Bildungssystem in dem betrachteten Zeitraum an strenge Bedingungen geknüpft, die historisch und regional variierten. Der größte Teil der Mittelschüler hat nie die Möglichkeit gehabt, später das Abitur zu erwerben. Die Entscheidung für das Abitur war in der Regel bereits zu einem früheren Zeitpunkt gefallen. Zusätzlich kann man annehmen, daß die jeweils aktuellen Lebensumstände von Bedeutung sind. Dafür ist jedoch eine möglichst genaue Festlegung des Entscheidungszeitpunkts nötig. Entsprechende Einwände treffen auf den Übergang von der mittleren Reife zum Abitur zu.

Es besteht Konsens darüber, daß die wichtigste Entscheidung im deutschen Bildungswesen die Wahl der weiterführenden Schule ist (Arbeitsgruppe Bildungsbericht, 1994, S. 182). Sie findet im Alter von etwa zehn Jahren statt². Die Wahl der Schulart legt die Bildungslaufbahn bereits weitgehend fest. Die Möglichkeit und das Ausmaß späterer Wechsel waren gering³. Der Abschluß, mit dem man das allgemeinbildende Schulsystem

² Dieser Umstand wurde bisher nur bei wenigen Analysen berücksichtigt (DeGraaf, 1988b; Meulemann, 1985). Im weiteren Text wird verkürzend nur noch vom Übergang nach der vierten Klasse gesprochen. Gemeint ist damit der Übergang nach der Grundschule – egal ob er nach dem vierten oder nach dem sechsten Schuljahr stattfand.

³ Die Möglichkeiten von Wechseln werden weiter unten genauer beschrieben. In dem später benutzten Datensatz blieben 96,6 Prozent der 1929–31 Geborenen, 95,2 Prozent der 1939–41 Geborenen und 93,9 Prozent der 1949–51 Geborenen auf dem gewählten Schultyp (Blossfeld, 1988).

verließ, hing meist nur noch davon ab, ob der mit der Schulwahl implizierte Abschluß erreicht wurde oder nicht.

Diese Überlegung liegt der Modellierung der Schullaufbahn in der vorliegenden Arbeit zugrunde. Inwiefern unterscheidet sich diese Modellierung der Bildungskarriere von der Modellierung von Blossfeld und von Müller und Haun? Der Einfluß der sozialen Herkunft wäre in beiden Modellierungen dann identisch,

1. wenn sich die für die Entscheidung relevanten Lebensumstände nicht über die individuelle Lebenszeit verändern,
2. wenn Wechsel zwischen den verschiedenen Schularten nicht vorkommen,
3. wenn niemand vorzeitig die Schule verläßt und
4. wenn der Abschluß einer Schulklasse in allen Schularten als gleichwertig angesehen wird. Nur unter dieser Annahme kann man die Wahl des Schultyps vernachlässigen und alle Schüler in einer bestimmten Klasse als gleich betrachten.

Des weiteren unterscheiden sich die Entscheidungsprozesse, je nachdem ob man direkt auf das Gymnasium gegangen ist, oder ob man zuerst die Realschule besucht hat und nach ihrem Abschluß die Schule gewechselt hat. Vernachlässigt man die Schulart, dann wird zwischen beiden Situationen nicht unterschieden und die zusätzliche Barriere für die Realschüler ignoriert. Diese Barriere bestand nicht nur in der Abweichung von dem, was für Realschüler „normal“ war. Für den Übergang ins Gymnasium wurde zumeist ein besonderer Leistungsnachweis verlangt (Arbeitsgruppe Bildungsbericht, 1990, S. 259 f.), und in vielen Fällen war auch ein Ortswechsel damit verbunden, wenn am Ort keine höhere Schule vorhanden war.

Darüber hinaus wird bei der Vernachlässigung der Schulart auch nicht berücksichtigt, ob eine Schule vorzeitig verlassen wurde, ob also ursprünglich ein höheres Schulziel angestrebt worden war. Wenn jemand die Volksschule nach der neunten Klasse verläßt, hat er das Schulziel der Volksschule erreicht. Das Verlassen der Realschule nach der neunten Klasse bedeutete dagegen oft ein Scheitern in der gewählten Schule und einen Verzicht auf die Chance, einen mittleren Schulabschluß zu machen.

Da Blossfeld und Müller und Haun mit der verwendeten Modellierung die institutionellen Restriktionen im bundesdeutschen Bildungssystem außer acht lassen, begeben sie sich auch der Möglichkeit relevanter bildungspolitischer Folgerungen. Sie können nicht unterscheiden, ob das dreigliedrige Schulsystem frühzeitig Barrieren zu höheren Schulabschlüssen errichtet, oder ob die Erfahrungen in einem Schultyp die entscheidende Selektivität verursachen. Indem sie dies vermischen, wird Mares Idee der Modellierung der relevanten Entscheidungssituationen nicht umgesetzt.

Der erste Teil der Arbeit gliedert sich wie folgt. In Abschnitt 2.2 soll kurz der theoretische Rahmen des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Schullaufbahn des Kindes dargestellt werden. Da die zentrale Frage der Arbeit auf die Veränderungen der Herkunftseffekte zwischen den Kohorten zielt, wird anschließend der unterschiedliche Rahmen der Bildungsentscheidungen in den drei Kohorten beschrieben. Es folgt die Formulierung von Hypothesen über die Kohortenunterschiede. Im empirischen Abschnitt 2.4 werden zunächst die verwendeten Modelle beschrieben. Einer inhaltlichen Diskussion der später angewandten Modelle und ihrer Beziehung zueinander folgt die Schätzung der linearen Regression (Abschnitt 2.4.3). In den weiteren Abschnitten werden die einzelnen Entscheidungssituationen mit Hilfe von Logit-Modellen beschrieben. Im Exkurs 2.6 werden die diagnostischen Verfahren vorgestellt, mittels derer die Zuverlässigkeit der geschätzten Parameter geprüft wird.

2.2 Theoretische Vorbetrachtung

2.2.1 Soziale Normen und Ressourcen der Eltern

Es ist bekannt, daß ein enger Zusammenhang zwischen dem Bildungsabschluß des Kindes und der Schichtzugehörigkeit der Eltern besteht. Der zugrundeliegende Mechanismus konnte jedoch bisher nicht eindeutig beschrieben werden (Hurrelmann, 1985). In diesem Abschnitt werden einige Hypothesen formuliert, die sich auf schicht- und geschlechtsspezifische Bildungsnormen sowie die Ressourcen der Eltern beziehen. Zunächst werden die Normen und ihre Relevanz für die betrachteten Geburtskohorten dargestellt.

Im folgenden wird angenommen, daß Eltern gemäß den schichtspezifischen Bildungsnormen für ihre Kinder nach der Bildung streben, die für den Stuserhalt notwendig ist. Die Bildungsaspirationen der Eltern liegen allerdings auch häufig über diesem Niveau (Ditton, 1992; Rolff u.a., 1994). Bevor dieser Gedanke weiter ausgeführt wird, wird zunächst versucht, die schichtspezifischen Bildungsnormen plausibel zu machen. Coleman hat eine Theorie über die Notwendigkeit und Realisierung von Normen entwickelt (Coleman, 1990). Grundlegend dafür ist, daß jede Handlung positive und negative Auswirkungen hat, beispielsweise Vorteile für den Handelnden selbst und Nachteile für alle übrigen. In diesem Fall hat jeder ein Interesse daran, daß er selbst die Handlung vollziehen kann und daß gleichzeitig alle anderen diese Handlung unterlassen. Eine analoge Situation findet sich bei der Verteilung eines Gutes, dessen Besitz Vor- und dessen Fehlen Nachteile mit sich bringt. Wenn Lösungen dieses Problems auf der individuellen Ebene nicht möglich sind, dann entstehen, nach Coleman, Normen, durch die ein soziales Optimum erreicht wird.

Welches Verteilungsproblem können die genannten schichtspezifischen Bildungsnormen lösen? Bildung ist verbunden mit gesellschaftlichen Positionen. Diese Verbindung ist eng, aber sie kann sich mit der Zeit ändern. Die Konkurrenz um Bildungsabschlüsse ist nur die Folge der Konkurrenz um gesellschaftliche Positionen. Die meisten Eltern wollen ihre Kinder vor sozialem Abstieg bewahren. Das wichtigste Ziel der Eltern ist somit der Stuserhalt. Die Eltern streben daher mindestens eine Bildungsqualifikation für ihre Kinder an, die für den Stuserhalt nötig ist. Häufig versuchen Eltern sogar, ihren Kindern einen sozialen Aufstieg zu ermöglichen. Aufstiegswünsche von Personen aus niedrigen Schichten bedrohen den Status von Personen aus höheren Schichten, falls sich die Gesamtverteilung der gesellschaftlichen Positionen nicht ändert. Wenn ein sozialer Aufstieg gelingt, werden aber nicht nur Personen der nächsthöheren Schicht bedroht. Die ehemals statusgleichen Personen stehen ebenfalls als Versager da, weil sie den Aufstieg nicht geschafft haben. Die schichtspezifischen Bildungsnormen haben nun für alle Schichten außer der untersten den Vorteil, daß sie den eigenen Status für die Kinder sichern. Die Konkurrenz aus niedrigeren Schichten entfällt, und die Abwertung des eigenen Status durch den Aufstieg vorher statusgleicher Personen entfällt ebenfalls. Alle Personen haben jedoch zugleich den Nachteil, daß ihnen bei Befolgung der Norm ein sozialer Aufstieg verwehrt bleibt. Bei einer Neuverteilung der gesellschaftlichen Positionen in der Folge des strukturellen Wandels wird für einige Gruppen der soziale Aufstieg erleichtert. Die erwarteten Vorteile einer Statuskonkurrenz können für diese Gruppe gegenüber den zu erwartenden Nachteilen überwiegen. Das kann zu einer Änderung der Normen führen. Um einen relativen Abstieg zu vermeiden, müssen dann alle Eltern der Statusgruppe für ihre Kinder die neuen Normen anstreben.

Die genannten Bildungsnormen liegen im Interesse der statushöchsten Gruppe, da sie Konkurrenz begrenzen. Im Falle zunehmender Konkurrenz durch eine allgemeine Anhebung des Bildungsniveaus können die Mitglieder dieser Statusgruppe ihre Vorteile nur wahren, wenn es ihnen gelingt, die Bildungsnormen weiter zu erhöhen oder andere Zusatzqualifikationen einzuführen.

Die statusniedrigste Gruppe hat den geringsten Nutzen von den beschriebenen Normen. Ihre Mitglieder sind nicht durch andere Gruppen bedroht. Sie brauchen sich nicht vor sozialem Abstieg zu fürchten, sondern nur vor Sanktionen aus der eigenen Statusgruppe. Wenn sie trotzdem für ihre Kinder keinen Aufstieg erstreben, dann muß dies andere Ursachen haben, beispielsweise einen Mangel an finanziellen Ressourcen. Es ist aber auch möglich, daß Eltern auf einen Aufstieg ihrer Kinder verzichten, weil sie sich stark mit den Werten der eigenen sozialen Gruppe identifizieren. Dies kann bei Arbeitern mit der Betonung von Handarbeit vor Kopfarbeit der Fall sein.

Bei den genannten Bildungsnormen handelt es sich nur um Kann-Normen. Die Sanktionen im Falle einer Abweichung beschränken sich auf einen Rechtfertigungsdruck im Bekannten- und Verwandtenkreis. Neben dieser Reaktion unter Statusgleichen können Eltern Schwierigkeiten bei der Integration des Kindes in den Kreis der Mitschüler befürchten. Wenn die Eltern die Norm übertreten, dann messen sie offenbar der Bildung ihrer Kinder eine ungewöhnlich große Bedeutung bei. Dies kann aus der Verfügung über zusätzliche Ressourcen resultieren, so beispielsweise über soziale Ressourcen wie statushöhere Bekannte, die die Vorteile und Möglichkeiten einer höheren Bildung nahebringen. Es kann sich aber auch um kulturelle Ressourcen handeln, Erfahrungen oder eigene Bildungserlebnisse, die die Mißachtung der Bildungsnorm erleichtern. Auch zusätzliche finanzielle Ressourcen verschieben das Kosten-Nutzen-Kalkül der Eltern und können ein Abweichen von der Norm begünstigen.

Es ist nun die Frage, ob sich die Bildungsnormen im Rahmen der Verschiebung der Bildungsanforderungen in diesem Jahrhundert und der Expansion von Beschäftigungsbereichen mit hohen Bildungsanforderungen gleichmäßig in allen sozialen Gruppen verschoben haben. Da durch die Ausbildungsförderung und die Abschaffung des Schulgeldes die finanziellen Kosten von Bildung für den einzelnen gesunken sind, sollte sich die Norm für die unteren Schichten abgeschwächt haben. Sie haben keinen Nutzen von der Aufrechterhaltung der Norm. Durch die Erhöhung der Bildungsanforderungen haben sich dagegen in höheren Schichten die Bildungsnormen zunehmend angeglichen. Dies spricht dafür, daß die Bildungsnormen ihren differenzierenden Charakter verloren haben.

Es gibt eine weitere soziale Norm, die die Bildung der Kinder betrifft. Sie setzt am Geschlecht der Kinder an: Frauen haben eine niedrigere Bildung als Männer. Auch hier kann man zeigen, welche gesellschaftlichen Verteilungsprobleme durch diese Norm gelöst werden. In der Bundesrepublik herrscht eine gesellschaftliche Arbeitsteilung vor, in der Männer eine Berufskarriere machen, während Frauen sich um den Haushalt und die Kinder kümmern und nur zeitweise erwerbstätig sind. Männer brauchen dafür eine gute formale Ausbildung, Frauen nicht. Während der Stuserhalt für Männer nur auf dem Wege der beruflichen Karriere möglich ist, bietet sich für Frauen auch der Weg über eine standesgemäße Ehe. Mit beruflichen Positionen sind Macht und Status verbunden. Wenn Frauen die gleiche Qualifikation hätten wie Männer, dann müßten Männer auch mit den Frauen um die statushohen gesellschaftlichen Positionen konkurrieren. Die Kosten dieser Arbeitsteilung bestehen in einem Verzicht auf die Arbeitskraft der Frauen

im Erwerbsleben. Außerdem sind Männer alleine für die finanzielle Versorgung der Familie verantwortlich.

Welchen Vorteil haben die Frauen von geschlechtsspezifischen Bildungsnormen? Einen Hinweis darauf gibt Winkler, wenn sie die Bedeutung des nationalsozialistischen Frauenbildes der „natürlichen Berufung als Hausfrau und Mutter“ in den verschiedenen sozialen Klassen der damaligen Zeit diskutiert (Winkler, 1977). Den Industriearbeiterinnen versprach es, der anstrengenden und monotonen Arbeit in den Fabriken zu entgehen. Eine Hausfrauentätigkeit konnte die physische und nervliche Überlastung dieser Frauen beenden. Anders war die Situation in den kleinen bäuerlichen Betrieben und im gewerblichen Mittelstand. Dort war die Mithilfe von Frauen überlebensnotwendig. Durch die gestiegenen Löhne und die Einhaltung von Arbeitszeitvorschriften konnten sich kleinere Betriebe keine fremden Arbeitskräfte mehr leisten. Man stand daher der Industrie und den Warenhauskonzernen eher feindlich gegenüber, die durch ihre Konkurrenz die Kunden abwarben und den Töchtern attraktivere und besser bezahlte Arbeitsplätze boten. Die Rückführung der Frau an den heimischen Herd bedeutete eine Rückführung in den Familienbetrieb und damit eventuell das Überleben dieses Betriebs. Im neuen Mittelstand und im gebildeten und besitzenden Bürgertum erfüllte das tradierte Frauenideal keinen ökonomischen Zweck. Eine Berufstätigkeit der Frau wäre jedoch als Hinweis auf einen geringen Wohlstand interpretiert worden. Ein Festhalten am tradierten Frauenideal diente in dieser Gruppe der Erhaltung des Ansehens der Familie.

Zusammenfassend kann man festhalten, daß in einer Gesellschaft, in der Haushalt und Kinder ausschließlich Frauensache sind, das traditionelle Frauenbild auch für viele Frauen Vorzüge hatte. Es versprach Entlastung für Arbeiterinnen. Insofern die Mithilfe als billige Arbeitskraft im Familienbetrieb notwendig war, rechtfertigte dieses Frauenbild den Verzicht auf attraktivere Arbeitsstellen. In höheren Schichten, wo das Ideal der Hausfrau und Mutter praktiziert wurde, bedeutete ein Abrücken von diesem Frauenbild einen Verlust an gesellschaftlichem Ansehen. Die Norm von der Frau als Hausfrau und Mutter erfüllte zu Beginn dieses Jahrhunderts also eine mehrfache Funktion: Sie regulierte den Arbeitsmarkt, indem sie Frauen von ihm fernhielt oder sie in unattraktive Beschäftigungen drängte. Sie entlastete Frauen. Sie war ein bürgerliches Statussymbol, mit dessen Hilfe sich das Bürgertum von anderen Schichten abzugrenzen suchte. Diese Funktionen verloren im Verlauf der folgenden Jahrzehnte zunehmend an Bedeutung. Der Arbeitskräftebedarf der Industrie stieg zunächst durch die Kriegsproduktion im Nationalsozialismus und später durch den Wirtschaftsboom ab Mitte der 1950er Jahre. Es bestand daher kein Grund mehr, Frauen vom Arbeitsmarkt fernzuhalten. Im Krieg und in der unmittelbaren Nachkriegszeit waren viele Frauen zur Erwerbstätigkeit gezwungen, und viele Kriegswitwen und ledige Frauen blieben auch in der Folgezeit auf sich gestellt. Die Arbeitsbedingungen als Arbeitnehmer wurden ständig verbessert. Daher verlor die Frauenarbeit einige ihrer abschreckenden Eigenschaften. Dies bezieht sich zum einen auf die Arbeitszeit. Daneben wurden Frauen immer mehr Arbeitsplätze angeboten, die körperlich weniger belastend waren. Gleichzeitig vereinfachte sich die Arbeit im Haushalt. Als Folge des Wirtschaftswunders verbreiteten sich immer mehr Konsumgüter, die die traditionellen Aufgaben der Hausfrau erleichterten. Zugleich verbesserten sich die Verdienstmöglichkeiten, so daß breite Gesellschaftsschichten auch diese Konsumgüter kaufen konnten. Durch ihre geringere Belastung im Haushalt wuchs wiederum die

Bereitschaft von Frauen zu eigener Erwerbstätigkeit. Einen weiteren Anreiz bildeten die neuen Statussymbole. Während früher gerade die Nichterwerbstätigkeit von Frauen ein Zeichen des sozialen Status gewesen war, wurde nun der Besitz von Konsumgütern zum Statussymbol.

Schließlich muß in diesem Zusammenhang auf die sich verändernde Einstellung gegenüber der Ehe hingewiesen werden. In dem Maße, wie die Zahl der Ehescheidungen gestiegen ist, hat die Bedeutung der eigenen Erwerbstätigkeit für Frauen zugenommen. Auch darin liegt ein Grund für die höheren Investitionen, die Eltern auch in die Bildung ihrer Töchter tätigten.

2.2.2 Die soziale Herkunft und die Bildung des Kindes

In diesem Abschnitt wird kurz der allgemeine Zusammenhang zwischen der sozialen Position der Eltern und der Schullaufbahn des Kindes dargestellt. Es wird beschrieben, wie sich die schicht- und geschlechtsspezifischen Normen und Ressourcen der sozialen Herkunft in der Schullaufbahn des Kindes niederschlagen.

Vorab sei darauf hingewiesen, daß selbstverständlich die Intelligenz der Schüler und ihre Leistungen die Schullaufbahn stark bestimmen. Die folgende Analyse beruht jedoch auf der Tatsache, daß eben nicht nur Intelligenz und Leistung für den Bildungsabschluß ausschlaggebend sind.

Boudon unterscheidet direkte und indirekte Einflüsse der Eltern auf die Schullaufbahn des Kindes (Boudon, 1974). Die direkten Einflüsse betreffen in Deutschland die Wahl der Schulen beziehungsweise die Entscheidung über ihren Wechsel oder ihr vorzeitiges Verlassen. Indirekte Einflüsse wirken über die Sozialisation des Kindes. Im späteren Bildungsverlauf finden sich indirekte Einflüsse auch in den eigenen Entscheidungen des Kindes, denn diese werden ebenfalls durch die Erfahrungen in der Familie beeinflusst.

Die Entscheidung über den Typ der weiterführenden Schule lag in den betrachteten Geburtskohorten nicht ausschließlich bei den Eltern. Die aufnehmende Schule brauchte dem Wunsch der Eltern nicht zu folgen. Sie berücksichtigte statt dessen auch die Schulnoten des Kindes und die Empfehlung der Grundschule. Vor allem in den älteren Kohorten wurden darüber hinaus Aufnahmeprüfungen beim Zugang zu weiterführenden Schulen durchgeführt. Verschiedene Untersuchungen bestätigen aber den insgesamt großen Einfluß der Eltern auf die Wahl der Schulart (Meulemann, 1981, 1985).

Die Schulwahl der Eltern für ihre Kinder kann durch alle Dimensionen sozialer Ungleichheit beeinflusst werden. Die Schichtzugehörigkeit legt ein bestimmtes Bildungsziel nahe. Sie legt die Bildungsziele der Eltern für ihre Kinder jedoch nicht endgültig fest. Fehlende ökonomische Ressourcen können die Verwirklichung des Zieles verhindern. Neben dem Schulgeld stellen die indirekten Ausbildungskosten in Form von zum Beispiel Lebensunterhalt oder Nachhilfestunden mit der Dauer der Schulzeit eine erhebliche Belastung des Familienbudgets dar. Auch wenn diese Belastung verkräftet werden kann, spielen Überlegungen zur Rentabilität der Ausbildung in einkommensschwächeren Familien eine größere Rolle als in Familien mit größeren finanziellen Ressourcen. Die ökonomische Lage wird zusätzlich durch die Zahl der Geschwister bestimmt. Je größer die Zahl der Geschwister ist, desto kleiner sind ceteris paribus die Ressourcen an Zeit und

Geld, die den einzelnen Kindern zur Verfügung gestellt werden können⁴. Doch auch die kulturellen und sozialen Ressourcen können das Anspruchsniveau der Eltern verändern. Die beruflichen Erfahrungen der Eltern, ihr Bekanntenkreis und ihre Bildungserfahrungen können eine Abweichung von den sozialen Normen bewirken (Grimm, 1966; Meulemann, 1985; Steinkamp, 1980).

Der indirekte Effekt der sozialen Herkunft wirkt über die Sozialisation des Kindes. Er schlägt sich in unterschiedlichen, durch die Sozialisation vermittelten Werten, Fähigkeiten und Verhaltensweisen des Kindes nieder. Diese können den Erfolg des Kindes in der Schule erleichtern oder erschweren. Auch die Sozialisationsbedingungen werden durch die Schichtzugehörigkeit der Eltern und ihre Ressourcen beeinflusst. Dazu gehören die Wohnsituation, die Größe der Wohnung und das Wohnumfeld, die von der ökonomischen Lage abhängen. Die schichtspezifischen Erziehungspraktiken, die elterlichen Einstellungen oder die Kommunikation zwischen Eltern und Kind konnten bisher auf der empirischen Ebene nicht als Ursachen für unterschiedliche kindliche Verhaltensweisen identifiziert werden (vgl. den Überblick bei Steinkamp, 1980).

Mehr Bestätigung hat dagegen die Theorie von Bourdieu gefunden (Bourdieu & Passeron, 1971; DeGraaf, 1988b; Meulemann, 1990). Sie besagt, daß Kinder von Eltern, die höhere soziale Positionen einnehmen, auf die Anforderungen des Bildungswesens in der Regel besser vorbereitet sind als andere. Demnach werden die Kinder durch den Besitz und die Lektüre von Büchern und Zeitschriften schon zu Hause mit dem Sprachstil und den Denkweisen der Schule vertraut gemacht. Dies erleichtert ihren Erfolg in der Schule.

Bei den bisherigen Ausführungen wurden beide Elternteile als Einheit behandelt. Üblicherweise haben sie aber nicht identische Ressourcen und Verhaltensweisen. Im Fall der Bildungsabschlüsse gibt es durchaus typische Unterschiede zwischen ihnen. Es wird oft darauf hingewiesen, daß die Kombination der Bildungsabschlüsse der Eltern erst den eigentlich bedeutsamen Umstand darstellt (Krecker & Miethig, 1991; Steinkamp, 1980).

Die Wirkung der sozialen Ungleichheit wird also auch durch die familialen Interaktionen selbst modifiziert. Wesentlich sind sogenannte „Quer-Effekte“ zwischen der väterlichen Berufserfahrung und den mütterlichen Erziehungszielen (Kohn, 1977; zitiert in Steinkamp, 1980). Steinkamp referiert verschiedene Untersuchungen, aus denen hervorgeht, daß die Erzieherrolle der Mutter stärker durch die Bildung und die Arbeitserfahrung ihres Mannes bestimmt wird als durch ihre eigene Bildung. Einen Erklärungsversuch für diesen Zusammenhang bietet das Modell einer komplementären Kommunikationsstruktur an. Demnach entwickeln beide Eltern im Verlauf langjähriger Kommunikation ähnliche Einstellungsmuster. Der Ehemann nimmt oft die dominante Stellung ein, wenn er mit seiner Bildung, dem Einkommen und dem Berufsstatus höherbewertete Ressourcen besitzt als seine Frau. Aber auch die geschlechtsspezifischen Rollenerwartungen können für eine Erklärung herangezogen werden (Steinkamp, 1980).

Diese Ausführungen führen zu der Frage, ob die mütterlichen Ressourcen denn überhaupt einen eigenständigen Einfluß auf den Schulerfolg des Kindes haben. Wenn ja, dann scheinen drei Situationen dafür besonders prädestiniert: die berufstätige Mutter, die

⁴ Die Knappheit finanzieller Ressourcen wirkt sich unterschiedlich je nach Geschwisterkonstellation aus. Jüngere Geschwister sind eher benachteiligt als ältere, Mädchen eher als Jungen (Alwin & Thornton, 1984; Grundmann, 1992; Krecker & Miethig, 1991).

alleinstehende Mutter und die Mutter, die ein höheres Bildungsniveau hat als der Vater. In diesen Fällen hat die Mutter größere eigene Ressourcen als in dem „idealen“ Fall der Hausfrauentätigkeit in einer vollständigen Familie mit dem häufig vorhandenen Bildungsgefälle zwischen den Ehepartnern.

Wächst das Kind ohne Vater auf, so erwartet man, daß der Einfluß der Bildung des Vaters abnimmt zugunsten der Bildung der Mutter, weil der Vater abwesend ist. Zumindest für Mädchen scheint diese Annahme falsch zu sein. Heerkerens findet auch in dieser Situation, daß die Bildung des Vaters einen größeren Einfluß auf die Bildung der Tochter hat als die Bildung der Mutter (Heekerens, 1987). Dies erklärt er damit, daß die Mütter weiterhin Trägerinnen väterlicher Werte seien und diese an die Töchter weitergäben.

Es gibt auch Argumente dafür, daß bei der Abwesenheit des Vaters für die Kinder nicht gleichzeitig die Bildung der Mutter wichtiger wird, sondern daß die Bildung dieser Kinder generell elternunabhängiger ist (Mulkey, Crain & Harrington, 1992). Das kann daran liegen, daß eine Trennung vom Ehemann mit der Bedrohung des Lebensstandards der Frau verbunden ist. Wegen der finanziellen Einschränkungen kann dies vergleichsweise niedrige Bildungsaspirationen zur Folge haben. Dronkers berichtet von einer niedrigeren Bildung von Kindern aus Einelternfamilien (Dronkers, 1992). Dieser Effekt ist nicht erklärbar durch die Geschwisterzahl, die Bildung der Eltern und andere Herkunftsvariablen.

Über den etwaigen Einfluß einer Berufstätigkeit der Mutter gibt es ebenfalls widersprüchliche Thesen. Manche Autoren vertreten die Ansicht, daß das Kind durch ihre häufigere Abwesenheit weniger Zuwendung bekommt und sich dies letztlich negativ auf den Schulerfolg auswirkt (Alwin & Thornton, 1984). Andererseits kann eine Berufstätigkeit der Mutter ihr Selbstbewußtsein stärken, ihre Position in der Familie aufwerten und insbesondere die Töchter zu eigenen Berufskarrieren ermuntern.

Die Stellung der Mutter in der Familie hängt auch von dem Verhältnis ihres Bildungsabschlusses zu dem des Vaters ab. Ist er höher als der des Vaters, dann kann man erwarten, daß ihre Bildung ein stärkeres Gewicht in den familiären Entscheidungsprozessen hat als sonst üblich. Anders formuliert: Die Bildung der Mutter ist um so wichtiger, je niedriger die des Vaters ist (Böttcher, Holtappels & Rösner, 1988; Engel & Hurrelmann, 1989; Trommer-Krug, 1980). Besonders Mädchen profitieren von einer hohen Bildung der Mutter (Krecker & Miethig, 1991). Das bedeutet jedoch nicht, daß die Aspirationen der Mutter für das Kind in diesem Fall höher sein müssen als die des Vaters. Dieser kann aus einem Gefühl der Unterlegenheit einen besonders großen Wert auf die Bildung der Kinder legen (Meulemann, 1985, S. 189).

Der Einfluß der sozialen Herkunft kann sich für Jungen und Mädchen unterschiedlich auswirken. Insofern Bildungsqualifikationen Zugangsvoraussetzungen für spätere Berufe sind, werden die Lebensentwürfe von Frauen und Männern bereits an dieser Stelle antizipiert. Das verbreitete Rollenbild der Frau als Hausfrau und Mutter legt für Mädchen eine vergleichsweise niedrigere Bildung nahe als für Jungen, die später den Lebensunterhalt für ihre Familien verdienen sollen.

Die bisherige Darstellung beschränkte sich ausschließlich auf die Zusammenhänge innerhalb der Familie. Unabhängig von der sozialen Position der Eltern können aber auch infrastrukturelle Faktoren die Bildung des Kindes fördern oder behindern und damit den Einfluß der sozialen Herkunft abschwächen. Ein wichtiges Maß ist in diesem Zusammenhang die Stadtgröße. In einer Großstadt sollten sich sowohl das weitgefächerte Arbeitsplatzangebot als auch die guten Bildungsmöglichkeiten positiv auf die Bildungskarriere

auswirken. Da sich die Größe des Wohnorts im Laufe des Lebens ändern kann, können sich auch die Bildungsgelegenheiten eines Kindes während der Schullaufbahn ändern.

Zu den infrastrukturellen Faktoren gehören auch die historischen Änderungen im Bildungswesen und in der wirtschaftlichen Situation. Diese werden im nächsten Abschnitt genauer beschrieben.

Die Entscheidungen über den weiteren Ausbildungsverlauf finden zu unterschiedlichen Zeiten im Leben des Kindes statt. Je weiter das Kind auf seinem Bildungsweg fortschreitet, desto größer wird der eigene Erfahrungsschatz und desto ausgeprägter werden die eigenen Interessen. Daher sollte sein eigener Anteil an den Ausbildungsentscheidungen im Laufe seines Bildungsweges größer werden. Dies kann beispielsweise dazu führen, daß die Eltern keinen Einfluß mehr auf den Studienerfolg ihres Kindes haben (Meulemann, 1990).

2.3 Bildungsexpansion, institutionelle und demographische Entwicklung

Die Bildungsentscheidungen fanden für die Personen der Geburtskohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51 zu verschiedenen historischen Zeitpunkten statt, so daß die Umstände der Entscheidungen beträchtliche Unterschiede aufwiesen. So war beispielsweise das Schulangebot in der Nachkriegszeit ungenügend. In den 1960er Jahren hat es sich besonders in ländlichen Gegenden stark verbessert. Die Dauer der Schulpflicht hat sich in dem betreffenden Zeitraum verlängert und einige institutionelle Regelungen im Bildungssystem wurden verändert. Das durchschnittliche Bildungsniveau erhöhte sich während dieses Zeitraums. Es gab auch Unterschiede in der Nachfrage nach Bildungsabschlüssen auf dem Arbeitsmarkt in den verschiedenen Kohorten. Diese Veränderungen gewinnen eine besondere Bedeutung im Kontext dieser Arbeit, wenn sich durch sie nicht nur die Verteilung der Bildungsabschlüsse verändert hat, sondern wenn zusätzlich der Mechanismus der intergenerationalen Vererbung der Bildungsabschlüsse betroffen war.

Eine Erleichterung beispielsweise des Wechsels auf eine weiterführende Schule kann dazu führen, daß sich die Unterschiede nach der sozialen Herkunft auf diese Entscheidung verringern. Die Zulassung späterer Wechsel des Schultyps wurde mit dem Argument durchgesetzt, daß dadurch auch Hauptschülern die Möglichkeit erhalten bleibt, später das Abitur zu machen. Wenn tatsächlich mehr Hauptschüler die Chance zum Besuch einer weiterführenden Schule ergreifen, sollten sich die Unterschiede nach der sozialen Herkunft verringern. Bei einem generellen Anstieg des Bildungsniveaus kann man ebenfalls eine Veränderung der Herkunftseffekte auf einzelne Bildungsentscheidungen erwarten, da zum Beispiel das Abitur seine Exklusivität verliert und für breitere Bevölkerungsschichten zur Normalität wird. Die Gründung neuer weiterführender Schulen bedeutet eine Erleichterung des Wechsels auf diese Schulen, weil sie einfacher erreichbar sind. Es ist anzunehmen, daß von diesen Erleichterungen bestimmte soziale Gruppen stärker profitieren als andere. Schließlich sind von den Entwicklungen auf dem Arbeitsmarkt verschiedene gesellschaftliche Gruppen in unterschiedlicher Weise betroffen. Mit der schwierigeren Lage kleiner Landwirte und kleiner Selbständiger gewannen für deren Kinder andere Berufs- und damit auch Bildungsperspektiven an Attraktivität.

Im folgenden werden drei Aspekte der Bildungschancen genauer beschrieben, die unabhängig von der Leistung des Kindes die Rahmenbedingungen für seine Schullaufbahn

gestaltet haben, und zwar für die drei Kohorten in unterschiedlicher Weise. Es handelt sich um die Bildungswünsche der Eltern, die institutionellen Regelungen im Bildungssystem und um das institutionelle Angebot in Relation zur demographischen Entwicklung. Damit kann das Bedingungsgefüge der Bildungsentscheidungen nicht vollständig abgebildet werden, aber es werden einige wichtige Komponenten der Entscheidungen beschrieben.

2.3.1 Bildungswünsche der Eltern für ihre Kinder

Die Überlegungen des letzten Abschnitts lassen vermuten, daß Eltern aus unterschiedlichen sozialen Gruppen unterschiedliche Bildungsziele für ihre Kinder anstrebten. Die alle zwei Jahre durchgeführten Befragungen des Instituts für Schulentwicklungsforschung bestätigen dies für die jüngste Vergangenheit. Die Tabelle 1 enthält von den Eltern selbst als realistisch eingeschätzte Schulabschlußwünsche für ihre Kinder aus den Jahren 1979 und 1993 (Rolff u.a., 1980; Rolff u.a., 1994). Zu beiden Zeitpunkten ist ein deutlicher Zusammenhang zwischen der Berufsgruppe bzw. dem Schulabschluß der Eltern und dem Schulabschlußwunsch für das Kind zu erkennen. So wünschten 44 Prozent (1979) bzw. 79 Prozent (1993) der Beamten, daß ihr Kind das Abitur macht. Bei der Befragung von 1979 betrug der entsprechende Anteil bei den Facharbeitern 13 Prozent und bei den an- und ungelerten Arbeitern 17 Prozent. Im Jahr 1993 wünschten 26 Prozent der Arbeiter, daß ihr Kind das Abitur macht. Für die Befragung 1993 resümieren die Autoren: „Kaum jemand wünscht für sein Kind einen niedrigeren Schulabschluß als den eigenen.“ (Rolff u.a., 1994, S. 20)

Tabelle 1: Schulabschlußwunsch für die Kinder nach Stellung im Beruf und Schulabschluß der Eltern

	Umfrage 1979					Umfrage 1993			
	Haupt- schule %	Lehre %	Real- schule %	Abitur %	N	Haupt- schule %	Real- schule %	Abitur %	N
<i>Schulabschlußwunsch nach Stellung im Beruf der Eltern</i>									
Selbständige	11	17	33	39	114	6	28	67	51
Qualifizierte und leitende Angestellte	6	13	29	53	274				
Ausführende Angestellte	13	20	42	25	199				
Angestellte						10	38	52	464
Beamte	6	11	39	44	96	0	21	79	42
An- und ungelernete Arbeiter	28	27	27	17	193				
Facharbeiter	15	32	40	13	134				
Arbeiter						25	50	26	159
<i>Schulabschlußwunsch nach Schulabschluß der Eltern</i>									
Hochschule	0	10	21	69	50				
Abitur	10	1	24	65	45	1	7	91	135
Mittlere Reife	6	8	27	59	161	6	42	52	270
Bis Hauptschule	18	25	36	20	771	23	48	29	343

Quelle: AFS-Umfrage 1979, IFS-Umfrage 1993 (Rolff u.a., 1980; Rolff u.a., 1994).

An anderer Stelle konstatieren Hansen und seine Mitarbeiter einen Orientierungswandel, nach dem sich die Eltern „bei Schulwahlentscheidungen offenbar vorzugsweise an einem Abschlußziel orientieren, das eine Stufe über dem jeweiligen eigenen Schulabschluß liegt“ (Hansen, Rösner & Weissbach, 1986, S. 71). Für die Geburtskohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51 sind keine vergleichbaren Untersuchungen bekannt. Doch es ist anzunehmen, daß die Schulabschlußwünsche der Eltern insgesamt zwar niedriger waren, aber in ähnlicher Weise mit ihrer Bildung und ihrer Stellung im Beruf zusammenhängen.

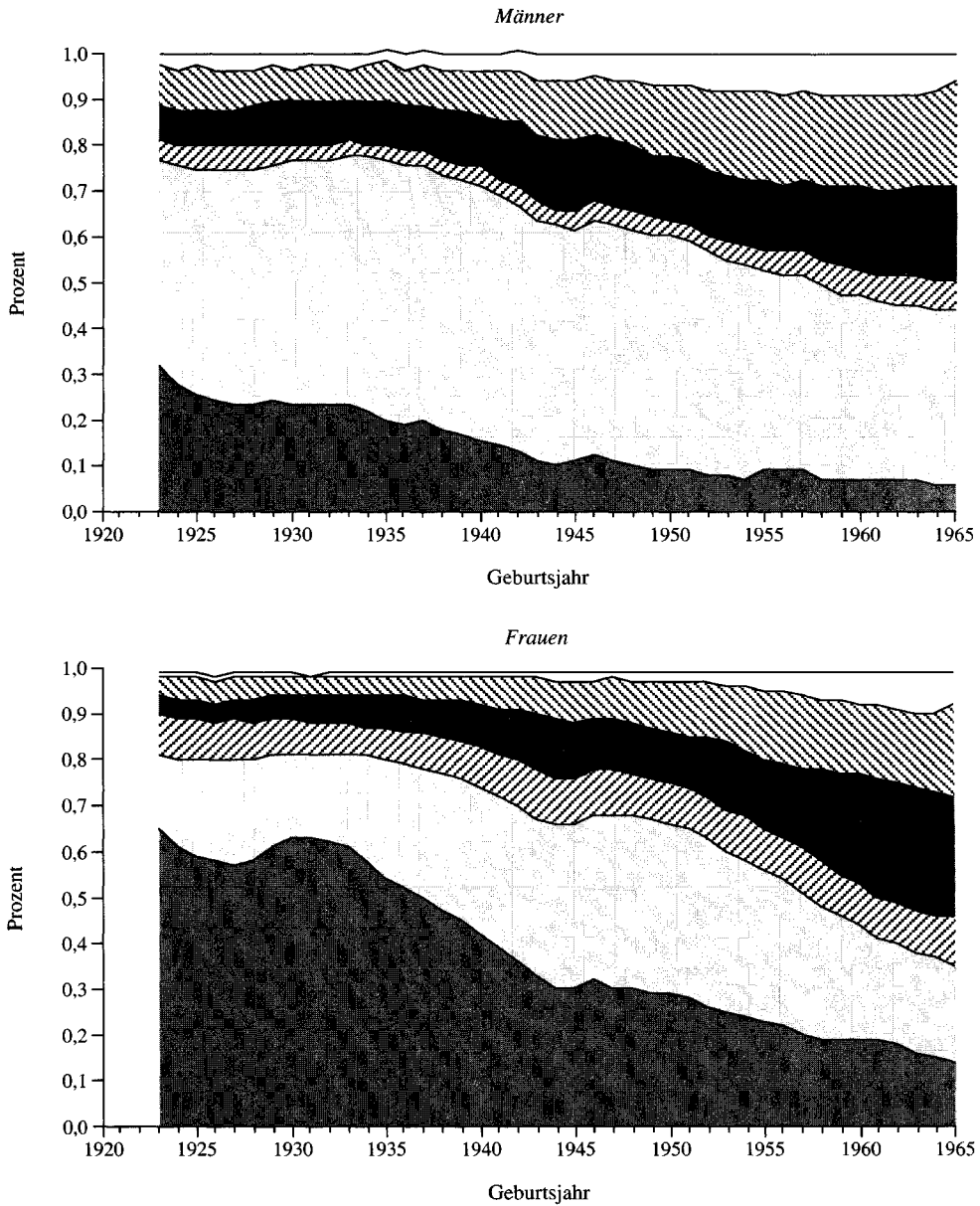
Der Vergleich zwischen den beiden Zeitpunkten zeigt eine Tendenz zu höheren Schulabschlußwünschen für die Kinder bei gleichem Schulabschluß der Eltern. Dies findet sich auch bei der Verteilung der realisierten Schulabschlüsse wieder. Die Tendenz zu höheren Bildungsabschlüssen läßt sich an der Bildungsverteilung der Bevölkerung der Bundesrepublik ablesen. Die Abbildung 1 zeigt für jedes Geburtsjahr zwischen 1923 und 1965 die prozentualen Anteile der verschiedenen allgemeinbildenden Schulabschlüsse, wobei zusätzlich die berufliche Ausbildung berücksichtigt wird. Bei den Männern erkennt man bei den ab der Mitte bzw. dem Ende der 1930er Jahre Geborenen eine relativ gleichmäßige Abnahme des Anteils von Männern mit höchstens Volksschulabschluß von 78 Prozent auf 46 Prozent. Im gleichen Zeitraum sank der Anteil der Volksschüler ohne Lehre von 37 Prozent auf 13 Prozent⁵. Die Zunahme des Anteils höherer Bildungsabschlüsse verteilte sich relativ gleichmäßig auf die mittlere Reife und das Abitur jeweils mit und ohne Lehre. Bei den zu Beginn der 1930er Jahre geborenen Männern war der Anteil der Abiturienten etwas geringer als in den früheren Jahrgängen. Nach einer deutlichen Zunahme des Abiturientenanteils bis zum Geburtsjahrgang 1955 stagnierte er bei etwa 27 Prozent⁶. Etwa drei Viertel der Männer mit mittlerer Reife eines Jahrgangs haben anschließend eine mindestens zweijährige Ausbildung abgeschlossen. Von den Abiturienten hat jeder dritte eines Jahrgangs eine solche Ausbildung gemacht.

Die Veränderungen der Bildungsbeteiligung bei den Frauen waren weitaus stärker als bei den Männern. So hat sich der Anteil der Frauen, die nur die Volksschule besuchten, zwischen dem Geburtsjahrgang 1923 und 1965 mehr als halbiert. Ähnlich wie bei den Männern war diese Tendenz bei den um 1945 Geborenen kurzzeitig unterbrochen und erreichte erst mit dem Jahrgang 1952 wieder das Niveau von 1944. Anschließend beschleunigte sich der Rückgang des Anteils von Volksschülerinnen, so daß seit dem Jahrgang 1956 dieser Anteil bei den Frauen unterhalb des entsprechenden Anteils bei den Männern lag. Eine starke Abnahme läßt sich auch bei dem Anteil der Volksschülerinnen ohne Ausbildung beobachten. Diese Tendenz war nur in den Geburtsjahrgängen 1928 bis 1932 unterbrochen. Der Anteil von Frauen mit mittlerer Reife war in den ältesten Geburtsjahrgängen mit 13 Prozent am niedrigsten. Vier Prozent der Frauen verfügten über eine mittlere Reife mit einer abgeschlossenen Ausbildung, 9 Prozent der Frauen hatten nur die mittlere Reife. Bis zu den um die Mitte der 1930er Jahre Geborenen zeigte sich keine

⁵ Die Unterbrechung dieses Trends bei den Geburtsjahrgängen nach 1945 wird von Hüfner und Naumann auf die Vollbeschäftigung zurückgeführt (Hüfner & Naumann, 1977, S. 218).

⁶ Hüfner und Naumann führen dieses vorübergehende Ende des Strukturwandels im allgemeinen Schulwesen auf Kapazitätsbeschränkungen im allgemeinen Schulwesen zurück. Da der vorangegangene verstärkte Übergang auf weiterführende Schulen die geburtenschwachen Kriegsjahrgänge betroffen hatte, hatte er weder räumlich noch personell zu Engpässen geführt. Dies änderte sich mit den stärkeren Geburtsjahrgängen, worauf die aufnehmenden Schulen – so vermuten Hüfner und Naumann – mit einer Anhebung der informellen Standards reagierten (Hüfner & Naumann, 1977, S. 218 ff.).

Abbildung 1: Bildungsabschlüsse nach dem Geburtsjahr



■ Volksschule ohne Lehre
□ Volksschule mit Lehre

▨ Mittlere Reife ohne Lehre
■ Mittlere Reife mit Lehre

▩ Abitur ohne Lehre
□ Abitur mit Lehre

Quelle: Volkszählung 1987. Es wird jeweils der höchste Bildungsabschluß berücksichtigt. „Abitur“ umfaßt die Hochschul- und die Fachhochschulreife. „Lehre“ bezeichnet eine mindestens 2jährige Ausbildung. Die vor 1923 geborenen Personen wurden vom Statistischen Bundesamt zur Kategorie „älter als 65“ zusammengefaßt.

starke Veränderung im Gesamtanteil der Frauen mit mittlerer Reife, aber dieser setzte sich nun zu gleichen Teilen aus Frauen mit und ohne Ausbildung zusammen. In den folgenden Geburtsjahrgängen nahm der Anteil der Frauen mit mittlerer Reife zu und erreichte knapp 40 Prozent in den jüngsten beobachteten Geburtsjahrgängen. Mit 4 Prozent stellten die Abiturientinnen in dem ältesten Geburtsjahrgang einen sehr kleinen Anteil dar, der sich auch bis zum Geburtsjahrgang 1928 mit 6 Prozent nicht sehr vergrößerte. Bei den in den 1930er Jahren geborenen Frauen nahm er erneut ab. Erst ab den Jahrgängen 1939/40 erreichte er wieder 6 Prozent und wuchs in den folgenden Jahrgängen deutlich. Der Anteil der Abiturientinnen ohne Ausbildung erreichte im Jahrgang 1965 19 Prozent aller Frauen, während der Anteil der Abiturientinnen mit einer Lehre auf 7 Prozent stieg.

Die Unterschiede der Bildungsverteilung der Geburtskohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51 lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Es fand eine Verschiebung hin zu den beiden höheren Bildungsabschlüssen statt.
- Zwischen den 1929–31 und 1939–41 Geborenen hat sich vor allem der Anteil mittlerer Bildungsabschlüsse erhöht, während zwischen den Kohorten 1939–41 und 1949–51 auch der Anteil der Abiturienten gestiegen ist.
- Der Anteil von Männern und Frauen mit einer Ausbildung ist zwischen den drei Kohorten deutlich gestiegen. Während dies bei den Männern relativ gleichmäßig geschah, waren die Veränderungen bei den Frauen weitaus drastischer, insbesondere wenn man die Kohorten 1929–31 und 1939–41 vergleicht.

Es lassen sich verschiedene Erklärungen für die höheren Schulabschlußwünsche und die tatsächlichen höheren Schulabschlüsse formulieren:

1. *Die finanzielle Situation der Familie:* Bei ihren als realistisch eingeschätzten Schulabschlußwünschen sollten die Eltern berücksichtigt haben, welche Schulbesuchsdauern ihrer Kinder sie zu finanzieren bereit und in der Lage waren. Der gestiegene Wohlstand, die Abschaffung des Schulgeldes (siehe unten S. 42) und die Einführung von Stipendien (siehe unten S. 43) haben dazu beigetragen, daß weitaus mehr Eltern als früher einen längeren Schulbesuch ihrer Kinder finanzieren konnten. Zusätzlich hat auch der Ausbau des Schulsystems (siehe unten S. 46) zu einer Verringerung der räumlichen Distanzen zu den Bildungseinrichtungen geführt, was die Kosten für den Besuch der weiterführenden Schulen ebenfalls gesenkt hat.
2. *Die Veränderung der Berufsstruktur:* Es ist anzunehmen, daß Eltern bei der Formulierung ihres Schulabschlußwunsches für ihre Kinder auch deren Chancen auf dem Arbeitsmarkt antizipierten. Mit der anhaltenden Schrumpfung des landwirtschaftlichen Sektors ist zum Beispiel ein Tätigkeitsbereich verschwunden, der traditionell eher geringe formelle Bildungsqualifikationen erfordert hat. Auf der anderen Seite expandierte der Dienstleistungssektor, insbesondere der öffentliche Dienstleistungssektor, seit dem Zweiten Weltkrieg. Da für den Berufseintritt in diesen Bereich vergleichsweise hohe Bildungsqualifikationen verlangt werden, sollten höhere Bildungsabschlüsse an Bedeutung gewonnen haben (Becker, 1993).
3. *Die Erwerbstätigkeit von Frauen:* Bereits im letzten Abschnitt wurde auf eine veränderte Haltung gegenüber der weiblichen Erwerbstätigkeit hingewiesen. In dem Maße, in dem die Ehe ihre Bedeutung als Versorgungsinstanz für Frauen verloren hat und in dem Frauen eine Erwerbstätigkeit als konstitutiven Teil ihres eigenen Lebens ansahen, sind die Ansprüche und Wünsche an die allgemeine und berufliche Bildung von Mädchen gestiegen (Faulstich-Wieland u.a., 1984).

4. *Bildungsdruck und Dequalifizierung*: In Zeiten, in denen der Arbeitsmarkt nicht genügend qualifizierte Stellen zur Verfügung stellt, kann es zu Verdrängungsprozessen auf dem Arbeitsmarkt kommen. Hochqualifizierte Arbeitskräfte weichen auf Arbeitsplätze aus, die unterhalb ihres Qualifikationsniveaus liegen. Damit verringern sich auch die Berufschancen der geringer qualifizierten Arbeitskräfte, da ihnen keine Möglichkeit zu beruflichen Aufstiegen bleibt. Für gleiche Chancen auf dem Arbeitsmarkt werden dann immer höhere Bildungsqualifikationen verlangt (Lutz, 1979b, 1983). Solche Verdrängungsprozesse fanden nicht nur in der jüngsten Zeit statt (Blossfeld, 1983), sondern auch früher, beispielsweise in den 1920er und 1930er Jahren (Zymek, 1989, S. 186 ff.).

Insbesondere die ersten drei Erklärungen treffen auch auf die Situation der um 1930, 1940 und 1950 Geborenen zu. Insgesamt kann man annehmen, daß die Bildungswünsche der Eltern für ihre Kinder auch bei gleicher Bildung und Stellung im Beruf der Eltern in den betrachteten Kohorten durchaus unterschiedlich waren. Dadurch kann sich bei einzelnen Übergängen im Bildungssystem, wie beispielsweise dem Wechsel auf eine weiterführende Schule, die soziale Selektivität verringert haben, während andere Entscheidungen stärker als zuvor von der sozialen Situation des Elternhauses bestimmt wurden.

2.3.2 Regelungen im Bildungssystem

Das Bildungssystem des Deutschen Reiches und der Bundesrepublik zeichnet sich durch eine sehr frühe Festlegung der Bildungslaufbahn aus. Nach der vierjährigen (in Berlin: sechsjährigen) Grundschule muß entschieden werden, auf welche der drei parallelen Schularten ein Kind gehen soll – auf die Volks- bzw. Hauptschule, die Mittel- bzw. Realschule oder die höhere Schule bzw. das Gymnasium⁷. Die drei Schularten unterscheiden sich hinsichtlich der Lehrpläne, des Fächerkanons und der Stundentafel. Hinter diesen Ausbildungsunterschieden steht eine Typologie von Begabungen und eine entsprechende Klassifikation von Berufsgruppen (Arbeitsgruppe Bildungsbericht, 1994, S. 181). Während der Besuch der Hauptschule eher auf praktische Tätigkeiten vorbereiten soll, zielt der Besuch des Gymnasiums auf eine Hochschulausbildung und die Übernahme gesellschaftlicher Führungspositionen. Spätere Wechsel zwischen den drei Schultypen sind nur eingeschränkt möglich. Damit liegt der Schulabschluß des Kindes bereits mit der Wahl der Schulart nach der Grundschule weitgehend fest und wird vornehmlich durch einen vorzeitigen Abgang von der Schule geändert. Die verschiedenen Wege der beruflichen Ausbildung oder des Studiums knüpfen jeweils an bestimmte allgemeinbildende Schulabschlüsse an. Die Absolventen des Sekundarbereichs I können eine Lehre im Betrieb machen, die durch theoretischen Unterricht in der Berufsschule ergänzt wird. Bis 1969 waren auch Anlernungen erlaubt. Diese boten ein- bis zweijährige Spezialisierungen, die

⁷ Seit den 1960er Jahren wird in einigen Ländern die Gesamtschule erprobt. Die hier untersuchten Geburtskohorten konnten dieses neue Schulangebot jedoch noch nicht nutzen.

nicht ohne weiteres zu einem vollen Berufsabschluß ergänzt werden konnten (Stratmann, 1982, 1991)⁸. Mit dem Abitur erwirbt man die Berechtigung zum Besuch einer Universität oder Fachhochschule. Die wichtigsten Entscheidungen über den Bildungsweg fallen daher in der Bundesrepublik, wenn das Kind

- etwa 10 Jahre alt ist (Wahl der weiterführenden Schule)⁹,
- etwa 15 Jahre alt ist (Entscheidung für oder gegen eine Berufsausbildung),
- etwa 19 Jahre alt ist (Entscheidung für oder gegen ein Studium).

In dem von den Geburtskohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51 umfaßten historischen Zeitraum hat es verschiedene Reformen des Bildungssystems gegeben, die einzelne Entscheidungen erleichterten oder die Tragweite einzelner Entscheidungen verringerten. Die meisten Unterschiede dieser Regelungen zwischen den Kohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51 sind allerdings quantitativ von geringer Bedeutung. Es werden nur kurz die wichtigsten Unterschiede genannt:

- Die Mittelschulen waren nicht in allen Teilen des Deutschen Reiches etabliert. Auch in der Bundesrepublik waren bis in die 1970er Jahre hinein große Unterschiede in ihrer Verbreitung zwischen den Bundesländern vorhanden, auch wenn 1955 im Düsseldorfer Abkommen das dreigliedrige Schulsystem als verbindliche Grundstruktur in allen Bundesländern vereinbart worden war. In Regionen mit geringer Mittelschuldichte besuchten Schüler häufig das Gymnasium, um es vorzeitig mit einem mittleren Abschluß zu verlassen. Es gab dann einen beträchtlich höheren Anteil von Schülern, die das Gymnasium nach der zehnten Klasse verließen (Arbeitsgruppe Bildungsbericht, 1990; Baumert, 1991). Die soziale Selektivität zwischen den Realschülern und den Gymnasiasten sollte daher in den jüngeren Kohorten eher zugenommen haben.
- Der Übergang auf weiterführende Schulen hing von einem Gutachten der Grundschule ab und dem Bestehen einer Aufnahmeprüfung. Für den Besuch einer weiterführenden Schule mußte Schulgeld bezahlt werden (Zymek, 1989, S. 202). Im Laufe der 1950er Jahre wurden die Aufnahmeverfahren an die weiterführenden Schulen gelockert und das Schulgeld abgeschafft. Die Abschaffung der obligatorischen Aufnahmeprüfung fand jedoch erst in den 1960er Jahren statt. Seitdem kommt dem Elternwunsch neben den Noten des Kindes und der Empfehlung der Grundschule eine noch größere Bedeutung zu (Hansen, Rösner & Weißbach, 1986). Die Zulassung von Förder- und Beobachtungsstufen im Hamburger Abkommen von 1964 betraf jedoch auch die jüngste der hier betrachteten Kohorten nicht mehr. Während die Abschaffung des Schulgelds zu einer Verringerung der sozialen Selektivität geführt haben sollte, kann man von der Abschaffung der Aufnahmeprüfung die entgegengesetzte Wirkung erwarten.
- In der Kohorte 1929–31 betrug die Schulpflicht acht Jahre. Seit dem Ende der 1950er Jahre gab es in verschiedenen Ländern ein freiwilliges neuntes Schuljahr an den

⁸ Traditionell eröffnete in Deutschland der „Zweite Bildungsweg“ Personen mit abgeschlossener Berufsausbildung höhere allgemeine und fachliche Bildungsabschlüsse. Da sich die folgenden Analysen jedoch nur auf die erste Phase im allgemeinbildenden Schulsystem und die erste Ausbildung beziehen, werden diese Bildungswege nicht berücksichtigt.

⁹ Vgl. Fußnote 2.

Volksschulen. Im Laufe der 1960er Jahre wurde es in den meisten Ländern zur Pflicht. Diese Annäherung zwischen Haupt- und Realschule in bezug auf die Dauer des Schulbesuchs setzte sich auch bei den Unterrichtsinhalten fort. Im Hamburger Abkommen von 1964 wurde die Hauptschule durch die verbindliche Einführung des neunten Schuljahrs und einer Fremdsprache aufgewertet. Ein zehntes Schuljahr wurde zugelassen. Auch bezüglich der Unterrichtsform näherte sich die Hauptschule den beiden anderen Schularten in dem Maße an, wie die ein- und zweiklassigen Schulen abgeschafft wurden. Es ist allerdings darauf hinzuweisen, daß vor allem in kleinen Gemeinden noch in der Mitte der 1960er Jahre in vielen Schulen mehrere Schülerjahrgänge in einer Klasse unterrichtet wurden (Projektgruppe Bildungsbericht, 1980, S. 322). Trotz aller Bemühungen wurde die vollständige Durchsetzung des Jahrgangsklassensystems in den Hauptschulen auch für die Kohorte 1949–51 noch nicht erreicht. Es spricht aber nicht viel dafür, daß die vorsichtige Annäherung zwischen Real- und Hauptschule auch zu einer Verringerung der sozialen Selektivität zwischen beiden Schularten geführt hat.

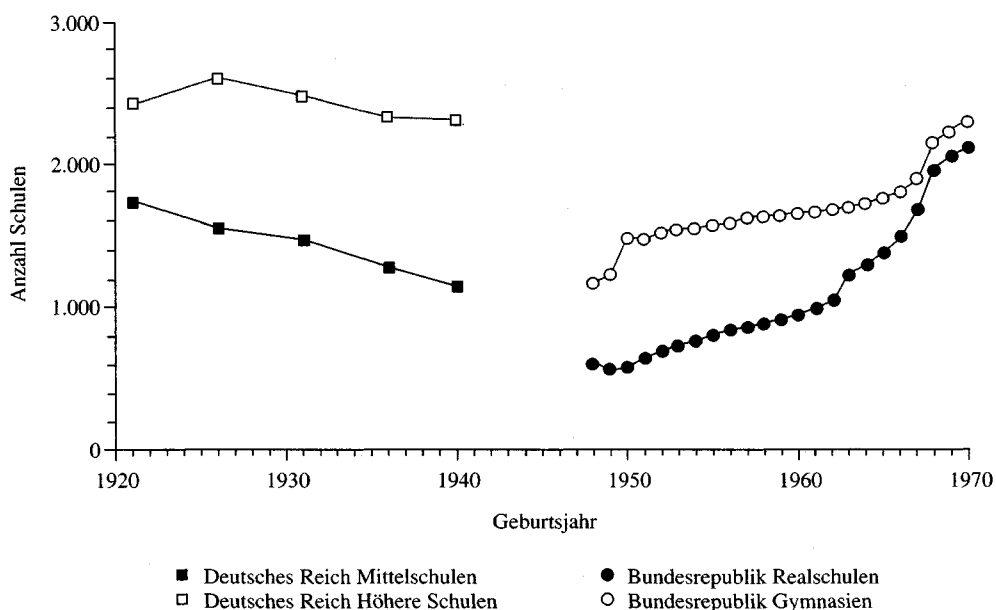
- Erst seit dem Jahr 1908 gab es in Preußen höhere Mädchenschulen, die die Hochschulreife verleihen durften (Zymek, 1989, S. 158). Obwohl die Zahl dieser Schulen zunahm, führten 1940 nur gut zwei Drittel aller höheren Mädchenschulen zur Hochschulreife, während bei den Jungen fast alle höheren Lehranstalten zu Vollanstalten ausgebaut waren (Müller & Zymek, 1987, S. 138). Man könnte daher bei den Mädchen eine geringere Selektivität zwischen Mittelschulen und höheren Schulen erwarten.
- Ende der 1960er Jahre wurde ein Teil der Höheren Fachschulen in Fachhochschulen überführt. Damit erhöhten sich die Zugangsvoraussetzungen für verschiedene Berufe, was manche Jugendliche von der Wahl dieses Berufs abgehalten, andere wiederum zu einem Studium verleitet haben könnte.

1957 wurde ein Studienförderungssystem nach dem sogenannten „Honnefer Modell“ eingeführt. Es wurde 1971 durch das Bundesausbildungsförderungsgesetz (BAföG) abgelöst. Dies erleichterte den Hochschulzugang für Kinder, deren Eltern nicht über genügend Geld verfügten, um ihnen ein Studium zu finanzieren. Die Studiengebühren, die schon in den 1950er und 1960er Jahren niedrig gewesen waren, wurden zu Beginn der 1970er Jahre abgeschafft (Arbeitsgruppe Bildungsbericht, 1994, Kap. 14.1). Die Aufnahme eines Studiums scheint für die 1949–51 Geborenen leichter gewesen zu sein als für die beiden älteren Kohorten. Allerdings wurde die jüngste Kohorte noch von der Einführung des Numerus clausus im Jahr 1970 betroffen. Dies bedeutete, daß die Zulassung zu bestimmten Studienfächern an die Abiturnote geknüpft wurde. Damit versuchten die Bildungspolitiker, die expandierenden Studentenströme zu steuern. Anfangs waren jedoch nur einige Fächer betroffen.

2.3.3 Demographische Entwicklung und Schulangebot

Neben den institutionellen Regelungen des Bildungssystems kann auch die demographische Entwicklung die Bildungschancen beeinflussen. Das Bildungs- und Ausbildungssystem kann sich den demographischen Schwankungen nur innerhalb gewisser Grenzen bzw. mit einer gewissen Verzögerung anpassen. So kann ein Rückgang der Jahrgangsstärken zu freien Schulkapazitäten führen, die einen Nachfragesog in die

Abbildung 2: Anzahl der Mittelschulen/Realschulen und höheren Schulen/Gymnasien im Deutschen Reich und im Bundesgebiet



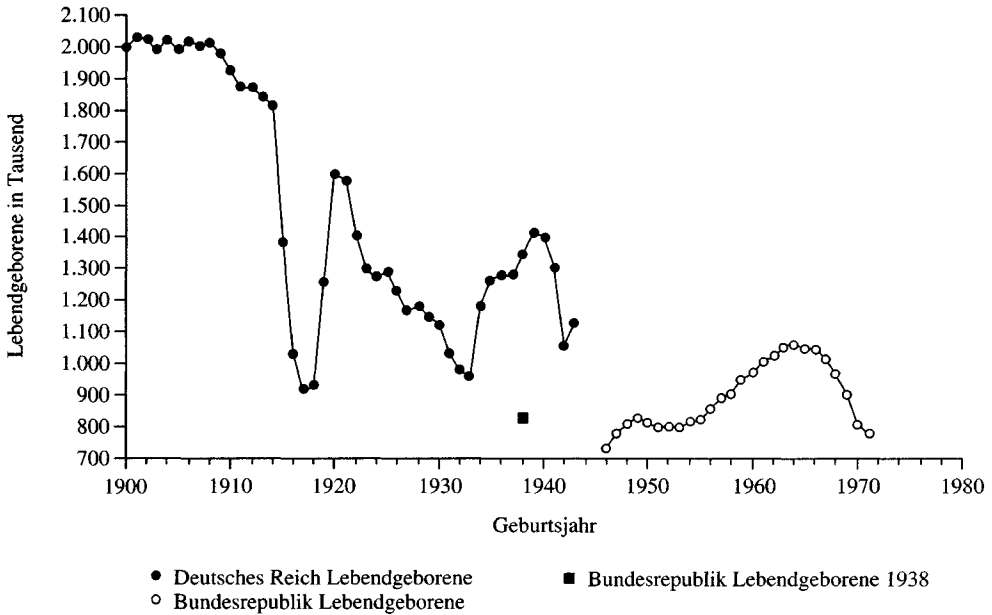
Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerung und Wirtschaft 1872–1972, S. 127; Müller und Zymek, 1987, S. 137. Bis 1943 beziehen sich die Angaben auf das Gebiet des Deutschen Reiches, ab 1945 beziehen sie sich auf das Gebiet der Bundesrepublik.

weiterführenden Schulen auslösen. Umgekehrt können in besonders starken Geburtsjahrgängen die Übergangsquoten an weiterführende Schulen wegen der Überfüllung der Schulen sinken, so daß die Konkurrenz besonders groß ist¹⁰. Dies gilt ebenfalls für die berufliche Ausbildung, wobei die Fähigkeit der Betriebe zur Ausweitung des Lehrstellenangebots oder zur Steigerung der Attraktivität der Lehrstellen zusätzlich von der wirtschaftlichen Entwicklung abhängt. Ein Beispiel dafür ist die „Berufsnot der Jugend“ (Schelsky, 1952) aufgrund fehlender Lehrstellen für die starken Jahrgänge, die zu Beginn der 1950er Jahre aus der Schule entlassen wurden. Das Schulangebot ist jedoch auch ein Ergebnis politischer Entscheidungen. Der Ausbau oder die Schrumpfung von Zweigen des Schulsystems kann als ein Instrument der politischen Steuerung eingesetzt werden mit dem Ziel, einen größeren oder kleineren Anteil eines Geburtsjahrgangs zu höheren Bildungsabschlüssen zu führen, oder mit dem Ziel einer stärkeren Förderung bestimmter Bevölkerungsgruppen, so beispielsweise von Landkindern. Insofern spiegelt die Zahl der weiterführenden Schulen (vgl. Abb. 2) nicht nur die Reaktion auf demographische Veränderungen, sondern auch die jeweiligen politischen Programme wider.

Hinsichtlich der Bevölkerungsentwicklung befinden sich die hier zu analysierenden Geburtskohorten in unterschiedlichen Situationen (vgl. Abb. 3). Seit dem Beginn der

¹⁰ Zu dieser Argumentation vgl. auch Hüfner und Naumann (1977).

Abbildung 3: Lebendgeborene im Deutschen Reich und im Bundesgebiet



Quelle: Statistisches Bundesamt, Bevölkerung und Wirtschaft 1872–1972.

1920er Jahre sank die Zahl der Geburten im Deutschen Reich, bis sie am Ende der Weltwirtschaftskrise im Jahr 1933 einen Tiefststand erreichte. Die Geburtsjahrgänge um 1940 herum waren dagegen die stärksten seit dem Ersten Weltkrieg. Nach den geburtenschwachen Jahrgängen am Ende des Zweiten Weltkriegs nahm die Zahl der Geburten zwischen 1946 und 1950 allmählich wieder zu. Ihre Zahl lag mit 16,2 je 1.000 Einwohner im Jahre 1950 jedoch unter der von 1930 (17,5) und der von 1940 (20,0).

Für die Wahl des Schultyps nach der Grundschule ist das Schulangebot im Alter von zehn Jahren relevant. Parallel zur Abnahme der Geburtenzahl in den 1920er Jahren fand auch eine Verringerung der Zahl der Gymnasien und Mittelschulen in den 1930er Jahren statt. Allerdings fiel diese Verringerung bei den höheren Schulen nur sehr gering aus, und auch bei den Mittelschulen war sie schwächer als der Rückgang der Geburtenzahl. Neben einer Anpassung an die Schülerzahl waren Umstrukturierungen im Schulbereich für die sinkende Zahl von Mittelschulen und höheren Schulen verantwortlich, und zwar die Eliminierung des Privatschulsektors und die Umwandlung von mittleren Schulen, die nach dem Lehrplan der höheren Schulen unterrichteten, in Zubringeschulen für höhere Schulen (Müller & Zymek, 1987, S. 136 f.). Insgesamt sollte das Schulangebot im Alter von 10 Jahren für die um 1930 Geborenen vergleichsweise günstig gewesen sein.

Weil sich die Angaben vor und nach dem Zweiten Weltkrieg auf unterschiedliche Territorien beziehen, ist ein Vergleich des Schulangebots für die Geburtsjahrgänge 1939–41 mit den Geburtsjahrgängen 1929–31 schwierig. Aufgrund der Zerstörungen des

Krieges kann man jedoch ausschließen, daß das Schulangebot im Jahr 1950 günstig war. Vielmehr scheint eine Verringerung des Schulangebots plausibel, was wegen der ungewöhnlichen Größe dieses Geburtsjahrgangs außergewöhnlich schlechte Bedingungen für die Wahl einer weiterführenden Schule vermuten läßt. Für dieses Argument sprechen auch besonders ungünstige Schüler/Lehrer-Relationen in diesem Jahrgang im Vergleich zu den beiden anderen interessierenden Kohorten. Sie betrug in Gymnasien 22 (1936: 16; 1960: 19) und an Realschulen 33 (1936: 23; 1960: 24)¹¹.

In den 1950er Jahren gab es eine große Zahl von Neugründungen insbesondere von Mittelschulen, aber auch von Gymnasien. Ein Teil der Neugründungen von Mittelschulen kann auf die Durchsetzung des dreigliedrigen Schulsystems in Süddeutschland zurückgeführt werden. Da es aber einen zusätzlichen Ausbau von weiterführenden Schulen gab, wurde für die im Vergleich zum Geburtsjahrgang 1940 kleinen Nachkriegsgeburtsjahrgänge wieder ein vergleichsweise günstiges Angebot an weiterführenden Schulen geschaffen.

Zusammenfassend läßt sich aus der Betrachtung der demographischen Entwicklung und des Schulangebots ableiten, daß für die Geburtskohorte 1939–41 das Angebot an weiterführenden Schulen vergleichsweise schlecht gewesen ist. Insofern sollte die Konkurrenz um Plätze in weiterführenden Schulen unter diesem Gesichtspunkt besonders groß gewesen sein.

2.3.4 Konsequenzen für die Modellbildung

Entscheidend für die Modellierung der Wahl der Schulart nach der Grundschule ist die Abgrenzung zwischen den Schultypen und die Revidierbarkeit getroffener Entscheidungen. Bezüglich beider Aspekte stellt man bei einer genaueren Betrachtung der Regelungen im Bildungssystem fest, daß sie nicht so strikt sind, wie die übliche Beschreibung des Bildungssystems suggeriert. Die Unterstellung einer Wahl zwischen Volksschule, Mittelschule und Gymnasium nach der Grundschule trifft nur mit Einschränkungen zu. Der Hauptgrund dafür ist das Fehlen der Mittelschule in manchen Regionen. Dies gilt für alle Kohorten, in der jüngsten in abgeschwächter Form. Bei der folgenden Modellierung der Schulwahl wird daher zunächst die Entscheidung zwischen der Volksschule und den weiterführenden Schulen analysiert. Diese Entscheidung fand in allen untersuchten Geburtskohorten unter ähnlichen institutionellen Bedingungen statt. Erst in einem zweiten Schritt wird die Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium modelliert. Bei der Interpretation dieser Ergebnisse muß dann berücksichtigt werden, daß die Mittelschule besonders in den beiden älteren Kohorten noch nicht flächendeckend verbreitet war.

Auch hinsichtlich der Trennung der Schularten kann man für den gesamten betrachteten Zeitraum Ausnahmen konstatieren. Bei den 1929–31 Geborenen war die Vereinheitlichung des Schulwesens noch nicht vollendet. Daher waren andere Wechsel möglich als bei einer strengen Dreigliedrigkeit. Die 1949–51 Geborenen konnten bereits von Reformen profitieren, die den Übergang nach der zehnten Klasse von der Realschule zum

¹¹ Quelle: Statistisches Bundesamt: Bevölkerung und Wirtschaft 1872–1971.

Gymnasium erleichterten. Es hat in dem gesamten relevanten Zeitraum Aufbauformen von Gymnasien und Mittelschulen gegeben, auf die Schüler nach der sechsten oder der siebten Klasse oder sogar erst nach zehn Schuljahren wechseln konnten.

Die Abgrenzung der Schultypen ist bei näherem Hinsehen nicht so rigide gewesen, wie man zunächst vermutet. Um die Problematik für die Modelle und ihre Interpretation abschätzen zu können, braucht man Angaben darüber, in welchem Ausmaß Mittelschulen fehlten und in welchem Ausmaß Wechsel zwischen den Schularten vorkamen. In der benutzten Stichprobe wechselten 85 der 1.613 Personen, die nach der Grundschulzeit in der Volksschule verblieben waren, später auf eine weiterführende Schule (siehe Abschnitt 2.4.4.2). Die Möglichkeiten späterer Wechsel wurden demnach nur von einem relativ kleinen Teil der Volksschüler wahrgenommen. Dies bestätigt letztlich die angenommene Bedeutung der Schulwahl nach der Grundschule.

2.3.5 Hypothesen zum Wandel des Herkunftseinflusses zwischen den Kohorten

Im letzten Abschnitt wurden verschiedene Erklärungen für die unterschiedlichen Bildungsentscheidungen zwischen den drei Kohorten formuliert. Diese Überlegungen werden im folgenden aufgegriffen, erweitert und ergänzt im Hinblick auf die *Veränderung* des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und der Bildungslaufbahn.

1. Beck beschreibt die vergangenen Jahrzehnte als einen Prozeß zunehmender Individualisierung von Lebenswegen (Beck, 1983). Diese Individualisierung wird unter anderem als Folge des zunehmenden Wohlstands und der Bildungsexpansion angesehen. Ein großer Teil der Bevölkerung, insbesondere auch die unteren sozialen Gruppen, konnte den Kindern den Erwerb höherer Bildungsabschlüsse ermöglichen. Dies bedeutet jedoch nicht, daß jetzt alle Kinder die gleichen Bildungschancen hätten. Dadurch, daß die besonders Benachteiligten größere Chancen bekommen als früher, verringert sich nur die Diskrepanz zwischen den extremen Bevölkerungsteilen. Gleichzeitig können Kinder aus höheren sozialen Gruppen ihrerseits zunehmend höhere Bildungsabschlüsse realisieren.

Begleitet wird diese Entwicklung von einer Aushöhlung traditioneller subkultureller Differenzierungen. Durch den größeren Konsum, aber auch durch die größere soziale und geographische Mobilität sowie die Verstärkung löst sich die Einbindung der Menschen in alltags- und lebensweltlich identifizierbare Klassenstrukturen.

Insgesamt kann man aus diesen Überlegungen einen Rückgang der Bedeutung der sozialen Herkunft für den gesamten Bildungsweg prognostizieren – einerseits wegen der Anhebung des materiellen Lebensstandards, andererseits wegen einer Abschwächung der schichtspezifischen Bildungsnormen.

2. Nach dem Humankapitalansatz werden Ausbildungen aufgrund von Rentabilitätsüberlegungen gestaltet. Eine Orientierungsgröße ist dabei das zur Verfügung stehende Investitionskapital. Jede längere Ausbildung benötigt eine entsprechende ökonomische Basis. Je schlechter die ökonomische Situation einer Familie ist, desto stärker machen sich die Kosten einer längeren Ausbildung bemerkbar. Subjektiv scheinen sie um so größer, je schmaler die finanzielle Basis ist. Mit dem steigenden Wohlstand und der finanziellen Unterstützung für Studenten sollten die Ausbildungskosten eine immer niedrigere Bildungsbarriere dargestellt haben.

Der Strukturwandel der Wirtschaft hat die Bedeutung von Bildung für den beruflichen Erfolg vergrößert. In vielen Berufen fand eine Verlagerung hin zu qualifizierten technischen Tätigkeiten statt. Im Dienstleistungsbereich wurden viele neue Arbeitsplätze geschaffen, die relativ hohe Qualifikationsanforderungen stellten. Über die betrachteten Kohorten wuchs daher der Teil der Bevölkerung, für den höhere Bildungsabschlüsse notwendig für den Statuserhalt waren. Dies bedeutet, daß es bei einzelnen Bildungsabschlüssen Angleichungen im erwarteten Nutzen zwischen verschiedenen sozialen Gruppen gab.

Beide Aspekte lassen einen Rückgang der Wirkung der sozialen Herkunft auf die Bildungslaufbahn der 1939–41 und besonders der 1949–51 Geborenen vermuten.

3. Die Theorie Bourdieus besagt, daß der Rückgang der Bedeutung der finanziellen Ressourcen durch eine zunehmende Bedeutung des kulturellen Kapitals kompensiert wird (Bourdieu & Passeron, 1971). Das Ausmaß der Herkunftseinflüsse auf die Bildungsabschlüsse ändert sich demnach nicht. Es findet jedoch eine Verlagerung weg von den finanziellen Ressourcen hin zu den kulturellen und sozialen Ressourcen statt.
4. Die Institutionen des Bildungswesens geben den Rahmen vor, innerhalb dessen die Schullaufbahn des Kindes gestaltet werden kann. Institutionelle Öffnungen können beispielsweise endgültige Entscheidungen verschieben und dadurch breiteren Schülergruppen eine höhere Bildung anbieten. Institutionelle Einschränkungen können Entscheidungen zu einem frühen Zeitpunkt erzwingen, die kaum noch revidierbar sind. Für alle drei betrachteten Kohorten kann man feststellen, daß der spätere Wechsel zu einer weiterführenden Schule im Rahmen des allgemeinbildenden Schulwesens stark eingeschränkt war¹². Der Wechsel von der Mittelschule zum Gymnasium war zeitweise mehr, zeitweise weniger beschränkt, wobei es immer regionale Unterschiede gab. Wenn man sich frühzeitig für einen hohen Bildungsabschluß festlegen muß, dann werden Kinder aus bildungsfernen Schichten eher von solchen Abschlüssen abgehalten.

In den 1960er Jahren wurde der Übergang von der Realschule auf das Gymnasium erleichtert. Insoweit konnten manche Kinder, die auf eine weiterführende Schule gingen, die Entscheidung für das Abitur relativ spät in der Bildungslaufbahn treffen. Man kann daher annehmen, daß in der jüngsten Kohorte die soziale Selektivität der höheren Bildungsabschlüsse aufgrund der institutionellen Bedingungen abgenommen hat.

Andererseits war das dreigliedrige Schulsystem besonders zur Zeit des Schulbesuchs der ältesten Kohorte noch nicht vollständig durchgesetzt, weshalb die Grenze zwischen verkürzten höheren Schulen und Mittelschulen fließend war. Daher würde man insgesamt annehmen, daß es in der Kohorte 1939–41 am schwierigsten war, die Entscheidung über das Abitur hinauszuzögern. Aufgrund der obigen Überlegungen kann daher in diesen Kohorten ein besonders starker Einfluß der sozialen Herkunft erwartet werden.

¹² Über den Zweiten Bildungsweg war es allerdings möglich, im Anschluß an eine Berufsausbildung allgemeinbildende Schulabschlüsse nachzuholen.

5. Die weiteren Thesen beziehen sich auf einzelne Abschnitte der Bildungslaufbahn. Es ist bereits mehrfach gezeigt worden, daß der Einfluß der sozialen Herkunft um so schwächer wird, je weiter man in der (Aus-)Bildungslaufbahn fortgeschritten ist (Blossfeld, 1993; Müller & Haun, 1994). Dafür spricht neben der zunehmenden Homogenität der Schüler auch die verstärkte Mitsprache des Kindes bei den Bildungsentscheidungen.
6. Mit dem Ausbau des Schulsystems besonders in ländlichen Gebieten sollte der Wechsel auf eine weiterführende Schule erleichtert worden sein, da beispielsweise zusätzliche Kosten für eine auswärtige Unterbringung des Kindes nicht mehr anfielen. Man würde daher einen Rückgang der Selektivität der sozialen Herkunft, insbesondere der finanziellen Ressourcen, auf die Wahl des Schultyps nach der Grundschule erwarten, sowohl was den Wechsel auf eine weiterführende Schule als auch was die Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium betrifft.
7. Aus der Schilderung in Abschnitt 2.3 ging hervor, daß das Gymnasium und die Mittelschule nicht immer klar voneinander abgegrenzt waren. Die Wahl des Schultyps kann daher nur mit Einschränkung als Manifestation eines Bildungsziels angesehen werden. Das Ausmaß, in dem es zu einer Überschneidung von Mittelschule und Gymnasium kam, läßt sich durch die Anzahl von Personen abschätzen, die auf eine Mittelschule gewechselt waren und später das Abitur machten, und die Zahl der Gymnasiasten, die das allgemeinbildende Schulsystem mit der mittleren Reife oder einem vergleichbaren Abschluß verließen. Tabelle 2 enthält die entsprechenden Angaben für den verwendeten Datensatz. Die Funktion der Mittelschule als Zubringer für das Gymnasium war angesichts dieser Zahlen begrenzt. Der vergleichsweise große Anteil von Männern in der Kohorte 1949–51, die von der Mittelschule zum Gymnasium wechselten, kann eine Folge der institutionellen Öffnung gewesen sein. Die Mittelschulfunktion des Gymnasiums scheint dagegen ein weitaus größeres Ausmaß gehabt zu haben. Es läßt sich an diesen Zahlen jedoch nicht ablesen, wie groß der Anteil an Schülern ist, der bereits beim Eintritt in das Gymnasium nur einen Schulbesuch bis zur zehnten Klasse plante. Man kann nur festhalten: Der Besuch der Mittelschule führte nur in wenigen Fällen zu dem Besuch eines Gymnasiums. Das Gymnasium übernahm jedoch in hohem

Tabelle 2: Anteil von Personen, deren Schulabschluß nicht der gewählten Schulart entspricht an allen Personen, die diesen Schultyp gewählt haben (in Klammern: Prozent an allen Befragten der Kohorte in diesem Schultyp)

Kohorte	Männer		Frauen	
	Mittelschule und Abitur	Gymnasium ohne Abitur	Mittelschule und Abitur	Gymnasium ohne Abitur
1929–31	2/39 (5,13 %)	12/45 (26,67 %)	2/35 (5,71 %)	17/42 (40,48 %)
1939–41	0/39 (0,00 %)	18/46 (39,13 %)	3/33 (9,09 %)	18/40 (45,00 %)
1949–51	6/64 (8,38 %)	15/71 (21,13 %)	2/46 (4,35 %)	18/52 (34,61 %)

Maße die Mittelschulfunktion. Das bedeutet, daß das Gymnasium sozial offener ist, als es bei einer strengen Dreigliedrigkeit der Fall wäre. Das sollte sich zunächst in der Wahl der weiterführenden Schule äußern. Der Zugang zum Gymnasium muß sozial selektiver sein, wenn es alternativ eine Mittelschule am Ort gibt. Es äußert sich aber auch im Abbruch der Gymnasiallaufbahn. Man kann erwarten, daß der vorzeitige Abbruch sozial selektiver erfolgt, wenn es keine Mittelschule am Ort gab. Wegen des Schulausbaus sollte die Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium in der Kohorte 1949–51 selektiver und der Abbruch des Gymnasiums offener sein im Vergleich zu den früheren Kohorten.

8. Die Aufnahme einer Berufsausbildung nach Abschluß der Volksschule oder der mittleren Reife war für die Kohorte 1929–31 hoch selektiv. Die „Berufsnot“ nach dem Krieg verhinderte ein ausreichendes Angebot an Ausbildungsstellen. In Anbetracht der allgemeinen Lebensumstände trat die Bedeutung einer Berufsausbildung hinter der Organisation des Lebensnotwendigen zurück. Als sich die 1939–41 Geborenen für oder gegen eine Ausbildung entschieden, herrschte bereits ein Mangel an Facharbeitern bei gleichzeitiger ökonomischer Konsolidierung. Die Selektivität beim Zugang zur beruflichen Ausbildung sollte daher in der ältesten Kohorte am größten gewesen sein.

Dies kann für Frauen in stärkerem Maße gelten als für Männer. Für eine besonders starke soziale Selektivität der Berufsausbildung von Frauen in der ältesten Kohorte spricht die Beobachtung, daß Frauen der ältesten Kohorte in besonders starkem Maße auf eine Lehre verzichtet haben (vgl. Abb. 1). Zusätzlich begann während des interessierenden Zeitraums eine Wandlung der Bedeutung des Berufs für Frauen. Er verlor allmählich den Charakter der „Notfallsicherung“ (Tölke, 1989). Der Abschluß einer Berufsausbildung gewann daher zunehmend den Charakter von Normalität, so daß sich die Herkunftseinflüsse den für die Männer beobachteten Zusammenhängen angepaßt haben sollten.

9. Bei den Untersuchungen jüngerer Studienberechtigter findet sich kein genereller Zusammenhang zwischen der Studienaufnahme und der Bildungsherkunft (Lewin & Schacher, 1982). Dies steht in Einklang mit der Beobachtung, daß der Einfluß der sozialen Herkunft bei späteren Übergängen im Bildungssystem immer kleiner wird. Aufgrund der schwierigen Lebensumstände in der Nachkriegszeit und der damaligen geringen Aufnahmekapazität der Hochschulen könnte man jedoch wieder in der Kohorte 1929–31 außergewöhnlich große Einflüsse der sozialen Herkunft vermuten.

Daneben gibt es eine andere Überlegung, die zu der Annahme einer zunehmenden sozialen Selektivität bei der Aufnahme eines Studiums führt. Sie beruht auf der Vorstellung, daß die soziale Öffnung eines Übergangs im Bildungssystem eine soziale Schließung des nächst höheren Übergangs zur Folge hat. Wenn in den jüngeren Geburtskohorten die mittlere Reife und in zunehmendem Maße auch das Abitur weniger sozial selektiv sind, könnte sich demzufolge die Selektivität beim Übergang zur Universität in den jüngeren Geburtskohorten verstärkt haben.

Abschließend seien die Hypothesen über die Änderung der Herkunftseinflüsse auf die Bildungslaufbahn noch einmal zusammengefaßt. Über den generellen Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Schulabschluß wurden folgende Hypothesen formuliert: Aufgrund des steigenden Wohlstands sollte die Bedeutung der finanziellen

Ressourcen in der Kohorte 1949–51 schwächer sein als in den älteren Kohorten. Aus der Individualisierungstheorie und Überlegungen zum Schulausbau würde sogar eine generelle Abschwächung des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und dem Schulabschluß folgen. Folgt man dagegen der Theorie Bourdieus, dann erwartet man ausgleichend zu der Abnahme der Bedeutung der finanziellen Ressourcen eine Zunahme der Bedeutung kultureller und sozialer Ressourcen in der jüngsten Kohorte.

Daneben wurden aus den institutionellen Veränderungen des Bildungssystems Hypothesen über einzelne Abschnitte der Bildungslaufbahn formuliert. Das Abitur sollte für die Kohorte 1939–41 stärker durch die soziale Herkunft bestimmt sein als in den beiden anderen Kohorten, weil die Personen aus dieser Kohorte die geringsten Möglichkeiten für eine Revision ihrer Bildungsentscheidungen hatten. Der Ausbau der Realschule in den 1960er Jahren sollte die Selektivität zwischen der Realschule und dem Gymnasium erhöht haben. Dies betrifft die jüngste Kohorte. Da jedoch gleichzeitig auch neue Gymnasien auf dem Lande errichtet wurden, sollte der Übergang auf eine weiterführende Schule, egal ob auf die Realschule oder das Gymnasium, für die Bevölkerung in ländlichen Gebieten erleichtert worden sein. Der Wechsel auf eine weiterführende Schule sollte daher in der jüngsten Kohorte weniger stark als in den älteren Kohorten von der sozialen Herkunft abhängen.

2.4 Empirische Analysen der Bildungsverläufe

2.4.1 Wie mißt man Bildung? Die Beschreibung zweier Modelle

Zunächst geht es in diesem Abschnitt um die Spezifikation der zentralen Variablen dieses Kapitels, der Bildung. Sie wird in den Modellen einerseits als Maß für das kulturelle Kapital der Eltern benutzt. Daneben wird die Bildung auch als abhängige Variable verwendet. Die Diskussion über die geeignete Spezifikation der Bildung führt auf zwei unterschiedliche Modelle. Diese werden formuliert und ihre speziellen Probleme und ihr Verhältnis zueinander diskutiert. Sowohl für die Eltern als auch für das Kind soll die schulische und die berufliche Bildung berücksichtigt werden. Eine Zusammenfassung beider Bildungsanteile unterstellt für die Eltern, daß ihre allgemeine Bildung die Bildung ihres Kindes in der gleichen Weise beeinflusst wie ihre berufliche Bildung. Für das Kind impliziert die kombinierte Messung von allgemeiner und beruflicher Bildung, daß seine berufliche Bildung von der sozialen Herkunft in gleicher Weise beeinflusst wird wie seine schulische.

Trommer-Krug referiert Ergebnisse, nach denen die berufliche Bildung des Vaters die Schulwahl des Kindes bestimmt, wenn er eine niedrige Schulbildung hat. Im Falle einer hohen Schulbildung spielt seine berufliche Bildung dagegen keine Rolle; er schickt sein Kind unabhängig davon auf das Gymnasium (Trommer-Krug, 1980). Für eine getrennte Verwendung von beruflicher und allgemeiner Bildung spricht auch das praktische Problem der Vergleichbarkeit der Abschlüsse. Bedeutet beispielsweise ein Hauptschulabschluß mit Berufsausbildung „mehr Bildung“ als die mittlere Reife? Sachlich ist zwischen beiden Ausbildungstypen keine klare Trennung möglich (Hüfner & Naumann, 1977). Alle Lerninhalte tragen zur allgemeinen Bildung bei, und alle Bildungsinstitutionen behaupten, daß ihr Abschluß einen Wert auf dem Arbeitsmarkt hat.

Diese Überlegung spricht dafür, Schulabschlüsse nach den beruflichen Chancen zu codieren, die sie eröffnen. Ein solcher Versuch führt auf die Skala der für die Bildungsabschlüsse erforderlichen Jahre¹³:

7	Kein Schulabschluß oder Sonderschule
8 oder 9	Hauptschulabschluß ohne Ausbildung
10	Mittlere Reife ohne Ausbildung
11	Hauptschule mit Ausbildung
12	Mittlere Reife mit Ausbildung
13	Fachhochschulreife oder Abitur
15	Meister oder Techniker Ausbildung
17	Fachhochschule
19	Universität.

Diese Skala ist ebenso verbreitet wie umstritten. Müller plädiert für eine differenziertere Berücksichtigung der beruflichen Ausbildung (Müller, 1979, S. 185). Die Forderung beruht auf der Beobachtung, daß kaufmännische Lehren weitaus günstigere Berufsperspektiven eröffnen als gewerbliche Lehren. Darüber hinaus empfiehlt Müller, die berufliche Ausbildung getrennt von der allgemeinen Bildung zu erheben.

Für eine Verwendung der dargestellten Skala spricht ihr Zusammenhang mit dem Einkommen. Die lineare und eine nichtlineare Operationalisierung des Einflusses der erforderlichen Bildungsjahre haben eine gleich große Erklärungskraft für das Einkommen (Helberger, 1988). Dies spricht für die Verwendung der angegebenen Skala beispielsweise für die Messung der abhängigen und unabhängigen Variablen in einer linearen Regression. Allerdings weist Helberger auf die unterschiedlichen Einkommenschancen von kaufmännischen und gewerblichen Lehren hin.

Trotz dieser Feststellung kann man sich fragen, welchen Fehler man in einer linearen Regression macht, wenn der Einfluß der Bildung nichtlinear ist. Dies ist der Fall, wenn beispielsweise das zwölfte Bildungsjahr das Einkommen oder den Status in geringerem Maße erhöht als das neunte Bildungsjahr. Für den Zusammenhang zwischen der Bildung und dem Status gelte $IE(y | x) = g(x\alpha)$ mit Skalaren x und y , wobei y den Bildungsabschluß und x den Status bezeichnet. In einer linearen Regression nimmt man an, daß g gerade die Identität ist. Ist g zum Beispiel der Logarithmus, dann sinkt mit jeder zusätzlichen Status-einheit der Zuwachs an erwarteter Bildung. Erhöht sich x um eine Einheit, dann beträgt die erwartete Änderung in y

$$IE \frac{\partial}{\partial x} IE(y | x) = IE \alpha g'(x\alpha) = \alpha IE g'(x\alpha).$$

¹³ Es werden die ersten schulischen und beruflichen Ausbildungsabschlüsse verwendet. Entgegen dieser Regel wird der Wert 19 nicht nur bei Abschluß eines Studiums, sondern schon bei der Aufnahme eines Studiums an einer (Fach-)Hochschule angenommen. Dies geschieht, weil sich in der jüngsten Kohorte zum Befragungszeitpunkt noch viele Personen im Studium befanden. Für diese Personen würde sonst das Abitur als höchster Bildungsabschluß verwendet.

Wenn g die Identität ist, beträgt die Änderung gerade α . Wenn g nicht die Identität ist, schätzt ein lineares Regressionsmodell den mittleren erwarteten Zuwachs in y je Einheit von x . Die erwartete Änderung hängt von der Verteilung der x ab, die der Schätzung zugrunde liegt. Daneben liegt es an der Krümmung von g , wie sehr die beobachteten Zusammenhänge von den erwarteten Zusammenhängen abweichen. Wenn daher irrtümlich ein linearer Zusammenhang zwischen Bildung und Status oder Bildung und Einkommen unterstellt wird, wird die Schätzung des Einflusses ungenauer. Unterschiede beispielsweise zwischen Kohorten können dadurch verwischt werden.

Eine andere Möglichkeit der Codierung der Bildungsabschlüsse liegt in der Dauer der tatsächlich im Bildungssystem verbrachten Zeit. In der Abbildung 4 werden die Verteilungen der in der Lebensverlaufsstudie beobachteten Bildungsdauern den für die erworbenen Bildungsabschlüsse erforderlichen Dauern gegenübergestellt. Diese Gegenüberstellung beschränkt sich auf allgemeinbildende Abschlüsse¹⁴.

Die im Bildungssystem verbrachte Zeit liegt im Mittel über der für den Bildungsabschluß erforderlichen Zeit. Die Personen ohne Schulabschluß oder mit Sonderschulabschluß, deren Bildungsabschlüsse mit 7 codiert werden, verbrachten tatsächlich meist acht Jahre im Bildungssystem. Für die mit 8 codierten Abschlüsse der Hauptschulabsolventen ohne Ausbildung brauchten die Personen im Mittel 8,3 Jahre. Für die mittlere Reife wurden im Mittel 10,6 Jahre und für das Abitur 13,5 Jahre benötigt. Dagegen wurde die Fachhochschulreife im Mittel in 10,5 Jahren erlangt¹⁵. Im Einzelfall werden aber auch bei allen Bildungsabschlüssen die erforderlichen Bildungsdauern erheblich unterschritten.

Die Codierung des Volksschulabschlusses mit acht Jahren unterschätzt die mittlere tatsächliche Dauer deutlich. In der Abfolge der Kohorten steigt der Anteil an Personen, die einen Schulabschluß nach neun Jahren machen. Dies kann auf die Verlängerung der Schulpflicht in einzelnen Bundesländern zurückgeführt werden. Allerdings erscheint es wegen der Streuung der beobachteten Dauern nicht sinnvoll, den Volksschulabschluß mit neun Jahren zu codieren. Der Schulabschluß nach acht Jahren ist in allen Kohorten der häufigste Zeitpunkt eines Abschlusses. Höchstens die Hälfte der Personen, die die mittlere Reife machen, tun dies nach genau zehn Jahren, und bei dem Abitur ist der Anteil der „pünktlichen“ Absolventen noch kleiner. Trotz dieser Unterschiede kann die Abbildung 4 als Argument für die Benutzung der Bildungsdauern entsprechend der Skala auf S. 52 interpretiert werden. Die beobachteten Abweichungen von dieser Skala beruhen auf den großen Streuungen der tatsächlichen Dauern. Zur Veranschaulichung der starken Schwankungen sind die Maxima und die Minima der beobachteten Bildungsdauern in Tabelle 3 für jeden Abschluß angegeben. Besonders in der Kohorte 1929–31 wird die erforderliche Schulbesuchsdauer teilweise erheblich unterschritten. Da die betroffenen Personen zumeist während des Zweiten Weltkrieges oder in der Nachkriegszeit die Schule verließen, haben sie möglicherweise von großzügigen Ausnahmeregelungen profitiert. In der Kohorte 1949–51 erlangten viele Personen die mittlere Reife nach nur neun Jahren, was durch die Kurzschuljahre möglich war. Bei solchen historisch begründeten Verkürzungen

¹⁴ Für die Fachhochschulreife wurden zwölf erforderliche Bildungsjahre angenommen.

¹⁵ Nur fünf Personen in den betrachteten Kohorten verließen das allgemeinbildende Schulsystem mit einer Fachhochschulreife.

Abbildung 4: Beobachtete und hypothetische Bildungsdauern

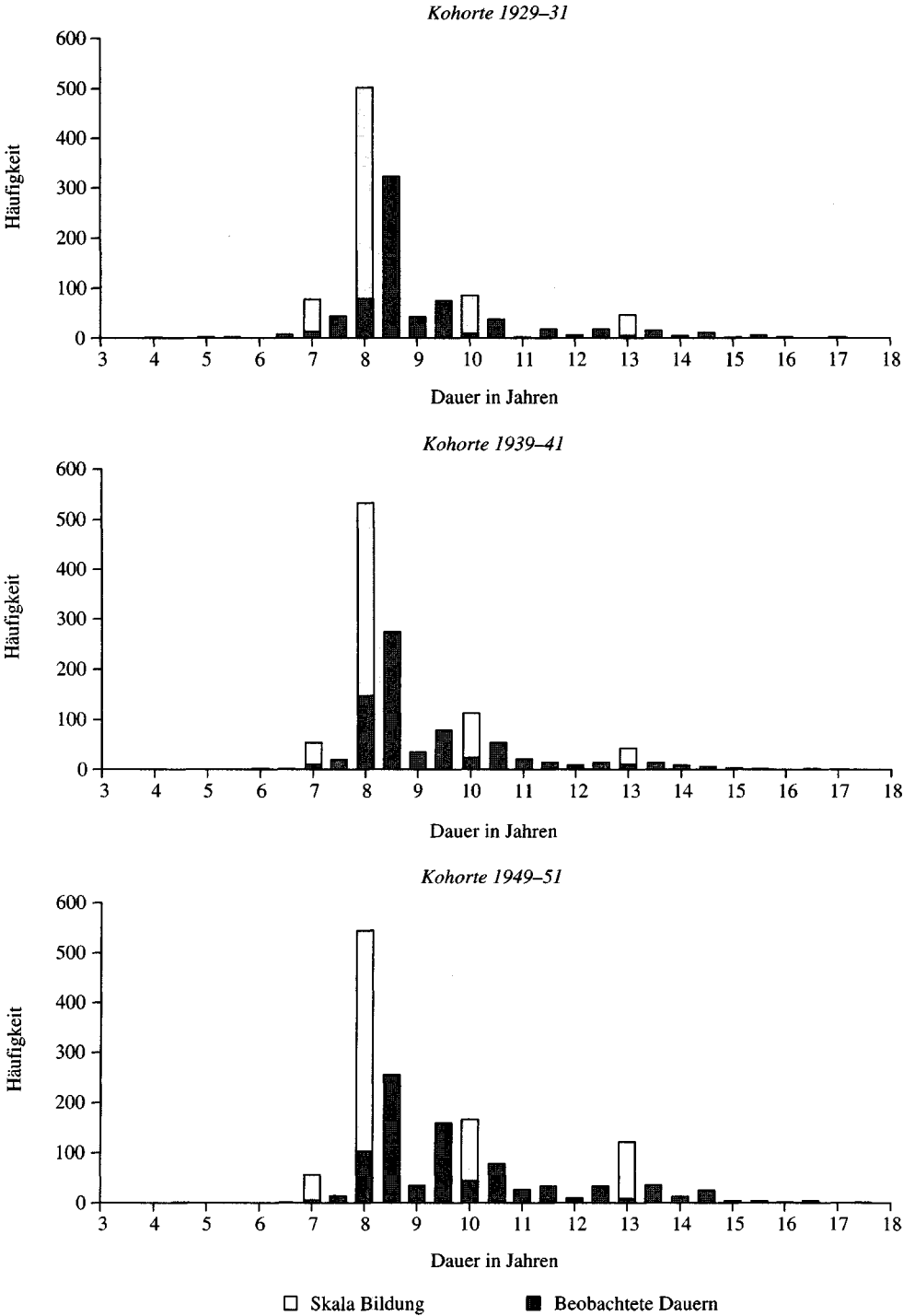


Tabelle 3: Längste und kürzeste beobachtete Bildungsdauer nach Schulabschluß

Schulabschluß	Erforderliche Dauer	Mittelwert	Minimum der beobachteten Dauern	Maximum
Kein Volksschulabschluß	7	7,9	3,7	9,9
Volksschulabschluß	8	8,2	4,8	13,1
Mittlere Reife	10	10,5	7,7	14,5
Fachhochschulreife	12	10,4	7,9	11,4
Abitur	13	13,4	8,6	19,2

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

oder Verlängerungen kann man nicht davon ausgehen, daß sie die allgemeine Wertschätzung des Abschlusses berühren. Daneben gibt es eine weitere Überlegung, die gegen die Verwendung der tatsächlich im Bildungssystem verbrachten Zeit spricht. Mit einer solchen Codierung würde angenommen, daß das Abitur eines „Sitzenbleibers“ auf dem Arbeitsmarkt höher honoriert wird als das eines „pünktlichen“ Abiturienten. Wenn der Schulabschluß mit einem einzelnen Wert belegt werden soll, dann erscheinen die in der Skala auf S. 52 gewählten Werte am geeignetsten.

Für diese Bildungsskala spricht auch der praktische Aspekt der Reduzierung der Komplexität der zu schätzenden Modelle. Eine Aufspaltung der Bildung in die allgemeine und die berufliche Bildung verdoppelt die Zahl der Variablen für die Bildung der Eltern und die Zahl der Analysen, wenn die Bildung des Kindes als abhängige Variable auftritt. Allerdings geht aus den vorangegangenen Überlegungen auch hervor, daß die Beschränkung auf eine einzige Variable eine ungenaue Messung für die Bildung sein kann. Wenn daher in den folgenden Analysen keine Kohortenunterschiede gefunden werden, dann kann die Messung der Bildung ein Grund dafür sein.

Die Skala der erforderlichen Bildungsdauern wird in den folgenden Analysen auch für die Bildung der Eltern verwendet. Diese Codierung der Bildung über die erforderlichen Bildungsdauern wird im ersten Modell, der linearen Regression, ausschließlich verwendet. Man erhält Schätzer für die Effekte der verschiedenen Indikatoren der sozialen Herkunft auf den Bildungsabschluß, mit dem die Person das allgemeinbildende Schulsystem verläßt. Das entspricht der üblichen Modellierung des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und der Bildung des Kindes.

Zwei Argumentationslinien legen jedoch ein anderes Vorgehen nahe. Die erste bezieht sich auf die Messung der Bildung. Es wurden bereits Ergebnisse zitiert, die vermuten lassen, daß die Bildung der Eltern nicht gemäß der gewählten Skala gleichmäßig auf die Bildungsabschlüsse wirkt. Man könnte daher anstelle der stetigen Modellierung der Bildungsabschlüsse in der abhängigen Variable die oben aufgelisteten Abschlüsse als ordinale Variable mit neun Ausprägungen codieren. Damit gibt man beispielsweise die Annahme auf, daß sich die mittlere Reife mit Ausbildung vom Abitur um genau halb soviel Bildung unterscheidet, wie ein Fachhochschulabschluß vom Universitätsabschluß. Diese Codierung führt auf die Verwendung eines geordneten Logit-Modells.

Logit-Modelle werden benutzt, um den Einfluß einer oder mehrerer unabhängiger Variablen auf eine qualitative abhängige Variable zu schätzen¹⁶. Bei einem einfachen Logit-Modell hat die abhängige Variable Y zwei Ausprägungen, beispielsweise „Verbleib auf der Volksschule“ und „Wechsel auf eine weiterführende Schule“. Der Vektor X der unabhängigen Variablen wird benutzt, um die Wahrscheinlichkeit P für das Auftreten einer der beiden Ausprägungen, beispielsweise für den Wechsel auf eine weiterführende Schule, zu approximieren. Eine lineare Spezifikation dieser Wahrscheinlichkeit mit Hilfe der linearen Regression durch $E(Y | X) = X\beta$ ist nicht angebracht, weil die zu approximierende Wahrscheinlichkeit nur Werte zwischen null und eins annehmen kann. Der Ausdruck $X\beta$ ist dagegen unbeschränkt. Aus diesem Grund wird eine entsprechende Transformation durchgeführt. Im Logit-Modell schätzt man den Einfluß von x auf den Logit von P , also

$$\log\left(\frac{P}{1-P}\right) = x\beta.$$

Da es sich um eine nichtlineare Transformation handelt, ist die Wirkung einer zusätzlichen Einheit von X im Modell nicht gleich für alle Werte von x . Sie hängt von dem Vergleichswert von x ab. Wenn der Absolutbetrag von x groß ist, führt eine Änderung in X um eine Einheit nur zu geringfügigen Änderungen in P . Um den Nullpunkt ist der Zusammenhang dagegen beinahe linear. Eine Änderung in x führt dann zu einer vergleichsweise großen Änderung in P .

Die oben vorgeschlagene Bildungsvariable hat neun Ausprägungen, die eine Hierarchie von Abschlüssen darstellen. *Geordnete Logit-Modelle* sind dazu geeignet, Einflüsse von unabhängigen Variablen auf eine ordinal skalierte Variable y zu beschreiben. Die Ausprägungen von y werden einer unbeobachteten Variablen y^* zugeordnet. Die Wahrscheinlichkeit für eine bestimmte Kategorie von y entspricht der Wahrscheinlichkeit, mit der y^* in ein bestimmtes Intervall fällt. Die Wahrscheinlichkeit für die i -te Kategorie ist die Wahrscheinlichkeit, mit der y^* in das i -te Intervall fällt. Der Zusammenhang zwischen dieser Wahrscheinlichkeit und den erklärenden Variablen wird wieder durch die Logit-Funktion spezifiziert. Man erhält:

$$\log\left(\frac{P(y \leq i)}{1 - P(y \leq i)}\right) = \alpha_i + x\beta,$$

wenn $i = 1, 2, \dots, 9$ die verschiedenen Bildungskategorien sind. Die α legen die Intervallgrenzen fest. Das geordnete Logit-Modell schätzt dann für die verschiedenen Kategorien parallele Geraden. Die Kovariablen erhöhen daher in jeder Kategorie die Wahrscheinlichkeit für diese Kategorie in gleicher Weise.

In dieser Parallelitätsannahme liegt eine starke Restriktivität des Modells. Wenn man solch ein Modell für die verschiedenen Bildungsabschlüsse verwendet, nimmt man an, daß die Indikatoren der sozialen Herkunft die Wahrscheinlichkeit, mindestens einen Volksschulabschluß zu machen, in derselben Weise erhöhen wie die Wahrscheinlichkeit, ein Studium zu absolvieren. Diese Annahme schließt aus, daß ein zusätzliches Jahr

¹⁶ Einführungen in Logit-Modelle findet man beispielsweise in Aldrich und Nelson (1984), Amemiya (1981), Hosmer und Lemeshow (1989), Maddala (1983) und Van Houwelingen und Le Cessie (1988).

Bildung der Mutter die Wahrscheinlichkeit für den Volksschulabschluß in anderem Maße beeinflußt als die Wahrscheinlichkeit für das Studium. Tatsächlich sind die Resultate eines geordneten Logit-Modells nicht zufriedenstellend. Die Proportionalitätsannahme wird bei einem entsprechenden Test für die Männer abgelehnt.

Als nächster Schritt der Verallgemeinerung liegt ein *multinomiales Logit-Modell* nahe. Bei einem multinomialen Logit-Modell wird eine Referenzkategorie festgelegt. Geschätzt wird für jede Kategorie der Einfluß der unabhängigen Variablen auf den Logit der Wahrscheinlichkeit für die jeweilige Kategorie i im Verhältnis zur Wahrscheinlichkeit für die Referenzkategorie 0:

$$\log\left(\frac{P(Y = i)}{P(Y = i) + P(Y = 0)}\right) = \alpha_i + X\beta_i.$$

Die Zahl der zu schätzenden Parameter wird dabei sehr groß, weil für jede Kategorie von Y außer der Referenzkategorie ein Parametervektor geschätzt wird. Die zur Verfügung stehenden Daten scheinen für diese Modelle nicht ausreichend.

Es ist daher zu überlegen, ob tatsächlich jede der genannten Kategorien wichtig ist, oder ob man sich nicht auf die Analyse einiger wesentlicher Weichenstellungen in der Bildungslaufbahn beschränken kann. Auf dieselbe Überlegung führt auch eine andere Argumentationslinie. Sie basiert auf der Prozeßhaftigkeit des Bildungsweges. Über die gesamte Bildung des Kindes wird nicht zu einem einzigen Zeitpunkt entschieden, wenn auch die Wahl der weiterführenden Schule einschneidende Folgen hat. Es gibt Kontingenzen – ob man das mit der Wahl der weiterführenden Schule projektierte Ziel erreicht, ob man später noch die weiterführende Schule wechselt, ob man ein Studium oder eine Lehre beginnt oder nicht. Die Entscheidung für den Besuch des Gymnasiums nach der vierten bzw. der sechsten Klasse garantiert noch nicht den Abschluß eines Studiums.

Wenn aber an mehreren Stellen der Bildungslaufbahn des Kindes Entscheidungen gefällt werden, dann sollten diese von der aktuellen Lebenssituation abhängen. Daher ist es wichtig, den genauen Entscheidungszeitpunkt zu berücksichtigen. Die Modellierung der einzelnen Entscheidungen bietet darüber hinaus die Möglichkeit, Übergänge zu identifizieren, die als Barrieren für Kinder mit niedrigerer sozialer Herkunft wirken. Während die lineare Regression den Gesamtzusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Schulabschluß analysiert, verschafft die Betrachtung einzelner Übertritte Einblicke in die Mechanismen sozialer Mobilität.

Für die weitere Modellierung soll daher der Vorschlag von Mare aufgegriffen werden, die wichtigen Übertrittswahrscheinlichkeiten mit Hilfe von Logit-Modellen zu analysieren (Mare, 1980, 1981). Die Modellierung der einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten mit Logit-Modellen hat auch den Vorteil, daß die Schätzer nicht von der Bildungsverteilung abhängig sind. Dies unterscheidet sie von den Schätzern in der linearen Regression. Dort hat die Bildungsverteilung einen Einfluß auf die geschätzten Parameter. Die Regressionsparameter können sich ändern, wenn sich die Bildungsverteilung ändert. Die Unabhängigkeit der Logit-Parameter von der Bildungsverteilung gilt allerdings nur, wenn es sich bei dem Logit-Modell um das korrekte Modell handelt. Des weiteren genügt die Modellierung der Übertrittswahrscheinlichkeiten in gewissem Maße der Empfehlung von Müller und von Helberger, die allgemeine und die berufliche Bildung getrennt zu betrachten. Dies geschieht im folgenden zumindest für die abhängige Variable.

Im restlichen Teil dieses Abschnitts wird der Zusammenhang zwischen dem Regressionsmodell und der Serie von Logit-Modellen formal beschrieben. Mit Hilfe der formalen Darstellung wird gezeigt, in welcher Weise der Effekt der sozialen Herkunft auf den Bildungsabschluß nicht nur von der Selektivität bei den einzelnen Übertritten abhängt, sondern auch von der Bildungsverteilung in der Grundgesamtheit (Mare, 1981).

Im Regressionsmodell wird der Zusammenhang zwischen den Herkunftsvariablen $x = (x_1, \dots, x_k)$ und dem höchsten Bildungsniveau $y \in \mathcal{N}$ auf folgende Weise modelliert:

$$IE(y | x) = \alpha_0 + \sum_{s=1}^k \alpha_s x_s.$$

Der Effekt der s -ten Herkunftsvariable auf den höchsten Schulabschluß beläuft sich daher auf

$$\frac{\partial IE(y | x_s)}{\partial x_s} = \alpha_s.$$

Der Parameter α_s kann als Einfluß der s -ten Herkunftsvariable auf den höchsten Schulabschluß interpretiert werden. Wie bei der Diskussion der Bildungsvariable erläutert, kann man die lineare Regression auch dann benutzen, wenn der wahre Zusammenhang nicht linear ist. Die geschätzten Parameter sind dann Durchschnittseffekte der unterschiedlichen Zusammenhänge bei den verschiedenen Schulabschlüssen.

Im zweiten Modell soll die Wahrscheinlichkeit für einen bestimmten höchsten Schulabschluß mit Hilfe mehrerer Logit-Modelle beschrieben werden. Es werden jedoch nur einige Entscheidungen explizit modelliert. Die Schulwahl nach der Grundschule hat eine besonders große Bedeutung im deutschen Bildungssystem. Daneben sollte der Abschluß dieser Schule untersucht werden. Die Aufnahme einer Lehre und die Aufnahme eines Studiums sind die beiden weiteren wichtigsten Übergänge im deutschen Bildungssystem. Die genannten Entscheidungen geben nur einen Ausschnitt der möglichen Bildungsübergänge wieder. Auch Personen ohne Abitur können ein Studium absolvieren. Außerdem werden die Schulwechsel nicht explizit berücksichtigt. Aus Gründen des Stichprobenumfangs muß auf die Analyse „seltener“ Übertritte verzichtet werden.

Die Wahl des Schultyps nach der Grundschule wird als Abfolge zweier Entscheidungen modelliert. In einem ersten Schritt wird die Wahrscheinlichkeit für den Besuch einer weiterführenden Schule betrachtet. In einem zweiten Schritt wird dann für die Kinder, die auf eine weiterführende Schule wechseln, die Wahl zwischen Mittelschule und höherer Schule analysiert. Für diese Aufspaltung des Entscheidungsprozesses spricht in den älteren Kohorten, daß der Verbleib auf der Volksschule für den überwiegenden Teil der Kinder selbstverständlich war (vgl. die Abb. 1). Außerdem mußte für den Besuch weiterführender Schulen Schulgeld bezahlt werden. Methodisch hat dieses Vorgehen den Vorteil, daß das Problem einer historisch zeitweise unscharfen Abgrenzung zwischen Mittelschule und Gymnasium auf den zweiten Analyseschritt beschränkt bleibt.

Eine andere Zerlegung der Schulwahlentscheidung findet sich bei De Graaf (1988). Er zerlegt die Wahl des Schultyps ebenfalls in zwei Schritte, aber er verwendet gerade die umgekehrte Reihenfolge. Zunächst schätzt er ein Logit-Modell für die Wahl des Gymnasiums. Für die Personen, die nicht auf das Gymnasium gegangen sind, wird ein weiteres Logit-Modell für die Wahl der Realschule geschätzt. De Graaf begründet diese Zerlegung

nicht, doch mit der Schulbesuchsdauer und der Hochschulzugangsberechtigung finden sich zwei Argumente, die auf eine Sonderstellung des Gymnasiums verweisen.

Aus den angegebenen Gründen wird in den folgenden Analysen jedoch die erste Zerlegung verwendet. Im übrigen sollten unabhängig von der Wahl der Zerlegung die gleichen Effekte sichtbar werden. Bei einer gemeinsamen Betrachtung der Ergebnisse der Logit-Modelle für die Wahl der Volksschule und für die Wahl des Gymnasiums, wenn bereits die Entscheidung gegen die Volksschule gefallen ist, sollten die gleichen Effekte erkennbar sein wie bei der direkten Modellierung der Entscheidung für das Gymnasium. Es bezeichne p_{VS} die Wahrscheinlichkeit, auf die Volksschule zu gehen, p_{MS} die Wahrscheinlichkeit, auf die Mittelschule zu gehen und p_G die Wahrscheinlichkeit, auf das Gymnasium zu gehen. Die Wahrscheinlichkeit für den Abschluß des jeweiligen Schultyps wird durch p_{AbVS} , p_{AbMS} und p_{Abi} bezeichnet. Außerdem werden $p_{G|VS}$ für die Wahrscheinlichkeit auf das Gymnasium zu gehen, wenn die Person nicht auf die Volksschule geht, p_L für die Wahrscheinlichkeit für den Abschluß einer Lehre und p_{Uni} für die Wahrscheinlichkeit eines Universitätsstudiums verwendet. Wegen

$$p_G = p_{G|VS} * (1 - p_{VS}) \quad (1)$$

führen die beiden hier gewählten Schritte genau auf das erste Modell von De Graaf. Die Koeffizienten im Logit-Modell für $p_{G|VS} * (1 - p_{VS})$ sind selbstverständlich anders zu interpretieren als im Modell für p_G . Sowohl die abhängige Variable ist eine andere als auch die der jeweiligen Analyse zugrundeliegende Grundgesamtheit. Es stellt sich daher die Frage, wie die geschätzten Koeffizienten von der Entscheidung auf der ersten Stufe beeinflußt werden. Mit anderen Worten, wie stark hängen sie von der angenommenen Reihenfolge ab? Es sei:

$$\begin{aligned} p_{VS} &= \frac{1}{1 + \exp(x\beta_{VS})}, \\ p_{G|VS} &= \frac{\exp(x\beta_{G|VS})}{1 + \exp(x\beta_{G|VS})}, \\ p_G &= \frac{\exp(x\beta_G)}{1 + \exp(x\beta_G)}. \end{aligned} \quad (2)$$

Der Vektor x enthält die Kovariablenwerte einer Person. Ihr Zusammenhang mit der Wahl der verschiedenen Schultypen wird über die Parametervektoren β_{VS} , $\beta_{G|VS}$ und β_G gemessen. Zwischen den Parametern besteht folgender Zusammenhang (vgl. (1)):

$$\frac{\exp(x\beta_G)}{1 + \exp(x\beta_G)} = \frac{\exp(x\beta_{G|VS})}{1 + \exp(x\beta_{G|VS})} * \frac{1}{1 + \exp(x\beta_{VS})}. \quad (3)$$

Je kleiner $x\beta_{VS}$ ist, desto kleiner ist $\exp(x\beta_{VS})$, das heißt, um so näher liegt der letzte Faktor an eins, desto ähnlicher sind die beiden Koeffizienten für die Wahl des Gymnasiums β_G und $\beta_{G|VS}$. Je größer $x\beta_{VS}$ ist, desto verschiedener sind beide Koeffizienten. Beispielsweise gilt:

$$\frac{1}{1 + \exp(x\beta_{VS})} = \begin{cases} \frac{e}{1+e} \approx \frac{4}{5} & \text{für } x\beta_{VS} = -1 \\ \frac{1}{2} & \text{für } x\beta_{VS} = 0 \\ \frac{1}{1+e} \approx \frac{1}{5} & \text{für } x\beta_{VS} = 1 \end{cases}$$

Wenn für eine Person das Produkt $x\beta_{VS}$ negativ ist, also die Auswahlwahrscheinlichkeit für die Volksschule klein ist, dann sind die beiden Wahrscheinlichkeiten für den Besuch des Gymnasiums sehr ähnlich – die unbedingte Wahrscheinlichkeit für den Besuch des Gymnasiums und die auf den Besuch einer weiterführenden Schule bedingte Wahrscheinlichkeit. Wenn umgekehrt das Produkt $x\beta_{VS}$ positiv ist, also die Wahrscheinlichkeit für den Besuch der Volksschule groß ist, dann unterscheiden sich die bedingte und die unbedingte Wahrscheinlichkeit für den Besuch des Gymnasiums deutlich. Für festes $x > 0$ gilt also: Je kleiner β_{VS} ist, desto ähnlicher sind $\beta_{G|VS}$ und β_G .

Man kann die Wahrscheinlichkeit für einen bestimmten Bildungsabschluß als Produkt von Übergangswahrscheinlichkeiten darstellen. Die Wahrscheinlichkeit für einen Volksschulabschluß ohne Berufsausbildung lautet beispielsweise:

$$p_{VS} * p_{AbVS|VS} * (1 - p_{L|maxMR}).$$

Die Wahrscheinlichkeit für das Abitur als höchste Ausbildung lautet:

$$p_G * p_{AbG|G} * (1 - p_{Uni|Abi}).$$

Insgesamt kann der Erwartungswert des höchsten Schulabschlusses y wie folgt dargestellt werden:

$$\begin{aligned} IE(y | x) = & 7 * p_7 + \\ & 8 * p_{VS} * p_{AbVS|VS} * (1 - p_{L|maxMR}) + \\ & 10 * p_{MS} * p_{AbMS|MS} * (1 - p_{L|maxMR}) + \\ & 11 * p_{VS} * p_{AbVS|VS} * p_{L|maxMR} + \\ & 12 * p_{MS} * p_{AbMS|MS} * p_{L|maxMR} + \\ & 13 * p_G * p_{AbG|G} * (1 - p_{Uni|Abi}) + \\ & 15 * p_{15} + \\ & 17 * p_{17} + \\ & 19 * p_G * p_{AbG|G} * p_{Uni|Abi} \\ = \sum_{i=7,8,\dots,19} & i * p_{Schultyp} * p_{Abschluß, gegeben Schultyp} * \\ & p_{Lehre/Studium, gegeben Schulabschluß} \end{aligned} \quad (4)$$

Die Wahrscheinlichkeiten p_7 , p_{15} und p_{17} beziehen sich auf Entscheidungen, die in dieser Arbeit nicht durch Logit-Modelle beschrieben werden. Die Fallzahlen für diese Analysen sind durchweg zu klein.

Man kann in (4) für die Übergangswahrscheinlichkeiten die Logit-Modelle einsetzen und erhält

$$IE(y | x) =$$

$$7 * \dots +$$

$$8 * \frac{\exp(x\beta_{VS})}{1 + \exp(x\beta_{VS})} * \frac{\exp(x\beta_{AbVS})}{1 + \exp(x\beta_{AbVS})} * \frac{1}{1 + \exp(x\beta_L)} + \quad (6)$$

$$10 * \frac{1}{1 + \exp(x\beta_{VS})} * \frac{\exp(x\beta_{MS|-VS})}{1 + \exp(x\beta_{MS|-VS})} * \frac{\exp(x\beta_{AbMS|MS})}{1 + \exp(x\beta_{AbMS|MS})} * \frac{1}{1 + \exp(x\beta_L)} +$$

$$11 * \frac{\exp(x\beta_{VS})}{1 + \exp(x\beta_{VS})} * \frac{\exp(x\beta_{AbVS})}{1 + \exp(x\beta_{AbVS})} * \frac{\exp(x\beta_L)}{1 + \exp(x\beta_L)} +$$

⋮
⋮

$$19 * \dots$$

In der Formulierung des Regressionsmodells hat der Effekt der s -ten Herkunftsvaren den Wert α_s . Leitet man den Erwartungswert des höchsten Schulabschlusses y in (6) nach der s -ten erklärenden Variablen x_s ab, dann erhält man:

$$\frac{\partial}{\partial x_s} IE(y | x) = \alpha_s = \sum_{i=7,\dots,19} i * p(i) * L_{si}, \quad (7)$$

mit $p(i)$ die Wahrscheinlichkeit für den Bildungsabschluß i wie in (4) angegeben. Die L_{si} sind Linearkombinationen der β_s mit den verschiedenen Übergangswahrscheinlichkeiten als Gewichte. Sie lauten beispielsweise

$$L_{s7} = \beta_{s,VS} * (1 - p_{VS}) - \beta_{s,AbVS} * (1 - p_{AbVS|VS}) - \beta_{s,L} * p_{L|max.MR} \quad (8)$$

$$L_{s8} = \beta_{s,VS} * (1 - p_{VS}) - \beta_{s,AbVS} * (1 - p_{AbVS|VS}) - \beta_{s,L} * p_{L|max.MR}$$

$$L_{s10} = -\beta_{s,VS} * p_{VS} - \beta_{s,G} * p_{G|-VS} + \beta_{s,AbMS} * (1 - p_{AbMS|MS}) - \beta_{s,L} * p_{L|max.MR} \quad (9)$$

$$L_{s11} = \beta_{s,VS} * (1 - p_{VS}) + \beta_{s,AbVS} * (1 - p_{AbVS|VS}) + \beta_{s,L} * (1 - p_{L|max.MR}).$$

Man kann die Regressionskoeffizienten α_s also formal als $\sum i * p(i) * L_{si}$ darstellen mit dem Bildungsniveau i (Werte 7, ..., 19), dem Anteil $p(i)$ von Personen mit diesem Bildungsniveau an allen Personen und einer Linearkombination L_{si} für jedes Bildungsniveau, gebildet aus den Logit-Koeffizienten β_s und den Übertrittswahrscheinlichkeiten als Gewichte. Durch die Gewichtung kann es vorkommen, daß ein starker Einfluß der sozialen Herkunft auf einen Übergang an den Regressionskoeffizienten α_s nicht erkennbar ist, weil die betroffene Risikogruppe klein ist. Man nehme beispielsweise an, es verändere sich die Selektivität bei der Entscheidung für die Aufnahme eines Studiums. Die Wahrscheinlichkeit eines Studiums ist vergleichsweise klein. Bei den Frauen der Kohorte 1929–31 betrug sie etwa 0.01. Der Parameter des zugehörigen Logit-Modells geht nur in zwei Summanden in der Gleichung (7) ein: in den Summanden, der zum Abitur gehört, und in den Summanden, der zum Studium gehört. Beide Summanden werden mit ihrem

Anteil an der Gesamtheit der Bildungsabschlüsse gewichtet. In den zu den Abschlüssen gehörigen Linearkombinationen wird der Parameter mit dem Anteil der Abiturienten, die nicht studieren, bzw. mit dem Anteil der Abiturienten, die studieren, multipliziert. Diese Produkte bilden jeweils nur einen von vier Summanden. Eine Erhöhung der Selektivität beim Zugang zum Studium kann durch Veränderungen in den vorangehenden Übergangswahrscheinlichkeiten und durch Änderungen der Selektivität früherer Übergänge aufgehoben werden. Dieses Beispiel veranschaulicht, daß Einflüsse der sozialen Herkunft auf eine spätere Entscheidung, die nur eine kleine Gruppe von Personen betrifft, die Regressionskoeffizienten nur zu einem sehr kleinen Ausmaß bestimmen. Die zugehörigen Logit-Koeffizienten kommen nur bei wenigen Bildungsabschlüssen vor, sie werden durch die Wahrscheinlichkeit $p(i)$ dieser Bildungsabschlüsse weiter verringert und außerdem in den Linearkombinationen gegen die übrigen Übertritte aufgerechnet.

Ein anderes Beispiel zeigt, wie bei einer gleich großen Selektivität unterschiedliche Bildungsverteilungen reichen, um auf unterschiedliche Regressionskoeffizienten zu führen. Wenn beispielsweise 50 Prozent eines Jahrgangs das Gymnasium besuchen statt vorher 10 Prozent bei unveränderten β_s , dann vergrößert sich das Gewicht der mit dem Abitur verbundenen Bildungsabschlüsse i auf die Regressionskoeffizienten, das heißt des $p(i)$. Dadurch wird aber auch die mit der Wahl des Gymnasiums verbundene Selektivität $\beta_{G|vs}$ stärker gewichtet; sie beträgt das Fünffache ihres früheren Gewichts. Der Zusammenhang wird allerdings dadurch komplexer, daß in den Linearkombinationen oft gerade $1 - p_G$ vorkommt. Das Gewicht eines Übergangs ist daher am größten, wenn seine Wahrscheinlichkeit nahe 0.5 liegt.

Zusammenfassung

Im ersten Teil dieses Abschnitts wurde die Codierung der allgemeinen und der schulischen Bildung diskutiert. In den folgenden Analysen wird für die Bildung der Eltern und als abhängige Variable in der linearen Regression die Messung der Bildung über die für den Abschluß erforderlichen Bildungsjahre verwendet. Für ihre Verwendung spricht ihr Zusammenhang mit dem Zugang zu beruflichem Status und Einkommen, obwohl angemerkt werden muß, daß dieser nicht perfekt ist. Die tatsächlichen Bildungsdauern weichen teilweise erheblich von den erforderlichen Dauern ab. Zwar können Abweichungen auf einen unterschiedlichen möglichen Nutzen eines Bildungsabschlusses verweisen, die Abweichungen sind jedoch teilweise so groß, daß die Verwendung der beobachteten Dauern nicht angebracht erscheint.

Im zweiten Teil dieses Abschnitts wurden die Modelle vorgestellt, die in diesem Kapitel geschätzt werden. Die lineare Regression mißt den Zusammenhang zwischen den Indikatoren der sozialen Herkunft und dem Bildungsabschluß. Sowohl formale als auch inhaltliche Argumente weisen auf eine Unschärfe dieses Modells hin. Bei den formalen Aspekten handelt es sich um die Linearitätsannahme, die unterstellt, daß die Indikatoren der sozialen Herkunft auf alle Bildungsabschlüsse den gleichen Einfluß haben. Die inhaltlichen Aspekte beziehen sich darauf, daß die Bildungsabschlüsse das Resultat eines Entscheidungsprozesses mit mehreren Verzweigungspunkten sind. Die Modellierung jeder dieser Entscheidungen durch ein Logit-Modell kann die besonderen Umstände dieser Entscheidungssituation genauer berücksichtigen. Außerdem sind die Schätzer der Logit-Modelle unabhängig von den Bildungsverteilungen. Dies ist wichtig, weil sich die

Bildungsverteilungen zwischen den Kohorten ändern. In der linearen Regression werden diese Änderungen mit möglichen Änderungen der Selektivität der einzelnen Bildungsabschlüsse vermischt. Dadurch können Kohortenunterschiede in der linearen Regression verdeckt werden.

Für die Untersuchung des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Schullaufbahn werden sowohl lineare Regressionen als auch Logit-Modelle geschätzt. Die lineare Regression mißt den Zusammenhang zwischen dem höchsten Bildungsabschluß und der sozialen Herkunft. Das Ergebnis dieser Analyse wird mit der Schätzung mehrerer Logit-Modelle für die Übergänge im Bildungssystem verglichen. Die Logit-Modelle erlauben eine genauere Abbildung des Bildungswegs. Man erwartet von ihnen detailliertere Aussagen über die Wirkung der sozialen Herkunft.

Die Ergebnisse dieses Vergleichs hängen nicht zuletzt davon ab, wie stabil die jeweiligen Parameter sind. Wenn man zum Beispiel weiß, daß kleine Änderungen in den Daten oder in den Modellannahmen große Änderungen in den geschätzten Parametern zur Folge haben, haben auch Aussagen über einen Vergleich der Modelle nur einen beschränkten Wert. In Abschnitt 2.6 werden verschiedene Verfahren vorgestellt, mit deren Hilfe die Stabilität der geschätzten Parameter überprüft wird.

2.4.2 Vorstellung der Variablen

Für die Analysen werden die Daten der Lebensverlaufsstudie benutzt. Diese Studie wird im Anhang A vorgestellt. Vor der Schätzung der Modelle werden die verwendeten Variablen beschrieben. Es handelt sich vor allem um Variablen, die verschiedene Aspekte der sozialen Herkunft abbilden. Daneben werden auch unterschiedliche Familienkonstellationen berücksichtigt sowie die Stadtgröße.

Die soziale Herkunft wird in den Analysen durch die Bildung der Eltern und den Beruf des Vaters berücksichtigt. Es bleiben verschiedene vermittelnde Effekte außer acht, wie beispielsweise der Einfluß Gleichaltriger, der Einfluß der Klassenzusammensetzung oder der Lehrer. Auch die Intelligenz kann nicht berücksichtigt werden¹⁷. Solche vermittelnden Effekte würden zusätzliche Informationen liefern, die eine bessere Interpretation der Zusammenhänge ermöglichen.

Bei der Analyse der verschiedenen Übergänge im Bildungssystem kann die Bedeutung nicht berücksichtigter Variablen zwischen den einzelnen Übergängen variieren. So zeigen Sewell und Hauser, daß indirekte Effekte der Gleichaltrigen im Bildungsverlauf zunehmen (Sewell & Hauser, 1975). Ein anderes Beispiel läßt sich aufgrund der Intelligenz konstruieren. Man kann annehmen, daß die Bildungsentscheidungen in unterschiedlichem Maße von der Intelligenz abhängen. Wenn dies nicht berücksichtigt wird, wird nicht nur ein wichtiger Aspekt des Bildungserwerbs in den Modellen vernachlässigt. Die Nichtberücksichtigung kann auch dazu führen, daß der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und den Bildungsentscheidungen bei den verschiedenen Übertritten mit unterschiedlicher Genauigkeit gemessen wird. Je stärker eine Entscheidung von der Intelligenz

¹⁷ Hopf gibt einen Überblick über solche möglichen Erweiterungen (Hopf, 1992, Kap. 4).

abhängt, desto ungenauer sollte der Einfluß der sozialen Herkunft gemessen werden können, wenn die Intelligenz nicht bekannt ist (vgl. auch S. 153).

Der *Status des Vaters* wird mit der Skala von Handl gemessen (Handl, 1977)¹⁸. Dadurch sollte er ein geeigneter Indikator für die finanziellen Ressourcen des Elternhauses sein. Handl berechnet diese Statusskala auf der Basis der beruflichen Stellung, der Qualifikation und des Einkommens. Das Einkommen liegt der Statusskala also direkt zugrunde. Die Analyse von Holtmann bestätigt die große Erklärungskraft der beruflichen Stellungen für die Einkommen (Holtmann, 1990).

An dieser Stelle soll auf eine mögliche Unzulänglichkeit der Messung der Variablen der sozialen Herkunft hingewiesen werden. Die Messung des Berufsstatus des Vaters berücksichtigt nur einen Zeitpunkt, nämlich als das Kind 16 Jahre alt war. Bei der Bildung der Eltern wird nach dem allgemeinen Bildungsabschluß beim Verlassen des allgemeinbildenden Schulwesens gefragt. Bei der Ausbildung wird nicht nach einem bestimmten Zeitpunkt gefragt. Daher ist über die Veränderung der Bildung der Eltern und ihres Status nichts bekannt. Es ist daher möglich, daß die berücksichtigten Indikatoren die Herkunftsressourcen bei einem Übergang im Bildungssystem besser wiedergeben als bei einem anderen Übergang. Unterschiede der gefundenen Herkunftseinflüsse können daher auch darauf beruhen, daß die soziale Herkunft mit unterschiedlicher Genauigkeit gemessen wurde.

Die Bildungsabschlüsse der Eltern sollten sich im Laufe ihres Lebens kaum verändert haben. Problematisch kann dagegen die einmalige Messung des Status des Vaters sein. Das gilt insbesondere für die um 1929–31 Geborenen. Bei ihnen wird der Status des Vaters bei Kriegsende erfragt. Zu dieser Zeit hatten viele Firmen noch nicht wieder ihre Produktion aufgenommen. Viele Väter waren Kriegsgefangene oder auf der Flucht. Der berufliche Status des Vaters zu dieser Zeit sollte daher ein schlechtes Maß für die Ressourcen des Elternhauses über die gesamte Bildungslaufbahn des Kindes sein. Die Messung des Berufsstatus des Vaters sowohl fünf Jahre früher als auch fünf Jahre später kann stark von seinem Berufsstatus zum Alter 16 des Kindes abweichen. Bei der Kohorte 1929–31 kann man deshalb einen stärkeren Einfluß der Bildung der Eltern und einen schwächeren Einfluß des Status des Vaters erwarten, als wenn man den aktuellen Status des Vaters bei jeder Bildungsentscheidung berücksichtigen würde.

Um eine Änderung der Bedeutung der ökonomischen Ressourcen zwischen den Kohorten erkennen zu können, werden zusätzlich zum Status des Vaters zwei weitere Variablen verwendet, die die Änderung des Einflusses des Status des Vaters über die Kohorten abbilden. Eine mißt den Status des Vaters in der Kohorte 1939–41, die andere den Status des Vaters in der Kohorte 1949–51. Die Variable des Status des Vaters ist um null zentriert. Die zugehörigen Parameter können bei der linearen Regression aufgrund der Messung der Bildung als zusätzliche Bildungsjahre des Kindes interpretiert werden, die mit einem zusätzlichen Statuspunkt des Vaters verbunden sind – im Durchschnitt, in der Kohorte 1939–41 und in der Kohorte 1949–51. Den „Durchschnitt“ bilden alle Personen, die nicht durch eine besondere Dummyvariable, hier die Dummyvariablen für die Kohorten 1939–41 und 1949–51, berücksichtigt werden. Die Variablen für den Status des Vaters in der Kohorte 1939–41 und 1949–51 messen die Abweichung vom durch-

¹⁸ Die Statuswerte sind im Anhang B in Tabelle 36 angegeben. In den folgenden Analysen ist die Variable um null zentriert.

schnittlichen Effekt des Status des Vaters. Zusätzlich zu dem allgemeinen Effekt hat der Status des Vaters in der Kohorte 1939–41 den durch die entsprechende Variable gemessenen Effekt. Der Parameter zu „Status des Vaters in der Kohorte 1939–41“ gibt an, ob der Zusammenhang zwischen der Bildung des Kindes und dem Status des Vaters in der Kohorte 1939–41 größer oder kleiner ist als in der Kohorte 1929–31, wenn man annimmt, daß alle übrigen Größen festgehalten werden. Analog werden Abweichungen in der Kohorte 1949–51 gemessen. An den Parametern der Interaktionsvariablen können Kohortenunterschiede direkt abgelesen werden.

Bei den Logit-Modellen wird die gleiche Codierung verwendet. Die Exponentialfunktion, ausgewertet an dem geschätzten Parameter, gibt die Vervielfachung der Wahrscheinlichkeit für das interessierende Ereignis bei der Erhöhung des Status des Vaters um einen Statuspunkt an. Um den Effekt von einem zusätzlichen Statuspunkt in der Kohorte 1939–41 zu berechnen, müssen die Parameter addiert bzw. ihre Exponentialfunktionen multipliziert werden.

Man erwartet in allen Kohorten einen Einfluß des Status des Vaters auf die Bildung des Sohnes. Zwar brauchte in den jüngeren Kohorten kein Schulgeld mehr gezahlt zu werden. Neben den direkten Aufwendungen für den Schulbesuch verursacht die Schulbildung der Kinder den Eltern jedoch weitere Kosten. Kinder, die zur Schule gehen, sind von ihren Eltern finanziell abhängig. Eine längere Schulbildung bedeutet eine längere Zeit, während der die Eltern für den Unterhalt des Kindes sorgen müssen. Für die Familie bedeutet dies meist, daß sie diese Ausgaben in anderen Bereichen einsparen muß. Je größer der finanzielle Spielraum einer Familie ist, das heißt, je höher der Status des Vaters ist, desto unwesentlicher sind die Einschränkungen, die der Schulbesuch des Kindes für die Familie bedeutet. Daher erwartet man einen um so höheren Bildungsabschluß, je höher der Status des Vaters ist. Mit dem steigenden Wohlstand wuchsen auch die finanziellen Spielräume in der Bevölkerung. Die Kosten einer längeren Bildung der Kinder in Form eines Verzichts auf anderen Konsum verringerten sich. Daher kann man annehmen, daß zunehmend auch Söhne von Vätern mit niedrigem Status einen längeren Bildungsweg einschlugen. Der Effekt des Status des Vaters sollte daher über die Kohorten zurückgehen.

Bei den Töchtern wird der für Söhne beschriebene Zusammenhang durch die geschlechtsspezifischen Bildungsnormen modifiziert. Bei der Bildung von Töchtern findet die Kosten-Nutzen-Abwägung auf einer anderen Berechnungsgrundlage statt. Der Nutzen einer höheren Bildung von Töchtern war in den älteren Kohorten insofern geringer, als für Töchter keine eigenständige Berufskarriere geplant wurde. Eine höhere Bildung trug höchstens zu günstigeren Chancen auf dem Heiratsmarkt bei. Dies galt in der ältesten Kohorte für alle betrachteten Schichten.

Wenn auf die Investition in die Bildung von Mädchen generell verzichtet wurde, sollte der Zusammenhang mit den finanziellen Ressourcen des Elternhauses gering sein. Erst mit der Abschwächung dieser Norm über die Kohorten (Faulstich-Wieland u.a., 1984; Tölke, 1989) verschob sich die Kosten-Nutzen-Kalkulation für die Töchter in Richtung der Abwägung für die Söhne. Insofern kann man ein Ansteigen des Einflusses der ökonomischen Ressourcen auf die Bildung der Töchter erwarten.

Die *Bildung der Eltern* wird als Kombination aus schulischer und beruflicher Ausbildung mit der auf S. 52 vorgestellten Skala gemessen. Die Codierung der Interaktionsterme erfolgt analog zu der für den Status des Vaters beschriebenen Weise und ist ebenfalls

um null zentriert. Die Bildung der Eltern sollte vor allem die kulturellen Ressourcen der Familie abbilden.

Es besteht in der Literatur bisher keine Einigkeit darüber, ob die Bildung des Vaters *und* die Bildung der Mutter berücksichtigt werden müssen¹⁹. Insbesondere konnte die These, daß sich das Kind am gleichgeschlechtlichen Elternteil orientiert, bisher nicht bestätigt werden. Es gibt überzeugende Argumente für einen größeren Einfluß der Bildung der Mutter. Die Mutter verbringt üblicherweise mehr Zeit mit den Kindern als der Vater. Wenn sie Hausfrau ist, übernimmt sie für die Erziehung des Kindes eine größere Verantwortung als der Vater. Daher kann man einen größeren Einfluß der Bildung der Mutter als der Bildung des Vaters erwarten. Eine detailliertere Beschreibung der Wirkung der Bildung der Eltern gibt Ditton (1992, S. 208 f.). Er betont die Bedeutung der Bildungserfahrung der Eltern: „Eigener Erfolg bestärkt die Gewißheit der Karriere des Kindes und der Notwendigkeit dieser Karriere, Mißerfolg dagegen läßt skeptisch werden.“ Ditton unterscheidet verschiedene Mechanismen der Bildungsvererbung je nach Sozialgruppe. In der obersten Sozialgruppe hat die Bildung der Mutter keine Bedeutung. Die Bildungserwartungen werden durch die Bildung des Vaters bestimmt. Der Vater hält sich allerdings aus der schulischen Betreuung des Kindes heraus. Sein Einfluß entsteht weniger aus Einmischung, sondern aus der Bildungstradition der Familie. In der unteren Sozialgruppe ist dagegen auch die Bildung der Mutter relevant. Charakteristisch für die untere Sozialgruppe ist eine Bildungsdistanz. Ein höheres Bildungsniveau eines Elternteils trägt zur Verringerung dieser Distanz bei, sei es durch eine Bildungstradition, durch mit der Bildung verbundene Ressourcen, durch größere Möglichkeiten zur Förderung des Schulerfolgs oder durch andere Erwartungen der Eltern aufgrund ihres eigenen Bildungserfolgs. Das Bildungsverhalten der mittleren Sozialgruppe charakterisiert Ditton durch ihre Leistungsorientierung. Diese geht hauptsächlich vom Vater aus. Während er, auch durch seine beruflichen Erfahrungen, auf höhere Bildungsanstrengungen drängt, tendieren die Mütter dieser Gruppe eher zur Wahrung des Erreichten.

Neben den Unterschieden zwischen den Sozialgruppen kann man auch Unterschiede zwischen den Kohorten erwarten. Mit der Bildungsexpansion und Bildungswerbung der 1960er Jahre sollte die Bildungsdistanz der untersten Sozialgruppe abgenommen haben. Das würde in dem dargestellten Kontext einen Rückgang des Effekts der Bildung der Mutter bedeuten. Da allerdings auch die jüngste der hier betrachteten Kohorten erst später im Bildungsverlauf von der Bildungsexpansion betroffen wurde, trifft die genannte Überlegung nicht auf den ersten Übergang im Bildungssystem zu. Andere Überlegungen führen dagegen zur Vermutung einer zunehmenden Bedeutung der Bildung der Eltern für die Bildung des Kindes. Dabei wird oft ein Wechselspiel zwischen den verschiedenen Ressourcen der sozialen Herkunft unterstellt. Wenn die finanziellen Ressourcen für die Statusvererbung nicht mehr ausreichen, dann gewinnen die kulturellen Ressourcen eine größere Bedeutung (Bourdieu & Passeron, 1971). In diesem Fall sollte die Bildung der Eltern in der jüngsten Kohorte einen größeren Einfluß haben als in den älteren beiden Kohorten.

Da insbesondere die Bedeutung der Bildung der Mutter in der Literatur nicht geklärt ist, werden in den folgenden Analysen besondere Familienkonstellationen berücksichtigt. Es wurden solche Konstellationen ausgewählt, in denen man einen größeren Einfluß der

¹⁹ Vgl. eine kurze Darstellung bei Handl (1988, S. 139).

Bildung der Mutter als üblich erwarten kann. Die verschiedenen Familienkonstellationen wurden bereits in Abschnitt 2.2.2 beschrieben.

Zu diesen Familienkonstellationen gehört die *Abwesenheit des Vaters*. Eine entsprechende Dummyvariable hat den Wert eins, wenn der Vater für längere Zeit von der Familie abwesend war. Ansonsten hat sie den Wert null. Der Zeitraum seiner Abwesenheit wird je nach dem Bildungsübergang unterschiedlich definiert. Bei der linearen Regression und den Logit-Modellen für die Schulwahl handelt es sich um eine ununterbrochene Abwesenheit spätestens seit dem 6. Lebensjahr des Kindes bis zu seinem 16. Lebensjahr. Beim Abschluß der Schule und dem Logit-Modell für eine berufliche Ausbildung handelt es sich um die Trennung vom Vater spätestens ab dem 12. Lebensjahr des Befragten bis zu seinem 16. Lebensjahr. Die Vaterabwesenheit wird daher so codiert, daß in den der jeweiligen Entscheidung vorangehenden Jahren der Vater nicht bei der Familie lebte. Die Verantwortung für die Bildung des Kindes lag dann allein bei der Mutter. Daher sollte ihre Bildung in dieser Situation einen größeren Einfluß haben als bei vollständigen Familien. Dem widerspricht jedoch das Ergebnis von Heekerens, nach dem der Bildungsstand von Mädchen aus Scheidungsfamilien stärker vom Bildungsniveau des Vaters als vom Bildungsniveau der Mutter abhängt (Heekerens, 1987).

Bei der Variablen „ohne Vater: Bildung der Mutter“ handelt es sich um die Interaktion der Bildung der Mutter mit der gerade beschriebenen Dummyvariablen. Wenn sie einen von null verschiedenen Effekt hat, dann ist der Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung des Kindes bei alleinerziehenden Müttern ein anderer als in vollständigen Familien.

Als weitere besondere Familienkonstellation wird die *Berufstätigkeit der Mutter* betrachtet. Die entsprechende Dummyvariable hat den Wert eins, wenn die Mutter immer oder zeitweise berufstätig war, bevor das Kind 16 Jahre alt war. Anderenfalls hat sie den Wert null. Ein besonderer Einfluß der Bildung der Mutter in dieser Situation wird wieder mit der entsprechenden Interaktionsvariablen getestet.

Schließlich wird geprüft, ob die Bildungsentscheidungen von dem Verhältnis der Bildung der Mutter zu der Bildung des Vaters abhängen. Wenn die Mutter eine mindestens gleich hohe Bildung hat wie der Vater, dann hat die Variable *Bildungsdominanz der Mutter* den Wert eins. Anderenfalls hat sie den Wert null. Die entsprechende Interaktion mit der Bildung der Mutter prüft, ob sich in dieser Situation der Einfluß der Bildung der Mutter verändert.

Die verwendeten Variablen dienen der Beschreibung der sozialen Herkunft. Es kann daneben andere Hintergrundvariablen geben, die die familiären Einflüsse modifizieren. Solche Variablen dienen nicht nur der besseren Interpretation der Herkunftseffekte, sondern sie können zur Aufdeckung von Herkunftseffekten beitragen, wenn diese durch die strukturellen Effekte verdeckt werden.

Das Leben in der Großstadt kann generell höhere Bildungsabschlüsse nahelegen. Dies liegt an dem höheren Bildungsangebot und dem leichteren Zugang zu weiterführenden Schulen in Großstädten. Das sollte sich vor allem in bildungsferneren Schichten bemerkbar machen. Die Variable *Stadtgröße* ist eine Dummyvariable mit dem Wert eins bei einer Stadt von mehr als 30.000 Einwohnern. Anderenfalls hat sie den Wert null. Sie kann zeitabhängig verwendet werden. In jedem Logit-Modell kann der zum Entscheidungszeitpunkt aktuelle Wohnort berücksichtigt werden.

Eine weitere wichtige strukturelle Determinante für die Bildungskarriere sollte aufgrund der föderalen Struktur des Bildungswesens im Deutschen Reich und in der

Bundesrepublik Deutschland das Land bzw. Bundesland sein, in der die Person lebt. Dies gilt vor allem für die Wahl des Schultyps nach der Grundschule. Die Mittelschule war in den verschiedenen Ländern unterschiedlich stark verbreitet. Dies gilt für alle drei interessierenden Geburtskohorten. Während es vor dem Zweiten Weltkrieg in Bayern keine Mittelschule gab, besuchten im Jahr 1940 15,2 Prozent der Bremer Kinder eine Mittelschule. Der Durchschnitt im Deutschen Reich betrug dagegen 5,1 Prozent²⁰. Im Vergleich dazu besuchten die 1939–41 und 1949–51 Geborenen häufiger eine Mittelschule. Im Alter von 13 Jahren besuchten 6,2 Prozent der 1939–41 geborenen Kinder in der Bundesrepublik eine Mittelschule, während es in der Kohorte 1949–51 11,9 Prozent waren²¹. Auch die jüngste Geburtskohorte fand deutliche Unterschiede im Mittelschulangebot je nach Bundesland vor. Rheinland-Pfalz bildete mit einem Mittelschüleranteil von 4,2 Prozent das Schlußlicht, während Berlin mit 22,4 Prozent den größten Anteil von Mittelschülern hatte. In manchen Ländern besteht eine Korrespondenz zwischen niedrigem Mittelschüleranteil und hohem Gymnasiastenanteil. Es gibt jedoch auch Abweichungen von dieser Austauschbeziehung. Ein niedriger Mittelschüleranteil kann auch mit einem hohen Volksschüleranteil korrespondieren.

Diese Unterschiede zwischen den Bundesländern werden in den folgenden Analysen jedoch nicht berücksichtigt. Ein Grund dafür liegt in der sehr unterschiedlichen Entwicklung in den einzelnen Bundesländern, so daß sich bei dem gegebenen Stichprobenumfang nur schwer Gruppen von Ländern mit einer ähnlichen Entwicklung des Mittelschulbesuchs bilden lassen. Bei der probeweisen Bildung solcher Dummyvariablen traten Kollinearitätsprobleme auf²².

2.4.3 Eine lineare Regression des Bildungsniveaus auf die soziale Herkunft

Die lineare Regression schätzt den durchschnittlichen Herkunftseinfluß auf die Bildung des Kindes. Wenn man die Analyse auf die klassischen sozialstrukturellen Variablen beschränkt, dann zeigt sich bei Männern und Frauen ein großer Einfluß der sozialen Herkunft auf die Bildung (vgl. Tab. 4).

Männer

Es zeigt sich ein enger Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und dem höchsten Bildungsabschluß des Sohnes. Wenn eine Mutter ein Jahr mehr Bildung hat als eine andere Mutter, dann hat ihr Sohn im Mittel eine um fast fünf Monate längere Bildung im Sinne der verwendeten Skala als der Sohn der anderen Mutter. Vermutungen, nach denen die Bildung eines Kindes vornehmlich von der Bildung des gleichgeschlechtlichen Elternteils abhängt, werden durch dieses Resultat nicht bestätigt. Der statistisch

²⁰ Wegweiser durch das mittlere Schulwesen des Deutschen Reiches, Schuljahr 1940. Im Auftrag des Reichsministeriums für Wissenschaft, Erziehung und Volksbildung, bearbeitet von der Reichsstelle für Schulwesen, Berlin, Berlin 1942, S. 149.

²¹ Statistisches Bundesamt, Bildung und Kultur, Fachserie 11, Reihe 1, Allgemeinbildende Schulen 1992, Wiesbaden, 1994 und Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch 1993, Wiesbaden, 1994.

²² Mittlerweile wurden von Henz und Maas Analysen zur Veränderung regionaler Unterschiede in den Bildungsentscheidungen mit den Daten der Lebensverlaufsstudie vorgelegt (Henz & Maas, 1995).

Tabelle 4: Lineare Regression der Indikatoren der sozialen Herkunft auf die Bildung
(in Klammern: Standardfehler)

	Männer		Frauen	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstante	11.58** (0.18)	11.56** (0.20)	9.97** (0.16)	9.73** (0.17)
Bildung Mutter	0.38** (0.12)	0.37** (0.13)	0.39** (0.09)	0.28** (0.10)
Bildung Vater	0.23** (0.09)	0.24** (0.09)	0.11 (0.07)	0.13** (0.07)
Status Vater	0.0096** (0.003)	0.0096** (0.003)	0.0107** (0.002)	0.0105** (0.002)
Anzahl Geschwister	-0.18** (0.05)	-0.19** (0.05)	-0.10** (0.04)	-0.10** (0.04)
Stadt/Großstadt	0.43* (0.23)	0.42* (0.23)	0.16 (0.22)	0.20 (0.23)
Ohne Vater:				
Konstante		-0.19 (0.38)		-0.09 (0.32)
Bildung Mutter		-0.23 (0.20)		-0.04 (0.17)
Mutter Berufstätig				
Konstante		-0.01 (0.20)		-0.11 (0.19)
Bildung Mutter		-0.02 (0.11)		-0.05 (0.10)
Bildungsdominanz Mutter:				
Konstante		0.17 (0.53)		-0.44 (0.51)
Bildung Mutter		0.04 (0.18)		0.45** (0.16)
Kohorte 1939-41	0.42* (0.24)	0.45* (0.25)	0.69** (0.22)	0.75** (0.23)
Kohorte 1949-51	1.28** (0.24)	1.30** (0.25)	1.72** (0.22)	1.76** (0.22)
Bildung Mutter:				
Kohorte 1939-41	-0.008 (0.15)	0.02 (0.16)	-0.09 (0.13)	-0.01 (0.14)
Kohorte 1949-51	-0.25 (0.15)	-0.23 (0.15)	-0.03 (0.12)	0.07 (0.13)
Bildung Vater:				
Kohorte 1939-41	0.06 (0.12)	0.05 (0.12)	0.10 (0.10)	0.09 (0.10)
Kohorte 1949-51	-0.04 (0.12)	-0.04 (0.12)	-0.09 (0.10)	-0.09 (0.10)

noch Tabelle 4: Lineare Regression der Indikatoren der sozialen Herkunft auf die Bildung
(in Klammern: Standardfehler)

	Männer		Frauen	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Status Vater:				
Kohorte 1939–41	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
Kohorte 1949–51	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
R^2	0.315	0.317	0.334	0.341
R^2 adj.	0.305	0.302	0.324	0.326
Kondition	8.1	9.4	7.2	7.8
N	920		866	

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

signifikante Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung ihres Sohnes kann auf verschiedene Weise gedeutet werden. Im familiären Alltag ist es eher die Mutter, die die schulische Betreuung des Sohnes leistet. Je höher ihr eigener Bildungsabschluß ist, desto besser kann sie bei Hausaufgaben helfen. Das Bildungsniveau der Mutter kann aber auch für ihre Vertrautheit mit den verschiedenen Bildungsinstitutionen stehen. Je besser die Mutter beispielsweise das Gymnasium kennt, desto besser kann sie das Anforderungsprofil beurteilen und desto sicherer kann sie eine Entscheidung fällen, ob diese Schule für ihren Sohn geeignet ist.

Diese Überlegungen zur Vertrautheit mit den verschiedenen Bildungsinstitutionen treffen auch auf den Vater zu. Offensichtlich haben beide Elternteile einen eigenständigen Einfluß auf die Bildung des Sohnes. Der geschätzte Parameter der Bildung des Vaters von 0.23 ist allerdings kleiner als der zur Bildung der Mutter gehörige Parameter. Vergleicht man die Söhne zweier Väter, deren Bildungsabschluß sich um ein Jahr unterscheidet, dann hat der Sohn des höhergebildeten Vaters im Mittel eine um fast drei Monate höhere Bildung. Der Effekt der Bildung des Vaters ist möglicherweise deshalb kleiner als der Effekt der Bildung der Mutter, weil zusätzlich der berufliche Status des Vaters kontrolliert wird. Hinter dem Effekt des Status des Vaters verbirgt sich ein indirekter Bildungseffekt, zumal die Bildung zu den drei Indikatoren gehörte, von denen die Skala von Handl hergeleitet wurde. Die Signifikanz der Bildung des Vaters bedeutet, daß Söhne von Vätern, die zwar eine niedrige Bildung, jedoch einen hohen Status haben, niedrigere Bildungsabschlüsse haben als Söhne von Vätern, die eine ihrem Status entsprechend hohe Bildung haben. Der Sohn folgt dann in einem bestimmten Maße der Bildungserfahrung des Vaters. Dieses Verhalten kann auf eine zielgerichtete Nachfolge des Vaters im Sinne einer Familientradition hinweisen. Es kann aber auch durch die Nähe oder Distanz des Vaters zu den verschiedenen Bildungseinrichtungen erklärbar sein.

Der berufliche Status des Vaters hat einen von null signifikant verschiedenen Effekt auf die Bildung des Sohnes. Die Größe des Effekts soll durch einige Beispiele verdeutlicht

werden. Der Sohn eines Werkmeisters (Handl 124) hat im Mittel einen um $70.75 * 0.0096 = 0,67$ Jahre höhere Bildung als der Sohn eines Facharbeiters (Handl 53.25). Er hat eine um $88 * 0.0096 = 0,8$ Jahre, also etwa zehn Monate längere Bildung als der Sohn eines ungelerten Arbeiters (Handl 36). Der Sohn eines mittleren Beamten (Handl 122) hat im Vergleich zu dem Sohn eines einfachen Beamten (Handl 73) eine um $49 * 0.0096 = 0,47$ Jahre, also knapp sechs Monate längere Ausbildung. Der Abstand zwischen der erwarteten Bildung des Sohns eines höheren Beamten (Handl 344) und des Sohns eines einfachen Beamten beträgt $271 * 0.0096 = 2,6$ Jahre.

Der Effekt des Status des Vaters kann auf unterschiedliche Weise interpretiert werden. Zum einen steht er für die finanziellen Ressourcen der Familie. Je größer die finanziellen Ressourcen der Familie sind, desto leichter können Nachhilfe, Lernmaterial und andere Hilfen für den Sohn bereitgestellt werden. Der Status des Vaters steht aber auch für die schichtspezifischen Bildungsnormen. Diese werden in seinem sozialen Netzwerk transportiert. Dazu gehört nicht zuletzt der Kollegenkreis, in dem es ebenfalls Vorstellungen darüber gibt, was Kinder für eine Ausbildung erhalten sollten. Es ist wahrscheinlich, daß der Vater in gewissem Ausmaß diese Vorstellungen übernimmt, selbst wenn sie nicht der Bildungstradition seiner eigenen Familie entsprechen. Der Status des Vaters kann weiterhin für seine berufliche Erfahrung stehen, daß Bildung eine wesentliche Voraussetzung für eine Berufskarriere ist. Auch daraus leitet sich eine Überzeugung ab, welche Bildung für seinen Sohn anzustreben ist. Selbstverständlich gelten diese Überlegungen in gleicher Weise für die Mutter, falls sie erwerbstätig ist. Dies ist jedoch nur für eine Minderheit der untersuchten Personen kontinuierlich der Fall.

Die Zahl der Geschwister verringert die zu erwartende Bildung. Jedes Geschwisterkind reduziert die mittlere erwartete Bildung eines Jungen um etwa zwei Monate. Dies kann damit begründet werden, daß die finanziellen Ressourcen auf alle Kinder aufgeteilt werden müssen. Die Bildung jedes Kindes verursacht Kosten in Form seines Unterhalts und eventuell des Verzichts auf seinen Beitrag zum Familieneinkommen. Ceteris paribus steht bei einer größeren Kinderzahl für das einzelne Kind daher weniger Geld zur Verfügung.

Die Bildung von Männern ist stark abhängig vom Bildungsangebot. In Städten mit mehr als 30.000 Einwohnern ist die erwartete Bildung um etwa fünf Monate länger als in kleineren Städten und Dörfern. Allerdings ist mit der Stadtgröße auch eine spezifische Zusammensetzung der Bevölkerung verbunden. Höhergebildete Eltern finden sich häufiger in Städten als auf dem Land. Der Status des Vaters und die Bildung der Eltern werden aber bereits in der Analyse kontrolliert. In einer Großstadt zu leben erweist sich daher als wichtiges strukturelles Merkmal. Der Zusammenhang resultiert möglicherweise aus der räumlichen Nähe zu den verschiedenen Bildungseinrichtungen. Aber auch das kulturelle Angebot einer größeren Stadt kann zu einer Erhöhung der Bildungsnormen beitragen. Daher haben Söhne in Städten generell eine höhere erwartete Bildung, unabhängig von ihrer sozialen Herkunft.

Die Effekte der Kohortendummies verweisen auf die gestiegene Bildungsbeteiligung in den jüngeren Kohorten. Die erwartete Bildung der 1939–41 geborenen Männer liegt um etwa 5 Monate, die der um 1950 geborenen Männer um etwa 15 Monate über der Bildung der um 1930 Geborenen, wenn die soziale Herkunft kontrolliert wird.

Die restlichen sechs Variablen prüfen, ob sich die Wirkung der Indikatoren der sozialen Herkunft in den jüngeren Kohorten im Vergleich zur ältesten Kohorte geändert hat. Dies ist nicht der Fall. Keine der Interaktionsvariablen zwischen der sozialen Herkunft

und den Kohortendummies ist signifikant von null verschieden. Die Bildungsexpansion, die in den Nachkriegskohorten bereits begann, hat den Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem erwarteten Bildungsabschluß nicht geändert. Die Bildungsabschlüsse der Männer durchliefen statt dessen eine allgemeine Erhöhung, ohne daß sich die Herkunftseffekte abgeschwächt hätten. Dieses Ergebnis widerspricht den in Abschnitt 2.3.5 formulierten Hypothesen. Aufgrund des gestiegenen Wohlstands hätte man in der jüngsten Kohorte eine geringere Bedeutung des Einkommens und damit des Status des Vaters erwartet.

Um voreilige Schlüsse jedoch zu vermeiden, wird mit Hilfe der in Abschnitt 2.6 vorgestellten Methoden die Zuverlässigkeit der geschätzten Parameter überprüft. Eventuell erweisen sich Veränderungen deshalb nicht als signifikant, weil die geschätzten Varianzen der Parameter zu groß sind. Die in Tabelle 4 angegebene Schätzung beruht auf der Annahme der Homoskedastizität. Das heißt, es wird angenommen, daß die Varianz des Fehlerterms bei allen Beobachtungen gleich ist und damit, daß jeder Bildungsabschluß mit den verwendeten Variablen gleich gut vorhergesagt werden kann. Verschiedene Überlegungen sprechen gegen diese Annahme. Eine besteht darin, daß in der abhängigen Variablen die allgemeine und die berufliche Bildung vermischt werden. Man kann aber annehmen, daß die berufliche Bildung stärker von strukturellen Faktoren abhängig ist als die allgemeine Bildung. Eine Voraussetzung für den Abschluß einer Lehre besteht darin, überhaupt eine Lehrstelle zu finden. Viele berufliche Ausbildungseinrichtungen wählen ihre Schüler nach bestimmten Kriterien aus. Der Numerus clausus ist nur das bekannteste. Da dies für verschiedene Bildungsabschlüsse unterschiedlich ist, sollten die Varianzen, mit der diese Abschlüsse vorhergesagt werden, unterschiedlich sein. Ein anderer Grund für unterschiedliche Fehlervarianzen kann in den nicht berücksichtigten Variablen liegen. Freunde und Klassenkameraden können die Berufspläne eines Jugendlichen beeinflussen (Meulemann, 1985). Für die allgemeinbildenden Schulabschlüsse sollten sie eine geringere Bedeutung haben, weil diese stärker vom Elternhaus abhängen. Wenn dies stimmt, dann ist die Varianz, mit der berufliche Bildungsabschlüsse durch die soziale Herkunft vorhergesagt werden, unterschiedlich je nach Bildungsabschluß. Eine weitere nicht berücksichtigte Variable ist die Intelligenz. Wenn man die Vorstellung hat, daß es die intelligentesten Kinder sind, die das Abitur machen und studieren, dann sollte die Intelligenz eine große Bestimmungskraft für das Studium haben. Die Fehlervarianz sollte dann in dieser Kategorie eine andere sein als bei Abschlüssen, die nicht so stark von der Intelligenz abhängen. Schließlich sei auf die Kohorteneffekte verwiesen. Es gibt Theorien, die besagen, daß Lebensverläufe und damit auch Bildungsverläufe offener werden. Dies kann auch so gedeutet werden, daß die Streuung in den einzelnen Kategorien über die Kohorten zunehmen sollte.

All diese Überlegungen führen zu Zweifeln an der Homoskedastizitätsannahme. Daher wurde das Regressionsmodell ein zweites Mal geschätzt und zwar unter der Annahme unterschiedlicher Fehlervarianzen. Die Methoden werden in Abschnitt 2.6.3 beschrieben. Die neuen Standardfehler zu Modell (1) sind in Tabelle 5 angegeben.

Die Schätzung nach White (1980) basiert auf der Annahme unterschiedlicher Fehlervarianzen. Als Näherungen für die Fehler werden die Residuen verwendet, die man bei einer Schätzung unter der Homoskedastizitätsannahme erhalten würde. Die Abweichungen der White-Schätzer gegenüber den Schätzern unter der Annahme der Homoskedastizität sind klein. Die größten Unterschiede finden sich unter anderem bei der Bildung

Tabelle 5: Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten in Modell (1) unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Männer)

	Homoskedastizität	White	Jackknife	Dorfman
Konstante	0.18	0.19	0.19	0.19
Bildung Mutter	0.12	0.13	0.13	0.13
Bildung Vater	0.09	0.09	0.09	0.09
Status Vater	0.003	0.003	0.003	0.003
Anzahl Geschwister	0.05	0.04	0.05	0.05
Stadt/Großstadt	0.23	0.24	0.24	0.24
Kohorte 1939–41	0.24	0.24	0.24	0.24
Kohorte 1949–51	0.24	0.26	0.26	0.26
Bildung Mutter:				
Kohorte 1939–41	0.15	0.16	0.17	0.16
Kohorte 1949–51	0.15	0.16	0.16	0.16
Bildung Vater:				
Kohorte 1939–41	0.12	0.12	0.12	0.12
Kohorte 1949–51	0.12	0.13	0.13	0.13
Status Vater:				
Kohorte 1939–41	0.004	0.004	0.004	0.004
Kohorte 1949–51	0.004	0.004	0.004	0.004

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

der Mutter und bei der Dummyvariablen für die jüngste Kohorte. Die Abweichungen weisen darauf hin, daß der Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung ihres Sohnes unterschiedlich eng für die verschiedenen Bildungsabschlüsse war bzw. daß sich die Bildungsverteilung zwischen den Kohorten nicht gleichmäßig verändert hat.

Die White-Matrix berücksichtigt nur die Größe der Residuen unabhängig vom Einfluß der Beobachtung auf die Schätzung. Daher wurden die sogenannten Jackknife-Schätzer berechnet. Bei der Berechnung der Jackknife-Matrix für die Kovarianzen der Schätzer führen einflußreiche Beobachtungen, unabhängig von der Größe der Residuen, zu größeren Varianzen als Beobachtungen, deren Löschung die geschätzten Parameter nicht verändern würden. Die Jackknife-Matrix sollte daher größer sein als die White-Matrix, wenn es viele Ausreißer in den Daten gibt. Die geschätzten Standardabweichungen in Tabelle 5 bestätigen jedoch die frühere Schätzung. Es gibt keine wesentlichen Unterschiede zur White-Matrix.

Dies gilt auch für die von Dorfman vorgeschlagenen Schätzer (Dorfman, 1991). Ihnen liegt die Überlegung zugrunde, daß extreme Beobachtungen, die beispielsweise auf extreme Werte in den Indikatoren der sozialen Herkunft und nicht auf außergewöhnliche Zusammenhänge zwischen der sozialen Herkunft und dem Bildungsabschluß zurückzuführen sind, in der Jackknife-Matrix die Kovarianzen zu sehr aufblähen. Statt dessen tragen solche Beobachtungen zur Genauigkeit der Schätzung bei. Daher werden Gewichte bei Dorfman so gewählt, daß alle Beobachtungen einen etwa gleich großen Einfluß auf die

Schätzer haben²³. Doch auch diese Schätzergebnisse unterscheiden sich kaum von der White- und der Jackknife-Matrix.

Die Abschwächung der Homoskedastizitätsannahme führt also bei keinem Schätzverfahren zu einer Änderung der geschätzten Varianzen der Parameter und damit nicht zu signifikanten Kohortenunterschieden. Die durchgeführten Schätzungen bestätigen vielmehr das Ergebnis der linearen Regression, daß es keine Kohortenunterschiede in den Einflüssen der sozialen Herkunft gibt.

Ein anderer Grund für die Abwesenheit von Kohortenunterschieden kann darin liegen, daß die erklärenden Variablen miteinander korrelieren. Dies führt zu einer hohen Varianz der geschätzten Parameter. Man spricht in diesem Fall von Multikollinearität. Für die Annahme der Multikollinearität gibt es plausible Gründe. So müssen die Bildung des Vaters und das Prestige seines Berufs miteinander korrelieren, weil einem Beruf mit einem hohen Ansehen zumeist eine lange Ausbildung vorausgegangen ist. Auch zwischen der Bildung beider Elternteile sollte es eine positive Korrelation geben. Homogamieuntersuchungen belegen, daß beide Ehepartner häufig einen ähnlich hohen Ausbildungsabschluß haben (Hendrickx, Lammers & Ultee, 1991; Kalmijn, 1991; Mare, 1991). Korrelationen zwischen den Herkunftsvariablen sind daher wahrscheinlich. Wie sehr sie sich in den Schätzergebnissen niederschlagen, ist damit noch nicht gesagt. Je mehr Varianz die einzelnen Variablen haben, desto leichter ist es, die Einflüsse korrelierender Variablen zu trennen.

Multikollinearität führt dazu, daß die geschätzten Parameter instabil sind. Kleine Änderungen in den Daten führen auf große Änderungen in den geschätzten Parametern. Die Kondition der Informationsmatrix ist ein grobes Maß für die Multikollinearität (vgl. Abschnitt 2.6.1). Die Kondition gibt an, wie sensibel die Schätzer auf Änderungen in den Daten reagieren. Die Kondition ist der Quotient zwischen dem größten und dem kleinsten Eigenwert der Informationsmatrix. Je größer die lineare Abhängigkeit ist, desto näher liegt der kleinste Eigenwert bei null und desto größer ist die Kondition. Man kann sich die Eigenwerte als Längen der Achsen eines Datenkreises oder Datenellipsoids vorstellen. Je unterschiedlicher die beiden Achsenlängen sind, desto flacher ist das Ellipsoid, das durch die Daten beschrieben wird. Dies entspricht gerade der Beobachtung, daß die Kondition groß ist. Ein Quotient zwischen dem größten Eigenwert und einem anderen Eigenwert heißt Konditionsindex. Jeder große Konditionsindex kann als Hinweis auf eine starke lineare Abhängigkeit in den Daten gedeutet werden.

Die Kondition der skalierten Informationsmatrix für Modell (1) in Tabelle 4 beträgt 8.61. Damit liegt sie in einem Bereich, den Belsley, Kuh und Welsch als unproblematisch bezeichnen. Eine Zerlegung der Kovarianzmatrix der Schätzer kann trotzdem auf gewisse Zusammenhänge zwischen den Parametern hinweisen. In Tabelle 29 ist die Kovarianzzerlegung der geschätzten Parameter angegeben. Jede Zeile entspricht einem Konditionsindex. Zu jedem Konditionsindex ist für jede Variable der Anteil der Varianz des zugehörigen geschätzten Parameters angegeben, der mit dem Konditionsindex zusammenhängt. Wenn die zu einem großen Konditionsindex gehörigen Varianzkomponenten mindestens zweier Parameter groß sind, dann weist dies auf Multikollinearität hin (vgl. Abschnitt 2.6.1).

²³ Bei den angegebenen Schätzern ist die minimale Leverage 0.012 und die maximale Leverage beträgt 0.017.

Der größte Konditionsindex ist sowohl mit hohen Varianzanteilen der Bildung des Vaters als auch mit hohen Varianzanteilen des Status des Vaters verbunden. Bei beiden Variablen hängen jeweils mehr als 70 Prozent der Varianz des Parameters mit diesem Konditionsindex zusammen. Zusätzlich haben die Interaktionen der Bildung des Vaters und des Status des Vaters mit den Kohortendummies relativ große Werte. Bei allen vier Interaktionen sind über 50 Prozent der Varianz mit dem höchsten Konditionsindex verbunden.

Inhaltlich ist der gefundene Zusammenhang nicht überraschend. Ein hoher Status des Vaters ist oft mit einer hohen Bildung des Vaters verbunden und umgekehrt. Die Abweichungen in den Kohorten 1939–41 und 1949–51 hängen von den geschätzten Durchschnittswerten in der Kohorte 1929–31 ab. Die Kondition ist aber nicht so hoch, daß sie auf ernsthafte Probleme hinweist. Angesichts des Zusammenhangs zwischen dem Status des Vaters und der Bildung des Vaters sollte dennoch die Frage diskutiert werden, ob die Bildung des Vaters überhaupt berücksichtigt werden soll, wenn der Status des Vaters bereits einen großen Teil der mit der Bildung verbundenen Information enthält. Verschiedene Aspekte sprechen jedoch gegen eine Vernachlässigung der Bildung des Vaters. Zunächst sei an frühere Überlegungen erinnert, nach denen der Status des Vaters in der Kohorte 1929–31 und teilweise auch in der Kohorte 1939–41 in besonderen Krisenzeiten gemessen wurde. 1945 waren viele Väter Soldaten, in Gefangenschaft oder mit anderen irregulären Tätigkeiten befaßt. Der Status des Vaters zum Alter 15 des Befragten beschreibt deshalb in dieser Kohorte häufig eine Ausnahmesituation. Daher ist es wichtig, zusätzlich die Bildung zu kontrollieren. Sie sollte in der ältesten Kohorte besser als der Status des Vaters die Bildungsstradition der Familie und die Nähe zu den Bildungsinstitutionen abbilden. Die Berücksichtigung der Bildung des Vaters ist ebenfalls notwendig, wenn es Bildungsstraditionen in einer Familie gibt oder eine Distanz zu höheren Schulen, die an dem Status des Vaters nicht abzulesen sind. Solche Statusinkonsistenzen können für die Bildung des Sohnes von Bedeutung sein. Daher sollte die Bildung des Vaters im Modell berücksichtigt werden. Für unsere Analyse ist festzuhalten, daß diese Entscheidung zu einer größeren Varianz der Parameter für die Bildung und des Status des Vaters führt.

Multikollinearität ist ein Problem der Daten und nicht des Modells. Trotzdem kann Multikollinearität durch eine Fehlspezifikation des Modells verursacht werden. Die verwendeten linearen Messungen für die Ressourcen der Eltern stellen nur eine Approximation an die wahren Mechanismen dar. So legt beispielsweise die früher vorgestellte Beschreibung des Zusammenhangs zwischen der Bildung der Eltern und der Bildung des Kindes von Ditton eine andere, nichtlineare, Spezifikation dieses Zusammenhangs nahe. Insofern der Status des Vaters als Maß für die finanziellen Ressourcen interpretiert wird, kann ebenfalls ein nichtlinearer Zusammenhang mit der Bildung des Kindes angenommen werden. Es gibt Überlegungen, nach denen Eltern ab einem gewissen Reichtum nicht mehr in das Humankapital ihrer Kinder investieren, sondern andere direkte Möglichkeiten der Einkommensvererbung suchen (Siebert, 1989). Für unsere Analyse würde das bedeuten, daß Statusdifferenzen auf einem hohen Niveau geringere Bildungsunterschiede erzeugen als auf einem niedrigen Niveau. Durch eine solche genauere Spezifikation der Mechanismen der Ressourcentransformation können auch Multikollinearitätsprobleme reduziert werden, weil die Kollinearität der entsprechend umcodierten Variablen möglicherweise kleiner wäre. Dieser Weg wird in dieser Arbeit jedoch nicht weiter verfolgt. Als Fazit muß festgehalten werden, daß mit der gewählten Spezifikation keine Kohortenunterschiede gefunden werden.

Die Ergebnisse der linearen Regression bestätigen, daß beide Bildungsabschlüsse der Eltern wichtig sind, um den Schulabschluß des Sohnes vorherzusagen. Die Bildung der Mutter ist meist niedriger als die des Vaters. Daher stellt sich die Frage, wie sie den Bildungsabschluß des Sohnes überhaupt beeinflussen kann. Im Abschnitt 2.2 wurden verschiedene Familienkonstellationen beschrieben, in denen die Mutter eine besondere Bedeutung in der Familie haben sollte. Ob sich dies in dem Bildungsabschluß des Sohnes niederschlägt, wird in einem erweiterten Regressionsmodell getestet. Berücksichtigt wird die spezielle Situation alleinerziehender Mütter, berufstätiger Mütter sowie von Müttern, deren Bildung höher ist als die der Väter. Von den 920 Männern in der Analyse sind 71 spätestens ab dem Alter 6 ohne Vater aufgewachsen. Bei 361 Männern war die Mutter ganz oder teilweise berufstätig bis zum 16. Lebensjahr ihres Sohnes. Bei 75 Männern hatte die Mutter eine höhere Bildung als der Vater. Keine dieser Konstellationen hat einen signifikanten Effekt auf den Bildungsabschluß des Sohnes. Das bedeutet, daß weder die Trennung vom Vater, noch die Berufstätigkeit der Mutter oder die Bildungsdominanz der Mutter den Bildungsabschluß ihres Sohnes in besonderer Weise beeinflussen. Da auch die Parameter der Interaktionen dieser Variablen mit der Bildung der Mutter nicht von null verschieden sind, hat die Mutter in diesen Situationen denselben Einfluß wie in den übrigen Familien²⁴. Die erklärte Varianz des Modells hat sich durch die Berücksichtigung der Familienkonstellationen nicht erhöht. Der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Bildungsabschluß des Sohnes, so wie er im Modell spezifiziert wird, wird durch die verschiedenen Konstellationen nicht beeinflusst.

Die Tabelle 6 enthält die Ergebnisse der verschiedenen Kovarianzschätzungen für Modell (2). Es zeigt sich, daß unter der Annahme der Homoskedastizität die Varianz der Dummyvariablen für die Bildungsdominanz der Mutter unterschätzt wird. Das ändert jedoch nichts an den Ergebnissen, weil die Parameter auch vorher nicht signifikant von null verschieden waren.

Die Multikollinearitätsanalyse zeigt bei den drei höchsten Konditionsindizes das bereits bekannte Bild, insbesondere den Zusammenhang zwischen der Bildung und dem Status des Vaters (vgl. Tab. 30). Der Konditionsindex mit dem Wert 4.5 hängt mit 65 Prozent der Varianz der Dummy- und mit 76 Prozent der Varianz der Interaktionsvariablen für die Bildungsdominanz der Mutter zusammen. Wenn die Bildung der Mutter höher ist als die Bildung des Vaters, dann hat die Mutter oft eine überdurchschnittliche Bildung. Umgekehrt ist die Bildung der Mutter meist niedriger als die des Vaters, wenn sie eine sehr niedrige Bildung hat.

Frauen

Auch bei den Frauen erkennt man einen engen Zusammenhang zwischen ihrer Bildung und ihrer sozialen Herkunft (vgl. Tab. 4). Sowohl die Bildung der Mutter als auch der Status des Vaters und die Zahl ihrer Geschwister beeinflussen ihre erwarteten Bildungsabschlüsse. Die Effekte der Bildung der Mutter und des Status des Vaters haben eine ähnliche Größenordnung wie bei den Männern.

²⁴ Eventuell wird das Auffinden solcher Unterschiede durch den konstanten Effekt der Bildung des Vaters über die verschiedenen Konstellationen erschwert. Auf eine Erweiterung des Modells um entsprechende Interaktionen wurde wegen der relativ geringen Fallzahl in den speziellen Konstellationen verzichtet.

Tabelle 6: Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten in Modell (2) unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Männer)

	Homoskedastizität	White	Jackknife	Dorfman
Konstante	0.20	0.20	0.21	0.21
Bildung Mutter	0.13	0.14	0.15	0.15
Bildung Vater	0.09	0.09	0.09	0.09
Status Vater	0.003	0.003	0.003	0.003
Anzahl Geschwister	0.05	0.04	0.05	0.05
Stadt/Großstadt	0.23	0.23	0.24	0.24
Ohne Vater:				
Konstante	0.38	0.37	0.39	0.39
Bildung Mutter	0.20	0.21	0.22	0.22
Mutter berufstätig:				
Konstante	0.20	0.20	0.20	0.20
Bildung Mutter	0.11	0.11	0.12	0.11
Bildungsdominanz Mutter:				
Konstante	0.53	0.60	0.61	0.60
Bildung Mutter	0.18	0.17	0.19	0.18
Kohorte 1939–41	0.25	0.25	0.25	0.25
Kohorte 1949–51	0.25	0.26	0.26	0.26
Bildung Mutter:				
Kohorte 1939–41	0.16	0.16	0.17	0.17
Kohorte 1949–51	0.15	0.16	0.17	0.16
Bildung Vater:				
Kohorte 1939–41	0.12	0.12	0.12	0.12
Kohorte 1949–51	0.12	0.13	0.14	0.13
Status Vater:				
Kohorte 1939–41	0.004	0.004	0.004	0.004
Kohorte 1949–51	0.004	0.004	0.004	0.004

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Die Zahl der Geschwister verringert die erwartete Bildung in geringerem Ausmaß als bei den Männern, nämlich nur um etwa einen Monat. Dies überrascht, da man bei Frauen eher stärkere Restriktionen durch die soziale Herkunft erwartet hätte. Töchter aus großen Familien sind weniger benachteiligt gegenüber ihren Geschlechtsgenossinnen aus kleinen Familien als Söhne aus großen Familien es im Vergleich zu Söhnen aus kleineren Familien sind. Dies gilt, wenn der Status des Vaters und die Bildung der Eltern jeweils gleich sind. Dies sollte jedoch nicht als Hinweis auf größere Bildungschancen von Töchtern in großen Familien im Vergleich zu ihren Brüdern interpretiert werden. Vielmehr kann man den Unterschied mit der geschlechtsspezifischen Bildungsverteilung in Verbindung bringen. Die Bildungsabschlüsse von Frauen sind vergleichsweise niedriger als die von Männern und zwar im Mittel um eineinhalb Jahre. Innerhalb dieser Gruppe der Benachteiligten ist der mit der Familiengröße zusammenhängende Nachteil dann kleiner.

Im Unterschied zu den Schätzergebnissen bei den Männern ist der Effekt der Bildung des Vaters bei Frauen nicht signifikant von null verschieden. Dabei ist wieder zu bedenken, daß der Status des Vaters in gewissem Maß mit seiner Bildung zusammenhängt. Über den Status des Vaters wird ein indirekter Einfluß der Bildung des Vaters abgebildet. Bei den Frauen findet sich jedoch kein von dem Status des Vaters unabhängiger Bildungseffekt. Es scheint so, als ob die Bildung des Vaters für die Bildung der Töchter nur insoweit wichtig ist, als sie mit seinem Einkommen zusammenhängt. Während die Bildung des Vaters gegenüber Söhnen eine Bildungstradition der Familie verkörpert, an die auch dann angeknüpft wird, wenn der Status des Vaters nicht mehr mit seiner Bildung übereinstimmt, scheint dies bei Töchtern nicht der Fall zu sein.

Die Stadtgröße hatte keinen signifikanten Effekt auf den Bildungsabschluß von Frauen. Frauen haben demnach weder von dem besseren Bildungsangebot in größeren Städten profitiert noch von der dort herrschenden größeren Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften. Vielmehr scheint das Bildungsniveau von Frauen auf dem relativ niedrigen Niveau festgeschrieben gewesen zu sein. Abweichungen davon gab es offenbar aufgrund der sozialen Herkunft, nicht jedoch aufgrund des Bildungsangebots oder des Arbeitsmarktes.

Die zu den Kohortendummies gehörenden Parameter weisen auf die gestiegene Bildung von Frauen hin. Es finden sich, wie bei den Männern, keine signifikanten Unterschiede der Wirkung der sozialen Herkunft zwischen den Kohorten. Trotz der bereits beginnenden Bildungsexpansion ist der Zusammenhang zwischen der Bildung der Tochter und der Bildung der Eltern sowie dem Status des Vaters weder stärker noch schwächer geworden²⁵.

Um die Zuverlässigkeit der Koeffizienten beurteilen zu können, werden wie bei den Männern die in Abschnitt 2.6 dargestellten diagnostischen Verfahren verwendet. Die Tabelle 7 enthält die Standardabweichungen der Schätzer, wenn anstelle der Homoskedastizitätsannahme für jede Beobachtung unterschiedliche Fehlervarianzen zugelassen werden. Es zeigen sich wieder keine wesentlichen Unterschiede zwischen den verschiedenen Schätzungen. Eine Überschätzung der Fehlervarianz kann daher nicht der Grund für die Invarianz der Herkunftseffekte über die Kohorten sein. Die Kondition des Schätzproblems liegt bei 7.2. Daher sollten die Parameter weitgehend stabil sein. Die Tabelle 31 enthält die Varianzzerlegung der geschätzten Parameter. Sie weist, wie bei den Männern, auf eine gewisse Kollinearität zwischen dem Status des Vaters und seiner Bildung hin. 72 Prozent der Varianz des zu der Bildung des Vaters gehörigen Parameters und 64 Prozent der Varianz des Parameters des Status des Vaters sind mit demselben Konditionsindex verbunden, außerdem etwa 50 Prozent der entsprechenden Interaktionen mit den Kohortendummies. Da die Kondition kleiner als 10 ist, kann die Multikollinearität jedoch kaum der Grund für die Nichtsignifikanz von Kohortenunterschieden der Herkunftseinflüsse sein. Festzuhalten bleibt, daß sich bei Frauen der Zusammenhang zwischen ihrem Bildungsabschluß und ihrer sozialen Herkunft ebenfalls nicht verändert hat.

Auch für die Frauen wurde ein erweitertes Modell geschätzt, in dem die verschiedenen Familienkonstellationen und deren Interaktion mit der Bildung der Mutter berücksichtigt wurde. 82 Frauen sind spätestens seit dem Alter von sechs Jahren ohne den Vater

²⁵ Dies stimmt mit den Ergebnissen von Mayer, Henz und Maas (1991) überein.

Tabelle 7: Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten in Modell (3) unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Frauen)

	Homoskedastizität	White	Jackknife	Dorfman
Konstante	0.16	0.14	0.14	0.14
Bildung Mutter	0.09	0.09	0.10	0.09
Bildung Vater	0.07	0.06	0.06	0.06
Status Vater	0.002	0.002	0.002	0.002
Anzahl Geschwister	0.04	0.04	0.04	0.04
Stadt/Großstadt	0.22	0.22	0.23	0.23
Kohorte 1939–41	0.22	0.21	0.21	0.21
Kohorte 1949–51	0.22	0.21	0.22	0.22
Bildung Mutter:				
Kohorte 1939–41	0.13	0.15	0.16	0.15
Kohorte 1949–51	0.12	0.14	0.15	0.14
Bildung Vater:				
Kohorte 1939–41	0.10	0.09	0.09	0.09
Kohorte 1949–51	0.10	0.10	0.11	0.11
Status Vater:				
Kohorte 1939–41	0.003	0.004	0.003	0.003
Kohorte 1949–51	0.003	0.003	0.003	0.003

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

aufgewachsen. 59 Frauen haben Mütter, deren Bildung höher ist als die des Vaters. 318 Mütter waren ganz oder teilweise berufstätig, bevor die Tochter 16 Jahre alt war.

Die Ergebnisse der Schätzung finden sich in Tabelle 4 in Spalte (4). Die Bildungsdominanz der Mutter führt zu einem engeren Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung der Tochter. Dagegen schwächt sich der allgemeine Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung der Tochter in dem erweiterten Modell ab. Er beträgt nur 3,5 statt 4,5 Monate je zusätzlichen Jahr Bildung der Mutter. Allerdings wird der Effekt der Bildung des Vaters im erweiterten Modell zum 10-Prozent-Niveau signifikant.

Der negative Effekt der Bildungsdominanz der Mutter ist durch die besondere familiäre Konstellation erklärbar, die durch die Bildungsdominanz der Mutter abgebildet wird. Bei gegebener Bildung der Mutter hat die Tochter einer bildungsdominanten Mutter *ceteris paribus* geringere Herkunftsressourcen als bei einer „normalen“ Bildungskonstellation der Eltern, weil die Bildungsdominanz ja gerade eine niedrigere Bildung des Vaters impliziert. Der stärkere Zusammenhang zwischen der Bildung einer bildungsdominanten Mutter und der Bildung der Tochter zeigt jedoch an, daß die Tochter einer hochgebildeten Mutter besonders stark von der Mutter profitieren kann. Für Söhne gilt dies offenbar nicht in gleicher Weise. Insofern findet die These der besonderen Bedeutung der Bildung des gleichgeschlechtlichen Elternteils doch eine punktuelle Bestätigung durch die Regressionsanalyse, wenn auch nur in der spezifischen Konstellation bildungsdominanter Mütter.

Tabelle 8: Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten unter verschiedenen Heteroskedastizitätsannahmen (Frauen)

	Homoskedastizität	White	Jackknife	Dorfman
Konstante	0.17	0.16	0.17	0.17
Bildung Mutter	0.10	0.11	0.11	0.11
Bildung Vater	0.07	0.06	0.06	0.06
Status Vater	0.002	0.002	0.002	0.002
Anzahl Geschwister	0.04	0.04	0.04	0.04
Stadt/Großstadt	0.23	0.22	0.23	0.23
Ohne Vater:				
Konstante	0.32	0.30	0.31	0.31
Bildung Mutter	0.17	0.18	0.20	0.18
Mutter berufstätig:				
Konstante	0.19	0.19	0.19	0.19
Bildung Mutter	0.10	0.11	0.11	0.11
Bildungsdominanz Mutter:				
Konstante	0.51	0.45	0.49	0.47
Bildung Mutter	0.16	0.16	0.18	0.16
Kohorte 1939–41	0.23	0.21	0.22	0.22
Kohorte 1949–51	0.22	0.21	0.22	0.22
Bildung Mutter:				
Kohorte 1939–41	0.14	0.14	0.15	0.14
Kohorte 1949–51	0.13	0.14	0.15	0.15
Bildung Vater:				
Kohorte 1939–41	0.10	0.09	0.10	0.09
Kohorte 1949–51	0.10	0.10	0.11	0.11
Status Vater:				
Kohorte 1939–41	0.003	0.003	0.003	0.003
Kohorte 1949–51	0.003	0.003	0.003	0.003

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Die übrigen Familienkonstellationen haben keinen Einfluß auf die Bildung der Tochter. Die Berufstätigkeit von Müttern, unabhängig von ihrem beruflichen Status, zeigt keinen Zusammenhang mit der Bildung ihrer Töchter. Auch der Einfluß der Bildung der Mutter bleibt in dieser Situation unverändert. Bei den Töchtern alleinerziehender Mütter zeigt sich ebenfalls kein besonderer Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Tochter. Eigentlich hätte man erwartet, daß alleinerziehende Mütter mehr Wert auf die Bildung ihrer Töchter gelegt haben, um sie möglichst gut auf ein eigenständiges Leben vorzubereiten. Vielleicht hat die finanziell oft schwierige Situation vieler alleinerziehender Mütter die Verwirklichung solcher Ziele erschwert.

Der Verzicht auf die Homoskedastizitätsannahme zeigt, daß die Varianz des Parameters der Dummyvariablen für die Bildungsdominanz der Mutter eher überschätzt wurde (vgl. Tab. 8). Die Multikollinearitätsanalyse zeigt, wie bei den Männern, eine hohe Korrelation zwischen den beiden zur Bildungsdominanz der Mutter gehörigen Parametern (vgl.

Tab. 32). Angesichts der relativ großen Parameter spricht dies dafür, daß der Effekt der Bildungsdominanz im Modell überschätzt wurde. Da die Kondition jedoch unter 10 liegt, kann der Parameter trotzdem als recht zuverlässig angesehen werden.

Zusammenfassung

Die linearen Regressionen der sozialen Herkunft auf den Bildungsabschluß des Sohnes bzw. der Tochter zeigen starke Zusammenhänge zwischen der sozialen Herkunft und der Bildung. Dies gilt besonders für den Status des Vaters, die Bildung der Mutter und die Zahl der Geschwister. Die Bildung des Vaters hat auf die Bildung des Sohnes ebenfalls einen deutlichen Einfluß. Bei Töchtern zeigt sich erst mit der Berücksichtigung verschiedener Familienkonstellationen ein von null schwach signifikant verschiedener Parameter der Bildung des Vaters. Neben diesen Indikatoren der sozialen Herkunft hat bei den Männern das Leben in einer größeren Stadt einen positiven Einfluß auf das Bildungsniveau. Bei Männern und Frauen gibt es einen Zusammenhang zwischen der Zahl der Geschwister und der Bildung. Er ist bei Frauen schwächer als bei Männern.

Die speziell berücksichtigten Familienkonstellationen haben nur in einem Fall einen Einfluß auf den Bildungsabschluß. Wenn die Mutter eine höhere Bildung hat als der Vater, dann besteht ein besonders enger Zusammenhang zwischen ihrem Bildungsabschluß und dem Bildungsabschluß ihrer Tochter.

Es zeigten sich signifikante Kohortenunterschiede in der Wirkung der sozialen Herkunft. Der Verzicht auf die Homoskedastizitätsannahme änderte daran nichts. Die Multikollinearitätsanalyse wies darauf hin, daß die Parameter der Bildung und des Status des Vaters in gewissem Ausmaß voneinander abhängen. Das gilt auch für die entsprechenden Kohorteninteraktionen. Dennoch weisen die diagnostischen Prüfungen die Schätzergebnisse als stabil aus.

2.4.4 Logit-Modelle für wichtige Übergänge im Bildungssystem

2.4.4.1 Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Schulwahl

Zur Modellierung der Schulwahl nach Abschluß der vierten Klasse²⁶ wurden für Männer und für Frauen jeweils zwei Logit-Modelle geschätzt: zuerst ein Modell für die Wahl der Volksschule und dann ein Modell für die Wahl des Gymnasiums, wenn man sich für eine weiterführende Schule entschieden hat.

Männer

Die Tabelle 9 enthält die Logit-Koeffizienten für die Männer. Sie lassen erkennen, daß die soziale Herkunft einen großen Einfluß auf die Wahl der Schulart hatte. Sowohl die

²⁶ Der Wechsel zu einer weiterführenden Schule fand in manchen Fällen erst nach der 6. Klasse statt. Dies wurde im Fragebogen berücksichtigt. Die hier verwendete Frage lautet: „Den ersten Schulabschnitt nennt man Grundschulzeit; er endet für die meisten nach der 4. Klasse, für manche aber auch erst nach der 5. oder 6. Klasse. In was für eine Schule sind sie nach der Grundschulzeit gegangen?“ Wenn im weiteren Text vom „Übergang nach der 4. Klasse“ die Rede ist, dann ist immer „Wechsel nach der Grundschulzeit“ in diesem Sinne gemeint.

Tabelle 9: Logit-Modelle für den Wechsel auf eine weiterführende Schule (Männer;
in Klammern: Standardfehler)

	Logit- Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit- Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	-1.29** (0.19)	-0.026	0.040	-1.19** (0.21)	-0.032	0.047
Bildung Mutter	0.42** (0.11)	-0.022	0.019	0.42** (0.12)	-0.030	0.025
Bildung Vater	0.14 (0.09)	-0.027	0.030	0.12 (0.09)	-0.027	0.029
Status Vater	0.014** (0.003)	-0.0009	0.0007	0.014** (0.003)	-0.0009	0.0007
Anzahl Geschwister	-0.20** (0.06)	-0.011	0.019	-0.21** (0.06)	-0.011	0.019
Stadt/Großstadt	0.54** (0.19)	-0.017	0.025	0.54** (0.19)	-0.020	0.027
Ohne Vater:						
Konstante				0.09 (0.38)	-0.065	0.171
Bildung Mutter				-0.10 (0.19)	-0.086	0.053
Mutter berufstätig:						
Konstante				-0.26 (0.20)	-0.019	0.032
Bildung Mutter				0.01 (0.11)	-0.017	0.017
Bildungsdominanz Mutter:						
Konstante				-0.57 (0.76)	-0.149	0.412
Bildung Mutter				0.24 (0.26)	-0.181	0.061
Kohorte 1939–41	-0.48* (0.26)	-0.035	0.059	-0.52* (0.27)	-0.061	0.068
Kohorte 1949–51	0.18 (0.23)	-0.033	0.029	-0.18 (0.23)	-0.034	0.029
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939–41	-0.05 (0.14)	-0.035	0.022	-0.04 (0.15)	-0.039	0.024
Kohorte 1949–51	-0.41** (0.13)	-0.017	0.022	-0.42** (0.14)	-0.019	0.024
Bildung Vater:						
Kohorte 1939–41	0.01 (0.12)	-0.029	0.027	0.02 (0.12)	-0.028	0.027
Kohorte 1949–51	0.06 (0.12)	-0.030	0.027	0.08 (0.12)	-0.028	0.028

noch Tabelle 9: Logit-Modelle für den Wechsel auf eine weiterführende Schule (Männer; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Status Vater:						
Kohorte 1939–41	-0.005 (0.003)	-0.0008	0.0009	-0.005 (0.003)	-0.0008	0.0009
Kohorte 1949–51	-0.007** (0.003)	-0.0007	0.0009	-0.007** (0.003)	-0.0007	0.0009
-2(logL - logL ₀)	325			328		
Hosmer-Lemeshow	0.63			0.40		
Kondition	8.3			9.5		
Anzahl Volksschule	642					
Anzahl weiterführende Schule	264					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Bildung der Mutter als auch der Status des Vaters und die Geschwisterzahl haben von null signifikant verschiedene Effekte auf die Entscheidung, ob ein Junge in der Volksschule bleibt oder ob er auf eine weiterführende Schule wechselt. Wenn die Bildung einer Mutter um ein Jahr höher ist als die einer anderen Mutter, dann ist die Wahrscheinlichkeit, daß ihr Sohn auf eine weiterführende Schule wechselt, $\exp(0.42) = 1,5$ mal so groß wie für den anderen Sohn. Für den Sohn einer Frau mit Abitur ist die Wahrscheinlichkeit des Wechsels auf eine weiterführende Schule $\exp(3 * 0.42) = 3,5$ mal so hoch wie für den Sohn einer Frau mit mittlerer Reife. Dieser enge Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und der Verbleibewahrscheinlichkeit in der Volksschule besteht in den älteren beiden Kohorten. Für die um 1949–51 Geborenen läßt sich kein Zusammenhang feststellen.

Auch der Status des Vaters hat einen großen Einfluß auf den Wechsel auf eine weiterführende Schule. Der geschätzte Parameter von 0.014 kann folgendermaßen veranschaulicht werden. Der Sohn eines einfachen Beamten (Status 73) geht mit einer $\exp(19.75 * 0.014) = 1,3$ mal größeren Wahrscheinlichkeit auf eine weiterführende Schule als der Sohn eines Facharbeiters (Status 54.25). Der Sohn eines mittleren Beamten (Status 122) hat eine $\exp(68.75 * 0.014) = 2,6$ mal höhere Übertrittswahrscheinlichkeit auf eine weiterführende Schule als der Sohn eines Facharbeiters.

In der jüngsten Kohorte ist der Parameter des Status des Vaters signifikant kleiner als in der ältesten Kohorte. Der Sohn des einfachen Beamten hat nur noch eine $\exp(18.75 * (0.014 - 0.007)) = 1,1$ mal größere Übertrittswahrscheinlichkeit und der Sohn des mittleren Beamten eine $\exp(67.75 * 0.007) = 1,6$ mal höhere Übertrittswahrscheinlichkeit als der Sohn des Facharbeiters (Status 54.25). Doch auch in der jüngsten Kohorte besteht ein deutlicher Zusammenhang zwischen dem Status des Vaters und der Übertrittswahrscheinlichkeit.

Dies bestätigt ein Wald-Test, der prüft, ob sich die beiden Effekte zu null addieren. Die Teststatistik hat den Wert 13.92²⁷, so daß die Hypothese abgelehnt wird. Mit Hilfe der Wald-Tests kann man ebenfalls feststellen, daß der Einfluß der Bildung des Vaters über die Kohorten zunimmt. Eine Wald-Statistik von 3.2 in der Kohorte 1939–41 und eine Wald-Statistik von 8.1 in der Kohorte 1949–51 weisen darauf hin, daß die Summe der Parameter der Bildung des Vaters in der Kohorte 1939–41 zum 10-Prozent-Niveau und in der Kohorte 1949–51 zum 5-Prozent-Niveau signifikant sind. Allerdings muß angemerkt werden, daß die Parameter zu den Interaktionen der Bildung des Vaters mit den Dummyvariablen für die beiden jüngeren Kohorten recht instabil ist. Dies zeigen die $\Delta\beta$, die ebenfalls in Tabelle 9 aufgelistet sind. Die $\Delta\beta$ messen, wie sehr sich ein Parameter verändert, wenn eine einzelne Beobachtung gelöscht wird²⁸. Der minimale Wert der $\Delta\beta$ gibt daher die maximale Abweichung nach unten an, die durch die Löschung einer einzelnen Beobachtung verursacht werden kann. Entsprechend gibt der maximale Wert der $\Delta\beta$ die maximale Abweichung nach oben an, die durch die Löschung einer einzelnen Beobachtung auftreten kann. Die beiden Parameter für die Interaktionsvariablen zwischen der Bildung des Vaters und den Kohortendummies betragen 0.01 bzw. 0.06. Durch die Löschung einer einzelnen Beobachtung können sich diese Parameter um bis zu ± 0.03 verändern.

Die Übergangsquoten auf die weiterführenden Schulen unterscheiden sich zwischen den drei Geburtskohorten. Von den 298 Männern aus der Kohorte 1929–31 gingen 74, das sind 25 Prozent, auf eine weiterführende Schule. Von den 295 Männern der Kohorte 1939–41 waren es 75 Personen, also ebenfalls 25 Prozent. Von den 313 Männern der jüngsten Kohorte wechselten 115 Personen auf weiterführende Schulen und damit 37 Prozent. Die geschätzten Parameter für die Kohortenunterschiede unterscheiden sich von diesen Übergangsquoten, weil sie von den Mittelwerten sämtlicher Variablen in den verschiedenen Kohorten im Vergleich zum Gesamtmittelwert abhängen.

Die Kondition von 8.3 weist auf die Zuverlässigkeit der geschätzten Parameter hin. Die Varianzzerlegungen werden im folgenden nur für die Logit-Modelle angegeben, deren Kondition größer ist als 10. Zwar weist die Multikollinearitätsanalyse auch bei geringeren Konditionsindizes auf Zusammenhänge der geschätzten Parameter hin. Bei einer Kondition von weniger als 10 können die geschätzten Parameter jedoch als zuverlässig beurteilt werden. Die Tabelle enthält außerdem das Ergebnis des Anpassungstests von Hosmer und Lemeshow (1989, S. 140 ff.). Für diesen Test werden die Beobachtungen gemäß ihrer geschätzten Ereigniswahrscheinlichkeit sortiert und in zehn gleich große

²⁷ Mit dem *Wald-Test* kann man Funktionen der geschätzten Parameter testen. Gegeben sei die von den Parametern $\theta \in R^p$ abhängige Likelihood $L(x, \theta)$ der Beobachtungen x . Außerdem sei eine differenzierbare Funktion h gegeben, die Punkte aus IR^p in den IR^q abbildet mit $q < p$. Getestet werden soll die Hypothese $h(\theta) = 0$. Die Wald-Statistik hat dann die folgende Gestalt:

$$\text{Wald} = -h(\hat{\theta})^T \left\{ \frac{\partial h}{\partial \theta^T}(\hat{\theta}) \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \theta \partial \theta^T} \right]^{-1} \frac{\partial h^T}{\partial \theta}(\hat{\theta}) \right\}^{-1} h(\hat{\theta}).$$

Sie ist asymptotisch χ^2 -verteilt mit q Freiheitsgraden. Für $q = 1$ lautet der kritische Wert zum 5-Prozent-Niveau 3.84. Wenn – wie hier – die Kovarianzmatrix nicht a priori bekannt ist, gilt die χ^2 -Verteilung nur näherungsweise. Der Wald-Test lehnt dann häufiger die Hypothese ab (Judge u.a., 1985).

²⁸ Dies wird ausführlicher in Abschnitt 2.6.4 erläutert.

Gruppen eingeteilt. Die erste Gruppe enthält die Personen mit der geringsten erwarteten Ereigniswahrscheinlichkeit. Die letzte Gruppe enthält die Personen mit der höchsten erwarteten Ereigniswahrscheinlichkeit. Für jede Gruppe wird dann die beobachtete und erwartete Zahl von Ereignissen berechnet. Die Hosmer-Lemeshow-Teststatistik ist die Pearson- χ^2 -Statistik für die $2 * 10$ -Tabelle der beobachteten und erwarteten Häufigkeiten je Gruppe. In der Tabelle 9 ist der zugehörige p-Wert der χ^2 -Verteilung mit 8 Freiheitsgraden angegeben²⁹. Je größer der p-Wert ist, desto ähnlicher sind die beobachteten und die erwarteten Häufigkeiten je Gruppe. Die Betrachtung der Häufigkeiten je Gruppe kann auch Hinweise darauf geben, in welchen Bereichen das Modell besonders gut oder schlecht paßt.

Für die Wahrscheinlichkeit, die Volksschule zu verlassen, wird ebenfalls ein erweitertes Modell geschätzt, in dem die verschiedenen Familienkonstellationen berücksichtigt werden. Keine der neu hinzugefügten Variablen hat einen von null signifikant verschiedenen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, die Volksschule zu verlassen. Ein Wald-Test für die Hypothese, daß alle sechs zusätzlichen Parameter den Wert null haben, liefert eine Teststatistik von 2.86 und kann deshalb nicht abgelehnt werden³⁰. Die Parameter zu den Variablen, die bereits im kleineren Modell berücksichtigt wurden, unterscheiden sich nicht wesentlich von der Schätzung im ersten Modell.

Für die Männer, die auf eine weiterführende Schule wechselten, wurde ein weiteres Logit-Modell geschätzt. Es beschreibt die Wahrscheinlichkeit, auf das Gymnasium zu wechseln, wenn man sich für eine weiterführende Schule entschieden hat (vgl. Tab. 10). Ausschlaggebend für die Wahrscheinlichkeit, auf das Gymnasium statt auf die Mittelschule zu gehen, ist offensichtlich die Bildung des Vaters. Ein Jahr mehr Bildung des Vaters führt zu einer $\exp(0.51) = 1,7$ fachen Wahrscheinlichkeit für das Gymnasium. Der Sohn eines Vaters, der Abitur hat, hat im Vergleich zu dem Sohn eines Vaters, der die mittlere Reife hat, eine $\exp(1.53) = 4,5$ mal höhere Wahrscheinlichkeit dafür, auf das Gymnasium zu wechseln. Dieser Zusammenhang zeigt sich am stärksten in der Kohorte 1929–31, während er sich in den beiden jüngeren Kohorten deutlich abschwächt. Die $\Delta\beta$ lassen keine großen Änderungen der Koeffizienten erkennen, wenn man eine einzelne Beobachtung löscht.

Die anderen Indikatoren der sozialen Herkunft haben keinen signifikanten Einfluß auf die Wahl zwischen dem Gymnasium und der Mittelschule. Zwar unterscheidet sich die Wirkung des Status des Vaters in der Kohorte 1939–41 von seiner Wirkung in der Kohorte 1939–41. Der Parameter der entsprechenden Interaktion ist zum 10-Prozent-Niveau signifikant. Andererseits führt der Wald-Test für den Gesamteffekt des Status des Vaters in der Kohorte 1939–41 auf den Wert 1.4, so daß die Hypothese keiner Wirkung des Status des Vaters nicht abgelehnt werden kann.

Eine große Bedeutung für die Wahl des Gymnasiums hat dagegen die Stadtgröße. Ein Junge, der im Alter von zehn Jahren in einer Stadt mit mindestens 30.000 Einwohnern lebt, hat eine $\exp(7.2) = 2$ mal so große Wahrscheinlichkeit, auf das Gymnasium zu gehen anstatt auf die Mittelschule, wie ein Junge aus einer kleineren Stadt.

²⁹ Der Hosmer-Lemeshow-Test wird in der Prozedur LOGISTIC in SAS berechnet.

³⁰ Um zum 10-Prozent-Niveau signifikant zu sein, müßte die Teststatistik einen Wert von mindestens 10.64 haben und für das 5-Prozent-Niveau einen Wert von 12.59.

Tabelle 10: Logit-Modelle für die Wahl des Gymnasiums bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium (Männer; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	0.008 (0.40)	-0.185	0.109	0.01 (0.42)	-0.196	0.099
Bildung Mutter	0.24 (0.18)	-0.062	0.040	0.35* (0.20)	-0.068	0.034
Bildung Vater	0.51** (0.19)	-0.062	0.064	0.39** (0.19)	-0.067	0.048
Status Vater	0.005 (0.003)	-0.0012	0.0013	0.006 (0.004)	-0.0014	0.0012
Anzahl Geschwister	0.02 (0.10)	-0.042	0.022	0.08 (0.11)	-0.028	0.026
Stadt/Großstadt	0.72** (0.31)	-0.065	0.051	0.82** (0.32)	-0.062	0.054
Ohne Vater:						
Konstante				-0.11 (0.63)	-0.296	0.271
Bildung Mutter				0.001 (0.32)	-0.219	0.141
Mutter berufstätig:						
Konstante				0.41 (0.33)	-0.080	0.062
Bildung Mutter				0.004 (0.17)	-0.058	0.044
Bildungsdominanz Mutter:						
Konstante				-10.94 (12.06)	-6.855	7.340
Bildung Mutter				5.35 (6.37)	-4.023	3.753
Kohorte 1939–41	-0.43 (0.44)	-0.077	0.160	-0.58 (0.46)	-0.084	0.192
Kohorte 1949–51	-0.51 (0.41)	-0.067	0.152	-0.72* (0.43)	-0.079	0.184
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939–41	-0.22 (0.23)	-0.050	0.059	-0.36 (0.25)	-0.074	0.074
Kohorte 1949–51	-0.19 (0.21)	-0.040	0.062	-0.35 (0.23)	-0.043	0.078
Bildung Vater:						
Kohorte 1939–41	-0.41* (0.23)	-0.063	0.062	-0.29 (0.23)	-0.064	0.065
Kohorte 1949–51	-0.29 (0.21)	-0.062	0.062	-0.16 (0.22)	-0.051	0.065

noch Tabelle 10: Logit-Modelle für die Wahl des Gymnasiums bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium (Männer; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Status Vater:						
Kohorte 1939–41	-0.0097* (0.0051)	-0.0013	0.0014	-0.0108** (0.005)	-0.0012	0.0017
Kohorte 1949–51	-0.0028 (0.0044)	-0.0013	0.0012	-0.0045 (0.005)	-0.0011	0.0014
-2(logL - logL ₀)	47			58		
Hosmer-Lemeshow	0.12			0.16		
Kondition	9.5			55.9		
Anzahl Gymnasium	113					
Anzahl Mittelschule	117					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Berücksichtigt man zusätzlich in der Analyse die verschiedenen Familienkonstellationen, dann führt dies zu einigen Änderungen der geschätzten Parameter. Die Bildung der Mutter wird wichtiger und die Bildung des Vaters verliert an Bedeutung. Die hinzugefügten Variablen enthalten offenbar selbst jedoch keine wesentlichen Informationen über die Schulentscheidungen. Die Hypothese, daß alle sechs Parameter gleich null sind, wird durch den Wald-Test bei einer Teststatistik von 3.6 nicht abgelehnt.

Die zur Bildungsdominanz der Mutter im erweiterten Modell gehörigen Parameter sind enorm groß. Zwischen den beiden Variablen besteht ein starker Zusammenhang, der auch von der Multikollinearitätsanalyse aufgedeckt wird (vgl. Tab. 33). Das bedeutet, daß die bildungsdominanten Mütter zugleich auch sehr hoch gebildete Mütter sind. Der Zusammenhang ist in dieser Analyse so eng, daß die Schätzung der Parameter sehr instabil wird. Die geschätzten Parameter sind daher nicht in der üblichen Weise interpretierbar. Schätzt man das Modell ohne Berücksichtigung der Bildungsdominanz der Mutter, dann ändern sich die übrigen geschätzten Parameter aber nur unwesentlich, weshalb die entsprechende Schätzung nicht angegeben wird.

Zusammenfassung

Betrachtet man die Wahl des Schultyps für Söhne, dann findet man nicht nur Herkunftseffekte, wie in der linearen Regression, sondern auch Kohortenunterschiede in den Wirkungen der Indikatoren der sozialen Herkunft. Alle Indikatoren der sozialen Herkunft haben signifikante Effekte. Bei der Entscheidung, die Volksschule zu verlassen, sind es vor allem die Bildung der Mutter, der Status des Vaters und die Zahl der Geschwister. Die Bildung des Vaters spielt dagegen vor allem bei der Entscheidung für das Gymnasium, wenn die Entscheidung gegen die Volksschule bereits gefallen ist, eine Rolle.

Die Bildung der Mutter hatte in der Kohorte 1949–51 keinen Einfluß auf die Entscheidung gegen die Volksschule. In den anderen beiden Kohorten ist ihr Effekt dagegen etwa gleich groß. Der Status des Vaters verliert über die Kohorten an Bedeutung für die Entscheidung, die Volksschule zu verlassen. Es zeigt sich aber auch in der jüngsten Kohorte ein signifikanter Zusammenhang mit der Wahl des Schultyps.

Der abnehmenden Wirkung des Status des Vaters in der Kohorte 1949–51 steht ein Anstieg der Bedeutung der Bildung des Vaters gegenüber. Dieser Anstieg ist nicht signifikant von null verschieden, wohl aber der Gesamteffekt der Bildung des Vaters in der Kohorte 1949–51.

Insgesamt ist die Entscheidung, die Volksschule zu verlassen, über die Kohorten weniger von der sozialen Herkunft beeinflußt worden. In der jüngsten Kohorte konnte ein größerer Anteil von Schülern mit geringen Herkunftsressourcen auf weiterführende Schulen wechseln. Der Rückgang der Bedeutung des Status des Vaters entspricht der Erwartung, daß der zunehmende Wohlstand zu dieser Öffnung beigetragen hat. Bei der Wahl zwischen Mittelschule und Gymnasium hat sich diese Öffnung nicht fortgesetzt. Man erkennt eine vorübergehende Abnahme der sozialen Selektivität dieser Entscheidung in der Kohorte 1939–41. Zwischen der Kohorte 1929–31 und der Kohorte 1949–51 kann man jedoch keine Unterschiede der Herkunftseffekte erkennen.

Aufgrund der zweistufigen Schätzung sind die Ergebnisse *beider* Logit-Modelle für die Beschreibung der sozialen Selektion der Schüler am Gymnasium relevant. Daher sollte insgesamt auch im Gymnasium eine soziale Öffnung in der Kohorte 1949–51 stattgefunden haben. Da die Gruppe der Söhne, die die Volksschule verlassen, weniger sozial selektiv ist als in der ältesten Kohorte, ist die Gruppe der Gymnasiasten bei gleichbleibenden Auswahlkriterien zwischen Mittelschule und Gymnasium ebenfalls heterogener hinsichtlich der sozialen Herkunft als in den älteren Kohorten.

Frauen

Die folgenden Analysen beziehen sich auf den Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Wahl des Schultyps für Frauen. In dem Logit-Modell für den Wechsel auf eine weiterführende Schule erweisen sich die Effekte aller Indikatoren der sozialen Herkunft als signifikant von null verschieden (Tab. 11). Der geschätzte Parameter der Bildung der Mutter ist größer als der zur Bildung des Vaters gehörige Parameter. Wenn eine Mutter ein Jahr mehr Bildung hat als andere Mütter, erhöht sich die Wahrscheinlichkeit für das Verlassen der Volksschule für ihre Töchter auf das $\exp(0.25) = 1,3$ fache der Wahrscheinlichkeit anderer Töchter. Beim Vater führt eine Erhöhung um ein Jahr Bildung auf das 1,15fache der Wahrscheinlichkeit für das Verlassen der Volksschule gegenüber den Töchtern der anderen Väter. Beim Vergleich der Tochter eines Vaters mit Abitur gegenüber der Tochter eines Vaters mit mittlerer Reife führt dies auch auf eine 1,5mal so hohe Wahrscheinlichkeit für das Verlassen der Volksschule.

Der Status des Vaters ist ebenfalls signifikant von null verschieden. Der geschätzte Parameter entspricht in seiner Größenordnung dem entsprechenden Parameter für die Männer. Das gilt auch für den Effekt der Geschwisterzahl. Mit jedem Geschwisterkind reduziert sich die Wahrscheinlichkeit des Verlassens der Volksschule auf das 0,8fache der Wahrscheinlichkeit ohne dieses Geschwisterkind. Es gibt keine weiteren signifikanten Effekte in diesem Modell.

Tabelle 11: Logit-Modelle für den Wechsel auf eine weiterführende Schule (Frauen;
in Klammern: Standardfehler)

	Logit- Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit- Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	-1.64** (0.20)	-0.018	0.048	-1.85** (0.22)	-0.026	0.062
Bildung Mutter	0.25** (0.09)	-0.017	0.017	0.27** (0.11)	-0.023	0.021
Bildung Vater	0.14* (0.07)	-0.026	0.014	0.17** (0.08)	-0.029	0.016
Status Vater	0.010** (0.002)	-0.0007	0.0007	0.009** (0.002)	-0.0007	0.0008
Anzahl Geschwister	-0.20** (0.06)	-0.008	0.015	-0.18** (0.06)	-0.009	0.016
Stadt/Großstadt	0.21 (0.21)	-0.026	0.035	0.23 (0.21)	-0.023	0.035
Ohne Vater:						
Konstante				-0.14 (0.42)	-0.087	0.203
Bildung Mutter				0.23 (0.22)	-0.081	0.128
Mutter berufstätig:						
Konstante				0.51** (0.22)	-0.030	0.034
Bildung Mutter				-0.24** (0.11)	-0.038	0.025
Bildungsdominanz Mutter:						
Konstante				-1.45 (1.13)	-0.279	0.829
Bildung Mutter				0.66 (0.42)	-0.263	0.111
Kohorte 1939–41	-0.36 (0.29)	-0.047	0.073	-0.30 (0.30)	-0.044	0.080
Kohorte 1949–51	0.09 (0.25)	-0.048	0.039	0.09 (0.25)	-0.045	0.037
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939–41	0.10 (0.14)	-0.029	0.029	0.05 (0.16)	-0.034	0.028
Kohorte 1949–51	-0.10 (0.12)	-0.050	0.021	-0.04 (0.13)	-0.038	0.019
Bildung Vater:						
Kohorte 1939–41	-0.007 (0.11)	-0.036	0.043	-0.02 (0.12)	-0.035	0.045
Kohorte 1949–51	-0.09 (0.11)	-0.020	0.044	-0.10 (0.11)	-0.019	0.039

noch Tabelle 11: Logit-Modelle für den Wechsel auf eine weiterführende Schule (Frauen; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Status Vater:						
Kohorte 1939–41	-0.0015 (0.004)	-0.0011	0.0008	-0.0006 (0.004)	-0.0011	0.0008
Kohorte 1949–51	-0.0006 (0.003)	-0.0013	0.0007	-0.0001 (0.003)	-0.0012	0.0007
$-2(\log L - \log L_0)$	244			257		
Hosmer-Lemeshow	0.40			0.46		
Kondition	7.5			8.7		
Anzahl Volksschule	656					
Anzahl weiterführender Schule	191					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Betrachtet man das erweiterte Modell, dann zeigt sich, daß eine der Familienkonstellationen für die Schulwahl von Mädchen von Bedeutung ist. Wenn die Mutter ganz oder zeitweise berufstätig ist, erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, mit der die Tochter eine weiterführende Schule besucht. Der Parameter von 0.49 entspricht einer Erhöhung der entsprechenden Wahrscheinlichkeit auf das 1,5fache. Darüber hinaus verliert die Bildung der Mutter ihren Einfluß in dieser Situation. Das heißt, daß Töchter berufstätiger Mütter häufiger auf weiterführende Schulen wechseln, unabhängig von der Bildung der Mutter. Die $\Delta\beta$ weisen die Parameter als stabil aus und die Kondition von 8.7 läßt keine Multikollinearitätsprobleme vermuten.

Bei der Wahl zwischen der Mittelschule und dem Gymnasium spielt für Frauen der Status des Vaters eine große Rolle (vgl. Tab. 12). Damit ist das Gymnasium eine sehr stark nach dem Status des Vaters selektive Bildungsinstitution für Mädchen. Zusätzlich zu seinem Einfluß auf die Entscheidung, die Volksschule zu verlassen, findet sich nochmals ein Effekt bei der Entscheidung für das Gymnasium.

In der jüngsten Kohorte hat der Status des Vaters keinen Einfluß mehr auf die Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium. Diese Wahl ist in dieser Kohorte unabhängig von der sozialen Herkunft, denn alle anderen Indikatoren der sozialen Herkunft haben in keiner der Kohorten einen Einfluß auf die Entscheidung für das Gymnasium. Die $\Delta\beta$ lassen keine großen Änderungen in den Parametern bei der Löschung einer einzelnen Beobachtung erkennen.

In dem erweiterten Modell bleiben die beschriebenen Effekte erhalten. Die Familienkonstellationen selbst haben keinen signifikanten Einfluß auf die Wahl des Gymnasiums. Der Wald-Test für die Hypothese, daß alle sechs Parameter gleich null sind, führt auf eine Teststatistik von 3.9. Die Hypothese, daß die Familienkonstellationen keine Effekte haben, kann daher nicht abgelehnt werden.

Tabelle 12: Logit-Modelle für die Wahl des Gymnasiums bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium (Frauen; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	-0.06 (0.37)	-0.097	0.092	-0.03 (0.43)	-0.155	0.109
Bildung Mutter	0.21 (0.14)	-0.073	0.069	0.23 (0.19)	-0.107	0.054
Bildung Vater	0.0004 (0.12)	-0.046	0.048	0.007 (0.13)	-0.056	0.063
Status Vater	0.0124** (0.005)	-0.0014	0.0012	0.0129** (0.005)	-0.0019	0.0016
Anzahl Geschwister	0.04 (0.11)	-0.034	0.044	0.07 (0.12)	-0.032	0.043
Stadt/Großstadt	0.54 (0.35)	-0.070	0.065	0.53 (0.36)	-0.062	0.125
Ohne Vater:						
Konstante				-0.92 (0.77)	-0.282	0.343
Bildung Mutter				0.57 (0.42)	-0.616	0.167
Mutter berufstätig:						
Konstante				-0.08 (0.38)	-0.117	0.067
Bildung Mutter				-0.19 (0.18)	-0.087	0.039
Bildungsdominanz Mutter:						
Konstante				0.13 (1.00)	-0.261	0.595
Bildung Mutter				0.10 (0.34)	-0.184	0.133
Kohorte 1939–41	-0.36 (0.47)	-0.081	0.130	-0.29 (0.50)	-0.099	0.154
Kohorte 1949–51	-0.05 (0.42)	-0.079	0.124	-0.04 (0.45)	-0.109	0.148
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939–41	0.00 (0.21)	-0.074	0.072	-0.00 (0.24)	-0.086	0.092
Kohorte 1949–51	-0.10 (0.20)	-0.067	0.074	-0.06 (0.22)	-0.067	0.088
Bildung Vater:						
Kohorte 1939–41	0.04 (0.19)	-0.052	0.134	0.03 (0.19)	-0.065	0.134
Kohorte 1949–51	0.11 (0.17)	-0.049	0.045	0.10 (0.17)	-0.065	0.066

noch Tabelle 12: Logit-Modelle für die Wahl des Gymnasiums bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium (Frauen; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Status Vater:						
Kohorte 1939–41	-0.009 (0.007)	-0.0048	0.0018	-0.0096 (0.007)	-0.0049	0.0018
Kohorte 1949–51	-0.015** (0.006)	-0.0012	0.0014	-0.016** (0.006)	-0.0017	0.0020
-2(logL – logL ₀)	32			37		
Hosmer-Lemeshow	0.35			0.33		
Kondition	8.2			8.6		
Anzahl Gymnasium	88					
Anzahl Mittelschule	85					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Zusammenfassung

Je höher der Status des Vaters, die Bildung der Mutter und die Bildung des Vaters ist und je kleiner die Zahl der Geschwister ist, desto wahrscheinlicher besucht ein Mädchen eine weiterführende Schule. Der Status des Vaters spielt zusätzlich eine wichtige Rolle bei der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium. Der Besuch eines Gymnasiums im Gegensatz zu einer Mittelschule ist demnach weniger eine Frage der Bildungstradition, sondern eher abhängig von der finanziellen Situation der Familie.

Dabei ändert sich der Zusammenhang zwischen den Indikatoren der sozialen Herkunft und der Wahrscheinlichkeit des Verlassens der Volksschule nicht. Während bei Jungen – möglicherweise infolge des gestiegenen Wohlstands oder als Reaktion auf Umstrukturierungen auf dem Arbeitsmarkt – die soziale Herkunft an Bestimmungskraft für den Wechsel auf eine weiterführende Schule verloren hat, war dies bei den Mädchen nicht der Fall. Wenn der gestiegene Wohlstand die wesentliche Ursache für die Abnahme der Herkunftseinflüsse bei den Jungen ist, dann konnten die Mädchen demnach für ihre Ausbildung nicht von diesem größeren Wohlstand profitieren. Die größeren, aber immer noch beschränkten, finanziellen Ressourcen wurden in die Söhne investiert, was den geschlechtsspezifischen Bildungsnormen entsprach. Wenn Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt die wesentliche Ursache für die Abnahme der Herkunftseinflüsse bei den Jungen sind, dann waren demnach die Mädchen weniger von diesen Veränderungen betroffen. Auch dies entspricht den geschlechtsspezifischen Bildungsnormen, nach denen Frauen keine eigenständige Erwerbskarriere anstreben.

Doch auch bei den Frauen zeigt sich eine Abnahme der Herkunftseffekte. Bei der Entscheidung zwischen der Mittelschule und dem Gymnasium verliert der Status des Vaters in der jüngsten Kohorte an Bedeutung, so daß die Entscheidung in dieser Kohorte von der sozialen Herkunft unabhängig gewesen ist. Die soziale Öffnung der Bildungsabschlüsse

fand demnach nicht von den unteren Bildungsabschlüssen nach oben statt. Vielmehr wurde zuerst das Abitur und damit der Zugang zu den Hochschulen für Frauen offener. Dies widerspricht der rein quantitativen Entwicklung, nach der man eher eine soziale Öffnung mittlerer Abschlüsse in der Kohorte 1939–41 erwarten würde (siehe Tab. 2). Statt dessen gab es zunächst in den höheren Sozialgruppen eine Wende hin zu einer qualifizierten Bildung für die Töchter. Dies ist ein wichtiges Ergebnis, das den Mechanismus des Anstiegs des Bildungsniveaus von Frauen beschreibt. Es sind nicht allein die steigenden Einkommen, die höhere Bildungsabschlüsse ermöglichen. Wenn das so wäre, müßte es auch eine Abschwächung der Herkunftseinflüsse beim Wechsel auf weiterführende Schulen geben. Vielmehr können zuerst in mittleren Schichten die Bildungsabschlüsse von Mädchen an die Bildungsabschlüsse von Töchtern aus den höchsten Sozialschichten angeglichen werden. Man muß an dieser Stelle darüber spekulieren, wie weit diese Bildung wegen einer Verbesserung der Chancen auf dem Heiratsmarkt oder wegen der Planung einer eigenständigen Berufskarriere für Frauen gewählt wurde. Tatsache ist, daß als erstes die soziale Schwelle zwischen den Mittelschülerinnen und den Gymnasiastinnen verschwand, während keine Annäherung zwischen den Volks- und den Mittelschülerinnen stattfand.

2.4.4.2 Der Einfluß der sozialen Herkunft auf den Abschluß der Schule

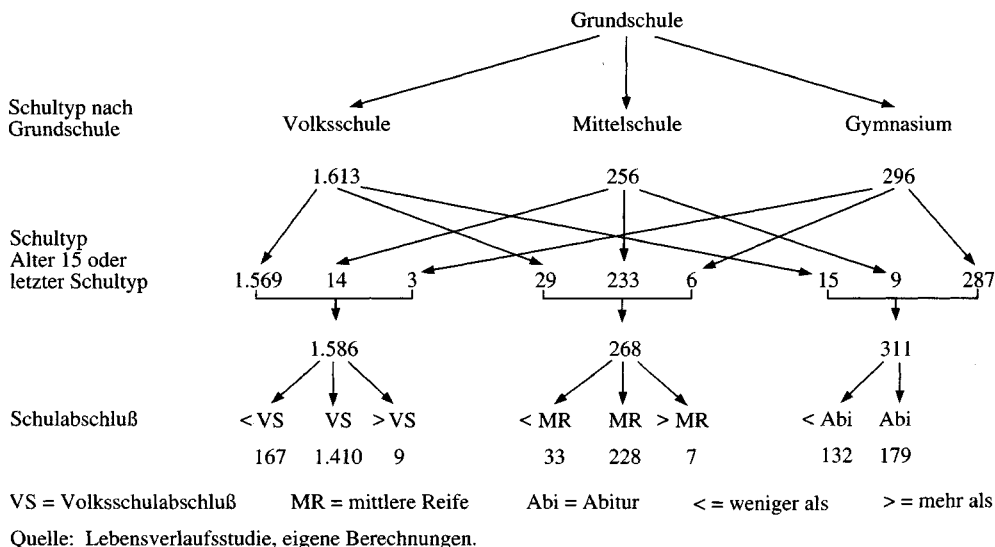
Die Entscheidung für den Schultyp nach der Grundschule wird als die bedeutendste Entscheidung im deutschen Schulsystem angesehen. Sie stellt die Weichen für den weiteren Bildungsverlauf des Kindes. Die eingeschränkten Möglichkeiten späterer Schulwechsel wurden in Abschnitt 2.3 bereits dargestellt. Trotzdem finden Wechsel des Schultyps statt. Von den 2.171 Befragten gaben 105 an, daß sie den Schultyp, auf den sie nach der Grundschule gegangen sind, noch einmal gewechselt haben. Zwanzig Personen wechselten zur Volksschule, 48 zu einer Mittelschule und 37 zu einem Gymnasium. Elf Personen hatten einen zweiten Wechsel des Schultyps.

Die Abbildung 5 stellt die Ströme der Schulwechsler genauer dar. Sie gibt den Schultyp unmittelbar nach der Grundschule an und im Alter von etwa 15 Jahren, falls die Person noch zur Schule ging. Ansonsten gibt sie den letzten Schultyp an.

Insgesamt läßt sich ein Trend hin zu weiterführenden Schulen erkennen. Sowohl die Zahl der Mittelschüler als auch die Zahl der Gymnasiasten ist zu dem späteren Zeitpunkt höher als unmittelbar im Anschluß an die Grundschule. Dies überrascht nicht, da man nach dem Besuch der Volksschuloberstufe auf Aufbauformen beider weiterführenden Schultypen wechseln konnte. Vielmehr überrascht die geringe Zahl von Wechslern von der Mittelschule auf das Gymnasium. Aufgrund des geringen Ausbaus der Gymnasien in ländlichen Gebieten hätte man eine höhere Zahl von verspäteten Wechseln auf das Gymnasium erwartet. Die Abbildung unterstreicht die Bedeutung der Wahl des Schultyps im Anschluß an die Grundschule. Allerdings haben zum Alter 15 noch nicht alle der genannten 105 Wechsel stattgefunden.

Weniger fest vorgegeben durch die Wahl des Schultyps ist der Abschluß, mit dem man das Bildungssystem verläßt. Vor allem impliziert der Besuch des Gymnasiums nicht auch das Erreichen des Abiturs. Nur knapp 60 Prozent der Personen, die im Alter 15 auf dem

Abbildung 5: Wechsel des Schultyps nach der Grundschule (alle Kohorten)



Gymnasium waren, haben das Abitur gemacht. Dies kann nur teilweise als Folge einer besonderen Selektivität des Gymnasiums bei dem Übergang zur Oberstufe gedeutet werden. Vielmehr wurde geschildert, daß Gymnasien in Gegenden, in denen es kaum Mittelschulen gibt, anstelle der Mittelschule besucht wurden. Der Abgang mit einer mittleren Qualifikation war in diesen Fällen durchaus geplant. In der Volksschule beträgt der Anteil der Abbrecher 10 Prozent und in der Mittelschule 12 Prozent der Schüler.

Eine Analyse der Wechsel des Schultyps ist aufgrund der Fallzahlen nicht möglich. Statt dessen werden Logit-Modelle geschätzt für die Wahrscheinlichkeit, die Schule mit einem Abschluß zu verlassen, der mindestens dem nach der Grundschule gewählten Schultyp entspricht. Dadurch werden die Schüler identifiziert, die in der Volksschule scheitern. Im Gymnasium kann man diejenigen, die scheitern, nicht von denen unterscheiden, die von Beginn an nur einen mittleren Abschluß angestrebt haben. Mit dem Logit-Modell für den Abschluß des Gymnasiums werden daher auch verzögerte Schulwahleffekte abgebildet.

Für den Abschluß der Mittelschule konnte kein Logit-Modell geschätzt werden. Der Algorithmus zur Schätzung der Parameter brach ab, ohne eine Lösung zu finden. Das kann zum einen auf die geringe Zahl von Mittelschülern zurückgeführt werden. Es weist aber auch darauf hin, daß es beim Abschluß der Mittelschule wahrscheinlich keine starken Herkunftseffekte gibt.

Da alle Modelle für den Schulabschluß relativ instabil sind, wird auf die Schätzung der um die Familienkonstellationen erweiterten Modelle verzichtet. Statt dessen werden zusätzlich zu Logit-Modellen mit Kohorteninteraktionen auch solche ohne Kohorteninteraktionen präsentiert, um die Aussagen über die Existenz von Herkunftseffekten zu abzusichern.

Die erste Analyse bezieht sich auf den Abschluß der Volksschule, wenn die Person im Anschluß an die Grundschule auf die Volksschule gegangen ist. In der ältesten Kohorte wurde die Volksschule vergleichsweise häufig vorzeitig verlassen. Während in den beiden

jüngeren Kohorten 90 Prozent der männlichen Volksschüler diese Schule abschließen, waren es in der ältesten Kohorte nur 86 Prozent.

Zunächst wurde die Wahrscheinlichkeit für den Abschluß der Volksschule mit den gleichen Indikatoren der sozialen Herkunft geschätzt wie in den vorangegangenen Analysen. Dabei zeigte der Status des Vaters einen negativen Effekt³¹. Dieser negative Einfluß kann durch die Bildung der Eltern erklärt werden. Betrachtet man den Anteil der Jungen, die keinen Volksschulabschluß machen, getrennt nach den verschiedenen Bildungsabschlüssen der Eltern, dann erkennt man eine besondere Kategorie. Wenn die Mutter oder der Vater keinen Volksschulabschluß hat, dann macht ein deutlich geringerer Anteil von Söhnen den Volksschulabschluß als bei den übrigen Bildungsabschlüssen der Eltern. In dem beschriebenen Modell wird jedoch ein linearer Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für den Volksschulabschluß und der Bildung der Eltern unterstellt. Der negative Effekt des Status des Vaters ist dann ein Korrektiv für die Überschätzung der Wahrscheinlichkeit für einen Volksschulabschluß bei den hohen Bildungsabschlüssen der Eltern. Auch bei Töchtern zeigt sich der Zusammenhang, daß vor allem diejenigen Frauen keinen Volksschulabschluß machen, die ein Elternteil ohne Volksschulabschluß haben. In den beiden Modellen für den Abschluß der Volksschule werden daher nur Dummyvariablen für die Bildung der Eltern verwendet. Diese Dummyvariablen haben den Wert eins, wenn der Elternteil keinen Volksschulabschluß und keine berufliche Ausbildung hat.

Die Ergebnisse der Schätzung für die Jungen finden sich in Tabelle 13. Bei den Männern zeigen drei Indikatoren der sozialen Herkunft signifikante Einflüsse auf den Volksschulabschluß. Die Zahl der Geschwister verringert die Wahrscheinlichkeit, den Volksschulabschluß zu machen. Für einen Jungen auf der Volksschule mit fünf Geschwistern ist die Wahrscheinlichkeit für den Volksschulabschluß nur halb so hoch wie für ein Einzelkind. Neben der Zahl der Geschwister erweist sich die Bildung beider Elternteile als signifikant. Der Parameter der Bildung der Mutter ist nur schwach signifikant. Wenn die Mutter keinen Volksschulabschluß hat, dann ist die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ihr Sohn einen Volksschulabschluß macht, nur 0,4mal so groß, als wenn die Mutter die Volksschule abgeschlossen hat. Der Effekt der Bildung des Vaters ist noch größer. Wenn der Vater keinen Volksschulabschluß hat, dann hat sein Sohn im Vergleich zu anderen Jungen nur eine 0,2mal so hohe Wahrscheinlichkeit dafür, die Volksschule abzuschließen. Es zeigen sich keine Kohortenunterschiede in der Wirkung der Bildung der Eltern.

Die Multikollinearitätsanalyse weist auf einen deutlichen Zusammenhang zwischen den Variablen der Bildung der Mutter, der Bildung des Vaters und den entsprechenden Kohorteninteraktionen hin (vgl. Tab. 34). Die Mutter hat dann besonders selten einen Volksschulabschluß, wenn der Vater auch keinen Volksschulabschluß hat. Insofern ist die Schätzung des Unterschieds zwischen dem Effekt der Bildung der Mutter und dem Effekt der Bildung des Vaters nicht sehr stabil. Der Konditionsindex von 10.4 zeigt an, daß die Varianz der entsprechenden Parameter möglicherweise leicht überschätzt wird, so daß die schwache Signifikanz des Effekts der Bildung der Mutter durch die Multikollinearität bedingt ist. Die $\Delta\beta$ weisen ihrerseits auf eine Stabilität der Parameter gegenüber der Löschung einzelner Beobachtungen hin.

³¹ Dieser negative Effekt ist signifikant von null verschieden, wenn man die Kohorteninteraktionen nicht in das Modell einbezieht.

Tabelle 13: Logit-Modelle für den Abschluß der Volksschule (Männer; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	3.15** (0.49)	-0.127	0.076	2.99** (0.51)	-0.142	0.098
Mutter kein Volksschulabschluß	-1.31** (0.34)	-0.086	0.073	-0.88* (0.51)	-0.191	0.168
Vater kein Volksschulabschluß	-1.70** (0.37)	-0.101	0.082	-1.52** (0.58)	-0.232	0.165
Status Vater	-0.001 (0.002)	-0.0007	0.0008	-0.0014 (0.004)	-0.0026	0.0012
Anzahl Geschwister	-0.15** (0.06)	-0.026	0.012	-0.14** (0.06)	-0.026	0.011
Stadt/Großstadt	-0.05 (0.12)	-0.027	0.026	-0.07 (0.12)	-0.029	0.024
Kohorte 1939-41	0.63* (0.33)	-0.072	0.048	1.05** (0.49)	-0.194	0.074
Kohorte 1949-51	0.12 (0.34)	-0.069	0.055	0.58 (0.44)	-0.129	0.069
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939-41				-0.54 (0.82)	-0.275	0.178
Kohorte 1949-51				-1.00 (0.82)	-0.247	0.299
Bildung Vater:						
Kohorte 1939-41				-0.50 (0.87)	-0.159	0.238
Kohorte 1949-51				-0.29 (0.95)	-0.466	0.239
Status Vater:						
Kohorte 1939-41				-0.0037 (0.005)	-0.0018	0.0026
Kohorte 1949-51				0.0048 (0.006)	-0.0046	0.0028
$-2(\log L - \log L_0)$	94			100		
Hosmer-Lemeshow	0.41			0.08		
Kondition	8.8			10.4		
Anzahl Abschluß	587					
Anzahl ohne Abschluß	75					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Bestätigt werden die beschriebenen Effekte durch ein kleineres Modell, in dem auf die Kohorteninteraktionen verzichtet wird. Der Betrag beider Parameter der Bildung der Eltern ist bei dieser Schätzung größer. Die Schätzung der Parameter in diesem kleineren Modell ist zuverlässiger, da die Kondition nur 8.8 beträgt. Die Analyse bestätigt auch die Nichtsignifikanz des Status des Vaters. Finanzielle Erwägungen spielen beim Abschluß der Volksschule für Jungen demnach nur dann eine Rolle, wenn viele Geschwister vorhanden sind. Ansonsten sind es vor allem die Bildungserfahrungen der Familie, die vom Abschluß der Volksschule abhalten.

Bei den Frauen nahm der Anteil der Volksschülerinnen, die die Volksschule abgeschlossen haben, kontinuierlich über die drei Kohorten zu. In der Kohorte 1929–31 waren es 88 Prozent, in der Kohorte 1939–41 91 Prozent und in der Kohorte 1949–51 92 Prozent.

Im Logit-Modell zeigt nur ein einziger Indikator der sozialen Herkunft einen Zusammenhang mit dem Volksschulabschluß (vgl. Tab. 14). Es handelt sich um die Bildung der Mutter. Die Interaktionen der Bildung der Mutter mit den Kohortendummies haben keine signifikanten Effekte. Die Bildung des Vaters hat ebenfalls keinen signifikanten Einfluß auf die Abschlußwahrscheinlichkeit der Volksschule. Allerdings zeigt die Multikollinearitätsanalyse (ohne Tab.) wieder einen starken Zusammenhang zwischen den beiden Variablen der Bildung der Eltern. Da die Kondition kleiner ist als 10, sollten die Schätzergebnisse dadurch jedoch nicht stark verfälscht werden. Nach den $\Delta\beta$ sind die geschätzten Parameter nicht durch Ausreißer verzerrt. Auch für Töchter scheint daher die Bildungstradition des Elternhauses ausschlaggebend zu sein.

Um die gefundenen Effekte der Indikatoren der sozialen Herkunft noch einmal abzusichern, wird wie bei den Männern das Modell ohne die Kohorteninteraktionen geschätzt. Neben der Bildung der Mutter ist in diesem Modell auch der Status des Vaters schwach signifikant, ohne daß dies mit einer Änderung der Größe des Parameters verbunden ist. Die geringen Chancen von Töchtern, deren Mütter die Volksschule nicht abgeschlossen haben, können daher gegebenenfalls durch den Status des Vaters ausgeglichen werden. Im Gegensatz zu Jungen hat die Geschwisterzahl bei den Mädchen keinen signifikant von null verschiedenen Effekt. Möglicherweise weist dies darauf hin, daß bei unzureichendem Einkommen der Eltern von Jungen eher als von Mädchen eine finanzielle Unterstützung der Familie erwartet wird.

Die Logit-Modelle für den Abschluß der Volksschule können als Bestätigung der These herangezogen werden, daß die Bildung eines Kindes stärker vom gleichgeschlechtlichen Elternteil als von dem anderen Elternteil beeinflusst wird. Dies unterstreicht die Bedeutung der Bildungstradition der Familie, von der nur bei Frauen im Falle eines hohen Berufsstatus des Vaters und damit eines hohen Familieneinkommens abgewichen wird. Im allgemeinen werden aber durch die Weitergabe der Bildungstradition die geschlechtsspezifischen Bildungsunterschiede festgeschrieben.

Den Analysen für den Abschluß des Gymnasiums liegen deutlich weniger Personen zugrunde. Insgesamt handelt es sich um 128 Männer und 91 Frauen. Bei diesen Analysen wird wieder die übliche Codierung der Bildung der Eltern benutzt.

Bei den Männern hat die Bildung der Mutter einen schwach signifikanten Einfluß auf den Abschluß des Gymnasiums (vgl. Tab. 15). Dies gilt nur in den ältesten beiden Kohorten. In der Kohorte 1949–51 ist kein Zusammenhang zwischen der Bildung der Mutter und dem Abschluß des Gymnasiums zu erkennen. Neben der schwachen Signifikanz weisen auch die $\Delta\beta$ darauf hin, daß die geschätzten Parameter recht stark von einzelnen

Tabelle 14: Logit-Modelle für den Abschluß der Volksschule (Frauen; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	2.74** (0.34)	-0.098	0.087	2.64** (0.38)	-0.139	0.073
Mutter kein Volksschulabschluß	-1.76** (0.36)	-0.076	0.100	-1.57** (0.55)	-0.198	0.113
Vater kein Volksschulabschluß	-0.64 (0.38)	-0.129	0.073	-0.78 (0.57)	-0.092	0.170
Status Vater	0.0056* (0.003)	-0.0007	0.0003	0.0050 (0.004)	-0.0014	0.0007
Anzahl Geschwister	-0.009 (0.06)	-0.017	0.011	0.02 (0.07)	-0.018	0.011
Stadt/Großstadt	0.36 (0.35)	-0.102	0.041	0.41 (0.36)	-0.105	0.052
Kohorte 1939-41	0.17 (0.33)	-0.060	0.049	0.63 (0.53)	-0.169	0.122
Kohorte 1949-51	0.36 (0.36)	-0.082	0.058	0.18 (0.48)	0.126	0.121
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939-41				-1.02 (0.86)	-0.209	0.200
Kohorte 1949-51				0.47 (0.90)	-0.372	0.420
Bildung Vater:						
Kohorte 1939-41				0.27 (0.87)	-0.176	0.219
Kohorte 1949-51				0.49 (1.04)	-0.679	0.332
Status Vater:						
Kohorte 1939-41				0.0004 (0.006)	-0.0015	0.0013
Kohorte 1949-51				0.0044 (0.008)	-0.0048	0.0014
-2(logL - logL ₀)	67			72		
Hosmer-Lemeshow	0.64			0.66		
Kondition	5.4			9.6		
Anzahl Abschluß	615					
Anzahl ohne Abschluß	64					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Tabelle 15: Logit-Modelle für den Abschluß des Gymnasiums (Männer; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	-0.95 (0.82)	-0.154	0.166	-0.91 (0.86)	-0.147	0.177
Bildung Mutter	0.12 (0.09)	-0.045	0.034	0.32** (0.19)	-0.095	0.060
Bildung Vater	0.04 (0.08)	-0.029	0.022	0.14 (0.16)	-0.108	0.079
Status Vater	0.0028 (0.0025)	-0.0008	0.0007	0.0024 (0.0042)	-0.0026	0.0016
Anzahl Geschwister	0.01 (0.16)	-0.055	0.051	0.001 (0.16)	-0.063	0.067
Stadt/Großstadt	0.23 (0.17)	-0.038	0.035	0.24 (0.18)	-0.041	0.046
Kohorte 1939-41	-0.10 (0.50)	-0.101	0.094	-0.22 (0.52)	-0.112	0.155
Kohorte 1949-51	0.94** (0.49)	-0.110	0.102	0.83** (0.50)	-0.122	0.184
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939-41				-0.09 (0.26)	-0.097	0.099
Kohorte 1949-51				-0.41** (0.24)	-0.082	0.095
Bildung Vater:						
Kohorte 1939-41				-0.11 (0.23)	-0.099	0.117
Kohorte 1949-51				-0.06 (0.20)	-0.087	0.108
Status Vater:						
Kohorte 1939-41				-0.0004 (0.007)	-0.0025	0.0027
Kohorte 1949-51				0.0026 (0.006)	-0.0020	0.0026
-2(logL - logL ₀)	19			24		
Hosmer-Lemeshow	0.70			0.64		
Kondition	10.1			10.8		
Anzahl Abschluß	73					
Anzahl ohne Abschluß	55					

** Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Beobachtungen abhängen. Mit Hilfe der Multikollinearitätsanalyse ist der bereits aus anderen Analysen bekannte Zusammenhang der Varianzen der Parameter der Bildung der Mutter zu erkennen, jedoch erst bei einem Konditionsindex von 4.9 (vgl. Tab. 35). Der Rückgang der Bedeutung der Bildung der Mutter für den Abschluß des Gymnasiums kann daher auf der Basis der vorliegenden Daten nicht als gesichert angesehen werden. Schätzt man das Modell ohne die Interaktionsvariablen, dann erweist sich kein Indikator der sozialen Herkunft als signifikant. Die starke Selektion innerhalb des Gymnasiums insbesondere nach der zehnten Klasse findet demnach nicht aufgrund der sozialen Herkunft statt, sondern möglicherweise nur aufgrund der Leistung der Schüler. Die früher formulierte Erwartung, daß der vorzeitige Abgang vom Gymnasium in vielen Fällen bereits bei der Wahl des Schultyps geplant und in ähnlicher Weise wie die Wahl des Schultyps von der sozialen Herkunft beeinflusst wurde, wird damit nur für die älteste Kohorte bestätigt.

Das Logit-Modell für die Frauen läßt keinen Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Wahrscheinlichkeit des Abiturs erkennen (vgl. Tab. 16). Doch nicht zuletzt aufgrund der geringen Fallzahl sind die geschätzten Parameter in diesem Modell ziemlich instabil. Insbesondere hängen die verschiedenen Parameter der Bildung der Mutter voneinander ab (ohne Tab.). Wenn man auf die Berücksichtigung von Kohorteninteraktionen verzichtet, dann erweist sich der Effekt der Bildung der Mutter auf den Abschluß des Gymnasiums als signifikant von null verschieden. Die $\Delta\beta$ weisen diesen geschätzten Parameter auch als stabil gegenüber der Löschung einzelner Beobachtungen aus.

Auch wenn das Modell keine Klarheit über mögliche Änderungen zwischen den Kohorten geben kann, so kann doch ein Zusammenhang zwischen dem Abschluß des Gymnasiums und der Bildung der Mutter nachgewiesen werden. Nicht nur bei dem Abschluß der Volksschule ist die weibliche Bildungstradition in der Familie für Frauen wichtig, sondern ebenso bei dem Erwerb des Abiturs. Diese Tradition wurde in den betrachteten Kohorten unabhängig von der Bildung und dem Berufsstatus des Vaters weitergeführt.

Zusammenfassung

Die Analyse der Zusammenhänge zwischen der sozialen Herkunft und dem Abschluß der gewählten Schule führt in einigen Fällen auf recht instabile Modelle. Für die Mittelschule muß auf die Analyse ganz verzichtet werden.

In den anderen Modellen zeigen sich deutliche Zusammenhänge zwischen dem Abschluß der gewählten Schulart und der Bildung der Eltern. Wenn mindestens ein Elternteil den Volksschulabschluß hat, erhöht sich für Jungen deutlich die Wahrscheinlichkeit, mit der sie selbst einen Volksschulabschluß machen. Bei Mädchen ist nur die Bildung der Mutter wichtig. Mit dem Berufsstatus des Vaters steigt zudem die Wahrscheinlichkeit für Mädchen, den Volksschulabschluß zu erwerben. Jungen haben dagegen zusätzliche Nachteile für den Abschluß der Volksschule durch eine große Geschwisterzahl. Diese Zusammenhänge haben sich zwischen den Kohorten nicht verändert. Dies widerspricht den Erwartungen, nach denen aufgrund des gestiegenen Wohlstands jede Familie in der Lage sein sollte, ihren Kindern den Abschluß der Volksschule zu ermöglichen.

Während bei den Männern kein Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Abschluß des Gymnasiums gefunden wurde, zeigt bei Mädchen die Bildung der Mutter einen signifikanten Einfluß, wenn keine Kohorteninteraktionen im Modell

Tabelle 16: Logit-Modelle für den Abschluß des Gymnasiums (Frauen; in Klammern: Standardfehler)

	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	-1.21 (0.68)	-0.148	0.300	-1.43* (0.75)	-0.199	0.349
Bildung Mutter	0.22** (0.11)	-0.036	0.037	0.24 (0.17)	-0.094	0.124
Bildung Vater	0.03 (0.09)	-0.044	0.028	0.03 (0.15)	-0.056	0.074
Status Vater	0.0021 (0.0033)	-0.0009	0.0016	-0.002 (0.006)	-0.003	0.003
Anzahl Geschwister	0.11 (0.17)	-0.050	0.043	0.15 (0.19)	-0.063	0.051
Stadt/Großstadt	0.48 (0.50)	-0.144	0.125	0.69 (0.57)	-0.183	0.178
Kohorte 1939-41	0.53 (0.60)	-0.167	0.132	-0.14 (0.73)	-0.210	0.339
Kohorte 1949-51	1.71** (0.59)	-0.186	0.103	1.58** (0.60)	-0.219	0.143
Bildung Mutter:						
Kohorte 1939-41				0.60 (0.50)	-0.276	0.109
Kohorte 1949-51				-0.41 (0.28)	-0.107	0.131
Bildung Vater:						
Kohorte 1939-41				-0.02 (0.22)	-0.131	0.071
Kohorte 1949-51				0.10 (0.24)	-0.078	0.108
Status Vater:						
Kohorte 1939-41				0.0048 (0.009)	-0.003	0.006
Kohorte 1949-51				-0.0039 (0.009)	-0.003	0.003
-2(logL - logL ₀)	16			25		
Hosmer-Lemeshow	0.81			0.82		
Kondition	6.2			7.8		
Anzahl Abschluß	48					
Anzahl ohne Abschluß	43					

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

geschätzt werden. Dies kann ein verzögerter Schulwahleffekt sein, der aus der Mittelschulfunktion des Gymnasiums erklärbar ist. Auch wenn Mädchen das Gymnasium besuchen, hat die soziale Herkunft eine bleibende Bedeutung im Gegensatz zu dem Gymnasialbesuch von Jungen.

In keiner der Analysen findet sich ein Hinweis auf eine Verstärkung der sozialen Selektion innerhalb der beiden untersuchten Schularten. Die Abnahme der Herkunftseffekte auf die Wahl des Schultyps nach der Grundschule wurde demnach nicht mit einer verstärkten Selektion innerhalb der Schularten beantwortet. Dies entspricht den Ergebnissen von Meulemann und Wiese, nach denen die Verbleibwahrscheinlichkeit auf dem Gymnasium für alle Schüler in gleicher Weise gestiegen ist (Meulemann & Wiese, 1984).

2.4.4.3 Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die berufliche Ausbildung oder die Aufnahme eines Studiums

Bei dem Verlassen des allgemeinbildenden Schulsystems muß über die berufliche Ausbildung oder die Aufnahme eines Studiums entschieden werden. Aufgrund der wirtschaftlichen Entwicklung seit Beginn der 1950er Jahre und des Ausbaus der Hochschulen erwartet man eine soziale Öffnung der beruflichen Ausbildung und des Hochschulstudiums. Andererseits wurde gezeigt, daß die Schulabschlüsse besonders der Männer weniger selektiv verteilt sind. Die folgenden Analysen geben darüber Auskunft, ob diese vergrößerten Chancen auch in den Bereich der beruflichen Bildung übertragen werden konnten.

Die folgenden Logit-Modelle schätzen den Einfluß der sozialen Herkunft auf den Abschluß einer beruflichen Ausbildung. Die Grundgesamtheit dieser Analysen bilden alle Männer bzw. Frauen, die das allgemeinbildende Schulsystem mit höchstens der mittleren Reife verlassen haben. Die Bildung der Eltern nimmt andere Werte an als in den früheren Analysen. Die Variable „Schulbildung der Eltern“ gibt den höchsten allgemeinbildenden Schulabschluß der Eltern an. Die Variable ist um null zentriert. Die Variable „Mutter Lehre“ hat den Wert eins, wenn die Mutter eine Lehre, eine Anlernung oder einen vergleichbaren Ausbildungsabschluß gemacht hat. Analog ist die Variable „Vater Lehre“ definiert. Die Variable „Mittlere Reife“ hat den Wert eins, wenn die Person das allgemeinbildende Schulsystem mit der mittleren Reife verlassen hat, und null sonst. Man kann annehmen, daß ihre Chancen für den Abschluß einer beruflichen Ausbildung größer sind als für Personen, die nur über den Volksschulabschluß verfügen.

In dem Modell für die Männer erweisen sich zwei Indikatoren der sozialen Herkunft als signifikant: die Ausbildung des Vaters und die Zahl der Geschwister (vgl. Tab. 17). Je mehr Geschwister ein Junge hat, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit, nach dem Verlassen der Volks- oder der Mittelschule oder nach dem vorzeitigen Abgang vom Gymnasium eine Lehre oder eine andere berufliche Ausbildung zu machen. Bei fünf Geschwistern ist die genannte Wahrscheinlichkeit nur halb so groß wie bei einem Einzelkind. Dies spricht erneut für die Vorstellung, daß Jungen in kinderreichen Familien früh gezwungen sind, ihren Lebensunterhalt selbst zu verdienen oder sogar zum Lebensunterhalt der Familie beizutragen.

Auch zwischen der Ausbildung des Vaters und dem Abschluß einer Ausbildung besteht ein Zusammenhang. Wenn der Vater eine Lehre gemacht hat, dann ist die

Tabelle 17: Logit-Modelle für den Abschluß einer Lehre oder einer höheren Ausbildung
(in Klammern: Standardfehler)

	Männer			Frauen		
	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$	Logit-Koeffizient	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	1.47** (0.23)	-0.072	0.038	-1.01** (0.18)	-0.039	0.040
Schulbildung Eltern	-0.29 (0.22)	-0.071	0.062	0.29 (0.17)	-0.059	0.032
Mutter Lehre	-0.27 (0.55)	-0.217	0.189	0.89** (0.35)	-0.066	0.104
Vater Lehre	1.65** (0.37)	-0.144	0.077	0.99** (0.47)	-0.175	0.080
Status Vater	0.0014 (0.003)	-0.0020	0.0015	0.004* (0.002)	-0.0007	0.0005
Anzahl Geschwister	-0.14** (0.06)	-0.019	0.020	-0.08* (0.05)	-0.008	0.015
Stadt/Großstadt	0.15 (0.29)	-0.059	0.048	0.44** (0.21)	-0.032	0.028
Mittlere Reife	0.93 (0.57)	-0.254	0.087	0.99** (0.31)	-0.087	0.052
Kohorte 1939-41	0.99** (0.36)	-0.212	0.079	1.08** (0.22)	-0.042	0.025
Kohorte 1949-51	1.39** (0.40)	-0.156	0.081	2.36** (0.28)	-0.078	0.028
Lehre Mutter:						
Kohorte 1939-41	0.68 (0.86)	-0.367	0.208	-0.06 (0.53)	-0.117	0.065
Kohorte 1949-51	0.13 (0.97)	-0.342	0.261	-0.43 (0.57)	-0.136	0.077
Lehre Vater:						
Kohorte 1939-41	-0.31 (0.61)	-0.133	0.151	-0.44 (0.61)	-0.083	0.183
Kohorte 1949-51	-0.73 (0.82)	-0.337	0.163	-0.80 (0.63)	-0.082	0.176
Status Vater:						
Kohorte 1939-41	0.0079 (0.006)	-0.0033	0.0026	-0.0021 (0.003)	-0.0009	0.0008
Kohorte 1949-51	0.0017 (0.006)	-0.0029	0.0025	0.0067 (0.005)	-0.0014	0.0008
-2(logL - logL ₀)	95			246		
Hosmer-Lemeshow	0.62			0.80		
Kondition	5.2			5.6		
Lehre	638			387		
Keine Lehre	89			311		

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Wahrscheinlichkeit, daß auch der Sohn eine berufliche Ausbildung macht, $\exp(1.65) = 5,2$ mal höher im Vergleich mit einem Jungen, dessen Vater keine Lehre gemacht hat. Es sind vor allem die Bildungserfahrungen des Vaters und weniger sein beruflicher Status, die die Ausbildung des Sohnes beeinflussen.

Es lassen sich keine Kohortenunterschiede erkennen. Es werden keine Ergebnisse des um die verschiedenen Familienkonstellationen erweiterten Modells präsentiert, weil der Algorithmus in diesem Fall nicht konvergierte. Dies gilt in gleicher Weise für das erweiterte Modell für Mädchen.

Bei Töchtern erkennt man ebenfalls einen engen Zusammenhang zwischen den Indikatoren der sozialen Herkunft und der Wahrscheinlichkeit, nach dem Verlassen der Schule mit höchstens der mittleren Reife eine Ausbildung zu machen (vgl. Tab. 17). Die Signifikanz des Status des Vaters und der Zahl der Geschwister weisen auf die Relevanz der finanziellen Ressourcen hin. Nicht nur bei Söhnen, sondern auch bei Töchtern wird auf eine berufliche Ausbildung verzichtet, wenn die ökonomische Situation der Familie schlecht ist.

Wichtig für die berufliche Ausbildung von Töchtern sind außerdem die Bildungserfahrungen beider Eltern. Wenn der Vater eine Lehre gemacht hat, dann ist die Wahrscheinlichkeit, daß die Tochter ebenfalls eine Ausbildung macht, $\exp(0.99) = 2,6$ mal höher als bei einem Vater, der keine Ausbildung gemacht hat. Im Gegensatz zu Jungen hat bei Mädchen auch die Ausbildung der Mutter einen signifikanten Einfluß auf ihre berufliche Ausbildung. Die Ausbildung der Mutter hat einen gleich großen Einfluß wie die Ausbildung des Vaters.

Die Analysen zu dem Abschluß einer beruflichen Ausbildung bestätigen nicht die These, nach der sich Kinder an der Bildung des gleichgeschlechtlichen Elternteils orientieren. Dennoch gelten für Söhne und Töchter unterschiedliche Mechanismen. Während sich die Ausbildung des Sohnes ausschließlich am Vater orientiert, hängt die Ausbildung der Tochter von beiden Elternteilen ab. Sowohl die weibliche Bildungstradition der Familie als auch die Ausbildung des Vaters können die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Tochter eine Ausbildung abschließt, erhöhen. Dies bedeutet nicht, daß die Tochter größere Chancen hat als ein Sohn. Wenn die Mutter keine Ausbildung gemacht hat, dann sind die Chancen der Tochter, eine Ausbildung zu machen, deutlich niedriger als die des Sohnes. Die weibliche Bildungstradition bedeutet für Mädchen oft den Verzicht auf eine berufliche Ausbildung.

Neben den Indikatoren der sozialen Herkunft erweisen sich weitere Variablen als bedeutsam für den Abschluß einer beruflichen Ausbildung von Töchtern. In großen Städten ist die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein Mädchen eine berufliche Ausbildung macht, $\exp(0.44) = 1,5$ mal höher als in kleineren Städten und Dörfern. Dieser Effekt kann mit der räumlichen Nähe zu den Ausbildungsinstitutionen und einer größeren Nachfrage nach qualifizierten Frauen auf dem Arbeitsmarkt erklärt werden.

Wenn ein Mädchen die mittlere Reife gemacht hat, dann macht es mit einer mehr als doppelt so hohen Wahrscheinlichkeit eine Ausbildung als ein Mädchen mit höchstens Volksschulabschluß. Einen Grund für diesen Zusammenhang kann man in der Begabung des Kindes vermuten. Dies erklärt sowohl den Wechsel auf eine weiterführende Schule als auch den Abschluß einer beruflichen Ausbildung. Daneben kann man diesen Effekt mit einem unterschiedlichen Stellenwert von Bildung in der Familie begründen. Wenn die Eltern einen größeren Wert auf Bildung legen als andere Eltern mit den gleichen Ressourcen, dann schlägt sich dies an beiden Entscheidungszeitpunkten nieder. Die Kosten für die Ausbildung des Kindes werden niedriger eingeschätzt als in Familien, in denen die Bildung eine geringere Wertschätzung erfährt. Weil die Bildung so wichtig ist,

Tabelle 18: Mittelwerte der Bildung der Eltern und des Status des Vaters nach Geschlecht und Kohorte (Abiturienten und Hochschulbesucher)

	Bildung Mutter		Bildung Vater		Status Vater	
	Abitur	Studium	Abitur	Studium	Abitur	Studium
<i>Männer</i>						
1929–31	11.0	10.7	13.8	13.5	211.9	201.6
1939–41	11.0	11.5	13.8	13.2	176.6	169.1
1949–51	11.2	11.0	13.8	14.1	202.3	223.1
<i>Frauen</i>						
1929–31	12.3	13.0	14.7	14.7	237.5	230.7
1939–41	12.1	11.1	15.5	14.7	226.3	212.9
1949–51	11.1	11.1	13.4	13.3	181.8	179.8

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

werden die gleichen Kosten eher in Kauf genommen als in Familien, die der Bildung der Tochter keinen so großen Stellenwert zubilligen.

Es werden keine Logit-Modelle für die Aufnahme eines Studiums präsentiert, weil auch in diesem Fall der Algorithmus nicht konvergiert. Ein Grund dafür kann in den kleinen Fallzahlen liegen. Es weist aber zugleich darauf hin, daß der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Aufnahme eines Studiums nicht sehr stark sein kann. Dies geht auch aus einem Vergleich der Mittelwerte der Indikatoren der sozialen Herkunft zwischen Abiturienten und Studenten hin (vgl. Tab. 18). Beim Übergang zur Universität spielt die soziale Herkunft demnach keine entscheidende Rolle, da die Indikatoren der sozialen Herkunft bei den (Fach-)Hochschulbesuchern fast durchweg niedriger sind als bei den Abiturienten. Eine Ausnahme bilden vor allem die Männer der Kohorte 1949–51, bei denen für die Studenten sowohl die mittlere Bildung des Vaters als auch der mittlere Status des Vaters über den jeweiligen Werten für die Abiturienten liegen. Dies kann als vorsichtiger Hinweis darauf gewertet werden, daß der geringere Einfluß des Status und der Bildung des Vaters auf die Wahl der Schulart möglicherweise durch einen zunehmenden Einfluß auf die Aufnahme eines Studiums kompensiert wird.

2.5 Zusammenfassung

In den Logit-Modellen zeigen sich einige Änderungen der Einflüsse der sozialen Herkunft zwischen den Kohorten. In den Regressionsmodellen findet man dagegen keine Änderung des Zusammenhangs zwischen dem Bildungsabschluß und der sozialen Herkunft. Dieser Unterschied muß auf das komplexe Zusammenspiel zwischen der Wahrscheinlichkeit für die einzelnen Abschlüsse sowie die einzelnen Übertrittswahrscheinlichkeiten zurückgeführt werden.

Die Ergebnisse der Logit-Modelle bestätigen die in Abschnitt 2.3.5 formulierten Hypothesen, nach denen ein Rückgang des Einflusses der sozialen Herkunft über die Kohorten

vermutet wurde. Sie widerlegen daher die dort ebenfalls genannte Vermutung, nach der die Abnahme der Bedeutung der finanziellen Ressourcen durch eine zunehmende Bedeutung der kulturellen Ressourcen kompensiert wird. In den Analysen wurde die Bildung der Eltern dann als Maß für die kulturellen Ressourcen interpretiert. Die Schätzungen der Logit-Modelle zeigen einen Rückgang des Einflusses der Bildung der Eltern bei den Männern. Die finanziellen Ressourcen, gemessen mit dem Status des Vaters, verlieren an Bedeutung sowohl für Männer als auch für Frauen. Allerdings bestimmen sie auch in der jüngsten Kohorte stark den Wechsel zu einer weiterführenden Schule. Die Mechanismen, die dem Rückgang der Herkunftseinflüsse zugrunde liegen, können daher nicht mit der Theorie Bourdieus erklärt werden. Gleichzeitig mit den finanziellen Ressourcen verlieren auch die kulturellen Ressourcen an Bedeutung. Auch Müller und Haun finden keine Bestätigung für Bourdieus Theorie (Müller & Haun, 1994, S. 25).

Die Unterschiede der Selektivitätsmuster bei den Jungen zwischen der Kohorte 1939–41 und der Kohorte 1949–51 entspricht der auf S. 50 formulierten Vermutung einer relativ starken sozialen Selektivität der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium in der jüngsten Kohorte. Diese Hypothese beruht auf Überlegungen zum Ausbau des Schulsystems. Mit einer größeren Verbreitung der Mittelschule sollte die Entscheidung zwischen Gymnasium und Mittelschule selektiver werden. Dies erklärt, warum die soziale Herkunft in der Kohorte 1949–51 die Entscheidung zwischen der Mittelschule und dem Gymnasium gleich stark bestimmt hat wie in der Kohorte 1929–31 trotz des gestiegenen Wohlstands. Das bessere Schulangebot an Mittelschulen und Gymnasien kann auch den Rückgang der Selektivität des Wechsels zu den weiterführenden Schulen erklären. Der beginnende Schulausbau erleichterte es vor allem Kindern, die in kleinen Städten und Dörfern wohnten und deren Eltern über keine besonders großen finanziellen Ressourcen verfügten, auf weiterführende Schulen zu wechseln.

Mädchen haben von dem Schulausbau zu dieser Zeit allerdings noch nicht profitiert. Die Analysen zeigen keine Änderung der Herkunftseinflüsse auf die Entscheidung für den Wechsel auf eine weiterführende Schule. Man muß annehmen, daß die geschlechtsspezifischen Bildungsnormen Mädchen weitgehend von einer höheren Bildung ferngehalten haben. Eine soziale Öffnung fand bei ihnen nur bei der Entscheidung zwischen den beiden Arten von weiterführenden Schulen statt.

Sowohl bei den Jungen als auch bei den Mädchen fällt auf, daß sich zunächst der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium verringert. Dies ist nicht selbstverständlich. Vielmehr hätte der Anstieg der Einkommen gerade eine Verbesserung der Bildungschancen der Kinder in den unteren sozialen Gruppen erwarten lassen. Dies würde jedoch einen schwächeren Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Wechsel auf eine weiterführende Schule bedeuten. Diese Entscheidung fand für die Jungen der Kohorte 1939–41 um 1950 herum statt – einem Zeitpunkt, der auch zu früh ist, als daß der gestiegene Wohlstand bereits eine Wirkung zeigen konnte. Man kann den Abbau der Selektion nach der sozialen Herkunft bei der Entscheidung zwischen Gymnasium und Mittelschule daher als Ergebnis eines bereits lange andauernden Drucks des Kleinbürgertums in Richtung auf eine höhere Bildung seiner Kinder ansehen. Dieser Prozeß reicht in das 19. Jahrhundert zurück. Lutz gibt eine detaillierte Beschreibung, wie dieser Wunsch nach einer höheren Bildung entstand und sich zunehmend verstärkte (Lutz, 1983, S. 234 f.). Dabei wirkten verschiedene Faktoren zusammen. Einer liegt in der zunehmenden Verbreitung marktwirtschaftlicher Prinzipien, die mit

der Auflösung der Subsistenzwirtschaft einherging. Ein anderer Faktor kann in der Bedeutung der Bildung für die Lebenschancen gesehen werden. Gerade Verwaltungsbeamte machten beispielsweise die Erfahrung, daß berufliche Aufstiege nur durch Bewährung selten möglich waren. Man kann die soziale Öffnung des Gymnasiums gegenüber der Mittelschule als Resultat dieses Bildungsstrebens des Kleinbürgertums sehen, das schon lange auf seine Chance wartete, an der höheren Bildung teilzuhaben. Für Arbeiterkinder bestand ein solches Bildungsziel in der Kohorte 1939–41 noch nicht. Die sich abzeichnende Konsolidierung der Wirtschaft wurde als Möglichkeit zu einer sicheren Existenzgrundlage und zur Teilnahme an der Konsumgesellschaft gesehen. Erst in der Kohorte 1949–51 begannen auch sozial niedriger stehende Gruppen der Gesellschaft, einen größeren Druck auf die weiterführenden Schulen auszuüben. Der Grund dafür war wahrscheinlich nicht ausschließlich der bereits mehrfach erwähnte Wohlstand. Die Expansion der höheren Bildung selbst und der Ausbau der Schulen können ebenfalls dazu beigetragen haben. Die Massenmedien trugen dazu bei, informative Zugangsbarrieren abzubauen (Lutz, 1983, 1979a). Diese Öffnung wurde – nach den Ergebnissen dieser Arbeit – bei den Jungen in der Kohorte 1949–51 mit einer Schließung des Gymnasiums beantwortet, so daß Jungen aus bildungsfernen Familien, die auf eine weiterführende Schule wechselten, in der Kohorte 1949–51 eher auf die Mittelschule gingen als in der Kohorte 1939–41.

Die neben der sozialen Herkunft berücksichtigten Variablen zeigen verschiedene Zusammenhänge mit den Bildungsentscheidungen. Die Größe des Wohnorts hat bei den Männern in der linearen Regression sowie in beiden Logit-Modellen für die Wahl des Schultyps einen signifikanten Effekt. In größeren Städten sind die durchschnittlichen Bildungsabschlüsse daher höher als in kleinen Gemeinden. Dies ist auf das Fehlen beider Typen der weiterführenden Schulen zurückzuführen.

Bei den Frauen zeigt sich dieser Zusammenhang nicht. Das kann auf das niedrigere Bildungsniveau von Frauen zurückgeführt werden. Da Frauen seltener eine weiterführende Schule besuchen als Männer, spielt das Angebot an weiterführenden Schule für sie eine geringere Rolle. Das bedeutet nicht, daß der Bildungsverlauf von Frauen unabhängig von der Größe des Wohnorts ist. Die Wahrscheinlichkeit für den Abschluß einer beruflichen Ausbildung ist für Frauen in größeren Städten signifikant höher als für Frauen in kleineren Städten. Dies kann sowohl mit dem Angebot von Lehrstellen als auch mit höheren Bildungszielen für Mädchen in größeren Städten erklärt werden.

Schließlich wurden in den Modellen verschiedene Familienkonstellationen berücksichtigt, bei denen ein besonderer Zusammenhang insbesondere zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung des Kindes erwartet wurde. Sie haben nur in zwei Modellen einen von null signifikant verschiedenen Einfluß. Wenn die Mutter eine höhere Bildung hat als der Vater, dann besteht zwischen der Bildung der Mutter und der Bildung der Tochter in der linearen Regression ein engerer Zusammenhang als in „normalen“ Familien. In einer Familie ist demnach eine „weibliche Bildungstradition“ besonders stark, wenn die Mutter die höhere Bildung hat. In den Logit-Modellen kann jedoch nicht ein bestimmter Übergang identifiziert werden, an dem diese Bildungstradition eine besonders große Wirkung zeigt. Die großen Koeffizienten der Bildungsdominanz der Mutter und der Interaktion mit der Bildung der Mutter in dem Logit-Modell für den Wechsel auf eine weiterführende Schule sind nicht signifikant.

Beim Wechsel auf eine weiterführende Schule hat die Berufstätigkeit der Mutter einen großen Einfluß. Töchter berufstätiger Mütter wechseln unabhängig von der Bildung der

Mütter häufiger auf eine weiterführende Schule. Man kann annehmen, daß die Mütter durch ihre Erfahrungen im Berufsleben der Bildung einen größeren Wert beimessen als Nur-Hausfrauen. Daher fördern sie die Schulbildung der Töchter in besonderem Maße.

Die referierten Ergebnisse können mit anderen Arbeiten über den Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Bildung der Kinder in dem betreffenden Zeitraum verglichen werden. Viele dieser Arbeiten konstatieren ebenfalls einen Rückgang der Herkunftseffekte (DeGraaf & Huinink, 1992; Handl, 1985; Mayer, Henz & Maas, 1991; Müller & Haun, 1994). Müller und Haun bauen ebenso wie Blossfeld auf der Arbeit von Mare auf und schätzen Logit-Modelle für die einzelnen Übergänge im Bildungssystem (Blossfeld, 1993). Sie unterstellen dabei ein gestuftes Bildungssystem und lassen die Gliederung des deutschen Bildungssystems durch parallele Schularten außer acht. Wenn Blossfeld die Hypothese formuliert, „that the effect of social background is weaker for each higher educational transition because people will become increasingly homogeneous in terms of their social origins“ (Blossfeld, 1993, S. 73), dann suggeriert er ein irreführendes Bild des deutschen Bildungssystems. Auch die höheren Bildungsabschlüsse beruhen in Deutschland vor allem auf der Schulwahl nach Beendigung der Grundschule, deren Grundgesamtheit sehr heterogen ist. Blossfelds Modellierung unterstellt Chancen, wo es faktisch keine Chancen gibt, weil die Entscheidung bereits früher gefallen ist.

Blossfeld findet keine Unterschiede in den Herkunftseffekten auf die verschiedenen Übergänge. Angesichts der in dieser Arbeit präsentierten Ergebnisse könnte dies zumindest teilweise auf die andere Wahl der Übergänge zurückgeführt werden. Wenn Müller und Haun trotz der gleichen Modellierung wie Blossfeld einen Rückgang der Herkunftseffekte feststellen, dann kann dies an den sehr umfangreichen Datensätzen liegen und der sehr differenzierten Berücksichtigung des Berufs des Vaters. Neben dem Prestige des Vaterberufs kontrollieren Müller und Haun auch seine Klassenzugehörigkeit. Sie finden einen Rückgang der Benachteiligung von Bauernkindern und der Kinder ungelerner Arbeiter bei Bildungsabschlüssen, die oberhalb des Volksschulabschlusses liegen. Angesichts der Ergebnisse der vorliegenden Arbeit kann man schließen, daß diese Abnahme des Effekts der Klassenzugehörigkeit des Vaters zum größten Teil auf die Wahl des Schultyps nach der Grundschule zurückzuführen ist. Man kann nur darüber spekulieren, ob man bei einer differenzierteren Modellierung des Bildungsverlaufs weitere Veränderungen der Wirkung der Klassenlage finden würde.

Es bleibt zu untersuchen, wie die Bildungsexpansion seit den 1960er Jahren die Entscheidungen über die Schullaufbahnen verändert hat. Zu diesem Zweck müssen Daten über jüngere Geburtskohorten verwendet werden. An ihnen kann die Hypothese getestet werden, ob auch bei den Frauen die Entscheidung für den Wechsel auf eine weiterführende Schule weniger von der sozialen Herkunft bestimmt wird als in den älteren Geburtskohorten. Bei den Männern ist zu prüfen, ob sich die soziale Öffnung der Schulwahl nach der Grundschulzeit verstärkt, oder ob sie sich wieder umgekehrt hat.

2.6 Exkurs: Diagnostische Verfahren zur Beurteilung der Güte der Schätzergebnisse

In diesem Abschnitt werden die verschiedenen Verfahren vorgestellt, mit denen die Stabilität der geschätzten Parameter in der linearen Regression und im Logit-Modell überprüft werden kann. Die geschätzten Parameter können beispielsweise instabil sein, wenn

es lineare Abhängigkeiten in den Daten gibt. Kleine Änderungen in den Daten führen dann auf vergleichsweise große Änderungen in den Schätzern. Einen Hinweis auf diese sogenannte Multikollinearität gibt die Kondition der Kovarianzmatrix der Schätzer. Sie kann sowohl für die lineare Regression als auch für die Logit-Modelle und die in Kapitel 5 verwendeten Cox-Modelle berechnet werden.

Ein anderes Verfahren bezieht sich auf die Annahme homoskedastischer Fehler. Diese Annahme besagt, daß die Varianz der Fehlerterme für alle Personen gleich ist, egal ob sie eine Bildung entsprechend 9 Jahren oder entsprechend 19 Jahren haben. Mit der White-Matrix, der Jackknife-Matrix und der von Dorfman vorgeschlagenen Matrix werden alternative Kovarianzmatrizen der Schätzer vorgestellt, die auf weniger restriktiven Annahmen beruhen. Wenn sich diese Matrizen stark unterscheiden, dann weist dies auf eine Verletzung der Homoskedastizitätsannahme hin, was auch durch entsprechende Tests überprüft werden kann³². Die Verwendung der alternativen Matrizen führt dann auf andere Signifikanzniveaus der Schätzer als mit der ursprünglichen Kovarianzmatrix unter der Annahme der Homoskedastizität.

Diese alternativen Kovarianzmatrizen werden hier unter Verwendung der Einflußfunktion hergeleitet. Die Einflußfunktion einer Statistik gibt für jede Beobachtung an, wie sehr sich die Statistik ändert, wenn diese Beobachtung in der Analyse stärker gewichtet wird. Die Einflußfunktionen bilden die Basis für ein weiteres diagnostisches Verfahren, das bei den Logit-Modellen angewendet wird. Die $\Delta\beta$ sind empirische Näherungen für Änderungen in den geschätzten Parametern, wenn einzelne Beobachtungen aus der Analyse ausgeschlossen werden. Die Größe der $\Delta\beta$ verweist daher ebenfalls auf die Instabilität der geschätzten Parameter. Die Einflußfunktionen werden auch in Kapitel 5 zur Beurteilung der Stabilität der Parameter im Cox-Modell verwendet.

2.6.1 Ein Test auf Multikollinearität mit Hilfe der Kondition

Es ist möglich, daß Parameter im Regressionsmodell deshalb nicht signifikant von null verschieden sind, weil ihre Varianzen überschätzt werden. Dies tritt beispielsweise auf bei Multikollinearität, das heißt, falls zwischen zwei oder mehreren exogenen Variablen (beinahe) lineare Abhängigkeiten bestehen (Belsley, Kuh & Welsch, 1980; Brachinger, 1990b). Die Schätzer für die Parameter sind zwar unverzerrt, sie haben jedoch eine sehr große Varianz.

Die Multikollinearitätsanalyse in der linearen Regression

Anschaulich verweist Multikollinearität auf die Schätzprobleme, die entstehen, wenn zwei exogene Variablen linear abhängig sind (Belsley, Kuh & Welsch, 1980, S. 85). Man betrachte zum Beispiel eine Regression einer eindimensionalen Variablen auf zwei exogene Variablen. Jede Beobachtung kann dann durch einen Punkt im \mathbb{R}^3 dargestellt werden. Der Wert in einer Dimension ist der Wert der abhängigen Variablen und die Werte

³² Dorfman stellt seine Methode allerdings nur als exploratives Verfahren vor, so daß keine formalen Tests spezifiziert werden.

in den beiden übrigen Dimensionen sind die Werte der beiden unabhängigen Variablen. Indem in der linearen Regression die Parameter für die beiden exogenen Variablen geschätzt werden, bestimmt man eine Ebene im \mathbb{R}^3 , die den Zusammenhang zwischen der abhängigen Variablen und den beiden unabhängigen Variablen annähernd beschreibt. Diese Ebene gibt für alle möglichen Werte der beiden exogenen Variablen einen Wert der abhängigen Variablen an.

Multikollinearität beeinträchtigt die Präzision, mit der diese Ebene bestimmt wird. Wenn die Kombinationen der exogenen Variablen kein Muster zeigen, sondern über den gesamten Wertebereich streuen, dann kann die am besten passende Ebene eindeutig bestimmt werden. Bei multikollinearen Daten liegen die beobachteten Werte der beiden exogenen Variablen jedoch tendenziell auf einer Geraden. Daher ist nur auf dieser Geraden der Zusammenhang mit der abhängigen Variablen bekannt. Es kann nur eine Dimension der Ebene eindeutig bestimmt werden. In der anderen Dimension kann die Ebene beträchtlich schwanken, ohne daß sich die Summe der Residuenquadrate ändert. Dies liegt daran, daß für diese Dimension kaum Information vorliegt. Für die geschätzten Parameter impliziert dies eine große Variationsbreite. Beide Parameter können sich simultan so ändern, daß die Summe der Residuen und damit die Anpassung des Modells gleich bleibt.

In der Praxis tritt die exakte lineare Abhängigkeit normalerweise nicht auf. Man spricht aber auch schon dann von Kollinearität, wenn die Korrelation zweier oder mehrerer Variablen nahe bei eins liegt. Die Schätzung der Regressionsparameter ist dann zwar möglich, sie kann aber bei Änderungen in einzelnen Beobachtungen stark variieren.

Auf der Ebene der Likelihood entspricht die Sensibilität gegenüber kleinen Änderungen einer „flachen“ Likelihood in der Umgebung des Maximums. Dadurch gibt es ein breites Intervall möglicher Parameter, deren zugehörige Likelihoodwerte sich nicht wesentlich unterscheiden. Bei kleinen Änderungen in den Daten und damit in der Likelihood kann sich der Wert, an dem das Maximum angenommen wird, stark verändern.

Das einfachste Verfahren zur Überprüfung von Multikollinearität besteht in der Betrachtung der paarweisen Korrelationen der unabhängigen Variablen. Dieser wie auch andere Tests liefern jedoch nur Hinweise auf Multikollinearität, die allesamt lückenhaft sind (Belsley, 1991, S. 26 f.; Maddala, 1977, S. 183 f.). So können beispielsweise drei Variablen exakt linear abhängig sein, ohne daß eine ihrer paarweisen Korrelationen größer als 0.3 ist.

Das von Belsley vorgeschlagene und in diesem Kapitel angewendete Verfahren setzt daher direkt an dem Gleichungssystem zur Berechnung der Kleinste-Quadrate-Schätzer an. Die Berechnung der Kleinste-Quadrate-Schätzer in der linearen Regression bedeutet gerade die Lösung des Gleichungssystems

$$(X^T X)b = X^T y, \quad (10)$$

wobei y die abhängige Variable, X die Matrix der erklärenden Variablen und b den Parametervektor bezeichnen. Kollineare Daten führen auf eine instabile Matrix $X^T X$. Sowohl die geschätzten Parameter als auch die Varianzmatrix $\sigma^2(X^T X)^{-1}$ der geschätzten Parameter sind daher besonders fehleranfällig.

Für die Messung der Multikollinearität machen sich Belsley, Kuh und Welsch Ergebnisse aus der numerischen Behandlung von Gleichungssystemen zunutze. Hierbei geht es um die Frage, wie sehr sich die Lösung eines Gleichungssystems ändert, wenn kleine „Fehler“ in den Gleichungen auftreten. Man definiert die *Kondition* einer Matrix A als

$$\text{cond}(A) := \|A\| \|A^{-1}\|, \text{ wobei } \|A\| = \max_{\|x\|=1} \|Ax\|.$$

$\|A\|$ gibt an, wie sehr ein Einheitsvektor durch die Matrix A maximal gedehnt werden kann. Die Kondition kann als Maß für die Sensitivität der Lösung x einer Gleichung

$$Ax = y$$

gegenüber Änderungen in A und in y interpretiert werden. Aufgrund der Definition der Matrixnorm $\|A\|$ gilt:

$$\|y\| \leq \|A\| \|x\|, \text{ also } \frac{\|A\|}{\|y\|} \geq \frac{1}{\|x\|}.$$

Eine Änderung von δy in y führt bei festem A auf eine Änderung in y und x von

$$\delta y = A \delta x \text{ bzw. } \delta x = A^{-1} \delta y$$

und damit auf

$$\|\delta x\| \leq \|A^{-1}\| \|\delta y\|.$$

Zusammen erhält man

$$\frac{\|\delta x\|}{\|x\|} \leq \|A\| \|A^{-1}\| \frac{\|\delta y\|}{\|y\|}. \quad (11)$$

Eine Änderung von δA in A führt bei festem y auf die Änderung δx in x mit

$$\begin{aligned} (A + \delta A)(x + \delta x) &= y, \text{ also} \\ x + \delta x &= (A + \delta A)^{-1}y = (A + \delta A)^{-1}Ax. \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} \delta x &= ((A + \delta A)^{-1}A - I)x \\ &= (A + \delta A)^{-1}(A - (A + \delta A))x \\ &= (A + \delta A)^{-1}\delta Ax \end{aligned}$$

erhält man $\|\delta x\| \leq \|(A + \delta A)^{-1}\| \|\delta A\| \|x\|$ und insgesamt

$$\frac{\|\delta x\|}{\|x\|} \leq \|(A + \delta A)^{-1}\| \|A\| \frac{\|\delta A\|}{\|A\|} \approx \text{cond}(A + \delta A) \frac{\|\delta A\|}{\|A\|}, \quad (12)$$

vorausgesetzt, die Inversen existieren. Der relative Fehler $\|\delta x\|/\|x\|$ in x kann also höchstens um das $\text{cond}(A)$ -fache des relativen Fehlers $\|\delta y\|/\|y\|$ in y oder $\|\delta A\|/\|A\|$ in A anwachsen³³.

³³ Während die Abschätzung für die Änderung in y meist eine schlechte Abschätzung ist (Stoer, 1983, S. 161), kann in der Abschätzung für die Änderung in A „=" angenommen werden (Björck & Dahlquist, 1979, S. 138).

Die Berechnung der Kondition gestaltet sich vergleichsweise einfach. Es bezeichne $\mu_i, i = 1, \dots, n$ die Wurzeln der Eigenwerte von A , die im folgenden auch als „Singulärwerte“ bezeichnet werden. Wählt man als Vektornorm die euklidische Norm $\|x\| = (x^T x)^{1/2}$, dann ist die Norm von A gerade $\|A\| = \mu_{\max}$ der maximale Singulärwert von A . Wegen $\|A^{-1}\| = \mu_{\min}^{-1}$ erhält man als Kondition

$$\text{cond}(A) = \mu_{\max}/\mu_{\min},$$

den Quotienten von größtem und kleinstem Singulärwert von A . Für die Berechnung der Kondition reicht es daher aus, die Eigenwerte der Matrix zu berechnen.

Im Fall der Kleinste-Quadrate-Schätzung interessiert die Stabilität der Matrix $X^T X$ (vgl. Gleichung 10). Die Berechnung der Eigenwerte von $X^T X$ beruht meist auf der Singulärwertzerlegung von X . X hat die Darstellung $X = U D V^T$ mit quadratischen Matrizen U und V mit $U^T U = V^T V = I$ und der Diagonalmatrix D . Auf der Diagonalen von D stehen die Singulärwerte. Man erhält für $X^T X$:

$$\begin{aligned} X^T X &= (U D V^T)^T (U D V^T) = V D^T U^T U D V^T \\ &= V D^T D V^T = V D^2 V^T. \end{aligned}$$

Wegen der Orthogonalität von V (d.h. $V^T V = I$) sind die Eigenwerte von $X^T X$ gerade die quadrierten Diagonalelemente von D .

Für die spezielle Matrix $X^T X$ beweist Belsley eine weitere Abschätzung, die einen Zusammenhang zur Varianz der Kleinste-Quadrate-Schätzer herstellt (Belsley, 1991, S. 76). Der Betrag der Elastizität der Matrix $X^T X$ ist durch $2 * \text{cond}(X)$ beschränkt. Die Elastizität der Varianz der Kleinste-Quadrate-Schätzer ist bezüglich jedes Elements der Datenmatrix durch die doppelte Kondition beschränkt. Damit liefert die Kondition von X eine Abschätzung für die Sensitivität der geschätzten Standardfehler der Regressionskoeffizienten gegenüber kleinen Änderungen in den Daten.

Zur Einschätzung des Multikollinearitätsproblems sind Angaben darüber nötig, wie groß die Kondition sein muß, um auf die Problematik kollinearere Daten hinzuweisen. Die Entscheidung, ob der Quotient von größtem und kleinstem Eigenwert „groß“ ist, beruht auf empirischen Beobachtungen. Belsley, Kuh und Welsch geben an, daß eine Kondition zwischen 5 und 10 auf schwache Korrelationen von weniger als 0.9 hinweisen. Bei Werten zwischen 15 und 30 liegt eine Korrelation von etwa 0.9 vor, die in der Praxis oft als Grenzbereich gesehen wird. Alle Werte über 30 können als problematisch angesehen werden (Belsley, Kuh & Welsch, 1980, S. 105 und nach Kap. 3.3). Die Angaben beziehen sich auf die *skalierte Kondition*. Die skalierte Kondition ist der Konditionsindex einer skalierten Matrix. Eine solche Skalierung ist nötig, um Vergleiche der Konditionen verschiedener Matrizen zu ermöglichen. Aussagen über die Multikollinearität sollten unabhängig von den Skalen sein, auf denen die Variablen gemessen werden. Die übliche Kondition ändert sich jedoch, wenn eine Spalte der Matrix mit einem Skalar multipliziert wird (Belsley, 1991, Kap. 3.3). Belsley schlägt daher eine Skalierung vor, so daß alle Spalten dieselbe Länge haben. Anstelle der Kondition der ursprünglichen Matrix wird die einer skalierten Matrix berechnet, auf deren Diagonale nur Einsen stehen.

Insgesamt reicht es für die Überprüfung von Multikollinearität in der linearen Regression aus, die Singulärwerte der Matrix X zu berechnen. Wenn der Quotient zwischen dem

größten und dem kleinsten Singulärwert unter 10 liegt, dann sollte kein Multikollinearitätsproblem vorliegen.

Die Quotienten zwischen dem maximalen Singulärwert und den verschiedenen anderen Singulärwerten werden als Konditionsindizes bezeichnet. Da kleine Eigenwerte auf enge Zusammenhänge hinweisen, können große Konditionsindizes Hinweise auf solche Zusammenhänge geben. Belsley stellt ein Verfahren vor, das im Falle einer großen Kondition oder großer Konditionsindizes Hinweise auf die korrelierten Variablen gibt. Es beruht darauf, daß die Varianz jedes geschätzten Parameters in verschiedene Anteile zerlegt wird, die jeweils mit den Konditionsindizes in Verbindung gebracht werden können (Belsley, 1991, S. 58). Das Vorgehen beruht auf der Singulärwertzerlegung von X als $X = UDV^T$. Die Kovarianzmatrix der Kleinst-Quadrate-Schätzer lautet damit

$$V(a) = \sigma^2 V D^{-2} V^T.$$

Die Varianz des k -ten Regressionskoeffizienten α_k kann daher geschrieben werden als

$$\text{Var}(\alpha_k) = \sigma^2 \sum_j \frac{v_{kj}^2}{\mu_j^2}.$$

Dabei bezeichnen die μ_j^2 die Eigenwerte von $X^T X$ und die v_{kj} die Elemente von V . Wenn nun eine lineare Abhängigkeit vorliegt, führt der entsprechende kleine Eigenwert, da er im Nenner auftritt, zu großen Varianzanteilen bei den entsprechenden geschätzten Parametern.

Diese Überlegung führt auf die Betrachtung einer Matrix Π . Deren Komponente π_{jk} bezeichnet den Anteil der Varianz des k -ten Regressionskoeffizienten, der mit dem j -ten Konditionsindex zusammenhängt. Problematisch sind große Konditionsindizes, weil sie große lineare Abhängigkeiten repräsentieren. Wenn die Varianzanteile zweier verschiedener Regressionskoeffizienten, die zu demselben großen Konditionsindex gehören, beide hoch sind, dann kann man auf eine starke Abhängigkeit dieser beiden Parameter voneinander schließen.

Multikollinearitätsanalyse im Logit-Modell und im Cox-Modell

Die für die lineare Regression vorgestellte Diagnostik kann für nichtlineare Schätzer verallgemeinert werden (Belsley, 1991, S. 360 f.). Im Verlauf dieser Arbeit soll sie sowohl für Logit- als auch für Cox-Modelle benutzt werden. Das beschriebene Verfahren ist nicht direkt übertragbar, weil in diesen Modellen keine geschlossene Darstellung für die Schätzung der Parameter existiert. Durch die Benutzung geeigneter Approximationen kann die Kondition der Informationsmatrix als Hinweis auf das Multikollinearitätsproblem verwendet werden.

Die Maximum-Likelihood-Schätzer im Logit- und die Partial-Likelihood-Schätzer im Cox-Modell sind die Nullstellen der entsprechenden Score-Funktionen. Beide Score-Funktionen sind nichtlinear. $U(X, \beta)$ bezeichne im folgenden eine solche nichtlineare Score-Funktion. Man erhält eine lineare Approximation an die Score-Funktion mit Hilfe des Newton-Raphson-Algorithmus. Es seien $U(X, \beta_0)$ die Score-Funktion und $J(\beta_0)$ die Informationsmatrix an der Stelle β_0 . Dann ist $\beta_1 - \beta_0 = J(\beta_0)^{-1} U(X, \beta_0)$ ein Schritt in Richtung auf den PL- bzw. ML-Schätzer. Durch mehrmalige Wiederholung dieses Vorgehens, ausgewertet an der neuen Näherung, kommt man dem PL- bzw. dem ML-Schätzer beliebig nahe.

Diese Approximation an die ML- bzw. PL-Schätzer legt es nahe, die Kondition der Informationsmatrix für die Beurteilung der Stabilität der geschätzten Parameter zu benutzen. Das von Belsley beschriebene Verfahren besteht im wesentlichen aus der Skalierung der Informationsmatrix und der Berechnung der Eigenwerte und -vektoren der skalierten Matrix (Belsley, 1991, S. 361): Gegeben seien die ML- bzw. PL-Schätzer und die Informationsmatrix J . Um J^{-1} so zu skalieren, daß auf der Diagonalen lauter Einsen stehen, benutzt man eine Diagonalmatrix D , deren Diagonalelement d_{ii} gerade die Inverse der Quadratwurzel des i -ten Diagonalelements von J^{-1} ist. Die Matrix $W = DJ^{-1}D$ ist dann die skalierte Informationsmatrix. Es seien λ_i die Eigenwerte von W . Damit lauten die Konditionsindizes $\sqrt{\lambda_i/\lambda_{\max}}$. Die Varianzzerlegung erhält man wieder mit Hilfe der Matrix der Eigenvektoren von W .

Bei der Interpretation der Konditionsindizes und der Varianzzerlegung müssen jedoch zwei Unterschiede zur linearen Regression berücksichtigt werden: Die Informationsmatrizen hängen nicht ausschließlich von der Verteilung der unabhängigen Variablen ab. Im Logit-Modell geht die Verteilung der abhängigen Variablen in die Informationsmatrix ein und im Cox-Modell ist die Informationsmatrix abhängig von den beobachteten Dauern. Darüber hinaus ist es in der linearen Regression möglich, mit Hilfe der Varianzzerlegung die unabhängigen Variablen zu identifizieren, die die Kollinearität verursachen. Im Logit- und im Cox-Modell ist die Informationsmatrix das Resultat einer nichtlinearen Transformation der Datenmatrix. Die Varianzzerlegung mit Hilfe der Matrix Π kann daher nicht mit den einzelnen unabhängigen Variablen in Verbindung gebracht werden. Möglicherweise ergibt sich erst durch die Transformation ein kollinearer Zusammenhang. Man kann jedoch, wie in der linearen Regression, von hohen Varianzanteilen bei großen Konditionsindizes auf die Kollinearität der geschätzten Parameter schließen.

Trotz der geschilderten Überlegungen kann man der Varianzzerlegung Hinweise über möglicherweise kollineare Daten entnehmen. Die spezielle Gestalt der Informationsmatrizen im Cox- und im Logit-Modell hat große Ähnlichkeit mit der Kovarianzmatrix im Zusammenhang mit dem Kleinste-Quadrate-Schätzer. Anstelle von $X^T X$ bei den Kleinste-Quadrate-Schätzern erhält man beim Logit-Modell $X^T V X$ mit der Diagonalmatrix V , auf deren Diagonalen die Werte $v_{ii} = \hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)$, $i = 1, \dots, n$ stehen. Formal entspricht die Struktur der Informationsmatrix gerade der Varianz-Kovarianz-Matrix in einer gewichteten Kleinste-Quadrate-Regression, was als Bestätigung für die gewählte Verallgemeinerung der Multikollinearitätsanalyse auf nichtlineare Modelle angesehen werden kann. Beim Cox-Modell hat das (r, s) -te Element der Informationsmatrix die Gestalt

$$\sum_{i \text{ unzensiert}} \left(- \frac{\sum_{k \in R_i} x_{kr} x_{ks} \exp(x_k \beta)}{\sum_{k \in R_i} \exp(x_k \beta)} + A_{irs} \right),$$

wobei x_k die Kovariablen der k -ten Person, R_i die Risikomenge für den Ereigniszeitpunkt der i -ten Beobachtungseinheit und A_{irs} das Produkt des Erwartungswertes der r -ten Kovariable in der i -ten Risikomenge mit dem Erwartungswert der s -ten Kovariable in der i -ten Risikomenge bezeichnen (Pötter, 1988, S. 6). Änderungen in der Informationsmatrix spiegeln auch hier Änderungen in den Daten wider, die allerdings zusätzlich gewichtet sind. Daher geben auch in diesen nichtlinearen Fällen die Konditionsindizes der Informationsmatrix Hinweise auf verursachende Variablen.

2.6.2 Berücksichtigung von Heteroskedastizität – Einführung der Einflußfunktion

Ein anderer Grund für große Standardfehler der geschätzten Parameter können falsche Verteilungsannahmen bezüglich der Fehlerterme sein. Bei der linearen Regression wird angenommen, daß die Varianz der Fehlerterme gleich ist für alle Beobachtungen. Diese Annahme ist sehr restriktiv. Das bedeutet beispielsweise, daß die Beobachtungen um den erwarteten Bildungsabschluß „Hauptschule“ in demselben Ausmaß schwanken wie um den erwarteten Abschluß „Hochschulstudium“. Man unterstellt, daß ein Hauptschulabschluß mit den berücksichtigten Variablen gleich gut vorhergesagt werden kann wie ein Studium.

Auch wenn man die Annahme homoskedastischer Fehler aufgibt, kann man die Parameter mit der Methode der kleinsten Quadrate schätzen. In diesem Fall braucht man jedoch eine geeignete andere Näherung für die Varianz der Fehlerterme bzw. für die Varianz der geschätzten Parameter. Für die Herleitung einer solchen Näherung wird die Einflußfunktion benutzt. Man erhält mit Hilfe der Einflußfunktion eine Näherung für die Kovarianzmatrix der Schätzer, die nicht von einer speziellen Verteilungsannahme abhängig ist. Mit ihrer Hilfe können Aussagen über asymptotische Eigenschaften von Schätzern gemacht werden. Dies soll bei der Schätzung der Varianzmatrix der Regressionskoeffizienten benutzt werden. Daneben bildet die Einflußfunktion den Ausgangspunkt für die Analyse der Stabilität der geschätzten Koeffizienten. Dies wird später bei den Logit- und bei den Cox-Modellen angewendet.

Die Einflußfunktion mißt, wie sehr sich eine Statistik ändert, wenn man eine Beobachtung stärker gewichtet. Damit kann die Abhängigkeit der Teststatistik von einzelnen Beobachtungen sichtbar gemacht werden. Insbesondere können besonders einflußreiche Beobachtungen identifiziert werden, also solche Beobachtungen, deren andere Gewichtung den Wert der Teststatistik stark verändern würde. Man kann die Einflußfunktion daher verwenden, um die Stabilität einer Teststatistik abzuschätzen. Darüber hinaus bildet die Einflußfunktion eine Grundlage für die Herleitung nicht-parametrischer Schätzer.

Zunächst wird die Einflußfunktion eingeführt. Dann wird der Zusammenhang mit der Varianzmatrix der linearen Regression hergestellt. Schließlich wird der gefundene Zusammenhang so formuliert, daß er mit den Daten einer endlichen Stichprobe approximiert werden kann. Je nachdem, wie die theoretischen Formulierungen angenähert und die Gewichte gewählt werden, erhält man unterschiedliche Varianzmatrizen der Schätzer in der linearen Regression. Bei den Logit-Modellen wird die Einflußfunktion direkt dazu verwendet, um die Stabilität der geschätzten Koeffizienten zu untersuchen. Ein Problem der empirischen Umsetzung besteht darin, daß es keine geschlossene Formel für die Berechnung der Maximum-Likelihood-Schätzer im Logit-Modell gibt. Daher kann auch die Differenz der Schätzer mit und ohne die spezielle Gewichtung einer einzelnen Beobachtung nicht explizit formuliert werden. Man löst das Problem dadurch, daß Näherungen für die Maximum-Likelihood-Schätzer verwendet werden.

Man spricht von einflußreichen Beobachtungen, wenn diese einen größeren Einfluß auf die Statistik ausüben als die meisten anderen Beobachtungen. Diese Vorstellung wird formalisiert mit Hilfe der Einflußfunktion. Es sei $T(F)$ die zu schätzende Teststatistik, die auf dem Raum der Wahrscheinlichkeitsmaße definiert ist. F sei die Verteilung der Zufallsgrößen X . Das Funktional T ist *Gâteaux-differenzierbar*, wenn es eine lineare Abbildung

$L = L_F$ vom Raum der Verteilungsfunktionen in die reellen Zahlen gibt, so daß für alle Wahrscheinlichkeitsverteilungen G gilt:

$$\lim_{w \rightarrow 0} \frac{\mathcal{T}(F_w) - \mathcal{T}(F)}{w} = L_F(G - F) \text{ wobei } F_w = (1 - w)F + wG. \quad (13)$$

Die Gâteaux-Differenzierbarkeit fordert, analog zum Differenzierbarkeitsbegriff für reelle Zahlen, die Existenz einer linearen Abbildung (hier: L_F) vom Definitionsbereich der Funktion (hier: Raum der Wahrscheinlichkeitsmaße) in ihren Wertebereich (hier: die reellen Zahlen), die die Änderung der Funktion (hier: \mathcal{T}) bei infinitesimalen Änderungen im Wertebereich (hier: in F) angibt. Es wird angenommen, daß es zu L_F eine meßbare Funktion $IC(*, F, \mathcal{T})$ gibt, so daß L_F darstellbar ist als

$$L_F(G - F) = \int IC(x, F, \mathcal{T}) dG(x).$$

Offenbar gilt mit $F_w = (1 - w)F + w\delta_x$, $0 \leq w \leq 1$:

(14)

Dabei ist δ_x das Diracmaß in x , das heißt $\delta_x(A) = 1$ falls $x \in A$ und $\delta_x(A) = 0$ sonst. F_w ist eine Linearkombination der beiden Wahrscheinlichkeitsmaße F und δ_x . Je größer w ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, die F_w der Beobachtung x zuweist.

Die Funktion $IC(x, F, \mathcal{T})$ heißt *Einflußfunktion von \mathcal{T} an F* . Sie gibt (im Falle ihrer Existenz) die infinitesimale Änderung der Teststatistik an, wenn die Beobachtung x ein kleineres Gewicht erhält.

Wegen der speziellen Wahl von F_w ist die Einflußfunktion von \mathcal{T} gerade die übliche Ableitung von $\mathcal{T}(F_w)$ nach w , ausgewertet an $w = 0$. Es gilt (Huber, 1981, S. 38):

$$\frac{\partial}{\partial w} \mathcal{T}(F_w) = \int IC(x, F_w, \mathcal{T}) d(G - F). \quad (15)$$

Die folgenden Überlegungen können direkt auf sogenannte M-Schätzer übertragen werden (Huber, 1981). Nach der Definition von Huber erhält man einen M-Schätzer, wenn man anstelle der Likelihood eine andere geeignete Funktion der Daten maximiert³⁴. Außerdem sei darauf hingewiesen, daß es neben den hier vorgestellten Einflußfunktionen

³⁴ Die Klasse der M-Schätzer ist eine Verallgemeinerung der Klasse der Maximum-Likelihood-Schätzer. Ein M-Schätzer ist ein Schätzer, der eine von den Beobachtungen abhängige Funktion maximiert. Im Fall der Maximum-Likelihood-Schätzer wird als Funktion gerade die Likelihood gewählt. Im Kontext von robusten Schätzern werden oft andere zu maximierende Funktionen gewählt. So führt die Maximierung des Medians auf Schätzer, die robuster gegenüber Ausreißern sind als der Maximum-Likelihood-Schätzer. M-Schätzer sind durch eine Gleichung der Gestalt

$$\sum_{i=1}^N \Psi(y_i, \mathcal{T}_N) = 0$$

definiert. Bei den Maximum-Likelihood-Schätzern wird $\Psi(y, \beta)$ gerade als die Ableitung der Likelihood-Funktion nach dem interessierenden Parameter β , die sogenannte *Score-Funktion*, gewählt.

andere Messungen für den Einfluß einzelner Beobachtungen gibt (Andersen, 1992; Antille & Ritschard, 1992; Cook, 1986; Davison & Tsai, 1992; Hossain & Naik, 1991; Nagel & Hatzinger, 1992). Die vorgestellte Diagnostik erscheint unbefriedigend, weil oft nicht eine einzelne Beobachtung, sondern mehrere extreme Beobachtungen gemeinsam einen großen Einfluß auf die Schätzung haben. Es gibt daher Versuche, den Einfluß von Gruppen von Ausreißern zu bestimmen (Barrett & Gray, 1992; Hadi, 1992).

Einflußfunktion für die lineare Regression und Logit-Modelle

Wie sieht die Einflußfunktion für die geschätzten Parameter in der linearen Regression und im Logit-Modell aus? Die zu schätzenden Koeffizienten β müssen als eine Funktion der Verteilung F der Zufallsgrößen X dargestellt werden. Die Kleinste-Quadrate-Schätzer in der linearen Regression stimmen mit den Maximum-Likelihood-Schätzern überein, wenn man annimmt, daß die Fehler normalverteilt sind. Dies wird für die Herleitung der Einflußfunktion in der linearen Regression benutzt. Der Vektor der geschätzten Parameter $\hat{\beta}$ kann sowohl im Logit-Modell als auch in der linearen Regression als Maximum-Likelihood-Schätzer über die Log-Likelihood dargestellt werden. In der linearen Regression lautet sie bei $N - 1$ Beobachtungen

$$l_{Reg}(y, X\beta) = \sum_{i=1}^{N-1} -\log(\sqrt{2\pi}\sigma) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - x_i\beta)^2. \tag{16}$$

Bei der Logit-Regression erhält man

$$l_{Logit}(y, X\beta) = \sum_{i=1}^{N-1} y_i x_i\beta - \log(1 + e^{x_i\beta}). \tag{17}$$

Dabei bezeichnen x_i den Vektor der Kovariablen der i -ten Person, β den Vektor der zu schätzenden Parameter und y_i den Bildungsabschluß der i -ten Person.

Wir betrachten nun die Log-Likelihood bei Hinzufügen der N -ten Beobachtung. Die N -te Beobachtung geht mit dem Gewicht $\omega_i = w$ in die Likelihood ein. Dieses w übernimmt die Rolle des w aus Formel (13). Die Log-Likelihood hat dann die Gestalt

$$l_{Reg}(y, X\beta) = \sum_{i=1}^{N-1} \omega_i * \left(-\log(\sqrt{2\pi}\sigma) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - x_i\beta)^2 \right) \text{ bzw.}$$

$$l_{Logit}(y, X\beta) = \sum_{i=1}^{N-1} \omega_i * (y_i x_i\beta - \log(1 + e^{x_i\beta})) \text{ mit } \omega_i = \begin{cases} w & i = N \\ 1 & \text{sonst} \end{cases}.$$

y und X sind jetzt Elemente des \mathbb{R}^N statt des \mathbb{R}^{N-1} . Mit $w = 1$ wird die N -te Beobachtung wie die übrigen Beobachtungen berücksichtigt, mit $w = 0$ wird sie nicht berücksichtigt und für $w \in (0,1)$ geht sie schwächer als die übrigen Beobachtungen ein. Das Ziel ist es nun, die Einflußfunktion für die Maximum-Likelihood-Schätzer gemäß Gleichung (15) zu berechnen. Da T gerade der Maximum-Likelihood-Schätzer $\hat{\beta}$ ist, muß die Ableitung von $\hat{\beta}$ nach w berechnet werden. Dazu wird der *Hauptsatz über implizite Funktionen* verwendet. Er lautet:

Es sei $H: \mathbb{R} \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ eine Abbildung. Für einen Punkt (w_0, β_{w_0}) gelte $H(w_0, \beta_{w_0}) = 0$. H sei in (w_0, β_{w_0}) differenzierbar und $(\partial/\partial\beta_{w_0})H(w_0, \beta_{w_0})$ sei invertierbar. Dann existiert eine Umgebung U_{w_0} von (w_0, β_{w_0}) , so daß $H(w, \beta_w) = 0$ für alle $(w, \beta_w) \in U_{w_0}$ und

$$\frac{d\beta_w}{dw} = - \left(\frac{\partial H}{\partial \beta_w} \right)^{-1} \frac{\partial H}{\partial w}. \quad (18)$$

Um den Satz über implizite Funktionen anwenden zu können, muß eine geeignete Funktion H bestimmt werden, die mit dem Maximum-Likelihood-Schätzer als Argument den Wert null annimmt. Eine solche Funktion ist gerade die Score-Funktion. Die Ableitung der Log-Likelihood nach dem Parameter β_j lautet in der linearen Regression:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \beta_j} l_{Reg}(y, X\beta) &= \sum_{i=1}^N \frac{\omega_i}{\sigma^2} x_{ij} (y_i - x_i\beta) \quad j = 1, \dots, m, \text{ also} \\ \frac{\partial}{\partial \beta} l_{Reg}(y, X\beta) &= \frac{1}{\sigma^2} X^T W (y - X\beta) =: H_{Reg}(w, \beta_w) \end{aligned}$$

mit $W = \text{diag}(\omega_1, \dots, \omega_N)$. Um den Satz über implizite Funktionen anzuwenden, müssen die Ableitungen von H nach β und nach w berechnet werden. Man erhält

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \beta} H_{Reg} &= \frac{1}{\sigma^2} X^T W X \text{ und} \\ \frac{\partial}{\partial w} H_{Reg} &= \frac{1}{\sigma^2} [0 \dots 0 x_N^T] (y - X\beta) = \frac{1}{\sigma^2} x_N^T (y_N - x_N\beta). \end{aligned}$$

Insgesamt lautet die Einflußfunktion bei Hinzunahme der N -ten Beobachtung (also $w = 1$ und damit $W = I$) für die Kleinste-Quadrate-Schätzer in der linearen Regression

$$IC_{Reg}(x_N, F, \beta) = (X^T X)^{-1} x_N^T (y_N - x_N\beta). \quad (19)$$

Für das Logit-Modell lautet die Score-Funktion

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \beta_j} l_{Logit}(y, X\beta) &= \sum_{i=1}^N \omega_i x_{ij} (y_i - p_i), \quad j = 1, \dots, m, \text{ also} \\ \frac{\partial}{\partial \beta} l_{Logit}(y, X\beta) &= X^T W (y - p) =: H_{Logit}(w, \beta_w) \end{aligned}$$

mit $W = \text{diag}(\omega_1, \dots, \omega_N)$ und $p = (p_1, \dots, p_N)$ mit $p_i = e^{x_i\beta} / (1 + e^{x_i\beta})$, $i = 1, \dots, N$. Wegen

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \beta_k} p_i &= x_{ik} * p_i * (1 - p_i) \text{ erhält man} \\ \frac{\partial}{\partial \beta} H_{Logit} &= X^T V X \text{ mit } V = \text{diag}(v_1, \dots, v_N), \quad v_i := p_i * (1 - p_i), \quad i = 1, \dots, N. \text{ Mit} \\ \frac{\partial}{\partial w} H_{Logit} &= x_N^T (y_N - p_N) \end{aligned}$$

lautet die Einflußfunktion im Logit-Modell bei Hinzunahme der N -ten Beobachtung (also $w = 1$ bzw. $W = I$)

$$IC_{Logit}(x_N, F, \beta) = (X^T V X)^{-1} x_N^T (y_N - p_N). \quad (20)$$

Die Einflußfunktionen (19) und (20) geben die Veränderungen in den Maximum-Likelihood-Schätzern an, wenn die N -te Beobachtung hinzugefügt wird. Man kann an (19) und (20) ablesen, daß eine einzelne Beobachtung den Schätzer für β auf zweierlei Weise beeinflußt. Die mittleren Teile der Gleichungen zeigen, daß der absolute Wert der Beobachtung x_N ihren Einfluß vergrößert. Der letzte Faktor ist jeweils desto größer, je größer der Abstand zwischen dem wahren Wert y und dem erwarteten Wert $x_N \beta$ bzw. p_N ist.

2.6.3 Schätzer für die Kovarianzmatrix in der linearen Regression in endlichen Stichproben

Wie bereits erwähnt, kann mit Hilfe der Einflußfunktion ein Schätzer für die Kovarianzmatrix der Regressionskoeffizienten hergeleitet werden (Huber, 1981; Cox & Hinkley, 1974; Samuels, 1978). Mit (15) führt die Taylor-Entwicklung von $T(F_w)$ um $w = 0$ auf

$$\begin{aligned} T(F_w) &= T(F) + w \int IC(x, F, T)[(G - F)(dx)] + O(w^2) \\ &= T(F) + w \int IC(x, F, T)G(dx) + O(w^2), \end{aligned} \quad (21)$$

da aus der Definition der Einflußfunktion folgt, daß

$$\int IC(x, F, T)dF(x) = 0.$$

$O(w^2)$ steht stellvertretend für einen Restterm, der so klein ist, daß er durch w^2 dividiert beim Grenzübergang $w \rightarrow 0$ beschränkt bleibt.

Um auf eine Näherung für die Varianz der Regressionskoeffizienten zu kommen, wählt man die empirische Verteilungsfunktion³⁵ F_N als Approximation an die wahre gemeinsame Verteilung der N Beobachtungen.

Wird die N -te Beobachtung gleichwertig berücksichtigt, dann haben alle Beobachtungen das Gewicht $1/N$. Wähle $w = 1/N$ und für G die Verteilung

$$G(x) = NF_N(x) - (N - 1)F(x), \text{ also}$$

$$F_w = F_{\frac{1}{N}} = \left(1 - \frac{1}{N}\right)F + F_N - \frac{N-1}{N}F = F_N.$$

³⁵ Die empirische Verteilungsfunktion der N Beobachtungen wächst an jeder Beobachtung x_i um den Betrag $1/N$.

Eingesetzt in (21) führt dies auf

$$\begin{aligned} \mathcal{T}(F_N) &= \mathcal{T}(F) + \frac{1}{N} \int \text{IC}(x, F, \mathcal{T}) d(NF_N(x) - (N-1)F(x)) + O\left(\frac{1}{N^2}\right) \\ &= \mathcal{T}(F) + \int \text{IC}(x, F, \mathcal{T}) dF_N(x) + O\left(\frac{1}{N^2}\right) \\ &= \mathcal{T}(F) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{IC}(x_i, F, \mathcal{T}) + O\left(\frac{1}{N^2}\right). \end{aligned}$$

Die $\text{IC}(x_i, F, \mathcal{T})$ sind unabhängig identisch verteilt mit Erwartungswert null und Varianz-Kovarianzmatrix

$$\begin{aligned} A(F, \mathcal{T}) &= \text{IE}_F(\text{IC}(x_i, F, \mathcal{T}) \text{IC}(x_i, F, \mathcal{T})^T) \\ &= \int \text{IC}(x_i, F, \mathcal{T}) \text{IC}(x_i, F, \mathcal{T})^T dF(x). \end{aligned} \quad (22)$$

Vernachlässigt man vorübergehend $O(1/N^2)$, dann führt die Anwendung des zentralen Grenzwertsatzes auf

$$\sqrt{N}(\mathcal{T}(F_N) - \mathcal{T}(F)) \approx N(0, A(F, \mathcal{T})).$$

Die Annahmen, unter denen die letzte Aussage gilt, sind jedoch so stark, daß der Beweis der asymptotischen Normalität meist anders geführt wird. Die stärkere Bedingung der Fréchet-Differenzierbarkeit reicht für einen Beweis aus³⁶. Mit dem Ergebnis (22) erhält man für die Kovarianzmatrix der Schätzer:

$$\text{Var} \sqrt{N}(\mathcal{T}(F_N) - \mathcal{T}(F)) \approx \int \text{IC}(x, F, \mathcal{T}) \text{IC}(x, F, \mathcal{T})^T F_N(dx), \quad (23)$$

also mit (19)

$$\text{Var}(\sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta)) \approx \frac{1}{N} \sum (X^T X)^{-1} x_i^T (y_i - x_i \beta)^T (y_i - x_i \beta) x_i (X^T X)^{-1},$$

und damit

$$\text{Var}(\hat{\beta} - \beta) \approx (X^T X)^{-1} \left\{ \sum (y_i - x_i \beta)^2 x_i^T x_i \right\} (X^T X)^{-1}. \quad (24)$$

$\hat{\beta}$ bezeichnet dabei den Maximum-Likelihood-Schätzer. Die Matrix in (24) ist die für den Test der Homoskedastizitätsannahme bzw. die Schätzung der Standardfehler unter der Annahme von Heteroskedastizität gebräuchliche *White-Matrix*

$$\begin{aligned} &(X^T X)^{-1} (X^T \Omega X) (X^T X)^{-1} \text{ mit} \\ \Omega &= \text{diag}(e_1^2, \dots, e_N^2), \quad e_i = y_i - (X\beta)_i \end{aligned}$$

³⁶ Vgl. auch Samuels (1978), Huber (1981) und Fernholz (1983).

(White, 1980). Einerseits erhält man die White-Matrix also als Approximation an die Kovarianzmatrix der Schätzer mit Hilfe der Einflußfunktion. Man kann die White-Matrix aber auch als Kovarianzmatrix bei einer gewichteten Kleinste-Quadrate-Regression interpretieren. Dabei wird ebenfalls die Annahme der Homoskedastizität aufgegeben. Man schätzt in einem ersten Schritt eine Kleinste-Quadrate-Regression. Dann verwendet man die Quadrate der Residuen als Schätzer für die Varianzen der Fehlerterme. Die daraus resultierende Kovarianzmatrix der Schätzer in dem zweiten Schritt ist gerade die White-Matrix. Mit der White-Matrix kann man prüfen, ob die Annahme heteroskedastischer Fehler zu wesentlich anderen Konfidenzintervallen für die Schätzer führt als die Annahme homoskedastischer Fehler. Wenn dies der Fall ist, erweist sich die Annahme homoskedastischer Fehler als zu restriktiv.

Die mit der White-Matrix berechneten Schätzer für die Standardfehler der geschätzten Parameter berücksichtigen zwar eine mögliche Heteroskedastizität der Fehlerterme. Sie tun dies für alle Beobachtungen in der gleichen Weise. Der unterschiedliche Einfluß der verschiedenen Beobachtungen auf die Schätzer geht nicht in die Berechnung ein. So kann es vorkommen, daß eine einzelne Beobachtung die Regressionsgerade stark verändert und gerade dadurch das Residuum klein ist. Dies bedeutet aber, daß die Schätzung recht unsicher ist, weil die einzelne Beobachtung ausschlaggebend ist. Es liegt daher nahe, eine Kovarianzmatrix zu suchen, die den Einfluß der einzelnen Beobachtungen berücksichtigt.

In der White-Matrix geschieht dies nicht, weil sich ihre Herleitung auf asymptotische Überlegungen gründet. Die Anfälligkeit gegenüber Ausreißern ist dagegen ein Phänomen, das nur in endlichen Stichproben vorkommt. Man sucht daher eine Kovarianzmatrix für die Schätzer, die den Einfluß einzelner Beobachtungen berücksichtigt, indem der Einfluß einer einzelnen Beobachtung durch den Einfluß in der endlichen Stichprobe approximiert wird. Diesen kann man beispielsweise definieren als Änderung der geschätzten Statistik, wenn man sie nicht mehr aufgrund aller N , sondern nur noch aufgrund von $(N-1)$ Beobachtungen schätzt (Chatterjee & Hadi, 1988, S. 113 f.). Man löscht also eine Beobachtung, beispielsweise die i -te. In der Herleitung bedeutet dies, daß man bei der Definition der Einflußfunktion auf den Grenzübergang verzichtet und $t = 1/N$ wählt. Man erhält anstelle von (14):

$$\begin{aligned} \text{IC}(x_p, F, T) &= N \left[\beta \left(\frac{N-1}{N} F_{(i)} + \frac{1}{N} \delta_{x_i} \right) - \beta(F_{(i)}) \right] \\ &= N [\beta(F_N) - \beta(F_{(i)})]. \end{aligned} \tag{25}$$

Dabei bezeichnet F_N wieder die empirische Verteilungsfunktion auf der Basis aller N Beobachtungen. $F_{(i)}$ steht für die empirische Verteilungsfunktion, wenn die i -te Beobachtung nicht berücksichtigt wird. δ_x bezeichnet wie früher das Dirac-Maß in x , das heißt das Maß, das seine gesamte Masse in x konzentriert: $\delta_x(A) = 1$ falls A den Punkt x enthält und $\delta_x(A) = 0$ sonst. Die empirische Einflußfunktion ist nach (25) gerade die Differenz des Schätzers, der auf allen N Beobachtungen basiert, zu dem Schätzer, der ohne die i -te Beobachtung berechnet wurde, multipliziert mit N .

Die Regressionskoeffizienten haben die Darstellung $\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y$. Die Berechnung von $\beta(F_N) - \beta(F_{(i)})$ führt auf die Berechnung von $(X^T X)^{-1} X^T y - (X_{(i)}^T X_{(i)})^{-1} X_{(i)} y_{(i)}$. Der Index (i) gibt an, daß die zur i -ten Beobachtung gehörende Zeile (und gegebenenfalls Spalte)

gelöscht wurde. Diese Differenz kann mit Hilfe des Satzes von Sherman, Morrison und Woodbury (Chatterjee & Hadi, 1988, S. 21) wie folgt umgeformt werden:

$$\begin{aligned}
 & (X^T X)^{-1} X^T y - (X_{(i)}^T X_{(i)})^{-1} X_{(i)} y_{(i)} \\
 = & (X^T X)^{-1} X^T y - \left[(X^T X)^{-1} + \frac{(X^T X)^{-1} x_i^T x_i (X^T X)^{-1}}{1 - x_i (X^T X)^{-1} x_i^T} \right] X_{(i)}^T y_{(i)} \quad (26) \\
 = & (X^T X)^{-1} x_i^T y_i - \frac{(X^T X)^{-1} x_i^T x_i (X^T X)^{-1}}{1 - x_i (X^T X)^{-1} x_i^T} X_{(i)}^T y_{(i)}
 \end{aligned}$$

wegen $(X^T X)^{-1} X^T y = (X^T X)^{-1} [X_{(i)}^T y_{(i)} + x_i^T y_i]$. Auf den Hauptnenner gebracht vereinfacht sich (26) zu

$$\begin{aligned}
 & \frac{(X^T X)^{-1} x_i^T}{1 - h_{ii}} (y_i - x_i (X^T X)^{-1} [y_i x_i^T + X_{(i)}^T y_{(i)}]) \\
 = & \frac{(X^T X)^{-1} x_i^T}{1 - h_{ii}} (y_i - x_i \beta [F_N]) \quad (27) \\
 = & \frac{(X^T X)^{-1} x_i^T}{1 - h_{ii}} e_i.
 \end{aligned}$$

h_{ii} bezeichnet dabei das i -te Diagonalelement der Projektionsmatrix

$$H = X(X^T X)^{-1} X^T,$$

die sogenannte *Leverage* der i -ten Beobachtung. Die Leverage der i -ten Beobachtung gibt an, wie groß der Einfluß dieser Beobachtung auf die Schätzung für y_i ist (Brachinger, 1990a). Der Kleinste-Quadrate-Schätzer für β lautet $\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y$. Für \hat{y} erhält man $\hat{y} = X(X^T X)^{-1} X^T y = Hy$. Wegen $\partial \hat{y}_i / \partial y_i = h_{ii}$ erhält man die Leverage als Einfluß der i -ten Beobachtung auf die Schätzung von y_i .

Eine große Leverage bedeutet also, daß die zugehörige Beobachtung einen großen Einfluß auf die Schätzung der i -ten Beobachtung hat. Große Leverages weisen zugleich auf extreme Designpunkte hin. Es liegt nahe, die empirische Schätzung der Einflußfunktion (27) zu verwenden. Man erhält als geschätzte Kovarianzmatrix der Regressionskoeffizienten gemäß (23):

$$V = (X^T X)^{-1} X^T \text{diag}\left(\frac{\hat{e}_1^2}{(1 - h_{11})^2}, \dots, \frac{\hat{e}_N^2}{(1 - h_{NN})^2}\right) X(X^T X)^{-1}. \quad (28)$$

Diese Matrix wird zuweilen als *Jackknife-Matrix* bezeichnet (Hinkley & Wang, 1991; Wu, 1986). Das Jackknife gehört zu den Verfahren der wiederholten Stichprobenziehung, die einer einfacheren und genaueren Schätzung von Standardfehlern dienen. Zur Berechnung eines Jackknife-Schätzers spaltet man die Stichprobe in s gleich große disjunkte Teilmengen auf und berechnet den Schätzer s -mal, jedesmal ohne eine einzelne Teilmenge. Im „Leave-one-out“-Verfahren entspricht s dem Stichprobenumfang und man schließt immer

gerade eine Beobachtung aus. Die auf der Basis der Teilmengen gewonnenen Schätzer werden dazu benutzt, um die Verzerrung des aufgrund der gesamten Stichprobe berechneten Schätzers zu schätzen. Der Jackknife-Schätzer ist dann gerade der um die Verzerrung korrigierte Schätzer (Wernecke, 1993). Da auch der auf diese Weise gewonnene Schätzer für die Varianz der Regressionsparameter verzerrt ist, werden Gewichtungen vorgeschlagen. Die Gewichte, die auf Formel (28) führen, beruhen auf der Determinante der $X^T X$ -Matrizen für die jeweiligen Teilmengen. Der resultierende Leave-one-out-Schätzer ist unverzerrt bei homoskedastischen Fehlern und beinahe unverzerrt bei heteroskedastischen Fehlern (Wu, 1986).

Man kann die Matrix (28) als Modifikation der White-Matrix interpretieren, bei der die geschätzten Varianzen zusätzlich gewichtet werden. Die Gewichte beruhen auf der Leverage der Punkte. Je größer die Leverage eines Punktes und damit der Einfluß der Beobachtung auf die Schätzung für y_i ist, desto größer wird die Jackknife-Matrix. Wenn einzelne Beobachtungen einen großen Einfluß auf die Schätzung haben, wird die Schätzung unsicherer und die geschätzte Jackknife-Matrix entsprechend größer.

Mit dem gerade beschriebenen Gewichtungsverfahren wird die Instabilität der Schätzung berücksichtigt, die durch besonders einflußreiche Beobachtungen entstehen kann. Einflußreiche Beobachtungen führen grundsätzlich zu einer höheren geschätzten Varianz. Dieses Vorgehen hat den Nachteil, daß der Informationsgehalt von Beobachtungen, die wichtig im Sinne der Fragestellung sind, nur begrenzt berücksichtigt wird. Eine Beobachtung, die zwar nahe der Regressionsgeraden liegt, aber extreme Werte der erklärenden Variablen hat, führt in der Jackknife-Matrix zu einer großen geschätzten Varianz. Daher wird ein Vorschlag von Dorfman aufgegriffen, in dem die geschätzten Varianzen so gewichtet werden, daß alle Beobachtungen denselben Einfluß auf die Parameterschätzungen haben (Dorfman, 1991). Dadurch wird der Einfluß extremer Punkte gegenüber der White-Matrix verkleinert. Es wird jedoch vermieden, allen einflußreichen Punkten ein besonders kleines Gewicht zuzuteilen.

Bei p zu schätzenden Parametern und N Beobachtungen muß die konstante Leverage dann den Wert $h_{ii} = p/N$ haben. Man sucht Gewichte w_i , so daß dies erfüllt ist. Es sei $W = \text{diag}(w_1, \dots, w_N)$. Die Leverages berechnen sich dann als Diagonalelemente der Projektionsmatrix $X(X^T W X)^{-1} X^T W$. Die Leverages sind also von den Gewichten und die Gewichte von den Leverages abhängig. Es existiert daher keine geschlossene Lösung für die Gewichte. Dorfman schlägt jedoch eine iterative Lösung vor mit

$$w_{i[k+1]} = \frac{p/n}{h_{ii[k]}} w_{i[k]},$$

wobei k den k -ten Iterationsschritt bezeichnet. Die geschätzte Kovarianzmatrix lautet dann:

$$V = (X^T W X)^{-1} X^T W \text{diag} \left(\frac{\hat{e}_1^2}{(1 - h_{11})^2}, \dots, \frac{\hat{e}_N^2}{(1 - h_{NN})^2} \right) W X (X^T W X)^{-1}. \quad (29)$$

Wenn sich diese Kovarianzmatrix stark von der Jackknife-Matrix unterscheidet, dann liegt dies an den Ausreißern. Während in (28) einflußreiche Beobachtungen grundsätzlich zu hohen Varianzen führen, werden in (29) alle Beobachtungen in derselben Weise berücksichtigt. Dies ist zum Beispiel vorteilhaft, wenn man weiß, daß es extreme Beobachtungen

gibt, die durch das Design bedingt sind. Unterscheiden sich die Matrizen (28) und (29), dann hat man bei der Jackknife-Matrix die Unsicherheit der Schätzung aufgrund von einflußreichen Beobachtungen möglicherweise überschätzt. In (29) ist die Gefahr, daß die in den Ausreißern enthaltene Information zu wenig berücksichtigt wird, durch die konstante Leverage begrenzt.

Bei der Durchführung der Schätzung treten allerdings Konvergenzprobleme auf. Man iteriert so lange, bis die Differenz zwischen der maximalen und der minimalen Leverage unterhalb einer vorgegebenen Schranke liegt. Diese wurde beispielsweise als 0.005 gewählt, was nicht besonders klein ist, wenn man bedenkt, daß die konstante Leverage bei 20 Variablen einen Wert von 0.05 hat. In manchen Fällen konnte diese Toleranz nicht erreicht werden, weil einige der Gewichte w_i zuvor den Wert null erreichten, was die Berechnung der Inversen in (29) unmöglich machte. Den angegebenen Schätzern nach Dorfman liegt daher nur eine annähernd gleiche Leverage zugrunde.

2.6.4 Schätzung der Änderung der Logit-Parameter bei Löschung einer einzelnen Beobachtung

In Gleichung (20) wurde die Einflußfunktion für die Maximum-Likelihood-Schätzer der Parameter im Logit-Modell angegeben. Sie soll nun benutzt werden, um die Sensibilität der Maximum-Likelihood-Schätzer gegenüber Ausreißern abschätzen zu können.

Da die abhängige Variable im Logit-Modell nur zwei Werte annehmen kann, sind Ausreißer im binären Fall notwendigerweise solche Beobachtungen, deren Schätzung für die abhängige Variable nahe bei null liegt, während ihr wahrer Wert bei eins liegt, oder umgekehrt. Ausreißer befinden sich daher am Rand des Feldes der beobachteten x -Werte. Es sei y die binäre abhängige Variable. p_i bezeichne den aufgrund der x_i erwarteten Wert für y_i . Die Log-Likelihood lautet (vgl. (17))

$$l = \sum_{i=1}^N y_i x_i \beta - \log(1 + e^{x_i \beta}).$$

Nach β abgeleitet führt dies auf

$$\begin{aligned} \frac{\partial l}{\partial \beta} &= \sum_{j=1}^N \left(y_i x_i - \frac{e^{x_i \beta} x_i}{1 + e^{x_i \beta}} \right) \\ &= \sum_{j=1}^N (y_i - p_i) x_i. \end{aligned} \tag{30}$$

Die Ausreißer führen zu großen Werten der Score-Funktion, im Gegensatz zu den „richtig“ geschätzten y -Werten nahe bei null oder eins (Copas, 1988). Im vorliegenden Kontext interessiert weniger die Identifikation von Ausreißern, sondern das Ausmaß, zu dem sie die Schätzer beeinflussen. Man betrachtet daher die Änderungen in den geschätzten Parametern, wenn man eine Beobachtung schwächer gewichtet oder sie bei der Schätzung völlig ausklammert (Pregibon, 1981).

Die Einflußfunktion (20) beschreibt die infinitesimale Änderung der Teststatistik, wenn man eine Beobachtung stärker gewichtet. Sie beruht auf asymptotischen Überlegungen für den Fall, daß die Stichprobe unendlich groß wird. In der Realität ist das jedoch nicht der Fall. Daher wird, wie bei der Herleitung der Jackknife-Schätzer für die Varianzen der Regressionsparameter, eine geeignete Approximation der Einflußfunktion gesucht, die Änderungen auf der Basis einer endlichen Stichprobe beschreibt.

In (25) wurde gezeigt, daß man bei einer Wahl von $w = 1/N$ und Verzicht auf den Grenzübergang als Approximation der Einflußfunktion die folgende Formel erhält:

$$IC(x_i, F, \beta) \approx N(\beta[F_N] - \beta[F_{(i)}]).$$

Dabei bezeichnet $F_{(i)}$ wieder die empirische Verteilungsfunktion nach Löschung der i -ten Beobachtung, F_N bezeichnet die empirische Verteilungsfunktion mit N Beobachtungen. Man nimmt bei dieser Approximation also an, daß von N Beobachtungen eine gelöscht wurde.

Die Differenz des mit N Beobachtungen geschätzten $\beta(F_N)$ und des mit $N - 1$ Beobachtungen geschätzten $\beta(F_{N-1})$ kann nicht direkt angegeben werden, da der Maximum-Likelihood-Schätzer für β im Logit-Modell keine geschlossene Darstellung besitzt. Daher muß zunächst eine Näherung für den Maximum-Likelihood-Schätzer gesucht werden.

Man kann zunächst eine Approximation der Differenz mit einer Taylor-Entwicklung von $\beta[F_N]$ um $w = 0$ versuchen. Man erhält mit (25) und (20):

$$\begin{aligned} \beta[F_N] - \beta[F_{(i)}] &= \frac{\partial \beta}{\partial w}(1 - 0) + \text{Rest} \\ &= (X^T V X)^{-1} x_i^T (y_i - p_i) + \text{Rest}. \end{aligned} \tag{31}$$

Diese Approximation berücksichtigt das Design der Beobachtungen durch den Ausdruck $X^T V X$. Der zweite Teil des ersten Summanden ist gerade die Score-Funktion (30). Diese ist groß bei extremen Designpunkten. Die Näherung in Formel (31) berücksichtigt jedoch nicht den Umstand, daß eine Beobachtung möglicherweise deshalb gut durch das Modell beschrieben wird, weil sie die Schätzung stark in die eigene Richtung beeinflusst. Die Löschung einer solchen Beobachtung kann den geschätzten Parameter deutlich ändern, obwohl die Beobachtung weder extrem im Design liegt noch außergewöhnlich große Residuen hat.

Für die weitere Analyse wird eine andere Approximation der Differenz der β -Schätzer vorgezogen, die auf der Ein-Schritt-Newton-Raphson-Näherung beruht (Pregibon, 1981). Sie führt zu einer zusätzlichen Gewichtung der obigen Schätzung. Der Newton-Raphson-Algorithmus liefert eine iterative Näherung an β :

$$\beta^{m+1} = \beta^m + (X^T V X)^{-1} X^T s \text{ mit } s = y - \hat{p}.$$

Bei der Ein-Schritt-Näherung geht man davon aus, daß man sich am Maximum-Likelihood-Schätzer $\hat{\beta}$ befindet und einen Newton-Schritt in Richtung auf den gesuchten Schätzer macht. $\hat{\beta}$ hat dann die Darstellung

$$\hat{\beta} = (X^T V X)^{-1} X^T V z \text{ mit } z = X \hat{\beta} + V^{-1} s.$$

Dies entspricht formal dem Kleinste-Quadrate-Schätzer in der linearen Regression mit der Designmatrix $V^{1/2}X$ und der abhängigen Variable $V^{1/2}z$. Die Berechnung von $\beta[F_N] - \beta[F_{(i)}]$ führt damit auf die Berechnung von

$$(X^T V X)^{-1} X^T V z - (X_{(i)}^T V_{(i)} X_{(i)})^{-1} X_{(i)}^T V_{(i)} z_{(i)}.$$

Der Index (i) gibt an, daß die zur i -ten Beobachtung gehörende Zeile (und Spalte) gelöscht wurde. Diese Differenz kann mit Hilfe des Satzes von Sherman, Morrison und Woodbury (Chatterjee & Hadi, 1988, S. 21) wie folgt gelöst werden:

$$\begin{aligned} & (X^T V X)^{-1} X^T V z - (X_{(i)}^T V_{(i)} X_{(i)})^{-1} X_{(i)}^T V_{(i)} z_{(i)} \\ &= (X^T V X)^{-1} X^T V z - \left[(X^T V X)^{-1} + \frac{(X^T V X)^{-1} x_i x_i^T v_i (X^T V X)^{-1}}{1 - x_i^T v_i (X^T V X)^{-1} x_i} \right] x_{(i)}^T V_{(i)} z_{(i)} \\ &= (X^T V X)^{-1} x_i v_i z_i - \frac{(X^T V X)^{-1} x_i x_i^T v_i (X^T V X)^{-1}}{1 - x_i^T v_i (X^T V X)^{-1} x_i} X_{(i)}^T V_{(i)} z_{(i)} \end{aligned} \quad (32)$$

wegen $(X^T V X)^{-1} X^T V z = (X^{-1} V X)^{-1} [X_{(i)}^T V_{(i)} z_{(i)} + x_i^T v_i z_i]$.

Auf den Hauptnenner gebracht vereinfacht sich (32) zu

$$\begin{aligned} & \frac{(X^T V X)^{-1} x_i v_i}{1 - h_{ii}} (z_i - x_i^T (X^T V X)^{-1} [z_i v_i x_i + X_{(i)}^T V_{(i)} z_{(i)}]) \\ &= \frac{(X^T V X)^{-1} x_i v_i}{1 - h_{ii}} (z_i - x_i^T \beta[F_N]) \\ &= \frac{(X^T V X)^{-1} x_i}{1 - h_{ii}} s_i =: \Delta \beta_i. \end{aligned}$$

Dabei bezeichnet h_{ii} das i -te Diagonalelement der Projektionsmatrix

$$H = V^{1/2} X (X^T V X)^{-1} X^T V^{1/2}$$

und kann als Analogon zur Leverage in der linearen Regression angesehen werden (vgl. S. 122).

Die $\Delta \beta$ können also als Änderungen in den Logit-Parametern interpretiert werden, die auftreten, wenn man eine Beobachtung löscht. Extreme Designpunkte haben kleine Werte $1 - h_{ii}$.

Die $\Delta \beta$ decken selbstverständlich nur Änderungen auf, die bei der Löschung einer einzelnen Beobachtung auftreten. Wenn mehrere Ausreißer vorkommen, die die Koeffizienten in derselben Weise verzerren, dann kann man dies möglicherweise nicht an den Delta-Betas ablesen. Hier knüpfen Arbeiten zur Identifikation von Gruppen von Ausreißern an (Barrett & Gray, 1992; Hadi, 1992).

Teil 2

Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Berufskarriere

Kapitel 3

Modelle beruflicher Mobilität zwischen zwei Generationen

3.1 Einleitung

In diesem Abschnitt soll ein Überblick über die Möglichkeiten der Modellierung des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und dem Berufsstatus gegeben werden. Die Art der Analyse hängt formal von der Messung der beruflichen Position ab. Die Modelle unterscheiden sich, je nachdem ob man nur wenige Kategorien verwendet, oder ob eine kontinuierliche Messung vorliegt. Im ersten Fall analysiert man eher Mobilitätstabellen, und im zweiten Fall schätzt man Pfadmodelle.

In den 1950er und 1960er Jahren wurde soziale Mobilität mit Hilfe von Mobilitätstabellen untersucht. Die lineare Regression wurde unter anderem aus zwei methodischen Gründen abgelehnt (Duncan, 1966b). Einerseits sah man keine Gründe, die dafür sprachen, einen linearen Zusammenhang zwischen dem Status des Vaters und des Sohnes anzunehmen. Darüber hinaus hatten die durchgeführten Regressionsanalysen eine geringe Aussagekraft, was den Verdacht nährte, daß nur ein kleiner Teil des interessierenden Zusammenhangs beschrieben werde. Nichtlineare Regressionen fanden keine Anwendung.

Mit Hilfe von Mobilitätstabellen kann die Beschäftigungsstruktur sehr detailliert wiedergegeben werden. Im zweiten Teilabschnitt werden Analysemethoden für Mobilitätstabellen vorgestellt. Fragen danach, wie Mobilität zustande kommt und welche Umstände sie beeinflussen, können mit Hilfe von Mobilitätstabellen nicht adäquat beantwortet werden. Statt dessen werden Pfadmodelle verwendet. Die Pfadanalyse dominierte aus methodischer Sicht die 1970er Jahre. Sie wird im dritten Teilabschnitt diskutiert.

Da die Pfadanalyse die strukturellen Aspekte von Mobilität nur in relativ undifferenzierter Form berücksichtigt, konnte die Pfadanalyse die Analyse von Mobilitätstabellen nicht ersetzen. Mit der Weiterentwicklung der Modelle für die Analyse von Mobilitätstabellen wurden in den 1970er und 1980er Jahren zunehmend flexible Analysemöglichkeiten für Mobilitätstabellen bereitgestellt. Dies trug zur Renaissance der Analyse von Mobilitätstabellen bei.

Mobilität ist ein Phänomen, das sich über den gesamten Lebensverlauf erstrecken kann und unter sich verändernden Rahmenbedingungen stattfindet. Für die Berücksichtigung der Zeitdimension bei der Analyse von Mobilität wurden im Zusammenhang mit Mobilitätstabellen Markovketten verwendet. Bei den loglinearen Modellen und den Pfadmodellen wurde der Zeitaspekt jedoch kaum berücksichtigt. Dies änderte sich erst in den 1980er Jahren. Die Methode der Ereignisdatenanalyse bezieht sich direkt auf die Analyse von Dauern. Aber auch andere Verfahren werden angewandt, um Mobilität in ihrer zeitlichen Entwicklung zu beschreiben. Sie werden im letzten Teilabschnitt dieses Kapitels vorgestellt.

Einleitend werden einige Grundbegriffe im Zusammenhang mit sozialer Mobilität und ihrer Messung eingeführt. Darüber hinaus wird diskutiert, welche Veränderungen der Fragestellung mit dem Wechsel der Methode verbunden sind.

3.2 Klassen, Schichten, Status und Prestige

Hinter der technischen Unterscheidung zwischen einer diskreten und einer stetigen Operationalisierung von beruflichen Positionen steht ein unterschiedliches Verständnis von sozialer Mobilität (Erikson & Goldthorpe, 1992a; Goldthorpe, 1984, 1985; Horan, 1978; Mayer, 1979).

Eine dieser Sichtweisen begreift Mobilität als Bedingung für die Klassenformierung. Es gibt verschiedene Versionen des Klassenbegriffs. Die Zugehörigkeit zu einer Klasse im Marxschen Sinne beruht auf der Beziehung einer Person zu den Produktionsmitteln. Andere Definitionen von Klassen wählen allgemeiner die Position der Person auf dem Arbeitsmarkt als Bezugspunkt. Die Betrachtung von Klassen wird damit begründet, daß die Zugehörigkeit zu einer Klasse sowohl die Lebenschancen als auch die materiellen Interessen und das Verhalten der Menschen bestimmt (Hout, Brooks & Manza, 1993). Mobilität wird im Kontext der Klassenformierung als Hinweis auf die Größe und Stabilität der Klassen interpretiert. Stabilität der Klassen bedeutet, daß sich Individuen oder Familien über längere Zeit in derselben Klasse befinden. Sie hat insbesondere ähnliche Lebensverlaufsmuster für die Mitglieder einer Familie zur Folge.

Diese kurze Einführung des Klassenbegriffs nennt nur einige wesentliche Charakteristika sozialer Klassen. Seit dem Aufkommen des Klassenbegriffs im 19. Jahrhundert hat er viele unterschiedliche Interpretationen erlebt. Marx unterschied nur zwei Klassen – Kapitalisten und Proletarier. Weber griff den Klassenbegriff zwar auf, bezog ihn jedoch auf die Bindung an den Markt. Er unterschied Besitzklassen und Erwerbsklassen. Die Mitglieder einer Besitzklasse verfügen über gleiche Besitzverhältnisse; die Mitglieder einer Erwerbsklasse verfügen über die gleiche berufliche Stellung und Qualifikation. In vielen späteren Modifikationsvorschlägen wurde vor allem die Vielfalt der berücksichtigten Ansatzpunkte für die Klassenbildung erweitert. Dies führte technisch zu einer Vergrößerung der Mobilitätstafeln infolge der Berücksichtigung von mehr Kategorien.

Neben der sozialen Klasse hat Weber ein anderes Konzept sozialer Ungleichheit entwickelt. Schichten oder ständische Lagen unterscheiden sich durch spezifische Lebensstile. Die Zugehörigkeit zu einer ständischen Lage beruht unter anderem auf der Art der Lebensführung, dem Abstammungsprestige, der formalen Erziehungsweise. Ständische Lagen können dadurch voneinander unterschieden werden, daß sie nach außen geschlossen sind. Diese Abgrenzung nach außen dokumentiert sich durch entsprechende Verhaltensdifferenzierungen.

Der Begriff der Schicht wird in unterschiedlicher Weise verwendet. Die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Schicht kann am Verhalten einer Person festgestellt werden. Allerdings sind soziale Schichten alles andere als eindeutig. Je nachdem, welcher Aspekt des Verhaltens als relevant angesehen wird, kommt man zu unterschiedlichen Abgrenzungen der Schichten.

Auch ständische Lagen und Schichten führen auf die Analyse von Mobilitätstabellen, da sie nur auf eine kleine Anzahl von Kategorien führen. Schichten lassen sich meist in

eine hierarchische Ordnung bringen. Bis in die 1960er Jahre bildete die Klassentheorie oder die Verwendung sozialer Schichten die Grundlage der Mobilitätsanalysen. Das allmähliche Abrücken von diesen Schemata wurde von der erwarteten Abschwächung der Klassenstrukturen in der Nachkriegszeit verstärkt. Mit dem ökonomischen Wachstum erwartete man eine zunehmende Auflösung sozialer Klassen. Ein Grund für diese Annahme mag in der Annäherung der Chancen gesehen werden, mit denen anscheinend wichtige Positionen in der Gesellschaft erreicht werden konnten. Argumente für das Verschwinden der Klassen brauchen jedoch nicht auf der Annahme einer zunehmenden Gleichheit zu beruhen. Auch die wirtschaftliche und soziale Pluralisierung führt in diese Richtung. Die modernen Demokratien mit ihren Parteien und Interessengruppen, die häufige Trennung vom Besitz selbst und der Kontrolle des Besitzes sowie die Annäherung der Konsumweisen breiter Bevölkerungsschichten stellen nur einige Entwicklungen dar, die zu einer Auflösung der Klassengrenzen im Marxschen Sinne führten (Nisbet, 1959).

In den Sozialwissenschaften wurde das Klassenparadigma durch die Betrachtung von der Mobilität in einer sozialen Hierarchie abgelöst. Soziale Gruppierungen können gemäß dem Prestige, gemäß dem Einkommen oder der Bildung der Mitglieder in eine Rangfolge gebracht werden. Mobilität bedeutet einen Auf- oder Abstieg auf der entsprechenden Skala. Hinter Mobilität in sozialen Hierarchien steht eine andere Vorstellung von Mobilität als bei der Mobilität zwischen sozialen Klassen. Anstelle ihrer Funktion als Mittel der Klassenbildung tritt ihr Beitrag zur Auflösung von Strukturen in den Blickpunkt. Mobilität in sozialen Hierarchien ist Ressourcenumwandlung. An die Stelle der Analyse von Zusammenhangsmustern zwischen dem Status zu zwei verschiedenen Zeitpunkten tritt die Frage nach dem Muster kausaler Einflüsse auf den aktuellen Status durch einen früheren Status, Bildung und Ausbildung.

Der Begriff des Status wird unterschiedlich verwendet. Im Zusammenhang mit Statusgruppen bezieht er sich auf eine Gruppierung der Bevölkerung. Er bezeichnet aber auch ein Kontinuum, auf dem jedes (erwerbstätige) Individuum einer Gesellschaft lokalisiert werden kann.

Die Problematik des Begriffs des Prestiges steht der Problematik der anderen genannten Maße in nichts nach. Prestige oder soziale Wertschätzung erfaßt einen spezifischen Aspekt sozialer Ungleichheit. Prestige ist für die soziologische Betrachtung relevant, weil es angibt, ob andere als gleich, höher- oder niedrigerstehend behandelt werden. Problematisch wird der Begriff, wenn es in einer Gesellschaft keine klare Gliederung in Höher- und Tieferstehende gibt.

Dies führt nicht zuletzt zu Problemen bei internationalen Vergleichen (Hodge, Kraus & Meyer, 1985). Aber auch innerhalb aller modernen Gesellschaften ist es schwierig, das Prestige zu messen (Wegener, 1985, 1992). Befragt man Leute nach dem Prestige anderer Personen, so gibt es systematische Verzerrungen. Unterschiedliche Teilgruppen der Gesellschaft haben unterschiedliche Prestigemaße. Bei den einen überwiegt ein polarisierender Blick auf die Gesellschaft, andere neigen einer egalisierenden Sichtweise zu. Außerdem zeigt sich bei Befragungen oft die Tendenz, den eigenen Standort möglichst günstig erscheinen zu lassen.

Prestige- und Statusskalen basieren auf Berufsskalen, die hierarchisch geordnet sind. Bis heute ist eine Vielzahl solcher Skalen abgeleitet worden (Duncan & Hodge, 1963; Handl, Mayer & Müller, 1977; Rytina, 1992; Sørensen, 1976; Wegener, 1985). Die Skalen beziehen sich ausschließlich auf Berufe. Berufe sind das wichtigste Definitionskriterium

für Status und Prestige. Alle Skalen können nur Teile der komplexen Struktur der Gesellschaft erfassen. Indem die Komplexität sozialer Mobilität durch die Verwendung von Statusskalen reduziert wird, wird sie leichter handhabbar für Analysen. Die Eindimensionalität der Skalen führt jedoch notwendig zu starken Vereinfachungen. Verschiedene Aspekte des sozialen Status werden zu einer Dimension aggregiert. Dies verlangt auch die Festlegung von Gewichten, mit denen die unterschiedlichen Aspekte in das Statusmaß eingehen. Unterschiedliche Lagerungen in den verschiedenen Dimensionen, die sogenannte Statusinkonsistenz, kann nicht abgebildet werden (Bolte, Knappe & Neidhardt, 1975). In den Skalen können sehr verschiedene Berufe nahe beieinander liegen. Entsprechend fehlt ein Konzept für die tatsächliche Beziehung zwischen den verschiedenen Berufen. Alle Mobilität muß durch die Hierarchie erklärt werden.

Zur Veranschaulichung seien einige Skalen vorgestellt. In den sozioökonomischen Statusskalen wird die Hierarchie beruflicher Positionen aus den für diese Position erforderlichen Investitionen in die Ausbildung und den mit ihr verbundenen Belohnungen, zum Beispiel Einkommen, abgeleitet. Eine der bekanntesten dieser Skalen ist der sozioökonomische Index von Duncan (SEI). Er beruht auf der Beobachtung, daß man erfragte Prestigewerte, durch die mittleren Bildungs- und Einkommensniveaus gut erklären konnte (Wegener, 1992).

Eine andere Skala ist die Social-Attainment-Skala von Sørensen (SAS). Grundlegend für sie ist die Verteilung der Berufe und damit des Status in einem Land. Der Status eines Berufs gemäß der SAS-Skala ist von der Zahl der Personen abhängig, die diesen Beruf ausüben, und der Zahl der Personen, die einen höheren Status haben. Die SAS-Skala ist gut geeignet für den Vergleich zwischen Ländern oder Zeitpunkten, weil die unterschiedlichen Berufsstrukturen in vergleichbare Verteilungen überführt werden.

Einen Versuch, die gegeneinander abgeschlossenen Statusgruppen zu erfassen, hat Mayer unternommen. Die von ihm hergeleitete Skala berücksichtigt auch die Statuszuweisung von Frauen, wie sie sich in den Heiratsmustern niederschlägt (Mayer, 1977).

Die Magnitude-Prestigeskala (MPS) von Wegener beruht auf einer Befragung von 4.015 Personen nach dem „Ansehen“ verschiedener beruflicher Tätigkeiten. Die Messung des Prestiges erfolgte nicht aufgrund vorgegebener Kategorien, sondern durch von dem Befragten selbst zu bestimmende Längen von Linien. Durch die Anwendung von Sørensens Idee, die Gesamtverteilung der Berufe zu berücksichtigen, übernimmt sie die guten Eigenschaften der SAS-Skala für den Vergleich zwischen verschiedenen Ländern und Zeiten.

Schließlich sei die später verwendete Skala von Handl genannt (Handl, 1977). Sie wurde aus insgesamt drei Indikatoren für den beruflichen Status abgeleitet, nämlich der beruflichen Stellung, der Bildung und dem Einkommen. Ergänzend wurde der Hausbesitz berücksichtigt. Die Gewichte, mit denen die einzelnen Kategorien der verschiedenen Indikatoren in die Skala eingehen, stammen aus einer multiplen Klassifikationsanalyse. Sie sind daher so gewählt, daß die Korrelation zwischen den gewichteten Variablen maximal ist.

Es soll an dieser Stelle nicht die Diskussion des Für und Wider von Statusskalen allgemein und von einzelnen Skalen im besonderen erörtert werden³⁷. Nur auf ein weiteres Problem sei hingewiesen, das sich auch in der vorliegenden Arbeit stellt: die Bestimmung des Status von Frauen. Haben verheiratete Frauen einen eigenen Status, oder haben sie

³⁷ Vgl. statt dessen Wegener (1992), Handl, Mayer und Müller (1977), Rytina (1992) und seine Diskutanden.

denselben Status wie ihre Männer? Liegt die Lösung in der Definition eines Familienstatus? Skalen für Männer sind nicht ohne weiteres auf Frauen übertragbar, einerseits weil Frauen im selben Beruf einen anderen Status haben können, andererseits weil der Beruf der Hausfrau nicht in den Skalen lokalisiert werden kann (Blees-Booij, 1992; Handl, 1988). Außerdem werden typische Frauenberufe in Skalen, die für Männer hergeleitet wurden, zu wenig differenziert (Dale, Gilbert & Arber, 1985). Diese Problematik gilt allerdings nicht ausschließlich für Statusskalen. Sie trifft in gleicher Weise auf die Klassenschemata zu (Erikson & Goldthorpe, 1992; Szélnyi, 1988). Das Geschlecht hat einen Einfluß auf die Arbeitsteilung und muß daher bei der Definition von Klassen berücksichtigt werden (Crompton, 1989). Dale, Gilbert und Arber haben daher das Klassenkonzept um eine zweite Dimension neben der Beziehung auf dem Arbeitsmarkt erweitert. Die Berücksichtigung des Konsums von Waren, Dienstleistungen und Eigentum bietet eine Möglichkeit, über eine Komponente des Klassenbegriffs zu verfügen, die sich auf die Familie bezieht (Dale, Gilbert & Arber, 1985). Eine andere Lösung des Problems stellt Graetz vor. Er schlägt eine Berufsklassifikation vor, die die Klassenzugehörigkeit beider Partner berücksichtigt (Graetz, 1991).

Die Schwächen des Statuskonzepts führten in den 1970er und 1980er Jahren zu einem Wiederaufleben des Klassenansatzes (Bertaux, 1976). Darüber hinaus schwächte das historische Beharrungsvermögen von Klassenunterschieden das Statuskonzept, in dem qualitative Unterschiede zwischen Klassen nicht abgebildet werden können. Die erneute Popularität der marxistischen Gesellschaftstheorie in den 1960er Jahren und die Wirtschaftskrise der 1970er Jahre verstärkten diese Tendenz. Das Wiederaufleben des Klassenansatzes führte zu weiteren Modifikationen. Giddens bezweifelte, daß die Faktoren, die die Klassenstrukturierung beeinflussen, ausschließlich auf ökonomische oder technische Komplexität zurückgeführt werden können. Die „Marktchance“ spielt in seiner Theorie eine zentrale Rolle. Sie umfaßt alle Formen relevanter Attribute, die Individuen in die Verhandlungen auf Märkten einbringen können (Giddens, 1979).

Wright und Mitarbeiter (1982) und Erikson und Goldthorpe (1992a) entwickelten entsprechend differenziertere Klassenschemata. Besonders das von Erikson und Goldthorpe vorgeschlagene Schema hat in empirischen Analysen große Verbreitung gefunden. Darin werden zehn Klassen unterschieden, die mehrere Aspekte der Klassenlage abbilden: das Qualifikationsniveau der Tätigkeit, die Teilhabe an Herrschaft und die Stellung zu den Produktionsmitteln.

Durch die Zunahme der relevanten Kategorien, die die Klassenstruktur bestimmen, haftet dem Begriff der Klasse eine gewisse Beliebigkeit an. Neuere Theorien zur sozialen Ungleichheit sagen fast einhellig, daß die soziale Ungleichheit heute nicht mehr mit den hergebrachten schichtungs- und klassentheoretischen Begriffen zu beschreiben ist (Beck, 1983; Burger, 1991; Kreckel, 1991). Es gibt jedoch viele empirische Ergebnisse, die die anhaltende Bedeutung von Klassen oder Schichten belegen (Bertram, 1991; Mayer, 1991c; Mayer & Blossfeld, 1990). Die aktuelle Diskussion um das Verschwinden der sozialen Klassen beruht zu einem beträchtlichen Umfang auf Definitionsproblemen, so die Frage, wie weit man Klassen aufsplintern kann und trotzdem noch von Klassen reden kann (Clark & Lipset, 1991; Clark, Lipset & Rempel, 1993; Hout, Brooks & Manza, 1993; Pakulski, 1993).

Welche Messung von Status in einer empirischen Analyse verwendet wird, sollte vor allem von der inhaltlichen Fragestellung und dem Meßniveau der zur Verfügung stehenden Variablen abhängen. Bei dem Prozeß der Umsetzung der Theorie in ein empirisches Modell

muß die Theorie auf einige wenige meßbare Größen reduziert werden. Dabei geht ein Teil ihrer Erklärungskraft verloren. Dies ist beispielsweise bei der Marxschen Klassentheorie der Fall. Sowohl bei der Erklärung des Statuszuweisungsprozesses als auch bei der Analyse von intragenerationaler Mobilität erweist sich die Verwendung von Status, Prestige oder sozialen Schichten als fruchtbarer (Sørensen, 1991). Bei der Entscheidung für ein bestimmtes Statusmaß muß man jedoch auch seine Implikationen für das Modell berücksichtigen. Diskrete Kategorien schützen vor voreiliger Linearisierung. Andererseits führen sie auf eine Fülle von Parametern, die kaum zu verarbeiten ist. Mit dem speziellen Blick auf Mobilitätsanalysen weisen Ganzeboom, DeGraaf und Treiman (1992) auf einen anderen Aspekt der Wahl der Skala hin. Kategorielle Maße sind besser in der Lage, Immobilität abzubilden. Bei stetigen Maßen wird Immobilität als der Punkt betrachtet, an dem der Unterschied zwischen Herkunft und Ziel gleich null ist. Der Unterschied zu Mobilität ist nur ein gradueller. Diskrete Maße bieten bessere Möglichkeiten, komplexe Mobilitätsmuster abzubilden. Stetige Maße müssen diese Komplexität in einer Dimension zusammenfassen, was einen Informationsverlust bedeutet. Dennoch sind stetige Skalen vorzuziehen, wenn die strukturellen Ursachen der Ungleichheit weniger interessieren als die unterschiedlichen Ressourcen, die Mobilität ermöglichen. Der Prozeß der Ressourcenumwandlung wird am einfachsten mit stetigen Maßen beschrieben.

Im nächsten Abschnitt werden die Analysemethoden für Mobilitätstabellen vorgestellt. In einem weiteren Abschnitt folgen Analysemethoden bei der Verwendung von Status- oder Prestigeskalen.

3.3 Mobilitätstabellen

Die Analyse sozialer Mobilität ist ein vergleichsweise junges Phänomen. Eine ausführliche Darstellung der wechselnden Absichten, die mit dieser Forschungsfrage verbunden waren, findet sich bei Goldthorpe (Goldthorpe, 1987, Kap. 1).

Ein Interesse an dieser Fragestellung erwuchs erstmals im revisionistischen Flügel der Sozialdemokratischen Partei Deutschlands (SPD). In der Marxschen Theorie erscheint soziale Mobilität als ein eher unerwünschtes Phänomen, das die Klassenbildung behindert. Von den Revisionisten wird soziale Mobilität dagegen als Beweis dafür angesehen, daß die gesellschaftliche Entwicklung nicht den Marxschen Prognosen folgt. Dies galt sowohl für die Verelendungstheorie als auch für das Verschwinden der kleinen Selbständigen.

Neben diesem Interesse an sozialer Mobilität innerhalb der Sozialdemokratie führten auch liberale Positionen zu einer Beschäftigung mit diesem Thema. Liberale Ökonomen konstatierten eine Unvollkommenheit des Arbeitsmarktes, weil viele Beschäftigten gleichsam auf die Kinder vererbt wurden.

Aus beiden politischen Richtungen, dem Revisionismus und dem Liberalismus, ergab sich ein Interesse an der Erforschung sozialer Mobilität. Erst im Laufe dieses Jahrhunderts und besonders seit dem Zweiten Weltkrieg setzte sich immer mehr die Einstellung durch, daß es sich bei sozialer Mobilität um etwas Wertvolles handele, das erhalten und gefördert werden müsse.

Aus den historischen Fragestellungen folgt, daß die empirische Untersuchung sozialer Mobilität zunächst auf die Analyse der Klassenzugehörigkeit gerichtet war. Dies führt auf

die Analyse von entsprechenden *Mobilitätstabellen* (Duncan, 1966b; Erikson & Goldthorpe, 1987; Featherman & Hauser, 1978). Dies sind Kreuztabellen, in denen die befragten Männer oder Frauen entsprechend ihrer eigenen Berufsklasse und der ihrer Väter eingetragen werden. Von den Befragten wird dabei die Klasse des ersten Berufs berücksichtigt und die Position ihrer Väter, als sie selbst etwa 16 Jahre alt waren³⁸.

Bei Mobilitätstabellen stimmen die Zeilen- und die Spaltenkategorien überein. Die Position des Vaters wird als *Herkunftsposition* bezeichnet, die des Sohnes als *Zielposition*. Der Gedanke lag zunächst nahe, die Randverteilungen der Väter bzw. Söhne als Spiegel der sozialen Struktur zu zwei historischen Zeitpunkten anzusehen. Davor warnte jedoch bereits Duncan (1966b). Die in der Tabelle enthaltenen Väter spiegeln nicht die Beschäftigungsstruktur zu einem früheren Zeitpunkt wider. Viele Beschäftigte hatten beispielsweise keinen Sohn. Viele hatten mehrere Söhne. Väter bekommen Söhne in unterschiedlichem Alter und zu verschiedenen Zeitpunkten ihrer Karriere. Sowohl die Beschäftigung des Vaters als auch die des Sohnes variiert mit der Zeit. All diese Umstände verhindern, daß die Angabe des väterlichen Status zu einem Zeitpunkt in ihrer Karriere der Verteilung der Berufe zu einem bestimmten historischen Zeitpunkt entspricht.

Duncan schlug statt dessen vor, bei der Interpretation von Mobilitätstabellen die Position des Vaters als Ausgangspunkt für die Karriere des Sohnes zu betrachten (Duncan, 1966b, S. 62). Man faßt also die Familie als eine soziale Einheit auf, in der der Status des Vaters an den Sohn weitergegeben wird. Es wird dann untersucht, wann diese Weitergabe scheitert oder unter welchen Umständen der Sohn den Vater übertrifft.

Man unterscheidet bei der Analyse von Mobilitätstabellen zwei Arten von Mobilität: *strukturelle Mobilität* und *Zirkulations- oder Nettomobilität*. Bei struktureller Mobilität handelt es sich um Mobilität, die durch eine Änderung der Beschäftigungsstruktur erzwungen wird. Nettomobilität resultiert aus einem Austausch zwischen verschiedenen Positionen (Bertaux, 1969, S. 449). Übertragen auf Mobilitätstabellen bedeutet strukturelle Mobilität solche Wechsel, die aus unterschiedlichen Randverteilungen der Zeilen und der Spalten resultieren. Wenn die Verteilung der Positionen der Väter und der Söhne voneinander abweichen, dann erzwingt dies ein gewisses Ausmaß an struktureller Mobilität. Die Mobilität, die davon nicht betroffen ist, ist die Nettomobilität (Bertaux, 1969, S. 457 f.).

Inhaltlich ist die Unterscheidung zwischen struktureller und Nettomobilität durchaus problematisch. In manchen Fällen gibt es starke Hinweise auf die Relevanz der Strukturbedingungen. Wenn man beispielsweise die Schrumpfung des landwirtschaftlichen Sektors bedenkt, dann scheint die Abwanderung von Bauernsöhnen in andere Bereiche durch diese Schrumpfung erzwungen. Die Expansion des industriellen Sektors schuf geeignete Arbeitsplätze und „lockte“ die Bauernsöhne in den industriellen Bereich.

Die Definition von struktureller Mobilität schließt die Vorstellung aus, daß Strukturen durch Entscheidungen der Individuen verändert werden. Die Bildungsexpansion und ihre Folgen kann als Beispiel dafür angesehen werden, wie strukturelle Veränderungen (hier der Bildungsverteilung) den Individuen nicht durch eine entsprechende Nachfrage aufgezwungen, sondern durch die Eigendynamik eines Prozesses erzeugt werden (Lutz, 1983). Die Wirtschaft mußte vielmehr Anstrengungen unternehmen, um sich der

³⁸ Zur sprachlichen Vereinfachung beschränkt sich die weitere Darstellung auf Söhne. Die meisten Mobilitätsanalysen beziehen sich auch ausschließlich auf Männer.

geänderten Qualifikationsstruktur anzupassen (Drexel, 1980; Lutz, 1979b). Dieses Beispiel macht deutlich, wie problematisch die Trennung von struktureller Mobilität und Nettomobilität ist. Insbesondere weiß man nie, ob unter anderen strukturellen Bedingungen ein ähnliches Mobilitätsmuster vorliegen würde oder welche Änderungen stattfinden würden.

Wenn man daher Unterschiede, die auf strukturellen Veränderungen des Arbeitsmarktes beruhen, isolieren will, dann resultiert dies immer in einer künstlichen, modellinduzierten Trennung. Das Modell von Sobel, Hout und Duncan ist das jüngste Produkt der Debatte zur Messung struktureller Mobilität (Sobel, Hout & Duncan, 1985).

3.3.1 Deskriptive Statistiken und das Unabhängigkeitsmodell

Zur Erfassung der strukturellen Mobilität benutzt man beispielsweise den *Dissimilaritätsindex*. Dieser kann interpretiert werden als prozentualer Anteil derjenigen Söhne, die sich aufgrund der unterschiedlichen Randverteilungen nicht in derselben Kategorie befinden können wie ihre Väter. Anders formuliert: Er gibt den Anteil derjenigen Söhne an, die in eine andere Kategorie wechseln müßten, um zu einer für Väter und Söhne gleichen Randverteilung zu kommen.

Der Dissimilaritätsindex erlaubt nur Analysen auf der Ebene der Gesamtpopulation. Aussagen über einzelne Klassen sind mit Hilfe der absoluten und der relativen Raten möglich. Die *absolute Rate* zwischen einer Spalten- und einer Zeilenkategorie gibt den prozentualen Anteil aller in der Spaltenkategorie an, die in der speziellen Zeilenkategorie liegen. Prozentangaben sind abhängig von den Randverteilungen. Eine stark besetzte Zeilenkategorie führt tendenziell immer auf hohe Prozentzahlen, egal auf welche Spalte sich die Angabe bezieht.

Insofern der Dissimilaritätsindex auf den Prozentzahlen aufbaut, ist auch er abhängig von dem Umfang der einzelnen Kategorien. Dies schränkt seine Brauchbarkeit für den Vergleich verschiedener Tabellen erheblich ein (Handl, 1985).

Eine Lösung liegt in der Betrachtung der *relativen Raten*. Dies sind Odds (Quotienten), die den Zusammenhang zwischen zwei Kategorien angeben. Die zu einer Kategorie A einer Variablen X gehörenden Odds geben die Chance an, daß sich eine zufällig ausgewählte Person in Kategorie A befindet. Es seien beispielsweise Daten über die Schulabschlüsse von 1.000 Personen gegeben. 800 Personen bzw. 80 Prozent von ihnen haben einen Volksschulabschluß. Dann beträgt die relative Rate für einen Volksschulabschluß gerade $800/200 = 4$. Das Verhältnis der Personen mit einem Volksschulabschluß gegenüber den Personen ohne Volksschulabschluß beträgt vier zu eins. Solche Überlegungen können auch auf eine Teilpopulation eingeschränkt werden. Man betrachtet dann beispielsweise nur Odds von Personen, die in einer Kategorie B einer Variablen Y liegen. In diesem Fall spricht man von *bedingten Odds*.

Das einfachste statistische Modell für Mobilitätstabellen ist das *Unabhängigkeitsmodell*. Es unterstellt, daß die Zeilenbesetzung und die Spaltenbesetzung voneinander unabhängig sind. Die Wahrscheinlichkeit, in eine bestimmte Zelle zu fallen, ist im Unabhängigkeitsmodell das Produkt der Wahrscheinlichkeiten für die entsprechende Zeile bzw. Spalte.

Das Unabhängigkeitsmodell entspricht einer spezifischen Vorstellung von Chancengleichheit. Gleiche Chancen liegen demnach vor, wenn die Wahrscheinlichkeit für eine

bestimmte Zielkategorie unabhängig von der Herkunftskategorie ist. Das bedeutet, daß sich die Bildungsverteilung der Kinder nicht nach ihrer sozialen Herkunft unterscheidet³⁹.

Man kann die Anpassung des Unabhängigkeitsmodells mit Hilfe des χ^2 -Tests überprüfen (Hout, 1983, S. 14). Es bezeichne f_{ij} die beobachtete Häufigkeit in der Zelle ij und F_{ij} die unter dem Modell erwartete Häufigkeit. Sowohl die Teststatistik

$$X^2 = \sum_{ij} \frac{(f_{ij} - F_{ij})^2}{F_{ij}}$$

als auch

$$L^2 = 2 \sum_{ij} f_{ij} \log \frac{f_{ij}}{F_{ij}}$$

ist asymptotisch χ^2 -verteilt⁴⁰. Bei der Anwendung der Tests muß man bedenken, daß die χ^2 -Verteilung erst in großen Stichproben gut angenähert wird⁴¹. Andererseits verhält sich L^2 proportional zum Stichprobenumfang. Je größer die Stichprobe ist, desto wahrscheinlicher wird ein Modell daher abgelehnt. Davon ausgenommen ist nur das sogenannte saturierte Modell, das alle möglichen Haupt- und Interaktionseffekte berücksichtigt (Knoke & Burke, 1980, S. 40).

Mobilitätstabellen werden oft mit Hilfe sogenannter *Mobilitätsquotienten* interpretiert. Der Mobilitätsquotient für die Zelle ij lautet

$$R_{ij} = \frac{f_{ij}}{F_{ij}}. \tag{33}$$

Dies ist der Quotient der beobachteten Zellbesetzung durch die unter dem Unabhängigkeitsmodell erwartete Zellbesetzung. Der Mobilitätsquotient wird als Maß für den Zusammenhang zwischen Herkunftskategorie und Zielkategorie benutzt. Ist $R_{ij} < 1$, dann befinden sich in der Zelle weniger Beobachtungen, als man unter dem Unabhängigkeitsmodell erwarten würde. Ist $R_{ij} > 1$, dann befinden sich in der Zelle mehr Beobachtungen, als man unter dem Unabhängigkeitsmodell erwarten würde.

Der Mobilitätsquotient R_{ij} hat verschiedene problematische Eigenschaften (Featherman & Hauser, 1978; Hauser, 1978; Hout, 1983). Beispielsweise ist er abhängig davon, wie gut das Unabhängigkeitsmodell zu den Daten paßt. Statistisch gesehen ist der

³⁹ Es werden andere Begriffe von Chancengleichheit verwendet. Dazu gehört vor allem das Konzept des gleich guten Zugangs zu den Bildungsangeboten (Hallinan, 1988; Seitz, 1990). Chancengleichheit in diesem Sinne wird nicht durch das Unabhängigkeitsmodell beschrieben.

⁴⁰ Während die Differenz von f und F suggestiver ist als der logarithmierte Quotient, besitzt die Statistik L^2 zwei wichtige Vorteile: Wenn die erwarteten Häufigkeiten F_{ij} gerade die Maximum-Likelihood-Schätzer sind, dann ist L^2 gerade der Log-Likelihood-Quotient (Bishop, Fienberg & Holland, 1989, S. 513). Das heißt, L^2 ist gerade die Teststatistik für das gewählte Modell gegen das Modell, in dem alle Parameter gleich null angenommen werden. Außerdem kann L^2 in statistisch interpretierbare Komponenten aufgespalten werden (Knoke & Burke, 1980, S. 30).

Wenn die beobachteten und die erwarteten Häufigkeiten nahe beieinander liegen, dann stimmen L^2 und X^2 beinahe überein. Bei großen Abweichungen zwischen f_{ij} und F_{ij} können sich die beiden Teststatistiken stark unterscheiden (Bishop, Fienberg & Holland, 1989, S. 511).

⁴¹ Ein Verfahren für die Berechnung der exakten Testniveaus bei Vorliegen kleiner Zellenbesetzungen findet sich in Baglivo, Olivier und Pagano (1992).

Mobilitätsquotient der Vorhersagefehler unter dem Unabhängigkeitsmodell (Hauser, 1978, S. 924). Der Mobilitätsquotient R_{ij} macht keine Aussage über die Intensität des Zusammenhangs zwischen Herkunfts- und Zielkategorie, denn der größtmögliche Wert von R_{ij} ist von den Randverteilungen abhängig. Es bezeichne n_i -Wahrscheinlichkeit für die i -te Zeilenkategorie und n_j -Wahrscheinlichkeit für die j -te Spaltenkategorie. Der Mobilitätsquotient der Zelle ij wird dann gerade durch das Minimum von N/n_i und N/n_j beschränkt. Die größten Kategorien produzieren die kleinsten Mobilitätsquotienten (Tyree, 1973).

3.3.2 Loglineare Modelle

Das Unabhängigkeitsmodell kann zur Beschreibung von Mobilitätstabellen nicht ausreichen. Vor allem Goodman und White entwickelten daher weitere Modelle für die Analyse von Mobilitätstabellen (Goodman, 1965, 1978; White, 1963, 1970b). Ihnen liegen differenziertere Annahmen über die Struktur der Tabellen zugrunde. White motivierte die Schätzung in seinem Modell wie folgt: Man stelle sich eine Tabelle mit N Zeilen und N Spalten vor. Jede Zeile stehe für den Status eines Vaters und jede Spalte für den Status eines Sohnes. Trägt man die N befragten Söhne je nach ihrem eigenen Status und dem Status ihres Vaters ein, dann gibt es genau $N!$ verschiedene mögliche Zellbesetzungen. Wenn man nun in einem nächsten Schritt die Zeilen zu s Kategorien und die Spalten zu s Kategorien zusammenfaßt, beispielsweise nach dem Status der Berufe, dann verkleinert sich die Tabelle auf s^2 Zellen. Der Erwartungswert für eine Zelle ergibt sich wie üblich als Summe über die möglichen Zellbesetzungen multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit für diese Zellbesetzung. Diese Wahrscheinlichkeit ergibt sich aus der Zahl möglicher Permutationen, die auf die Zellbesetzung führen, dividiert durch die Zahl aller möglichen Permutationen, die die gegebene Randverteilung einhalten. Man erhält für den Erwartungswert unter dem Unabhängigkeitsmodell gerade $(n_i n_j)/N$, wobei n_i die Zahl der Personen in der i -ten Zeilenkategorie und n_j der Anteil der Personen in der j -ten Spaltenkategorie bezeichnen.

Man kann nun annehmen, daß beispielsweise aufgrund von ökonomischen Zwängen oder wegen differentieller Fertilität das Unabhängigkeitsmodell nicht zutrifft. Es sei beispielsweise die Besetzung der Zelle $c_{i_0 j_0}$ höher, als man unter dem Unabhängigkeitsmodell erwarten würde. Dann kann man diese eine Zellbesetzung festhalten und für die übrigen Zellen ihre unter dem Unabhängigkeitsmodell erwartete Besetzungszahl berechnen. Dies geschieht wie in dem beschriebenen Verfahren, wobei sich die Permutationen nur auf die freien Zellen beziehen (White, 1963).

Gerade für die Diagonalelemente wurden Abweichungen vom Unabhängigkeitsmodell vorgeschlagen. Das Modell der *Quasi-Unabhängigkeit* schließt die Diagonale aus dem Modell aus und nimmt nur für die restlichen Zellen Unabhängigkeit an. Das Modell unterstellt, daß der Status des Vaters keinen Einfluß mehr auf den Status des Sohnes hat, wenn dieser einmal seine Herkunftskategorie verlassen hat.

Bei einer geringen Zahl von Kategorien paßt das Quasi-Unabhängigkeitsmodell meist gut. Je größer die Tabelle ist, desto schlechter ist es geeignet, die Daten zu beschreiben. Dieses Phänomen läßt sich im Kontext von Mobilitätstabellen häufig beobachten und stellt ein grundsätzliches Problem ihrer Analyse dar: Die Ergebnisse sind abhängig von der

Feinheit der Kategorisierung (Duncan, 1979; Duncan & Hodge, 1963). Je weniger Kategorien verwendet werden, desto mehr Stabilität findet man; je mehr Kategorien verwendet werden, desto mehr Mobilität wird beobachtet. Das macht insbesondere den Vergleich zwischen unterschiedlich großen Tabellen schwierig.

Die dargestellte Berechnungsweise für die Erwartungswerte ist sehr mühsam. Bei kleinen Populationen ist sie aber durchaus angebracht. In großen Populationen können Maximum-Likelihood-Schätzer verwendet werden. Die Mobilitätstabelle mit k Zellen wird als diskrete Variable mit k Kategorien betrachtet. Bei der Modellierung der Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Zellen können dann die je unterschiedlichen Zusammenhänge zwischen dem Status des Vaters und dem Status des Sohnes berücksichtigt werden. Es muß angenommen werden, daß die einzelnen Beobachtungen unabhängig sind. Diese Unabhängigkeitsannahme ist aber nicht immer angebracht. In einer geplanten Ökonomie dürfte sie nicht gültig sein.

Solche Maximum-Likelihood-Schätzer werden in Goodmans *loglinearen Modellen* geschätzt. In diesen Modellen werden die Zellhäufigkeiten als Resultat von Zeilen-, Spalten- und Interaktionseffekten beschrieben. Durch die Zeilen- und Spalteneffekte sollen die unterschiedlichen Randverteilungen berücksichtigt werden. Die Interaktionsterme sollen unabhängig von den Randverteilungen die Wechselwirkungen zwischen den Zeilen- und Spaltenkategorien darstellen. Mit Hilfe der Interaktionsterme können verschiedene mögliche Zusammenhänge zwischen Herkunfts- und Zielkategorien beschrieben werden. Bei der Modellierung geht es daher um die Identifikation von Kategorien, zwischen denen ein besonders enger Zusammenhang besteht. Die allgemeine Form eines loglinearen Modells lautet

$$\log(F_{ij}) = a_0 + a_{1i} + a_{2j} + b_{ij}.$$

a_0 bezeichnet den Gesamteffekt, a_{1i} den Zeilen-, a_{2j} den Spalten- und b_{ij} den Interaktionseffekt. Die Restriktionen $\sum_i a_{1i} = \sum_j a_{2j} = 0$ und $\sum_i b_{ij} = \sum_j b_{ji} = 0$ sind nötig, um das Modell, das alle möglichen Zeilen-, Spalten- und Interaktionseffekte enthält, identifizierbar zu machen.

In diesem Zusammenhang sollte eine neuere Arbeit von Wermuth und Cox erwähnt werden. Darin wird dargestellt, wie die Bedeutung eines Interaktionsparameters von der Codierung der diskreten Variablen abhängt. Je nachdem, ob man eine Effektcodierung (Summation zu null) oder eine Indikatorcodierung (Referenzkategorie mit Wert null) benutzt, werden unterschiedliche Modelle geschätzt, die unterschiedliche Strukturen modellieren. Die Schätzergebnisse bei verschiedenen Codierungen sind daher nicht direkt ineinander überführbar (Wermuth & Cox, 1992).

Das Unabhängigkeitsmodell erhält man, wenn man $b_{ij} = 0$ für alle i und j setzt. Das Modell der quasi-perfekten Mobilität lautet in Goodmans Notation

$$\log(F_{ij}) = \begin{cases} a_0 + a_{1i} - a_{2j} + b_{ij} & \text{falls } i = j \\ a_0 + a_{1i} - a_{2j} & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Interaktionseffekte b_{ij} geben an, wie sehr die Besetzungen auf der Diagonalen vom Unabhängigkeitsmodell abweichen. Außer in Spezialfällen ist eine iterative Schätzung nötig (Hout, 1983, S. 21). Ein Überblick über die wichtigsten Modelle findet sich zum Beispiel bei Goodman (1972).

Unter der zusätzlichen Annahme einer Ordnung zwischen den Kategorien erhält man mit den loglinearen Modellen eine große Anzahl möglicher Modelle, die gut interpretierbar sind. Sowohl bei der Modellierung als auch bei der Interpretation spielen die *Odds* und die *Odds-Ratios* eine wichtige Rolle. Odds sind Quotienten von Häufigkeiten (vgl. S. 136). Für eine 2×2 -Tabelle lautet der Odds-Ratio:

$$\alpha = \frac{f_{11}f_{22}}{f_{12}f_{21}}$$

Man kann ihn wie folgt interpretieren: In einem ersten Schritt betrachtet man für jede Zeile das Verhältnis der ersten Spalte zur zweiten Spalte f_{11}/f_{12} bzw. f_{21}/f_{22} . Die beiden so erhaltenen Quotienten sind unabhängig von den beiden Zeilensummen. Wenn nun der Quotient der beiden Quotienten gebildet wird, dann ist das Resultat auch unabhängig von den Spaltenbesetzungen. Wenn das Verhältnis in den beiden Zeilen dasselbe ist, dann hängt es offenbar nicht von der Zeile ab; die Zeilen- und die Spaltenkategorien sind unabhängig; der Odds-Ratio hat den Wert eins. Zwischen der Zeilen- und der Spaltenvariable besteht ein positiver Zusammenhang, wenn die Wahrscheinlichkeit, in der ersten Spalte zu sein, durch die Zugehörigkeit zur ersten Zeilenkategorie erhöht wird. Dies ist in der Anordnung

3 1
1 3

der Fall. Der Odds-Ratio ist größer als eins. Das Beispiel

1 3
3 1

bestätigt die naheliegende Vermutung: Bei negativer Assoziation ist der Odds-Ratio kleiner als eins.

Die Odds-Ratios spielen in den loglinearen Modellen eine große Rolle. Die Spalten- und Zeileneffekte a_{1i} und a_{2j} lassen sich als logarithmierte Odds darstellen. Der Interaktionseffekt b_{ij} ist gerade der logarithmierte Odds-Ratio (Bishop, Finberg & Holland, 1989, S. 16; Goodman, 1978, S. 113; Knoke und Burke, 1980, S. 14 f.). Man kann ein Modell durch die Zahl von Odds-Ratios $\alpha \neq 1$ charakterisieren.

Die Ordnung der Kategorien ausnutzend, kann man weitere Modelle herleiten. In den Modellen sozialer Distanz (Social-Distance-Models) werden anstelle der üblichen Interaktionseffekte Parameter geschätzt, die sich auf die Zahl der „übersprungenen“ Kategorien beziehen oder darauf, ob eine bestimmte Kategorie „überquert“ wurde. Diese wird als Barriere interpretiert, und der geschätzte Parameter gibt an, wie hoch die Barriere ist (Hout, 1983, S. 27).

Eine weitere Verallgemeinerung der Modelle fand mit der Arbeit von Featherman und Hauser statt (Featherman & Hauser, 1978; Hout, 1983). Sie verwandten Modelle, die Restriktionen enthalten, die quer zu den Zeilen, den Spalten oder der Diagonalen liegen. Zu diesem Zweck teilten sie die gesamte Tabelle in verschiedene Teilbereiche, sogenannte Ebenen (Level), auf. Alle Zellen eines Teilbereichs haben denselben Interaktionsparameter. Zwei Zellen, die in demselben Teilbereich liegen, sind voneinander unabhängig. Innerhalb eines Teilbereichs herrscht daher perfekte Mobilität.

Ein Vorteil dieser Modelle liegt in ihrer guten Interpretierbarkeit. Die Modelle können direkt aus inhaltlichen Hypothesen heraus formuliert werden. Umgekehrt können die Interaktionsparameter als Dichten interpretiert werden. Der Odds-Ratio der Häufigkeiten von Zellen, die zu unterschiedlichen Ebenen gehören, ist identisch mit dem Odds-Ratio der entsprechenden Interaktionsparameter. Dieser Odds-Ratio gibt daher an, wieviel mal größer oder kleiner die Mobilitätschancen eines Individuums aus einer Herkunftskategorie gegenüber den Mobilitätschancen eines Individuums aus der anderen Herkunftskategorie sind (Goldthorpe, 1987, S. 119).

Ein weiterer Vorteil dieser Modelle liegt darin, daß die Interaktionseffekte von den Parametern für die Zeilen bzw. Spalten unabhängig sind. In den Modellen von Featherman und Hauser sind die Zeilen- und Spalteneffekte nicht mit den Interaktionseffekten vermischt (Hauser, 1978). In Goodmans Modell lag eine solche Vermischung vor, da sich die Interaktionsparameter je Zeile und je Spalte zu null addieren müssen. Diese Restriktion im Goodman-Modell wird durch die Restriktion ersetzt, daß der zu einer bestimmten Ebene gehörige Parameter gleich null ist. Das Modell schätzt nur Abstände zwischen den Ebenen.

In diesem Zusammenhang schlagen Featherman und Hauser einen neuen Mobilitätsquotienten vor. Analog zu dem Mobilitätsquotienten (33) ist er als Quotient von beobachteter und erwarteter Zellenbesetzung interpretierbar. Im Gegensatz zu dem Quotienten in (33) wird die Zellenbesetzung jedoch aufgrund eines passenderen Modells geschätzt.

Es würde zu weit führen, auf alle möglichen Varianten loglinearer Modelle einzugehen. Beispiele finden sich in DiPrete (1990), Erikson und Goldthorpe (1986, 1988), Featherman und Hauser (1978), Hope (1991), Jones, Wilson und Pittelkow (1990), Jonsson und Mills (1993), Lawal (1993), Lawal und Upton (1990), Logan (1983), Ringdal (1992), Rudas (1991), Stier und Grusky (1990), Tomizawa (1991, 1992), Zelterman und Youn (1992). Statt dessen sollen noch einige wesentliche Probleme im Zusammenhang mit ihrer Verwendung dargestellt werden. Dabei geht es vor allem um die Frage der Modellwahl.

3.3.3 Probleme der Modellwahl

Ein Vergleich der Anpassung zweier Modelle ist möglich, wenn diese verschachtelt sind. Dies ist der Fall, wenn ein Modell durch zusätzliche Parameterrestriktionen aus dem anderen Modell hervorgeht. Die Differenz der beiden L^2 -Statistiken ist dann χ^2 -verteilt unter der Hypothese des Modells, in dem mehr Restriktionen angenommen werden. Die Zahl der Freiheitsgrade dieser χ^2 -Statistik entspricht der Zahl der zusätzlichen Parameter im größeren Modell. Wenn man dieses statistische Wissen für die Modellwahl konsequent ausnutzt, wird man mit zwei Problemen konfrontiert: dem simultanen Testen und der Überanpassung (Hout, 1983, S. 42).

Wählt man unter einer Vielzahl von Modellen dasjenige, das am besten zu den Daten paßt, dann kann man nicht erwarten, daß es bei anderen Datensätzen ebensogut paßt. Die interessierenden Variablen variieren in gewissem Rahmen zwischen den Datensätzen. Auch Meßfehler sind ein Grund dafür, sich bei der Modellwahl nur bis zu einem gewissen Grade nach dem Anpassungstest zu richten. Hinzu kommt, daß die Signifikanzniveaus nicht die exakte Wahrscheinlichkeit dafür sind, ein L^2 der gegebenen Größe unter der Hypothese zu finden. Diese Hypothese wurde nämlich gerade gewählt, um den L^2 -Wert zu maximieren.

Die L^2 -Statistiken können daher nicht für formale statistische Tests zum Vergleich zweier Modelle verwendet werden. Sie sind nur als Indikatoren für die Anpassung anzusehen (Bishop, Fienberg & Holland, 1989, S. 311). Ein systematisches Testen verschiedener Modelle hat außerdem den Nachteil, daß die Ergebnisse von der Reihenfolge abhängen, in der die Restriktionen eingeführt wurden (Hout, 1983, S. 43). Die Modellwahl kann daher nicht auf rein statistischen Argumenten beruhen, sondern muß sich an substantiellen inhaltlichen Aspekten orientieren.

Wenn man sich für ein bestimmtes Modell entschieden hat, stößt man auf ein weiteres Problem. Die Modelle sind nicht eindeutig. Man kann ein Modell auf unterschiedliche Weise formulieren (Hout, 1983, S. 46). Problematisch ist, daß unterschiedliche Modelle dieselbe Zellhäufigkeit vorhersagen können (MacDonald, 1981). Diese Modelle können eine sehr unterschiedliche Interpretation haben⁴². Man betrachte die Tabelle

500	100	100
100	100	100
100	100	100.

MacDonald zeigt, daß die Ebenenspezifikationen

1	2	2		1	2	2
2	2	2	und	1	1	1
2	2	2		1	1	1

beide dieselben erwarteten Häufigkeiten implizieren. Die Ebenenspezifikationen zeichnen aber im ersten Beispiel die erste Zelle, im zweiten Beispiel die beiden letzten Zellen der ersten Zeile als „Ausnahmen“ aus. MacDonald favorisiert daher die Beschreibung der Modelle mit Hilfe der Odds-Ratios anstelle der Parameter. Äquivalente Modelle können auf diese Weise leichter erkannt werden. Odds-Ratios sind allerdings nur bei geordneten Kategorien sinnvoll⁴³.

Wenn unterschiedliche Modelle die gleiche Häufigkeit liefern, kann die Anpassungsgüte nicht das einzige Kriterium sein, nach dem Modelle gewählt werden. Wiederum kann nur auf die Notwendigkeit inhaltlicher Überlegungen verwiesen werden. Das gewählte Modell muß eine überzeugende soziologische Interpretation bieten (Kim, 1987).

3.3.4 Berücksichtigung erklärender Variablen

Loglineare Modelle ermöglichen eine Beschreibung der Struktur von Mobilität. Oft stellt sich die Frage, wie sehr diese Struktur beispielsweise mit anderen Eigenschaften der Personen zusammenhängt. Die Berücksichtigung solcher unabhängigen Variablen ist in

⁴² In diesem Zusammenhang zieht Hauser eine Parallele zu den im nächsten Abschnitt diskutierten Strukturgleichungsmodellen (Hauser, 1981).

⁴³ Die Nichteindeutigkeit der Modelle spricht auch gegen den Mobilitätsquotienten von Featherman und Hauser, der von der Wahl der Ebenen abhängt.

loglinearen Modellen nicht ohne weiteres möglich. Es seien einige Ansätze zur Lösung dieses Problems vorgestellt.

Die einfachste Strategie liegt in einer Erweiterung der Tabelle um die interessierenden erklärenden Variablen (Yamaguchi, 1983). Damit erhöht sich allerdings die Dimension der Tabelle. Dieses Vorgehen stößt schnell an seine Grenzen, wenn die Zahl der Zellen groß wird. Allerdings kann man versuchen, durch eine sparsame Parametrisierung auch mehrere Kovariablen zu berücksichtigen (Biblarz & Raftery, 1993; Hout, 1984). Bei der Erweiterung der Tabelle können nur diskrete Variablen berücksichtigt werden.

Eine ähnliche Idee liegt auch den sogenannten Kausalmodellen für loglineare Modelle zugrunde (Breen & Whelan, 1993; Goodman, 1978; Knoke & Burke, 1980). Sie berücksichtigen die zeitliche Ordnung der Variablen, indem nacheinander Modelle für verschiedene zusammengefaßte Tabellen geschätzt werden⁴⁴.

Logan leitet Regressionsgleichungen für die Parameter des loglinearen Modells her (Logan, 1983). Er betrachtet die Parameter, zum Beispiel β_j , auf individueller Ebene. Für das Individuum h führt dies auf $\beta_{hj} = \beta_j + \lambda_j x_h$, wobei x_h der Kovariablenvektor für die Person h ist. Insbesondere können auf diese Weise stetige Variablen berücksichtigt werden⁴⁵. Das Ergebnis besteht jedoch aus einer Vielzahl von Koeffizienten, bei der das Erkennen von Mustern schwierig ist. Außerdem scheinen die Konvergenzeigenschaften nicht gut zu sein (DiPrete, 1990).

DiPrete schlägt daher die Verwendung von multinomialen Logit-Modellen mit Nebenbedingungen vor. Er spezifiziert die Wahrscheinlichkeit, von i nach j zu gehen, als

$$p_{hij} = \frac{\exp(\alpha_{ij} + x_h \beta_{ij})}{\sum_{k=1}^K \exp(\alpha_{ik} + x_h \beta_{ik})},$$

wobei k alle möglichen Kategorien durchläuft. Der Parameter α_{ij} ist eine Konstante für die Kategorie ij und β_{ij} ist der zugehörige Koeffizientenvektor. Wie vorhin bezeichnet x_h den Kovariablenvektor für die Person h . Diese Parametrisierung führt jedoch auf sehr viele zu schätzende Parameter. Daher sind Restriktionen nötig. DiPrete nimmt an, daß die Parameter für die verschiedenen Zielkategorien parallel verlaufen, also $\beta_{ij} = \phi_j \beta_i$. Der Koeffizientenvektor für jede Alternative j ist also ein skalares Vielfaches eines von der Zeilenkategorie abhängigen Vektors β_i . Für die Schätzung sind weitere Nebenbedingungen nötig. Die Interpretation der so geschätzten Parameter erweist sich aufgrund der Restriktionen als kompliziert.

Ein anderes Verfahren für die Berücksichtigung erklärender Variablen bei der Analyse von Kontingenztafeln wurde von Nerlove und Press vorgeschlagen (Nerlove & Press, 1973). Gegeben sei beispielsweise eine dreidimensionale Tabelle mit neun Zellen und ein zugehöriges loglineares Modell mit drei Haupteffekten, drei bivariaten Interaktionseffekten und einem trivariaten Interaktionseffekt. Die Analyse beruht auf der Idee, anstelle eines Modells drei bedingte Schätzungen durchzuführen. Es wird ein Logit-Modell für

⁴⁴ Zur Interpretation als Kausalmodelle vgl. den Abschnitt über Pfadmodelle. Die Analogie zu den Pfadmodellen gilt aber nur begrenzt (Knoke & Burke, 1980).

⁴⁵ Das Verfahren wurde von Breen (1994) aufgegriffen und durch die Verwendung des bedingten Logit-Modells modifiziert.

eine Kategorie in der ersten Dimension geschätzt, wobei die Werte in den anderen Dimensionen als unabhängige Variablen behandelt werden. Die Parametrisierung wird so gewählt, daß die geschätzten Parameter im Logit-Modell gerade die Parameter des loglinearen Modells sind, die mit der ersten Dimension zusammenhängen, also der entsprechende Haupteffekt, zwei bivariate Interaktionen und die trivariate Interaktion. Für die beiden anderen Dimensionen werden analoge Logit-Modelle geschätzt. Man erhält auf diese Weise mehrere Schätzer für die Interaktionsparameter im loglinearen Modell. Nerlove und Press weisen darauf hin, daß die geschätzten Wahrscheinlichkeiten analog zur Schätzung bei Strukturgleichungen in simultanen Gleichungssystemen interpretiert werden können.

3.3.5 Mobilitätstabellen und Berufsverläufe

In den letzten Abschnitten wurden vorwiegend Fragen der statistischen Analyse von Mobilitätstabellen diskutiert. In diesem Abschnitt werden die Probleme skizziert, die bei der Anwendung loglinearer Modelle auf Mobilitätstabellen auftreten können.

Zunächst sei noch einmal betont: Die möglichen Aussagen eines Modells sind durch die Daten eingeschränkt. Insofern kann es nur angeben, welcher Klasse Personen angehören, die bei der gegebenen Arbeitsmarktstruktur besonders häufig auf- oder absteigen konnten. Ob dies auch bei anderen Arbeitsmarktstrukturen stattgefunden hätte, vermag niemand zu sagen. Die analytische Trennung von „strukturell bedingter“ und „sonstiger“ Mobilität ist also reine Interpretation.

Ein Problem bei der Analyse von Mobilitätstabellen besteht, wie bereits erwähnt, in der differentiellen Fertilität. Man kann vermuten, daß es einen Zusammenhang zwischen dem beruflichen Status und der Zahl der Kinder gibt. Daher kann die Verteilung der Berufe der Väter nicht als repräsentativ für die Berufsstruktur zu einem früheren Zeitpunkt angenommen werden.

Auch auf die Zeitdimension der Karriere wurde bereits hingewiesen. Die Änderungen der beruflichen Position in der Zeit werden bei der Analyse von Mobilitätstabellen kaum berücksichtigt. Die Zielposition ist die Beobachtung des Status des ersten Berufs einer Person. Als solche ist sie abhängig von dem Alter des Befragten. Man kann diese Fehlerquelle dadurch einschränken, daß man nur Personen eines Geburtsjahrgangs betrachtet. Dennoch bleiben Verzerrungen erhalten, beispielsweise wegen ihres unterschiedlich langen Aufenthalts im Bildungssystem (Sørensen, 1986).

Ebenso kann man nach der Bedeutung der Herkunftsposition fragen und stößt auf ähnliche Probleme. Väter bekommen Söhne in verschiedenem Alter und auf verschiedenen Stufen ihrer Karriere. Dies bringt es im Extremfall mit sich, daß bei einem Sohn der Vater 35 Jahre alt ist, wenn er selbst 16 Jahre alt ist, bei einem anderen aber 85 Jahre. Es ist zweifelhaft, ob der Einfluß der Position des Vaters auf die Karriere seines Sohnes in beiden Fällen gleich ist – nicht nur weil im letzteren Fall die zukünftigen direkten Einflußmöglichkeiten zeitlich recht begrenzt sein dürften, sondern auch weil sowohl die Interaktionen im Elternhaus als auch die Berufserfahrungen der Eltern und deren sonstige Ressourcen in beiden Situationen sehr verschieden sein können.

Es scheint nicht ganz überzeugend, daß die genannten Einwände bei makrosoziologischen Vergleichen vernachlässigt werden können, wie Erikson und Goldthorpe auf

Sørensens Kritik erwidern (Erikson & Goldthorpe, 1987). Sie führen die große Ähnlichkeit von Mobilitätsmatrizen zwischen verschiedenen Zeiten und Ländern als Hinweis auf die Ähnlichkeit der entsprechenden sozialen Prozesse an. Man kann annehmen, daß hinter diesen Ähnlichkeiten unterschiedliche Mechanismen stehen. Es ist dann eine Frage der Genauigkeit der Analyse, ob man diese offenlegen will oder nicht.

Es gibt Mobilitätsanalysen mit Hilfe von loglinearen Modellen, in denen die Zeitdimension der Karriere berücksichtigt wird. Man verwendet mehrere Tabellen, die jeweils die Klassenzugehörigkeit zu zwei Zeitpunkten vergleichen (Goldthorpe, 1987, Kap. 5; Szelényi, 1988). Das Problem dieser Vorgehensweise liegt in der Festlegung der Vergleichszeitpunkte und der Vergleichbarkeit der beruflichen Position zu diesen Zeitpunkten. Sowohl beim Vergleich zweier Kalenderjahre als auch beim Vergleich zweier Lebensalter können sich die Personen an unterschiedlichen Stellen ihrer beruflichen Karriere befinden.

Es gibt einen weiteren Ansatz, der die zeitliche Struktur von Berufsverläufen berücksichtigt (Featherman & Selbee, 1988). Anstelle der üblichen Mobilitätsmatrix betrachten Featherman und Selbee die sogenannte *kumulierte Mobilitätsmatrix*, die in jeder Zelle die Anzahl der entsprechenden Übergänge aller Personen nennt. Von einer Person wird dabei nicht nur der berufliche Status zu zwei Zeitpunkten der Karriere berücksichtigt. Vielmehr gibt es für jeden Berufswechsel, insofern er als solcher in den verwendeten Kategorien erscheint, einen Eintrag. Die kumulierte Mobilitätsmatrix gibt daher die Gesamtheit aller je vorgekommenen Wechsel zwischen den berücksichtigten Kategorien wieder, die die Personen der Grundgesamtheit vollzogen haben. Der Vorteil dieses Vorgehens liegt in der genaueren Berücksichtigung des Berufsverlaufs. Wenn es sich beim ersten Beruf oder beim letzten Beruf um „Ausnahmen“ handelt, die nicht geeignet sind, den Berufsverlauf in wesentlichen Teilen zu charakterisieren, dann wird dieser Fehler durch die Berücksichtigung aller Berufswechsel verringert. Vergleicht man die Analyse der kumulierten Mobilitätstabelle mit der Analyse der üblichen Mobilitätstabelle, dann erkennt man deutliche Unterschiede. Der Vergleich des ersten Berufs mit dem letzten Beruf zeigt große Struktureffekte, während die kumulative Tabelle eher kleine Wechsel hervorhebt. Daher unterscheiden sich auch die Schlußfolgerungen hinsichtlich der Klassenbildung.

Die kumulierte Mobilitätstabelle berücksichtigt den Berufsverlauf in detaillierterer Weise als die übliche Mobilitätstabelle. Ob die damit gewonnenen Aussagen zuverlässiger sind, ist allerdings fraglich. Die kumulierte Mobilitätstabelle berücksichtigt alle Berufswechsel in gleicher Weise, unabhängig von ihrer Dauer. Sie zählt nur die Anzahl von Personen, die sich je in einer Kategorie befunden haben. Ob es sich dabei um 2 Monate oder um 20 Jahre handelt, spielt keine Rolle. Auch die zeitliche Abfolge in der Karriere findet nur begrenzt Eingang in die kumulierte Mobilitätstabelle. Einzig die letzte Kategorie vor dem Wechsel wird berücksichtigt. Ein Aufstieg unmittelbar vor dem Ende des Erwerbsverlaufs wird genauso behandelt wie der gleiche Aufstieg am Beginn des Erwerbslebens. Die Schlußfolgerungen für die Klassenbildung sollten in beiden Fällen jedoch unterschiedlich sein.

Daher erscheint das von Featherman und Selbee vorgeschlagene Verfahren ebenfalls problematisch. Zwar wird der Berufsverlauf genauer abgebildet als mit der üblichen Mobilitätstabelle. Die gleiche Behandlung jedes Berufs unabhängig von seiner zeitlichen Lagerung und seiner Dauer erscheint jedoch ebenfalls sehr willkürlich.

Weitere Möglichkeiten, die Zeitdimension bei der Analyse von Mobilitätstabellen zu berücksichtigen, werden zu Beginn von Abschnitt 3.5 beschrieben.

3.4 Pfadmodelle

Mit den Arbeiten von Blau und Duncan vollzog sich eine Wende in der Analyse sozialer Mobilität, die sich auch auf den methodischen Bereich erstreckte. Sie fand als Reaktion auf die Diskussion der Mobilitätschancen in der amerikanischen Gesellschaft um die Mitte dieses Jahrhunderts statt (Goldthorpe, 1987, S. 14 f.). Der offiziellen liberalen Ideologie von Amerika als dem Land der unbegrenzten Möglichkeiten stand die Auffassung sowohl von Marxisten als auch von verschiedenen Konservativen entgegen, daß die amerikanische Gesellschaft zunehmend in relativ stabile und homogene Klassen geteilt werde.

Blau und Duncan steuerten zu dieser Debatte Argumente zugunsten einer liberalen Position bei. Sie sahen die große soziale Mobilität in industriellen Gesellschaften als Teil eines fundamentalen Trends dieser Gesellschaften hin zum Universalismus. Unter Universalismus verstanden sie die Entscheidungsfindung unter rationalen und Effizienzgesichtspunkten in allen Bereichen des Lebens, unabhängig von partikulären Interessen oder Gruppenzugehörigkeiten. Mobilität ist für Blau und Duncan die Grundlage für eine Gesellschaft, in der der Universalismus eine vorherrschende Rolle spielt, in der erworbene Fähigkeiten wichtiger sind als angeborene und der keine Tendenz zur Bildung sozialer Schichten innewohnt.

Vor diesem Hintergrund entstand Blau und Duncans richtungsweisende Analyse der amerikanischen Berufsstruktur (Blau & Duncan, 1967). Entsprechend ihrer Sicht auf die amerikanische Gesellschaft spielt die Sozialstruktur in ihren Analysen eine sekundäre Rolle. Sie messen den Berufsstatus als stetige Variable⁴⁶. Entsprechend steht in ihren Analysen weniger die Mobilität zwischen verschiedenen sozialen Einheiten im Vordergrund, sondern der Prozeß des Staterwerbs.

Die Verwendung des sozioökonomischen Status zur Messung vertikaler Mobilität wurde anfänglich als Verbesserung gegenüber der Verwendung einiger weniger Kategorien begrüßt (Duncan & Hodge, 1963). Die einzelnen diskreten Kategorien enthalten nämlich sehr heterogene Gruppen von Beschäftigungen. Zugleich erkannte man aber auch die Problematik einer Reduktion aller Berufe auf eine einzige Dimension. So ist beispielsweise die Einordnung der Landwirte in eine Rangfolge aller Beschäftigten schwierig. Dies gilt auch für Hausfrauen.

Mit Hilfe einer linearen Regression kann der Zusammenhang zwischen dem Berufsstatus des Vaters und dem des Sohnes gemessen werden (Duncan, 1966b). Der Regressionsparameter gibt an, wie groß der lineare Zusammenhang zwischen dem Status des Vaters und dem des Sohnes ist⁴⁷.

Auch Regressionsmodelle berücksichtigen die gesellschaftlichen Strukturen, denn die zu analysierenden Daten werden von diesen Strukturen „produziert“. Je „offener“ eine Gesellschaft, desto kleiner sollte der Zusammenhang zwischen dem Status des Vaters und dem des Sohnes sein. Die Mobilitätsstrukturen können bei Regressionsmodellen jedoch nicht so differenziert in die Analyse eingehen wie bei Mobilitätstabellen, da sie sich in wenigen Parametern niederschlagen. Man kann jedoch versuchen, durch geeignete erklärende Variablen Differenzierungen vorzunehmen.

⁴⁶ Die meisten Statusskalen sind tatsächlich allerdings weder stetig noch intervallskaliert, sondern ordinal.

⁴⁷ Zu vergleichbaren Ergebnissen kommt man mit einer Korrelationsanalyse.

Regressionsmodelle eröffnen einen neuen Zugang zur Analyse von Herkunftseinflüssen. Während in Mobilitätstabellen der Status des ersten Berufs des Sohnes direkt mit dem Berufsstatus des Vaters verglichen wurde, wird der Status des Vaters in einer linearen Regression als eine Ressource für den Status des Sohnes angesehen. Dieser Idee folgend kommt man zu den *Statuszuweisungs- oder Pfadmodellen* (Alwin & Thornton, 1984; Blalock, 1985; Blau & Duncan, 1967; Duncan, 1966a; Mayer, 1991c; Mayer, Henz & Maas, 1991; Meulemann, 1981; Müller, 1972, 1975)⁴⁸. Oft besteht ein Pfadmodell für den Status des ersten Berufs aus zwei linearen Regressionen. Zunächst wird die Bildung des Befragten durch die Schulbildung und den Berufsstatus des Vaters erklärt. Dann wird der Status des ersten Berufs des Befragten durch seine Bildung, die Bildung des Vaters und den Berufsstatus des Vaters erklärt.

Das beschriebene Modell ist *rekursiv*, das heißt, die Wirkung der Variablen geht nur in eine Richtung. Es gibt keine Wechselwirkungen. Die Variablen, die im Modell nicht durch andere Variablen erklärt werden sollen, heißen *exogen*. Die Variablen, die das Modell erklären soll, heißen *endogene* Variablen. Man spricht von einem *simultanen* Modell, wenn eine Variable durch das Modell erklärt werden soll, gleichzeitig jedoch selbst zur Erklärung anderer Variablen im Modell beitragen soll.

In dem beschriebenen Pfadmodell wären die Bildung des Befragten sowie der Status seines ersten Berufs die endogenen Variablen. Weitere Annahmen sind nötig, um die standardisierten partiellen Regressionskoeffizienten als Pfadkoeffizienten interpretieren zu können. Die Pfadkoeffizienten geben an, um wie viele Standardabweichungen sich die abhängige Variable ändert, wenn sich die unabhängige Variable um eine Standardabweichung ändert. Neben der bereits erwähnten Rekursivität des Modells müssen dazu folgende Annahmen gemacht werden: Die Beziehung zwischen den Variablen muß linear sein. Es kann eine kausale Reihenfolge der Variablen angegeben werden, aus der folgt, welche jeweils die unabhängigen und welche die abhängigen Variablen sind. Schließlich müssen alle für die Erklärung des interessierenden Phänomens relevanten Variablen im Modell berücksichtigt werden. Diese letzte Annahme ist gleichbedeutend damit, daß die nicht erklärten Teile der endogenen Variablen weder untereinander noch mit den exogenen Variablen korrelieren.

3.4.1 Identifikationsprobleme und Äquivalenz

Ziel der Pfadanalyse ist eine möglichst einfache Beschreibung der Korrelationen zwischen den endogenen Variablen. Sie gehört daher zur Klasse der *Kovarianzstrukturmodelle*. In Kovarianzstrukturmodellen versucht man nicht, den Unterschied zwischen den beobachteten und den unter dem Modell erwarteten individuellen Werten zu minimieren. Es soll vielmehr der Unterschied zwischen der Stichprobenkovarianzmatrix und der unter dem Modell erwarteten Kovarianzmatrix möglichst klein werden. Es sei Y der Vektor der beobachteten endogenen Variablen. Ein lineares Strukturmodell läßt sich als

$$Y = F(Y, X, u, \theta) \quad (34)$$

⁴⁸ Es können auch für diskrete Variablen Modelle geschätzt werden, die in der Logik der Pfadmodelle stehen (vgl. Bosma, Dronkers & Hagenaars, 1989; Knoke & Burke, 1980). Die Analogie beschränkt sich jedoch auf Teilaspekte der Modelle.

schreiben, wobei X die erklärenden Variablen, u die stochastischen Störvariablen, θ die zu schätzenden Parametervektoren und F eine lineare Funktion bezeichnet. Ziel ist die konsistente Schätzung von θ . Für das auf S. 147 beschriebene Pfadmodell erhält man:

$$\text{Bildung Sohn} = \theta_{11} \text{ Bildung Vater} + \theta_{12} \text{ Status Vater} + \text{Fehler}$$

$$\text{Status Sohn} = \theta_{21} \text{ Bildung Vater} + \theta_{22} \text{ Status Vater} + \theta_{32} \text{ Bildung Sohn} + \text{Fehler}.$$

Die grundlegende Hypothese von Kovarianzstrukturmodellen besagt, daß die Kovarianzmatrix der beobachteten Variablen als eine Funktion der Parameter θ geschrieben werden kann:

$$\Sigma = \Sigma(\theta).$$

Die Parameter θ sind die freien Parameter des Modells. Diese Parameter werden so geschätzt, daß die beobachtete Korrelationsmatrix Σ und die unter dem Modell erwartete Matrix $\Sigma(\hat{\theta})$ möglichst gut übereinstimmen. Dies geschieht entweder mit der Maximum-Likelihood- oder mit der Kleinste-Quadrate-Methode. Im letzteren Fall braucht man zusätzlich ein Abstandsmaß $\|\cdot\|$, um die Übereinstimmung von Σ und $\Sigma(\hat{\theta})$ quantifizieren zu können. Das Ziel der Schätzung ist dann die Bestimmung von $(\hat{\theta})$, so daß gilt

$$\|\Sigma - \Sigma(\hat{\theta})\| = \min.$$

Das Problem der *Identifizierbarkeit* beruht darauf, daß die Parameter θ möglicherweise durch die Gleichung $\Sigma = \Sigma(\theta)$ nicht eindeutig bestimmt sind. Ein unbekannter Parameter in θ ist identifiziert, wenn er als Funktion von Elementen von Σ geschrieben werden kann. Wenn alle unbekannt Parameter in θ identifiziert sind, ist das Modell identifiziert (Bollen, 1989, S. 88 f.). Wenn die strukturellen Parameter nicht identifiziert sind, ist es möglich, daß zwei unterschiedliche Parametervektoren θ_1 und θ_2 zu der gleichen implizierten Kovarianzmatrix $\Sigma(\theta_1) = \Sigma(\theta_2)$ führen. Die Identifizierbarkeit ist abhängig von (34) und muß daher bei jedem Modell neu überprüft werden. Um die Identifizierbarkeit zu gewährleisten, werden normalerweise zusätzliche Annahmen im Modell gemacht. Diese weiteren Restriktionen sind oft zufällig oder sogar falsch und werden selten kritisch überprüft.

Die Schätzung der Pfadmodelle beruht auf der Spezifikation des Modells in Gleichung (34). Der Begriff der *Äquivalenz* zielt darauf ab, daß unterschiedliche Spezifikationen des Modells wie in Gleichung (34) die gleichen beobachteten Kovarianzmatrizen $\Sigma(\theta)$ generieren können. Nicht zu allen Pfadmodellen gibt es äquivalente Modelle (MacCallum, Wegener & Uchino, 1993). Stelzl gibt jedoch Regeln an, unter denen man äquivalente Modelle generieren kann. Dazu gehört die Möglichkeit, die Richtung eines Pfeils umzukehren, oder einen gerichteten Pfad durch korrelierte Residuen zu ersetzen (Stelzl, 1986). Die Feststellung dieser Möglichkeiten betont wieder die Notwendigkeit einer die Modellbildung leitenden Theorie.

Es gibt auch Versuche, die verschiedenen möglichen äquivalenten Modelle klarer zu strukturieren. Erwähnt sei in diesem Zusammenhang die Verwendung von graphischen Modellen (Wermuth & Lauritzen, 1990). Mit einem geeigneten Graphen werden die Beziehungen zwischen den Variablen in einem Modell dargestellt. Diese Beziehungen werden mit den Begriffen der Unabhängigkeit und der bedingten Unabhängigkeit umschrieben. Dadurch wird das Erkennen äquivalenter Modelle erleichtert.

3.4.2 Pfadmodelle und Kausalität

Ein großer Vorteil der Pfadmodelle wird darin gesehen, daß sie ermöglichen, die Variation der endogenen Variablen auf unterschiedliche „Ursachen“ aufzuteilen, deren relative Bedeutung quantifizierbar ist. Dabei können direkte und indirekte Effekte unterschieden werden.

Mit Hilfe von Pfadmodellen können angenommene Kausalstrukturen quantifiziert werden; Pfadmodelle können diese vorgegebenen Strukturen aber nicht „beweisen“. Alle Schätzungen im Modell basieren auf den vorgegebenen Strukturen. Je schlechter diese die wahren Zusammenhänge beschreiben, desto weniger haben die geschätzten Parameter mit den wahren Zusammenhängen zu tun.

Doch auch gegen diesen reduzierten Anspruch gibt es verschiedene Einwände. Ein erster Einwand richtet sich gegen die Vorstellung, daß Pfadmodelle Kausalstrukturen modellieren (Basmann, 1988; Baumrind, 1983; de Leeuw, 1985; Kempthorne, 1978). Eine allgemein akzeptierte Definition von Kausalität konnte bis heute nicht formuliert werden (Marini & Singer, 1988). Allerdings hat die von Granger vorgeschlagene Formalisierung eine weite Verbreitung erfahren (Granger, 1982). Granger formuliert als zentrales Axiom für seine weiteren Kausalitätsüberlegungen, daß die Ursache zu einem früheren Zeitpunkt geschieht als die Wirkung. Die Zukunft kann also nicht die Vergangenheit verursachen, obwohl Erwartungen bezüglich der Zukunft Gegenwärtiges verursachen können, vorausgesetzt daß diese Erwartungen auf Informationen aus der Vergangenheit beruhen (Granger, 1982, S. 238). Es bezeichne X den interessierenden Prozeß und $H(t)$ die relevante Geschichte der Prozesse X und Y bis zum Zeitpunkt t . Der Prozeß X ist im Sinne von Granger keine Ursache von Y , wenn

$$P(Y(t) | H(t-1)) = P(Y(t) | Y(0), \dots, Y(t-1)).$$

In diesem Fall bilden die bedingten Wahrscheinlichkeiten von X gegeben Y eine hinreichende Basis für die Vorhersage von X , weil es keinen Einfluß von X auf Y gibt (vgl. auch Pötter, 1993).

Diese Formalisierung geht nicht näher auf die verschiedenen Kausalitätstheorien ein. Dennoch seien einige dieser Theorien im folgenden kurz skizziert.

Mit dem Begriff der Kausalität ist die Vorstellung einer Erklärung für das Eintreten bestimmter Ereignisse verbunden. Im wesentlichen kann man zwei Gruppen von Theoretikern unterscheiden. Die ersten werden oft als *Regularitätstheoretiker* bezeichnet. Sie leiten einen kausalen Zusammenhang von der empirisch zu beobachtenden Nähe, der Regularität der zeitlichen Abfolge und einem konstanten Zusammentreffen ab. Kausal aufeinander bezogene Objekte treten immer gemeinsam auf.

Gegen dieses Verständnis spricht, daß es zeitliche Regelmäßigkeiten gibt, die nicht auf kausale Beziehungen zurückgeführt werden können. Marini und Singer nennen als Beispiele die Aufeinanderfolge von Tag und Nacht, die Bewegung der Planeten oder das Haarwachstum bei Babys vor dem Wachsen der Zähne (Marini & Singer, 1988).

Solch ein konstantes Zusammentreffen muß von notwendigen Verbindungen unterschieden werden. Kausalität wird daher als kontrafaktische Beziehung charakterisiert: „ X ist eine Ursache von Y “ bedeutet demnach „ X geschah und Y geschah und unter den gegebenen Umständen wäre Y nicht geschehen, wenn X nicht geschehen wäre“. Nach

dieser Theorie können kausale Zusammenhänge durch Experimente überprüft werden. Sie wird als *generative Theorie* bezeichnet, da sie einen generativen Mechanismus annimmt, mittels dessen die „Ursache“ den „Effekt“ produziert.

Fragt man sich im Sinne der generativen Theorie, was den Berufsverlauf steuert, dann kann diese Frage nicht mit dem Status eines früheren Berufs beantwortet werden. Vielmehr muß man mit Hilfe der Fähigkeiten, der Bildung, der Berufserfahrung usw. einen Zusammenhang konstruieren.

Oft ist nicht eine Ursache allein ausschlaggebend, sondern es liegt eine Mehrzahl von Ursachen vor. Dies kann in der Weise geschehen, daß der Effekt nur dann produziert wird, wenn verschiedene Faktoren gemeinsam auftreten. Man nennt die Faktoren in diesem Fall *konjunktiv*. Kann dagegen jeder Faktor allein den Effekt bewirken, dann spricht man von *disjunktiven* Faktoren. Praktische Analysen werden dadurch weiter erschwert, daß in der Regel nicht alle ursächlichen Faktoren vollständig bekannt sind.

Pratt und Schlaifer unterscheiden zwischen ursächlichen Faktoren und Begleitumständen. Begleitumstände sind Attribute der Analyseeinheit, die als unveränderlich angesehen werden und daher nicht im Sinne des oben beschriebenen Experiments manipulierbar sind (Pratt & Schlaifer, 1984, 1988)⁴⁹. Die zu ihnen gehörigen Koeffizienten können nicht als Effekte interpretiert werden. Sie dürfen nicht von den ursächlichen Faktoren beeinträchtigt werden. Diese Unterscheidung hat für statistische Schlüsse Folgen, beispielsweise für die Konsistenz von Schätzern.

Selbstverständlich ist dies nicht das einzige Problem, das sich bei der Entwicklung einer statistischen Vorgehensweise aus dem generativen Modell ergibt, denn zumindest bei nichtexperimentellen Daten läßt sich das oben beschriebene Experiment nicht durchführen. Eine Analyseeinheit läßt sich nicht gleichzeitig mit und ohne die Einwirkung des fraglichen Faktors beobachten (Holland, 1986).

In der Praxis kann auch die Entscheidung über die Richtung der Kausalität schwierig sein. Menschen antizipieren und planen die Zukunft. Die zeitliche Reihenfolge des Auftretens der Ereignisse braucht daher nicht der wahren Ursache-Wirkung-Relation zu entsprechen. Ein Beispiel nennen Marini und Singer (1988). Sie untersuchen Frauen, die die Schule vorzeitig verlassen haben und heiraten. Dies kann geschehen, weil sie nach dem Verlassen der Schule planen, zu heiraten. Sie können aber auch die Schule abgebrochen haben, weil sie planten, zu heiraten.

Die Diskussion der Kausalität betrifft die Pfadmodelle, insofern die Reihenfolge der Einflüsse eine zentrale Rolle in den später vorgestellten dynamischen Modellen spielt. Dort wird angenommen, daß sich die Wahrscheinlichkeitsverteilungen mit der Zeit ändern. Die angenommenen Kausalitätszusammenhänge sind konstitutiv für diese Wahrscheinlichkeitsverteilungen. Im Pfadmodell wird unterstellt, daß sich das System im Gleichgewicht befindet. Diese Annahme ist sehr restriktiv. Sie bedeutet aber, daß Kausalitätsannahmen auf einfache Korrelationen reduziert werden.

Selbst wenn Pfadmodelle Kausalstrukturen modellieren würden: Was hätte das mit Korrelationen zu tun?⁵⁰ Wenn zwei Größen korreliert sind, dann heißt dies nicht, daß man sie im Sinne eines Ursache-Wirkungs-Zusammenhangs auseinanderdividieren kann. Dies

⁴⁹ Diese Unterscheidung ist durchaus umstritten (Marini & Singer, 1988).

⁵⁰ Eine genaue Argumentation für die Interpretation als Kausalbeziehungen findet sich in Simon (1985).

ist im Sinne der Granger-Kausalität nur möglich, wenn sie zu unterschiedlichen Zeitpunkten gemessen werden. Bei simultan gemessenen Variablen ist man bei Kausalitätsaussagen auf eine eindeutige Theorie angewiesen.

Dies ist gerade einer der zentralen Kritikpunkte Freedmans (1987). Er sieht den Zusammenhang zwischen der Ebene der kausalen Beziehungen zwischen den Variablen und der Schätzung derselben nicht gewährleistet. In einer „weichen“ Wissenschaft wie der Sozialwissenschaft ist die umfassende Spezifikation eines theoretischen Modells einschließlich der kausalen Ordnung und ihrer funktionalen Form im allgemeinen nicht möglich. Statt dessen verleiten Pfadmodelle zum „Ausprobieren“ verschiedener Modelle ohne theoretisch befriedigende Begründungen.

Es gibt einen weiteren Grund, der das „Ausprobieren“ verschiedener kausaler Strukturen problematisch erscheinen läßt. Basmann (1988) beschreibt das Phänomen der Beobachtungsgleichheit verschiedener Modelle. Er führt am Beispiel eines Kovarianzstrukturmodells für Zeitreihen vor, daß unterschiedliche identifizierende Restriktionen zu äquivalenten Modellen führen können. Es sei

$$B^T Y_t^T + \sum_{k=1}^L B_k^T Y_{t-k}^T + \Gamma^T z_t^T + u_t^T = 0, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (35)$$

mit $z_t, u_t \in \mathbb{R}^g$ und $g * g$ -Matrizen B_k . Der Fehlerprozeß (u_t) sei ein normaler autoregressiver Prozeß mit Varianzmatrix Ω . Alle Darstellungen (35), die dieselbe Wahrscheinlichkeitsverteilung von $y_t \in \mathbb{R}^g$ spezifizieren, bilden eine Äquivalenzklasse. Dieser Wahrscheinlichkeitsverteilung von y_t entspricht genau eine reduzierte Form der Gleichung (35). Trotz unterschiedlicher Spezifikationen von B_k, Γ und Ω in der Äquivalenzklasse wird dieselbe Hypothese über die Wahrscheinlichkeitsverteilung von y_t formuliert. Die Dichte, die Likelihood, die Teststatistik und die Schärfe sind gleich für alle Spezifikationen in der Äquivalenzklasse, obwohl die B_k, Γ und Ω unterschiedliche Hypothesen über die kausalen Zusammenhänge auszudrücken scheinen. Selbst wenn das Modell identifizierbar ist, gibt es daher für die gefundenen Parameter unterschiedliche Kausalstrukturen, in deren Rahmen sie interpretiert werden können.

3.4.3 Schätzprobleme

Im weiteren soll auf einige technische Einwände gegenüber Pfadmodellen eingegangen werden (Freedman, 1987). Diese Einwände treffen auf die meisten Regressionsmodelle in den Sozialwissenschaften zu. Sie werden jedoch nicht zuletzt deshalb an dieser Stelle referiert, weil die vielfältigen Annahmen, die der Verwendung des jeweiligen Pfadmodells zugrunde liegen, nur in Ausnahmefällen diskutiert und überprüft werden.

Den Schätzungen in linearen Regressionen liegen verschiedene Annahmen zugrunde. Eine lineare Regression kann beschrieben werden als

$$y = X\beta + e.$$

Die Zeilen von X enthalten die Kovariablenwerte einer Person. Die Komponenten e_i von e sind die Fehler für die einzelnen Beobachtungen mit $IE(e_i) = 0, V(e_i) = \sigma^2$. Die Kleinst-

Quadrate-Schätzer $\hat{\beta}$ minimieren die Summe der quadrierten Residuen $\sum_i (y_i - x_i \beta)^2$. Sie haben die Form $\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y$ mit der Kovarianzmatrix $\Sigma = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$. Nach dem Satz von Gauss und Markov sind die Kleinste-Quadrate-Schätzer die Schätzer mit der kleinsten Varianz in der Menge aller linearen unverzerrten Schätzer⁵¹.

Nimmt man zusätzlich an, die Fehler e seien normalverteilt und unabhängig von X , dann kann man zeigen, daß die Kleinste-Quadrate-Schätzer mit den Maximum-Likelihood-Schätzern identisch sind. In diesem Spezialfall sind die Kleinste-Quadrate-Schätzer sogar die Schätzer mit der kleinsten Varianz in der Menge aller unverzerrten Schätzer. Unter der zusätzlichen Annahme, daß der Erwartungswert von $(X^T X)^{-1}$ existiert, sind die Kleinste-Quadrate-Schätzer außerdem konsistent, das heißt, sie konvergieren in Wahrscheinlichkeit gegen die wahren Parameter.

In sozialwissenschaftlichen Untersuchungen kann man die erklärenden Variablen x nicht kontrollieren. Sie müssen daher auch als Zufallsvariablen behandelt werden. Man kann die gerade dargestellten Ergebnisse weitestgehend auf diesen Fall übertragen, wenn man zusätzlich annimmt, daß die Fehler unabhängig von den x und normalverteilt sind. Man kann dann die Erwartungswerte der Schätzer, bedingt auf die Kovariablenwerte, berechnen. Die Annahmen führen auf $IE(\hat{\beta} | x) = \beta$. Da dies für jedes x wahr ist, kann man den Erwartungswert bezüglich x bilden und erhält $IE(\hat{\beta}) = \beta$. Sind x und e dagegen korreliert, dann ist der Kleinste-Quadrate-Schätzer verzerrt und inkonsistent für β (Amemiya, 1985; Wonnacott & Wonnacott, 1970). Es gibt jedoch auch in diesem Fall Möglichkeiten der Schätzung, wenn Informationen über andere geeignete Variablen vorliegen⁵². Allerdings taucht die beschriebene Problematik verzerrter und inkonsistenter Schätzer nicht auf, wenn man eine andere Interpretation für β wählt, nämlich als erwarteter Zuwachs von Y je Einheit von X , gegeben die Beobachtungen X :

$$IE(Y | X) = X\tilde{\beta}$$

Unter dem Regressionsmodell stimmen β und $\tilde{\beta}$ überein. Der Kleinste-Quadrate-Schätzer ist auch bei einer Korrelation zwischen X und e ein konsistenter Schätzer für $\tilde{\beta}$ (vgl. auch das Beispiel auf S. 153). Insbesondere wenn keine eindeutigen Angaben über die Fehlerkomponenten vorliegen, kann die Interpretation $\tilde{\beta}$ vorteilhaft sein.

Im folgenden wird die Schätzung von Regressionsmodellen diskutiert, wenn die genannten Modellannahmen nicht erfüllt sind.

1. Ein Problem ergibt sich, wenn man die interessierenden Variablen nicht direkt beobachten kann. Man versucht, dieses Problem durch die Betrachtung sogenannter *latenter Variablen* zu lösen. Dazu zerlegt man die beobachteten Daten in den Teil, den man eigentlich beobachten will – sprich der am besten in das Modell paßt – und einen Fehler. Diese Zerlegung der Variablen basiert auf den Korrelationen der beobachteten Variablen. Ausführlicher wird dieses Vorgehen bei Hoppe diskutiert (Hoppe, 1980, 1981). Ein Meßfehler ist definiert als die Differenz zwischen mitgeteiltem und wahren Wert. Bekannt

⁵¹ Ein Schätzer $\hat{\beta}$ heißt „unverzerrt“, falls $IE(\hat{\beta}) = \beta$, wobei β der „wahre“ Wert ist.

⁵² Eine Einführung zur Schätzung mit sogenannten „instrumentellen Variablen“ findet sich beispielsweise in Judge u.a. (1985).

sind aber nur die mitgeteilten Werte. Nimmt man an, diese seien richtig, dann stellt sich kein Problem. Glaubt man dagegen, daß der mitgeteilte und der wahre Wert nicht übereinstimmen, dann entsteht das Problem, wie man dies mit Hilfe der gemessenen – und daher ebenfalls fehlerhaften – Korrelationen korrigieren kann. Dies scheint unter Verwendung der genannten Definition kaum möglich. Meßfehler sind keine relationalen Eigenschaften von Variablen in der Art, daß aus der Kenntnis von Korrelationen Rückschlüsse auf die Meßqualität gezogen werden können.

Bei einem Faktormodell entsteht zusätzlich das Problem, daß das Gewicht der einzelnen Variablen und damit die „Bedeutung“ des Faktors von den gegebenen Korrelationen abhängig ist und damit von kontingenten empirischen Umständen, die sich beispielsweise zwischen verschiedenen Geburtskohorten ändern können.

Neben dieser technischen Kritik kann man latente Konstrukte als solche problematisieren (Hoppe, 1980, 1981). Solange ein solches Konstrukt nicht in eindeutiger Weise aus den Faktoren definiert ist, ist die Existenz des latenten Konstrukts nicht zu beweisen. Ein Schluß auf unbeobachtete Dinge ist nur möglich vor dem Hintergrund einer Theorie, die konkrete Voraussagen macht und Beobachtungen eindeutig als regulär oder irregulär klassifiziert. Insbesondere kann dann durch entsprechende Beobachtungen eine Theorie falsifiziert werden. Wenn unerwartete Ergebnisse jedoch grundsätzlich Meßfehlern zugeordnet werden, wie dies in den Strukturgleichungsmodellen mit latenten Variablen geschieht, ist die Theorie immer richtig.

Daneben ist zu überlegen, welchen Stellenwert latente Konstrukte im Kontext des Statuszuweisungsprozesses haben. Variablen des Bildungs- und Berufslebens sollten keine gravierenden Meßfehler im oben genannten Sinn enthalten. Wenn man darüber hinaus kein genaues Konzept dafür hat, wie sich aus verschiedenen Herkunftsvariablen die „soziale Herkunft“ zusammensetzt, dann kann ein statistisches Verfahren dieses Problem durch Austesten verschiedener Faktormodelle auch nicht lösen. Es trägt daher nur zur Vereinfachung der Interpretation eines Modells bei, wenn man sich auf Erwartungswerte beschränkt, die bedingt sind auf das, was tatsächlich gemessen wurde.

2. Die meisten Modelle in den Sozialwissenschaften, insbesondere auch die Modelle des Statuszuweisungsprozesses, enthalten typischerweise nur einen Teil aller relevanten Größen. Dies hat Folgen einerseits für die Schätzannahmen und andererseits für die Interpretation der geschätzten Parameter. Wenn wichtige Variablen nicht im Modell enthalten sind, dann kann beispielsweise der Fehler mit einer anderen exogenen Variablen wachsen. So sollte man, wenn man ein Modell für den Bildungsabschluß formuliert, ohne die Intelligenz zu berücksichtigen, die Bildungsabschlüsse besonders intelligenter Personen systematisch unter- und die Bildungsabschlüsse weniger intelligenter Personen systematisch überschätzen. Dies hat zur Folge, daß die Fehlervarianzen nicht für alle Beobachtungen gleich sind. Vielmehr sollten sie für Personen mit einer besonders hohen oder einer besonders niedrigen Intelligenz größer sein als für die übrigen. In Abschnitt 2.6.3 wurden Schätzverfahren vorgestellt, in denen die Annahme der Homoskedastizität aufgegeben wurde. Auch die Fehlerkomponentenmodelle können eine Lösung sein. Neben der korrekten Schätzung der Fehlervarianzen sind aber theoretische Überlegungen notwendig, welche Variablen im Modell fehlen, so daß sie bei der Interpretation der Parameter entsprechend berücksichtigt werden können.

Die Bedeutung für die Schätzung sei an einem Beispiel erläutert. Der Berufsstatus (Y) sei durch die Variablen Bildung (X) und Intelligenz (I) erklärbar, aber es seien keine

Angaben über die Intelligenz verfügbar. Andererseits kann man annehmen, daß Bildung und Intelligenz miteinander korrelieren. Schätzt man daher Y nur aufgrund der Beobachtung von X , dann kann der zur Bildung gehörige Parameter $\tilde{\beta}$ nicht mehr in der gewohnten Weise interpretiert werden: Erhöht sich X um eine Einheit, dann erhöht sich Y um $\tilde{\beta}$. Man schätzt nämlich $IE(Y|X) = \tilde{\beta}X$. Wegen

$$IE(Y|X) = IE(IE(Y|X, I)|X) = \beta X + \gamma IE(I|X)$$

würde sich Y bei einer Änderung von X jedoch „in Wahrheit“ nur um β ändern. $\tilde{\beta}$ ist die erwartete Änderung in der Stichprobe, wenn man X um eine Einheit erhöht. Diese Änderung in Y kann jedoch eventuell nicht unmittelbar auf die Erhöhung in X zurückgeführt werden. Denn es gibt dritte Variablen, hier die Intelligenz, die möglicherweise mit X korrelieren und die ihrerseits Änderungen in Y hervorrufen. $\tilde{\beta}$ ist daher nur als erwartete Statusänderung pro Einheit Bildung interpretierbar, wobei in der Erwartungswertbildung auch diejenigen Änderungen berücksichtigt werden, die durch die Änderung dritter, mit X korrelierter Variablen auftreten, sowie deren Verteilung in der Stichprobe.

3. Schließlich soll die Annahme der Linearität im Statuszuweisungsprozeß diskutiert werden. Bewirkt ein höherer Status des Vaters nur eine Änderung des Niveaus der in Frage kommenden Berufe oder bewirkt er eine Änderung des Mechanismus der Statuszuweisung? Die Verwendung eines additiven linearen Modells bedeutet, daß der erreichte Status proportional beispielsweise zur Bildung wächst. Tatsächlich werden jedoch im Alter von zehn Jahren Bildungsentscheidungen getroffen, die zur Folge haben, daß sich die Personen zu verschiedenen Zeiten in verschiedenen Situationen vor unterschiedliche Alternativen gestellt sehen. In jedem dieser Fälle könnte der Einfluß der Bildung unterschiedlich sein; die Proportionalitätshypothese ist zumindest fraglich.

In der soziologischen Theorie gibt es kaum spezifische Argumente für einen linearen additiven Mechanismus, wie er in den Pfadmodellen typischerweise vorausgesetzt wird⁵³. Die linearen additiven Mechanismen sind daher meist nur Approximationen an die wahren Mechanismen. Wie gut diese Approximationen sind, wird zumeist nicht diskutiert. Auch mit dem Hinweis darauf, daß man zumindest mittlere erwartete Effekte schätzt, wird das Problem nur teilweise gelöst. Dieser mittlere erwartete Effekt gibt den „wahren“ Zusammenhang möglicherweise nur sehr ungenau wieder. In Abschnitt 2.4.1 wurde dies bereits ausgeführt. Auf S. 52 wurde angenommen, daß zwischen x und y der Zusammenhang $y = g(x\alpha)$ besteht mit einer differenzierbaren Funktion g . Der Unterschied zwischen der erwarteten Änderung in y je zusätzlicher Einheit x und α hängt von der Ableitung von g an der Stelle $x\alpha$ ab. Ist g beispielsweise eine quadratische Funktion, als $g(z) = z^2$, dann beträgt die erwartete Änderung in y gerade 2α (vgl. auch Friedman, 1987).

⁵³ Die im letzten Abschnitt beschriebenen loglinearen Modelle erlauben eine Überprüfung der Linearitätsannahme (Hout, 1983, S. 52). Sie beruht auf dem Modell des gleichmäßigen Zusammenhangs (uniform association). In einer einfachen Formulierung von Haberman kann man die logarithmierte relative Rate für eine Zielkategorie gegenüber der nächstniedrigeren Zielkategorie schreiben als $\log(F_{ij}/F_{i,j+1}) = a_{2j} - a_{2j+1} + b_i$. Der Parameter b_i kann als Steigung interpretiert werden, mit der sich der Logit für die Zielposition bei gegebener Herkunftskategorie i ändert.

Eine Lösung dieses Problems kann darin bestehen, die nichtlinearen Beziehungen explizit zu modellieren. Die Linearitätsannahme bezieht sich zwar nur auf die Parameter, nicht jedoch auf die Variablen des linearen Regressionsmodells. Die Annahme multinomial normalverteilter Residuen, die beispielsweise der Beurteilung der Standardfehler zugrunde liegt, wird jedoch auch dann verletzt, wenn beispielsweise die Variablen x und $\log x$ in verschiedenen Gleichungen auftreten. Die Normalverteilung läßt sich im allgemeinen auch nicht durch entsprechende Transformationen sicherstellen (Karlin, Cameron & Chakraborty, 1983, S. 721).

Es gibt Möglichkeiten, die Linearitätsannahme zu umgehen, beispielsweise durch die Zerlegung diskreter Variablen in Dummy-Variablen. Daneben steht mit den sogenannten „verallgemeinerten linearen Modellen“ ein theoretischer Rahmen zur Verfügung, der auch andere, nichtlineare, Zusammenhänge zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen zuläßt (McCullagh & Nelder, 1983). Auf eine ausführlichere Darstellung dieser Vorgehensweise soll an dieser Stelle jedoch verzichtet werden.

Die bisher genannten Einwände kann man kurz zusammenfassen. Die Schätzungen im Pfadmodell sind nur dann zuverlässig und in der üblichen Weise zu interpretieren, wenn alle wichtigen Variablen berücksichtigt werden einschließlich ihrer kausalen Ordnung und ihrer funktionalen Spezifikation. Fehlende Variablen beeinflussen nur dann nicht die Schätzung der übrigen Parameter, wenn sie zu den anderen Variablen orthogonal sind. Die Berücksichtigung aller Variablen ist in Wissenschaften wie der Sozialwissenschaft meist nicht möglich. Daneben spielen die angenommenen linearen Strukturbeziehungen eine wichtige Rolle. Diese sind nur hinreichend für das konkrete Kovarianzstrukturmodell, aber nicht notwendig. Das heißt, die Kovarianzstruktur könnte auch aus einer anderen Struktur als der angenommenen abgeleitet werden.

Darüber hinaus wird die praktische Durchführung der Parameterschätzung kritisiert. Die Maximum-Likelihood-Schätzung geht von multivariat normalverteilten Variablen aus. Sie kann jedoch auf sehr aufwendige Rechnungen führen. Es gibt aber verschiedene Möglichkeiten, die Schätzung zu vereinfachen (Cloninger u.a., 1983, S. 747).

Maximum-Likelihood-Schätzungen setzen eine glatte Likelihoodfunktion sowie eine offene Parametermenge mit dem Maximum als innerem Punkt voraus. Sind diese Voraussetzungen nicht erfüllt, kann ein lokales Maximum oder ein Randpunkt der zulässigen Menge als optimaler Punkt geschätzt werden. Die genannten Voraussetzungen werden üblicherweise jedoch nicht überprüft.

Schließlich werden die Tests für die Anpassung der Modelle an die Daten kritisiert (de Leeuw, 1985; Freedman, 1985). Die Tests prüfen nur die Anpassung innerhalb der Menge der Pfadmodelle und der ihnen zugrundeliegenden Modellannahmen. Ein Gütetest innerhalb einer eventuell unangebrachten Modellklasse hat jedoch nur beschränkten Wert.

Die Verletzung der Annahme unabhängig identisch verteilter Beobachtungen beeinträchtigt die Gültigkeit des χ^2 -Wertes. Auch Jöreskog und Sörbom lehnen ihn daher als statistischen Test im strengen Sinn ab. Da er dennoch in der Praxis eine zentrale Rolle spielt, haben sich Stelzl und Albrecht mit der Schärfe des Likelihood-Quotienten-Tests beschäftigt, das heißt mit der Wahrscheinlichkeit, das Modell abzulehnen, falls eine bestimmte zentrale Hypothese falsch ist (Stelzl & Albrecht, 1988). Am Beispiel eines Pfadmodells für Longitudinaldaten zeigen sie, wie die Schärfe des Likelihood-Quotienten-Tests mit der Zahl der Indikatoren pro latenter Variable abnimmt! Dies wird auf die

zunehmende Zahl der Freiheitsgrade zurückgeführt. Es werden daher getrennte Tests für einzelne Gruppen von Parametern vorgeschlagen.

3.4.4 Pfadmodelle und der Statuszuweisungsprozeß

Neben den genannten statistischen Gesichtspunkten finden sich auch Einwände bezüglich der Anwendung von Pfadmodellen für die Beschreibung von Statuszuweisungsprozessen und der damit verbundenen Interpretation. Die verschiedenen Berufspositionen werden in Pfadmodellen als frei zugänglich für alle Personen mit den erforderlichen Ressourcen angesehen. In Wahrheit gibt es aber nur eine beschränkte Zahl freier Positionen. Die geschätzten Parameter geben daher nur das Ausmaß an, in dem die Vorstellungen und Bemühungen der Eltern unter den gegebenen Restriktionen auf dem Ausbildungs- und Arbeitsmarkt beobachtbare Früchte tragen. Die strukturellen Schranken bleiben unberücksichtigt (Erikson & Goldthorpe, 1987). Das später vorzustellende *Vacancy-Competition-Modell* von Sørensen greift diese Problematik auf.

Zum anderen wird in den Pfadmodellen die Zeitdimension des Prozesses nicht beachtet⁵⁴. Müller hat mit dem Zeitpunkt der beruflichen Weiterbildung experimentiert, indem er sie an verschiedenen Positionen in der Kausalstruktur plazierte hat (Müller, 1975). Da die übrigen Variablen jedoch als zeitkonstant angenommen werden, kann von einer adäquaten Berücksichtigung der Prozeßhaftigkeit des Bildungserwerbs auch in dieser Arbeit nicht die Rede sein.

Sørensen hat gezeigt, daß sich das bei den Pfadmodellen verwendete lineare Regressionsmodell als Gleichgewichtslösung eines linearen Differentialgleichungsmodells ableiten läßt. Dieses Modell nimmt an, daß zwar der Einfluß der Herkunft und der Bildung auf den Prozeß konstant ist. Durch die Annahme einer bei den gegebenen Ressourcen mit der Höhe des erreichten Status sinkenden Wahrscheinlichkeit für weitere Aufstiege beschreibt es jedoch einen bezüglich der Zeitachse konkaven Karriereverlauf (Sørensen, 1977). Aus der Beziehung zwischen dem Pfadmodell und der Differentialgleichung kann Sørensen ableiten, daß die im Pfadmodell geschätzten Parameter sowohl von der Zeit abhängen, die die Person im Berufsleben zugebracht hat, als auch von der allgemeinen Lage auf dem Arbeitsmarkt und schließlich auch von dem eigentlich interessierenden Beitrag, den die jeweilige Variable zu den Ressourcen der Person beiträgt. Es liegt jedoch nur an der unzureichenden Modellierung des Karriereprozesses durch diese Differentialgleichung, daß an dieser Stelle nicht auch die Abhängigkeiten der geschätzten Parameter von dem Alter der Person, der Zeit, die diese im Bildungssystem zugebracht hat, und von weiteren Dauern wie beispielsweise der Zugehörigkeit zu einem bestimmten Betrieb offengelegt werden.

Angesichts des häufig prognostizierten Bedeutungsrückgangs standardisierter Bildungs- und Berufsverläufe sind flexiblere Modellierungen vonnöten (Beck, 1983; Berger & Sopp, 1990; Friebel, 1990; Hoff, Lempert & Lappe, 1991). Die damit angesprochenen Verzögerungen und Unterbrechungen, die sich in der Dauer der schulischen und beruflichen

⁵⁴ Zimmerman zeigt am Beispiel des Lebenseinkommens, wie sensibel Analysen intergenerationaler Einkommensmobilität auf die unterschiedlichen Meßzeitpunkte in den Berufsverläufen und die unterschiedlichen Geburtskohorten reagieren (Zimmerman, 1992).

Ausbildung und dem Alter beim Berufseintritt widerspiegeln, können in den Pfadmodellen nicht adäquat berücksichtigt werden.

Befürworter der Pfadanalyse mögen die technischen Probleme durch die weitere Forschung für reparabel halten. Pfadmodelle verleiten jedoch in besonderer Weise zur Unterstellung der üblichen Modellannahmen, ohne daß deren Richtigkeit überprüft wird. Es muß daher gerade im Zusammenhang mit Pfadmodellen auf die Notwendigkeit einer präzise ausformulierten Theorie hingewiesen werden, die erst das Aufdecken von Fehlspezifikationen ermöglicht.

3.5 Verlaufsanalyse

Wie oben erwähnt, rückt die Zeitdimension des Statuszuweisungsprozesses zunehmend in den Blickpunkt des Interesses. In den bisher besprochenen Modellen wird die Zeitdimension des Prozesses weitgehend ignoriert. Die Modelle sagen nur zeitkonstante Berufschancen vorher, eine Karriere auf konstantem Niveau. Der Wandel der Arbeitsmarktstrukturen wird in den Pfadmodellen ebenfalls kaum berücksichtigt. Man kann nur durch Verwendung geeigneter Kovariablen versuchen, beispielsweise historische Perioden zu modellieren. Außerdem kann man durch Gruppenvergleiche testen, ob die Einflüsse zu unterschiedlichen Zeitpunkten gleich geblieben sind. Das gilt auch für die Analyse von Mobilitätstabellen. Es gibt jedoch Modelle, die sich direkt mit den Mustern von Berufsverläufen beschäftigen.

Form und Miller unterteilten den Berufsverlauf in drei Phasen: eine Anfangsphase, eine Testphase und eine stabile Phase. Sie versuchten dann, die Berufsverlaufsmuster für die verschiedenen Berufsgruppen zu beschreiben (Form & Miller, 1949). Diesen Autoren fehlte jedoch ein adäquater statistischer Apparat für detailliertere Analysen.

Bei der Analyse von Mobilitätstabellen gibt es andere Möglichkeiten, die Zeit zu berücksichtigen (Knoke & Burke, 1980, S. 47 ff.). Wenn eine Verteilung zu zwei Zeitpunkten gegeben ist, kann man die Mobilitätstabelle um eine dichotome Zeitvariable T erweitern. In dem Maße, wie T mit einer Variablen assoziiert ist, ändert sich die Randverteilung dieser Variablen mit der Zeit.

Paneldaten liegen vor, wenn dieselben Personen zu zwei oder mehreren Zeitpunkten befragt werden. Um die Muster der Veränderung zwischen beiden Zeitpunkten erkennen zu können, kann man bestimmte Hypothesen – Homogenität der Randverteilungen, Symmetrie und Quasi-Symmetrie – testen (Knoke & Burke, 1980, S. 49). Bei einem Panel mit einer großen Zahl von Meßzeitpunkten bietet sich die Verwendung von Markovketten an (Bartholomew, 1967; Boudon, 1973; Knoke & Burke, 1980, S. 54; White, 1970). Ihnen liegt die Stationaritätshypothese zugrunde. Diese unterstellt eine konstante Übergangsmatrix U , mittels derer die Verteilungen von Meßzeitpunkt zu Meßzeitpunkt transformiert werden. Es sei g_i die Verteilung zum i -ten Meßzeitpunkt. Dann ist $g_{i+1} = U g_i$. Die Übergangsmatrix U kann leicht aus den Daten geschätzt werden. Man kann dann loglineare Modelle für U testen. Insbesondere kann man prüfen, ob die Übergangswahrscheinlichkeit von der Zeit abhängt. Wenn dies nicht der Fall ist, ist der Endzustand nur eine Funktion des Anfangszustands und nicht eine Funktion der Zeit. Wenn die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten von der Zeit abhängt, erhält man zeitabhängige Modelle. Bei den Modellen zur Beschreibung sozialer Mobilität betrachtet man meist zwei Generationen.

Bei der Beschreibung von Berufsverläufen muß jedoch berücksichtigt werden, daß Personen ihren Beruf zu beliebigen Zeiten ändern können. Bartholomew führt daher eine Zufallsvariable $m(T)$ ein, die die Anzahl von möglichen Entscheidungszeitpunkten bis zum Zeitpunkt T angibt (Bartholomew, 1967, S. 27 f.). Die Wahrscheinlichkeit, zum Zeitpunkt T von Kategorie i nach Kategorie j zu wechseln, beträgt dann

$$p_{ij}(T) = \sum_{m=0}^{\infty} P_m(T) p_{ij}^{(m)},$$

wobei $P_m(T)$ die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, daß es bis T genau m Entscheidungszeitpunkte gab. Die Faktoren $p_{ij}^{(m)}$ sind gerade die Übergangswahrscheinlichkeiten bei genau m Entscheidungszeitpunkten. Je nach der Verteilungsannahme für P_m erhält man unterschiedliche Modelle. Bartholomew zeigt auch, wie individuelle Unterschiede berücksichtigt werden können.

Es sollen nun einige neuere Modellierungen vorgestellt werden, die die zeitliche Dimension des Berufsverlaufs besonders berücksichtigen⁵⁵. Diese Modelle beziehen sich vor allem auf den Prozeß intragenerationaler Mobilität.

3.5.1 Ratenmodelle

Bei der Analyse von Berufsverläufen geht es oft um die Schätzung der Dauer bis zum nächsten Aufstieg (Becker, 1991; Blossfeld, 1987b; Blossfeld & Hamerle, 1989; Breen, 1992; De Graaf, 1988a; Skvoretz, 1984; Tuma, 1985). Im einfachsten Fall handelt es sich um eine lineare Regression, wobei die abhängige Variable der Logarithmus des Zeitpunktes des Ereignisses ist, in diesem Fall der nächste Wechsel des Arbeitsplatzes. Ratenmodelle beziehen sich auf den Eintritt eines bestimmten Ereignisses in der Zeit. Sie beschreiben zu jedem Zeitpunkt die Wahrscheinlichkeit für ein bestimmtes Ereignis, wenn es noch nicht bis zu diesem Zeitpunkt eingetreten ist. Mit der Annahme, daß die Dauern exponentialverteilt sind, unterstellt man zugleich, daß die Raten konstant sind. Das bedeutet, daß die Wahrscheinlichkeit, daß ein Ereignis zum Zeitpunkt t eintritt, wenn es bis t nicht eingetreten ist, für alle Zeitpunkte gleich ist. Die Fehler sind in diesem Fall extremwertverteilt. Durch unterschiedliche Annahmen über die Fehlerverteilung können unterschiedliche Verlaufsformen modelliert werden.

Neben solchen parametrischen Ansätzen sind semiparametrische Modelle, insbesondere das Cox-Modell, verbreitet. Bei diesem Modell wird angenommen, daß die Likelihood in einen von der Dauer abhängigen Teil, der von den gesuchten Parametern unabhängig ist, und einen zeitunabhängigen Teil aufgespalten werden kann. Bei der Suche nach optimalen Schätzern für die Parameter reicht es, ausschließlich Informationen aus dem zeitunabhängigen Teil zu verwenden. Die Rate selbst wird nicht spezifiziert. Das Cox-Modell wird in Abschnitt 4.5 genauer vorgestellt.

Ein Nachteil der Ratenmodelle besteht, analog zu den Pfadmodellen, in der Unmöglichkeit, strukturelle Restriktionen einzubeziehen. Blossfeld hat versucht, strukturelle

⁵⁵ Einen Überblick gibt Rosenfeld (1992).

Einflüsse durch weitere Kovariablen im Modell zu berücksichtigen. Er hat Variablen verwendet, die die gesamtgesellschaftliche Situation beschreiben, sowie Kohorteneffekte, zum Beispiel die Bedingungen beim Eintritt in den Arbeitsmarkt, und Periodeneffekte, zum Beispiel Konjunkturschwankungen (Blossfeld, 1987b). Dieser indirekte Weg der Modellierung von Struktur, nämlich über die Berücksichtigung von Kovariablen, ist vorerst der einzig mögliche Weg im Kontext von Ratenmodellen. Dies ist jedoch nur ein Grund dafür, daß Ratenmodelle keine befriedigende Beschreibung der Berufsverläufe bieten. Der Berufsverlauf kann als absoluter Verlauf der Statusveränderungen in der Zeit beschrieben werden. Ratenmodelle beziehen sich jedoch immer nur auf den Eintritt eines interessierenden Ereignisses.

In den meisten Anwendungen von Ratenmodellen für die Beschreibung von beruflichen Wechseln wird ein sogenannter Spell-Ansatz verwendet. Nicht Personen, sondern Ausschnitte von Berufsverläufen bilden die Einheit der Analyse. So wird ein Modell für den beruflichen Aufstieg bei jeder beruflichen Tätigkeit einer Person geschätzt. Für jede berufliche Tätigkeit wird die gleiche Aufstiegsrate angenommen. Diese Annahme setzt voraus, daß alle den verschiedenen Berufen einer Person gemeinsamen Umstände durch die berücksichtigten Kovariablen kontrolliert werden. Blossfeld und Hamerle kritisieren dieses Vorgehen (Blossfeld & Hamerle, 1987). Sie begründen ihre Kritik mit der Bedeutung der Berufserfahrung. Wenn die Berufserfahrung die wichtigste Variable für die Bestimmung der Aufstiegsrate ist, dann können einzelne Berufe einer Person nicht als autonome Einheiten betrachtet werden.

In den nächsten beiden Abschnitten werden Modelle vorgestellt, die auch den absoluten Verlauf des beruflichen Status berücksichtigen. Beide führen auf die Schätzung von Ratenmodellen. In dem von Petersen vorgeschlagenen Modell wird zusätzlich zu der Rate für die Dauer bis zu einem beruflichen Aufstieg die Rate für die Höhe des Aufstiegs geschätzt. Dem Vacancy-Competition-Modell liegt eine explizite Theorie über Berufsverläufe und ihre Formung durch strukturelle Gegebenheiten zugrunde. Diese Überlegungen werden im Modell allerdings in einem einzigen Parameter zusammengefaßt.

3.5.2 Das Modell von Petersen

Es liegt nahe, den Berufsverlauf als stochastischen Prozeß zu beschreiben. Sowohl Petersen als auch Tuma suchen nach einer adäquaten Formulierung solcher Modelle (Petersen, 1988, 1990; Tuma, 1976). Drei Schritte sollten berücksichtigt werden: Zunächst muß man die Rate spezifizieren, mit der das Individuum freie Stellen „angeboten“ bekommt. Sodann gilt es, die Verteilung der Angebote anzugeben unter der Annahme des Angebots einer Stelle. Schließlich muß die individuelle Entscheidungsregel formuliert werden, nach der das Stellenangebot angenommen oder abgelehnt wird.

Eine solche Aufspaltung des Berufswechsels macht für Petersen plausibel, daß im Falle des Berufsverlaufs die Rate der Dauern und die Rate der Statussprünge voneinander unabhängig geschätzt werden können. Die Wahrscheinlichkeit, zu einem bestimmten Zeitpunkt ein bestimmtes Berufsprestige zu haben, hängt sowohl von den Zeitdauern zwischen den Wechseln der Arbeitsstelle als auch von den mit diesen Wechseln verbundenen Prestigedifferenzen ab. Man kann die Rate entsprechend zerlegen in eine allgemeine Rate für die Dauer bis zum nächsten Wechsel mit Parametervektor ψ^1 und eine

bedingte Rate für die Sprunghöhe zum Zeitpunkt t , an dem ein Sprung stattfindet, mit Parametervektor ψ_2 ⁵⁶.

Unter Rückgriff auf die Arbeit von Heckman und Singer ist es möglich, die getrennte Schätzung für die Situation unbeobachteter Heterogenität zu verallgemeinern (Heckman & Singer, 1984). Die Hazardrate hänge von einer unbeobachteten Variable η_1 ab, deren Verteilung durch den Parameter ϕ_1 bestimmt ist. Die Dichte für die Sprunghöhe hänge von einer unbeobachteten Variable η_2 ab, deren Verteilung durch den Parameter ϕ_2 bestimmt ist. Wenn η_1 und η_2 unabhängig verteilt sind und wenn kein funktionaler Zusammenhang zwischen den Parametern ψ_1 und ϕ_1 auf der einen und ψ_2 und ϕ_2 auf der anderen Seite besteht, dann können die Maximum-Likelihood-Schätzer durch die separate Schätzung der Raten berechnet werden. Diese Schätzer sind auch dann noch konsistent, wenn es einen funktionalen Zusammenhang zwischen den Parametern ψ_1 , ϕ_1 , ψ_2 und ϕ_2 gibt. Die Schätzung ist in dieser Situation allerdings nicht mehr effizient.

In dem Aufsatz von 1988 weist Petersen jedoch selbst auf den Zusammenhang zwischen beiden Raten hin: Man nimmt an, daß eine neue Arbeitsstelle nur dann angenommen wird, wenn sie besser ist als die alte Stelle. Verändert sich nun die Verteilung der freien Stellen, dann sollte sich die Rate der Wechsel ebenfalls ändern. Beide Verteilungen hängen zum Beispiel von der Arbeitsmarktlage ab, weshalb sie nicht voneinander unabhängig sein können (Petersen, 1988, S. 150 f.).

In dem Aufsatz von 1990 zeigt Petersen, daß man die gemeinsame Rate auch direkt ohne Unabhängigkeitsannahme schätzen kann (Petersen, 1990). In diesem Fall ist man jedoch gezwungen, den Zusammenhang zwischen beiden Raten zu spezifizieren. Als Beispiel für eine gemeinsame Rate nennt Petersen $\lambda(t, y | H_{j-1}) = t^\gamma \exp(\beta x + \delta(y - y_{j-1}))$, wobei t die Zeit, y den Status, H_{j-1} die Geschichte des Prozesses bis zum letzten Sprung und x den Vektor der Kovariablen bezeichnen. Für die Dauern zwischen den Sprüngen wird eine Weibullverteilung mit Parameter $\gamma > -1$ angenommen. Eine solche parametrische Formulierung ist jedoch schwierig. Dort, wo Hypothesen über Berufswechsel theoretisch hergeleitet wurden, konnte die Vielschichtigkeit des Phänomens nicht übersehen werden (Hachen, 1992; Skvoretz, 1984; Tuma, 1976). Eine Rechtfertigung der speziellen parametrischen Verteilung ist daher enorm schwierig.

3.5.3 Das Vacancy-Competition-Modell

Die Zeitdimension des Berufsverlaufs spielt auch in dem Vacancy-Competition-Modell von Sørensen eine wichtige Rolle (Sørensen, 1976, 1977). Dem Modell liegt die Vorstellung zugrunde, daß Arbeitsplatzinhaber selbst die Kontrolle darüber haben, ob und wann sie ihren Arbeitsplatz verlieren. Mobilität entsteht dann nur aufgrund freier Stellen und zwar in der Art, daß Abstiege die Ausnahme und Aufstiege die Regel sind. Eine neu geschaffene Stelle oder eine frei gewordene Stelle wird durch die Person besetzt, die in der Warteschlange der auf einen Aufstieg wartenden Personen an vorderster Stelle steht. Die Reihenfolge in der Warteschlange hängt nur teilweise von den aktuellen Ressourcen der Person ab. Sie spielt nämlich auch für die Motivation der Beschäftigten eine große Rolle.

⁵⁶ Ein Anwendungsbeispiel findet sich in Brüderl (1990).

Bei der Formalisierung des Modells geht Sørensen davon aus, daß der Berufsstatus in einer Gesellschaft exponentialverteilt ist. Dies entspricht der Beobachtung, daß der Statusaufbau einer Gesellschaft zumeist die Form einer Pyramide hat. Der Parameter β der Exponentialverteilung legt die Verteilung fest: Je größer β ist, desto flacher ist die Verteilung, das heißt, desto gleichmäßiger ist der Berufsstatus verteilt. β mißt das Ausmaß von Ungleichheit zwischen Arbeitsplätzen.

Neben dieser Verteilung des Berufsstatus ist die Genese und Besetzung freier Stellen im Vacancy-Competition-Modell von zentraler Bedeutung. Wie dies vonstatten geht, wurde oben bereits dargestellt. Zusätzlich wird angenommen, daß ein Aufstieg bei gegebenen Ressourcen um so schwieriger ist, desto höher der erreichte Status bereits ist. Aus den verschiedenen Annahmen leitet Sørensen eine Differentialgleichung für den Karriereverlauf her, deren Trajektorien konkav zur Zeitachse verlaufen. Es handelt sich um eine lineare inhomogene Differentialgleichung erster Ordnung,

$$\frac{dy(t)}{dt} = z + by(t).$$

y bezeichnet den Status der Person und z steht für ihre Ressourcen. b hängt von β und der Zahl der freien Stellen ab. An der Größe von b kann man die Chancenstruktur der Gesellschaft ablesen (Sørensen, 1977).

Mit den im empirischen Teil dieser Arbeit verwendeten Daten wurde von Sørensen und Blossfeld ein Vacancy-Competition-Modell geschätzt (Sørensen & Blossfeld, 1989). Das Modell beschreibt die Dauer vom Berufsbeginn bis zum Beginn eines Berufs, dessen Prestige mindestens um 10 Prozent höher ist als das Prestige des Berufs des Vaters. Die Ergebnisse zeigen, daß die Aufstiegschancen des Beschäftigungssystems für die Kohorte 1929–31 schlechter waren als für die um 1940 und um 1950 Geborenen. Dieser Unterschied kann durch Änderungen auf dem Arbeitsmarkt erklärt werden.

Die Interpretation des Parameters b als Chance im Beschäftigungssystem ist nicht zwingend. Nielsen und Rosenfeld zeigen, daß b ebensogut als Maß für den Widerstand des Systems gegen Veränderungen interpretiert werden kann (Nielsen & Rosenfeld, 1981). Sie selbst schlagen eine Interpretation von b im Rahmen des Karriereverlaufs vor, da auf dieser Ebene die Vielseitigkeit des Begriffs der Chancenstruktur am ehesten differenziert werden kann. b bestimmt einerseits die Schnelligkeit, mit der der Zielzustand der Karriere erreicht wird, andererseits aber auch den Einfluß der Ressourcen auf diesen Zielzustand.

Das Vacancy-Competition-Modell hat sich als fruchtbar erwiesen, insofern es gelungen ist, unter Berücksichtigung struktureller Restriktionen plausible individuelle Verläufe herzuleiten. Andererseits sind die Annahmen so einschränkend, daß eine Beschreibung des gesamten Arbeitsmarktes nicht gelingt. Statt dessen wird das Modell erfolgreicher dazu benutzt, Berufsverläufe in einzelnen Organisationen zu beschreiben (Brüderl, 1992; Hedström, 1992).

Auf das Vacancy-Competition-Modell nimmt ein anderes Modell von Sørensen, Allmendinger und Sørensen (1986) zur Beschreibung intergenerationaler Mobilität Bezug. Es handelt sich um ein Cox-Modell für die Wartezeit, bis der Sohn einen um 10 Prozent höheren Status erreicht, als sein Vater zu einem bestimmten Zeitpunkt hatte. Die Rate wurde in Abhängigkeit von der Herkunft modelliert, wobei der zugehörige Parameter wieder als Maß für die Chancenstrukturen in der Gesellschaft interpretiert werden muß.

Auch Becker greift auf diese Modellierung zurück. Er beschreibt den Berufseinstieg mit Hilfe zweier Modelle (Becker, 1993). Zunächst schätzt er mit einem Logit-Modell die Wahrscheinlichkeit dafür, einen ersten Beruf mit einem Status zu haben, der größer ist als der Status des Berufs des Vaters. Für die Personen, bei denen dies nicht der Fall ist, schätzt er ein Cox-Modell für die Dauer bis zum Erreichen des Berufsstatus des Vaters.

3.5.4 Differentialgleichungen

Ein Nachteil der Verwendung von Ratenmodellen besteht darin, daß nur der Eintritt eines bestimmten Ereignisses, nicht aber die absoluten Werte einer Variablen in der Zeit beschrieben werden können. Diese Möglichkeit bieten jedoch Differentialgleichungen. Mit Hilfe von Differentialgleichungen ist es prinzipiell möglich, den Berufsstatus einer Person zu jedem Zeitpunkt ihrer Karriere zu beschreiben.

Rosenfeld geht bei der Beschreibung von Berufsverläufen von einer einfachen Differentialgleichung aus

$$\frac{dY}{dt} = -b(Y^* - Y), \quad (36)$$

wobei Y den jeweils aktuellen Status bezeichnet und Y^* den aufgrund der Ressourcen erreichbaren Status (Rosenfeld, 1980). Die Änderungsrate dY/dt ist proportional zu dem Abstand zwischen dem erreichten und dem möglichen Status. Am Beginn der Karriere findet ein schneller Statusanstieg statt, bevor sich der Status allmählich dem erreichbaren Niveau annähert. Die Geschwindigkeit des Prozesses wird durch den Parameter b gesteuert: Je größer b ist, desto schneller wird die Kluft zwischen dem aktuellen und dem erreichbaren Status geschlossen. Je größer b ist, desto größer sind daher die Mobilitätschancen.

Im Differentialgleichungsmodell wird angenommen, daß der soziale Status einer Person zu jedem Zeitpunkt in Bewegung ist. Da es um die Beschreibung individueller Verläufe geht, trifft dies nicht zu. Status und Prestige sind an Berufe gebunden und ändern sich daher nur im Zusammenhang mit Berufswechseln. Der in der Differentialgleichung geschätzte Parameter b bezieht sich allerdings auf die korrekte Schätzung der mittleren Statusänderung pro Zeiteinheit. Welche Auf- oder Abstiege dazu geführt haben, ist nicht ersichtlich. Zu ein und derselben mittleren Steigung können unendlich viele verschiedene Verläufe führen: solche mit Abstiegen oder solche ohne, solche mit wenigen hohen Sprüngen oder solche mit vielen kleinen Sprüngen. Es sind aber gerade diese Qualitäten des Berufsverlaufs, die im weiteren untersucht werden sollen.

Daneben wirft die Schätzung von Differentialgleichungen diverse Probleme auf (Tuma & Hannan, 1984, S. 330 ff.). Man kann nur in relativ einfachen Fällen eine geschlossene Lösung für eine Differentialgleichung angeben. Möglich ist dies zum Beispiel bei der linearen inhomogenen Differentialgleichung

$$\frac{dy(t)}{dt} = cy(t) + f(t). \quad (37)$$

Die Lösung kann mit der Methode der Variation der Konstanten angegeben werden. Sie ist darstellbar durch die Integralgleichung

$$y(t) = e^{c\Delta t} y(t_0) + e^{ct} \int_{t_0}^t e^{-cs} f(s) ds,$$

wobei hier $\Delta t = t - t_0$ ist (Tuma & Hannan, 1984, S. 342). Falls $f(t) = b^T x$, also insbesondere unabhängig von t ist, vereinfacht sich die Lösung weiter.

Eine andere Vorgehensweise zur Lösung von Differentialgleichungen besteht in der Verwendung diskreter Approximationen. Dies macht die Berechnung von Lösungen auch bei komplexeren Gleichungen möglich und erlaubt die Berücksichtigung von Restriktionen der Pfade. Man betrachte zum Beispiel die lineare inhomogene Differentialgleichung (37) mit $f(t) = b^T x(t)$. Die Änderung in x werde durch $x(t) = x(t_0) + \kappa(t - t_0)$ approximiert, wobei κ die Ableitung von x zum Zeitpunkt t ist. Der Vorteil der Diskretisierung besteht in der Lösbarkeit der Gleichung. Diese Vereinfachung hat jedoch auch Nachteile. Mit der Diskretisierung entfernt man sich von der exakten Lösung und macht einen Fehler. Wichtiger erscheint jedoch ein anderes Problem. Im obigen Beispiel gibt es zwei Möglichkeiten b zu schätzen, die in endlichen Stichproben verschiedene Ergebnisse liefern können. Sie stimmen nur dann in ihrem asymptotischen Erwartungswert überein, wenn das Modell richtig ist (einschließlich der Linearität der x) (Tuma & Hannan, 1984, S. 344).

Gewöhnliche Differentialgleichungen beschreiben deterministische Verläufe. Die in den Sozialwissenschaften beschriebenen Phänomene hängen jedoch von zufälligen Ereignissen ab. Die Pfade hängen oft von einer Vielzahl möglicher Einflußgrößen ab, von denen nur ein Teil im Modell berücksichtigt wird. Daraus können Fehler im Modell resultieren. Außerdem können Fehler bei der Messung der abhängigen Variablen, beispielsweise des sozialen Status oder Prestiges, auftreten. Die Lösung einer deterministischen Differentialgleichung kann nur als mittlerer Pfad eines zufälligen Prozesses angesehen werden. Dort, wo große Störungen auftreten, kann sich dieser mittlere Pfad erheblich von dem ungestörten Pfad unterscheiden. Außerdem interessiert man sich zuweilen weniger für die Entwicklung der Mittelwerte als für die Varianz der sozialen Phänomene.

Dies hat zur Betrachtung *stochastischer Differentialgleichungen* geführt. Eine stochastische Differentialgleichung für einen stetigen Prozeß ($Y(t)$) ist beispielsweise durch

$$\frac{d}{dt} Y(t) = f(t, Y(t)) + g(t, Y(t)) \xi(t), \quad Y(0) = Y_0$$

gegeben, wobei $\xi(t)$ eine zufällige Störung zum Zeitpunkt t bezeichnet (Singer, 1990). Üblicherweise wird der Fehlerprozeß ($\xi(t)$) als (*Gaußsches*) *weißes Rauschen* ($E(t)$) spezifiziert, also als Zufallsprozeß ($E(t)$), dessen Zuwächse normalverteilt und invariant gegen zeitliche Verschiebungen sind mit Erwartungswert 0 und Kovarianzfunktion

$$\mathbb{E}(E(s)E(t)) = \delta(t-s) = \begin{cases} 1 & \text{falls } s = t \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Das weiße Rauschen ist kein stochastischer Prozeß im üblichen Sinne, da der entsprechende stochastische Prozeß beispielsweise eine unendliche Streuung haben müßte. Dies führt zu Schwierigkeiten bei der Interpretation der angegebenen stochastischen Differentialgleichung. Man umgeht diese Schwierigkeit, indem man formal das weiße

Rauschen als Ableitung der *Brownschen Bewegung* ($B(t)$) auffaßt⁵⁷. Die Brownsche Bewegung zeichnet sich durch folgende drei Eigenschaften aus: $B(0) = 0$, $B(t) - B(0) \sim \mathcal{N}(\mu t, \sigma^2 t)$ und $E(B(t)B(s)) = \sigma^2 \min(t, s)$. Die Änderungen $B(t + \Delta t) - B(t)$ sind unabhängig von der Vergangenheit und unabhängig von dem speziellen Zeitpunkt t . Dies führt auf die Integralgleichung

$$Y(t) - Y(t_0) = \int_{t_0}^t f(s, Y(s)) ds + \int_{t_0}^t g(s, Y(s)) dB(s)$$

(Singer, 1990). Der so beschriebene Prozeß ($Y(t)$) ist ein Markovprozeß. Die Brownsche Bewegung ist aufgrund der Normalität leicht handhabbar. Die ersten beiden Momente sind einfache Funktionen der verstrichenen Zeit. Da der Erwartungswert der Brownschen Bewegung gleich null ist, fällt der Mittelwert des durch die stochastische Differentialgleichung beschriebenen Prozesses mit der Lösung der deterministischen Gleichung zusammen.

Die Theorie stochastischer Differentialgleichungen soll an dieser Stelle nicht genauer ausgeführt werden. Aus dem kurzen Abriß geht hervor, daß neben der funktionalen Spezifikation des Mechanismus der Statusvererbung die Wahl des Fehlerprozesses eine grundlegende Schwierigkeit bei der Anwendung stochastischer Differentialgleichungen darstellt. Die Brownsche Bewegung spielt in der Anwendung stochastischer Differentialgleichungen eine zentrale Rolle, weil lineare stochastische Differentialgleichungen, deren zufällige Teile durch weißes Rauschen gegeben sind, lösbar sind. Durch Integration erhält man eine lineare Gleichung für die zu beschreibende Variable mit über die Zeit unkorrelierten normalverteilten Fehlertermen. Die Schätzung der Koeffizienten ist dann einfach möglich mit Hilfe der linearen Regression (Blossfeld, Hannan & Schömann, 1988, 1993). Dieses Resultat deutet jedoch zugleich darauf hin, daß stochastische Differentialgleichungen für die Beschreibung sozialer Prozesse nicht innovativ wirken, da sie letztlich wieder auf bekannte Verfahren reduziert werden.

Darüber hinaus ist jedoch zu fragen, wie angebracht die Annahme des weißen Rauschens bzw. der Brownschen Bewegung bei Anwendungen auf soziale Prozesse ist. Das weiße Rauschen eignet sich für die Beschreibung schnell fluktuierender zufälliger Vorgänge, bei denen die Zustände nicht miteinander korreliert sind (Arnold, 1973, S. 65 ff.). Tuma und Hannan schlagen es als Approximation für ausgelassene Variablen vor, deren serielle Korrelation schnell im Vergleich zur Änderung anderer Variablen abnimmt (Tuma & Hannan, 1984, S. 390). Es stellt sich jedoch die Frage, wie groß die Bedeutung solcher Variablen für die Modellierung sozialer Prozesse ist. Letztlich erscheint die gegenteilige Annahme plausibler, daß die weitaus meisten sozialwissenschaftlichen Indikatoren recht stabil in der Zeit sind. Auch für die Berücksichtigung fehlender Variablen erscheint das weiße Rauschen nicht geeignet. Bei fehlenden Variablen im Zusammenhang mit der Modellierung der Berufskarriere ist beispielsweise an die Intelligenz zu denken, an Netzwerke oder an genauere Angaben zur Situation und Entwicklung des Betriebs. Zwar können sich die Effekte fehlender Variablen teilweise gegenseitig aufheben. Insgesamt sind jedoch eher mittelfristige Effekte ausgelassener Variablen

⁵⁷ Eine Skizze dieses Ansatzes findet sich in Arnold (1973, S. 66 f.).

zu erwarten. Das weiße Rauschen erscheint daher weder für die Modellierung ausgelassener Variablen noch für die Berücksichtigung von Meßfehlern in den Variablen geeignet.

Auch der Übergang zu der Brownschen Bewegung bietet letztlich keine angemessene Beschreibung für Statusverläufe. Die Brownsche Bewegung unterstellt nicht nur eine ständige Veränderung des interessierenden Phänomens; sie ist auch nirgends differenzierbar. Dagegen ist der berufliche Status konstant, insofern er an den einzelnen Beruf geknüpft ist. Darüber hinaus besitzt man nur Informationen über den Prozeß zu einzelnen Zeitpunkten und kann nur vermuten, wie er sich zwischen diesen verhält. Bei der Modellierung geht es daher letztlich nicht um die Darstellung des absoluten Verlaufs, sondern um die Darstellung von einzelnen Ereignissen in der Zeit. Ein Ansatz, der dieser Problemstellung gerechter wird, beruht auf der Verwendung sogenannter Zählprozesse. Diese entsprechen gerade der funktionalen Form von Status- oder Prestigeverläufen. Neben der Angemessenheit der funktionalen Form ist ein großer Vorteil der Verwendung von Zählprozessen darin zu sehen, daß – im Gegensatz zu Differentialgleichungen – beliebig komplexe Abhängigkeiten des Prozesses von seiner Vergangenheit ohne Probleme berücksichtigt werden können. Zählprozesse werden im nächsten Kapitel eingeführt.

3.6 **Schlußfolgerung**

Der Überblick über die Modellierung von intergenerationaler Mobilität unter besonderer Berücksichtigung der Modellierung von Berufsverläufen hat eine Vielzahl von Problemen aufgezeigt. Es kann nicht das Ziel dieser Arbeit sein, diese Probleme zu lösen. Vielmehr sollte dieser Überblick dazu motivieren, ein Modell zu formulieren, das für die Messung intergenerationaler Mobilität mit den vorhandenen Daten am besten geeignet ist.

Da es sich um Verlaufsdaten handelt, liegt es nahe, ein dynamisches Modell zu wählen. Die Berufsverläufe der Personen können bis zum Befragungszeitpunkt fast vollständig rekonstruiert werden. Man kann daher eine Dynamisierung der Pfadmodelle versuchen und den Prozeß der Statuszuweisung über den Berufsverlauf hinweg formulieren. Der Status der Eltern wird dann, wie in den Pfadmodellen, als eine Ressource betrachtet, die die Berufskarriere des Kindes erleichtert oder erschwert.

Bei dem späteren Modell handelt es sich um ein Cox-Modell. Das folgende Kapitel bettet dieses Modell in die Theorie der Zählprozesse ein, die besonders gut für die Beschreibung von Statusverläufen geeignet ist. Neben der Vorstellung des Modells in diesem theoretischen Rahmen soll das folgende Kapitel verschiedene Spezifikationstests für das Modell bereitstellen.

Kapitel 4

Die Verwendung von Zählprozessen in der Ereignisdatenanalyse

Der Berufsverlauf einer Person kann als eine Folge von Berufswechseln beschrieben werden, das heißt als eine Folge von Übergängen zwischen verschiedenen Zuständen. Eine Person tritt in das Berufsleben ein zur Zeit T_0 mit einem Berufsstatus X_0 . Sie behält diesen Status bis zum ersten Wechsel der Arbeitsstelle, der mit einer Änderung des Berufsstatus verbunden ist. Dieser Wechsel finde zur Zeit T_1 statt. Die Person hat danach den Status X_1 . Der Berufsverlauf läßt sich daher als Folge von Tupeln (T_j, X_j) , $j = 0, \dots, m$, beschreiben, die jeweils den Zeitpunkt T_j des j -ten Wechsels und den Status X_j unmittelbar nach dem j -ten Wechsel angeben. Die Folge endet mit dem Ausscheiden aus dem Erwerbssystem. Bei den vorliegenden Daten kann auch der Befragungszeitpunkt das Ende der Folge markieren. τ sei der Zeitpunkt, nach dem keine Wechsel mehr stattfinden können.

Es gibt eine beträchtliche Vielfalt von Modellen, mit deren Hilfe man die Zustandswechsel im Laufe der Zeit beschreiben kann (Blossfeld, Hamerle & Mayer, 1989; Courgeau & Lelièvre, 1992; Kalbfleisch & Prentice, 1980; Tuma & Hannan, 1984; Yamaguchi, 1991). Die einfachste Form eines solchen Modells wird im folgenden kurz skizziert. Beobachtet wird eine Variable X über die Zeit. X kann unterschiedliche Zustände annehmen; es sei ohne Einschränkung $X(\omega) \in \{0, 1\}$. Gefragt wird nun nach der Dauer T bis zum ersten Zustandswechsel.

Analysen der Dauer bis zum Eintritt eines Ereignisses sind mit speziellen Problemen verbunden. Dazu gehört die Unvollständigkeit der Beobachtungen. Die Zeitpunkte der Wechsel sind oft nicht bekannt. Der häufigste Grund dafür liegt in der Rechtszensierung von Beobachtungen. In diesem Fall hat man die interessierenden Objekte nur bis zu einem Zeitpunkt beobachtet, zu dem das interessierende Ereignis noch nicht eingetreten ist. Wenn man annimmt, daß die Zensierungszeiten bereits zum Zeitpunkt T_0 festgelegt waren, oder daß sie unabhängig vom interessierenden Ereignis sind, dann kann man sie ohne Probleme im Modell berücksichtigen. Die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt eines interessierenden Ereignisses zum Zeitpunkt t ist dann die Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis an t , multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit dafür, daß keine Zensierung vorliegt. In der Praxis treten jedoch häufig kompliziertere Zensierungsmechanismen auf, insbesondere findet die Zensierung oft in Abhängigkeit von dem interessierenden Prozeß statt.

Bei solchen Problemstellungen erwies es sich als fruchtbar, die Theorie der Zählprozesse zu verwenden. Ein Zählprozeß gibt zu jedem Zeitpunkt an, ob das interessierende Ereignis bereits eingetreten ist oder nicht. Eine zentrale Rolle spielt die Intensität. Die Intensität zum Zeitpunkt t ist die Wahrscheinlichkeit für einen Zustandswechsel unmittelbar nach t , wenn eine Person an t dem Risiko eines Wechsels ausgesetzt ist. Sie hat die Darstellung $\lambda(t) = \alpha(t)Y(t)$. Die Funktion α ist unabhängig von der Risikogruppe gegeben. Sie ist deterministisch und ist gerade die übliche Hazardrate

$$\lim_{\Delta t \downarrow 0} \frac{1}{\Delta t} P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t).$$

Der Funktionswert $\alpha(t)$ kann daher als momentane Wahrscheinlichkeit dafür interpretiert werden, daß im Intervall $[t, t + \Delta t]$ ein Ereignis stattfindet, vorausgesetzt daß das Ereignis nicht bereits früher eingetreten ist. Der zufällige Teil $Y(t)$ ist ein Indikator, der angibt, ob das Individuum zum Zeitpunkt t dem Risiko eines Ereignisses ausgesetzt ist.

Der Vorteil der Verwendung von Zählprozessen beruht darauf, daß man jeden Zählprozeß in einen vorhersagbaren Teil und einen Fehler aufspalten kann. Der vorhersagbare Teil ist die integrierte Intensität. Die integrierte Intensität an der Stelle t kann als Erwartungswert des Zählprozesses, bedingt auf die Geschichte des Prozesses bis t , interpretiert werden. Die Differenz zwischen dem beobachteten Zählprozeß und der integrierten Intensität ist ein Martingal. Man kann Martingale dadurch definieren, daß die erwartete Änderung eines Martingals an der Stelle t , gegeben die Geschichte des Prozesses bis kurz vor t , gleich null ist. Anschaulich können Martingale als eine Verallgemeinerung von Residuen angesehen werden, wie sie im klassischen linearen Regressionsmodell vorkommen. Die erwarteten Differenzen zwischen den Beobachtungen und den unter dem Modell erwarteten Werten ist null. Während es in der linearen Regression je Beobachtung nur ein Residuum gibt, ist das Residuum bei stochastischen Prozessen wieder ein ganzer Prozeß. Man wählt das Modell so, daß die Residuen zu aufeinanderfolgenden Zeitpunkten nicht voneinander abhängen. Wenn dies erfüllt ist, dann bilden die Residuen gerade ein Martingal. Man erreicht dies, indem man als Modell gerade den Erwartungswert für ein Ereignis, bedingt auf die Vergangenheit, des Prozesses wählt. Diese Bedingung auf die Vergangenheit macht auch komplexe Zensierungsmuster handhabbar, wenn sie durch vergangene Ereignisse bestimmt werden. Das Modell wird durch die Intensität beschrieben. Der zufällige Teil der Intensität ist gerade die Risikomenge. Die einzige Bedingung, die Y erfüllen muß, besteht darin, daß es von der Vergangenheit des Prozesses abhängen muß und nicht von seiner Zukunft. Das bedeutet, daß die Größe der Risikogruppe jederzeit beliebig aufgrund der Vergangenheit variieren darf. Damit sind beliebige Zeitabhängigkeiten, wenn sie nur durch vergangene Ereignisse gesteuert werden, erlaubt. Das liegt daran, daß der Prozeß abschnittsweise rekonstruiert wird durch die Bedingung auf die Vergangenheit. Wenn diese Vergangenheit alle relevanten Einflußfaktoren umfaßt, dann sind die Risiken zu den verschiedenen Zeitpunkten, bedingt auf diese Vergangenheit, unabhängig.

Die Vergangenheit des Prozesses spielt eine zentrale Rolle im Modell. Sie ist in der beschriebenen Weise konstitutiv für die Zerlegung des Zählprozesses in einen deterministischen Teil und ein Martingal. Sie wird in einer Folge von Mengensystemen formalisiert, den sogenannten σ -Algebren. Diese Mengensysteme enthalten die Information über die Vergangenheit des Prozesses. Je länger der Prozeß andauert, desto größer wird dieses Mengensystem. Die integrierte Intensität ist der bedingte Erwartungswert bezüglich dieses Mengensystems für ein Ereignis. Mit Hilfe von Martingalen sind Konvergenzaussagen über die bedingten Erwartungswerte bezüglich einer wachsenden Folge von σ -Algebren möglich.

Der Rest des Kapitels gliedert sich wie folgt. Zunächst werden Zählprozesse eingeführt und ihre Verbindung mit den klassischen Ratenmodellen dargestellt. Die nächsten Abschnitte beschäftigen sich vor allem mit der Likelihood dieser Modelle. Ihrer allgemeinen Darstellung folgen Überlegungen, wie sie sich unter dem Einfluß von Zensierungen und

bei der Berücksichtigung von Kovariablen darstellen läßt. Dabei stehen unabhängige Zensierungen im Mittelpunkt. Sowohl Zensierungen als auch zeitabhängige Kovariablen führen dazu, daß anstelle der vollständigen Likelihood die partielle Likelihood betrachtet wird. In den weiteren Abschnitten wird nur das multiplikative Intensitätsmodell behandelt. Es werden verschiedene Statistiken des Modells vorgestellt. Der Nelson-Aalen-Schätzer ist ein nichtparametrischer Schätzer für die integrierte Intensität. Schätzer für die Rate werden als Kernschätzer aus dem Nelson-Aalen-Schätzer abgeleitet. Am Ende dieses Kapitels wird das Cox-Modell eingeführt. Es werden Methoden zur Überprüfung der Modellannahmen vorgestellt. Auf das Cox-Modell beziehen sich auch mehrere Anwendungsbeispiele für Martingale, die in den letzten Abschnitten dargestellt werden. Dabei handelt es sich um die Herleitung verschiedener Residuen und der empirischen Einflußfunktion.

4.1 Der Zusammenhang mit den klassischen Ratenmodellen

Die Darstellung von Zählprozessen und Martingalen in Abschnitt 4.2 erfolgt vorwiegend in einem statistischen Kontext. Um den Nutzen dieser Konstrukte zu veranschaulichen, soll ein Beispiel vorangestellt werden, in dem die statistische Formulierung mit Hilfe von Martingalen der Formulierung ohne Martingale gegenübergestellt wird. Dies geschieht am Beispiel der (partiellen) Likelihood im Cox-Modell, die später noch einmal ausführlicher diskutiert und angewendet wird.

Vorab müssen einige Notationen festgelegt werden. Das interessierende Ereignis trete zum Zeitpunkt T ein. Der Vektor Z enthält die Werte der Kovariablen der Person. Wenn ein Ereignis nicht beobachtet werden kann, dann gilt es als zensiert. Dies wird durch den Indikator $\delta = 0$ bei Zensierungen und $\delta = 1$ bei Ereignissen angegeben. Es bezeichne F die Verteilungsfunktion von T und f die zugehörige Dichte. In der Ereignisdatenanalyse hat die Hazardrate

$$\alpha(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0, \Delta t \geq 0} \frac{P(T < t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t}$$

eine zentrale Bedeutung. Sie kann als Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis zum Zeitpunkt t interpretiert werden, vorausgesetzt daß bis t kein Ereignis stattgefunden hat. Im Cox-Modell wird angenommen, daß sich die Hazardrate schreiben läßt als

$$\alpha(t \mid Z) = \alpha_0(t) \exp(\beta Z).$$

Damit nimmt man an, daß sich die Rate in zwei Faktoren aufspalten läßt, wobei die funktionale Form des ersten Faktors nicht weiter spezifiziert wird. Nur dieser Faktor hängt von der Zeit t ab. Die Funktion α_0 kann als Hazardrate von Individuen mit Kovariablenwerten null interpretiert werden.

Unter der Annahme, daß die Ereigniszeiten von n Individuen unabhängig sind, kann man die Likelihood für diese Beobachtungen als Produkt der Einzelwahrscheinlichkeiten formulieren. Die Log-Likelihood ist dann eine Summe von unabhängigen Zufallsvariablen, so daß die asymptotische Verteilung der Maximum-Likelihood-Schätzer für β mit dem zentralen Grenzwertsatz hergeleitet werden kann.

Diese Überlegungen können auch auf eine Situation übertragen werden, in der Zensierungen auftreten, wenn man annimmt, daß jede Zensierung unabhängig von allen Ereignissen und allen anderen Zensierungen ist. Die Likelihood hat dann die Gestalt:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n f(T_i | Z_i)^{\delta_i} (1 - F(T_i | Z_i))^{1-\delta_i}$$

wobei T_i die Ereigniszeit der i -ten Person, Z_i ihre Kovariablenwerte und δ_i den zugehörigen Zensierungsindikator bezeichnen. Es sei ohne Einschränkung $T_1 < T_2 < \dots < T_n$. Wenn man annimmt, daß die Zeit stetig gemessen wird, bestehen einfache Zusammenhänge zwischen der Verteilungsfunktion, der Dichte und der Hazardrate:

$$\alpha(t | Z) = \frac{f(t | Z)}{1 - F(t | Z)} \quad \text{und} \quad F(t | Z) = 1 - \exp\left(-\int_0^t \alpha(s | Z) ds\right)$$

Die Likelihood läßt sich daher auch schreiben als

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \alpha(T_i | Z_i)^{\delta_i} \exp\left(-\int_0^{T_i} \sum_{l \in R_{T_i}} \alpha(s | Z_l) ds\right) \quad (38)$$

mit R_{T_i} die Menge der Personen, die bis kurz vor T_i weder ein Ereignis noch eine Zensierung hatten. Da die Hazardrate im Cox-Modell von der unbekanntem Funktion α_0 abhängt, können die Schätzer für die Parameter β nicht unmittelbar aus (38) abgeleitet werden. Man erhält jedoch Schätzer für β , indem man anstelle von (38) die partielle Likelihood maximiert.

Die übliche Herleitung der partiellen Likelihood beruht auf dem Umstand, daß im proportionalen Ratenmodell die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein bestimmtes Individuum zum Zeitpunkt T_i ein Ereignis hat, vorausgesetzt an T_i findet ein Ereignis statt und die Risikomenge ist bekannt, nicht von α_0 abhängt. Der Indikator I_i gebe an, welche Person zum Zeitpunkt T_i ein Ereignis hat. Die genannte Wahrscheinlichkeit ist dann gegeben durch

$$\begin{aligned} P(I_i | R_{T_i}, Z_k, k \in R_{T_i}) &= \frac{\alpha(T_i | Z_i)}{\sum_{k \in R_{T_i}} \alpha(T_i | Z_k)} = \frac{\alpha_0(T_i) \exp(\beta Z_i)}{\sum_{k \in R_{T_i}} \alpha_0(T_i) \exp(\beta Z_k)} \\ &= \frac{\exp(\beta Z_i)}{\sum_{k \in R_{T_i}} \exp(\beta Z_k)}. \end{aligned}$$

Cox schlug vor, die gemeinsame Verteilung der I_1, \dots, I_n als Grundlage für die Schätzung von β zu wählen. Wenn keine Zensierungen auftreten, erhält man wegen

$$P(I_1, \dots, I_n | Z_1, \dots, Z_n) = P(I_1 | Z_1, \dots, Z_n) * P(I_2 | I_1, Z_1, \dots, Z_n) * \dots * P(I_n | I_{n-1}, \dots, I_1, Z_1, \dots, Z_n)$$

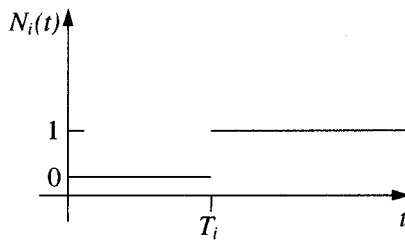
die Formel

$$PL = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(Z_i \beta)}{\sum_{k \in R_i} \exp(Z_k \beta)}. \quad (39)$$

Diese partielle Likelihood berücksichtigt keine Information aus dem Intervall zwischen zwei Ereigniszeitpunkten. Analog zur üblichen Likelihood erhält man durch Maximieren der partiellen Likelihood die Partial-Likelihood-Schätzer (PL-Schätzer) für β . Der Beweis der asymptotischen Eigenschaften dieser Schätzer erwies sich als schwierig. Falls keine Zensurierungen vorkommen, kann man asymptotische Aussagen mit Hilfe der Randverteilung der Rangstatistiken herleiten (Kalbfleisch & Prentice, 1980). Diese Überlegungen sind jedoch nicht auf den allgemeinen Fall übertragbar. Der übliche zentrale Grenzwertsatz kann für den Beweis der asymptotischen Normalität der PL-Schätzer nicht benutzt werden, wenn Zensurierungen vorkommen, weil die Risikomenge an dem Ereigniszeitpunkt einer Person von den Ereigniszeiten der anderen Personen abhängt. Damit sind die Faktoren der partiellen Likelihood nicht unabhängig. Die Aussagen über Partial-Likelihood-Schätzer für den allgemeinen Fall sind daher unvollständig (Gill, 1984).

Die asymptotischen Eigenschaften der PL-Schätzer von Cox lassen sich dagegen leicht mit Hilfe der Martingaltheorie ableiten. Zu diesem Zweck formuliert man das Cox-Modell als Modell für einen multivariaten Sprungprozeß. Dieser multivariate Sprungprozeß N ist die Summe von n einfachen Sprungprozessen N_i , die angeben, ob die jeweilige Person bereits ein Ereignis hatte oder nicht:

Einfacher Zählprozeß



Dabei wird angenommen, daß keine zwei Personen gleichzeitig ein Ereignis haben. Das Ziel der Modellierung besteht darin, ein Modell Λ zu formulieren, so daß die Differenz zwischen Λ und N möglichst klein ist. Man kann zeigen, daß es zu jedem Sprungprozeß N einen nicht zufälligen Prozeß Λ gibt, so daß die Differenz $M := N - \Lambda$ ein Martingal ist, das heißt ein Prozeß, dessen erwartete Änderung zu jedem Zeitpunkt null ist, wenn die Information über den Prozeß bis zu diesem Zeitpunkt berücksichtigt wird:

$$IE(M(t) - M(s) \mid \mathcal{F}_s) = 0 \quad \text{für alle } s < t$$

mit \mathcal{F}_s die Geschichte des Prozesses bis kurz vor s . Der Prozeß Λ ist also eine Näherung für den Prozeß N , so daß der erwartete Unterschied zwischen N und Λ bei gegebener Vergangenheit des Prozesses gerade null ist.

Der Prozeß Λ_i wird als zu N_i gehöriger integrierter Intensitätsprozeß bezeichnet:

$$\Lambda_i(t) = \int_0^t \lambda_i(s) ds.$$

Der Integrand $\lambda_i(s)$ kann als Wahrscheinlichkeit für einen Sprung von N_i unmittelbar nach s interpretiert werden, wobei die Vergangenheit des Prozesses bis zum Zeitpunkt s berücksichtigt wird. Wenn beispielsweise bereits vor s die i -te Person ein Ereignis gehabt hat und

eine Person höchstens ein Ereignis haben kann, dann ist diese Wahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt s null. Dies ist ebenfalls so, wenn der Verlauf der i -ten Person vor dem Zeitpunkt s bereits zensiert wurde. Die Intensität hat dann zum Zeitpunkt s den Wert null. Wenn eine Person dagegen dem Risiko eines Ereignisses an s tatsächlich ausgesetzt ist, dann stimmt die Intensität mit der früher angegebenen Hazardrate α überein. Es liegt daher nahe, den Prozeß durch ein multiplikatives Intensitätsmodell zu beschreiben:

$$\begin{aligned}\lambda(t) &= \int_0^t Y(s)\alpha(s)ds \quad \text{mit} \quad Y(s) = 1_{\{T_i \geq s, C_i \geq s\}} \\ &= \int_0^t Y(s)\alpha_0(s) \exp(\beta Z)ds \quad \text{im Cox-Modell.}\end{aligned}$$

Da man jederzeit weiß, ob bereits ein Ereignis oder eine Zensierung eingetreten ist oder nicht, ist $Y(s)$ nicht zufällig, sondern durch die Vergangenheit determiniert. Auch Λ ist als bedingter Erwartungswert von N bereits durch die jeweilige Vergangenheit festgelegt.

Die Verwendung von Martingalen impliziert also, daß das interessierende Ereignis nicht als einzelne Zufallsvariable betrachtet wird, sondern durch einen Prozeß in der Zeit beschrieben wird. Die Verwendung von Intensitäten anstelle von Hazardraten ermöglicht die Darstellung der (partiellen) Likelihood als stochastisches Integral, was wesentlich für die Anwendung der Martingaltheorie ist.

Man kann die Wahrscheinlichkeit für den Verlauf einer Person als Produkt über alle Zeitpunkte schreiben. Die Wahrscheinlichkeit für den beobachteten Verlauf ergibt sich als das Produkt über die momentanen Ereigniswahrscheinlichkeiten, bedingt auf den bisherigen Verlauf. In der Notation der Zählprozesse erhält man anstelle von (39) für die partielle Likelihood die Formel

$$PL(\beta) = \prod_{t \geq 0} \prod_{i=1}^n \left(\frac{Y_i(t) \exp(\beta Z_i)}{\sum_{j=1}^n Y_j(t) \exp(\beta Z_j)} \right)^{dN_i(t)} \quad (40)$$

Der Ausdruck $dN_i(t)$ hat den Wert eins, wenn die i -te Person zum Zeitpunkt t ein Ereignis hat. Sonst hat er den Wert null. In Abschnitt 4.5.1 wird ausführlicher dargestellt, daß die zugehörige Scorefunktion

$$U_t(\beta_0) = \frac{\partial}{\partial \beta} \log PL_t$$

im Cox-Modell an dem wahren Wert $\beta = \beta_0$ geschrieben werden kann als

$$\begin{aligned}U_t(\beta) &= \sum_{i=1}^n \int_0^t Z_i(s) - E(s, Z, \beta) (dN_i(s) - \Lambda_i(s)ds) \quad \text{mit} \quad (41) \\ E(s, Z, \beta) &= \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j(s) Z_j(s) \exp(Z_j \beta_0)}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j(s) \exp(Z_j(s) \beta_0)}.\end{aligned}$$

Die integrierte Intensität Λ_i ist gerade so gewählt, daß $N_i - \Lambda_i$ ein Martingal ist. Da sich die Scorefunktion als stochastisches Integral bezüglich eines Martingals schreiben läßt, ist die Scorefunktion ebenfalls ein Martingal. Daher kann man analog zum klassischen Fall vorgehen und die asymptotische Normalität mit Hilfe einer Taylor-Entwicklung der ersten

Ableitung der Log-Likelihood um β_0 , ausgewertet an dem PL-Schätzer beweisen (Gill, 1984). Anstelle des üblichen zentralen Grenzwertsatzes benutzt man den zentralen Grenzwertsatz für Martingale. Da

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\partial}{\partial \beta} \log L(\beta_0, t)$$

für jedes n ein Martingal ist, strebt die Scorefunktion für $n \rightarrow \infty$ gegen einen Prozeß mit normalverteilten Zuwächsen und bekannter Kovarianzstruktur. Analog zum klassischen Fall kann man damit die Konsistenz und die asymptotische Normalität der PL-Schätzer $\hat{\beta}$ beweisen. Das beschriebene Vorgehen ändert sich nicht, wenn mehrfache Ereignisse, zeitabhängige Kovariablen oder komplexere Zensierungsmuster vorkommen, soweit sie durch die Vergangenheit des Prozesses festgelegt sind. Aus der Darstellung geht ebenfalls hervor, daß die Ableitung der asymptotischen Eigenschaften von β nicht speziell auf das Cox-Modell eingeschränkt ist.

4.2 Die Einführung von Zählprozessen und von Martingalen

Bei Martingalen und Zählprozessen handelt es sich um spezielle stochastische Prozesse. Vor der Einführung dieser Begriffe müssen einige grundlegende Definitionen aus der Theorie stochastischer Prozesse bereitgestellt werden.

Ein *stochastischer Prozeß* auf \mathbb{R}_+ ist eine Menge von Zufallsvariablen $(X(t), t \in \mathbb{R}_+)$, die alle auf demselben Wahrscheinlichkeitsraum (Ω, \mathcal{F}, P) definiert sind. Dabei bezeichnet P ein Wahrscheinlichkeitsmaß und \mathcal{F} eine σ -Algebra. Eine σ -Algebra \mathcal{F} ist ein System von Teilmengen von Ω , das die leere Menge und den ganzen Raum als Elemente enthält, das mit jeder Menge ihr Komplement enthält und mit jeder abzählbaren Folge von Mengen ihre Vereinigung. Die Elemente der σ -Algebra sind die Mengen, auf denen das Wahrscheinlichkeitsmaß definiert ist. In den meisten Anwendungen kann \mathcal{F} als die sogenannte Borel- σ -Algebra \mathcal{B} gewählt werden, die von allen offenen Intervallen in dem Raum der reellen Zahlen erzeugt wird.

In den späteren Anwendungen könnte $X(t)$ beispielsweise der Berufsstatus zum Zeitpunkt t sein. Der Berufsstatus kann sich zu jedem Zeitpunkt ändern. Es gibt einen endlichen Zeitpunkt τ , so daß der Prozeß nur in $t \in I = [0, \tau]$ betrachtet wird. t kann stetige oder diskrete Werte haben.

Beobachtet wird allerdings keine Menge von Zufallsvariablen, sondern nur deren Realisationen. Die *Realisation* $X(t, \omega) =: x$, des Prozesses zum Zeitpunkt t liegt im Raum $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$, wobei \mathcal{B} die σ -Algebra der Borelschen Mengen bezeichnet. Die Folge $(X(t, \omega), t \in I)$ wird auch *Pfad* genannt. Im genannten Beispiel ist $X(t, \omega)$ der realisierte Berufsverlauf einer Person. Den Realisationen können Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden mittels des Wahrscheinlichkeitsmaßes P .

Der Zeitpunkt des Ereignisses kann durch einen ganzen Prozeß beschrieben werden. Es handelt sich um einen sogenannten *Zählprozeß* (Andersen u.a., 1992, S. 72). Es sei T der Zeitpunkt eines zufälligen Ereignisses. Der durch $N(t) = I_{\{T \leq t\}}$ gegebene Indikatorprozeß ist das einfachste Beispiel eines Zählprozesses. Er hat den Wert null, solange das Ereignis nicht eingetreten ist. Sobald das Ereignis eintritt, nimmt $N(t)$ den Wert eins an. Allgemein kann man Zählprozesse dadurch charakterisieren, daß die Pfade zum Zeitpunkt t_0

den Wert null haben, stückweise konstant sind und nichtfallend, wobei sie Sprünge der Größe +1 haben. Ein multivariater Sprungprozeß N stellt einen Vektor (N_1, \dots, N_k) solcher Prozesse dar. Dies tritt zum Beispiel bei der Betrachtung von k verschiedenen Personen auf oder wenn eine Person k Ereignisse haben kann. Für die weitere Darstellung wird angenommen, daß keine zwei Teilprozesse gleichzeitig springen. Die Summe der einzelnen Zählprozesse ist dann wieder ein Zählprozeß

$$N_{\bullet} = \sum_{j=1}^k N_j.$$

Wie bereits dargestellt, wird die Dauer als ein Prozeß in der Zeit modelliert, nicht als eine einzige Variable. Das Ziel ist es, einen Prozeß $(\Lambda(t), t \geq 0)$ zu finden, der $(N(t), t \geq 0)$ möglichst gut annähert. Bevor dieser Prozeß angegeben wird, muß ein zentraler Begriff im Zusammenhang mit Zählprozessen angegeben werden, die Geschichte. Formal wird dieser Begriff wie folgt definiert. Eine „Geschichte“ oder „Filtration“ $(\mathcal{F}_t)_{t \in I}$ ist eine Familie von Teil- σ -Algebren von \mathcal{F} die aufsteigend ist, das heißt $\mathcal{F}_s \subseteq \mathcal{F}_t$ wenn $s < t$ ($s, t \in I$). $(\Omega, \mathcal{F}, (F_t)_{t \in I})$ heißt filtrierter Maßraum. Man kann sich \mathcal{F}_t veranschaulichen als die zur Zeit t verfügbare Information. Im folgenden Zusammenhang wird \mathcal{F} durch die beobachteten Dauern strukturiert bzw. durch die Information, daß es keine Ereignisse bis zu einem Zeitpunkt gab. Die Informationen über den Prozeß nehmen mit der Zeit zu. Während \mathcal{F}_t die bis zur Zeit t vorhandenen Informationen bezeichnet, steht \mathcal{F}_{t-} für die zu einem Zeitpunkt unmittelbar vor t verfügbare Information.

Zu einem Prozeß $(X(t), t \in I)$ kann man die natürliche Filtration $\mathcal{F}_t := \sigma(X(s), s \leq t)$ betrachten. Diese von $(X(s), s \leq t)$ erzeugte σ -Algebra ist die kleinste, die alle Mengen $X(s)^{-1}(D)$, $D \in \mathcal{B}$, $s \leq t$ enthält. Das heißt, sie enthält alle Mengen E von Pfaden ω , deren Mengen von Realisationen $X(s, E)$ Elemente von \mathcal{B} sind. Sie ist damit zugleich die kleinste σ -Algebra, bezüglich der der Prozeß $(X(t), t \in I)$ adaptiert ist, das heißt, es gilt $X(t)$ ist \mathcal{F}_t - \mathcal{B} -meßbar, also $X(t)^{-1}(B) \in \mathcal{F}_t$ für alle $B \in \mathcal{B}$ und alle t . Die Adaptiertheit bzw. Meßbarkeit erlaubt es, interessierende Werte im Bildraum mit der Wahrscheinlichkeitsverteilung im Urbildraum in Verbindung zu bringen. Dadurch ist beispielsweise der Rückschluß davon, daß der Status oberhalb eines vorgegebenen Wertes liegt, auf die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die verschiedenen Pfade bzw. Personen möglich.

Die natürliche Filtration beschreibt eine Situation, in der man den Prozeß X beobachtet und sonst keine weiteren Informationen berücksichtigt. Die natürliche Filtration ist außerdem rechtsstetig, das heißt $\mathcal{F}_t = \bigcap_{s > t} \mathcal{F}_s$ für alle t . Im weiteren sollen für die Filtrationen die sogenannten üblichen Bedingungen gelten:

1. $\mathcal{F}_s \subseteq \mathcal{F}_t$ für alle $s < t$ (Isotonie),
2. $\mathcal{F}_s = \bigcap_{t > s} \mathcal{F}_t$ für alle s (Rechtsstetigkeit),
3. $A \subset B \in \mathcal{F}_s$, $P(B) = 0 \Rightarrow A \in \mathcal{F}_s$ für alle s (Vollständigkeit).

Oft wird eine größere Filtration $\mathcal{G}_t = \mathcal{G}_0 \vee \mathcal{F}_t := \sigma(\mathcal{G}_0 \cup \mathcal{F}_t)$ betrachtet, die von \mathcal{G}_0 gemeinsam mit $(X(s), s \leq t)$ erzeugt wird. In diesem Fall liegen zusätzlich zu der Beobachtung des Prozesses Anfangsinformationen vor. Über die Zeit kommen aber nur Informationen über X hinzu.

Die Geschichte der Prozesse soll durch die Formulierung eines Beispiels veranschaulicht werden. Es sei $(N(t), t \geq 0)$ ein Prozeß, der berufliche Aufstiege zählt. Von dem

Zeitpunkt an, wo eine Person einen Aufstieg macht, erhöht sich der Wert von $N(t)$ um eins. Der Prozeß starte zum Zeitpunkt null. Man nehme weiter an, daß zwei Personen beobachtet werden, das heißt, es gibt zwei Pfade. Wenn keine weiteren Informationen verwendet werden, dann besteht die Geschichte des Prozesses zum Zeitpunkt t aus dem Startzeitpunkt und den Aufstiegszeitpunkten der beiden Personen bis t .

Die Bedeutung der Geschichte für die Schätzung des Modells besteht darin, daß das Modell für den Aufstiegsprozeß seine Werte nur an den Zeitpunkten ändern kann, an denen in der Geschichte etwas passiert ist. Es werde angenommen, daß in dem oben beschriebenen Prozeß die eine Person das Ereignis an t_1 hat und die andere Person an t_2 mit $t_1 < t_2$. Dann ändert sich die Vorhersage für das Ereignis nur an den Zeitpunkten t_1 und t_2 . Wenn t_2 und t_1 sehr nahe beieinander liegen, sollte die Ereigniswahrscheinlichkeit im Modell auf dem Intervall $[t_1, t_2]$ größer sein als in $[0, t_1]$.

Man kann das Modell erweitern, indem man eine Kovariable berücksichtigt, beispielsweise die Bildung der Person. Wenn diese nur einmal gemessen wurde, und zwar vor oder an dem Startzeitpunkt null, dann bleibt die gerade beschriebene Form des Modells erhalten – die Vorhersage des Modells ändert sich nur an t_1 und t_2 . Allerdings können sich nun die Ereigniswahrscheinlichkeiten beider Personen auf $[0, t_1]$ unterscheiden, weil beide Personen eine unterschiedliche Bildung haben. Wenn die Bildung dagegen zeitvariabel gemessen wurde, dann kann sich die Geschichte des Prozesses um zusätzliche Zeitpunkte erweitern. Wenn die erste Person am Zeitpunkt t_B eine Weiterbildung abgeschlossen hat mit $0 < t_B < t_1$, dann kann sich die Vorhersage für ein Ereignis auf $[t_B, t_1]$ von der Vorhersage in $[0, t_B]$ unterscheiden. Je mehr Ereignisse man beobachtet und je mehr zeitabhängige Kovariablen vorkommen, desto differenzierter kann die Ereigniswahrscheinlichkeit im Modell geschätzt werden.

Bevor das Modell weiter spezifiziert wird, soll ein weiterer spezieller stochastischer Prozeß eingeführt werden. Es handelt sich um das *Martingal* (Andersen u.a., 1992, S. 77). Ein adaptierter reellwertiger Prozeß $(M(t))$ heißt (\mathcal{F}_t) -Martingal, falls

1. $IE(M(t)) < \infty$ für alle $t \in I$.
2. $IE(M(t) | \mathcal{F}_s) = M_s$ f.s. wenn $s \leq t, s, t \in I$.

Gilt in 2. „ \leq “, dann heißt $(M(t))$ ein *Submartingal* und im Falle „ \geq “ heißt $(M(t))$ *Supermartingal*. Die Eigenschaften 1. und 2. implizieren, daß ein Martingal einen konstanten Erwartungswert hat⁵⁸.

Ein Martingal ist ein stochastischer Prozeß, dessen erwartete Änderungen zu jedem Zeitpunkt, gegeben die Vergangenheit, gleich null sind

$$IE(dM(t) | \mathcal{F}_{t-}) = 0.$$

Dies legt es nahe, ein Martingal als Verallgemeinerung der üblichen Residuen anzusehen. In der linearen Regression nimmt man an, daß die Residuen unabhängig voneinander sind. Die Theorie für das Verhalten unabhängig identisch verteilter Zufallsvariablen bildet dann die Grundlage für die statistische Analyse der Eigenschaften der Schätzer. Man kann das

⁵⁸ $IE(M(t)) = IE(IE(M(t) | \mathcal{F}_s)) = M_s$ f.s., $s \leq t$ beliebig.

Vorgehen nicht direkt auf die Beschreibung eines Verlaufs übertragen, weil die Residuen zwischen zwei aufeinanderfolgenden Zeitpunkten korreliert sein können. Wenn man jedoch ein Modell für einen zufälligen Prozeß hat, so daß die Differenz zwischen dem Modell und dem beobachteten Prozeß ein Martingal ist, dann bietet die Martingalthorie den theoretischen Rahmen für das Schätzen und Testen des Modells.

Martingale bilden daher die Grundlage für die Beweise über Verteilungseigenschaften von Schätz- und Teststatistiken in Verlaufsmodellen. Die Anwendung des zentralen Grenzwertsatzes für Martingale ermöglicht Aussagen über das asymptotische Verhalten von Schätz- und Teststatistiken. Die Verwendung der Varianzprozesse der Martingale erlaubt die Berechnung der Varianzen vieler Statistiken. Im Gegensatz zur üblichen Ereignisdatenanalyse sind für den Modellierungsansatz auf der Basis von Martingalen nur bedingte Unabhängigkeitsannahmen nötig, das heißt die Unabhängigkeit gegeben die gesamte Vergangenheit bis zum interessierenden Zeitpunkt.

Bevor die Modellierung von Verläufen genauer dargestellt wird, soll der Martingalbegriff an zwei Beispielen erläutert werden. Ein Martingal ist ein mathematisches Modell für eine Folge fairer Spiele. Interpretiert man $M(t)$ als Gewinn nach dem t -ten Spiel, dann bedeutet 2., daß der erwartete Gewinn nach dem t -ten Spiel genauso groß ist wie der Gewinn früherer Spiele, egal was bis dahin passiert ist.

Eine weitere Veranschaulichung des Martingalbegriffs bietet das folgende Beispiel. Man kann aus jeder Folge $(X(t_i), i = 1, 2, \dots)$ zufälliger integrierbarer Variablen durch Zentrieren an der bedingten Erwartung ein Martingal erhalten: Es sei $X(t_i) \in \mathcal{L}(\Omega, \mathcal{F}, P)$, $i = 1, 2, \dots$, $a \in \mathbb{R}$ beliebig, $M(t_1) := X(t_1) - a$, $M(t_{n+1}) := M(t_n) + X(t_{n+1}) - \mathbb{E}(X(t_{n+1}) | \mathcal{F}_n)$. Es sei \mathcal{F}_n die von $X(t_1), \dots, X(t_n)$ erzeugte σ -Algebra. Dann gilt:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(M(t_{n+1}) | \mathcal{F}_n) &= \mathbb{E}(M(t_n) | \mathcal{F}_n) + \mathbb{E}(X(t_{n+1}) | \mathcal{F}_n) - \mathbb{E}(\mathbb{E}(X(t_{n+1}) | \mathcal{F}_n) | \mathcal{F}_n) \\ &= M(t_n) + \mathbb{E}(X(t_{n+1}) | \mathcal{F}_n) - \mathbb{E}(X(t_{n+1}) | \mathcal{F}_n) \\ &= M(t_n). \end{aligned} \tag{42}$$

Die Folge $(M(t_n), i = 1, 2, \dots)$ ist daher ein Martingal. Die genannten Beispiele legen es nahe, als Modell den Prozeß $(\Lambda(t), t \geq 0)$ mit $\Lambda(dt) = \mathbb{E}(N(dt) | \mathcal{F}_t)$ zu wählen. Dies ist gerade der Erwartungswert des beobachteten Zählprozesses N , bedingt auf die Vergangenheit. Man kann zeigen, daß die Differenz von N und Λ ein Martingal ist (Andersen u.a., 1992).

$\Lambda(t)$ kann als Vorhersage von $N(t)$ angesehen werden, basierend auf der Geschichte bis kurz vor t . *Vorhersagbar* bedeutet anschaulich, daß der Wert an der Stelle t bereits vor dem Zeitpunkt t festliegt. Bei Kenntnis der Geschichte \mathcal{F}_t eines vorhersagbaren Prozesses kennt man bereits seinen Wert an t . Die statistische Definition für die Vorhersagbarkeit lautet: Ein stochastischer Prozeß heißt vorhersagbar, wenn er als Funktion von $(t, \omega) \in I \times \Omega$ meßbar ist bezüglich der σ -Algebra auf $I \times \Omega$, die von den linksstetigen adaptierten Prozessen generiert wird. Stetige adaptierte Prozesse sind vorhersagbar.

Λ wird auch *Kompensator* oder *integrierte Intensität* genannt. Die Bezeichnung integrierte Intensität gründet sich auf die Darstellung

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$$

für alle t . Diese Formulierung ist möglich, falls die Intensität existiert, das heißt falls Λ absolutstetig ist, das heißt falls T eine Dichte hat⁵⁹.

Wenn N integrierbar ist und λ linksseitig stetig mit rechtsseitigen Grenzwerten, dann kann man zeigen:

$$\lim_{h \downarrow 0} \frac{1}{h} \mathbb{E}(N(t+h) - N(t) \mid \mathcal{F}_t) = \lambda(t+) \quad f.s.$$

Unter zusätzlichen Bedingungen gilt sogar:

$$\lim_{h \downarrow 0} \frac{1}{h} P(N(t+h) - N(t) \geq 1 \mid \mathcal{F}_t) = \lambda(t+) \quad f.s.$$

Man kann die Intensität an der Stelle t daher als erwartete mittlere Sprunghöhe unmittelbar nach dem Zeitpunkt t interpretieren bzw. als Wahrscheinlichkeit für einen Sprung unmittelbar nach dem Zeitpunkt t . Die Intensität λ ist bis auf Nullmengen eindeutig unter allen linksstetigen Funktionen mit rechtsstetigen Grenzwerten.

Ebenso wie Λ hängt auch λ von der Geschichte ab. Dies sei am Beispiel einer geschachtelten Filtration veranschaulicht. Es sei \mathcal{G}_t eine weitere Filtration mit $\mathcal{F}_t \subseteq \mathcal{G}_t$ für alle t . Die Geschichte \mathcal{G}_t ist eine Erweiterung der Geschichte \mathcal{F}_t . Bei \mathcal{G}_t liegen also detailliertere Informationen über denselben Prozeß vor. Der Zählprozeß N habe bezüglich \mathcal{G}_t die Intensität λ . Die Intensität $\tilde{\lambda}$ von N bezüglich \mathcal{F}_t sollte eine andere sein, da man auf weniger Informationen zurückgreifen kann. Man kann zeigen, daß $\tilde{\lambda}(t) = \mathbb{E}_{\mathcal{G}_t}(\lambda(t) \mid \mathcal{F}_t)$ für alle t . Die Intensität bezüglich der gröberen Geschichte ist also gerade der Erwartungswert der feiner strukturierten Intensität bezüglich der größeren σ -Algebra, eingeschränkt auf \mathcal{F}_t .

Das gerade beschriebene Beispiel zeigt, daß die Geschichte eines Prozesses nicht eindeutig sein muß. Sie hängt vielmehr vom Beobachter ab. Was dies für den Kompensator bedeutet, sei an einem weiteren Beispiel dargestellt. Es beschreibe (T_j, X_j) , $j = 1, \dots, k$ einen Prozeß mit der Geschichte \mathcal{G} . So kann T_j beispielsweise die Zeitpunkte bezeichnen, an denen sich der Berufsstatus ändert und die Werte X_j aus einer endlichen Menge E annimmt. Der Beobachter übersieht jedoch einige Veränderungen. Beobachtet wird (\hat{T}_j, \hat{X}_j) mit der Geschichte \mathcal{F} und den Zählprozessen

$$\hat{N}(t, \hat{x}) = \sum_{x \in E} \int_0^t I_s(x, \hat{x}) N(ds, x),$$

wobei I_s \mathcal{G}_t -adaptiert ist mit Werten in $\{0, 1\}$. $I_s(x, \hat{x})$ gibt an, ob der beobachtete Prozeß \hat{x} zum Zeitpunkt s mit dem wahren Prozeß x übereinstimmt. Arjas hat gezeigt, daß für die Intensität $\Lambda^{\mathcal{F}}$ bezüglich der beobachteten Geschichte gilt: $\Lambda^{\mathcal{F}}(dt, \hat{x}) = \mathbb{E}(\Lambda^{\mathcal{G}}(dt, \hat{x}) \mid \mathcal{F}_t)$ (Arjas, 1989, S. 194). Die Intensität des beobachteten Prozesses (\hat{T}_n, \hat{X}_n) bezüglich \mathcal{F}_t ist gerade der Erwartungswert der Intensität bezüglich der Geschichte \mathcal{G} , bedingt auf \mathcal{F}_t .

⁵⁹ Zur allgemeinen Formel für den Kompensator vergleiche die Formel von Jacod (Andersen u.a., 1992, S. 96). Die Notation der Zählprozesse erlaubt auch die Behandlung von Prozessen, bei denen T keine Dichte hat. Für sie lautet die integrierte Rate $\Lambda(t)$:

$$\int_0^t (1 - F(s-))^{-1} dF(s).$$

Bei einigen der folgenden Ableitungen spielt die stochastische Integration eine bedeutende Rolle. Bei einem stochastischen Integral wird ein stochastischer Prozeß X bezüglich eines anderen stochastischen Prozesses A integriert. Das Ergebnis ist wiederum ein stochastischer Prozeß

$$t \rightarrow \int_0^t X(s) dA(s),$$

der pfadweise gegeben ist (Andersen u.a., 1992, S. 63). Für jedes $\omega \in \Omega$ kann das Integral wie üblich berechnet werden, also

$$\int_0^t X(s, \omega) A(ds, \omega).$$

Man betrachte beispielsweise

$$\int_0^\infty \lambda(s) dN(s).$$

Wenn man weiß, daß der Zählprozeß N bei der Person ω genau einen Sprung macht und zwar an T , dann führt dies auf

$$\int_0^\infty \lambda(s, \omega) N(ds, \omega) = \lambda(T).$$

Das stochastische Integral ist nur dann definiert, wenn fast alle pfadweisen Integrale definiert sind, also wenn

$$\int_0^t |X(s, \omega)| |A(ds, \omega)|$$

für fast alle ω endlich ist (Andersen u.a., 1992, S. 71).

Die besondere Bedeutung stochastischer Integrale für die Martingalthorie liegt darin, daß sich aus der Integration bezüglich eines Martingals wieder ein Martingal ergibt, wenn X ein vorhersagbarer Prozeß ist. Dies erscheint plausibel wegen

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(d\tilde{M}(t) | \mathcal{F}_t) &= \mathbb{E}(X(t)dM(t) | \mathcal{F}_t) \\ &= X(t)\mathbb{E}(dM(t) | \mathcal{F}_t) \\ &= 0 \end{aligned}$$

wegen der Vorhersagbarkeit von X und der Martingaleigenschaft von M ⁶⁰.

Dieser Zusammenhang wird beim Beweis statistischer Eigenschaften von Schätzern häufig ausgenutzt, in dieser Arbeit beispielsweise im Zusammenhang mit den Partial-Likelihood-Schätzern von Cox⁶¹, dem Erwartungswert des Nelson-Aalen-Schätzers⁶² oder der Definition der Residuen im Cox-Modell⁶³.

⁶⁰ Vgl. Fleming und Harrington (1991, Abschnitt 1.5). Dort findet sich auch ein exakter Beweis für die Behauptung.

⁶¹ Vgl. S. 202.

⁶² Vgl. S. 190.

⁶³ Vgl. S. 209.

Ein anderes wichtiges Beweismittel im Zusammenhang mit Martingalen stellt der zentrale Grenzwertsatz für Martingale dar. Er besagt, daß unter gewissen Voraussetzungen eine Folge von Martingalen in Verteilung gegen eine Brownsche Bewegung⁶⁴ konvergiert. Die Varianzprozesse der Martingale streben in Wahrscheinlichkeit gegen den Varianzprozeß der Brownschen Bewegung für jedes t (Andersen u.a., 1992, II.5).

In diesem Abschnitt wurde gezeigt, wie sich ein Modell für die Dauer bis zum Eintritt eines Ereignisses mit Hilfe der Theorie der Zählprozesse formulieren läßt. Dabei wird für jeden Zeitpunkt die Wahrscheinlichkeit modelliert, mit der das Ereignis unmittelbar nach dem interessierenden Zeitpunkt eintritt, wenn es nicht bereits bis zu diesem Zeitpunkt eingetreten ist. Die Vorhersage hängt daher zu jedem Zeitpunkt davon ab, was über die Vergangenheit des Prozesses bekannt ist. Welcher Zusammenhang besteht nun zwischen der Intensität auf der einen und der üblichen Rate auf der anderen Seite?

Wir betrachten zunächst einen einfachen Sprungprozeß⁶⁵. T sei eine nichtnegative Zufallsvariable mit absolutstetiger Verteilungsfunktion F und Dichte f . Die übliche Hazardrate α hat die Darstellung

$$\alpha(s) = \frac{f(s)}{F(s)} = \lim_{\Delta s \rightarrow 0+} \frac{P(s \leq T < s + \Delta s \mid T \geq s)}{\Delta s}.$$

Definiere $Y(t) = I_{\{T \geq t\}}$. Der zugehörige Zählprozeß lautet

$$N(t) = I_{\{T \leq t\}}. \quad (43)$$

Man kann zeigen, daß N den Kompensator Λ hat mit

$$\Lambda(t) = \int_0^t Y(s) \alpha(s) ds.$$

Die Intensität lautet daher $\lambda(t) = Y(t) \alpha(t)$ ⁶⁶. Die Zufallsvariable $Y(s)$ hat den Wert eins, wenn die Person in der Risikomenge für ein Ereignis zum Zeitpunkt s ist. Y ist ein vorhersagbarer Prozeß, wobei $Y(t)$ angibt, ob ein Individuum zur Risikomenge für ein Ereignis zum Zeitpunkt t gehört. Die Intensität ist im Gegensatz zur Hazardrate α eine Zufallsvariable. Insbesondere muß λ meßbar sein bezüglich der Vergangenheit des Prozesses. Wenn man die Intensität wie oben aufspalten kann in ein Produkt aus der Rate und einer Funktion, die die Risikogruppe angibt, dann spricht man von einem multiplikativen Intensitätsmodell.

Betrachtet man n Zufallsvariablen X_i , $i = 1, \dots, n$, die alle dieselben Intensitäten haben, dann ist die Intensität der Summe der Zählprozesse N_\bullet gerade die Summe der Intensitäten. $Y_\bullet(t)$ gibt in diesem Fall die Größe der Risikomenge an, das heißt die Zahl der Individuen, die unmittelbar vor t dem Risiko eines Sprungs ausgesetzt sind.

⁶⁴ Zur Definition vgl. S. 164.

⁶⁵ Die Darstellung folgt im wesentlichen der Darstellung in Andersen und Mitarbeiter (1992).

⁶⁶ Der Beweis findet sich in Andersen und Mitarbeiter (1988, S. 76 f.).

4.3 Die Formulierung von Modellen mit Hilfe von Zählprozessen

4.3.1 Die Formulierung der Likelihood

Unter der Annahme, daß die Beobachtungen voneinander unabhängig sind, kann man die Likelihood als Produkt der Dichten für die einzelnen Beobachtungen schreiben. Bei der Modellierung von Zählprozessen kann die Likelihood zusätzlich über die Zeit faktorisiert werden. Dies wurde bereits in der Einleitung zu diesem Kapitel am Beispiel der Cox-Likelihood beschrieben. Die dort skizzierte Vorgehensweise soll in diesem Abschnitt etwas ausführlicher dargestellt werden.

Man nehme zunächst an, die Zeitskala sei diskret. Für jede Person muß die Wahrscheinlichkeit eines ganzen Verlaufs spezifiziert werden. Dies kann durch die Aufspaltung in bedingte Wahrscheinlichkeiten vereinfacht werden:

$$P(N(t), N(t-1)) = P(N(t-1)) * P(N(t) | N(t-1)).$$

Durch die Anwendung der Kettenregel für bedingte Wahrscheinlichkeiten kann die Likelihood als Produkt über alle Zeitpunkte geschrieben werden (Andersen u.a., 1992, S. 96; Arjas, 1989, S. 201 f.; Jacod, 1975). Es sei P_t die Wahrscheinlichkeit für ein beliebiges Ereignis zum Zeitpunkt t , gegeben die Geschichte \mathcal{F}_{t-1} : $P_t = P(\Delta N(t) = 1 | \mathcal{F}_{t-1})$ mit $\Delta N(s) = N(s) - (N(s-))$. Dann lautet die Likelihood für eine Person an t , gegeben die Geschichte bis $t-1$:

$$L_t = \prod_{s \leq t} P_s^{\Delta N_s} (1 - P_s)^{1 - \Delta N_s}. \quad (44)$$

Das Produkt über die Zeit ist bei einer diskreten Zeitskala abzählbar. Die Faktoren je Zeiteinheit sind gerade die üblichen binomialen Wahrscheinlichkeiten für die Wahl zwischen zwei Alternativen, bedingt auf die jeweils vorausgehende Geschichte.

Um die Likelihood für Ereignisse in stetiger Zeit formulieren zu können, werden sogenannte *Produktintegrale* verwendet (Andersen u.a., 1992, S. 89; Gill & Johansen, 1990; Jacod, 1975). Es sei $X(t)$ ein rechtsseitig stetiger Prozeß mit linksseitigem Grenzwert. Außerdem sei X von lokal beschränkter Variation, das heißt

$$\int_0^t |dX| = \sup \left\{ \sum_{i=1}^n |X(t_i) - X(t_{i-1})| : 0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = t, n \geq 1 \right\} < \infty$$

für alle t . Dann wird das Produktintegral von X über die Intervalle der Form $[0, t]$ durch

$$Z = \mathcal{P}(I + dX)$$

als die Funktion

$$\begin{aligned} Z(t) &= \mathcal{P}_{s \in [0, t]} (I + X(ds)) \\ &= \lim_{\max |t_i - t_{i-1}| \rightarrow 0} \prod_{i=1, \dots, n} (1 + X(t_i) - X(t_{i-1})) \end{aligned} \quad (45)$$

definiert, wobei $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = t$ eine Partition von $[0, t]$ ist. Die Annahme der lokal beschränkten Variation von X ist eine Voraussetzung dafür, daß das angegebene Produkt überhaupt existiert. Eine rechtsseitig stetige Funktion X kann durch eine Folge von Treppenfunktionen $(X_j, j \in \mathbb{N})$ approximiert werden. Für jede Treppenfunktion reduziert sich das Produktintegral auf das endliche Produkt über die Sprungstellen, das mit Hilfe der Variation abgeschätzt werden kann:

$$\begin{aligned} Z_j(t) &= \mathcal{P}_{s \in [0, t]} (1 + X_j(ds)) \\ &= \mathcal{P}_{s \text{ Sprungstelle von } X_j} (1 + \Delta X_j(s)) \\ &\leq \mathcal{P}_{s \text{ Sprungstelle von } X_j} (1 + |\Delta X_j(s)|) \\ &\leq \exp\left(\sum_{s \text{ Sprungstelle von } X_j} |\Delta X_j(s)|\right). \end{aligned}$$

Bei einer geeigneten Wahl der Treppenfunktion ist das Produktintegral für jedes X_j durch $\exp(K)$ beschränkt, wenn die Variation von X durch K beschränkt ist. Das Produktintegral wird verwendet, um die Likelihood (44) in stetiger Zeit berechnen zu können. Im skalaren Fall kann das Produktintegral weiter vereinfacht werden. Man kann die Reihenfolge der Faktoren vertauschen und die Stellen, an denen X springt, von den stetigen Stellen trennen:

$$Z(t) = \mathcal{P}_{s \leq t, \text{ stetig}} (1 + X(ds)) \prod_{s \leq t, \text{ diskret}} (1 + \Delta X(s)), \quad (46)$$

wobei „diskret“ die Zeitpunkte s meint, an denen X einen Sprung macht. Die Angabe „stetig“ bezeichnet Zeitpunkte, an denen X stetig ist. Jacod zeigt, daß (46) auch als

$$Z(t) = \exp(X(t) - \sum_{\text{diskret}} \Delta X(s)) \prod_{\text{diskret}} (1 + \Delta X(s)) \quad (47)$$

geschrieben werden kann (Jacod, 1975). Man kann diese Darstellung mit Hilfe der Taylorentwicklung für die Exponentialfunktion plausibilisieren. Wenn X stetig und differenzierbar ist, gilt: $1 + X(s) \approx \exp(X(s))$, also $1 + \Delta X(s) \approx \exp(\Delta X(s))$. Die Produkte über Ausdrücke $(1 + \Delta X(s))$ führen auf die Exponentialfunktion der Summen der $\Delta X(s)$ -Ausdrücke. Für eine Partition $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = t$ erhält man mit der Definition des Produktintegrals

$$\begin{aligned} \prod_{i=1, \dots, n} (1 + \Delta X(t_i)) &\approx \exp\left(\sum_{i=1, \dots, n} \Delta X(t_i)\right) \\ &= \exp\left(\sum_{i=1, \dots, n} X(t_i) - X(t_{i-1})\right) \\ &= \exp(X(t_n) - X(t_0)). \end{aligned}$$

Da die Taylorentwicklung an den Unstetigkeitsstellen nicht verwendet werden kann, bezieht sich die dargestellte Entwicklung nur auf die stetige Funktion

$$X(t) - \sum_{s \leq t} \Delta X(s).$$

Die Faktoren in (45), die zu einer Sprungstelle gehören, bleiben übrig. Mit immer feiner werdenden Partitionen erhält man die in (47) angegebene Gleichung.

Es sei $P(\Delta N(t) = 1 \mid \mathcal{F}_{t-}) = d\Lambda(t)$. Damit hat $d\Lambda(t)$ die gleiche Interpretation wie P_i im diskreten Fall. Man kann die Likelihood für Modelle in stetiger Zeit analog zum diskreten Fall formulieren:

$$L_t = \mathcal{P}_{s \in [0, t]} d\Lambda(s)^{\Delta N(s)} (1 - d\Lambda(s))^{1 - \Delta N(s)}. \quad (48)$$

Die Likelihood ist wieder ein Produkt über die Zeiten, und die Faktoren sind multinomiale Wahrscheinlichkeiten für verschiedene Ereignistypen, bedingt auf die Vergangenheit (Arjas & Haara, 1984).

Man kann die Darstellung (48) vereinfachen, indem man das Zeitintervall $[0, t]$ in die stetigen und die diskreten Zeitpunkte zerlegt (Arjas, 1989, S. 201 f.). Λ hat höchstens abzählbar viele Unstetigkeitsstellen. Das Produktintegral kann gemäß (47) in die Zeitpunkte aufgespalten werden, an denen ein Ereignis stattfindet, und die übrigen Zeitpunkte. Man erhält mit der Ereigniszeit T

$$\mathcal{P}_{s \in [0, t]} d\Lambda(s)^{\Delta N(s)} = \begin{cases} d\Lambda(T) & : \text{ falls } T \leq t \\ 1 & : \text{ sonst} \end{cases} = \prod_{T \leq t} d\Lambda(T),$$

wenn man annimmt, daß $(N(t))$ genau eine Sprungstelle hat. Weiterhin gilt nach (47)

$$\begin{aligned} & \mathcal{P}_{s \in [0, t]} (1 - d\Lambda(s))^{1 - \Delta N(s)} \\ &= \exp\left(-\Lambda(t) + \sum_{s \in [0, t]} \Delta\Lambda(s)\right) * \prod_{s \leq t} (1 - \Delta\Lambda(s))^{1 - \Delta N(s)}, \end{aligned}$$

insgesamt

$$L_t = \prod_{T \leq t} d\Lambda(T) * \prod_{s \leq t} (1 - \Delta\Lambda(s))^{1 - \Delta N(s)} * \exp\left(-\Lambda(t) + \sum_{s \in [0, t]} \Delta\Lambda(s)\right). \quad (49)$$

Ist Λ absolutstetig mit Dichte λ , dann hat der mittlere Faktor den Wert eins und man erhält:

$$\begin{aligned} L_t &= \prod_{T \leq t} d\Lambda(T) * \exp(-\Lambda(t)) \\ &= \prod_{T \leq t} \lambda(T) * \exp\left(-\int_0^t \lambda(s) ds\right). \end{aligned} \quad (50)$$

(50) stimmt mit der üblichen Likelihood überein, wenn sie aufgrund der bedingten Dichten für das Ereignis gegeben die Vergangenheit hergeleitet wird. Die Dichten haben die Form

$$f(t) = \alpha(t) * \exp\left(-\int_0^t \alpha(s) ds\right) \text{ für } t \leq T. \quad (51)$$

Die Intensitäten sind als $\lambda(t) = \alpha(t) * 1_{\{T \geq t\}}$ gegeben. Eingesetzt in (50) erhält man als Likelihood für eine Person:

$$\begin{aligned} L_t &= \prod_{T \leq t} \alpha(T) * \exp\left(-\int_0^t \alpha(s) I_{\{T \geq s\}} ds\right) \\ &= \prod_{T \leq t} \alpha(T) * \exp\left(-\int_0^{t \wedge T} \alpha(s) ds\right) \\ &= \prod_{T \leq t} f(T). \end{aligned}$$

Der Ausdruck $t \wedge T$ bezeichnet das Minimum von t und T . Die Likelihood (50) stimmt in dem beschriebenen Sinne mit der üblichen Likelihood überein.

4.3.2 Die Behandlung von Rechtszensierungen

Einer der Hauptgründe für die Benutzung von Zählprozessen liegt in der relativ einfachen Möglichkeit, Zensierungen zu berücksichtigen. Im folgenden werden nur Rechtszensierungen betrachtet, weil die im empirischen Teil verwendeten Daten nur solche Zensierungen aufweisen⁶⁷. Zensierungen erzeugen eine zusätzliche Variation der Beobachtungen. Daher ist es nötig, eine größere Filtration \mathcal{G}_t zu betrachten als die vom interessierenden Prozeß erzeugte. Der Kompensator bezüglich der größeren Filtration kann ein anderer sein als bezüglich der kleineren Filtration. Ob dies der Fall ist, hängt vom Zensierungsmechanismus ab.

Ein Problem entsteht, wenn der Zensierungsmechanismus mit dem interessierenden Ereignis zusammenhängt. Bei der Modellierung des beruflichen Aufstiegs kann es beispielsweise vorkommen, daß „erfolglose“ Personen besonders häufig zensiert werden. In den Risikogruppen für die späteren Ereignisse sind dann mehr „erfolgreiche“ Personen als bei der Betrachtung des unzensierten Prozesses. Die mit diesen Personen geschätzte Intensität für Aufstiege ist dann höher als bei dem unzensierten Prozeß. Die Ergebnisse der Modellierung ändern sich durch die Zensierung.

Zensierungen stellen dagegen kein Problem dar, wenn sie vom interessierenden Ereignis unabhängig sind. Zensierungen sind unabhängig, wenn sich die Intensitäten durch die Zensierungen nicht ändern⁶⁸.

In den vorliegenden Daten endet die Beobachtung der Berufsverläufe im Jahr 1982. Solche deterministischen Zensierungen sind unabhängig von dem interessierenden Prozeß. Sie werden im Modell folgendermaßen berücksichtigt. Es seien n unabhängige

⁶⁷ Zu anderen Zensierungsarten vgl. Andersen und Mitarbeiter (1988, 1992).

⁶⁸ Zur Definition unabhängiger Zensierungen vgl. Andersen und Mitarbeiter (1992, S. 139), andere Definitionen für unabhängige Zensierungen finden sich dort ab Seite 148 sowie in Andersen und Mitarbeiter (1988).

Individuen gegeben. Der zugehörige Zensierungsprozeß sei $U(t) = (U_i(t), i = 1, \dots, n)$ wobei $U_i(t)$ der Zensierungszeitpunkt der i -ten Person ist. Es sei C_i der Zählprozeß, der den Wert eins annimmt, sobald die i -te Person zensiert wird: $C_i(t) = 1_{\{t > U_i\}}$. Man bilde die σ -Algebra $\mathcal{G}_0 = \sigma(U) \vee \mathcal{F}_0$, also die kleinste σ -Algebra, die sowohl die von U erzeugte σ -Algebra als auch die σ -Algebra \mathcal{F}_0 umfaßt. Die Geschichte des Prozesses wird dadurch um die Zensierungszeiten erweitert. Der Prozeß, der entweder Ereignisse oder Zensierungen registriert, ist dann $\mathcal{G}_t = \mathcal{G}_0 \vee \mathcal{F}_t$ -adaptiert.

Dieses Verfahren erscheint sehr naheliegend. Seine Interpretation bereitet jedoch einige Schwierigkeiten. Mit der erweiterten σ -Algebra nimmt man an, daß die Zensierungszeiten zum Zeitpunkt null bereits bekannt sind. Darüber hinaus kann \mathcal{G}_t nicht als Geschichte bis zum Zeitpunkt t interpretiert werden, weil auch nach t auftretende Zensierungen bereits berücksichtigt sind.

Die übliche Formulierung der unabhängigen Zensierung sieht vor, daß man das Minimum der Dauer bis zum Eintritt des Ereignisses und der Zensierungszeit beobachtet einschließlich eines Indikators D für die Art des Ereignisses. Der zensierte Prozeß kann durch Paare (\tilde{T}_i, D_i) beschrieben werden mit $\tilde{T}_i = T_i \wedge U_i$ und $D_i = I_{\{\tilde{T}_i = T_i\}}$. D_i hat also den Wert eins, falls ein Ereignis stattfindet, und den Wert null, falls eine Zensierung vorliegt. Man kennt den Ereigniszeitpunkt und weiß, ob es sich um eine Zensierung handelt oder um ein Ereignis. Die Zensierung wird damit in das Modell als weiterer Ereignistyp einbezogen. \mathcal{G}_t sei die durch den interessierenden Prozeß und den Zensierungsprozeß erzeugte σ -Algebra $\mathcal{G}_t = \mathcal{F}_t \vee \sigma(C(u), u \leq t)$. Diese Formulierung besagt, daß die Zensierungen von der Vergangenheit abhängen und nicht von zukünftigen Ereignissen (Andersen u.a., 1992, S. 136). Beobachtet wird allerdings nicht der ganze Prozeß C , sondern nur der Teil von C , der vor den Ereignissen eintritt. Die σ -Algebra \mathcal{G}_t enthält daher mehr Information als der beobachtete Prozeß.

Dieses Problem umgeht eine andere Modellierung, in der der Zensierungszeitpunkt als *absorbierender Zustand* betrachtet wird. Ein Zustand heißt absorbierend, wenn er nicht mehr verlassen werden kann. Nach dem Eintritt eines absorbierenden Zustands ist der Intensitätsprozeß für das Individuum gleich null. Bei einem einfachen Sprungprozeß (43) ist der Eintritt des Ereignisses ein absorbierender Zustand, falls es nur einmal auftreten kann. Aber auch die Zensierung kann als ein absorbierender Zustand aufgefaßt werden. Es sei Λ_i der Kompensator bezüglich \mathcal{G}_t . Mit \mathcal{F}_t^C werde die von $N^C(u)$ und $Y^C(u)$ erzeugte σ -Algebra $\sigma(N^C, Y^C)$ bezeichnet. Dabei ist N^C der zensierte Zählprozeß $N_i^C(t) = 1_{\{\tilde{T}_i \leq t, D_i = 1\}}$ und Y^C ist die zensierte Zufallsvariable $Y, Y_i^C(t) = 1_{\{\tilde{T}_i \geq t\}}$. Man kann N^C und Y^C schreiben als

$$N_i^C(t) = \int_0^t C_i(s) dN_i(s) \quad (52)$$

$$= \int_0^t C_i(s) d\Lambda_i(s) + \int_0^t C_i(s) dM_i(s) \text{ und} \quad (53)$$

$$Y_i^C(t) = C_i(t) Y_i(t).$$

Da der letzte Summand in (53) wieder ein Martingal ist, handelt es sich bei dem ersten Summanden um den Kompensator des zensierten Prozesses. Bei unabhängiger Zensierung hat N_i^C die \mathcal{F}_t^C -Intensität

$$\lambda_i^C(t) = \int_0^t C_i(s) d\Lambda_i(s).$$

Im Spezialfall des multiplikativen Intensitätsmodells erhält man bezüglich \mathcal{G}_i :

$$\lambda_i^C(t, \theta) = \alpha_i(t, \theta) Y_i^C(t).$$

Auch der zensierte Prozeß folgt daher einem multiplikativen Intensitätsmodell mit der gleichen Rate α_i wie der unzensierte Prozeß. Der zufällige Teil Y_i^C muß als vorhersagbarer Indikatorprozeß interpretiert werden, der angibt, ob sich das Individuum i in der Risikomenge befindet.

Der Prozeß $U(t)$ wird normalerweise nicht vollständig beobachtet. Ein Individuum kann bereits vor dem Zensierungszeitpunkt aus der Risikomenge ausgeschieden sein. Die σ -Algebra \mathcal{F}_T^C , die von dem zensierten Prozeß generiert wird, ist daher typischerweise kleiner als \mathcal{G}_i .

Die obigen Überlegungen zeigen, daß die multiplikative Struktur auch unter dem Zensierungsprozeß bezüglich der Filtration \mathcal{F}_t^C erhalten bleibt. Der Kompensator ist derselbe wie im unzensierten Prozeß, nur daß er demselben Zensierungsprozeß unterworfen ist wie der beobachtete Prozeß.

Wie sieht die Likelihood für zensierte Prozesse aus?⁶⁹ Die Intensitäten seien unterschiedlich, je nachdem ob die Beobachtungen zensiert sind oder nicht. Man betrachtet daher $\lambda(t, \delta)$ mit $\delta = 1$ im unzensierten und $\delta = 0$ im zensierten Fall. Die Intensitäten seien

$$\lambda(t, 1) = \alpha(t) * 1_{\{t \leq T\}}$$

$$\lambda(t, 0) = c(t) * 1_{\{t \leq T\}},$$

wobei T den Zeitpunkt des Ereignisses angibt. Setzt man dies in die Likelihood (50) ein und wählt ein $t > \max_i T_i$, dann erhält man

$$\begin{aligned} L_t &= \prod_{i=1, \dots, n} \lambda(T_i, \delta_i) \exp\left(-\int_0^{T_i} \lambda(s, \delta_i) ds\right) \\ &= \prod_{i: \delta_i = 1} \alpha(T_i) \exp\left(-\int_0^{T_i} \alpha(s) ds\right) * \prod_{i: \delta_i = 0} \exp\left(-\int_0^{T_i} \alpha(s) ds\right) \\ &\quad * \prod_i \left((c(T_i))^{1-\delta} \exp\left(-\int_0^{T_i} c(s) ds\right) \right) \\ &= \prod_{i: \delta_i = 1} \alpha(T_i) \exp\left(-\int_0^{T_i} \alpha(s) ds\right) \\ &\quad * \prod_{i: \delta_i = 0} c(T_i) \exp\left(-\int_0^{T_i} c(s) ds\right) * \\ &\quad \prod_{i: \delta_i = 1} \exp\left(-\int_0^{T_i} c(s) ds\right) * \prod_{i: \delta_i = 0} \exp\left(-\int_0^{T_i} \alpha(s) ds\right). \end{aligned} \tag{54}$$

⁶⁹ Vgl. dazu Arjas (1989, S. 203).

Die ersten beiden Produkte in (54) entsprechen der üblichen Likelihood für zensierte Daten $L_t = \prod_{\delta=1} f(T) \prod_{\delta=0} (1 - F)(T)$. Die letzten beiden Faktoren von (54) fehlen meist.

Im folgenden bezeichne θ den Parameter, der die Verteilung der Dauern bis zum Ereignis festlegt. Der Parameter ϕ identifiziert die Verteilung, die sich aus den Zensierungen und den Kovariablen ergibt. Der Parameter θ wird auch als „interessierender Parameter“ bezeichnet, während ϕ ein „nichtinteressierender“ Parameter ist.

Die Unterscheidung zwischen interessierenden und nichtinteressierenden Parametern entspricht auf der Ebene der Zählprozesse der Unterscheidung von *innovativen und nichtinnovativen* Beobachtungen (Arjas & Haara, 1984). Innovative Beobachtungen liefern Informationen über die Parameter des Modells. Zensierte Beobachtungen sind dagegen nichtinnovativ. Zensierungen bieten keine Informationen über die Eigenschaften des interessierenden Prozesses. Das gleiche gilt für Ereignisse, die zwar den Prozeß beeinflussen, die ihrerseits aber bereits durch die Prozeßgeschichte determiniert sind. Innovative Beobachtungen haben daher Einfluß auf die interessierenden Parameter. Zwischen nichtinnovativen Beobachtungen und dem interessierenden Parameter sollte kein Zusammenhang bestehen. Entsprechend dieser Unterscheidung kann man den Zählprozeß in zwei Prozesse $N^* = (N^C, N'')$ aufspalten, wobei N^C die innovativen Ereignisse zählt und N'' die Zensierungen (Andersen u.a., 1992, S. 142). Die $P_{\theta\phi}$ -Likelihood $L_t^*(\theta, \phi)$ für N^* lautet

$$\begin{aligned} L_t^*(\theta, \phi) &= \prod_s P_{\theta\phi}(dN^*(s) | \mathcal{F}_{s-}^C) \\ &= \underbrace{\prod_s P_{\theta\phi}(dN^C(s) | \mathcal{F}_{s-}^C)}_{L_t^C(\theta)} * \underbrace{\prod_s P_{\theta\phi}(dN''(s) | dN^C(s), \mathcal{F}_{s-}^C)}_{L_t''(\theta, \phi)}, \end{aligned} \quad (55)$$

$$\begin{aligned} \text{mit } L_t^C(\theta) &= \mathcal{P}_s P_{\theta\phi}(dN^C(s) | \mathcal{F}_{s-}^C) \\ &= \mathcal{P}_s \prod_i d\Lambda_i^C(s, \theta)^{\Delta N_i^C(s)} (1 - d\Lambda_i^C(s, \theta))^{1 - \Delta N_i^C(s)}. \end{aligned} \quad (56)$$

Dabei bezeichnet N^C die Summe der Zählprozesse $N^C = \sum_i N_i^C$ und Λ^C den Kompensator zu N^C . Als Ergebnis kann man die Likelihood als Produkt zweier Faktoren darstellen, von denen einer nur von θ und der andere von θ und ϕ abhängt. Wenn der zweite Faktor nur von ϕ und nicht von θ abhängt, dann stellt der erste Faktor bereits die volle Likelihood für θ dar. Andernfalls handelt es sich um die *partielle Likelihood*. Die partielle Likelihood ist keine echte Likelihood. Sie wird jedoch benutzt, weil sie die gleichen asymptotischen Eigenschaften hat wie die volle Likelihood⁷⁰. Ein prominentes Beispiel für die Verwendung der partiellen Likelihood ist das Proportional-Hazards-Modell von Cox. Es wird später ausführlich vorgestellt.

⁷⁰ Vorbehalte gegen die Verwendung der partiellen Likelihood äußern De Pereira und Lindley (1987).

Die guten statistischen Eigenschaften der partiellen Likelihood beruhen darauf, daß die Martingaleigenschaft der Scorefunktion erhalten bleibt. Die übliche Scorefunktion ist ein Martingal (Andersen u.a., 1992, S. 103). Die Gleichung (50) führt auf

$$\log L_t = \int_0^t \log \lambda(s, \theta) dN(s) - \int_0^t \lambda(s, \theta) ds.$$

Wenn man die Ableitung unter das Integral ziehen kann, folgt daraus

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \theta} \log L_t &= \int_0^t \frac{\partial}{\partial \theta} \log \lambda(s, \theta) dN(s) - \int_0^t \frac{\partial}{\partial \theta} \lambda(s, \theta) ds \\ &= \int_0^t \frac{\partial}{\partial \theta} \log \lambda(s, \theta) dN(s) - \int_0^t \left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log \lambda(s, \theta) \right) \lambda(s, \theta) ds \\ &= \int_0^t \frac{\partial}{\partial \theta} \log \lambda(s, \theta) (dN(s) - \lambda(s, \theta) ds). \end{aligned} \quad (57)$$

Da die Intensität ein vorhersagbarer Prozeß ist, gilt dies auch für die Ableitung der logarithmierten Intensität. Wenn die Ableitung der logarithmierten Intensität beschränkt ist, dann bildet (57) als Integral bezüglich eines Martingals wieder ein Martingal (vgl. S. 178). Der zentrale Grenzwertsatz für Martingale ermöglicht dann Aussagen über die Asymptotik der Schätzer. Für die partielle Likelihood (56) und die daraus resultierende Scorefunktion lassen sich analoge Darstellungen herleiten. Die zur partiellen Likelihood gehörige Scorefunktion bildet ebenfalls ein Martingal, so daß der zentrale Grenzwertsatz für Martingale ebenfalls anwendbar ist.

4.3.3 Die Berücksichtigung von Kovariablen

Man verwendet Kovariablen als erklärende Variablen in einem Modell, um Aussagen über ihren Einfluß auf die Dauer machen zu können. Daneben werden sie auch benutzt, um für das Modell wichtige Zusammenhänge zu kontrollieren. Wenn Zensierungen nicht unabhängig sind, kann man auch versuchen, das Phänomen zu identifizieren, das sowohl den interessierenden Prozeß als auch den Zensierungsprozeß beeinflusst. Wenn man auf dieses Phänomen bedingt, dann sind beide Prozesse bedingt unabhängig. Im Beispiel auf S. 183 würde es sich um ein Maß für den Erfolg der Personen handeln. Bedingt auf diese Kovariable wären die Zensierungen dann unabhängig von dem interessierenden Ereignis. Wenn Zensierungen von Kovariablen abhängen, die nicht im Modell berücksichtigt werden, dann handelt es sich um einen abhängigen Zensierungsmechanismus.

Es seien Z_1, \dots, Z_n Kovariablenvektoren. Man nimmt an, daß die Ereigniszeiten T_1, \dots, T_n bedingt unabhängig sind, wenn die Kovariablen $Z = (Z_1, \dots, Z_n)$ im Modell berücksichtigt werden. Die Verteilung von Z hänge nur von ϕ ab. Die zeitkonstanten Kovariablen sind zu Beginn des Prozesses bekannt. Es reicht daher, die vom Prozeß erzeugte σ -Algebra durch die von den Kovariablen erzeugte σ -Algebra zu erweitern. Es sei \mathcal{F}_0 die von Z_1, \dots, Z_n generierte σ -Algebra, \mathcal{N}_t^C die durch die zensierten Zählprozesse N_1^C, \dots, N_n^C generierte σ -Algebra und $\tilde{\mathcal{F}}_t^C$ die kleinste σ -Algebra, die sowohl \mathcal{F}_0 als auch \mathcal{N}_t^C enthält: $\tilde{\mathcal{F}}_t^C = \mathcal{F}_0^C \vee \mathcal{N}_t^C$. Es sei $P_{\theta\phi}$ das zur Verteilung von $(Z_i, (N^C(t), Y^C(t), t \geq 0))$,

$i = 1, \dots, n$) gehörige Maß auf $\tilde{\mathcal{F}}_i^c$. Die Likelihood kann dann wie in (55) geschrieben werden, wobei der Ausdruck $L_i^c(\theta, \phi)$ um den Faktor $L_0(\theta, \phi) = P_{\theta\phi}(Z)$ erweitert wird.

Neben den zeitkonstanten Kovariablen spielen zeitvariable Kovariablen bei der Beschreibung von Prozessen in der Zeit eine große Rolle. Mittels zeitabhängiger Kovariablen können zeitliche Veränderungen der Prozesse modelliert werden. Oft wird die Abhängigkeit eines Ereignisses vom speziellen Pfad nur über Kovariablen spezifiziert.

Bei zeitabhängigen Kovariablen wird zwischen internen und externen Kovariablen unterschieden. Interne Kovariablen hängen vom interessierenden Prozeß ab. Sie enthalten also Informationen über den Prozeß. Bei den externen Kovariablen unterscheidet man definierte Kovariablen und Hilfskovariablen („ancillary variables“). Definierte Kovariablen sind für jedes Individuum vor Beginn des Prozesses festgelegt. Man denke beispielsweise an ein kontrolliertes Experiment. Eine Hilfskovariable ist dagegen selbst das Ergebnis eines stochastischen Prozesses, der aber nicht vom aktuellen Prozeß abhängt. Formal kann man dies als $P(Z(t+dt) | \mathcal{F}_t) = P(Z(t+dt) | Z(t))$ darstellen.

Wenn es sich um definierte Kovariablen handelt, bleibt die partielle Likelihood des Prozesses in (55) unverändert (Andersen u.a., 1992, S. 168). In den anderen beiden Fällen muß die Filtration vergrößert werden, damit auch die Kovariablenprozesse adaptiert sind. Neben den Ereignis- und den Zensierungszeiten müssen auch die Zeiten berücksichtigt werden, an denen sich die Kovariablen verändern. Dies setzt voraus, daß sich die Kovariablen nur an diskreten Zeitpunkten ändern. Stetige zeitabhängige Kovariablen müssen daher diskretisiert werden, bevor sie im Modell verwendet werden können. Erst dann kann auf die Kovariablen bedingt werden.

Zeitabhängige Kovariablen werden im Modell in gleicher Weise wie Zensierungen berücksichtigt. Änderungen der Kovariablen werden, wie die Zensierungen, als nicht-innovative Beobachtungen behandelt. Sie gehen daher nur in den zweiten Faktor der Likelihood (55) ein.

Die Verwendung interner zeitabhängiger Kovariablen erschwert die Schätzung von Überlebenswahrscheinlichkeiten (Andersen u.a., 1992, S. 172 und 531; Kalbfleisch & Prentice, 1980, S. 125). Zwischen der Rate und der Überlebensfunktion besteht kein eindeutiger Zusammenhang mehr. Die Überlebenswahrscheinlichkeit ist sowohl eine Funktion der Rate als auch der stochastischen Struktur der Entwicklung der Kovariablen. Dies führt zu Problemen bei der Interpretation der Parameter. Aussagen über Überlebenswahrscheinlichkeiten sind nur möglich, wenn ein explizites Modell für die Kovariablen vorliegt.

4.4 Nichtparametrische Schätzung

In diesem Abschnitt werden erste Anwendungen der Martingaltheorie vorgestellt. Es handelt sich unter anderem um nichtparametrische Schätzer für die integrierte Rate. Die integrierte Rate wird durch den Nelson-Aalen-Schätzer angenähert. Für die Rate selbst erhält man einen Schätzer aus der Steigung des Nelson-Aalen-Schätzers. Beide Schätzer werden in diesem Abschnitt vorgestellt, da sie in Kapitel 5 verwendet werden. Die Darstellung folgt im wesentlichen der Darstellung in Andersen und Mitarbeiter (1992).

4.4.1 Der Nelson-Aalen-Schätzer

Die folgenden Überlegungen finden auf der Grundlage des multiplen Intensitätsmodells statt. Das bedeutet, daß die Intensität bezüglich der Filtration $(\mathcal{F}_t, t \in \mathcal{T})$ durch $\lambda(t) = \alpha(t)Y(t)$ gegeben ist. Die individuelle Übergangsrate wird mit α bezeichnet. Es handelt sich um eine nichtnegative deterministische Funktion mit

$$\int_0^t \alpha(s) ds < \infty$$

für alle t . Es handelt sich um die individuelle Übergangsrate. Die Zufallsvariable $Y(t)$ gibt die Größe der Risikogruppe unmittelbar vor dem Zeitpunkt t an.

Der *Nelson-Aalen-Schätzer (NA)* ist ein nichtparametrischer Schätzer für die integrierte Rate

$$A(t) = \int_0^t \alpha(s) ds.$$

Es gilt

$$A(t + \Delta t) - A(t) \approx P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t). \quad (58)$$

Es liegt nahe, die Differenz (58) durch den Quotienten der Zahl der Ereignisse im Intervall $(t, t + \Delta t]$ und der Größe der Risikogruppe am Beginn des Zeitintervalls zu approximieren. Es bezeichnen $T_1 < T_2 < \dots$ sukzessive Ereigniszeiten verschiedener Individuen. Dann kann man zunächst $\hat{A} = \sum_{k: T_k < t} Y(T_k)^{-1}$ als Schätzer für A verwenden. Es handelt sich um eine rechtsstetige Sprungfunktion, die an T_k um die Inverse der Größe der Risikogruppe unmittelbar vor T_k springt. In der angegebenen Formel werden nur die unzensierten Ereignisse gezählt. Es sei $D_k = I_{\{\tilde{T}_k = T_k\}}$, das heißt, D_k hat den Wert eins, falls ein Ereignis an T_k beobachtet wird, und null, falls es sich an T_k um eine Zensierung handelt. Dann lautet der NA-Schätzer:

$$\hat{A}(t) = \sum_{k: T_k < t} \frac{D_k}{Y(\tilde{T}_k)}. \quad (59)$$

Diese heuristische Ableitung sagt nichts über die statistischen Eigenschaften des NA-Schätzers aus. Zunächst stellt sich die Frage, ob der NA-Schätzer ein unverzerrter Schätzer für die integrierte Rate ist. Um diese Frage beantworten zu können, muß der Kompensator des NA-Schätzers hergeleitet werden (Andersen u.a., 1992, S. 55 und 178). Die Differenz

$$M(t) = N(t) - \Lambda(t) = N(t) - \int_0^t \alpha(s)Y(s) ds$$

ist ein Martingal. Es sei $H(t) = J(t)/Y(t)$ falls $Y(t) > 0$ und $H(t) = 0$ sonst, mit $J(t) = I_{\{Y(t) > 0\}}$. H ist lokal beschränkt, wenn man annimmt, daß Y nur Werte in den natürlichen Zahlen annimmt. Weiterhin sei

$$A^*(t) = \int_0^t \alpha(s)J(s) ds. \quad (60)$$

$A^*(t)$ stimmt mit $A(t)$ überein, falls $Y(t)$ immer positiv ist. Wenn die Wahrscheinlichkeit für $Y(t) = 0$ klein ist, dann gilt dies ebenfalls für den Unterschied zwischen A^* und A . Man kann aus $dM(t) = dN(t) - \alpha(t)Y(t)dt$ folgern, daß

$$\int H(s)dM(s) = \int H(s)dN(s) - \int \alpha(s)J(s)ds \quad (61)$$

ist. Die linke Seite ist als Integral eines vorhersagbaren Prozesses bezüglich eines Martingals wieder ein Martingal. Das zweite Integral auf der rechten Seite von (61) ist A^* . Das erste Integral auf der rechten Seite von (61) ist der NA-Schätzer. A^* ist daher der Kompensator des Nelson-Aalen-Schätzers. A^* spielt damit eine zentrale Rolle bei der Herleitung statistischer Aussagen über den NA-Schätzer \hat{A} . Es gilt

$$IE \hat{A}(t) = IE A^*(t) = \int_0^t \alpha(s)P(Y(s) > 0)ds$$

für alle $t \in \mathcal{T}$. Der NA-Schätzer ist daher nach unten verzerrt, falls es eine positive Wahrscheinlichkeit gibt, mit der die Risikomenge leer ist. Die Verzerrung ist um so größer, desto kleiner die erwartete Risikomenge ist.

Um Aussagen über das asymptotische Verhalten des NA-Schätzers machen zu können, betrachte man eine Folge von Zählprozessen $(N^{(n)})$, $n = 1, 2, \dots$. Es gelte ein multiplikatives Intensitätsmodell mit Rate α . Man kann Bedingungen angeben, unter denen der NA-Schätzer gleichmäßig konsistent auf kompakten Intervallen $[0, t]$ ist (Andersen u.a., 1992, S. 190). Die Bedingungen sind erfüllt, falls die Risikomengen an (fast) allen Stellen $s \in [0, t]$ groß werden, das heißt falls $\inf_{s \in [0, t]} Y^{(n)}(s) \xrightarrow{P} \infty (n \rightarrow \infty)$. Außerdem kann man zeigen, daß der „Fehler“ $\hat{A}^{(n)} - A$, multipliziert mit \sqrt{n} , in Verteilung gegen ein Gaußsches Martingal konvergiert. $\hat{A}(t)$ ist daher asymptotisch normal. Die Kenntnis der asymptotischen Verteilung des NA-Schätzers ermöglicht es, Konfidenzintervalle für den NA-Schätzer zu berechnen (Andersen u.a., 1992, S. 208). Eine ausführlichere Darstellung dieser Verfahren unterbleibt, da in Kapitel 5 keine Konfidenzintervalle berechnet werden.

Der NA-Schätzer bildet die Grundlage verschiedener Verfahren des nichtparametrischen Schätzens und Testens. Mit seiner Hilfe kann man graphisch prüfen, ob die beobachteten Dauern einer vorgegebenen parametrischen Verteilung folgen oder nicht. Bei der Exponentialverteilung ist dies besonders leicht. Die Exponentialverteilung impliziert eine konstante Rate α . Die integrierte Rate lautet daher $A(t) = \alpha t$. Eine graphische Darstellung des NA-Schätzers gegen t sollte in diesem Fall näherungsweise eine Ursprungsgerade zeigen.

Bei anderen parametrischen Verteilungen müssen geeignete Transformationen der Zeitachse vorgenommen werden. Durch Hinzufügen von Konfidenzbändern kann man formale Tests durchführen. Auch diese Verfahren werden hier nicht weiter ausgeführt, da sie in dieser Arbeit nicht verwendet werden.

4.4.2 Die Schätzung der Rate

Der NA-Schätzer ist ein Schätzer für die integrierte Rate. Will man verschiedene integrierte Raten vergleichen, dann erweist sich dies wegen der grundsätzlich ähnlichen

Form der Funktionen als schwierig. Es liegt dann nahe, die zeitliche Veränderung des NA-Schätzers zu betrachten, also die Steigung des NA-Schätzers. Man braucht dann ein Verfahren, um diese Steigung α direkt schätzen zu können.

Eine verbreitete Methode beruht auf der Glättung des NA-Schätzers mit Hilfe von Kernen, was auf sogenannte *Kernschätzer* führt (Andersen u.a., 1992, Kap. IV.2; Michels, 1992; Silverman, 1992). Man kann die Rate α als

$$\begin{aligned}\alpha(t) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} P(T \leq t+h \mid T \geq t) \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \int_t^{t+h} dA(s)\end{aligned}$$

schreiben. Ersetzt man A durch den NA-Schätzer, dann erhält man

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}(t) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \int_t^{t+h} d\hat{A}(s) \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \sum_{i: T_i \in (t, t+h)} Y(T_i)^{-1}.\end{aligned}$$

Man kann nun $1/h$ als Gewicht interpretieren, das der Beobachtung T_i gegeben wird. Dieses Gewicht hängt mit dem Intervall, dessen Beobachtungen berücksichtigt werden, zusammen. Eine Verallgemeinerung dieses Gewichts führt auf Kerne. Eine Kernfunktion K hat die Eigenschaft $\int K(s) ds = 1$. Oft hat K außerhalb von $[-1, 1]$ den Wert null. Der Kern K gibt an, wie die Wahrscheinlichkeitsmasse auf dem Definitionsbereich verteilt ist. Man kann $K(s)$ als Gewicht interpretieren, mit dem der Punkt s bei der Schätzung der Statistik am Nullpunkt berücksichtigt wird. Ein Kernschätzer ist ein gewichtetes Mittel der Beobachtungen in der Umgebung des interessierenden Punktes. Meist nimmt dieses Gewicht ab, je weiter sich s zum Rand des Definitionsbereichs des Kerns bewegt. K wird meist als symmetrisch und nichtnegativ angenommen. Das einfachste Beispiel eines Kerns ist der Rechteckskern $K(u) = \frac{1}{2} I_{[-1, 1]}(u)$. Stellt man an K weitere Stetigkeits- und Differenzierbarkeitsbedingungen, dann übertragen sich diese auf die resultierenden Schätzer. Je glatter der Kern ist, desto glatter ist die Schätzung. Der genannte Rechteckskern führt daher auf unstetige Schätzer. Wählt man den Dreieckskern $K(u) = (1 - |u|)1_{\{|u| \leq 1\}}$, dann sind die entsprechenden Schätzer für die Dichte stetig, aber nicht differenzierbar.

Man kann als weiteres Kriterium für die Wahl des Kerns die asymptotische Minimierung der Verzerrung sowie die asymptotische Minimierung der Varianz wählen. Dies führt auf die Betrachtung des mittleren integrierten quadratischen Fehlers. Bevor dies auf S. 193 dargestellt wird, werden Formeln für die Verzerrung und die Varianz hergeleitet.

Formal läßt sich ein Kernschätzer für die Rate definieren als⁷¹

$$\hat{\alpha}(t) = \frac{1}{b} \int_T K\left(\frac{t-s}{b}\right) d\hat{A}(s). \quad (62)$$

⁷¹ Der angegebene Schätzer ist nur an Stellen t definiert, die um mindestens b vom Rand der Beobachtungen entfernt liegen.

Da der NA-Schätzer eine Sprungfunktion mit Sprungstellen T_1, T_2, \dots ist, reduziert sich das Integral in (62) auf eine endliche Summe:

$$\hat{\alpha}(t) = \frac{1}{b} \sum_i K\left(\frac{t-T_i}{b}\right) (Y(T_i))^{-1}. \quad (63)$$

Bei rechtszensierten Daten führt die Verwendung des NA-Schätzers (59) auf

$$\hat{\alpha}(t) = \frac{1}{b} \sum_i K\left(\frac{t-T_i}{b}\right) \frac{D_i}{Y(\tilde{T}_i)}. \quad (64)$$

Eine zentrale Rolle spielt die Bandbreite b des Kerns, das heißt die Frage, welche Punkte ein positives Gewicht erhalten. Für die Schätzung der Rate an der Stelle t werden nur Ereignisse berücksichtigt, die in einem Intervall der Länge $2b$ mit Mittelpunkt t liegen.

Definiert man

$$\alpha^*(t) = \frac{1}{b} \int_{\mathcal{T}} K\left(\frac{t-s}{b}\right) dA^*(s)$$

mit A^* wie in (60), dann gilt

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}(t) - \alpha^*(t) &= \frac{1}{b} \int_{\mathcal{T}} K\left(\frac{t-s}{b}\right) d(\hat{A} - A^*)(s) \\ &= \frac{1}{b} \int_{\mathcal{T}} K\left(\frac{t-s}{b}\right) J(s) (Y(s))^{-1} dM(s). \end{aligned}$$

$M(s)$ ist ein lokal quadratisch integrierbares Martingal. α^* stimmt jedoch aus zwei Gründen nicht mit der wahren Rate überein:

- Zunächst werden in α^* nur Punkte mit positiver Risikomenge berücksichtigt.
- Daneben hängt α^* aber auch von der Wahl des Kerns ab. α^* schätzt immer eine geglättete Version von α , nämlich

$$\tilde{\alpha}(t) = \frac{1}{b} \int_{\mathcal{T}} K\left(\frac{t-s}{b}\right) \alpha(s) ds.$$

α^* und damit auch $\hat{\alpha}$ sind daher verzerrte Schätzer für α .

Die Verzerrung beläuft sich auf

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \hat{\alpha}(t) - \alpha(t) &= \mathbb{E} \left(\frac{1}{b} \int_{\mathcal{T}} K\left(\frac{t-s}{b}\right) d\hat{A}(s) \right) - \alpha(t) \\ &= \frac{1}{b} \int_{\mathcal{T}} K\left(\frac{t-s}{b}\right) \alpha(s) P(Y(s) > 0) ds - \alpha(t) \\ &= \int_{-1}^1 K(u) \alpha(t-bu) P(Y(t-bu) > 0) du - \alpha(t) \\ &= \int_{-1}^1 K(u) \{ \alpha(t-bu) - \alpha(t) \} P(Y(t-bu) > 0) du \\ &\quad + \left(\int_{-1}^1 K(u) P(Y(t-bu) > 0) du - 1 \right) \alpha(t). \end{aligned}$$

Die Varianz von $\hat{\alpha}$ kann durch $\hat{\tau}^2(t) = \mathbb{E}(\hat{\alpha}(t) - \alpha^*(t))^2$ angenähert werden. Als Schätzer kann man

$$\hat{\tau}^2(t) = \frac{1}{b^2} \int_T J(s) K\left(\frac{t-s}{b}\right)^2 \frac{1}{Y^2(s)} dN(s)$$

verwenden.

Um asymptotische Aussagen über die Fehler machen zu können, wird im weiteren wieder eine Folge $N^{(n)}$ von Zählprozessen betrachtet. Die Bandbreiten der Kernfunktionen hängen von n ab, wobei b_n mit wachsendem n gegen null strebe. Für diese Situation kann man die Konsistenz des Kernschätzers unter Annahme weiterer Bedingungen beweisen (Andersen u.a., 1992, S. 235). Für die punktweise Konsistenz reicht es anzunehmen, daß α stetig ist und daß es ein ε gibt, so daß

$$\inf_{s \in [t-\varepsilon, t+\varepsilon]} b_n Y^{(n)}(s) \xrightarrow{P} \infty \quad (n \rightarrow \infty).$$

Für die gleichmäßige Konsistenz auf $[0, t]$ reicht die Stetigkeit von α auf $[0, t]$ sowie die Bedingung

$$\inf_{s \in [0, t]} b_n Y^{(n)}(s) \xrightarrow{P} \infty \quad (n \rightarrow \infty).$$

Die Konsistenz hängt also von der Geschwindigkeit ab, mit der die Bandbreiten b_n gegen null gehen. Unter weiteren Voraussetzungen kann man zeigen, daß die Kernschätzer asymptotisch normalverteilt sind (vgl. Andersen u.a., 1992, S. 241 ff.).

Auf S. 191 wurde die Frage nach der besten Wahl des Kerns gestellt. Mit dem mittleren integrierten quadratischen Fehler

$$\text{MISE}(\hat{\alpha}^{(n)}) = \mathbb{E} \int_{t_1}^{t_2} (\hat{\alpha}^{(n)}(t) - \alpha(t))^2 dt \quad (65)$$

steht ein Maß für das Verhalten des Kernschätzers zur Verfügung, das das Abweichen des Kernschätzers von der Rate auf dem gesamten Intervall erfaßt. Da Integration und Erwartungswertbildung vertauscht werden können, gilt (Silverman, 1992, S. 35 f.)

$$\begin{aligned} \text{MISE}(\hat{\alpha}^{(n)}) &= \int \mathbb{E}(\hat{\alpha}^{(n)}(t) - \alpha(t))^2 dt \\ &= \int (\mathbb{E}\hat{\alpha}^{(n)}(t) - \alpha(t))^2 dt + \int \text{Var} \hat{\alpha}^{(n)}(t) dt. \end{aligned} \quad (66)$$

Wegen der Verzerrung von $\hat{\alpha}$ kann man $\mathbb{E} \hat{\alpha}^{(n)}$ nicht durch $\alpha^{(n)}$ ersetzen:

$$\mathbb{E}(\hat{\alpha}^{(n)})(t) = \frac{1}{b_n} \int K\left(\frac{t-s}{b_n}\right) \alpha^{(n)}(s) ds + R^{(n)},$$

wobei

$$|R^{(n)}| \leq c \sup P(Y^{(n)}(s) = 0).$$

Der MISE kann somit in eine „quadrierte Verzerrung“ und in einen „Varianzanteil“ zerlegt werden. Das grundsätzliche Problem der Minimierung des MISE besteht darin, daß der „Varianzterm“ des MISE mit kleinerer Bandbreite wächst, der „Verzerrungsterm“ dagegen mit kleinerer Bandbreite schrumpft. Man versucht daher, die optimale Bandbreite so zu wählen, daß sich die beiden gegensätzlichen Tendenzen ausgleichen. In den meisten Fällen verfügt man nicht über exakte Schätzungen für $IE \hat{\alpha}$ und $Var \hat{\alpha}$ ⁷².

Man verwendet daher meist Näherungsformeln für den Erwartungswert und die Varianz des Kernschätzers. Dabei wird vorausgesetzt, daß der Kern K symmetrisch ist, daß er stetige Ableitungen beliebiger Ordnung habe sowie daß $\int K(t)dt = 1$, $\int tK(t)dt = 0$, $\int t^2K(t)dt = k_2 \neq 0$. Aufgrund elementarer Umformungen und mehrfacher Anwendung der Taylorentwicklung erhält man eine asymptotische Approximation. Diese führt auf die optimale Schätzung der Bandbreite

$$b_{n,opt} = a_n^{-2/5} \left(\int_{-1}^1 t^2 K(t) dt \right)^{-2/5} \left(\int_{-1}^1 K^2(t) dt \int_{t_1}^{t_2} \frac{\alpha(t)}{y(t)} dt \right)^{1/5} \left(\int_{t_1}^{t_2} (\alpha''(t))^2 dt \right)^{-1/5}.$$

a_n ist eine frei zu wählende Folge von Konstanten, die bestimmte Bedingungen erfüllen muß, um die Konsistenz des NA-Schätzers zu gewährleisten. Üblicherweise wird a_n als \sqrt{n} gewählt. $y(t)$ ist eine stetige Funktion mit

$$IE[(a_n^2 I(Y^{(n)} > 0))/Y^{(n)}] \rightarrow 1/y.$$

$b_{n,opt}$ erfüllt die Voraussetzungen für die punktweise und gleichmäßige Konvergenz des Kernschätzers. Allerdings hängt $b_{n,opt}$ selbst von der Rate α ab. $b_{n,opt}$ wählt die Bandbreite desto kleiner, je größer α'' ist, das heißt, je größer die Krümmung von α ist.

Setzt man $b_{n,opt}$ wieder in die Formel für den MISE ein, dann kann man zeigen, daß die Minimierung des MISE in bezug auf die Wahl des Kerns auf die Minimierung von $\int K^2(s)ds$ zurückzuführen ist. Dies leistet gerade der Epanechnikov-Kern

$$K(t) = \frac{3}{4}(1 - x^2) \quad -1 \leq x \leq 1$$

(Silverman, 1992, S. 40 f.).

Es gibt jedoch ein weiteres Verfahren, um die optimale Bandbreite des Kerns zu bestimmen. Es handelt sich um eine Anwendung der Kreuzvalidierung. Die Idee der Kreuzvalidierung besteht darin, aus den Daten selbst einen Schätzer für den MISE zu konstruieren. Dieser Schätzer wird dann in Abhängigkeit von b minimiert. Man schätzt den MISE für unterschiedliche Werte von b und wählt dann dasjenige b , für das der MISE minimal ist. Die „Kreuzvalidierungsschätzung“ liefert als Näherung für $\int \hat{\alpha}^{(n)} \alpha$ in (66):

$$-2 \sum_{i \neq j} \frac{1}{b} K\left(\frac{T_i - T_j}{b}\right) \frac{\Delta N(T_i)}{Y_0(T_i)} \frac{\Delta N(T_j)}{Y_0(T_j)}$$

⁷² Eine Ausnahme bildet der Fall, in dem der Kern die Dichte der Standardnormalverteilung ist und die wahre Dichte ebenfalls normal ist.

(Andersen u.a., 1992, S. 246). Wenn die Kernschätzer nur als Hilfsmittel benutzt werden, um geeignete Modelle zu wählen, dann ist es durchaus angebracht, die Schätzung der Rate auch für andere Bandbreiten zu betrachten. Auf der Grundlage der Veränderungen bei unterschiedlicher Wahl der Bandbreiten kann man die Rate oft besser einschätzen als bei der Verwendung eines automatischen Verfahrens (Silverman, 1992, S. 43). Bei der Anwendung in Kapitel 5 ergibt die Kreuzvalidierungsschätzung Bandbreiten von etwa acht Monaten. Die entsprechenden Kernschätzer zeigen jedoch sehr große Unregelmäßigkeiten. In den Anwendungen im nächsten Kapitel wird meist eine Bandbreite von 35 Monaten gewählt, weil erst bei dieser Wahl die Kernschätzer relativ glatt sind.

Die Varianz des Kernschätzers für die Rate geht mit der Beobachtungsdauer gegen unendlich. Es gibt daher Vorschläge, lokal adaptive Bandbreiten zu berechnen, das heißt, die Bandbreite soll lokal variabel sein (Bowman & Foster, 1993; Cao, Cuevas & Manteiga, 1994; Müller & Wang, 1990; Uzunoğullari & Wang, 1992).

Die lokale Varianz der Bandbreite hängt von der Zahl der Beobachtungen ab, die nach dem betrachteten Zeitpunkt vorkommen. Sie geht gegen unendlich, wenn man sich der letzten Beobachtung nähert. Andererseits bestimmt die Bandbreite das Wechselspiel zwischen der Varianz und der Verzerrung des Schätzers. Es ist daher sinnvoll, die Bandbreite lokal zu schätzen, indem man den mittleren quadratischen Fehler minimiert.

Auf ein weiteres Problem bei der Verwendung von Kernschätzern stößt man, wenn die zu schätzende Funktion nur auf einem beschränkten Intervall definiert ist. Wir schätzen Übergangsraten nur für positive Zeitpunkte. In jedem Fall benötigt man bei der Anwendung von Kernen Beobachtungen aus einer Umgebung des Punktes, je nach Bandbreite mehr oder weniger viele. Diese liegen jedoch am Rand nicht vor.

Der einfachste Weg der Schätzung bestünde darin, die Rate mit den vorliegenden Beobachtungen zu schätzen und sie dann auf der negativen Halbachse gleich null zu setzen. Dies führt jedoch auf eine falsche Schätzung, da die Wahrscheinlichkeit für Ereignisse nahe dem Nullpunkt auf diese Weise unterschätzt werden. Silverman nennt andere Möglichkeiten für eine Schätzung am Rand – die Verwendung orthogonaler Reihen, die Transformation mit Hilfe des Logarithmus oder die Spiegelung der Daten an der Null (Silverman, 1992, S. 29). Auch die Wahl einer geeigneten Klasse von Kernen kann eine Lösung darstellen (Messer & Goldstein, 1993). Andersen und Mitarbeiter schlagen die Verwendung nichtsymmetrischer Kerne vor. Dieses Verfahren wird in Kapitel 5 angewendet. Man erhält die nichtsymmetrischen Kerne durch Multiplikation des Kerns mit einer linearen Funktion

$$K_q(t) = K(t)(\alpha_q + \beta_q t)$$

mit dem Träger $[-1, q]$, $q = t/b$. Man fordert weiterhin $\int_{-1}^q K_q(s) ds = 1$ sowie $\int_{-1}^q s K_q(s) ds = 0$. Aus diesen Bedingungen lassen sich Formeln für α_q und β_q ableiten. Den derart spezifizierten Kern K_q verwendet man dann, um Kernschätzer am Rand des Definitionsbereichs zu berechnen (Andersen u.a., 1992, S. 251).

4.5 Das Cox-Modell

In Kapitel 5 wird für die Modellierung der Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg ein Cox-Modell verwendet. Das Cox-Modell gehört zur Klasse der semiparametrischen

Modelle. Parametrische Modelle verlangen eine eindeutige Spezifikation der Verteilung der Dauern. Dies ist schwierig, wenn keine exakten theoretischen Aussagen über zeitliche Abläufe vorliegen. Wenn aber für die Rate eine falsche Form angenommen wird, dann ist auch die Messung der Kovariableneinflüsse fehlerhaft. Aus diesem Grund werden häufig semiparametrische Modelle angewendet. Sie lassen die Form der Rate unspezifiziert und betrachten nur Verschiebungen der unbekannt Rate durch die Kovariablen. Dadurch ist die Schätzung der Kovariableneffekte weniger effizient als in einem parametrischen Modell. Das Cox-Modell unterstellt zusätzlich, daß eine Kovariable die Rate um einen konstanten Wert verschiebt, unabhängig vom betrachteten Zeitpunkt. Nach einer formalen Einführung des Cox-Modells werden verschiedene Spezifikationsmöglichkeiten und die zugehörige partielle Likelihood angegeben. Die Anwendung der Martingaltheorie erlaubt darüber hinaus die Herleitung verschiedener Residuen, mit deren Hilfe die Anpassung des Modells überprüft werden kann. Insbesondere können solche Residuen verwendet werden, die die sich verändernden Risikomengen berücksichtigen. In Kapitel 5 werden allerdings nicht die Residuen benutzt, sondern die Einflußfunktion. Die Einflußfunktion gibt an, wie sehr sich die geschätzten Parameter ändern, wenn man einzelne Beobachtungen aus der Analyse ausschließt. Statistische Eigenschaften der Einflußfunktion können ebenfalls mit Hilfe der Martingaltheorie angegeben werden. Die Residuen und die Einflußfunktion im Cox-Modell werden in den Abschnitten 4.5.3 und 4.5.4 vorgestellt.

Es sei $Z_i(t)$ der Kovariablenvektor des Individuums i , $i = 1, \dots, n$. Falls es sich um zeitabhängige Kovariablen handelt, muß vorausgesetzt werden, daß $Z_i(\cdot)$ \mathcal{F}_t -vorhersagbar ist, das heißt, gegeben \mathcal{F}_t kennt man den Wert der Kovariablen zum Zeitpunkt t . Außerdem muß $Z_i(\cdot)$ als lokal beschränkt angenommen werden (Andersen u.a., 1992, S. 477). Es wird angenommen, daß der interessierende Prozeß eine multiplikative Intensität habe $\lambda_i(t, \theta) = \alpha_i(t, \theta, Z_i(t)) Y_i(t)$. Der Prozeß $Y_i(\cdot)$ sei vorhersagbar und unabhängig von θ . Die Rate besitze die Darstellung $\alpha_i(t, \theta, Z_i(t)) = \alpha_0(t, \gamma) r(\beta^T Z_i(t))$ mit $\theta = (\gamma, \beta)$, $\beta \in \mathbb{R}^p$ und nichtnegativem relativem Risiko r . Der Parameter γ ist unendlich-dimensional, was unproblematisch ist, weil die Hazardrate α_0 nicht spezifiziert wird. In den weiteren Anwendungen wird allerdings angenommen, daß α_0 nichtnegativ ist und $\int_0^t \alpha_0(s) ds < \infty$ für alle t . Diese Modelle werden auch multiplikative Ratenmodelle genannt. Die Bezeichnung *Relativ-Risk-Regression-Modelle* hebt hervor, daß die Modelle angeben, wie der Quotient der Risiken zweier Individuen von den Kovariablen abhängt:

$$\frac{\alpha_1(t, \theta, Z_1(t))}{\alpha_2(t, \theta, Z_2(t))} = \frac{r(\beta^T Z_1(t))}{r(\beta^T Z_2(t))}.$$

Als Spezialfall ist das Cox-Modell verbreitet mit $r(\beta^T Z) = \exp(\beta^T Z)$. Gilt zusätzlich $\alpha_0(t, \gamma) = \gamma_0$ mit $\gamma_0 \in \mathbb{R}$, $\gamma_0 > 0$, dann liegt das Exponentialmodell vor. Bei $\alpha_0(t, \gamma) = \gamma_0 p (\gamma_0 t)^{p-1}$ mit $\gamma_0 > 0$ und $p > 0$ handelt es sich um die Weibullverteilung. Im Cox-Modell wird α_0 nicht spezifiziert. Im folgenden wird die Abhängigkeit der Rate α von θ und den Kovariablen nicht mehr explizit genannt. Anstelle von $\alpha(t, \theta, Z)$ wird von nun an abkürzend $\alpha(t)$ geschrieben.

Zunächst wird die Bedeutung der Kovariablen im Cox-Modell genauer dargestellt. Es gibt zwei unterschiedliche Möglichkeiten, Kovariablen zu berücksichtigen. Dies sei an

einem Beispiel erläutert. Beobachtet werden die Dauern bis zu einem beruflichen Aufstieg. Man kann annehmen, daß die Kohortenzugehörigkeit proportional auf die Rate wirkt. Die Kovariable Z_1 habe den Wert null, wenn die Person zu der Kohorte K_0 gehört. Sie habe den Wert eins, wenn die Person zu der Kohorte K_1 gehört. Z_2 sei eine weitere Kovariable, beispielsweise die Bildung. Die Intensität für die i -te Person lautet dann

$$\lambda(t) = \alpha_0(t) \exp(\beta_1^T Z_1 + \beta_2^T Z_2) * Y_i(t)$$

also:

$$\alpha_i(t) Y_i(t) = \begin{cases} \alpha_0(t) e^{\beta_2^T Z_2} Y_i(t) & : \text{ falls Person } i \text{ in Kohorte } K_0 \\ \alpha_0(t) e^{\beta_1^T + \beta_2^T Z_2} Y_i(t) & : \text{ falls Person } i \text{ in Kohorte } K_1 \end{cases}$$

Die nicht weiter spezifizierte Rate α ist in beiden Fällen die gleiche. Die Wahrscheinlichkeit für einen beruflichen Aufstieg an t , gegeben den Prozeß bis unmittelbar vor t , ist für eine Person aus Kohorte K_1 e^{β_1} mal so hoch wie für eine Person aus Kohorte K_0 . Diese Aussage ist unabhängig vom speziellen t .

Es ist jedoch auch eine andere Spezifikation vorstellbar. Die Aufstiegsrate kann in einer bestimmten Phase für Personen aus Kohorte K_0 besonders groß sein. Auch unter dieser Annahme kann man ein Cox-Modell schätzen. Allerdings schätzt man keine Effekte der Kovariablen Kohorte auf die Rate, sondern man unterstellt für beide Kohorten unterschiedliche Raten. Die Kohorten bilden in dieser Situation *Strata*. Die Intensität für die i -te Person lautet dann:

$$\alpha_i(t) Y_i(t) = \begin{cases} \alpha_{0,1}(t) e^{\beta_2^T} Y_{1i}(t) & : \text{ falls Person } i \text{ in Kohorte } K_0 \\ \alpha_{0,2}(t) e^{\beta_2^T} Y_{2i}(t) & : \text{ falls Person } i \text{ in Kohorte } K_1 \end{cases}$$

Y_{1i} gibt an, ob die i -te Person in der Risikogruppe für die Kohorte K_0 ist. Y_{2i} gibt an, ob die i -te Person in der Risikogruppe für die Kohorte K_1 ist. Anstelle eines einzigen Zählprozesses (N) werden zwei Zählprozesse (N_1) und (N_2) beobachtet.

Wenn man annimmt, daß die Kovariable Z_2 unterschiedliche Wirkungen in den beiden *Strata* haben, dann kann man dies durch eine entsprechende Verdopplung der Kovariablen berücksichtigen. Z_{21} gebe die Bildung an, wenn die Person zu Kohorte K_0 gehört. Andernfalls habe Z_{21} den Wert null. Die Kovariable Z_{22} sei genau umgekehrt codiert. Dies führt auf die Intensität

$$\alpha_i(t) Y_i(t) = \begin{cases} \alpha_{0,1}(t) e^{\beta_{21}^T} Y_{1i}(t) & : \text{ falls Person } i \text{ in Kohorte } K_0 \\ \alpha_{0,2}(t) e^{\beta_{22}^T} Y_{2i}(t) & : \text{ falls Person } i \text{ in Kohorte } K_1 \end{cases}$$

Eingesetzt in Gleichung (50) lautet die Likelihood für das Cox-Modell⁷³

⁷³ Verschiedene Herleitungen der partiellen Likelihood von Cox finden sich in Gill (1984).

$$\begin{aligned}
L &= \prod_i \alpha_0(T_i) \exp(\beta^T Z_i(T_i)) Y_i^C(T_i) * \exp\left(-\int_0^t \alpha_0(s) \exp(\beta^T Z_i(s)) Y_i^C(s) ds\right) \\
&= \prod_i \frac{\exp(\beta^T Z_i(T_i)) Y_i^C(T_i)}{\sum_{j \in R_i} \exp(\beta^T Z_j(T_i)) Y_j^C(T_i)} * \left(\sum_{j \in R_i} \exp(\beta^T Z_j(T_i)) Y_j^C(T_i) \alpha_0(T_i) \right) \\
&* \exp\left(-\int_0^t \alpha_0(s) \exp(\beta^T Z_i(s)) Y_i^C(s) ds\right). \tag{67}
\end{aligned}$$

Die von Cox vorgeschlagene partielle Likelihood ist gerade der erste Faktor in (67). Sie beruht auf folgender Überlegung. Da die Rate im Cox-Modell nicht spezifiziert wird, können die Dauern nicht explizit modelliert werden. Bei der Schätzung von β wird daher ausschließlich die Reihenfolge der Ereignisse berücksichtigt. Es seien $T_{(1)} < \dots < T_{(m)}$ die beobachteten Ereigniszeiten. Die Tupel (\tilde{T}_i, D_i) , $i = 1, \dots, n$, geben die Ereignis- bzw. Zensierungszeitpunkte an sowie die Information, ob es sich um ein Ereignis oder eine Zensierung handelt. Das Tupel $(\tilde{T}_1, D_1, \dots, \tilde{T}_n, D_n)$ enthält dieselbe Information über die Ereigniszeiten und die zugehörigen Risikomengen wie das Tupel $(C_1, (1), \dots, C_m, (m), C_{m+1})$, wobei C_j die Information enthält, ob und wie viele Zensierungen im Intervall $[T_{(j-1)}, T_{(j)})$ vorkommen, und daß ein Individuum an $T_{(j)}$ ein Ereignis hat. Der Index (j) gibt an, welches Individuum an $T_{(j)}$ ein Ereignis hatte (Andersen u.a., 1992, S. 483). Die Zensierungszeitpunkte und Angaben, welches Individuum zensiert wird, sind damit allerdings nicht rekonstruierbar. Sie enthalten im Sinne des intendierten Modells aber auch keine relevante Information. Die Wahrscheinlichkeit für die Reihenfolge der Ereignisse kann geschrieben werden als:

$$\prod_{j=1}^m P(\text{Individuum } (j) \text{ hat Ereignis an } X_{(j)} \mid C_1, (1), \dots, C_{j-1}, (j-1), C_j).$$

Mit $\alpha_i(t) = \alpha_0(t) \exp(\beta^T Z_i(t))$, $Z_i(\cdot)$ deterministisch, führt dies gerade auf

$$\prod_{j=1}^m \frac{\exp(\beta^T Z_{(j)})}{\sum_{l \in R_{(j)}} \exp(\beta^T Z_{(j)l})}$$

mit $R_{(j)}$ die Risikomenge an $T_{(j)-}$ und $Z_{(j)l}$ die Kovariablenwerte der Person (j) zum Zeitpunkt $T_{(j)}$. Es handelt sich um das Produkt der bedingten Wahrscheinlichkeiten, daß die (j) -te Person ein Ereignis hat, gegeben die Vergangenheit des Prozesses und die Information, daß ein Ereignis stattfindet.

Anstelle der Argumentation über die Vernachlässigung der Dauern kann man versuchen, Schätzer für β direkt aus der partiellen Likelihood (55) herzuleiten. Die partielle Likelihood ergab sich dort als der Faktor der Likelihood, der ausschließlich auf innovativen Ereignissen beruht. Um Schätzer für β herleiten zu können, wird zunächst ein Schätzer für die Intensität berechnet für festes β . Setzt man diesen Schätzer in die Formel für die partielle Likelihood ein, erhält man wieder die partielle Likelihood von Cox. Diese Überlegung kann wie folgt präzisiert werden. Mit den im Cox-Modell angenommenen Raten hat die Formel (55) für die partielle Likelihood die Gestalt

$$\mathcal{P}_t \prod_i \left(dA_0(t) \exp(\beta^T Z_i(t)) \right)^{\Delta N_i^C(t)} (1 - dA_0(t) S^{(0)}(\beta, t))^{1 - \Delta N_i^C(t)}. \quad (68)$$

Dabei bezeichnet $A_0(t) = \int_0^t \alpha_0(u) du$ und $S^{(0)}(\beta, t) = \sum_{i=1}^n \exp(\beta^T Z_i(t)) Y_i(t)$. $S^{(0)}(\beta, t)$ ist die Summe der relativen Risiken über die Risikomenge zur Zeit t . Mit N_i wird die Summe der Zählprozesse der verschiedenen Personen bezeichnet, $\sum N_i = N$. Schreibt man (68) in „diskreter“ Form, indem man nur die Zeiten berücksichtigt, an denen ein Ereignis, eine Zensurierung oder eine Änderung einer Kovariablen eintritt, dann erhält man

$$\prod_t \left\{ \prod_i \left(\Delta A_0(t) \exp(\beta^T Z_i(t)) \right)^{\Delta N_i^C(t)} \right\} \exp \left(- \int_0^t S^{(0)}(\beta, u) \Delta A_0(u) \right) \quad (69)$$

(Andersen u.a., 1992, S. 482). Man erhält einen Maximum-Likelihood-Schätzer für die integrierte Intensität, indem man den Ausdruck (69) für festes β bezüglich $\Delta A_0(t)$ maximiert. Man erhält

$$\Delta \hat{A}_0(t, \beta) = \frac{\Delta N_i^C(t)}{S^{(0)}(\beta, t)}$$

und schätzt daher die integrierte Intensität durch den Nelson-Aalen-Schätzer

$$\hat{A}_0(t, \beta) = \int_0^t \frac{J(u)}{S^{(0)}(\beta, u)} dN_i^C(u), \quad J(u) = 1_{\{Y_1(u) + \dots + Y_n(u) > 0\}}. \quad (70)$$

Wie üblich kann \hat{A}_0 als endliche Summe über die beobachteten Sprungzeiten geschrieben werden. Setzt man diesen Schätzer (70) in (69) ein, dann lautet die partielle Likelihood

$$L(\beta) \prod_t \Delta N_i^C(t)^{\Delta N_i^C(t)} \exp(-N_i^C(t)) \quad \text{mit} \quad (71)$$

$$L(\beta) = \prod_t \prod_i \left(\frac{\exp(\beta^T Z_i(t))}{S^{(0)}(\beta, t)} \right)^{\Delta N_i^C(t)}. \quad (72)$$

Der Ausdruck $L(\beta)$ ist gerade wieder die partielle Likelihood von Cox. Durch Maximierung von $L(\beta)$ erhält man einen Profil-Likelihood-Schätzer für β . Dieser stimmt also gerade mit dem Partial-Likelihood-Schätzer von Cox überein. Eingesetzt in (70) liefert dieser wieder einen Schätzer für die integrierte Rate bzw. mit (62) für die Hazardrate.

Je nach Spezifikation der Kovariablen erhält man unterschiedliche Likelihoods. Im ersten Fall, wenn die Kohorte als einfache Kovariable im Modell berücksichtigt wird, lautet die partielle Likelihood gerade

$$L(\beta_1, \beta_2) = \prod_t \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\beta_1^T Z_{1i} + \beta_2^T Z_{2i})}{\sum_{k=1}^n Y_k(t) \exp(\beta_1^T Z_{1k} + \beta_2^T Z_{2k})} \right)^{\Delta N_i(t)}.$$

Im zweiten Fall, wenn aufgrund der Kohorten Strata gebildet werden, ergibt sich die partielle Likelihood als Produkt der partiellen Likelihoods für die beiden Strata:

$$L(\beta_2^T) = \prod_t \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\beta_2^T Z_{2i})}{\sum_{k=1}^n Y_{1k}(t) \exp(\beta_2^T Z_{2k})} \right)^{\Delta N_{1i}(t)} * \\ \prod_t \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\beta_2^T Z_{2i})}{\sum_{k=1}^n Y_{2k}(t) \exp(\beta_2^T Z_{2k})} \right)^{\Delta N_{2i}(t)}$$

Spaltet man die Kovariable Z_2 in der beschriebenen Weise auf, dann ergibt sich

$$L(\beta_{21}, \beta_{22}) = \prod_t \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\beta_{21}^T Z_{21i} + \beta_{22}^T Z_{22i})}{\sum_{k=1}^n Y_{1k}(t) \exp(\beta_{21}^T Z_{21k} + \beta_{22}^T Z_{22k})} \right)^{\Delta N_{1i}(t)} * \\ \prod_t \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\beta_{21}^T Z_{21i} + \beta_{22}^T Z_{22i})}{\sum_{k=1}^n Y_{2k}(t) \exp(\beta_{21}^T Z_{21k} + \beta_{22}^T Z_{22k})} \right)^{\Delta N_{2i}(t)}$$

In allen drei beschriebenen Fällen werden die geschätzten Parameter unterschiedlich interpretiert. Verwendet man nur die Kovariable Z_1 , dann beträgt der Quotient der Raten zwischen Personen aus den beiden Kohorten gerade $\exp(\hat{\beta}_1)$. Verwendet man nur Z_2 , dann beträgt die geschätzte Zunahme der Rate pro Einheit Bildung gerade $\exp(\hat{\beta}_2)$. Verwendet man gleichzeitig beide Kovariablen, dann ist $\exp(\beta_1)$ der Quotient der Hazardraten von Personen aus den beiden Kohorten bei gegebener Bildung. Die Größe $\exp(\beta_2)$ ist die Zunahme der Aufstiegsrate beim Vergleich zwischen Personen derselben Kohorte mit einer Einheit unterschiedlicher Bildung. Wenn man die Interaktion der beiden Kovariablen berücksichtigt, ist $\exp(\beta_1)$ der Quotient der Hazards zwischen Personen aus den verschiedenen Kohorten, deren Bildung gleich der mittleren Bildung ist. In diesem Fall geben $\exp(\beta_{21})$ und $\exp(\beta_{22})$ die Zunahme der Rate pro Einheit Bildung in der jeweiligen Kohorte an.

4.5.1 Schätzen und Testen von β

Der Maximum-Partial-Likelihood-Schätzer wird im folgenden mit $\hat{\beta}$ bezeichnet. Zur Existenz und Eindeutigkeit von $\hat{\beta}$ vgl. Andersen und Mitarbeiter (1992, S. 485).

Hypothesen über $\hat{\beta}$ können mit verschiedenen Teststatistiken überprüft werden. Dazu werden zunächst die ersten beiden Ableitungen der partiellen Likelihood (72) bzw. der logarithmierten Likelihood $\log PL(\beta)$ nach β berechnet für $k = 1, \dots, p$:

$$\frac{\partial}{\partial \beta_k} \log L(\beta) = \sum_{i=1}^n \int_0^t \frac{\partial}{\partial \beta_k} (\beta^T Z_i(s)) dN_i^C(s) \\ - \int_0^t \frac{\partial}{\partial \beta_k} \log \sum_{k=1}^n \exp(\beta^T Z_k(s)) Y_k(s) dN_i^C(s).$$

Man sieht leicht, daß

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \log \sum_{k=1}^n \exp(\beta^T Z_k(s)) Y_k(s) = \frac{S^{(1)}(\beta, s)}{S^{(0)}(\beta, s)} = E(s, Z, \beta)$$

mit $S^{(1)}(\beta, s) = \sum_{k=1}^n Z_k(s) \exp(\beta^T Z_k(s)) Y_k(s)$

und $S^{(0)}$ wie auf S. 199. $E(s, Z, \beta)$ kann als Erwartungswert des Kovariablenvektors $Z(s)$, wenn ein Individuum mit Wahrscheinlichkeit

$$p_i(s, \beta) = \frac{Y_i(s) \exp(\beta^T Z_i(s))}{S^{(0)}(\beta, s)}$$

ausgewählt wird, interpretiert werden. Man kann E dann auch als gewichtetes empirisches Mittel der Kovariablen der Personen in der Risikogruppe zum Zeitpunkt s ansehen, wobei die Gewichte proportional zu $\exp(\beta Z)$ sind.

Für die Scorestatistik

$$U(\beta) = \frac{\partial}{\partial \beta} \log L$$

erhält man:

$$U(\beta) = \sum_{i=1}^n \int_0^t Z_i(s) - E(s, Z, \beta) dN_i^C(s). \quad (73)$$

Die einzelnen Summanden sind wegen der Funktionen E nicht unabhängig. Man kann die Scorefunktion jedoch als Summe unkorrelierter Terme schreiben (Fleming & Harrington, 1991, S. 150). Grundlegend für die Herleitung ist die Gleichung

$$\frac{\sum_i (Z_i(s) - E(s, Z, \beta)) Y_i(s) \exp(\beta^T Z_i(s))}{\sum_j Y_j(s) \exp(\beta^T Z_j(s))} = 0. \quad (74)$$

Dieser Zusammenhang ergibt sich, wenn man sich $Z_i(s) - E(s, \beta, Z)$ als Kovariable vorstellt, die an ihrem empirischen Mittel zentriert ist. Bei diesem empirischen Mittel wird die i -te Komponente mit der Wahrscheinlichkeit $Y_i(s) \exp(\beta^T Z_i(s))$ gewichtet. Der Mittelwert dieser zentrierten Ausdrücke bezüglich der gleichen Gewichtsfunktionen ist gerade null. Aus (74) folgt unmittelbar

$$\sum_i (Z_i(s) - E(s, Z, \beta)) Y_i(s) \exp(\beta^T Z_i(s)) \lambda_0(s) = 0$$

und damit

$$U(\beta, t) = \sum_{i=1}^n \int_0^t Z_i(s) - E(s, Z, \beta) dM_i(s), \quad (75)$$

wobei

$$M_i(t) = N_i(t) - \int_0^t Y_i(s) \exp(\beta^T Z_i(s)) \lambda_0(s) ds.$$

Da sich nach (75) die Scorefunktion als Integral eines vorhersagbaren Prozesses bezüglich eines Martingals darstellen läßt, ist sie selbst ebenfalls ein Martingal. Dies erlaubt die Berechnung der asymptotischen Eigenschaften des PL-Schätzers für β unter Anwendung des zentralen Grenzwertsatzes für Martingale. Als zweite Ableitung der Log-Likelihood erhält man

$$I(\beta) = \int_0^t V(\beta, s) dN^c(s) \quad \text{mit} \quad V(\beta, s) = \frac{S^{(2)}(\beta, s)}{S^{(0)}(\beta, s)}$$

$$S^{(2)}(\beta, s) = \sum_{i=1}^n Z_i^{\otimes 2}(s) \exp(\beta^T Z_i(s)) Y_i(s)$$

$Z^{\otimes 2}$ bezeichnet die $p * p$ -Matrix ZZ^T . Die Kovarianzprozesse sind daher bekannt. Unter zusätzlichen Regularitätsannahmen kann man zeigen, daß $\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0)$ in Verteilung gegen $\mathcal{N}(0, (n^{-1}I_\tau(\hat{\beta}))^{-1})$ strebt (Andersen u.a., 1992, S. 496 ff.; Kalbfleisch & Prentice, 1980, S. 114). Unter denselben Regularitätsannahmen haben folgende drei Teststatistiken unter der Hypothese $\beta = \beta_0$ eine χ_p^2 -Verteilung:

- die Wald-Statistik $(\hat{\beta} - \beta_0)^T I_\tau(\hat{\beta})(\hat{\beta} - \beta_0)$,
- der (partielle) Likelihoodquotient und $2(\log L_\tau(\hat{\beta}) - \log L_\tau(\beta_0))$,
- der Score-Test $U_\tau(\beta_0)^T I_\tau(\beta_0)^{-1} U_\tau(\beta_0)$.

Die Formeln vereinfachen sich unter der Nullhypothese $\beta_1 = \dots = \beta_p = 0$. Unter dieser Hypothese stimmt der Score-Test mit dem Log-Rang-Test überein. Man vergleicht zwei Überlebensverteilungen oft mit Hilfe des Log-Rang-Tests. Anschaulich kann die Teststatistik als Differenz zwischen der beobachteten Anzahl von Ereignissen in jeder Gruppe und der zugehörigen erwarteten Anzahl unter der Nullhypothese beschrieben werden (Kalbfleisch & Prentice, 1980, S. 17). Man möchte beispielsweise k Populationen vergleichen. Dann kann man die Zahl der Ereignisse und die Zahl der Überlebenden an jedem Zeitpunkt $t_1 < \dots < t_m$ in eine $2 * k$ -Tabelle schreiben. Bedingt auf die Geschichte bis kurz vor t kann die Verteilung der Zahl der Ereignisse als Produkt von Binomialverteilungen ausgedrückt werden. Gegeben die Gesamtzahl der Ereignisse zu jedem Zeitpunkt ist die Verteilung der Ereignisse in einer Stichprobe bei gegebener Risikomenge hypergeometrisch verteilt. Es sei d_{ij} die Anzahl der Ereignisse an t_j in Stichprobe i , n_{ij} sei die Risikomenge. Dann gilt

$$P(d_{1j}, \dots, d_{kj} \mid d_j) = \frac{\prod_1^k \binom{n_{ij}}{d_{ij}}}{\binom{n_j}{d_j}}.$$

Die erwartete Zahl von Ereignissen an t_j in Stichprobe i lautet

$$w_{ij} = n_{ij}d_jn_j^{-1}$$

und die Kovarianz zwischen d_{ij} und d_{lj} ist

$$(V_j)_{il} = -n_{ij}n_{lj}d_j(n_j - d_j)n_j^{-2}(n_j - 1)^{-1}.$$

Die Statistik $v_j^T = (d_{1j} - w_{1j}, \dots, d_{kj} - w_{kj})^T$ hat dann gerade den Erwartungswert null und Varianz V_j . Die Summe der v_j über die Ereigniszeitpunkte ist gerade die Log-Rang-Statistik v . Unter der Annahme, daß die Tabellen unabhängig sind (was offensichtlich falsch ist, wenn sie sich auf aufeinanderfolgende Ereignisse beziehen), beruht die Teststatistik für die Gleichheit der k Überlebenskurven auf der Verteilung von $v^T V^{-1} v$. Diese Statistik ist asymptotisch χ^2_{r-1} -verteilt. Dabei bezeichnet V^{-1} die generalisierte Inverse von $V = V_1 + \dots + V_m$.

Den bisher präsentierten Ergebnissen lag die Annahme zugrunde, daß niemals mehrere Sprünge zum selben Zeitpunkt stattfinden. Die später benutzten Daten enthalten Zeitangaben nur auf Monatsbasis. Daher kommen viele *Bindungen*, das heißt gleichzeitige Ereignisse oder Zensierungen, vor. Man kann annehmen, daß die Ereignisse tatsächlich nacheinander stattgefunden haben. Die Gleichzeitigkeit der Ereignisse ist wahrscheinlich nur durch die ungenaue Messung verursacht. Wenn dies zutrifft, dann sind die Bindungen in dem Sinne zufällig, daß sie nicht auf eine Abhängigkeit der Prozesse voneinander oder gemeinsam von einem dritten Prozeß zurückführbar sind. Auch Zensierungen können verhindern, daß die genaue Reihenfolge der Ereignisse bekannt ist. Man umgeht dieses Problem mit der Konvention, daß Zensierungen grundsätzlich nach Ereignissen vorkommen. Man nimmt an, daß eine Person an t kein Ereignis gehabt hat, wenn ihr Verlauf zum Zeitpunkt t zensiert ist. Es sei darauf hingewiesen, daß die Forderung nichtsimplanter Ereignisse nicht von der Notation der Zählprozesse abhängt. Die partielle Likelihood von Cox beruht grundsätzlich auf der Kenntnis der Reihenfolge der Ereignisse.

Wenn es eine große Zahl von Bindungen gibt, dann ist die Verwendung eines diskreten Modells angebracht (Prentice & Gloeckler, 1978). Das diskrete Cox-Modell wird durch die Annahme

$$1 - F(t, Z) = (1 - F_0(t, Z))^{\exp(\beta^T Z)}$$

charakterisiert (Kalbfleisch & Prentice, 1980, S. 36). Zum Zeitpunkt t_j finden d_j Ereignisse statt. Die Likelihood reduziert sich in diesem Fall auf ein endliches Produkt über die diskreten Zeiten t_1, \dots, t_m

$$\prod_{j=1}^m \frac{\exp(\beta^T S_j)}{\sum_{q \in Q_j} \exp(\beta^T S_q^*)}$$

mit Q_j die Menge aller d_j -elementigen Teilmengen der Risikomenge, S_j die Summe der Kovariablen der Personen, die an t_j ein Ereignis haben, und S_q^* die Summe der Kovariablenvektoren der d_j Personen in der jeweiligen Teilmenge aus Q_j . Man kann dieses Modell anwenden, indem man die Zeitachse in Intervalle $A_j = [a_{j-1}, a_j)$, $j = 1, \dots, r$

unterteilt mit $a_0 = 0$ und $a_r = \infty$. Unter dem Cox-Modell lautet die Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis an t_j eines Individuums mit Kovariablen $z(t_j)$ an t_j :

$$[1 - a_j^{\exp(\beta^T Z(t_j))}] \prod_{k=1}^{j-1} \alpha_k^{\exp(\beta^T Z(t_k))},$$

wobei α_k die Überlebenswahrscheinlichkeit in A_k für ein Individuum mit Kovariablen $z(t_k) = 0$ ist, gegeben es befindet sich am Ende von A_{k-1} in der Risikomenge.

Der Nachteil des Übergangs zum diskreten Cox-Modell besteht vor allem darin, daß ein großer Teil der vorliegenden Information nicht verwendet wird. Das geschieht, wenn man die Reihenfolge von Ereignissen kennt, sie aber nicht ausnutzt, weil alle Ereignisse in einem Intervall liegen. Dieses Problem ist nicht durch eine Verkleinerung der Intervalle lösbar. Wenn nur wenige Beobachtungen in einem Intervall liegen, dann wird das Schätzverfahren instabil (Kalbfleisch & Prentice, 1980, S. 101).

Eine andere Behandlung von Bindungen im Cox-Modell stellen Kalbfleisch und Prentice (1980, Abschnitt 4.2.2) ausführlich dar. Ihr Vorgehen beruht auf der Verwendung von Rangstatistiken. Es sei $d(t_i)$ die Anzahl der Ereignisse zum Zeitpunkt t_i . Eine theoretisch angemessene Vorgehensweise besteht darin, alle möglichen Permutationen der Personen zu betrachten, die an t_i ein Ereignis haben. Es handelt sich um $d(t_i)!$ Möglichkeiten. Je mehr Bindungen vorkommen, desto aufwendiger wird eine solche Berechnung. Man vereinfacht diese Überlegungen, indem man die marginale Likelihood der Rangstatistiken berechnet. Das heißt, man betrachtet die Wahrscheinlichkeit dafür, daß die Personen i_1, \dots, i_r ein Ereignis an t_i haben, gegeben die Geschichte bis t_i und die Risikomenge an t_i :

$$\frac{e^{\beta^T Z_{i_1}} \cdot \dots \cdot e^{\beta^T Z_{i_r}}}{\sum_{k \in Q(i, d)} e^{\beta^T Z_{k_1}} \cdot \dots \cdot e^{\beta^T Z_{k_r}}}, \quad (76)$$

wobei die Summen im Nenner über alle Möglichkeiten k gehen, $d(t_i)$ Ereignisse aus der Risikomenge an t_i zu ziehen. Die Reihenfolge der Ereignisse wird in der marginalen Likelihood nicht spezifiziert.

Man kann annehmen, daß die Reihenfolge an t_j nicht von der Reihenfolge zeitgleicher Beobachtungen zu einem früheren Zeitpunkt beeinflusst wird. Die Likelihood ergibt sich daher als Produkt über die Ausdrücke der Form (76). Daher lautet die Log-Likelihood:

$$\sum_j \left[\beta^T S_j - \log \sum_{k \in Q(j, d)} e^{\beta^T S_{jk}} \right], \quad (77)$$

mit S_j die Summe der Kovariablenvektoren der Individuen, die an t_j ein Ereignis haben. S_{jk} ist die analoge Summe für die Auswahl von $d(t_j)$ Personen aus der Risikogruppe, die durch den Vektor k gekennzeichnet ist.

Die Formel (77) ist zwar zu berechnen; dies kann jedoch sehr aufwendig sein. Wenn es zu einem Zeitpunkt nur wenige Bindungen gibt im Vergleich zur Risikomenge, dann kann man (77) durch den Schätzer von Breslow approximieren

$$\sum_j \left[\beta^T S_j - d(t_j) * \log \sum_{R_j} e^{\beta^T Z_j} \right] \quad (78)$$

(Breslow, 1974). Der Fehler, den man bei dieser Näherung macht, besteht in einer falschen Spezifikation des Nenners der Likelihood. Dieser wird durch die Summe der Risiken der Personen gebildet, die sich zum aktuellen Zeitpunkt in der Risikogruppe befinden. Wenn zwei Ereignisse nacheinander auftreten, dann ist das erste der beiden nicht in der Risikogruppe für das zweite Ereignis. Bei Bindungen kann man die Nenner jedoch nicht exakt spezifizieren. Breslows Näherung läßt den Nenner für beide Ereignisse gleich. Bei großen Risikomengen und wenigen Bindungen ist der dadurch entstehende Fehler klein.

Je größer der Anteil der Bindungen in der Risikogruppe ist, desto verzerrter ist der Schätzer von Breslow. Eine andere Näherung wurde von Efron vorgeschlagen. Auch bei dieser Näherung wird die gesamte Risikomenge vor dem ersten der zeitgleichen Ereignisse in allen Nennern berücksichtigt. Die Einzelbeobachtungen werden jedoch gewichtet entsprechend der Wahrscheinlichkeit, mit der sie noch in der Risikomenge enthalten sind. Bei der Näherung von Efron werden bessere Eigenschaften vermutet als bei der Näherung von Breslow (Kalbfleisch & Prentice, 1980, S. 75). Die Log-Likelihood lautet (Efron, 1977)

$$\sum_j \left[\beta^T S_j - \log \prod_k \left(\sum_{R_j} e^{\beta^T Z_j} - (k-1)d(t_j)^{-1} \sum_{l \in D(t_j)} \exp(Z_l \beta) \right) \right],$$

wobei $D(t_j)$ die Menge der Individuen ist, die an t_j ein Ereignis haben.

Weitere Approximationen der Likelihood bei Bindungen finden sich bei Cox und Oakes (1984, S. 103) und Kalbfleisch und Prentice (1980, S. 75). Die Maximum-Partial-Likelihood-Schätzung von β sowie die zugehörige Scorestatistik und die Varianz von $\hat{\beta}$ verändern sich entsprechend. Dennoch läßt sich unter schwachen Bedingungen die asymptotische Normalität zeigen.

4.5.2 Überprüfung der Annahmen des proportionalen Ratenmodells

Bisher wurde die Frage nach der Anpassung eines Modells an die Daten nur kurz diskutiert. Für das proportionale Ratenmodell wird diese Frage nun ausführlicher in Anlehnung an die Darstellung in Andersen und Mitarbeiter (1992, S. 539 ff.) erörtert. Die Kovariablen werden als zeitunabhängig angenommen. Im proportionalen Ratenmodell lautet die angenommene Intensität für die i -te Person $\lambda_i(t) = \alpha_i(t)Y_i(t) = \alpha_0(t) \exp(\beta^T Z_i)Y_i(t)$. Darin sind zwei grundlegende Annahmen enthalten, die im weiteren überprüft werden sollen:

1. Die Raten sind proportional. Das Verhältnis zweier Raten ist konstant über die Zeit:

$$\frac{\alpha_i(t)}{\alpha_j(t)} = \exp(\beta^T(Z_i - Z_j)), \text{ falls } Y_i(t) = Y_j(t) = 1$$

2. Die Kovariablen wirken linear auf die logarithmierten Raten. Falls $Y_i(t) = 1$ gilt:

$$\log \alpha_i(t) - \log \alpha_0(t) = \beta^T Z_i.$$

Diese Annahmen können graphisch überprüft werden. Daneben sollen Tests zu beiden Annahmen vorgestellt werden. Schließlich wird die Möglichkeit einer Residuenanalyse beschrieben, basierend auf der Martingaleigenschaft der Residuen.

In früheren Beispielen wurde gezeigt, daß nicht alle Raten in diesen Modellen als proportional angesehen werden müssen. Wenn man keine Proportionalität annimmt, bildet man Strata oder Schichten (vgl. S. 197). Man kann überprüfen, ob eine Kovariable die Rate proportional verschiebt, indem man Strata aufgrund dieser Kovariable bildet und dieses stratifizierte Modell analysiert. Dabei wird angenommen, daß die Proportionalitätsannahme innerhalb der Schichten erfüllt ist. Die Schichten werden durch die Kategorien der interessierenden Kovariablen definiert. Es bezeichne Z^* den Kovariablenvektor ohne diese Kovariable und β_* den entsprechenden Parametervektor. Es sei $j(i) = j$, wenn die i -te Person in die j -te Schicht fällt.

Man vergleicht dann das stratifizierte Modell

$$\alpha_i(t) = \alpha_{j(i)0}(t) \exp(\beta_*^T Z_i^*)$$

mit dem proportionalen Ratenmodell

$$\alpha_i(t) = \alpha_0(t) \exp(\beta^T Z_i).$$

Formel (70) ermöglicht die Berechnung des NA-Schätzers für das stratifizierte Modell. Unter der Annahme proportionaler Raten sollte die graphische Darstellung von $\log \hat{A}_{10}(t, \hat{\beta}), \dots, \log \hat{A}_{k0}(t, \hat{\beta})$ parallele Geraden zeigen mit konstanten vertikalen Abständen. Wenn sich parallele Geraden zeigen, dann ist die Proportionalitätsannahme erfüllt und die Stratifizierung ist nicht nötig.

Die Aussagekraft dieser Darstellung ist in zweierlei Hinsicht eingeschränkt. Die Varianz der Kurven ist abhängig von t . Je länger der Prozeß läuft, desto ungenauer ist die Schätzung. Darüber hinaus kann von einer Änderung des Abstands der $\log \hat{A}_{10}(t)$ nicht auf die Art der Abweichung von der Proportionalitätsannahme geschlossen werden. Letzteres ist dagegen bei einer anderen graphischen Darstellung möglich.

Man kann die Proportionalitätsannahme mit einer Darstellung von $\hat{A}_{k0}(t)$ gegen $\hat{A}_{10}(t)$ überprüfen. Sie sollte eine Ursprungsgerade zeigen, deren Steigung gerade der Exponentialfunktion des geschätzten Parameters entspricht. Auch sie ist mit der Einschränkung zu interpretieren, daß die Varianz von $\hat{A}_{10}(t)$ von t abhängt. Zeigt die Darstellung eine konkave Form, dann bedeutet dies, daß $\alpha_{h(t)}/\alpha_{k(t)}$ fällt. Bei einer konvexen Form kann auf eine Zunahme von $\alpha_{h(t)}/\alpha_{k(t)}$ mit t geschlossen werden.

Gray schlägt eine Überprüfung der Proportionalitätsannahme anhand einer direkten graphischen Darstellung des Quotienten der Raten vor (Gray, 1990). Die r -te Kovariable $Z^{(r)}$ sei eine binäre Zufallsvariable. Im Cox-Modell wird der Quotient der Raten für beide Werte von $Z^{(r)}$ als konstant angenommen. Dies kann man überprüfen, indem man die Raten für beide Werte von $Z^{(r)}$ getrennt schätzt. Der logarithmierte Quotient hat den Erwartungswert null. Eine graphische Darstellung dieses Quotienten gegen die Zeit sollte daher um den Wert null streuen. Abweichungen von null geben Anregungen, in welcher Weise der Kovariableneinfluß modifiziert werden kann. Beispielsweise kann man eine Variable $Z^{(r)}$ durch mehrere Variablen ersetzen, die jeweils für einen bestimmten Teil des betrachteten Zeitraums die Werte von $Z^{(r)}$ haben. Gray verwendet für die Schätzung der Rate die Notation der Zählprozesse. Die Baseline-Rate kann als

$$\Lambda_0(t) = \sum_{i=1}^n \int_0^t \left(\sum_{j=1}^n Y_j(u) \exp(\hat{\beta}^T Z_j(u)) \right)^{-1} dN_i(u)$$

geschrieben werden, wobei Z_j wie üblich den Kovariablenvektor der Person j bezeichnet. Diese Formel wird benutzt, um die Raten zu schätzen. Man erhält eine geglättete Version der geschätzten Raten zum Zeitpunkt t , indem man den Integranden mit einer Kernfunktion mit Mittelpunkt t multipliziert:

$$\sum_{i:Z_i=k}^n \int_0^t \frac{1}{b} K\left(\frac{t-u}{b}\right) \left(\sum_{j:Z_j=k}^n Y_j(u) \exp(\hat{\beta} X_j(u)) \right)^{-1} dN_i(u), \quad k = 0, 1. \quad (79)$$

Dabei ist X_j der Kovariablenvektor Z_j der j -ten Person ohne Werte der Kovariablen $Z^{(r)}$. Mit Hilfe der Martingaleigenschaft der Zählprozesse kann gezeigt werden, daß (79) unter gewissen Voraussetzungen⁷⁴ ein konsistenter Schätzer für die Rate zum Zeitpunkt t ist. In endlichen Stichproben kann die Verzerrung jedoch groß sein. Als Faltung der interessierenden Rate mit einer Kernfunktion ist die Schätzung für die Rate sowieso verzerrt (vgl. S. 192).

Ein Test für die Proportionalitätsannahme im Cox-Modell kann ebenfalls durch Hinzufügen deterministischer zeitveränderlicher Kovariablen gewonnen werden. Anstelle von $Z^{(r)}$ verwendet man $Z^{(r)}g(t)$ mit $g(t) = t$, $g(t) = \log(t)$ oder $g(t) = 1_{\{t \leq t_0\}}$. Die Verwendung von $Z^{(r)} * \log(t)$ impliziert, daß der Einfluß von $Z^{(r)}$ nicht konstant ist, sondern sich mit der Zeit abschwächt. Während am Zeitpunkt null eine Einheit von $Z^{(r)}$ die Dauer um β erhöht, hat zum Zeitpunkt t das $\log(t)$ -fache von $Z^{(r)}$ denselben Effekt.

Die zweite im Cox-Modell enthaltene Annahme bezieht sich auf die Loglinearität. Sie kann ebenfalls getestet werden. Ein einfaches Verfahren, um die Loglinearitätsannahme zu überprüfen, besteht darin, den Wertebereich der Variablen $Z^{(r)}$ in einzelne Abschnitte zu unterteilen. Man kann dann in das Modell nicht nur $Z^{(r)}$, sondern auch $Z^{(r)} * 1\{\text{Abschnitt } j\}$ für alle Abschnitte einfügen, ausgenommen die Referenzkategorie. Ist der zugehörige geschätzte Parameter signifikant von null verschieden, dann ist dies ein Hinweis auf die Verletzung der Linearitätsannahme. Zugleich legen die geschätzten Parameter eine bestimmte Form des Einflusses der Variablen nahe, zum Beispiel einen logarithmischen Einfluß.

4.5.3 Residuen

Zählprozesse ermöglichen eine Erweiterung graphischer Verfahren vor allem durch die Definition geeigneter Residuen. Im folgenden wird ein Überblick über verschiedene Definitionen von Residuen gegeben.

Teststatistiken für die Anpassung eines linearen Modells beruhen auf den Fehlertermen ε mit $Y = X\beta + \varepsilon$. Unter den üblichen Modellannahmen sollten die Residuen

⁷⁴ Zu diesen Voraussetzungen gehört $b \rightarrow 0$ und $n \rightarrow \infty$ mit $nb \rightarrow \infty$.

$Q = Y - X\hat{\beta}$ näherungsweise normalverteilt sein. In geeigneten graphischen Darstellungen geben Residuen Hinweise auf Ausreißer, ausgelassene Variablen, Nichtlinearität und anderes mehr. Die Kenntnis ihrer Verteilung ermöglicht darüber hinaus formale Tests in diesen Situationen. Diese Eigenschaften der Residuen sind bei Verlaufsmodellen nicht erfüllt. Insbesondere sind die Differenzen zwischen der beobachteten und der erwarteten Dauer über die Zeit korreliert. Wenn Zensierungen vorkommen, können die Residuen nicht identisch verteilt sein. Bei der Analyse von Ereignisdaten werden daher andere Residuen verwendet.

Cox und Snell haben einen verallgemeinerten Residuenbegriff entwickelt (Cox & Snell, 1968). Es sei Z die interessierende Variable oder eine geeignete Transformation von ihr. Man nimmt an, daß ein Zusammenhang $Z_i = g_i(\beta, \varepsilon_i)$ gilt mit unabhängig identisch verteilten ε_i . Es sei $\hat{\beta}$ der Maximum-Likelihood-Schätzer. Unter bestimmten Voraussetzungen hat die Gleichung $Z_i = g_i(\hat{\beta}, Q_i)$ eine eindeutige Lösung $Q_i = h_i(Z_i, \hat{\beta})$. Die Idee der *verallgemeinerten Residuen* besteht nun darin, daß unter der Annahme, daß das angenommene Modell korrekt ist, die Verteilung der beobachteten Residuen Q_i mit der Verteilung der ε_i annähernd übereinstimmt und daher bekannt ist. Um verallgemeinerte Residuen berechnen zu können, muß daher zunächst eine Transformation der beobachteten Variablen vorgenommen werden, so daß unter dem Modell unabhängig identisch verteilte Zufallsvariablen entstehen. Für die Analyse von Ereignisdaten leisten dies beispielsweise die integrierten Intensitäten. Unter der natürlichen Filtration $\mathcal{F}_t = \sigma(N_s, s \leq t)$ ist

$$\Lambda(T) = \int_0^T \frac{f(s)}{S(s)} ds$$

die übliche integrierte Rate an T , so daß $S(T) = \exp(-\Lambda(T))$ gilt. Für $x \geq 0$ ist

$$\begin{aligned} P(\Lambda(T) > x) &= P(T > \Lambda^{-1}(x)) \\ &= \exp(-\Lambda(\Lambda^{-1}(x))) \\ &= \exp(-x). \end{aligned}$$

Die integrierte Intensität ist jedoch sogar für beliebige Geschichten exponentialverteilt mit Parameter eins. Dies kann unter Ausnutzung der Martingaltheorie bewiesen werden⁷⁵. Als verallgemeinertes Residuum kann man daher $Q_i = \hat{\Lambda}(T_i)$ wählen. Bei der Berechnung der so definierten Q_i muß die integrierte Rate Λ jedoch geschätzt werden, beispielsweise durch den Nelson-Aalen-Schätzer. Dies hat zur Folge, daß die Q_i tatsächlich weder unabhängig noch identisch verteilt sind. Wenn man daher die Verteilung der verallgemeinerten Residuen mit einer Exponentialverteilung vergleicht, kann man aus dieser graphischen Darstellung nur eingeschränkte Schlüsse ziehen. Da die Exponentialverteilung nur näherungsweise gilt, kann man keine exakte Gerade erwarten. Da die Residuen korreliert sind, kann aus dem Vorliegen einer Geraden nicht auf die entsprechende Anpassung des Modells geschlossen werden.

Für proportionale Ratenmodelle mit zeitkonstanten Kovariablen hat Schoenfeld sogenannte *partielle Residuen* vorgeschlagen (Schoenfeld, 1982). Dabei handelt es sich

⁷⁵ Ein Hinweis für den Beweis findet sich in Arjas (1989, S. 183).

um die Beiträge der einzelnen Ereignisse zur Scorefunktion. Die Scorefunktion der partiellen Likelihood lautet (vgl. S. 172 bzw. S. 201):

$$\begin{aligned}
 U &= \sum_{i \in D} U_i = \frac{\partial \log PL}{\partial \beta} = \sum_{i \in D} Z_i - \frac{\sum_{r \in R_i} Z_r \exp(\beta^T Z_r)}{\sum_{r \in R_i} \exp(\beta^T Z_r)} \\
 &= \sum_{i \in D} Z_i - E(T_i, Z, \beta)
 \end{aligned} \tag{80}$$

mit den Risikogruppen R_i zum Zeitpunkt T_i und D die Menge der Personen mit einem Ereignis. Die Funktion $E(T, Z, \beta)$ wurde auf S. 201 bereits definiert. Die Scorefunktion ist gerade die Summe über die Differenzen zwischen dem beobachteten Wert der Kovariablen und ihrem Erwartungswert in der jeweiligen Risikomenge zu den verschiedenen Ereigniszeitpunkten. Die Teilsummen bis zu einem Zeitpunkt T_0 sind die Scorestatistiken des Prozesses bis zu diesem Zeitpunkt. Oben wurde bereits gezeigt, daß die Scorefunktion ein Martingal ist. In einer graphischen Darstellung gegen die Zeit sollten die partiellen Residuen daher um den Nullpunkt streuen. Zeigen sich Trends, dann kann dies als Hinweis darauf gewertet werden, daß die Annahme proportionaler Raten verletzt ist.

Wenn in den Daten Bindungen vorkommen, ändern sich die genannten Formeln. Je nach der Behandlung der Bindungen kann man unterschiedliche Residuen für einen Zeitpunkt berechnen. Je mehr Bindungen vorkommen, desto verzerrter sind die geschätzten Residuen (Barlow & Prentice, 1988, S. 70).

Da Schoenfelds Residuen auf die partielle Likelihood zugreifen, erfassen sie nur einen Teil des Prozesses. Die Faktoren der partiellen Likelihood gehören zu den Ereigniszeitpunkten. Die Anpassung an den Zensierungszeitpunkten wird daher nicht berücksichtigt. Außerdem wird der Erwartungswert einer Kovariablen zum Ereigniszeitpunkt T_i nur aufgrund von zeitgleichen Beobachtungen gebildet. Die Vorstellung beispielsweise, daß der frühere Wert einer Kovariablen für das aktuelle Ereignis von Bedeutung ist, geht nicht in die Berechnung ein.

Im Kontext der Zählprozesse bietet sich eine andere Definition für Residuen an. Es handelt sich um die Martingale, die sich als Differenzen des Zählprozesses und des geschätzten Kompensators ergeben bzw. um Transformationen derselben (Andersen u.a., 1992, S. 555 f.; Barlow & Prentice, 1988). Es sei K_i ein beliebiger vorhersagbarer Prozeß. Der Index i steht wieder für die i -te Person. Dann definieren Barlow und Prentice die Residuen

$$e_i(K_i) = \int_0^t K_i(s) dN_i^C(s) - \int_0^t K_i(s) d\Lambda_i^C(s) = \int_0^t K_i(s) dM_i^C(s).$$

$e_i(K_i)$ ist die Differenz zwischen dem stochastischen Integral bezüglich des beobachteten Zählprozesses und einem bedingten Erwartungswert unter dem Modell für den Ereigniszeitpunkt der i -ten Person. Durch die Darstellung mit Hilfe der Martingale kann in den Residuen die Zeitdimension berücksichtigt werden. Im Residuum der i -ten Person wird die gesamte Geschichte der Person berücksichtigt. Zieht man außerdem den Integrationsweg auf die Umgebung eines Punktes zusammen, dann kann man formal für jede Person und jeden Zeitpunkt ein Residuum herleiten. Diese Residuen sind dann die Differenzen der beobachteten Werte von K_i und der unter dem Modell erwarteten Werte. Summation

über die Individuen führt dann auf Residuen für jeden Zeitpunkt. Integration über die Zeit führt auf Residuen für jede Person. Aus der Darstellung folgt, daß $e_i(K_i)$ wieder ein Martingal ist, also Erwartungswert null hat. Die Martingalresiduen sollten also zufällig um null streuen. Unter der Annahme, daß keine zwei Personen gleichzeitig ein Ereignis haben, sind die zugehörigen Martingal-Residuen unkorreliert. Der Variationsprozeß der Residuen kann wieder mit Hilfe des Varianzprozesses des Martingals berechnet werden.

Setzt man die Schätzer in den Kompensator ein, dann erhält man im proportionalen Ratenmodell

$$\begin{aligned} e_i(K_i) &= \int_0^t K_i(s) dN_i^C(s) - \int_0^t K_i(s) Y_i^C(s) \exp(\hat{\beta}^T Z_i(s)) d\hat{A}_0^C(s, \hat{\beta}) \\ &= \int_0^t K_i(s) dN_i^C(s) - \int_0^t K_i(s) p_i(s, \hat{\beta}) dN_i^C(s) \quad \text{mit} \end{aligned} \quad (81)$$

$$p_i(s, \beta) = \frac{Y_i^C(s) \exp(\beta^T Z_i(s))}{\sum Y_i^C(s) \exp(\beta^T Z_i(s))}$$

(siehe die Gleichung für \hat{A} auf S. 199). $p_i(s, \beta)$ ist die Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis des i -ten Individuums zum Zeitpunkt s , falls es in der Risikogruppe ist und an s ein Ereignis stattfindet, gegeben die Summe der relativen Risiken der Mitglieder der Risikogruppe. Die p_i bilden die Faktoren der partiellen Likelihood (siehe S. 172).

Je nachdem, wie K spezifiziert wird, erhält man unterschiedliche Residuen. Die folgende Darstellung nennt nur einige der möglichen Spezifikationen (Barlow & Prentice, 1988; Lin, Wei & Ying, 1993; Therneau, Grambsch & Fleming, 1990). Für $K \equiv 1$ erhält man

$$\hat{e}_i(1) = N_i^C(t) - \hat{\Lambda}_i^C(t). \quad (82)$$

Dies ist die Differenz zwischen der beobachteten Zahl von Ereignissen des i -ten Individuums bis t und der erwarteten Zahl von Ereignissen unter dem Modell. Dieses Residuum ist das verallgemeinerte Residuum $\hat{\Lambda}_i$ im Sinne von Cox und Snell, zentriert an null. In der Form (82) handelt es sich um ein Martingal, dessen statistische Eigenschaften zur Überprüfung des Modells verwendet werden können.

Therneau und Mitarbeiter verwenden dieses Residuum, um die geeignete funktionale Form zu erkennen (Therneau, Grambsch & Fleming, 1990). Zu diesem Zweck betrachten sie eine graphische Darstellung der Residuen gegen die Kovariablenwerte. Die Residuen zeigen, für welche Kovariablenwerte die Häufigkeiten über- bzw. unterschätzt werden.

Arjas schlägt die Verwendung dieser Residuen vor, um zwei Modellannahmen des proportionalen Ratenmodells zu überprüfen (Arjas, 1988). Es handelt sich um die Prüfung, ob eine wichtige Kovariable im Modell fehlt, sowie um die Prüfung, ob alle Individuen eine gemeinsame Baseline-Hazardrate haben. Der einfache Plot der Residuen gegen die Zeit zeigt meist – entgegen der allgemeinen Theorie – ein systematisches Muster. Zu Beginn des Prozesses befinden sich die Residuen im negativen Bereich, bis das erste Ereignis oder eine Zensierung eintritt. Arjas berücksichtigt dies in den graphischen Darstellungen, indem er den Kompensator gegen die Zahl der Ereignisse bis zu dem

betrachteten Ereignis abträgt. Wenn man dies für verschiedene Teilgruppen der Population macht, müßte sich unter der Annahme proportionaler Raten eine Gerade mit Steigung eins zeigen. Eine größere Steigung oder eine konkave Form sind Abweichungen, die auf die Verletzung der Modellannahmen schließen lassen.

Die Bewertung der graphischen Darstellungen wird durch ein anderes Problem erschwert. Sobald man in den Kompensator den Partial-Likelihood-Schätzer einsetzt, verlieren die geschätzten Residuen die Martingal-Eigenschaft. Die Streuung um den Nullpunkt gilt nur noch näherungsweise (Arjas, 1988). Es sind zwar asymptotische Aussagen möglich, diese werden aber unter unrealistischen Annahmen gemacht. Exakte Goodness-of-Fit-Tests liegen für diese graphischen Darstellungen daher nicht vor. Auch diese Residuen decken nicht alle Fehlspezifikationen des Modells auf (Barlow & Prentice, 1988). Bei Rechtszensierungen und bei kleinen Stichproben ist nicht klar, wie die Abbildung zu interpretieren ist (Andersen u.a., 1992, S. 555).

Die verschiedenen Martingaltransformationen in (81) bieten weitere Anwendungsmöglichkeiten. Eine andere Spezifikation von K_i führt auf eine Verallgemeinerung der Schoenfeld-Residuen. Es sei

$$\begin{aligned}
 & e_i(Z_i(t) - \hat{E}(t, Z, \hat{\beta})) \\
 &= \int_0^t (Z_i(s) - \hat{E}(s, Z, \hat{\beta}))(dN_i^C(s) - \hat{p}_i(s, \beta)dN_i^C(s)) \\
 &= (Z_i(t_i) - \hat{E}(t_i, Z, \hat{\beta}))\delta_i - \sum_{l=1}^n (Z_i(t_l) - \hat{E}(t_l, Z, \hat{\beta}))\delta_l\hat{p}_i(t_l, \beta),
 \end{aligned} \tag{83}$$

mit $\hat{E}(t, Z, \hat{\beta}) = \sum Y_i^C(t)Z_i(t)\hat{p}_i(t, \beta)$. δ_i hat den Wert eins, wenn an t_i eine Person ein Ereignis hat. Ansonsten hat δ_i den Wert null. Diese Verallgemeinerung von Schoenfelds Residuen ist auch auf zeitabhängige Kovariablen anwendbar. In das Residuum an einem bestimmten Zeitpunkt werden gewichtete Schoenfeld-Residuen aller früheren Ereigniszeitpunkte einbezogen. Betrachtet man diese Residuen über die Zeit, dann kann man erkennen, ob die Residuen über die Zeit systematisch variieren. Die Residuen sind allerdings grundsätzlich verzerrt. Je später die Personen Ereignisse haben, desto größer sind die Residuen. Man kann daher die Residuen standardisieren, indem man durch einen Schätzer für den Varianzprozeß dividiert. Dies wird in Therneau, Grambsch und Fleming (1990, S. 152) genauer dargestellt und angewendet. Im nächsten Abschnitt kommen wir ebenfalls darauf zurück.

4.5.4 Einflußfunktion

Auch wenn ein Modell gut paßt, stellt sich die Frage, wie sehr der Schätzer für β von einzelnen Beobachtungen beeinflusst wird. Im zweiten Kapitel wurden solche Fragestellungen mit Hilfe der Einflußfunktion diskutiert. Dabei wurde die Einflußfunktion für Logit-Modelle berechnet. In ähnlicher Weise kann auch eine Näherung der Einflußfunktion für das Cox-Modell hergeleitet werden.

Es sei $\hat{\beta} = \mathcal{T}(F_n)$ der Partial-Likelihood-Schätzer. Er kann als Statistik der empirischen Verteilungsfunktion geschrieben werden. Die Einflußfunktion der Teststatistik \mathcal{T} an einer Verteilung F wurde in Abschnitt 2.6.2 definiert als infinitesimale Änderung der Teststatistik, wenn eine einzelne Beobachtung x ein kleineres Gewicht erhält (siehe Gleichung (14)). Um die Einflußfunktion des PL-Schätzers bestimmen zu können, muß $\hat{\beta}$ als Funktion der Verteilung F der Zufallsgrößen \tilde{T}_i dargestellt werden. Die empirische Einflußfunktion gibt die Änderung in $\hat{\beta}$ an, wenn eine einzelne Beobachtung X_j schwächer gewichtet wird oder aus der Analyse ausgeschlossen wird: $IC(X_j, F_n, \hat{\beta}) = (n-1)(\hat{\beta} - \hat{\beta}_{-j})$. Dabei bezeichnet $\hat{\beta}_{-j}$ den Schätzer, wenn die Beobachtung X_j aus der Analyse ausgeschlossen wurde. Es reicht daher, $\hat{\beta}$ als Funktion der empirischen Verteilungsfunktion F_n darzustellen.

Um den Effekt der Löschung einzelner Beobachtungen beschreiben zu können, schreibt man die partielle Likelihood mit Hilfe von Gewichten w_i (Cain & Lange, 1984):

$$PL_w = \prod_{i \in D} \left\{ \frac{\exp(\beta^T Z_i)}{\sum_{k \in R_i} w_k \exp(\hat{\beta}^T Z_k)} \right\}^{w_i},$$

wobei D die Menge der nicht zensierten Beobachtungen bezeichnet. Eine Schätzung ohne die j -te Beobachtung entspricht der Wahl $w_j = 0$ und $w_k = 1$ für $j \neq k$. Wählt man $w_j \in (0, 1)$, dann gewichtet man die j -te Beobachtung schwächer als die übrigen Beobachtungen. Für die logarithmierte partielle Likelihood erhält man

$$\log PL_w = \sum_i w_i \left[\int_0^t \beta^T Z_i(s) dN_i^C(s) - \int_0^t \log \sum_{k=1}^n w_k \exp(\beta^T Z_k(s)) Y_k^C(s) dN_i^C(s) \right].$$

Man kann nun $\hat{\beta}$ in Abhängigkeit von w_j schreiben. $\hat{\beta}(1)$ entspricht dem vollen Partial-Likelihood-Schätzer $\hat{\beta}$, $\hat{\beta}(0)$ entspricht $\hat{\beta}_{-j}$. Mit Hilfe einer Taylorentwicklung von β nach w_j erhält man die Ableitung $\partial\beta/\partial w_j$ als Näherung für $\hat{\beta} - \hat{\beta}_{-j}$. Diese Näherung wird auch *Jackknife-Schätzung der Einflußfunktion* genannt, da das Jackknife-Verfahren auf den Berechnungen der interessierenden Statistik unter Auslassung einzelner Beobachtungen beruht.

Um eine Näherung der Einflußfunktion zu erhalten, reicht es also, die Ableitung des Log-Partial-Likelihood-Schätzers von β nach w_j zu berechnen. Wie in Abschnitt 2.6.2 liefert der Hauptsatz über implizite Funktionen

$$\frac{d}{dw_j} \beta = - \left(\frac{\partial}{\partial \beta} U_w(\beta) \right)^{-1} \frac{\partial}{\partial w_j} U_w(\beta), \quad (84)$$

wobei U_w die gewichtete Scorefunktion ist. Es gilt

$$\begin{aligned} U_w(\beta) &= \frac{\partial}{\partial \beta} \log PL = \sum_i w_i \int_0^t Z_i(s) - \frac{\sum_{l=1}^n w_l Z_l(s) \exp(\beta^T Z_l(s)) Y_l^C(s)}{\sum_{k=1}^n w_k \exp(\beta^T Z_k(s)) Y_k^C(s)} dN_i^C(s) \\ &= \sum_i w_i \int_0^t Z_i(s) - E_w(s, Z, \beta) dN_i^C(s). \end{aligned}$$

Der erste Faktor in (84) ist die beobachtete Informationsmatrix. Den zweiten Faktor erhält man als Summe folgender Ausdrücke über alle Personen:

$$\frac{\partial}{\partial w_j} U_w = \int_0^t Z_j(s) - E_w(s, Z, \beta) dN_j^C(s) - \sum_{i=1}^n w_i \int_0^t \frac{\exp(\beta^T Z_j(s)) Y_j^C(s)}{\sum_{k=1}^n w_k \exp(\beta^T Z_k(s)) Y_k^C(s)} (Z_j(s) - E_w(s, Z, \beta)) dN_i^C(s).$$

Die Ableitung der Scorefunktion nach w_j hängt in zweierlei Hinsicht von w ab. Den ersten Teil dieser Funktion bilden wieder die partiellen Residuen von Schoenfeld. Sie sind groß bei extremen Kovariablenwerten. Sie werden nur dann berücksichtigt, wenn die Person ein Ereignis hatte. Der zweite Teil ist eine Gewichtung von Schoenfeld-Residuen, ausgewertet und berücksichtigt an allen Ereigniszeitpunkten, zu denen sich die j -te Person in der Risikogruppe für ein Ereignis befand. Dieser Teil ist immer groß für Individuen, die lange leben, weil sie in vielen Risikomengen enthalten sind.

Insgesamt erhält man als eine Näherung für die Einflußfunktion der j -ten Beobachtung auf den Partial-Likelihood-Schätzer $\hat{\beta}$:

$$\frac{d}{dw_j} \beta = - (I_w(\beta))^{-1} \left((Z_j(T_j) - E_w(T_j, Z, \beta)) * \delta_j - \sum_i \frac{w_i \exp(\beta^T Z_j(T_i)) Y_j(T_i)}{\sum_{R_i} w_k \exp(\beta^T Z_k(T_i))} (Z_j(T_i) - E_w(T_i, Z, \beta)) \right),$$

wobei $I_w(\beta)$ die Informationsmatrix bezeichnet (siehe auch Pötter, 1993, S. 166 f.). Dies ist gerade eine Standardisierung des Residuums (83) und daher ein Martingal. Als Martingal sollte die Einflußfunktion um null streuen und kein Muster zeigen. Außerdem bietet die Martingaltheorie wieder die Grundlage für die Ableitung statistischer Tests, insbesondere für die Berechnung von Konfidenzintervallen für die Einflußfunktion. In Kapitel 5 wird die empirische Einflußfunktion benutzt, um die Parameter des Cox-Modells besser beurteilen zu können. Für die Verwendung dieser Funktion spricht ihre Interpretierbarkeit als Änderung des geschätzten Parameters durch ein erneutes Hinzufügen der jeweiligen Beobachtung zur Grundgesamtheit. Es gibt jedoch auch Gründe für die Verwendung des ungewichteten Residuums (83). Dieses Residuum wird, im Gegensatz zur empirischen Einflußfunktion, nicht durch die Kovarianz der Parameter beeinflusst (Barlow & Prentice, 1988, S. 73). Die empirische Einflußfunktion hängt nur von extremen Beobachtungen in anderen Kovariablen ab. Um einen möglichst genauen Überblick über die Wirkung der einzelnen Beobachtungen auf die Analyse zu gewinnen, bietet es sich daher an, sowohl das standardisierte als auch das unstandardisierte Residuum zu verwenden.

Die vorgestellte Methode von Cain und Lange unterschätzt den wahren Jackknife-Schätzer, weil die Varianz aufgrund aller Daten geschätzt wird. Die Löschung der Beobachtung wird bei der Varianzschätzung nicht berücksichtigt. Barlow und Prentice schlagen deshalb eine graphische Darstellung der unstandardisierten Residuen vor (Barlow & Prentice, 1988). Storer und Crowley haben eine Näherung für die Änderung in

$\hat{\beta}$ berechnet bei Hinzufügen einer Beobachtung (Storer & Crowley, 1985). Beide Formeln verhalten sich in der Praxis jedoch ähnlich und decken Punkte mit hoher Leverage auf (Therneau, Grambsch & Fleming, 1990). Eine exakte Berechnung der Jackknife-Schätzer ist ungleich aufwendiger. Für eine exakte Berechnung müsste für jede (ausgelassene) Beobachtung ein Cox-Modell geschätzt werden. Auch die Schätzung durch eine Ein-Schritt-Newton-Näherung wie beim Logit-Modell ist immer noch vergleichsweise aufwendig. Ein Vorteil der geschilderten Methode von Cain und Lange besteht – neben der einfachen Interpretation der Einflüsse als Komponenten der Scorefunktion – in dem geringen Aufwand für die Berechnung der Residuen. Mit der Schätzung von $\hat{\beta}$ liegen fast alle nötigen Größen bereits vor.

Kapitel 5

Empirische Analyse zum Einfluß der sozialen Herkunft auf den Berufsverlauf

5.1 Einleitung

Während im ersten Teil dieser Arbeit der Einfluß der Eltern auf die schulische und berufliche Ausbildung ihrer Kinder im Mittelpunkt stand, soll nun die Berufskarriere der Kinder untersucht werden. Im zweiten Kapitel wurde bereits die Vorstellung skizziert, daß Kinder in ihrem Elternhaus mit Ressourcen ausgestattet werden, auf die sie während ihres weiteren Lebens zurückgreifen können. Nicht zuletzt wegen der Vielfalt der elterlichen Ressourcen ist es kaum möglich, einen Punkt im Leben zu bestimmen, an dem die kulturellen und sozialen Ressourcen der Eltern vollständig in eigene Ressourcen der Kinder umgewandelt worden sind. Insofern kann man annehmen, daß die Eltern auch spätere Lebensabschnitte ihrer Kinder beeinflussen, so auch die Berufskarriere.

Die erste Frage, die in diesem Kapitel beantwortet werden soll, ist daher die nach dem Einfluß der sozialen Herkunft auf den Berufsverlauf des Kindes. Wenn die soziale Herkunft nicht nur den Bildungs-, sondern auch den Berufsverlauf beeinflusst, dann trägt der Berufsverlauf ebenfalls zur Verfestigung der sozialen Ungleichheit bei. Finden sich in den Berufsverläufen dagegen keine Herkunftseinflüsse, dann ist der Prozeß der Statusvererbung mit dem Berufseintritt beendet. Bisherige empirische Untersuchungen legen teilweise widersprüchliche Ergebnisse vor. Mit Hilfe von Pfadmodellen zeigte Müller, daß der Beruf des Vaters erst im späteren Berufsverlauf des Sohnes einen von der Ausbildung unabhängigen Einfluß hat (Müller, 1972). Mayer und Carroll kamen zu dem Ergebnis, daß das Berufsprestige des Vaters weder für die Klasse des ersten Berufs noch für spätere Klasseneintritte von Bedeutung ist (Mayer & Carroll, 1987)⁷⁶. Mit denselben Daten wurden Pfadmodelle geschätzt, in denen sich weder für den Berufsstatus im Alter 30 noch für den letzten Beruf ein von der Bildung unabhängiger Zusammenhang mit dem Beruf des Vaters zeigte (Mayer, 1991c).

Neben diesen Analysen mit deutschen Daten sind Ergebnisse auf der Basis ausländischer Daten bemerkenswert. Erikson und Goldthorpe haben Daten aus England, Frankreich, Polen und Ungarn verwendet, um Berufsmobilität im Sinne von „Counter-Mobilität“ zu untersuchen: Söhne, die beim ersten Beruf einen niedrigeren Status haben als ihre Väter, erfahren zu Beginn ihrer Karriere verstärkt berufliche Aufstiege. Der Unterschied zwischen der Klasse des Vaters und der des Sohnes erwies sich beim ersten Beruf als besonders groß und verringerte sich im Laufe der Karriere (Erikson & Goldthorpe, 1992a, S. 295). Mayers Analysen haben diesen Befund bestätigt, wobei er die Verlaufs-

⁷⁶ Sowohl bezüglich der ersten Klasse als auch bezüglich späterer Klasseneintritte fanden sie je eine Ausnahme.

dimension von Karrieren stärker berücksichtigt hat (Mayer, 1990). Der internationale Vergleich wies auf die Schlüsselstellung des Bildungssystems hin. Je nach den Möglichkeiten, die Ressourcen der sozialen Herkunft im Bildungssystem oder beim Berufseintritt auszunutzen, variiert die Mobilität im Berufsverlauf und der Einfluß der sozialen Herkunft auf sie. In manchen Ländern liegt der Beruf zu einem späteren Zeitpunkt im Leben bereits mit der Bildung und dem ersten Beruf weitgehend fest. In anderen Ländern besteht zwischen der Klasse des ersten Berufs und der Klasse des späteren Berufs ein deutlicher Unterschied. Im letzteren Fall findet die soziale Mobilität während des Berufslebens statt und wird daher weniger stark von der Bildung bestimmt.

Eine weitere Bestätigung der Bedeutung der sozialen Herkunft für den Berufsverlauf bietet die Arbeit von Lin, Vaughn und Ensel (1981). Die Autoren haben Granovetters Idee aufgegriffen, daß soziale Ressourcen eine große Rolle bei der Informationsbeschaffung über die Beschäftigungsmöglichkeiten spielen (Granovetter, 1974). Die sozialen Ressourcen, die in dieser Weise genutzt werden können, hängen von der Größe und Ausstattung des sozialen Netzwerks ab. Es wurde gezeigt, daß die sozialen Ressourcen vor allem durch die soziale Herkunft bestimmt werden. Sie erwiesen sich für den gesamten Berufsverlauf als wichtig, wenn auch mit leicht abnehmender Tendenz.

Für einen Einfluß der sozialen Herkunft im Berufsverlauf sprechen also

1. der verzögerte Effekt des Berufs des Vaters in Müllers Pfadmodell,
2. die Counter-Mobilität, die in Mobilitätstabellen beim Vergleich des ersten Berufs und des Berufs im Alter 30 beobachtet wird,
3. der Nutzen sozialer Ressourcen bei Lin, Vaughn und Ensel.

Wenn ein solcher Einfluß in manchen Analysen nicht beobachtet wurde, dann kann dies an einer unzutreffenden Modellierung liegen. Die meisten Analysen berücksichtigen lediglich den Berufsstatus des Vaters zur Erfassung möglicher Herkunftseinflüsse. Analysen zum Bildungserfolg von Kindern haben jedoch gezeigt, daß weitaus mehr Aspekte des Elternhauses für Bildungsabschlüsse relevant sind. Es liegt nahe, daß bei der Berufskarriere ein ähnlich komplexes Muster vorliegt. Daher werden in den folgenden Analysen verschiedene Aspekte der Herkunftsfamilie, insbesondere die Bildung und der Berufsstatus der Mutter, berücksichtigt.

Wenn Mayer und Mayer und Carroll keinen Einfluß des Berufsprestiges des Vaters gefunden haben, dann kann dies daran liegen, daß sie die relevanten Umstände der beruflichen Karriere nicht hinreichend berücksichtigt haben. Dazu gehören neben der familiären Situation auch die spezifischen mit der Eintrittsplazierung verbundenen Chancen sowie Unterbrechungen des Berufsverlaufs. Neben der Vernachlässigung dieser Aspekte gibt es andere mögliche Fehlerquellen im Modell. Sowohl für die Bildung des Vaters als auch für seinen Berufsstatus werden lineare Effekte angenommen. Damit wird beispielsweise unterstellt, daß jemand desto schneller in eine bestimmte Klasse eintritt, je höher oder niedriger das Prestige seines Berufs ist. Für die höchste und die niedrigste Klasse mag eine Aussage dieser Art zutreffen. Um den Zutritt zu mittleren Klassen zu beschreiben, scheint diese Variable jedoch ungeeignet.

Das beschriebene Problem läßt sich auf verschiedene andere Variablen übertragen. In dem später geschätzten Modell werden deshalb nichtlineare Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Variablen der sozialen Herkunft und der Rate eines beruflichen Aufstiegs angenommen. Nicht der Status des Vaters ist wichtig, sondern sein Status in Relation zum Status des Sohnes bzw. der Tochter. Wenn die Eltern den Berufsverlauf des

Kindes mit Hilfe ihrer sozialen Netzwerke beeinflussen, dann ist es wichtig, daß sie Personen kennen, die einen höheren Status haben als das Kind. Sowohl von den Informationen, die diese Personen geben, als auch von deren möglicher Kontrolle über Arbeitsplätze kann das Kind profitieren. Ein starker Hinweis auf die Existenz solcher Personen mit einem hohen Berufsstatus im Bekanntenkreis der Eltern liegt vor, wenn die Eltern selbst einen höheren Status haben als die Kinder. Daher ist die Statusdifferenz von Eltern und Kindern ein wesentlicher Bestimmungsfaktor für die Einflüsse der Eltern auf die Berufskarriere des Kindes.

Analoge Überlegungen führen auf eine entsprechende Messung der Bildung der Mutter und der eigenen Bildung. Sie werden ebenfalls in Relation zum ersten Beruf des Kindes gemessen. Wenn eine Person mehr Bildung hat als andere Personen in der gleichen beruflichen Position, dann sollte sie schneller aufsteigen als diese. Wenn die Mutter einer Person mehr Bildung hat als die Mütter anderer Personen mit dem gleichen Erstberuf, dann sollte diese Person schneller aufsteigen als andere. Die entsprechende Modellierung der sozialen Herkunft kann die Situation des Kindes viel besser abbilden als die übliche Modellierung. Die übliche Modellierung sieht vor, daß es beispielsweise immer ein Nachteil ist, einen Facharbeiter zum Vater zu haben, insofern Facharbeiter einen relativ niedrigen Berufsstatus haben. Entsprechend der hier skizzierten Modellierung kann einem ungelernten Arbeiter aus dieser familiären Situation jedoch durchaus ein Vorteil erwachsen.

Die dargestellte Messung der Ressourcen der Eltern beruht nicht allein auf dem Nutzen von Netzwerken. Auch Überlegungen zu den Informationen, über die die Eltern selbst verfügen, und zu dem Wert, den sie den verschiedenen beruflichen Positionen beimessen, führen auf die beschriebene Messung der Ressourcen als Differenzen.

Neben der Reduzierung der sozialen Herkunft auf eine einzige Variable und der unzureichenden Beachtung der unterschiedlichen Chancenstrukturen wird in den genannten Analysen die Zeitdimension der Berufskarriere nicht angemessen modelliert. In den meisten genannten Arbeiten wird der Berufsstatus des Vaters mit dem Berufsstatus des Sohnes zu einem bestimmten Zeitpunkt der Karriere des Sohnes verglichen. Dabei handelt es sich um den Berufsstatus des Sohnes im Alter von 30 oder 33 Jahren. Die Reduktion des Berufsverlaufs auf ein oder zwei Zeitpunkte zwingt zu einer recht undifferenzierten Betrachtung der beruflichen Karriere. Berufliche Aufstiege finden zu unterschiedlichen Zeitpunkten in der Karriere statt. Wenn die soziale Herkunft berufliche Aufstiege beschleunigt bzw. verlangsamt, dann erreicht ein Kind seine beruflichen Ziele entsprechend früher oder später. Die Ungleichheit schlägt sich in den Lebensjahren nieder, die in einem höheren Status verbracht wurden. Wenn man das ganze Leben beurteilt, dann spielt es keine so große Rolle, wo sich eine Person zu einem bestimmten Zeitpunkt befunden hat. Vielmehr ist die Dauer in den verschiedenen Positionen ausschlaggebend für die Bewertung des beruflichen Erfolgs mit seinen Konsequenzen für andere Lebensbereiche. Insofern ist die dynamische Analyse des Berufsverlaufs mit einer differenzierteren Messung der sozialen Ungleichheit verbunden.

Mayer und Carroll haben den gesamten Berufsverlauf der Befragten untersucht. Sie analysierten den Wechsel in eine bestimmte Klasse zu einem beliebigen Zeitpunkt der Karriere. Wenn sie keinen Einfluß der sozialen Herkunft gefunden haben, dann kann dies darauf hindeuten, daß der Einfluß der sozialen Herkunft nur in bestimmten Abschnitten der Karriere des Kindes wirksam ist.

Die folgende Analyse bezieht sich nicht auf den gesamten Berufsverlauf. Analysiert wird die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg. Es hängt von dieser Dauer ab, bis zu welchem Zeitpunkt der Berufsverlauf des Kindes berücksichtigt wird. Darüber hinaus wird die Schicht des ersten Berufs durch eine Dummyvariable berücksichtigt, um die strukturellen Ausgangsbedingungen möglichst gut zu erfassen.

Die dynamische Modellierung kann den Berufsverlauf besser abbilden, als es üblicherweise im Pfadmodell geschieht. Zwar kann man auch in Pfadmodellen mehrere Zeitpunkte berücksichtigen. Müller betrachtet die Ausbildung und den Berufsstatus des Kindes sowohl am Beginn seiner Karriere als auch im Alter von 33 Jahren. Während der Status des ersten Berufs fast ausschließlich von der Ausbildung bestimmt wird, zeigen sich Einflüsse des Berufsstatus des Vaters sowohl auf den Abschluß einer Weiterbildung als auch auf den Berufsstatus im Alter von 33 Jahren (Müller, 1975, S. 120).

Auch angesichts der unterschiedlichen Berufseintrittsalter ist es problematisch, den Berufsstatus nur zu einem bestimmten Alter anzusehen. Bei dieser Vorgehensweise wird nicht berücksichtigt, daß beispielsweise viele Arbeiter berufliche Aufstiege erst spät im Berufsleben erlebten. Bei einer Analyse bis zum Alter 33 werden diese nicht berücksichtigt. Im folgenden Modell ist dieses Problem gelöst. Modelliert wird allerdings nicht mehr der lineare Zusammenhang zwischen dem Berufsstatus des Vaters und dem Berufsstatus des Kindes, sondern der Zusammenhang zwischen dem Berufsstatus des Vaters und der Dauer bis zum Eintritt eines beruflichen Aufstiegs. Dabei können relevante Ereignisse in der Zeit wie Weiterbildung oder Heirat berücksichtigt werden. Jede Person wird so lange beobachtet, bis das interessierende Ereignis oder eine Zensur eintritt. Zwar zielt das Modell damit auf den Beginn der Karriere ab. Die Beobachtungen brechen jedoch nicht zu einem bestimmten Zeitpunkt ab. Wenn vor dem Zensurzeitpunkt kein Aufstieg stattfindet, dann wird der gesamte Verlauf bis zum Ende des Beobachtungszeitraums berücksichtigt.

Im Gegensatz zu den meisten zitierten Arbeiten wird in der vorliegenden Arbeit auch der Erwerbsverlauf von Frauen analysiert. Der frühe Abbruch der Erwerbstätigkeit bzw. der wechselhafte Erwerbsverlauf von Frauen ist ein Grund dafür, daß die Berufsmobilität von Frauen oft nicht analysiert wird. Der Vergleich des Berufsstatus zu zwei Zeitpunkten ist nicht möglich, weil viele Frauen nicht zu beiden Zeitpunkten erwerbstätig sind. Ein dynamischer Ansatz erleichtert die Beschreibung dieser unstetigen Erwerbsverläufe sowie die Berücksichtigung relevanter zeitabhängiger Variablen. Dies wird im weiteren aber nur zum Teil ausgenutzt, weil die Erwerbsverläufe von Frauen nur bis zur ersten längeren Unterbrechung analysiert werden. Diese Zensur wird mit der Begründung eingeführt, daß man Frauen, die sich ausschließlich um ihre Familie kümmern, nicht unterstellen kann, daß sie jederzeit einen beruflichen Aufstieg erfahren können. Diese Frage wird in Abschnitt 5.4.2 eingehender diskutiert.

Die folgende Analyse unterscheidet sich von den genannten Arbeiten vor allem durch

1. die Komplexität, mit der die soziale Herkunft modelliert wird,
2. den Bezug der Ressourcen und der Chancenstruktur auf die Position des Berufseinstiegs und
3. den gewählten dynamischen Ansatz, der es erlaubt, verschiedene Aspekte der Berufe sowie der persönlichen Lebenssituation zu erfassen. Dadurch ist er für die Analyse der Berufsmobilität von Frauen geeignet.

Das Modell erlaubt zunächst eine Antwort auf die Frage, ob und wie stark die Bildung der Mutter, der Status des Vaters und gegebenenfalls der Status der Mutter sowie die Anzahl der Geschwister die Dauer bis zu einem Aufstieg beschleunigen. Dabei werden die jeweils aktuellen formalen Bildungsabschlüsse im Modell berücksichtigt, so daß die gemessenen Herkunftseinflüsse unabhängig von eventuellen indirekten Einflüssen der Eltern über die Bildungsabschlüsse sind.

Zusätzlich zur Schätzung des Modells werden diagnostische Verfahren zur Beurteilung der Schätzergebnisse eingeführt und angewendet. Die Einflußfunktion erlaubt eine graphische Darstellung des Zusammenhangs zwischen den geschätzten Parametern und einzelnen Beobachtungen. Sie ermöglicht auf diese Weise die Identifikation von Beobachtungen, die die Schätzung besonders stark beeinflussen. Daneben kann sie über eine weitere interessante Frage Aufschluß geben. Wenn die Eltern die Karriere des Kindes beeinflussen, wie weit reicht dann ihr Einfluß in den Berufsverlauf des Kindes hinein? Die Akkumulation eigener Ressourcen des Kindes spricht dafür, daß er über den Berufsverlauf des Kindes abnimmt. Ob dies so ist, kann an der Einflußfunktion abgelesen werden. Wenn sie ein systematisches Muster über die Zeit zeigt, dann weist dies auf eine Verletzung der Modellannahmen hin. Ein systematischer Verlauf der Residuen über die Zeit kann als Hinweis darauf interpretiert werden, daß die Wirkung der Kovariable im Modell nicht adäquat berücksichtigt wird⁷⁷.

Wenn gezeigt ist, daß ein Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Zeitpunkt des ersten Aufstiegs besteht, schließt sich die Frage nach der Veränderung der Elterneinflüsse in der Abfolge der Kohorten an. Verändert haben sich auf jeden Fall die Berufsverläufe der Kinder. Dies ist eine Folge des Wandels der Berufsstruktur, der sich unter anderem in einer Schrumpfung des verarbeitenden Gewerbes und einer Expansion des Dienstleistungsbereichs manifestiert. Damit verbunden ist ein Anstieg des durchschnittlichen Berufsstatus. Die neu entstandenen Berufe hatten im Durchschnitt ein höheres Qualifikationsniveau als die absterbenden Berufe. Im Vergleich zu den Eltern sollten daher viele Kinder höherqualifizierte Tätigkeiten als ihre Eltern ausüben.

Gefragt wird also, ob die Strukturveränderungen im Bildungssystem und auf dem Arbeitsmarkt zu einer Umverteilung der Chancen im Hinblick auf den Einsatz von Herkunftsressourcen geführt haben. Solch eine Umverteilung könnte allein durch die veränderte Qualifikations- und Beschäftigungsstruktur impliziert werden. Es kann nämlich angenommen werden, daß unterschiedliche Qualifikationen und unterschiedliche Arbeitsplätze unterschiedliche Herkunftseinflüsse ermöglichen. Man kann jedoch auch erwarten, daß die gestiegene Bedeutung formaler Qualifikationen davon unabhängige Herkunftseinflüsse zunehmend einschränkt.

Zunächst folgt eine ausführlichere Einführung in die Analyse von Berufsverläufen. Sie soll veranschaulichen, wie Eltern auf den Berufsverlauf ihrer Kinder Einfluß nehmen können und welche Kohortenunterschiede zu erwarten sind. Daran schließen sich die Darstellung und Diskussion des Modells sowie die empirischen Analysen an.

⁷⁷ Die Aussagen über die Zeitabhängigkeit der Kovariablen bilden sozusagen ein Nebenprodukt der Verwendung der Einflußfunktion. Die Frage nach Zeittrends kann gezielter mit speziellen Tests für die Zeitabhängigkeit der Kovariablen, mit entsprechenden graphischen Darstellungen und anderen nichtparametrischen Modellen geklärt werden (Aalen, 1989; Henderson & Milner, 1991; Mau, 1986; McKeague & Utikal, 1990; Murphy & Sen, 1991; Pettitt & Daud, 1990; Zucker & Karr, 1990).

5.2 Berufsverlauf und Einflußmöglichkeiten der Eltern

Wie bereits bei der Analyse der Bildungsverläufe dargestellt, kann man annehmen, daß Eltern für ihre Kinder mindestens den Status anstreben, den sie selbst haben. Die Zielstrebigkeit, mit der ein Berufsziel für die Kinder verfolgt wird, sollte auch von den äußeren Rahmenbedingungen abhängen. Wenn die Chancen für einen Aufstieg schlecht sind, werden Eltern ihre Kinder nicht so stark in diese Richtung drängen. Die Einstellung der Eltern gegenüber der beruflichen Karriere des Kindes beruht auf einer Abwägung der Kosten und Nutzen eines beruflichen Aufstiegs. Einen Aufstieg für die Kinder anzustreben, ist für eine Familie mit Kosten und Risiken verbunden. Es muß eventuell eine längere Ausbildung finanziert werden. Das Kind wird in eine Situation gebracht, dessen Folgen weniger abschätzbar sind als die eigene, wohlbekannte Situation. Eine Überforderung oder ein Scheitern des Kindes sind nicht auszuschließen.

Es ist anzunehmen, daß sich eine Familie nur dann diesen Belastungen aussetzt, wenn das Risiko des Scheiterns besonders klein ist. Dies ist beispielsweise dann der Fall, wenn das Kind besonders begabt ist. Aber auch die Situation auf dem Arbeitsmarkt erhöht oder vermindert das Risiko. Wenn zum Beispiel der Dienstleistungsbereich expandiert, dann gibt es dort besonders gute Karrierechancen. In dieser Situation können die Aufstiegschancen für Kinder aus der Arbeiterschicht besonders gut sein.

Der Status der Eltern spielt eine große Rolle bei der Counter-Mobilität (Girod, 1971). Es handelt sich dabei um berufliche Aufstiege, durch die Kinder, nachdem sie im ersten Beruf einer niedrigeren Schicht als die Eltern angehört haben, später in die elterliche Schicht zurückkehren. Die Eltern können versuchen, den Aufstieg zu beschleunigen. Die Wege, über die sie das tun können, werden in Abschnitt 5.2.2 genauer dargestellt.

Für Aufstiege in eine höhere als die elterliche Schicht sollten generell mehr Ressourcen nötig sein als für die Counter-Mobilität. Man kann annehmen, daß solche Aufsteiger über vergleichsweise hohe kulturelle Ressourcen verfügen. Die Bildung der Mutter wird in dieser Arbeit als Maß für die kulturellen Ressourcen der Familie verwendet. Die „Familienskultur“ und die Werte der Eltern können dazu beitragen, daß eine Aufstiegschance schneller ergriffen wird. Eine höhere Bildung der Mutter kann auch direkt als Kompetenz angesehen werden, durch die das Risiko einer Fehlentscheidung in Hinsicht auf die Aufstiegspläne verringert wird.

Um den Einfluß der sozialen Ressourcen auf den Berufsverlauf untersuchen zu können, muß man zunächst die Dynamik des Berufsverlaufs selbst verstehen. Manche Autoren behaupten, daß man mit dem ersten Beruf in vielen Fällen einen relativ klar vorgezeichneten Berufsweg betritt (Blossfeld, 1985a). Dazu gehört auch Spilerman, der Berufsverläufe als relativ stabile Arbeitsmarktstrukturen beschreibt, durch die Arbeiter „hindurchströmen“. Gleichzeitig betont er allerdings die Bedeutung individueller Eigenschaften, insbesondere von Alter und Bildung. Sie bestimmen, welche Wege einer Person offenstehen (Spilerman, 1977). Diese Wege sind abhängig zum Beispiel vom Betrieb oder vom Arbeitsmarktsegment. Mit dem Voranschreiten auf dem Berufsweg sammelt eine Person immer mehr spezifisches Wissen. Dadurch kann sie neue Optionen gewinnen. Parallel scheiden Möglichkeiten, die sie früher hatte, möglicherweise aus. Spilermans Darstellung zufolge ist es wichtig, die vollständigen Karrieren zu betrachten und nicht nur einzelne Berufe. Die beruflichen Positionen, die man im Laufe der Karriere einnimmt, hängen voneinander ab. Indem man einem strukturell vorgezeichneten Berufsweg

folgt oder ihn antizipiert, tätigt man spezifische Investitionen. Da Wechsel zwischen Laufbahnen nicht beliebig möglich sind, entstehen voneinander abgeschottete Sequenzen, die je nach Industriezweig oder Arbeitsmarktsegment unterschiedliche Zugangs- und Beförderungskriterien entwickeln.

Andere Autoren widersprechen der Auffassung von klar vorgegebenen Berufswegen. Die aktuelle Ungleichheitsdiskussion kreist um die Begriffe der Individualisierung und der Pluralisierung. Die Individualisierungsthese besagt, daß der Berufsverlauf durch die Vergangenheit einer Person weniger festgelegt ist als früher. Die Klassengrenzen hätten sich durch den Wirtschaftsaufschwung, die Bildungsexpansion und die gestiegene Mobilität zunehmend verwischt (Beck, 1983). Eine Folge dieser Auflösung sei die Individualisierung von Lebenslagen. Klassenzugehörigkeit, Bildung und anderes mehr sind immer weniger geeignet, um den Lebenslauf einer Person vorherzusagen. Diese Vorstellung ist nicht vereinbar mit rigiden Karrieremustern. Sie führt statt dessen auf die Annahme einer größeren Formenvielfalt der Berufsverläufe.

Diese Vielfalt tritt ebenfalls in den Vordergrund, wenn man versucht, die einzelnen Berufswechsel zu rekonstruieren. Der Berufseintritt knüpft eng an die Schul- und Ausbildungsabschlüsse an. Diese legen das Berufseintrittsniveau weitgehend fest. Das Spektrum der möglichen Erstberufe ist auf diese Weise eingeschränkt. In der Bundesrepublik kann man von einer relativ festen Verbindung zwischen Ausbildung und Berufseintritt sprechen (Allmendinger, 1989; König & Müller, 1986; Müller, 1972). Bei allen Berufswechseln gibt es nur eine beschränkte Anzahl von Alternativen. Dennoch unterscheidet sich die Situation von früheren Wechseln. Das Anspruchsniveau an die neue Arbeitsstelle kann von den Gründen für den Jobwechsel abhängen, vor allem ob dieser freiwillig oder unfreiwillig stattfand. Die persönlichen Ressourcen wurden durch die Berufserfahrung erweitert; neue Kompetenzen wurden erworben. Die zeitlichen Ressourcen, die die Einschätzung der Rendite einer neuen Einarbeitung beeinflussen, haben sich vermindert. Geändert hat sich eventuell auch die Nachfrage nach bestimmten Qualifikationen auf dem Arbeitsmarkt. Weitere Änderungen können in der persönlichen Lebenssituation stattgefunden haben. Insgesamt tritt der Arbeitnehmer bei jedem Wechsel mit einem anderen Profil bei der Arbeitssuche auf. Er kann dem Arbeitgeber andere Fähigkeiten anbieten als früher. Auch die Strategie bei der Arbeitsplatzsuche kann eine andere sein als in früheren Phasen. Bei der Entscheidung für einen Arbeitsplatz können andere Gesichtspunkte ausschlaggebend sein als früher. Wenn jemand verheiratet ist, ist er oft weniger mobil. Die Nähe des Arbeitsplatzes zum Wohnort gewinnt dadurch an Bedeutung. Wenn Kinder zu versorgen sind, sind Personen oft weniger flexibel in ihrer Arbeitszeit. Je älter ein Arbeitnehmer ist, desto größere Bedeutung kann für ihn die Alterssicherung bekommen. Für das spätere Modell entsteht damit die Notwendigkeit, die verschiedenen Arbeitsplätze unterschiedlich zu behandeln. Dies erfordert auf jeden Fall die Verwendung zeitabhängiger Kovariablen.

Die Vorstellung klar vorgegebener Berufswege und die Vorstellung einer großen Formenvielfalt stellen nicht unbedingt einen Widerspruch dar. So können in manchen Bereichen Verläufe relativ klar vorgegeben sein, in anderen weniger. Dies hat jedoch Konsequenzen für mögliche Elterneinflüsse. Wenn die Berufswege klar vorgegeben sind, dann können sie durch Herkunftsressourcen kaum noch beeinflußt werden. Wenn sie dagegen offen sind, dann gibt es mehr Entscheidungssituationen und damit mehr Möglichkeiten, elterliche Ressourcen einzusetzen.

5.2.1 Humankapital, Vakanzketten und Segmente

In diesem Abschnitt werden verschiedene Theorien skizziert, mit deren Hilfe üblicherweise Berufsverläufe beschrieben werden. Dies ist notwendig, um die Einflußmöglichkeiten der Eltern klarer zu erkennen. Berufsverläufe werden durch vorgegebene Strukturen geformt. Diesen Einschränkungen unterliegen auch die Einflüsse der Eltern.

Die Humankapitaltheorie erklärt unterschiedliche Arbeitseinkommen durch Unterschiede in den individuellen, zumeist angeeigneten, Fähigkeiten. Das Arbeitseinkommen ist gemäß der Humankapitaltheorie ein Ergebnis der Investitionen in Bildung und berufliche Qualifizierung, also in die Ausbildung relevanter persönlicher Fähigkeiten, kurz in Humankapital (Mincer, 1974). Größere Investitionen ermöglichen eine höhere Produktivität am Arbeitsplatz. Zu diesen Investitionen gehört auch die Weiterbildung zu einem späteren Zeitpunkt im Berufsleben, ebenso wie die Berufserfahrung. Die Produktivität am Arbeitsplatz sollte wiederum die Einkommenschancen verbessern⁷⁸. Die Humankapitaltheorie bezieht sich auf das Einkommen und nicht auf den sozialen Status. Insofern das Einkommen jedoch ein wichtiger Prädiktor für den sozialen Status ist, können die Aussagen auf diesen übertragen werden.

Dem Humankapital-Modell steht die Theorie dualer Arbeitsmärkte gegenüber (Thurow, 1975). Gemäß der Arbeitsplatzwettbewerbstheorie von Thurow findet die Konkurrenz zwischen den Arbeitnehmern nicht um Einkommen, sondern um gute Arbeitsplätze statt. Die für die Arbeit relevanten Qualifikationen werden erst auf dem Arbeitsplatz erworben. Daher entscheidet vor allem der Arbeitsplatz über die Produktivität einer Person. Arbeitskräfte werden ausgewählt entsprechend der zu erwartenden Ausbildungskosten. Bildungsqualifikationen dienen dabei als Hinweise auf Bildungsfähigkeit. Beide Theorien setzen eine Einarbeitung auf dem Arbeitsplatz voraus. Das Lernen am Arbeitsplatz funktioniert aber nur, wenn den Ausbildern sichere Arbeitsplätze geboten werden. Wenn die Gefahr bestünde, daß die Ausbilder bald durch die neu Eingearbeiteten von ihren Arbeitsplätzen verdrängt würden, würden sie keine gute Ausbildung leisten. Eine Lösung dieses Problems besteht darin, ihnen zusätzlich zu ihrem Einkommen Beschäftigungsgarantien zu bieten. Dies trägt zur Herausbildung des primären Arbeitsmarktes bei, bei dem die Marktmechanismen teilweise außer Kraft gesetzt sind. Eine Konkurrenz um Einstellungen findet auf diesem Arbeitsmarkt nur auf Eingangspositionen statt.

Die zusätzlichen Beschäftigungsgarantien führen zu einer Zweiteilung des Arbeitsmarktes. Im primären Segment herrschen gute Bezahlung, Fortbildungs- und Weiterbildungsmöglichkeiten. Im primären oder internen Arbeitsmarkt wird neben den eigentlichen Erfordernissen des Arbeitsplatzes auch die Kenntnis des Betriebs mit seinen spezifischen Regelungen und Verfahrensweisen entlohnt. Der zweite oder externe Arbeitsmarkt bietet dagegen instabile und schlecht bezahlte Arbeitsplätze ohne Aufstiegsmöglichkeiten. Dort herrschen die traditionellen Gesetzmäßigkeiten von Angebot und Nachfrage, da Arbeitskräfte aufgrund der niedrigen Arbeitsplatzanforderungen beliebig ausgetauscht werden können. Die Zugehörigkeit zum jeweiligen Segment hat daher weitreichende Folgen für den weiteren Berufsverlauf.

⁷⁸ Zu der Kritik an der Humankapitaltheorie vgl. Sørensen (1976, 1977) und Sørensen und Tuma (1978).

Die Aufstiegsmöglichkeiten im primären Sektor können mittels der Aufstiegsmobilität innerhalb von Organisationen beschrieben werden. Dabei wird zumeist vorausgesetzt, daß die Stellen in dem Unternehmen stabil sind (White, 1970a). Durch das Ausscheiden einer Person oder die Schaffung einer neuen Stelle entsteht eine freie Stelle. Man spricht von Vakanzketten, weil die freie Stelle idealerweise durch eine Person aus der nächstniedrigen Hierarchieebene besetzt wird, wo dann ihrerseits eine Stelle frei wird. Dies setzt sich fort, bis die freie Position am unteren Ende der Hierarchie anlangt oder an eine Systemgrenze (z.B. Arbeiter/Angestellte) stößt. Vakanzketten finden sich eher in höheren Positionsbereichen. Ihre Form ist abhängig von der Organisationsstruktur, beispielsweise von der Zentralisierung des Unternehmens, seiner Rekrutierungsweise, seinen Prestigehierarchien und anderem mehr. Sie sind ebenfalls abhängig von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung. Diese kann einzelne Firmen begünstigen oder benachteiligen (Allmendinger, 1989; Rosenfeld, 1992, Sørensen & Blossfeld, 1989). Das Modell der Vakanzketten unterstellt, daß die Arbeitsplatzinhaber selbst die Kontrolle darüber haben, ob und wann sie ihren Arbeitsplatz verlieren. Mobilität entsteht dann nur aufgrund freier Stellen und zwar in der Art, daß Abstiege die Ausnahme und Aufstiege die Regel sind. Auf jeder Hierarchieebene gibt es eine Warteschlange für die Aufstiege. Die Reihenfolge in der Warteschlange hängt aber nur teilweise von den aktuellen Ressourcen der Personen ab. Wenn die Beschäftigten, wie hier angenommen wird, nur in Ausnahmefällen ihren Arbeitsplatz gegen ihren Willen verlieren, dann gehört zu den Funktionen der Karriereleitern auch die Motivation der Beschäftigten. Dies geschieht, indem beispielsweise die Betriebszugehörigkeitsdauer honoriert wird unabhängig von den konkreten Qualifikationen.

In diesem Zusammenhang ist es wichtig, die Rolle der Bildung im Karriereprozeß klar herauszustellen. Die Bildung ist in diesem Zusammenhang kein Maß für die Produktivität. Änderungen des Bildungsniveaus haben nicht, wie beim Humankapitalansatz, einen unmittelbaren Einfluß auf das Einkommen. Bildung ist nur wichtig für die Position in der Warteschlange der auf bessere Arbeitsplätze wartenden Beschäftigten⁷⁹. Im Gegensatz zum Humankapitalansatz stimmen die Qualifikation des Arbeitnehmers und die Arbeitsplatzanforderungen nicht völlig überein. Eine solche Annäherung sollte erst im Laufe der Karriere stattfinden.

Unter der Annahme einer kleineren Anzahl von Arbeitsstellen in den höheren Hierarchieebenen, einer mit der Höhe des erreichten Status sinkenden Wahrscheinlichkeit dafür, bei einer gegebenen individuellen Ressourcenausstattung eine noch bessere Position zu bekommen, sowie einer kettenförmigen Weitergabe der freien Stellen durch die verschiedenen Hierarchiestufen nach unten, zeigen die Karrieren ein bestimmtes Muster: Nach einem starken Anstieg zu Beginn der Karriere und einer langsameren Zunahme im weiteren Verlauf nähert sich der erreichte Status schließlich einem stabilen Niveau an (Sørensen, 1977)⁸⁰.

Diese Statusentwicklung verhält sich analog zu dem unter dem Humankapitalansatz erwarteten Einkommen. Es ergibt sich dort als Folge sich anfänglich stark vermehrender Ressourcen, die mit zunehmendem Alter immer langsamer wachsen, weil eine Amortisierung neuer Investitionen immer unwahrscheinlicher wird. Beim Humankapitalansatz kann

⁷⁹ Empirische Analysen mit diesem Modell finden sich zum Beispiel bei Brüderl (1992), Hedström (1992) und Müller (1985); Rosenfeld gibt einen Überblick (Rosenfeld, 1992).

⁸⁰ Schuessler zeigt, daß auch allgemeinere Annahmen den konkaven Verlauf implizieren (Schuessler, 1988).

es im Alter sogar zu einer Reduzierung des Einkommens kommen infolge nachlassender Leistungsfähigkeit. Die Humankapitaltheorie bietet auch eine Erklärung dafür, daß Wechsel des Arbeitsplatzes besonders häufig zu Beginn des Berufslebens vorkommen. Häufige Wechsel zu Beginn der Karriere wurden vor allem in den USA beobachtet (Allmendinger, 1989). Sie werden mit dem Lernen am Arbeitsplatz in Zusammenhang gebracht. In der Bundesrepublik kommt dies vergleichsweise seltener vor. Aufgrund eines stark differenzierenden Bildungs- und Ausbildungssystems werden Schüler und Auszubildende auf bestimmte Berufe vorbereitet. Die Suche nach dem passenden Job beim Eintritt in das Erwerbsleben ist daher nur nötig, wenn es Engpässe auf dem Arbeitsmarkt gibt. Allmendinger beobachtete im Vergleich zu anderen Ländern relativ wenig Jobwechsel in der Bundesrepublik. Diese sind relativ gleichmäßig bis zum Alter von 40 Jahren verteilt. Auch Mayer und Carroll konnten keine größere Mobilität zu Beginn der Karriere in der Bundesrepublik feststellen (Mayer & Carroll, 1987).

Was bedeuten diese Theorien für den Einfluß der sozialen Herkunft auf den Karriereverlauf? Sowohl gemäß der Humankapitaltheorie als auch gemäß der Vacancy-Competition-Theorie ist in erster Linie eine indirekte Wirkung vermittelt der Bildungsabschlüsse vorgesehen. Im Humankapital-Modell ist die Bildung ein wesentlicher Teil des Humankapitals und damit ein wesentlicher Bestimmungsfaktor der Produktivität. Sie ist daher wichtig beim Berufseinstieg. Auch später im Berufsverlauf erhöht eine Akkumulation von Humankapital die Produktivität und damit die Chance für ein höheres Einkommen. Weiterbildung sollte daher zu einem höheren Einkommen führen. Die soziale Herkunft kann den späteren Berufsverlauf beeinflussen, indem sie die Aufnahme einer Weiterbildung wahrscheinlicher macht. Untersuchungen dieses Zusammenhangs sind allerdings nicht bekannt. Es spricht jedoch einiges für die These von der Bildungsakkumulation: Je höher die schulische und berufliche Qualifikation ist, desto wahrscheinlicher ist eine Weiterbildung (Becker, 1991). Man kann daher indirekte Herkunftseffekte auf die Aufnahme einer Weiterbildung annehmen.

Im Vakanzketten-Modell ist die Bedeutung des Erstberufs ungleich höher. Nach dem Berufseinstieg beeinflußt die Bildung nur noch die Reihenfolge in der Warteschlange und damit die Geschwindigkeit der ansonsten vorgezeichneten Karriere. Für die Warteschlange ist die Bildung nur ein relevanter Faktor unter vielen. Insofern manche Untersuchungen den Eltern zusätzlich zum Einfluß auf die Bildung der Kinder einen signifikanten Einfluß auf den ersten Beruf bescheinigen, wirkt sich dieser im Vakanzketten-Modell dauerhafter auf die Karriere aus als im Humankapital-Modell, weil man eine andere Laufbahn betritt.

Man kann die dargestellten Theorien erweitern, indem Einflüsse des sozialen Netzwerks berücksichtigt werden. In den Job-Search-Theorien wird die Annahme vollkommener Information aufgegeben (Stigler, 1962). Information wird dabei als gewöhnliches Gut betrachtet, dessen Gewinnung Kosten verursacht. Die Verfügung über ein soziales Netzwerk erleichtert die Beschaffung von Informationen über attraktive Arbeitsstellen. Daher können die sozialen Ressourcen des Elternhauses bei der Suche nach einem guten Arbeitsplatz hilfreich sein.

Wenn man annimmt, daß Berufsverläufe durch Vakanzketten strukturiert werden, dann muß sich auch der mögliche Einfluß sozialer Netzwerke auf die Eintrittsposition konzentrieren. Soziale Ressourcen können beim Berufseinstieg oder beim „Einstieg in eine Vakanzkette“ genutzt werden. Der Einfluß auf die Reihenfolge in der Warteschlange sollte eher gering sein.

5.2.2 Einflußmöglichkeiten der Eltern

Die Berufsverläufe sind nach den gerade beschriebenen Theorien stark von Phänomenen beeinflusst, die außerhalb der Reichweite der Familie liegen. Dennoch gibt es verschiedene Möglichkeiten für eine elterliche Einflußnahme. Diese Möglichkeiten sind abhängig von den Ressourcen der Eltern. Die Eltern können finanzielle Ressourcen einsetzen, um die Suche nach einem geeigneten Arbeitsplatz zu verlängern, um dem Kind eine Zusatzausbildung zu finanzieren, einen besonders günstigen Berufseinstieg zu ermöglichen oder einen risikoreicheren Berufseinstieg abzufedern. Sie können soziale Ressourcen mobilisieren, um über Beziehungen einen Arbeitsplatz zu beschaffen. Sie können kulturelle Ressourcen einsetzen als Ratgeber des Kindes und Vermittler von Werten.

Bei den genannten Formen handelt es sich um direkte Einflüsse der sozialen Herkunft. Um indirekte Einflüsse handelt es sich, wenn ein Kind die elterlichen Ressourcen bereits in eigene Ressourcen umwandeln konnte, die wiederum für die Berufskarriere eingesetzt werden können. Dabei ist vor allem an die Bildungsqualifikationen zu denken. Daneben kann es sich aber auch um soziale oder kulturelle Fähigkeiten des Kindes handeln. Die Erfahrungen in der Familie können die Selbstdarstellung in einem Vorstellungsgespräch oder das Meistern beruflicher Aufgaben erleichtern oder auch erschweren. Minks und Reissert berichten von einem Zusammenhang zwischen der beruflichen Stellung des Vaters und beruflichen Wertvorstellungen des Kindes (Minks & Reissert, 1985). Insofern ein Beruf oder die Berufsfindung selbst andere Qualitäten verlangen als den erfolgreichen Abschluß der Ausbildung, können die Herkunftseinflüsse sogar größer sein als bei den Bildungsentscheidungen.

Direkte Einflüsse der sozialen Herkunft können mittels *sozialer Netzwerke* ausgeübt werden. Noll nennt einen Anteil von 44 Prozent der Schulabgänger, die ihre erste Stelle über persönliche Kontakte gefunden haben. Zwei Drittel von diesen haben dabei auf die Hilfe von Kontaktpersonen, das heißt der Familie oder von Bekannten, zurückgegriffen (Noll, 1985). Damit lösen sie das Problem der Informationsbeschaffung. Eine einzelne Person entdeckt angesichts ihrer Zeit- und Ressourcenrestriktionen nur einen kleinen Ausschnitt der möglichen Informationen. Vermittler vermehren die verfügbare Information (Granovetter, 1974). Dabei ist nicht nur an die gezielte Stellensuche zu denken. Gerade auch informelle Informationen aus dem Bekanntenkreis können die Einschätzung der eigenen Eignung erheblich erleichtern. Arbeitsplätze, die man aus der eigenen Anschauung nicht kennt oder ungewöhnliche Arbeitsplätze können durch eine persönliche Schilderung ins Blickfeld rücken. Informationen aus dem Bekanntenkreis helfen, unbekannte Aufgaben besser einzuschätzen.

Strukturelle Faktoren, wie die Größe des Netzwerks, sind daher wichtig für die Methode der Stellenfindung. Daneben sind auch beispielsweise die Ressourcen, die durch seine Mitglieder kontrolliert werden, von Bedeutung (Boxman & Flap, 1990).

Das Netzwerk beeinflusst nicht nur die Menge der verfügbaren Information. Granovetter berichtet, daß persönlicher Information eine höhere Qualität unterstellt wird. Die Beschreibung einer Stelle durch einen Freund geht über formale Aspekte hinaus und enthält zum Beispiel persönliche Angaben zu dem Chef und den Kollegen (Granovetter, 1974, S. 13).

Lin und Mitarbeiter können die Bedeutung von Netzwerken empirisch bestätigen. Sie messen die sozialen Ressourcen einer Person durch den Status der Person, die den neuen Arbeitsplatz vermittelt hat. Die so gemessenen sozialen Ressourcen erwiesen sich als ausschlaggebend für den Status im späteren Berufsverlauf (Lin, Vaughn & Ensel, 1981).

Auch für die Bundesrepublik konnte die Bedeutung von Netzwerken für berufliche Aufstiege bestätigt werden (Wegener, 1991). Wegener unterscheidet starke und schwache Beziehungen. Während statushohe Personen von schwachen Beziehungen profitieren, sind für statusniedrige Personen vor allem starke Beziehungen hilfreich.

Die Strategie der Arbeitssuche mit Hilfe sozialer Netzwerke kommt im übrigen der Rekrutierungsstrategie der Betriebe entgegen. Sie zielen mit internen Stellenausschreibungen auf die sozialen Netzwerke ihrer Belegschaft. Dieses Vorgehen scheint für die Sicherung der kulturellen Kompetenz der neu zu Beschäftigenden und damit für ihre Integrationsfähigkeit und Leistungsbereitschaft eine große Gewähr zu bieten (Hohn & Windolf, 1985). Die entsprechenden Informationen über den Vater oder die Mutter sind sehr starke Garanten für die Motivation und die Disziplin der Kinder. Sie sollten nicht nur die Anstellung des Kindes erleichtern, wenn der Betrieb mit der Arbeit der Eltern zufrieden ist. Vielmehr sollten sie auch dazu beitragen, daß in die Kinder mehr investiert wird als in andere Beschäftigte im Hinblick auf einen innerbetrieblichen Aufstieg.

Es gibt eine Gruppe von Personen, auf deren Berufsverlauf die Eltern einen viel direkteren Einfluß nehmen: die Kinder von *Selbständigen*. In ihrem Fall kann ein gewisser Druck zumindest auf ein Kind angenommen werden, den elterlichen Betrieb oder die elterliche Praxis weiterzuführen. Die finanziellen Ressourcen des Elternhauses sollten hier eine große und direkte Rolle spielen.

Finanzielle Ressourcen des Elternhauses erleichtern das Ausprobieren von Jobs. Die Stellensuche findet unter geringerem unmittelbarem Erfolgsdruck statt. Auch schwierige Berufswege können beschritten werden, wenn sie auf lange Sicht erstrebenswert scheinen. Oder es kann für eine gewisse Zeit nach dem „richtigen“ Beruf gesucht werden.

Die *Bildung* ist eine der wichtigsten Ressourcen für den gesamten Berufsverlauf. Sie wird, wie auch im ersten Teil dieser Arbeit gezeigt, von der sozialen Herkunft beeinflusst. Möglicherweise gibt es auch bei weiteren Bildungsanstrengungen während der Karriere einen Zusammenhang mit der sozialen Herkunft. Bildung stellt einen indirekten Weg der Einflußnahme der sozialen Herkunft dar. Es gibt verschiedene Theorien darüber, welcher Zusammenhang zwischen Bildungszertifikaten und Berufen besteht⁸¹. In der Humankapitaltheorie beeinflusst Bildung die Produktivität. Je höher die Bildung ist, desto höher ist die Produktivität und desto höher ist das erwartete Einkommen. Dieser enge Zusammenhang zwischen Bildung und Produktivität ist nicht immer plausibel. Warum sollte beispielsweise das Studium der griechischen Klassiker die Montage eines Maschinenteils beschleunigen? Wenn man an einem Zusammenhang von Bildung und Produktivität festhalten will, dann scheint es plausibler, ihn von den Inhalten der Bildung unabhängig zu gestalten. Im Signalmodell wird ein Bildungszertifikat nur als ein Hinweis auf die Lern- und Leistungsfähigkeit und insofern auch auf die zu erwartende Produktivität angesehen (Spence, 1973). Um diese Produktivität zu leisten, ist aber oft weiteres Lernen nötig. Die Behandlung eines Bildungszertifikats als Hinweis auf Produktivität kann sich so verfestigen, daß Bildungsqualifikationen Zugangsvoraussetzungen zu bestimmten beruflichen Positionen werden (Credential-Theorie) (Collins, 1979). Gemäß dieser Theorie besteht zwischen dem Inhalt der Bildung und den Anforderungen des Arbeitsplatzes kein Zusammenhang mehr. Mit dieser Annahme wird die These der individuellen Zurechen-

⁸¹ Verschiedene Theorien werden in den Überblicken von Blossfeld skizziert (1983, 1985).

barkeit von Produktivität und Beschäftigungschancen verworfen. Arbeitskräfte werden aufgrund ihrer Zugehörigkeit zu einer Gruppe mit einem bestimmten Bildungsabschluß eingestellt und nicht aufgrund ihrer individuellen Produktivität. Dieser Mechanismus berücksichtigt, daß die individuelle Produktivität nicht im vorhinein gemessen werden kann. Die Bildungsqualifikationen werden statt dessen benutzt, um die individuelle Produktivität abzuschätzen.

In der dualen Arbeitsmarkttheorie wird die Produktivität als ein Charakteristikum des Arbeitsplatzes angesehen. Der Arbeitgeber sieht sich vor die Aufgabe gestellt, denjenigen Bewerber auszusuchen, dessen Einarbeitungskosten am niedrigsten sind. Bildung fungiert wieder als Hinweis auf die Lernfähigkeit und damit auf die Einarbeitungskosten.

Die beschriebenen Einflußmöglichkeiten gelten für Söhne und Töchter in gleicher Weise. Beide sollten von den kulturellen Ressourcen der Eltern profitieren können, so daß sie zum Beispiel eine günstigere Selbstdarstellung leisten können oder im Umgang mit Vorgesetzten gewandter sind. Eltern können sowohl Söhne als auch Töchter finanziell unterstützen. Es sind jedoch Zweifel angebracht, ob sie dies tatsächlich in gleicher Weise tun. Die gesellschaftlichen Normen verwiesen die Frauen der betrachteten Kohorten auf die Familie. Gezielte Investitionen in die Berufskarriere von Töchtern versprechen daher keine große Rendite und unterblieben daher wahrscheinlich eher als bei Söhnen. Die gesellschaftlichen Normen können auch verantwortlich dafür sein, daß Töchter mit der eigenen Bildung erworbene kulturelle Ressourcen nicht in Berufsstatus umwandeln. Dies ist der Fall, wenn sie sich für die ausschließliche Rolle als Hausfrau und Mutter entscheiden.

Man könnte daher bei Töchtern geringere Herkunftseinflüsse erwarten als bei Söhnen. Da die meisten Frauen in den untersuchten Kohorten den Beruf nur als Überbrückung der Zeit bis zur Familiengründung ansahen, wurde nicht viel in ihre Karriere investiert, unabhängig davon, aus welcher sozialen Schicht sie kamen. Mit der Zunahme der Bedeutung weiblicher Erwerbstätigkeit sollte sich dies geändert haben.

Die Möglichkeiten der Einflußnahme der Eltern auf die Berufsverläufe ihrer Kinder sind also vielfältig. Es gibt auch Argumente für ihre Veränderung mit der Dauer der Berufstätigkeit des Kindes. Da in Deutschland der Berufseinstieg stark durch Bildungsqualifikationen determiniert ist, ergibt sich möglicherweise erst im späteren Berufsverlauf die Gelegenheit zur Ausnutzung der Herkunftsressourcen (Mayer & Carroll, 1987; Müller, 1972). Dem steht die These entgegen, daß die Einflußmöglichkeiten der Eltern mit der Dauer der Erwerbsgeschichte abnehmen. Die Berufserfahrung des Kindes schwächt die Bedeutung seiner Bildung ab. Eigene Erfahrungen und Netzwerke treten an die Stelle der Erfahrungen der Eltern.

5.3 Historische Rahmenbedingungen und ihre Änderung zwischen Kohorten

Es wird im folgenden nicht nur ein Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der beruflichen Stellung unterstellt, sondern darüber hinaus, daß sich dieser Zusammenhang zwischen den verschiedenen Geburtskohorten unterscheidet. Diese Änderungen werden vor allem mit der Arbeitsmarktlage und dem strukturellen Wandel begründet. Daher sollen zunächst die historischen Rahmenbedingungen für die Erwerbsverläufe der beobachteten Geburtskohorten beschrieben werden.

5.3.1 Historische Rahmenbedingungen

Die Nachkriegsentwicklung und die Zeit des Wirtschaftswunders werden von Lutz ausführlich beschrieben (1982, 1984, 1992). Seine Hauptthese besagt, daß der enorme wirtschaftliche Aufschwung nach dem Krieg eine Ausnahmesituation darstellte. Für die Entwicklung waren zwei Phänomene entscheidend: der Wohlfahrtsstaat und die Ausbreitung der industriellen Technik. Letztere zerstört die Lebensgrundlagen des traditionellen Sektors, der auf die Befriedigung unmittelbarer Bedürfnisse gerichtet ist. Meist handelte es sich um Familienbetriebe, die Landwirtschaft betrieben, Handwerk, Einzelhandel oder Dienstleistungen anboten. Der industrielle Sektor nahm während des Aufschwungs die freigesetzten Arbeitskräfte des traditionellen Sektors auf. Diese verfügten dadurch über Geldeinkommen in einer Höhe, die der traditionelle Sektor nicht bieten konnte. Durch ihren Konsum stärkten sie wieder die Binnennachfrage und damit vor allem die industrielle Produktion. Dieser Austausch zwischen dem industriellen Sektor und dem traditionellen Sektor wurde durch den Wohlfahrtsstaat stabilisiert. Der Wohlfahrtsstaat erleichterte das Verlassen des traditionellen Sektors. Die Vererbung des Hofes oder Geschäfts, die Verdingung als Knecht oder Magd auf einem anderen Hof, oder die Arbeit als mithelfende Familienangehörige hatten bis dahin die einzige Form der Existenzsicherung geboten. Der Wohlfahrtsstaat macht diese Form der Existenzsicherung überflüssig. Gleichzeitig stärkte der Wohlfahrtsstaat wiederum die Binnennachfrage und verhinderte, daß in Krisenzeiten der wirtschaftliche Druck zu starken Lohnkürzungen führte. Indem er das Existenzniveau sicherte, stabilisierte der Wohlfahrtsstaat die Nachfrage nach Gütern aus der industriellen Produktion. Die so beschriebene Dynamik der Wohlstandsentwicklung mußte in dem Maße abnehmen, wie der traditionelle Sektor schrumpfte und der Markt gesättigt war.

Diese kurze Skizze der Entwicklung weist bereits auf wichtige Änderungen in dem betrachteten Zeitraum hin:

- die Schrumpfung der Landwirtschaft, der kleinen Familienbetriebe, des Handwerks,
- die Expansion der großen Betriebe,
- die berufliche Dynamik der Nachkriegsgesellschaft und
- der wachsende Wohlstand.

Inwieweit diese Dynamik ungeordnet stattfand oder ob auch sie den Regeln sozialer Vererbung folgte, sollen die späteren Analysen klären. Für die vorliegende Fragestellung ist es jedoch nötig, die Arbeitsmarktsituation genauer anzusehen. Welchem Teil der Bevölkerung bot sich in welcher historischen Phase welche Chance?

Die um 1930 geborenen Personen traten am Ende des Zweiten Weltkriegs in das Erwerbsleben ein. Sie taten dies mit extrem niedrigen Bildungsabschlüssen. Nicht zuletzt wegen des Lehrstellenmangels machten relativ wenige Personen eine Lehre. Auch die Akademikerquote dieser Geburtskohorte blieb niedrig (Mayer, 1988; Müller, 1978). Die Geburtskohorte 1929–31 konnte diese schlechten Startbedingungen später nicht wieder ausgleichen. So blieb auch ihr Anteil an Angestellten- und Beamtenpositionen aller Art niedrig (Müller, 1978, S. 72). Auch wenn die Ausbildung der fünf Jahre später Geborenen nicht wesentlich besser war, so konnten diese Personen die expansive Phase der 1960er Jahre besser für ihre Berufskarrieren nutzen.

Die zweite Hälfte der 1940er Jahre war in Deutschland durch eine große Unsicherheit und Not geprägt. Die Gesamtarbeitslosigkeit betrug Ende 1946 etwa 5,2 Prozent und sank auf 2,5 Prozent Mitte 1948. Diese Zahlen verbergen jedoch eine ausgeprägte

Unterbeschäftigung⁸². Entgegen einer weitverbreiteten Meinung brachten die Währungsreform vom 20. Juni 1948 und die im Juni desselben Jahres folgende neo-liberale Wirtschaftsreform Ludwig Erhards den meisten Deutschen keine unmittelbare Verbesserung der Lebensverhältnisse. An den neuen Konsummöglichkeiten konnten nur wenige teilhaben. Die Mehrheit der Arbeiter klagte über eine Verschlechterung ihrer Lebenslage. Mit der schnell wachsenden Verteuerung der Lebenshaltung hielt die Lohnentwicklung nicht Schritt (Abelshausen, 1987). Ein Konjunkturabschwung auf den Weltmärkten führte trotz staatlicher Eingriffe zu einer 15monatigen deflatorischen Phase mit steigender Arbeitslosigkeit. Außerdem zwang die Währungsreform die Unternehmer zur Rückkehr zum Kostendenken und damit zu Rationalisierungen. Im zweiten Quartal 1948 hatte die Arbeitslosenrate noch bei 3,2 Prozent gelegen⁸³. Bis zum Jahresende stieg sie auf über 5 Prozent und weiter auf 12,2 Prozent Anfang 1950. Das bedeutet, daß etwa 2 Millionen Menschen arbeitslos waren.

Nach der Währungsreform begann eine konservative Wende. Frauen wurden aus den typischen Männerberufen wieder hinausgedrängt. Heimkehrer wurden bevorzugt und Frauen entweder nicht eingestellt oder auf schlechter bezahlte Tätigkeiten abgedrängt. Dies erschwerte ihre kontinuierliche Eingliederung ins Berufsleben (Wilken, 1992).

In den 1950er Jahren erholte sich die westdeutsche Wirtschaft rasch. Eine wirtschaftliche Belebung ging nicht zuletzt von dem Koreakrieg aus, der zu einer Abschwächung der Überwachung der deutschen Industrie führte (Hardach, 1976, S. 220). Deutsche Investitionsgüter und Rohstoffe waren im Ausland gefragt. Gerade Deutschland konnte zu dieser Zeit freie Industriekapazitäten anbieten (Abelshausen, 1987, S. 21).

Bis 1954 konnte die Scherenbewegung zwischen Löhnen und Preisen, die mit der Währungs- und Wirtschaftsreform eingesetzt hatte, beinahe wieder geschlossen werden⁸⁴. Trotz des Zustroms von Arbeitslosen aus dem Osten fiel die Arbeitslosenquote Mitte der 1950er Jahre unter die 5-Prozent-Marke, um Anfang der 1960er Jahre bedeutungslos zu werden. Dies war möglich vor allem durch den Boom der Schwerindustrie.

In den 1950er Jahren hatten Ungelernte gute Aufstiegschancen. In den 1960er Jahren nahmen ihre Chancen drastisch ab. Für alle übrigen Beschäftigungsgruppen boten die 1960er Jahre bessere Aufstiegsmöglichkeiten (Noll, 1982, S. 240).

Mit dem steigenden Arbeitskräftebedarf versuchten die Arbeitgeber, die nichterwerbstätigen Frauen zur Erwerbsarbeit zu bewegen. Nicht zuletzt durch ein vermehrtes Angebot an Teilzeitarbeitsplätzen nahm die Erwerbstätigkeit von Frauen tatsächlich zu. Sie erreichte 1963 einen Höchststand mit 49 Prozent aller Erwerbspersonen an der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (Noll, 1982, S. 53).

Ab 1960 konnte der Arbeitskräftebedarf nur durch eine starke Zuwanderung befriedigt werden. 1960 machten ausländische Arbeitnehmer mit 300.000 Personen etwa 1,5 Prozent aller Arbeitnehmer aus. 1970 betrug ihre Zahl 2 Millionen und damit 10 Prozent aller Arbeitnehmer. 1973 lebten in der Bundesrepublik 2,4 Millionen Gastarbeiter. Diese Zahl sank auf 1,9 Millionen im Jahre 1976. 1982 lag sie bei 2,1 Millionen (Abelshausen, 1987;

⁸² Die Beschäftigtenzahlen sind unter anderem deshalb so hoch, weil eine Anstellung eine Voraussetzung für eine Lebensmittelkarte war (Abelshausen, 1987; Hardach, 1976).

⁸³ Diese Angabe findet sich bei Abelshausen (1987, S. 78). Hardach nennt dagegen für denselben Zeitraum eine Arbeitslosigkeitsrate von 2,5 Prozent (Hardach, 1976, S. 119).

⁸⁴ Die Preise waren schneller als die Löhne gestiegen.

Henning, 1987, S. 460). Weil die Gastarbeiter eher unattraktive Tätigkeiten übernahmen, boten sich für die deutschen Beschäftigten in dieser Phase der wirtschaftlichen Expansion gute Chancen für berufliche Aufstiege (König & Müller, 1986; Müller, 1986). Berufliche Aufstiege wurden außerdem durch die Kriegsverluste begünstigt. Die Jüngeren mußten die Lücken auffüllen, die die Toten hinterlassen hatten.

In den 1950er und 1960er Jahren beschleunigte sich die sektorale Umschichtung in Richtung auf den tertiären Bereich (Kleber, 1983). Je rascher sich jedoch die Beschäftigungsstruktur ändert, desto größer ist die berufliche Mobilität. Dieser Prozeß kann durch weitere Umstrukturierungen innerhalb der einzelnen Sektoren verstärkt werden (Singelman, 1985). Zwischen 1965 und 1971 expandierte der öffentliche Dienst (Becker & Blossfeld, 1991). Der Grund dafür war ein beschleunigter Ausbau des Sozialsystems. Die Nachfrage betraf vor allem höherqualifizierte Beschäftigte, und besonders Frauen konnten diese Chance nutzen (Becker, 1993, S. 24; Müller, 1978). Auch die Angestelltenpositionen vermehrten sich in dieser Zeit stark. Ausgenommen waren lediglich Beschäftigte mit einfachen Tätigkeiten (Müller, 1978).

Seit Beginn der Vollbeschäftigung bildeten sich vermehrt betriebliche Teilarbeitsmärkte (Sengenberger, 1979). Neben dem Arbeitskräftemangel kann dies auf der Arbeitgeberseite mit einem Bedarf an stärkerer betriebsspezifischer Qualifikation begründet werden. Die größeren Betriebe verlangten mehr Spezialisierung. Deshalb mußten die Betriebe versuchen, die qualifizierten Arbeitnehmer an den Betrieb zu binden. Dies konnte mit Hilfe einer stärkeren Differenzierung der innerbetrieblichen Hierarchie geschehen. Arbeitnehmer in einem solchen innerbetrieblichen Teilarbeitsmarkt wurden bessere Aufstiegsmöglichkeiten geboten als ihren Kollegen auf dem externen Arbeitsmarkt. Außerdem konnten sie vom Betriebsrat vor Statusverschlechterungen geschützt werden.

In der ersten Hälfte der 1960er Jahre mehrten sich die Anzeichen für ein Ende der besonderen Wachstumsbedingungen der Nachkriegszeit – das Arbeitskräftepotential war ausgeschöpft, der technische Fortschritt nicht mehr so schnell umsetzbar. Die Rezession von 1966/67 erschütterte das Vertrauen in die Selbststeuerungsfähigkeit der Marktwirtschaft. Zugleich kündigte sich ein tiefgreifender Strukturwandel an, der mit der Krise im Steinkohlebergbau bereits begann. Die Zahl der Arbeitslosen stieg von 101.476 im Juli 1966 auf 673.572 im Februar 1967. Gleichzeitig sank die Zahl der ausländischen Arbeitnehmer. Die Große Koalition sah ihre vornehmste Aufgabe in der möglichst schnellen Beendigung der Rezession (Deuerlein, 1980). Die beiden Konjunktur- und Strukturprogramme des Jahres 1967 zeigten bereits im Winter 1967/68 erste Erfolge. Schon 1970 herrschte ein neuer Boom, der jedoch nicht lange anhielt.

Das Ansteigen der Arbeitslosenquote wurde durch die mikroelektronische Revolution verstärkt. Die rapide Entwicklung dieser Technologie machte sowohl im Produktionsprozeß als auch in Handel und Verwaltung viele Arbeitskräfte überflüssig. Von 1970 bis 1973 nahm die industrielle Produktion um 13,1 Prozent zu, doch die Zahl der Beschäftigten sank im selben Zeitraum um 2,7 Prozent. Mit der Ölkrise von 1977 begann eine neue wirtschaftliche Krise, die ein Ansteigen der Arbeitslosenzahl zur Folge hatte. Die Konjunkturprogramme und arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen zeigten auch für 1975 noch keine Wirkung. Besonders betroffen von der steigenden Arbeitslosigkeit waren die Jugendlichen unter 20 Jahren (Pfau-Effinger, 1990). Der Einstellungsstopp vieler Unternehmen traf besonders die geburtenstarken Jahrgänge 1955–1965. Ab 1976 belebte sich die Konjunktur wieder.

Zusammenfassung

Für die interessierenden Geburtskohorten kann die Arbeitsmarktlage kurz wie folgt beschrieben werden: Die Kohorte 1929–31 betrat den Arbeitsmarkt unter besonders ungünstigen Bedingungen. Dies galt sowohl für die Beschäftigungschancen als auch für die Ausbildung der Betroffenen. In dem Boom der 1950er Jahre hatten ungelernete Arbeiter allerdings gute Aufstiegschancen. Doch auch der Boom der 1960er Jahre konnte die schlechten Startbedingungen nicht ausgleichen.

Die Kohorte 1939–41 betrat den Arbeitsmarkt unter weitaus günstigeren Bedingungen. Der industrielle Sektor expandierte, und es bestand ein Arbeitskräftemangel in der Industrie. Nicht zuletzt durch die Zuwanderung von Gastarbeitern erhöhten sich die Aufstiegschancen der westdeutschen Facharbeiter. Aber auch der Dienstleistungssektor wuchs und bot gute Aufstiegschancen.

Von der Expansion des öffentlichen Dienstes am Ende der 1960er Jahre haben die um 1939–41 Geborenen, vor allem aber die um 1950 Geborenen profitieren können. Mit der kurzen Rezession von 1966/67 und ab der Ölkrise von 1973 verschlechterte sich die Lage auf dem Arbeitsmarkt. Daher kann man in der Kohorte 1949–51 weniger Aufstiege während des Berufsverlaufs erwarten.

Die Situation von Frauen auf dem Arbeitsmarkt unterscheidet sich von der der Männer, weil ihre Erwerbskarrieren zusätzlich von den normativen Erwartungen bezüglich einer Hausfrauentätigkeit geprägt werden. Der Strukturwandel schlägt sich auf ihr Erwerbsleben zusammen mit einer veränderten Einstellung gegenüber der Erwerbstätigkeit von Frauen nieder. Die um 1930 geborenen Frauen hatten relativ schlechte Aufstiegschancen. Zu einem großen Teil fehlte ihnen jegliche berufliche Ausbildung, die sie auch später nicht nachgeholt haben (vgl. Abb. 2). Durch die Beschäftigungskrise zu Beginn der 1950er Jahre wurden sie vom Arbeitsmarkt verdrängt, weil ihnen Flüchtlinge und zurückkehrende Soldaten vorgezogen wurden. Der Arbeitskräftemangel der 1960er Jahre erhöhte wieder die Akzeptanz für die weibliche Erwerbstätigkeit. Wenn die um 1930 geborenen Frauen diese Chance nicht mehr ergriffen haben, so lag dies möglicherweise auch an ihrer Erfahrung, daß nur die Familie eine weibliche Rollenidentität und eine stabile Lebensperspektive bot (Tölke, 1989, S. 136). Von der Expansion des Dienstleistungsbereichs profitierten vor allem die Frauen der Kohorte 1939–41 (Handl, 1991). Gerade für die Töchter un- und angelernter Arbeiter ergaben sich – im Gegensatz zur älteren Kohorte – Chancen, ihre Herkunftsschicht zu verlassen. Der Dienstleistungsbereich bot, beispielsweise wegen der kürzeren Arbeitszeiten, bessere Möglichkeiten, Erwerbstätigkeit und Familie zu vereinbaren. Der Arbeitskräftemangel führte zur Schaffung von auch für Frauen attraktiven Arbeitsstellen. Die Zahl von Teilzeitarbeitsplätzen stieg besonders im öffentlichen Sektor (Maier, 1993, S. 266; Tölke, 1989, S. 163). Dadurch wurde eine kontinuierliche Erwerbsarbeit für Frauen erleichtert.

Nach den Analysen von Mayer haben sich die Karrierechancen von Frauen trotzdem über die Zeit eher verschlechtert. Wenn sich Frauen im späteren Berufsverlauf in höheren Positionen befinden als in älteren Kohorten, dann kann dies auf die besseren Einstiegsberufe zurückgeführt werden (Mayer, 1991a, S. 64).

Parallel zu diesen Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt fand eine Verschiebung der normativen Erwartungen bezüglich der Erwerbstätigkeit während der Ehe statt (Tölke, 1989, S. 164). In den 1960er Jahren meldeten Frauen keinen Anspruch auf einen eigenen

Beruf an. Frauen waren in erster Linie Ehefrauen und Mütter. Im folgenden Jahrzehnt begann ein tiefgreifender Wandel dieser Haltung, bis die Frauen in den 1980er Jahren den eigenen Beruf als konstitutiven Teil ihres Lebens ansahen (Faulstich-Wieland u.a., 1984). Diese Veränderung kann auch als Reaktion auf die Arbeitsmarktlage begriffen werden, die zu einer zunehmenden Werbung für die Erwerbstätigkeit von Frauen führte. Andererseits waren zunehmend mehr Frauen erwerbstätig, was nicht zuletzt mit ihrer besseren Qualifikation in Zusammenhang gebracht werden kann. Gerade Frauen ohne Ausbildung neigten dazu, ihre Erwerbstätigkeit früh zu unterbrechen (Huinink, 1989). Da die Ausbildung der Frauen über die Kohorten immer besser wurde, stieg auch der Anteil erwerbstätiger Frauen. Dieser größere Anteil erwerbstätiger Frauen stellte wiederum die Geltung der Norm der Frau als Hausfrau und Mutter in Frage. Insgesamt kann man daher eine wechselseitige Beeinflussung der Qualifikation, der Arbeitsmarktlage und der Norm über die Erwerbstätigkeit von Frauen vermuten. Diese Entwicklung wurde nicht von den sozialstaatlichen Regelungen der 1950er und 1960er Jahre unterstützt. Diese Regelungen zielten eher auf den Verbleib der Frau in der Familie ab (Maier, 1993, S. 274).

Die Veränderung der Normen kann auch mit den neuen Statussymbolen in Verbindung gebracht werden. Der Besitz von Konsumgütern gewann in der Nachkriegszeit an Bedeutung. Von einem einzigen Verdienst waren diese oft nur schwer zu finanzieren. In dem gleichen Maße, wie die Bedeutung der Konsumgüter wuchs, verlor das frühere Statussymbol der von der Erwerbsarbeit befreiten Hausfrau an Bedeutung. Es wurde für Eheleute attraktiver, wenn auch die Frau erwerbstätig war.

Schließlich stellten die steigenden Scheidungsraten die Ehe als Versorgungsinstanz für die Frauen in Frage. Um ihren Lebensunterhalt und Lebensstandard abzusichern, wurde eine eigene Erwerbstätigkeit nötig.

Mit der Verschiebung der Normen stieg die Erwerbsbeteiligung insbesondere verheirateter Frauen an (Lauterbach, 1991, S. 37). Frauen zeigten die Tendenz, Erwerbsunterbrechungen zunehmend hinauszuzögern, und zwar je nach Kohorte und Bildungsniveau in unterschiedlicher Weise (Tölke, 1989).

5.3.2 Veränderungen der Herkunftseinflüsse

Man kann erwarten, daß die Einflußmöglichkeiten der Eltern unterschiedlich sind je nach Geburtskohorte und Geschlecht des Kindes,

- weil sich die Ressourcen geändert haben (das Wirtschaftswunder hat auch Arbeiterhaushalten mehr finanziellen Spielraum für längere Ausbildungen beschert);
- wegen der strukturellen Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt (Arbeiterkinder haben bessere Chancen, Angestellte zu werden, wegen der Expansion des Dienstleistungsbereiches);
- wegen der Änderung schichtspezifischer Normen;
- wegen der Änderung geschlechtsspezifischer Normen.

Ein weiteres Argument für die Kohortenunterschiede findet sich bei Mayer, Henz und Maas (1991). Die Kohorte 1939–41 war eine besonders große Geburtskohorte. Bei ihr könnte daher die Konkurrenz innerhalb der Kohorte besonders stark gewesen sein. Dies würde

bedeuten, daß auch nach dem Berufseinstieg der Wettbewerb um attraktive Positionen besonders hart war. Daher sollten die Herkunftseinflüsse in dieser Kohorte besonders groß gewesen sein.

Genauere Hypothesen über die Veränderungen der Herkunftseinflüsse auf den Berufsverlauf sind schwierig, weil sie davon abhängig sind, inwieweit der Status des Kindes bereits durch seine Ausbildung und den Berufseintritt gesichert werden konnte. Auch diese beiden Aspekte variieren über die Kohorten. Nach den Analysen von Mayer mit den Daten der Lebensverlaufsstudie war der Zusammenhang bei den Männern zwischen der Bildung und dem Prestige des ersten Berufs am schwächsten in der Kohorte 1939–41. Bei Frauen war die Bildung in der Kohorte 1949–51 für das Prestige des ersten Berufs weniger wichtig als in der Kohorte 1939–41. Dafür nahm in der Kohorte 1949–51 die Bedeutung des Prestiges des Vaterberufs für die Erklärung des Prestiges des ersten Berufs der Tochter entsprechend zu (Mayer, 1991b, 1991c). Es läßt sich also bereits für diese Kohorten eine gewisse Entwertung der Bildungsqualifikationen feststellen.

Der Berufseinstieg vollzog sich – wie dargestellt – in unterschiedlichen historischen Kontexten. Dabei fand eine Verlagerung von Berufen in der Produktion hin zu Berufen im Dienstleistungs- und Verwaltungsbereich statt (Blossfeld, 1985a). Immer mehr Männern gelang es, bereits beim Berufseinstieg ein höheres Berufsprestige zu erreichen als ihre Väter (Becker, 1993).

Frauen haben im Vergleich zu Männern ungünstigere Erstberufe. Über die Kohorten können sie ihre Einstiegspositionen jedoch verbessern (Mayer, 1991a). Das Berufsprestige des ersten Berufs von Männern und Frauen ist mit jeder Kohorte besser durch das Prestige des Berufs des Vaters und die Ausbildung des Kindes vorhersagbar (Mayer, 1991b, 1991c).

Anknüpfend an die letzte Aussage kann man vermuten, daß die Statussicherung über die Kohorten in steigendem Maße bereits beim Berufseinstieg erreicht werden konnte. Dies würde über die Kohorten abnehmende Einflüsse der Eltern auf den Berufsverlauf vermuten lassen.

Überlegungen, die an der Arbeitsmarktlage ansetzen, führen ebenfalls zu der Vermutung abnehmender Herkunftseinflüsse. Je schwieriger die Arbeitsmarktlage ist, desto wichtiger sind die Ressourcen, die einer Person zur Verfügung stehen. Dadurch kann man vor allem bei den um 1930 geborenen Frauen größere Herkunftseffekte vermuten. Bei ihnen kommt erschwerend hinzu, daß sie schon beim Berufseinstieg auf eine schwierige Arbeitsmarktlage gestoßen sind. Es ist daher zu erwarten, daß sie versuchen, dies im weiteren Berufsverlauf auszugleichen. In ihrem Berufsverlauf sind Effekte der sozialen Herkunft zu erwarten, die unter günstigen Einstiegsbedingungen bereits beim Berufseinstieg wirksam werden. In der Kohorte 1929–31 kann man daher einen großen Einfluß der sozialen Herkunft erwarten.

In der zweiten Hälfte der 1960er und zu Beginn der 1970er Jahre hat es für viele Berufsgruppen sehr gute Aufstiegschancen gegeben. Wo aber viele Aufstiege stattfinden, kann man vermuten, daß diese weniger selektiv in sozialer Hinsicht sind. Betroffen von diesem Boom war von den hier betrachteten Kohorten vor allem die Kohorte 1939–41 (Müller, 1978). Daher kann man in dieser einen relativ geringen Einfluß der sozialen Herkunft vermuten.

Bei einer schlechten Arbeitsmarktlage ist die Konkurrenz um die wenigen beruflichen Aufstiegsmöglichkeiten größer. Dies war nach 1973 erneut der Fall. In einer solchen Situation muß eine Person alle Ressourcen mobilisieren. Formale Bildungsqualifikationen

stellen dann nur ein erstes Auslesekriterium dar. Daneben sollten andere Eigenschaften Bedeutung erlangen, die von den sozialen und kulturellen Ressourcen abhängen.

Ende der 1960er Jahre wurde der Zweite Bildungsweg im Zuge der Bildungsreformen ausgebaut. Er erleichterte es, Schul- und Ausbildungsabschlüsse nachzuholen. Der Zusammenhang mit den Einflüssen der sozialen Herkunft ist jedoch nicht klar. Einerseits eröffnen sich für Geringqualifizierte neue Chancen. Parallel sinken ihre Chancen, berufliche Aufstiege zu realisieren, die früher allein aufgrund der Berufserfahrung möglich waren. Außerdem können Weiterqualifikationen, wie die allgemeinen Bildungsabschlüsse, von der Familie zur Weitergabe des Status instrumentalisiert werden. Daher kann man eine Verstärkung der Einflüsse der sozialen Herkunft im Berufsverlauf erwarten.

In Abschnitt 5.2.2 wurde ausgeführt, wie normative Erwartungen die weiblichen Erwerbsverläufe prägen. Diese Norm hat sich, wie im historischen Überblick beschrieben, über die Kohorten abgeschwächt. Man kann daher erwarten, daß in den jüngeren Kohorten mehr Frauen kontinuierlich erwerbstätig waren. Das bedeutet nicht nur, daß mehr Frauen aufgrund ihrer kontinuierlichen Erwerbstätigkeit die Möglichkeit zu einem beruflichen Aufstieg bekamen. Es zeigt zugleich eine Veränderung der Einstellung der Frauen und ihrer Eltern gegenüber weiblicher Erwerbstätigkeit an. Daher sollten die Eltern zunehmend mehr in den Beruf ihrer Töchter investiert haben, um ihnen attraktive Positionen zu eröffnen. Dies kann jedoch bedeuten, daß der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Berufsverlauf von Töchtern enger geworden ist, weil erst in den jüngeren Kohorten die unterschiedlichen Herkunftsressourcen für die Erwerbskarriere von Frauen bedeutsam wurden.

5.4 Spezifikation des Modells

5.4.1 Verwendung der beruflichen Stellung

Wie kann der Einfluß der Eltern auf den Berufsverlauf ihrer Kinder am besten empirisch erfaßt werden? In den folgenden Modellen wird die Dauer bis zum ersten Aufstieg seit dem Eintritt ins Erwerbsleben als das Merkmal des Berufsverlaufs verwendet, an dem sich Herkunftseinflüsse am deutlichsten niederschlagen. Für die Messung von Aufstiegen werden die beruflichen Stellungen verwendet. Dadurch sollten die Schätzergebnisse relativ leicht zu interpretieren sein. Die beruflichen Stellungen erlauben eine recht genaue Bestimmung der Arbeitsmarktlage der Beschäftigten. Dies ist bei der Benutzung einer Prestigeskala nicht der Fall. Eine Erhöhung des Prestiges um einen gewissen Betrag gibt keinen Anhaltspunkt darüber, um was für einen Aufstieg es sich handelt. Ein Aufstieg aus Schicht 5 in Schicht 4 bedeutet dagegen, daß ein angelernter- oder Facharbeiter Meister oder einfacher Angestellter wird oder sich mit höchstens einem Mitarbeiter selbständig macht.

Erwerbskarrieren werden nicht durch einen einzelnen Faktor bestimmt. Vielmehr sind sie Produkte vielfältiger Kräfte. Berufliche Stellungen sind in ihren Implikationen nicht auf eine einzige Dimension reduzierbar. Diese Schwäche, die in ihrer Ungenauigkeit liegt, stellt zugleich ihre Stärke dar, da sie sowohl in bezug auf das Einkommen, die Autonomie am Arbeitsplatz oder die zukünftigen beruflichen Chancen Aussagen ermöglichen. Die Kategorien der beruflichen Stellung sind in Tabelle 19 angegeben.

Tabelle 19: Klassifikation der beruflichen Stellung

<i>Selbständige Landwirte mit landwirtschaftlich genutzter Fläche von</i>	<i>Angestellte</i>
10: unter 10 ha	50: Industrie- und Werkmeister im Angestelltenverhältnis
11: 10 ha bis unter 20 ha	51: Angestellte mit einfacher Tätigkeit
12: 20 ha bis unter 50 ha	52: Angestellte, die schwierige Aufgaben nach allgemeiner Anweisung selbständig erledigen
13: 50 ha und mehr	53: Angestellte, die selbständige Leistungen in verantwortungsvoller Tätigkeit erbringen oder begrenzte Verantwortung für die Tätigkeit anderer tragen
<i>Akademisch freie Berufe</i>	54: Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben und Entscheidungsbefugnissen
15: 1 Mitarbeiter oder allein	
16: 2 bis 9 Mitarbeiter	
17: 10 Mitarbeiter und mehr	
<i>Selbständige in Handel, Gewerbe, Industrie, Dienstleistungen u.a.</i>	<i>Arbeiter</i>
21: 1 Mitarbeiter oder allein	60: Ungelernte Arbeiter
22: 2 bis 9 Mitarbeiter	61: Angelernte Arbeiter
23: 10 bis 49 Mitarbeiter	62: Gelernte Arbeiter und Facharbeiter
24: 50 Mitarbeiter und mehr	63: Vorarbeiter und Kolonnenführer
30: <i>Mithelfende Familienangehörige</i>	64: Meister/Poliere
<i>Beamte, Richter, Berufssoldaten</i>	
40: Beamte im einfachen Dienst	
41: Beamte im mittleren Dienst	
42: Beamte im gehobenen Dienst	
43: Beamte im höheren Dienst	
49: <i>Wehrpflichtige</i>	

Die Definition der beruflichen Stellung beruht auf sozialrechtlichen Kriterien. Nach der Gleichstellung mit den Arbeitern im Dritten Reich erlangten die Angestellten in den frühen 1950er Jahren wieder eine rechtliche, soziale und organisatorische Sonderstellung (Abelshauer, 1987). Dazu gehören Regelungen des Betriebsverfassungsgesetzes, die Angestellten beispielsweise längere Kündigungsfristen einräumen als Arbeitern. Dazu gehören aber auch eine gesonderte Sozialversicherung und eine eigene Gewerkschaft. Außerdem unterscheiden sich Angestellte und Arbeiter im Hinblick auf die Bildungsvoraussetzungen ihrer Tätigkeit und den Ausbildungsstand.

Beamte haben auch heute noch eine besondere Stellung in der Gesellschaft. Sie äußert sich vor allem darin, daß die Anstellung lebenslang gilt. Hinzu kommen die stark ausbildungsmäßig geregelten Einstellungskriterien. Durch die „Laufbahnen“ sind die Berufsverläufe von Beamten klar vorgegeben und berechenbar. Zusätzlich heben sich die Beamten durch eigene Sicherungs- und Versorgungsregelungen von den anderen Beschäftigungsgruppen ab.

Die Stellung im Beruf hat sich bei Analysen des Erwerbslebens als sehr fruchtbar erwiesen, weil über die sozialrechtlichen Kriterien hinaus weitere Unterschiede zwischen den Berufsgruppen abgebildet werden. So unterscheiden sich neben den genannten Aspekten auch die Tätigkeiten von Arbeitern, Angestellten und Beamten. Während

Arbeiter eher ausführende und manuelle Arbeitsvollzüge haben, handelt es sich bei Beamten und Angestellten eher um steuernde und verwaltende Aufgaben. Die Tätigkeiten von Angestellten sind meist „weniger laut, sauberer und mit weniger physischer Belastung verbunden als körperliche Arbeit in Landwirtschaft und Gewerbe“ (Kocka, 1981, S. 7). Häufig war die Arbeitszeit von Angestellten kürzer als die der Arbeiter.

Neben den definierenden sozialrechtlichen Kriterien und den Tätigkeiten unterscheiden sich Arbeiter, Angestellte und Beamte zusätzlich in verschiedenen Aspekten der Lebensführung. In dieser Hinsicht gab es allerdings deutliche Annäherungen in den letzten Jahrzehnten. In den 1950er Jahren verschwanden viele Bedingungen, die eine proletarische Lebenslage definierten. Die Arbeiterkultur hatte den Charakter einer Notkultur gehabt. Die Solidarität der Arbeiter war darauf gerichtet gewesen, die Probleme des Alltags zu bewältigen. Der Unterschied zu anderen Beschäftigten äußerte sich beispielsweise in der Ausgabenstruktur der Haushalte. Arbeiterhaushalte zeichneten sich durch den hohen Anteil des Einkommens aus, der für Nahrungsmittel ausgegeben wurde. Mit den steigenden Realeinkommen näherten sich die Konsumweisen der Arbeiter an die bürgerlichen Konsumweisen an (Ambrosius & Kaelble, 1992). In mehrfacher Hinsicht trug dies zu einer Annäherung an bürgerliche Lebensweisen bei⁸⁵.

Bei den beruflichen Stellungen unterscheidet man zusätzlich zwischen un- und angelernten Arbeitern einerseits und gelernten Arbeitern und Facharbeitern andererseits. Ein gewisses Problem stellt bei dieser Unterscheidung die Zuordnung der angelernten Arbeiter dar. In den älteren Kohorten waren Lehrberufe weniger verbreitet als in den jüngeren Kohorten. Üblich war eine Anlernung im Betrieb. Wenn man sich bewährte, wurde man bei Bedarf mit qualifizierteren Tätigkeiten betraut. Dies ermöglichte bei entsprechender Anstrengung und Bereitschaft zu selbsttätiger Qualifizierung langfristige Aufstiege im Betrieb (Drexel, 1982). Der Facharbeiterabschluß verdrängte jedoch allmählich die Anlernung. Dem Facharbeiter wurden in Zeiten des Arbeitskräftemangels attraktive Berufsverläufe im Betrieb geboten, um ihn dort zu halten. Während angelernte Arbeiter nur begrenzte Aufstiegsmöglichkeiten hatten, waren Facharbeitern bei zusätzlicher formaler Qualifikation Aufstiege in Führungs- oder Angestelltenpositionen möglich (Drexel, 1982, S. 103). Facharbeiter blieben außerdem häufiger von Abstiegen verschont.

Auf zwei weitere Eigenschaften der beruflichen Stellungen sei an dieser Stelle hingewiesen. Die Skala der beruflichen Stellungen kann auch für Frauen verwendet werden⁸⁶. Die Charakterisierung der beruflichen Tätigkeiten trifft auf sie ebenso zu wie auf die Männer. Der mit einer beruflichen Stellung verbundene Status wird im folgenden mit der Skala von Handl gemessen (Handl, 1977). Allerdings wurde diese Skala nur für Männer hergeleitet, so daß beispielsweise der Beruf der Hausfrau nicht vorkommt. Für die berufstätigen Frauen bietet die relativ grobe Kategorisierung der beruflichen Stellungen jedoch wie für die Männer eine Messung des Status, die wesentliche Unterschiede an Einkommen und Arbeitsmarktchancen wiedergeben sollte.

⁸⁵ Für diese Annäherung gibt es weitere Ursachen. Dazu gehören der wachsende Einfluß der Massenmedien sowie die Zerschlagung der Arbeiterbewegung im Dritten Reich (Ambrosius & Kaelble, 1992).

⁸⁶ Sozioökonomische Skalen oder Prestigeskalen sind in ihrer überwiegenden Mehrheit für Männer entwickelt worden und daher nicht ohne weiteres auf die Analyse weiblicher Erwerbsverläufe anwendbar (Handl, 1988, S. 19 f.).

Tabelle 20: Zusammengefaßte Klassifikation

Schicht 1

- 15: Freie Berufe: 1 Mitarbeiter oder allein
- 16: Freie Berufe: 2 bis 9 Mitarbeiter
- 17: Freie Berufe: 10 Mitarbeiter und mehr
- 43: Beamte im höheren Dienst
- 54: Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben und Entscheidungsbefugnissen

Schicht 2

- 23: Selbständige: 10 bis 49 Mitarbeiter
- 24: Selbständige: 50 Mitarbeiter und mehr
- 42: Beamte im gehobenen Dienst
- 53: Angestellte, die selbständige Leistungen in verantwortungsvoller Tätigkeit erbringen oder begrenzte Verantwortung für die Tätigkeit anderer tragen

Schicht 3

- 22: Selbständige: 2 bis 9 Mitarbeiter
- 41: Beamte im mittleren Dienst
- 52: Angestellte, die schwierige Aufgaben nach allgemeiner Anweisung selbständig erledigen

Schicht 4

- 13: Landwirte mit 50 ha und mehr
- 21: Selbständige: 1 Mitarbeiter oder allein
- 50: Industrie- und Werkmeister im Angestelltenverhältnis
- 51: Angestellte mit einfacher Tätigkeit
- 64: Meister/Poliere

Schicht 5

- 12: Landwirte mit 20 ha bis unter 50 ha
- 40: Beamte im einfachen Dienst
- 62: Gelernte Arbeiter und Facharbeiter
- 63: Vorarbeiter und Kolonnenführer

Schicht 6

- 10: Landwirte unter 10 ha
- 11: Landwirte mit 10 ha bis unter 20 ha
- 30: Mithelfende Familienangehörige
- 60: Ungelernte Arbeiter
- 61: Angelernte Arbeiter

Der zweite Hinweis gilt der relativen Stabilität der beruflichen Stellungen. Sie erlaubt den später nötigen Vergleich zwischen der Stellung des Vaters und der Stellung des Kindes. Handl berechnet neben der hier verwendeten Skala auch eine Skala für die Berufe der Väter. Beide Skalen weichen nicht wesentlich voneinander ab (Handl, 1977). Man kann daher davon ausgehen, daß das Ausmaß der oben erwähnten Verschiebung von angelernten Tätigkeiten hin zu Facharbeitertätigkeiten den Kohortenvergleich nicht wesentlich beeinträchtigt.

Von Aufstiegen wird im folgenden gesprochen, wenn ein ungelernter oder angelernter Arbeiter zum Facharbeiter wird oder wenn ein Angestellter mit einfacher Tätigkeit auf einen Arbeitsplatz wechselt, der mehr selbsttätige Leistungen erfordert. Innerhalb der hierarchischen Untergliederung der Grobkategorien ist es klar, ob es sich um Aufstiege handelt oder nicht. Problematisch sind Wechsel zwischen verschiedenen Grobkategorien. Zu diesem Zweck werden alle Kategorien in einer ordinalen Skala mit sechs Kategorien angeordnet. Dabei wird auf einen Vorschlag von Mayer zurückgegriffen (Mayer, 1977, S. 223)⁸⁷. Dies führt auf eine Skala mit sechs Schichten, die in Tabelle 20 aufgeführt ist.

⁸⁷ In dieser Arbeit entwickelt Mayer eine Statusskala aufgrund von Heiratsbeziehungen. Ein Vergleich mit der sozioökonomischen Skala von Handl zeigt, daß die Rangfolge der Berufe in beiden Skalen große Übereinstimmung zeigt. Mayer untersucht zusätzlich, welche Gruppierungen die Skala nahelegt. Dazu verwendet er verschiedene Analyseverfahren und verschiedene Ähnlichkeitsmaße. Sie führen auf eine kombinierte Statusskala mit 5 bzw. 9 Gruppen. Mayer unterscheidet die Arbeiter nach dem Wirtschaftssektor in Arbeiter im Bau-, Gewerbe- oder Dienstleistungsbereich. Dies wird hier nicht berücksichtigt. Mit den hier benutzten Kategorien erhält man eine Skala mit sechs Schichten (Mayer, 1977, S. 231).

Tabelle 21: Die Anzahl der Aufstiege der Männer nach der beruflichen Stellung des Erstberufs und des Berufs nach dem Aufstieg (alle Kohorten)*

Schicht	Stellung des Erstberufs	Freie Berufe und Selbständige	Stellung nach Aufstieg																
			Beamte			Angestellte			Arbeiter										
<i>Aufstiege der Beamten</i>																			
Schicht		S3 22	S3 41	S2 42	S1 43	S2 53	S1 54												
S5	40	1	5	4			1												
S3	41			5	1	4													
S2	42				4		2												
<i>Aufstiege der Angestellten</i>																			
Schicht		S1 16	S2 23	S3 41	S2 42	S1 43	S3 52	S2 53	S1 54										
S4	50			1															
S4	51			4	5		24	17	6										
S3	52		2		4	3		37	5										
S2	53	1				2			5										
<i>Aufstiege der Arbeiter und mithelfenden Familienangehörigen</i>																			
Schicht		S5 12	S4 13	S4 21	S3 22	S2 23	S2 24	S5 40	S3 41	S2 42	S1 43	S4 50	S4 51	S3 52	S2 53	S1 54	S5 62	S5 63	S4 64
S6	60							4		2	1		1	3	4	1	16	8	3
S6	61		1	1	2	4		1	5			1	5	3	6	2	19	3	4
S5	62			12	10	5	1	19	5			12	17	49	38	10			44
S5	63				1		1							1					
S4	64													1					
S6	30	6	1	1				1						2	2	1	7	2	1

* Die Zeilen- bzw. Spaltenkategorien sind die Codes der beruflichen Stellungen.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Die verwendete Definition von Aufstiegen ist sehr restriktiv. Viele Berufswechsel werden als lateral eingestuft, obwohl sie durchaus mit einem Aufstieg in der internen Hierarchie des Betriebes oder einer Verbesserung der Lebensbedingungen einhergehen. Die Aufstiege eines Beamten innerhalb seiner Laufbahn werden beispielsweise nicht berücksichtigt. Aufstiege von Beamten werden mit der benutzten Skala nur dann beobachtet, wenn sie als Aufstiegsbeamte in eine höhere Laufbahn wechseln. Insofern auch Aufstiege von der sozialen Herkunft beeinflusst werden können, die nicht mit einem Wechsel der beruflichen Stellung verbunden sind, wird die Wirkung der sozialen Herkunft mit den folgenden Modellen eher unterschätzt.

Die Übersicht in Tabelle 21 vermittelt einen Eindruck, welche Aufstiege den folgenden Analysen tatsächlich zugrunde liegen. Aufstiege, wie sie hier berücksichtigt werden, finden bei Beamten und Angestellten vorwiegend innerhalb der jeweiligen Hierarchie statt. Darüber hinaus gibt es einen Austausch zwischen dem Beamten- und dem Angestelltenbereich. Beamte wechseln in eine entsprechend höhere Angestelltenkategorie und umgekehrt. Die Zielpositionen der Arbeiter verteilen sich dagegen beinahe über das

Tabelle 22: Die Anzahl der Aufstiege der Frauen nach der beruflichen Stellung des Erstberufs und des Berufs nach dem Aufstieg (alle Kohorten)*

Schicht	Stellung des Erstberufs	Freie Berufe und Selbständige						Stellung nach Aufstieg							
								Beamtin		Angestellte		Arbeiterin			
<i>Aufstiege der Angestellten</i>															
Schicht		S1	S3	S2			S3	S2	S1	S3	S2	S1			
		15	22	23			41	42	43	52	53	54			
S4	51		3	1			3	1	1	72	13				
S3	52	1							1	16	2				
S2	53							2							
<i>Aufstiege der Arbeiterinnen</i>															
Schicht		S5	S4	S4	S3		S5			S4	S3	S2	S5	S5	S4
		12	13	21	22		40			51	52	53	62	63	64
S6	60									10	4	2	2	2	
S6	61			2			1			31	8	1	3	2	
S5	62			1	1					15		2			1
S5	63											1			
S6	30	3	1	1	1					14	3	1			

* Die Zeilen- bzw. Spaltenkategorien sind die Codes der beruflichen Stellungen.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

gesamte Spektrum möglicher beruflicher Stellungen. Man sieht jedoch, daß sich ungelernete Arbeiter nicht selbständig machen. Der Wechsel in den Staatsdienst kam vor allem bei gelernten Arbeitern und Facharbeitern vor.

In allen Gruppen außer den Beamten kommen hohe Aufstiege vor. Angestellte überspringen bis zu zwei Hierarchieebenen. Vormalig un- und angelernte Arbeiter werden zu Meistern. Arbeiter werden Selbständige mit über 50 Mitarbeitern. Wenn Arbeiter Beamte oder Angestellte werden, dann steigen sie nicht unbedingt auf der untersten Stufe dieser Stellungen ein.

Die Aufstiege der Frauen, die den späteren Schätzungen zugrunde liegen, sind in Tabelle 22 aufgelistet. Diese Übersicht zeigt, daß Frauen nicht nur insgesamt weniger Aufstiege haben als Männer, sondern auch weniger Aufstiegswege – zumindest für den betrachteten Karriereabschnitt. In der Stichprobe kommt nur ein Aufstieg einer Beamtin vor (ohne Tab.). Eine Beamtin im gehobenen Dienst (42) ergreift einen freien Beruf (15). Auch Wechsel von Arbeiterinnen in die Selbständigkeit oder in ein Beamtenverhältnis sind selten. Das gilt auch für Aufstiege innerhalb der Arbeiterschaft. Die meisten Aufstiege finden im unteren Angestelltenbereich statt.

Die hier betrachteten Aufstiege sind zum einen Aufstiege innerhalb von Hierarchien, die durch den besonderen Einsatz und Qualifikationswillen der Beschäftigten möglich sind. Daneben gibt es, besonders bei Arbeitern, Aufstiege, die sich außerhalb des erwartbaren Rahmens befinden. Auch bei diesen Aufstiegen sollten weitere Ausbildungen eine große Rolle gespielt haben. Die Aufgabe der empirischen Analyse besteht darin, Auskunft darüber zu geben, inwieweit die Aufstiege durch die soziale Herkunft beschleunigt worden sind.

Wenn Aufstiege innerhalb einer hierarchischen Ordnung stattfinden, dann kann man zu ihrer Beschreibung die Theorie der Vakanzketten heranziehen. In dieser Konzeption wird angenommen, daß jede Person eine Aufstiegschance hat. Wie groß diese ist, das heißt, wie lange es bis zu einem Aufstieg dauert, hängt von der Position in der Warteschlange ab. Um den Einfluß der sozialen Herkunft auf den Berufsverlauf zu analysieren, bietet es sich bei Aufstiegen innerhalb großer Hierarchien daher an, die Dauer bis zu einem Aufstieg zu betrachten.

Bei Wechseln außerhalb solcher Hierarchien ist der Zusammenhang mit der Dauer nicht so leicht erkennbar. Außerhalb großer Hierarchien kann nicht jeder davon ausgehen, früher oder später aufzusteigen. Wechsel, die über die verschiedenen beruflichen Stellungen hinweg stattfinden, stellen für Arbeiter fast durchweg Aufstiege dar. Sie finden sich nicht nur in großen Betrieben, in denen Facharbeiter in Angestelltenpositionen aufsteigen können. Häufig erleben Arbeiter einen Aufstieg, indem sie Beamte werden. Für Arbeiter in kleinen Betrieben stellen solche Wechsel fast die einzige Möglichkeit dar, ihre berufliche Stellung zu verbessern. Diese Wechsel liegen jedoch am Rande der üblichen Berufsperspektive. Sie stehen aber im Prinzip allen Arbeitern offen. Die Frage ist nur, wer eine solche Chance als erster ergreift. Dabei können Ressourcen der sozialen Herkunft, insbesondere die sozialen Beziehungen dieser Personen bzw. ihrer Eltern, von Bedeutung sein. Dies wurde in Abschnitt 5.2.2 ausführlicher dargestellt.

5.4.2 Diskussion der abhängigen Variablen

Die Dauer bis zum ersten Aufstieg wurde als abhängige Variable gewählt, weil sie ein gutes Maß für die beruflichen Zielvorstellungen einer Person selbst und der Zielvorstellungen der Eltern für ihr Kind sein sollte. Dazu ist beispielsweise die Wahrscheinlichkeit, mit der die erste oder zweite Arbeitsstelle mit einem Aufstieg verlassen wird, weniger geeignet. Die konkrete Arbeitsstelle kann aus den verschiedensten Gründen verlassen werden. Die Dauer bis zum ersten Aufstieg entspricht eher dem individuellen Planungshorizont. Die Aussagen: „In fünf Jahren möchte ich dieses oder jenes erreicht haben“ oder „In fünf Jahren soll mein Kind dieses oder jenes erreicht haben“ haben ihre Entsprechung in der Alltagserfahrung, daß man bestimmte berufliche Ziele nie erreichen wird, wenn es nicht innerhalb eines gewissen Zeitraums geschieht. Eltern können weniger den Erfolg an einem bestimmten Arbeitsplatz beeinflussen als vielmehr die „Karriereplanung“ des Kindes. Sie können meist nicht dafür sorgen, daß ein bestimmter Arbeitsplatz in einen Aufstieg mündet. Wohl aber können sie selbst Ausschau halten nach einer anderen Beschäftigungsmöglichkeit für ihr Kind, und sie können eine Weiterqualifikation des Kindes unterstützen. Beides kann dazu beitragen, den Aufstieg des Kindes zu beschleunigen.

Wenn nur die Dauer bis zum ersten Aufstieg und nicht die Aufstiegschance bei jedem Wechsel des Arbeitsplatzes betrachtet wird, liegt dies in der Logik der Zählprozesse, wie sie in Kapitel 4 dargestellt wurde. Man modelliert einen Verlauf, indem man ein Ereignis auf die gesamte relevante Geschichte bis unmittelbar vor dem Ereigniszeitpunkt konditioniert. Die relevante Geschichte ist bei späteren Ereignissen umfangreicher, so daß mehr erklärende Variablen nötig sind. Nur wenn die gesamte relevante Geschichte berücksichtigt wird, können verschiedene Aufstiege einer Person als unabhängig angesehen werden. Nur unter dieser Annahme ist ein Modell gerechtfertigt, das gleichzeitig alle möglichen

Aufstiege einer Person erfaßt. Dies ist eine starke Annahme, die bei der Modellierung der Dauer bis zum ersten Aufstieg nicht gemacht werden muß.

Im folgenden Modell werden nur Aufstiege berücksichtigt. Das heißt, es wird unterstellt, daß jede Person jederzeit eine Aufstiegschance hat. Geschätzt wird dann zu jedem Zeitpunkt t die Rate für einen Aufstieg in t unter Berücksichtigung der Herkunftsressourcen, der persönlichen Lebenslage sowie struktureller Bedingungen. Es werden also nicht alle vorhandenen Informationen über die Vergangenheit der Person in das Modell einbezogen, so beispielsweise keine genauere Beschreibung des Arbeitsplatzes. Ein Grund dafür liegt in der Vorstellung, daß andernfalls der gesuchte Zusammenhang mit der sozialen Herkunft bereits teilweise durch diese Variablen erklärt wird. Der Einfluß der Eltern kann sich in den Strategien niederschlagen, durch die man in eine besonders günstige Position für einen beruflichen Aufstieg kommt. Diese Strategien sind eventuell nicht mehr erkennbar, wenn man alle bekannten Informationen im Modell berücksichtigt.

Es gibt vor allem zwei Probleme bei der Verwendung der Dauer bis zum ersten Aufstieg: die Messung des Eintritts in das Erwerbsleben und Unterbrechungen des Berufslebens.

Bei der Angabe des Erstberufs besteht das Problem darin, daß es sich bei dem ersten Beruf um einen „Job“ handeln kann, mit dem die Zeit zwischen dem Verlassen des allgemeinbildenden Schulsystems und dem Beginn einer Ausbildung überbrückt wird. Die Messung der Dauer bis zum ersten Aufstieg beruht aber auf der Vorstellung einer zusammenhängenden und stetigen Karriere. Die falsche Messung des Berufsbegins ist problematisch, weil zum Beispiel ein jobbender Anwärter auf einen Studienplatz sich in seiner beruflichen Laufbahn grundsätzlich von den meisten anderen ungelerten Arbeitern unterscheidet. Er befindet sich in diesem Fall in der falschen Risikogruppe. Die für ihn gemessene Dauer bis zum ersten Aufstieg, nämlich mehr oder weniger die Studiendauer, macht keine Aussage über den Einfluß der Eltern auf die *Erwerbskarriere*.

Die Parameter zu den Variablen der sozialen Herkunft messen allerdings auch im Fall des „Jobbers“ eine Wirkung der sozialen Herkunft. Die falsche Identifikation des Beginns der Erwerbskarriere führt dazu, daß anstelle des Einflusses während der Erwerbskarriere der Einfluß der Eltern auf die berufliche Ausbildung geschätzt wird.

Einerseits wird versucht, solche Fälle auszuschließen, indem nur solche Erwerbstätigkeiten als Erstberufe berücksichtigt werden, die länger als drei Monate dauerten. Außerdem wird bei einigen Personen, die eine längere Zeit als Arbeiter tätig waren, dies aber parallel zu einem Studium taten, der erste Beruf nach dem Abschluß des Studiums als Berufseinstieg gewertet.

Daneben ist die Frage zu klären, welchen Stellenwert die berufliche Weiterbildung im Berufsverlauf hat. Viele Personen absolvieren auch in späteren Phasen ihres Berufslebens weitere berufliche Ausbildungen. Gehören diese Ausbildungen zum Erwerbsverlauf dazu, oder handelt es sich um Unterbrechungen des Erwerbsverlaufs? Problematisch an der letztgenannten Sichtweise ist, daß Personen, wenn sie zum Zwecke der Weiterbildung das Erwerbssystem verlassen, strenggenommen keine berufliche Stellung mehr haben. Dem kann entgegengehalten werden, daß ein Arbeiter auch bei einer geringfügigen Unterbrechung seiner Erwerbstätigkeit ein Arbeiter bleibt – mit den entsprechenden Folgen für seine Lebenssituation. Diesem Argument liegt die Vorstellung zugrunde, daß der Berufsstatus einer Person anhaftet unabhängig von der aktuellen Berufstätigkeit.

Ein größeres Problem bei einer Unterbrechung der Erwerbstätigkeit muß darin gesehen werden, daß Personen während dieses Zeitraums keine Aufstiegschance haben.

Man kann ein Ratenmodell dann nur unter der behelfsmäßigen Annahme schätzen, daß die Person jederzeit ihre Ausbildung abbrechen und in ihren früheren Erwerbsstatus zurückkehren kann.

Es ist allerdings auch eine andere Behandlung von Ausbildungen nach dem Beginn der Erwerbstätigkeit möglich. Wenn eine Person das Erwerbsleben für eine längere Zeit, zum Beispiel für mindestens ein Jahr, verläßt, dann gilt diese Erwerbskarriere als abgebrochen und es kann kein erster Aufstieg beobachtet werden. Bei der Weiterbildung scheint dieses Vorgehen problematisch. Weiterbildung würde in diesem Fall nur dann als zum Berufsverlauf gehörig betrachtet, wenn sie gleichzeitig oder zeitlich parallel zur Erwerbstätigkeit stattfindet. Während eine Weiterbildung an einer Tagesschule als Abbruch der Berufskarriere gewertet wird, impliziert die Abendschule keine solche Unterbrechung. Dies gilt zum Beispiel für die Ausbildung zum Meister. Solche Schulen sind oft Tagesschulen. Wenn ihr Besuch zur Zensierung des ersten Aufstiegs führen würde, dann können kaum Aufstiege zum Meister beobachtet werden. Dies zeigt, daß Weiterbildung und Berufsverlauf zu eng miteinander verknüpft sind, um sie in der beschriebenen Weise trennen zu können.

In den folgenden Modellen wird eine Weiterbildung nicht als Unterbrechung des Erwerbsverlaufs angesehen. Das heißt, Unterbrechungen führen bei Männern nicht zu einer Zensierung des ersten Aufstiegs. Bei Frauen können längere familienbedingte Erwerbsunterbrechungen nicht ignoriert werden. Ihre Erwerbstätigkeit folgt meist anderen Regeln als die der Männer. Daher soll zunächst diskutiert werden, ob überhaupt alle Frauen in die Analyse einbezogen werden sollen. Anschließend wird der Frage einer Zensierung ihrer Erwerbsverläufe bei einer längeren familienbedingten Unterbrechung nachgegangen.

In den hier zu analysierenden Geburtskohorten unterbrachen viele Frauen ihre Erwerbsverläufe bei der Heirat oder der Geburt des ersten Kindes. In vielen Fällen beendeten sie ihre Erwerbskarriere sogar endgültig zu diesem frühen Zeitpunkt (Lauterbach, 1991). Nicht zuletzt als Folge dieser kurzen und instabilen Verläufe wurden bei Frauen seltener berufliche Aufstiege beobachtet als bei Männern. Neben den Erwerbsunterbrechungen gibt es andere Gründe für die niedrigen Aufstiegschancen von Frauen. Ein Überblick über die verschiedenen Erklärungsansätze für die Sonderstellung von Frauen in der Arbeitswelt findet sich in Blossfeld (1987a).

Viele Frauen betrachteten ihre Erwerbstätigkeit nur als vorübergehend und sahen die Versorgung der Familie als ihre eigentliche Aufgabe an (Sørensen, 1990). Diese Frauen schieden aus dem Erwerbsleben aus, sobald sie eine Familie gründeten. Sie investierten entsprechend wenig in ihre Ausbildung und ihre Erwerbskarriere, so daß von ihnen kaum Aufstiege erwartet werden konnten. Es stellt sich daher die Frage, ob es sinnvoll ist, trotzdem allen Frauen eine Aufstiegschance zu unterstellen.

Aufstiege sind eher zu erwarten bei Frauen, für die die Berufstätigkeit einen größeren Stellenwert einnimmt. Dies sollte bei überdurchschnittlich gut ausgebildeten Frauen der Fall sein. Solche Frauen können es sich außerdem leisten, berufstätig zu bleiben und für ihre Kinder eine Betreuung zu bezahlen.

Die Studienteilnehmerinnen selbst sind nicht nach der persönlichen Einschätzung der Bedeutung ihres Berufs befragt worden. In den älteren Geburtskohorten haben die meisten von ihnen unmittelbar nach der Heirat ihre Erwerbstätigkeit aufgegeben. Vor allem normative Erwartungen, aber auch berufsstrukturelle Gründe, waren dafür ausschlaggebend (Tölke, 1989, S. 162 f.). Vieles deutet bei den älteren Kohorten auf eine materielle Not-

wendigkeit hin, wenn die Erwerbstätigkeit bei der Familiengründung nicht unterbrochen wurde (Tölke, 1989, S. 232). Auch in den jüngeren Kohorten blieben die Heirat und die Geburt des ersten Kindes die häufigsten Anlässe für Erwerbsunterbrechungen. Was die Erwerbsverläufe zwischen den Kohorten unterscheidet, ist die zeitliche Lagerung der Unterbrechungen. Die Frauen der jüngeren Geburtskohorten versuchten, die Erwerbspausen so lange wie möglich hinauszuschieben.

Insgesamt kann man davon ausgehen, daß die Frauen in den betrachteten Geburtskohorten im Normalfall ihre Erwerbstätigkeit nur als vorübergehend ansahen. Selbst wenn es eine Gruppe von stärker berufsorientierten Frauen gab, für die die eigene Erwerbstätigkeit eine ungleich wichtigere Rolle spielte, kann sie aus den vorhandenen Daten kaum bestimmt werden. Dabei ist zu bedenken, daß sich die Einstellung gegenüber dem eigenen Beruf mit der Dauer der Erwerbstätigkeit verändern kann. Die Aufgabe der Erwerbstätigkeit bedeutet einen Verzicht auf finanzielle und damit personelle Unabhängigkeit, auf persönliche Bestätigung und auf soziale Kontakte. Je länger eine Frau an diese Dinge gewöhnt ist, desto weniger gern sollte sie die eigene Erwerbstätigkeit aufgeben. Aber auch umgekehrt kann sich die Bereitschaft zu einem Verzicht auf eine eigenständige Erwerbskarriere möglicherweise erst im Laufe der Partnerschaft entwickeln.

Den folgenden Analysen liegen daher alle Frauen der Stichprobe zugrunde, die jemals erwerbstätig waren. Wenn einige von ihnen tatsächlich niemals eine Aufstiegschance hatten, dann führt dies zu ungenaueren Ergebnissen der Analysen.

Die häufigen Erwerbsunterbrechungen werfen die Frage auf, wie lange eine Frau eine berufliche Aufstiegschance hat. Man kann die Unterbrechung in gleicher Weise wie eine Weiterbildung behandeln und annehmen, daß die Frau auch während der Unterbrechung eine Aufstiegschance hat. Damit wird unterstellt, daß sie jederzeit in die Erwerbstätigkeit zurückkehren kann. Diese Konstruktion ist in mehrfacher Hinsicht problematisch.

1. Je länger eine familienbedingte Unterbrechung dauert, desto schwieriger ist es, den früheren Beruf wiederaufzunehmen. Das Fachwissen veraltet. Außerdem kann die Arbeitsmarktlage eine Rückkehr in den alten Beruf unmöglich machen (Hoerning, 1985).
2. Daneben stellt der Stellenwert der Berufstätigkeit einer Mutter ein Hindernis für eine jederzeit mögliche Wiederaufnahme der Berufstätigkeit dar. Mit ihrer Berufstätigkeit setzen Mütter ihre Familienarbeit fort (Sørensen, 1990). Mütter sind durch die Familie und die familiären Aufgaben zeitlich und örtlich stark gebunden. Die Erwerbstätigkeit muß sich daran ausrichten, und eine Vollzeitberufstätigkeit mit Aufstiegschancen ist in dieser Situation kaum möglich.

Daher liegt es nahe, in den folgenden Analysen Berufsverläufe von Frauen nur bis zur ersten längeren familienbedingten Unterbrechung zu berücksichtigen. Dies bedeutet, daß die Erwerbsverläufe bei der ersten längeren familienbedingten Unterbrechung zensiert werden.

Diese Konstruktion wirft ihrerseits ein methodisches Problem auf. Eine Zensierung kann nur dann im Modell verwendet werden, wenn sie unabhängig vom interessierenden Ereignis ist. Im vorliegenden Fall bedeutet dies, daß die Wahrscheinlichkeit für einen beruflichen Aufstieg unmittelbar nach dem Zeitpunkt t , gegeben die Vergangenheit, sich nicht ändert, wenn die Zensierungen bekannt sind. Die Zensierungen sind von der Aufstiegsrate abhängig, wenn man aus dem Vorliegen einer Zensierung bzw. Unterbrechung beispielsweise schließen kann, daß die Aufstiegsrate zum Zeitpunkt t besonders klein war (Andersen u.a., 1992, S. 139). Die Zensierung kann dann nur verwendet werden, wenn

man weitere Charakteristika der Person berücksichtigt, die ihrerseits erklären, warum ihre Aufstiegschance zu dem Zeitpunkt besonders klein war.

Insoweit Frauen ihr Leben planen können, spricht vieles dafür, daß sie unmittelbar vor einem beruflichen Aufstieg nicht die Erwerbstätigkeit unterbrechen. Man kann auch – zumindest in der ältesten Kohorte – umgekehrt vermuten, daß Arbeitgeber in frisch verheiratete Frauen wenig investieren in der Erwartung ihres baldigen Ausscheidens aus dem Erwerbsleben.

Andererseits kann man über die mögliche weitere Entwicklung der abgebrochenen Erwerbskarrieren nur spekulieren. Die normative Festlegung auf das Bild der Hausfrauenehe war besonders in den älteren Geburtskohorten sehr rigide und lockerte sich nur allmählich. Dies muß nicht unbedingt bedeuten, daß nicht in die berufliche Bildung der Töchter investiert wurde. Je höher der Status der Herkunftsfamilie, desto größer sollten die Investitionen in die Bildung der Tochter gewesen sein. In Schul- und Ausbildungsabschlüsse kann auch im Hinblick auf die Heiratschancen investiert werden (Hoernig, 1985, S. 128). Die gesellschaftlichen Normen erzwangen jedoch, daß auch vielversprechende Karrieren bei der Familiengründung unterbrochen wurden.

Tölkes Ergebnisse weisen auf einen komplexen Zusammenhang zwischen der Schulbildung und dem Zeitpunkt der Erwerbsunterbrechung hin. In der Kohorte 1929–31 wirkte die Schulbildung in dieser Hinsicht nicht differenzierend. Ab der Kohorte 1939–41 führte eine hohe Schulbildung zu einer Verschiebung des Zeitpunkts der Erwerbsunterbrechung auf den Zeitpunkt der Geburt des ersten Kindes. In der Kohorte 1949–51 fand sich unter den hochgebildeten Frauen ein zunehmender Anteil, der auf eine Unterbrechung der Erwerbstätigkeit bei der Geburt des ersten Kindes ganz verzichtet hat.

Man kann sich der Frage des Zusammenhangs von Aufstiegsrate und Erwerbsunterbrechung auch von der umgekehrten Richtung her nähern und fragen, welche Frauen ihre Erwerbstätigkeit nicht unterbrochen haben. Dies waren nicht unbedingt die Frauen mit den besten Aufstiegschancen. Gegen eine solche Vermutung spricht zum einen die Norm, daß sich eine Frau vor allem um die Familie zu kümmern habe. Sie betraf alle Frauen in gleicher Weise. Allerdings hat sie sich über die Kohorten abgeschwächt, so daß zusätzlich Unterschiede zwischen den Kohorten vorhanden sind. Von der Norm wurde jedoch nicht nur bei besonders vielversprechenden Erwerbstätigkeiten abgewichen. In den älteren Kohorten wurde sie vor allem dann durchbrochen, wenn finanzielle Notwendigkeiten eine Fortsetzung der Erwerbstätigkeit der Frau erzwangen. Daneben dürfte auch das Wissen, daß man nach einer Unterbrechung nur sehr schwer wieder einen angemessenen Arbeitsplatz finden kann, ein weiterer Grund für den Verzicht auf eine Erwerbsunterbrechung gewesen sein. Insofern spielte wahrscheinlich auch die Arbeitsmarktlage in dem speziellen Beruf eine wesentliche Rolle hinsichtlich möglicher Erwerbsunterbrechungen (Krüger, 1991).

Eine hochqualifizierte Tätigkeit an sich kann ebenfalls ein Grund für eine kontinuierliche Erwerbstätigkeit sein. Dies gilt selbst dann, wenn die Aufstiegschancen gering sind, was bei Berufen mit einem hohen Status generell der Fall ist. Man kann annehmen, daß deshalb auf eine Unterbrechung verzichtet wird, weil viel Zeit und Geld in die Ausbildung investiert wurden. Dieser Aufwand soll dann einen entsprechenden Nutzen bringen unabhängig von der aktuellen Aufstiegschance. Gerade die hochgebildeten Frauen zeigen relativ selten Erwerbsunterbrechungen bei der Heirat oder der Geburt des ersten Kindes (Tölke, 1989, S. 158). Handl berichtet, daß kontinuierlich erwerbstätige Frauen überdurchschnittlich gut ausgebildet sind und aus Familien mit überdurchschnittlich hoher

Bildung der Eltern und überdurchschnittlichem Status des Vaters kommen (Handl, 1988, S. 147)⁸⁸. Dagegen stellt Huinink fest, daß diejenigen Frauen, die nach der Geburt eines Kindes erwerbstätig bleiben, einen niedrigen Status haben (Huinink, 1989).

Wenn Frauen hoch qualifiziert sind und ein entsprechendes Einkommen erzielen, dann können sie eine Betreuung ihres Kindes bezahlen. Generell sollten die Möglichkeiten der Kinderbetreuung eine große Rolle für die Rückkehr in die Erwerbstätigkeit spielen (McRae, 1993). Man kann annehmen, daß dies für Erwerbsunterbrechungen in ähnlicher Weise gilt.

Es kann festgehalten werden, daß kein klarer Zusammenhang zwischen der Erwerbsunterbrechung und der Aufstiegsrate besteht. Es ist nicht möglich, von der Beobachtung einer Erwerbsunterbrechung auf die Aufstiegsrate zu schließen. Statt der aktuellen Aufstiegschance sind eher Bildungsinvestitionen und Möglichkeiten der Kinderbetreuung, die Bindung an die Norm, die Arbeitsmarktlage im Beruf sowie die finanzielle Situation der Familie wichtig.

5.4.3 Darstellung der Aufstiegsraten und Überprüfung der Modellannahmen des Cox-Modells

Die Ergebnisse anderer Untersuchungen legen eine Unterscheidung der Aufstiegsrisiken zwischen ungelernten Arbeitern, Facharbeitern und Angestellten bzw. Beamten nahe (Pfau-Effinger, 1990; Drexel, 1982). Pfau-Effinger beschreibt die Erwerbsbiographien von Arbeitern und Angestellten. Arbeiter haben demnach zu Beginn ihres Berufslebens eine längere instabile Phase mit vielen Wechseln des Betriebs. Der Übergang in die stabile Phase ist oft mit dem Wechsel in einen Großbetrieb verbunden (Pfau-Effinger, 1990, II 1.1). Im Vergleich zu Arbeitern zeigt die Erwerbsbiographie von Angestellten kontinuierlichere Verläufe. Es gibt mehr Aufstiege als bei Arbeitern, insbesondere auch mehr Aufstiege von Frauen (Pfau-Effinger, 1990, II 2.1). Drexel stellt die Berufsverlaufsmuster von Angelernten denen von Facharbeitern gegenüber (Drexel, 1982, S. 84 f. und 99 f.). Angelernte haben nur beschränkte Aufstiegsmöglichkeiten im Betrieb. Aufstiege sind für sie nur als Resultat eines langen Bewährungs- und Qualifikationsprozesses möglich. Am Ende der Karriere von angelernten Arbeitern finden sogar häufig berufliche Abstiege statt. Im Gegensatz dazu sind für Facharbeiter Aufstiege in Führungs- und Angestelltenpositionen möglich bei zusätzlicher formaler Qualifikation. Facharbeiter unterlagen nach Drexels Untersuchung keinem Abstiegsrisiko⁸⁹. Erst seit den 1970er Jahren nimmt die Arbeitslosigkeit von Angestellten zu (Noll, 1982, S. 90). Beamte unterscheiden sich von Arbeitern und Angestellten durch das Fehlen von Entlassungen und Abstiegen.

Eine relativ einfache Berücksichtigung der Beschäftigungsgruppen besteht in der Verwendung von Dummyvariablen für die Einstiegsschichten als Kovariablen im Cox-Modell (vgl. Tab. 20). Die Schicht 6 besteht aus den un- und angelernten Arbeitern sowie den mit-helfenden Familienangehörigen. Die Schicht 5 wird vor allem von den gelernten und den

⁸⁸ Diese Aussage basiert auf den Daten des Mikrozensus von 1971.

⁸⁹ Es ist nicht klar, wieweit die Ergebnisse von Drexel verallgemeinerbar sind. Sie untersucht die Berufsverläufe von Arbeitern in zwölf Betrieben der Chemischen und der Eisen- und Stahlindustrie.

Tabelle 23: Prozentuale Anteile der Männer nach der beruflichen Stellung des Erstberufs in der jeweiligen Kohorte

	Kohorte 1929–31	Kohorte 1939–41	Kohorte 1949–51
Mithelfende Familienangehörige	5,4	3,7	1,9
Ungelernte Arbeiter	30,7	15,2	7,4
Facharbeiter	42,7	52,0	43,0
Angestellte	13,8	19,2	26,7
Beamte	5,4	5,3	12,9
Sonstige	2,0	4,6	8,1

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Facharbeitern gebildet. Bis auf die Meister und Poliere werden die übrigen Schichten von Angestellten und Beamten gebildet⁹⁰.

Angesichts der in der Literatur aufgezeigten Unterschiede stellt sich die Frage, ob diese Art der Spezifikation ausreicht. Wie bereits erwähnt, sollen Cox-Modelle für die beruflichen Aufstiege geschätzt werden. Das Cox-Modell wurde in Abschnitt 4.5 eingeführt. Im Cox-Modell bewirken Kovariablen eine parallele Verschiebung der Raten. Für die unterschiedlichen beruflichen Stellungen würde dies bedeuten, daß beispielsweise die Aufstiegsraten der Arbeiter und der Angestellten über den gesamten Erwerbsverlauf parallel sind in der Weise, daß sie gleichzeitig steigen oder sinken.

Einen ersten Hinweis darauf, ob diese Annahme auf die Grobkategorien der beruflichen Stellungen zutrifft, können die Kernschätzer für die Raten geben (siehe Abschnitt 4.4.2). Bevor diese dargestellt werden, sei auf die unterschiedliche Verteilung der beruflichen Stellungen in den einzelnen Kohorten hingewiesen. Der in Abschnitt 5.3.1 beschriebene strukturelle Wandel hat dazu geführt, daß die Anteile der beruflichen Stellungen der Erstberufe unterschiedlich zwischen den Kohorten sind.

In Tabelle 23 sind die Männer nach der beruflichen Stellung des Erstberufs aufgeschlüsselt. Der Anteil der ungelerten Arbeiter war mit fast einem Drittel der Berufsanfänger in der Kohorte 1929–31 besonders groß. Dies entspricht der schlechten Ausbildungssituation dieser Kohorte. Der Anteil der ungelerten Arbeiter betrug in der Kohorte 1939–41 knapp ein Sechstel der Berufseinsteiger. In der Kohorte 1949–51 war nur jeder 14. Berufsanfänger ein ungelerner Arbeiter. Demgegenüber war der Facharbeiteranteil bei den Berufseinsteigern in der Kohorte 1929–31 und der Kohorte 1949–51 gleich, während er in der Kohorte 1939–41 deutlich höher lag. Die gelernten Arbeiter und Facharbeiter bilden in allen drei Kohorten die größte Berufsanfängergruppe. In der Kohorte 1939–41 war mehr als jeder zweite Berufsanfänger ein gelernter Arbeiter oder Facharbeiter.

Die Expansion des Dienstleistungsbereichs macht sich bereits bei den Berufsanfängern der Kohorte 1939–41 bemerkbar. Die Anteile der Angestellten erhöhten sich um

⁹⁰ Selbständige, Landwirte und freie Berufe sind aus der Analyse ausgeschlossen. Es gibt meist nur eine einzige Beobachtung je Kategorie. Daher kann die später verwendete Messung der Ressourcen nicht sinnvoll durchgeführt werden.

Tabelle 24: Prozentuale Anteile der Frauen nach der beruflichen Stellung des Erstberufs in der jeweiligen Kohorte

	Kohorte 1929–31	Kohorte 1939–41	Kohorte 1949–51
Mithelfende Familienangehörige	11,1	5,1	2,7
Ungelernte Arbeiterinnen	34,3	25,8	14,1
Facharbeiterinnen	4,5	7,9	9,2
Angestellte	27,3	51,3	63,0
Beamtinnen	1,9	3,7	6,0
Sonstige	20,9	6,2	4,9

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

5,4 Prozent bzw. um 7,5 Prozent zwischen den Kohorten. In der Kohorte 1949–51 ist der Beamtenanteil mit 13 Prozent doppelt so groß wie in der Kohorte 1939–41.

Die Verteilung der Erstberufe der Frauen unterscheidet sich sehr von der der Männer. Die Tabelle 24 zeigt die Verteilung der Erstberufe der Frauen auf die verschiedenen beruflichen Stellungen. Während die Gruppe der mithelfenden Familienangehörigen bei den Männern keine wesentliche Rolle spielte, war mehr als jede zehnte Frau der ältesten Kohorte als mithelfende Familienangehörige tätig. Auch die berufliche Stellung als ungelernete Arbeiterin kam häufig vor. In den beiden älteren Kohorten war mehr als jede vierte berufstätige Frau eine ungelernete Arbeiterin. Entsprechend dem steigenden beruflichen Bildungsniveau von Frauen nahm ihr Anteil über die Kohorten ab und lag in der Kohorte 1949–51 nur noch bei 14 Prozent. Es fand jedoch keine Verlagerung hin zu Facharbeiterberufen statt. Die Facharbeiterposition war bei den Frauen vergleichsweise selten. Auch in der jüngsten Kohorte lag ihr Anteil unter 10 Prozent. Statt dessen wuchs der Anteil der Angestellten. Schon in der Kohorte 1939–41 war mehr als jede zweite erwerbstätige Frau als Angestellte beschäftigt. Ihr Anteil stieg in der Kohorte 1949–51 auf 63 Prozent. Der Anteil der Beamtinnen fiel demgegenüber mit maximal 6 Prozent kaum ins Gewicht. Er ist auch deutlich kleiner als bei den Männern. Insgesamt machte sich bei den Frauen der strukturelle Wandel hin zum Dienstleistungssektor stärker bemerkbar als bei den Männern.

Die unterschiedliche Besetzung der Kategorien bedeutet, daß die Kernschätzer in den folgenden Abbildungen aufgrund unterschiedlicher Fallzahlen berechnet werden. Da die Kernschätzer nur die Anteile von Aufstiegen an der Risikogruppe je Monat angeben, spielt die Größe der Grundgesamtheit scheinbar keine Rolle. Bei einer kleinen Risikogruppe hat ein einzelnes Ereignis jedoch einen ungleich höheren Anstieg der Rate zur Folge als bei einer großen Grundgesamtheit. Je kleiner die Grundgesamtheit ist, desto unzuverlässiger ist die Schätzung der Rate. Insofern muß man sich bei der Interpretation der Kernschätzer die unterschiedliche Besetzung der Risikogruppen in den einzelnen Kohorten vergegenwärtigen.

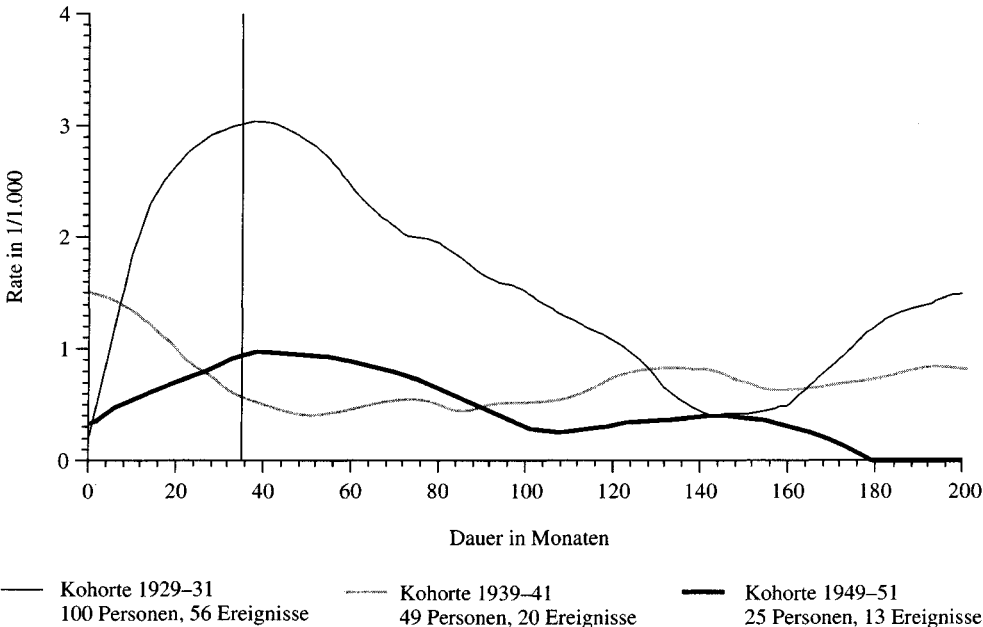
Mit Hilfe der Kernschätzer können die Aufstiegsraten ohne zusätzliche Annahmen abgebildet werden. Kernschätzer sind nichtparametrische Schätzer für die Aufstiegschancen. Sie werden wie folgt berechnet (vgl. Abschnitt 4.4.2). In einem ersten Schritt wird für jeden Monat die Zahl der Ereignisse in diesem Monat durch die Anzahl der Personen in

der Risikogruppe dividiert. Diese Größen unterliegen starken Schwankungen über die Monate. Sie werden daher in einem zweiten Schritt geglättet, um die allgemeine Entwicklung besser erkennen zu können. Die Glättung erfolgt mit Hilfe von Kernen, in diesem Fall mit Hilfe des Epanechnikov-Kerns (vgl. S. 194). Der Kern tritt in Form von Gewichten auf. Der Kernschätzer an einem Monat ist das gewichtete Mittel der Quotienten für verschiedene Monate in einer zeitlichen Umgebung des interessierenden Monats. Bei den vorgelegten Kernschätzern wurde ein Intervall mit einer Länge von 70 Monaten gewählt. Dadurch sind in den ersten 35 Monaten des Erwerbsverlaufs nicht alle für die Glättung nötigen Quotienten bekannt. Deshalb können für diesen Zeitraum nur Näherungswerte für den Kernschätzer berechnet werden. Die angegebenen Schätzer für die ersten 35 Monate sind daher unter Vorbehalt zu interpretieren. Allerdings sind die angegebenen Werte um so besser, je näher sie an der 35-Monats-Marke liegen.

Die derart berechneten Kernschätzer können als Schätzer für die Dichte der Verteilung der Aufstiege an dem jeweiligen Zeitpunkt in statistischem Sinne interpretiert werden. Es ist möglich, entsprechende Konfidenzintervalle und Konfidenzbänder zu berechnen (Andersen u.a., 1992, S. 207 ff.). Auf ihre Angabe wurde jedoch verzichtet, weil die Kernschätzer hier nicht für eine statistische Analyse, sondern als Hilfsmittel für die Veranschaulichung der Verteilung der interessierenden Ereignisse verwendet werden.

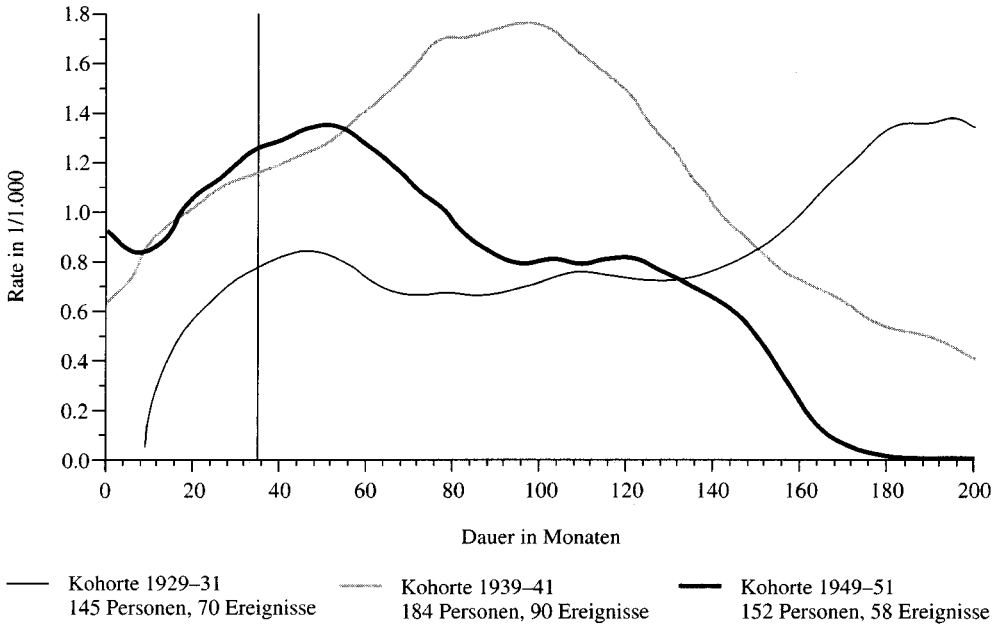
Die Kernschätzer sind getrennt nach Kohorte und beruflicher Stellung angegeben. Die Abbildung 6 zeigt die geglätteten Aufstiegsraten für die ungelerten Arbeiter. Bei ihrem

Abbildung 6: Kernschätzer für Aufstiegsraten – ungelernnte Arbeiter, nach Kohorte



Erste 35 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

Abbildung 7: Kernschätzer für Aufstiegsraten – Facharbeiter, nach Kohorte



Erste 35 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

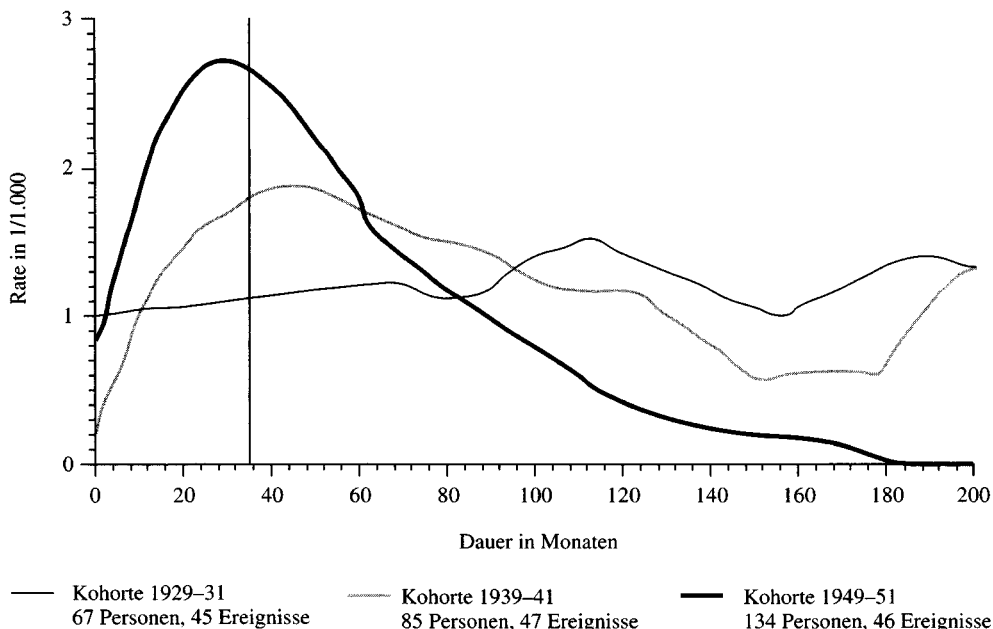
Berufseinstieg waren die ungelerten Arbeiter im Mittel 16 Jahre alt⁹¹. Die ungelerten Arbeiter der Kohorte 1929–31 haben in ihren ersten etwa zehn Berufsjahren, also zwischen 1945 und 1955, sehr große Aufstiegschancen gehabt. Dies gilt sowohl im Vergleich zu den ungelerten Arbeitern der beiden anderen Kohorten als auch im Vergleich zu sämtlichen Aufstiegschancen der Facharbeiter und Beamten (vgl. die Abb. 7 und 8). Nur die Angestellten der Kohorte 1949–51 hatten eine punktuelle Aufstiegschance von vergleichbarem Ausmaß.

Die geglättete Aufstiegsrate der ungelerten Arbeiter der Kohorte 1929–31 sank kontinuierlich zwischen dem vierten und dem zwölften Berufsjahr. Der sich abzeichnende erneute Anstieg fand während mit der günstigen Konjunktur der 1960er Jahre statt. Die beobachteten Verläufe bestätigen daher die Aussagen von Noll über die außerordentlich guten Chancen der ungelerten Arbeiter in den 1950er Jahren (Noll, 1982).

Bei allen folgenden Schätzungen der Aufstiegschancen in der jüngsten Kohorte ist zu beachten, daß nur ein Teil der Personen zum Befragungszeitpunkt bereits 200 Monate erwerbstätig war. Daher beruhen die Schätzungen im rechten Teil der Abbildung für die Kohorte 1949–51 auf relativ wenigen beobachteten Ereignissen und werden mit der Dauer bis zum Berufsaufstieg immer unsicherer. Dies ist in besonders starker Weise bei den ungelerten Arbeitern dieser Kohorte der Fall, weil in dieser Kohorte nur 13 berufliche

⁹¹ In den verschiedenen Kohorten ist das mittlere Eintrittsalter 16,2, 15,9, 15,9 Jahre.

Abbildung 8: Kernschätzer für Aufstiegsraten – Angestellte und Beamte, nach Kohorte



Erste 35 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

Aufstiege von ungelernten Arbeitern beobachtet wurden. Aus dem halbkreisförmigen Verlauf der geschätzten Aufstiegsrate zwischen 130 Monaten und 180 Monaten ist ersichtlich, daß die Schätzung für dieses Zeitintervall nur auf einem einzigen Ereignis beruht, denn die geschätzte Rate entspricht gerade dem Epanechnikov-Kern. Es liegt also eine sogenannte „Unterglättung“ vor. Die angegebene Rate wird an dieser Stelle ausschließlich durch die Wahl des Kerns bestimmt. Für die Schätzung der Aufstiegsrate in der Kohorte 1949–51 müßte daher eine größere Bandbreite gewählt werden. Die geschätzte Rate hat auch bereits in einem gewissen Zeitraum vorher aufgrund der wenigen Ereignisse eine geringe Aussagekraft für die Aufstiegsrate in dieser Kohorte.

Die Kernschätzer für die Aufstiegschancen der gelernten Arbeiter, der Facharbeiter und Meister finden sich in Abbildung 7. Sie zeigen für die Kohorte 1939–41 die günstigsten Karriereverläufe. Diese Gruppe scheint stark von der guten Konjunktur der 1960er Jahre profitiert zu haben⁹². Auch bei den beiden anderen Kohorten sind deutlich bessere Chancen in diesem Zeitraum zu beobachten. Selbst die 1929–31 Geborenen konnten den Boom noch für relativ häufige Aufstiege nutzen. In den ersten elf Jahren der Berufstätigkeit lagen ihre Chancen jedoch unter den geschätzten Chancen der ungelernten Arbeiter. Die um 1950 geborenen Facharbeiter konnten etwas stärker als die ungelernten Arbeiter von dem Boom der 1960er Jahre profitieren.

⁹² Die Berufsanfänger als Facharbeiter waren im Mittel 18 bis 18,5 Jahre alt.

Die Schätzung der Raten für die Beamten und Angestellten beruhen auf einer deutlich niedrigeren Fallzahl als die der Arbeiter. Dies hat zur Folge, daß ein einzelnes Ereignis die Rate weitaus stärker verändert, als es in einer großen Stichprobe geschieht.

Die ungleiche Besetzung der Gruppen der ungelerten Arbeiter, der Facharbeiter und der Angestellten bzw. Beamten liegt zum einen daran, daß der größere Teil der Befragten Arbeiter waren. Für die Kohorten 1939–41 und 1949–51 kommt ein weiteres Problem hinzu. Bei ihnen findet die Zensurierung früher im Erwerbsverlauf als bei den Arbeitern statt, insofern sie meist erst in höherem Alter ins Berufsleben eingetreten sind⁹³. Hinzu kommt, wie bereits auf S. 231 erwähnt, daß die Berufsverläufe der jüngsten Kohorte von der Krise ab 1973 möglicherweise stärker betroffen wurden und man deshalb weniger berufliche Aufstiege in dieser Kohorte beobachtet.

Die um 1950 geborenen Angestellten und Beamten hatten zu Beginn ihres Berufslebens sehr große Aufstiegschancen, die jedoch schnell sanken (vgl. Abb. 8). Auch die um 1940 geborenen Angestellten und Beamten haben zu Beginn ihres Berufslebens gute Aufstiegschancen. Die Chancen der um 1930 geborenen Angestellten und Beamten bewegten sich dagegen über den gesamten Beobachtungszeitraum auf einem konstanten Niveau. Die Angestellten und Beamten dieser Kohorte konnten auch in späteren Phasen ihrer Erwerbskarriere von der Expansion des Dienstleistungsbereichs profitieren.

Wie bereits erwähnt soll zur Bestimmung des Einflusses der Eltern auf die Berufskarriere ihrer Kinder ein Cox-Modell geschätzt werden. Im Cox-Modell wird angenommen, daß die Kovariablen die Rate parallel verschieben. Unter dieser Annahme sollte die Aufstiegsrate der Angestellten beispielsweise ein konstantes Vielfaches der Aufstiegsrate der Facharbeiter sein. Die beschriebenen Unterschiede der Aufstiegschancen lassen jedoch Zweifel daran aufkommen, ob die Aufstiegsraten wirklich proportional sind. Bevor dies getestet wird, wird die Proportionalitätsannahme für eine andere Kovariable diskutiert. Dabei handelt es sich um die berufliche Ausbildung.

Der Abschluß einer höheren Berufsausbildung von Männern in den betrachteten Kohorten erfolgt oft zeitgleich mit einem beruflichen Aufstieg. Bei den Facharbeitern zeigt sich das folgende Muster: Weder höhere allgemeinbildende Schulabschlüsse als der Volksschulabschluß noch der Abschluß einer Lehre haben einen direkten Einfluß auf den Aufstieg. Ein besonderer Einfluß der Lehre ist auch nicht zu erwarten, da fast alle Personen in dieser Risikogruppe bereits vor dem Berufseintritt eine Lehre oder eine als gleichwertig angesehene Ausbildung absolviert haben. Betrachtet man dagegen die 86 beruflichen Qualifikationen von Facharbeitern oberhalb der Lehre oder Anlernung, die vor dem ersten beruflichen Aufstieg gemacht werden, dann finden

- 6 Aufstiege im Monat des Meister- oder Fachschulabschlusses,
 - 42 Aufstiege im Monat nach dem Meister- oder Fachschulabschluß,
 - 6 Aufstiege bis 10 Monate nach dem Meister- oder Fachschulabschluß und
 - 11 Aufstiege mehr als 10 Monate nach dem Meister- oder Fachschulabschluß
- statt. Ein ähnlich enger Zusammenhang zeigt sich bei den 18 Fachhochschul- oder Universitätsabschlüssen der Facharbeiter, die vor dem ersten beruflichen Aufstieg gemacht wurden. Es finden

⁹³ Das mittlere Einstiegsalter beträgt etwas mehr als 21 Jahre.

- 14 Aufstiege im Monat nach dem Fachhochschul- oder Universitätsabschluß,
 - 2 Aufstiege 2 Monate nach dem Fachhochschul- oder Universitätsabschluß und
 - 2 Aufstiege mehr als 10 Monate nach dem Fachhochschul- oder Universitätsabschluß
- statt. Von den übriggebliebenen 939 Facharbeitern steigen 73 auf, ohne eine höhere Qualifikation erworben zu haben. Höhere berufliche Ausbildungen haben sich bei den Facharbeitern also in den meisten Fällen unmittelbar auf den Erwerbsverlauf ausgewirkt. Man kann daher nicht annehmen, daß die beruflichen Ausbildungen die Aufstiegsrate parallel verschieben. Das heißt, man kann die berufliche Ausbildung nicht als Kovariable im Cox-Modell verwenden.

Es sind die Facharbeiter der Kohorte 1939–41, die am häufigsten höhere berufliche Abschlüsse nachholten. 41 von 160 Facharbeitern der Kohorte 1939–41 qualifizieren sich weiter. Damit ist ihr Anteil deutlich höher als in den beiden anderen Kohorten, in denen sich 24 von 126 Facharbeitern (Kohorte 1929–31) bzw. 21 von 123 (Kohorte 1949–51) Facharbeitern qualifizieren⁹⁴. Diese Beobachtung spricht für die These, daß die sehr guten Arbeitsmarktchancen der Kohorte 1939–41 viele Personen in den Facharbeiterberuf lockten, die eigentlich höhere Aspirationen hatten. In dieser Kohorte konnten ein früher Berufseinstieg und frühe Verdienstmöglichkeiten als Facharbeiter mit relativ weitreichenden Aufstiegsmöglichkeiten verbunden werden. Für die Kohorte 1939–41 ist der Facharbeiterberuf ein Einstiegsberuf, der besonders durch höhere berufliche Ausbildungen zu statushöheren Berufen führen konnte. Für die anderen Kohorten galt dies in geringerem Maße. Die in der Abbildung 7 erkennbare extrem hohe Aufstiegsrate der Facharbeiter der Kohorte 1939–41 beruht zu einem großen Teil auf der Weiterqualifikation dieser Personen. Wenn man diese Personen aus der Analyse ausschließt, dann flacht die Aufstiegsrate der Facharbeiter der Kohorte 1939–41 ab (vgl. Abb. 9).

Auch bei den ungelerten Arbeitern gibt es einen besonderen Zusammenhang zwischen dem Zeitpunkt von Aufstiegen und dem Zeitpunkt formaler beruflicher Qualifikationen. Im Gegensatz zu den Facharbeitern ist es hier der Abschluß einer Lehre oder Anlernung, der den beruflichen Aufstieg beschleunigt⁹⁵.

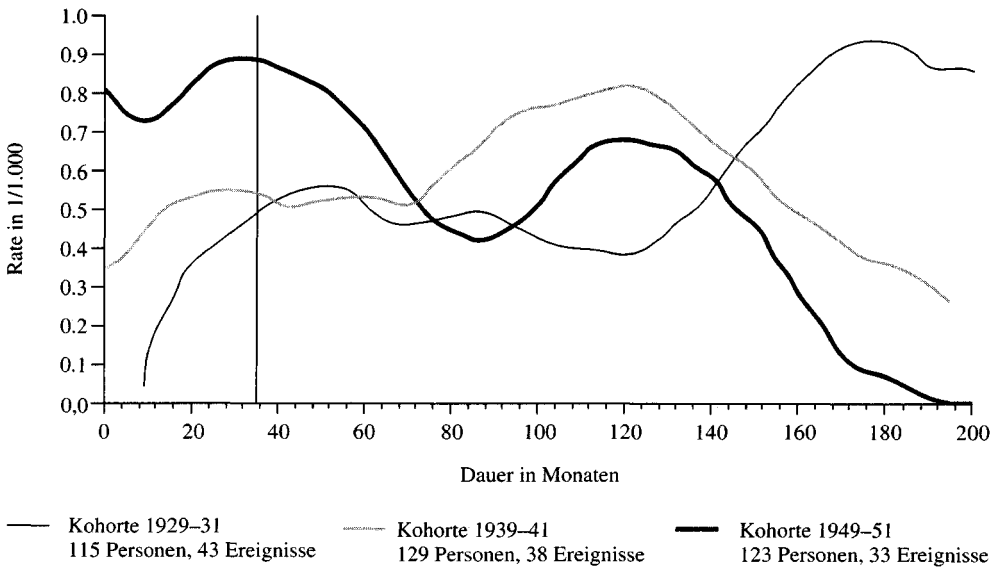
Insgesamt machen 29 ungelernete Arbeiter eine berufliche Ausbildung, die mindestens einer Lehre oder Anlernung entspricht. In der Kohorte 1929–31 sind es 20 von 84 un- oder angelernten Arbeitern, in der Kohorte 1939–41 sind es 4 von 45 und in der Kohorte 1949–51 sind es 5 von 22 un- oder angelernten Arbeitern. Von diesen Personen steigen 18 in dem auf den Ausbildungsabschluß folgenden Monat auf, während die Aufstiege der übrigen 11 Männer zumeist erst Jahre später erfolgen.

Die Abbildung 10 zeigt die Kernschätzer für die Aufstiege der un- und angelernten Arbeiter ohne die Personen, die eine berufliche Ausbildung machen. Die Raten sind deutlich niedriger als in Abbildung 6; das Verhältnis zwischen den Kohorten bleibt jedoch gleich. In der Kohorte 1949–51 werden nur 5 Ereignisse beobachtet, so daß keine zuverlässige Schätzung möglich ist. Die Unterglättung ist noch deutlicher als in Abbildung 6.

⁹⁴ Die Fallzahlen unterscheiden sich von den Angaben in den Abbildungen der Kernschätzer, da sich durch Missings bei den Ausbildungen die Fallzahl verringert.

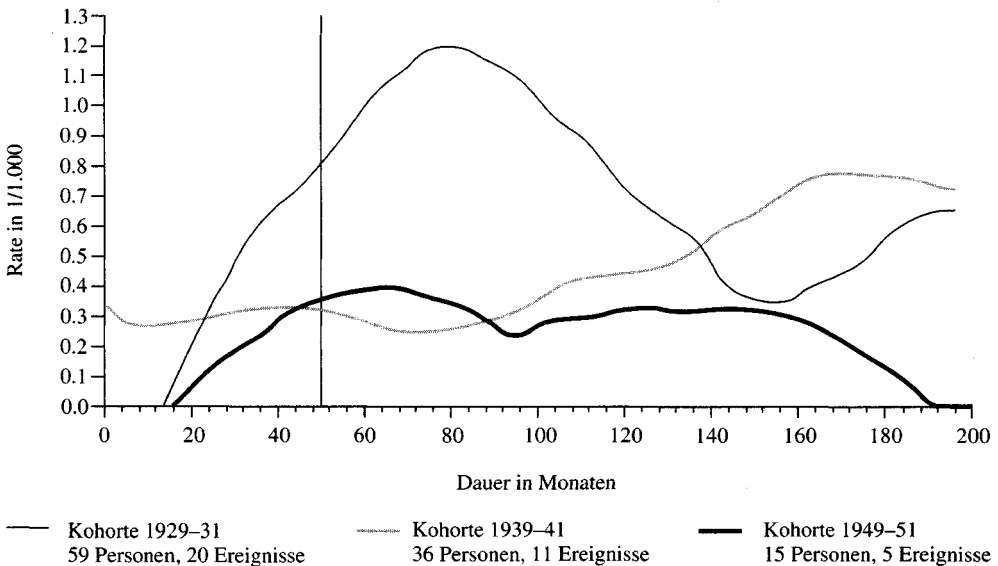
⁹⁵ Im folgenden wird zwischen „Lehre“ und „Anlernung“ nicht unterschieden. Mit „Lehre“ ist daher immer „Lehre oder Anlernung“ gemeint.

Abbildung 9: Kernschätzer für Aufstiegsraten – Facharbeiter, nach Kohorte (ohne Facharbeiter mit Weiterbildung)



Erste 35 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

Abbildung 10: Kernschätzer für Aufstiegsraten – ungelernete Arbeiter, nach Kohorte (ohne Arbeiter mit Weiterbildung)



Erste 50 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

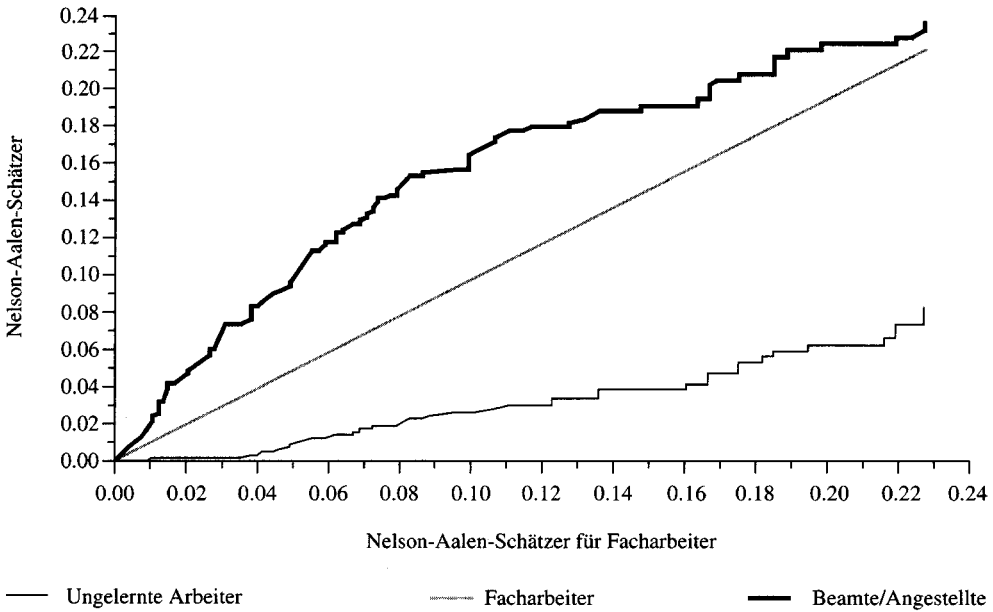
Aufgrund der häufigen Aufstiege unmittelbar nach dem Abschluß der Ausbildung kann weder für die Facharbeiter noch für die un- und angelernten Arbeiter angenommen werden, daß ihre beruflichen Bildungsabschlüsse proportional auf ihre Aufstiegschancen wirken. Deshalb ist es nötig, für die un- und angelernten Arbeiter und die Facharbeiter eine andere Analysestrategie zu verwenden. Diejenigen Facharbeiter, die eine höhere berufliche Qualifikation erwerben, und diejenigen ungelerten Arbeiter, die eine Lehre machen, werden aus der Analyse der Aufstiegsraten ausgeschlossen. Statt dessen soll mit Logit-Modellen geprüft werden, ob die soziale Herkunft einen Einfluß auf den Abschluß einer Ausbildung nach dem Eintritt ins Erwerbsleben hat. Allerdings findet bei dem Logit-Modell für die un- und angelernten Arbeiter der verwendete Algorithmus während der ersten 25 Iterationen keine Lösung⁹⁶. Daher kann für die un- und angelernten Arbeiter keine Aussage über den Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und einer beruflichen Ausbildung gemacht werden. Das Logit-Modell für die Facharbeiter wird im nächsten Abschnitt vorgestellt.

Durch die separate Analyse von Arbeitern, die einen höheren formalen Ausbildungsabschluß erwerben, verlieren die Aufstiegsraten der ungelerten Arbeiter, der Facharbeiter und der Angestellten ihre markantesten Unterschiede. Ob sie als Kovariablen im Cox-Modell verwendet werden können, kann unter Verwendung des Nelson-Aalen-Schätzers geprüft werden. Das Verfahren wurde in Abschnitt 4.5.2 beschrieben. Der Nelson-Aalen-Schätzer ist ein nichtparametrischer Schätzer für die integrierte Rate. Er wird mit einem Programm in SAS IML geschätzt. In der Abbildung 11 ist auf der horizontalen Achse der Nelson-Aalen-Schätzer für die Facharbeiter abgetragen. Auf der vertikalen Achse sind die Nelson-Aalen-Schätzer zu den anderen Gruppen abgetragen. Wenn die Raten proportional sind, dann sollten die Graphen die Form von Ursprungsgeraden annehmen. Der Vergleich der Aufstiegsrate von Facharbeitern mit der Aufstiegsrate von Beamten und Angestellten zeigt jedoch eine leicht konkave Form. Das bedeutet, daß der Quotient der Raten über die Zeit abnimmt (Andersen u.a., 1992, S. 541). Die Beamten haben demnach zu Beginn des Erwerbslebens eine höhere Aufstiegsrate als man unter der Proportionalitätsannahme erwarten würde. Diese Abweichung scheint jedoch nicht besonders groß zu sein. Daher werden die Raten im weiteren als proportional bezüglich der beruflichen Stellungen behandelt.

Auch für die Frauen wurden die Kernschätzer für die Aufstiegsraten berechnet, so daß der Verlauf ihrer Aufstiegschancen ohne zusätzliche Annahmen beschrieben werden kann. Wegen der geringen Zahl von Facharbeiterinnen werden bei den Frauen die un- und angelernten Arbeiterinnen und die Facharbeiterinnen zusammengefaßt. Auch bei den Frauen stellt sich das Problem der adäquaten Berücksichtigung der Berufsausbildung. Es sind allerdings deutlich weniger Frauen betroffen als Männer. Es gibt insgesamt drei Facharbeiterinnen, die einen Meister- oder Fachschulabschluß machen. Alle drei steigen im Monat nach dem Ausbildungsabschluß auf. Daneben gibt es 32 ungelerte Arbeiterinnen, die mindestens eine Lehre oder Anlernung vor ihrem beruflichen Aufstieg machen. Bei genauerer Betrachtung der Angaben stellt sich jedoch heraus, daß zehn von ihnen die Lehre oder Anlernung bereits vor dem Beginn des ersten Berufs gemacht haben. Ihre erste Erwerbstätigkeit fand also unterhalb ihres Qualifikationsniveaus statt. Von diesen zehn

⁹⁶ Es handelt sich um iterative gewichtete Kleinste-Quadrate.

Abbildung 11: Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Männer, nach beruflicher Stellung



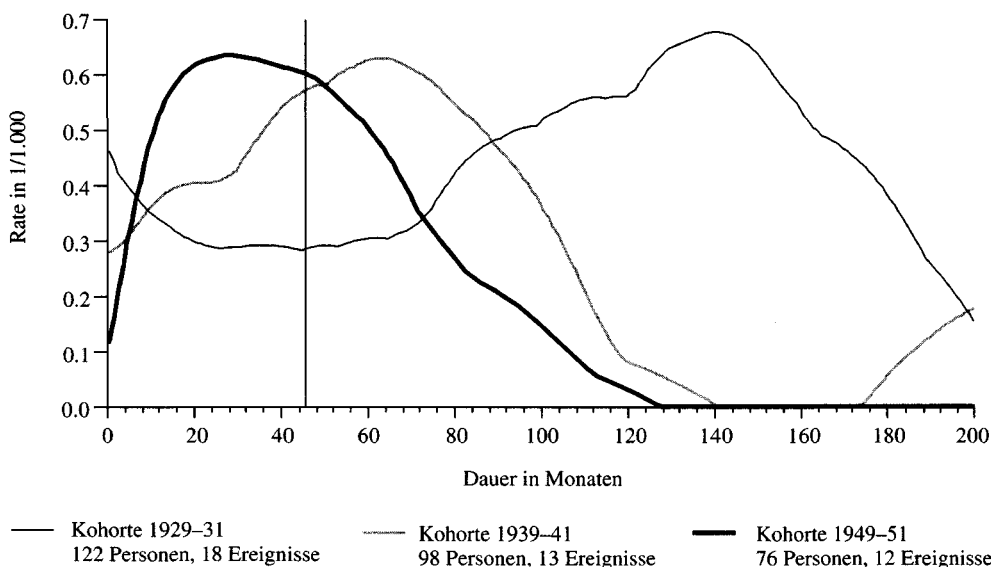
Frauen steigen sechs im Laufe ihres Erwerbslebens auf. Insgesamt steigen von den 32 ungelerten Arbeiterinnen mit einer Ausbildung 16 auf, sieben davon im Monat nach dem Ausbildungsabschluß. Die übrigen neun steigen erst später als ein Jahr nach dem Ausbildungsabschluß auf.

Es zeigt sich daher auch bei den Frauen ein enger Zusammenhang zwischen der beruflichen Ausbildung und der Aufstiegschance. Das Nachholen einer beruflichen Qualifikation beschleunigt die Aufstiegschance von Arbeiterinnen. In den folgenden Abbildungen und Analysen werden daher diejenigen ungelerten Arbeiterinnen, die nach ihrem Eintritt ins Erwerbsleben eine Lehre gemacht haben, sowie die Facharbeiterinnen, die einen Meister- oder Fachschulabschluß machen, nicht berücksichtigt.

Die Abbildung 12 zeigt die Kernschätzer für die Aufstiegsraten der Arbeiterinnen. Die geschätzten Dichten für die ersten beruflichen Aufstiege verlaufen in der Kohorte 1939–41 und 1949–51 weitgehend parallel. Aufstiege finden vor allem zu Beginn des Erwerbsverlaufs statt. Die Arbeiterinnen der Kohorte 1929–31 hatten in den ersten Berufsjahren niedrigere Aufstiegschancen als die Arbeiterinnen der anderen beiden Kohorten. Dies unterscheidet sie stark von den ungelerten Arbeitern, die gerade in der ältesten Kohorte sehr große Aufstiegschancen zu Beginn ihres Erwerbsverlaufs hatten. Erst in den 1960er Jahren konnten die Arbeiterinnen der Kohorte 1929–31, gleichzeitig mit den Arbeiterinnen der Kohorte 1939–41, ihre berufliche Stellung verbessern. Wie Tabelle 22 zeigt, bedeutet dies in den selteneren Fällen einen Aufstieg in eine Facharbeiterinnenposition. Vielmehr steigen Arbeiterinnen meist dadurch auf, daß sie in den Angestelltenbereich wechseln.

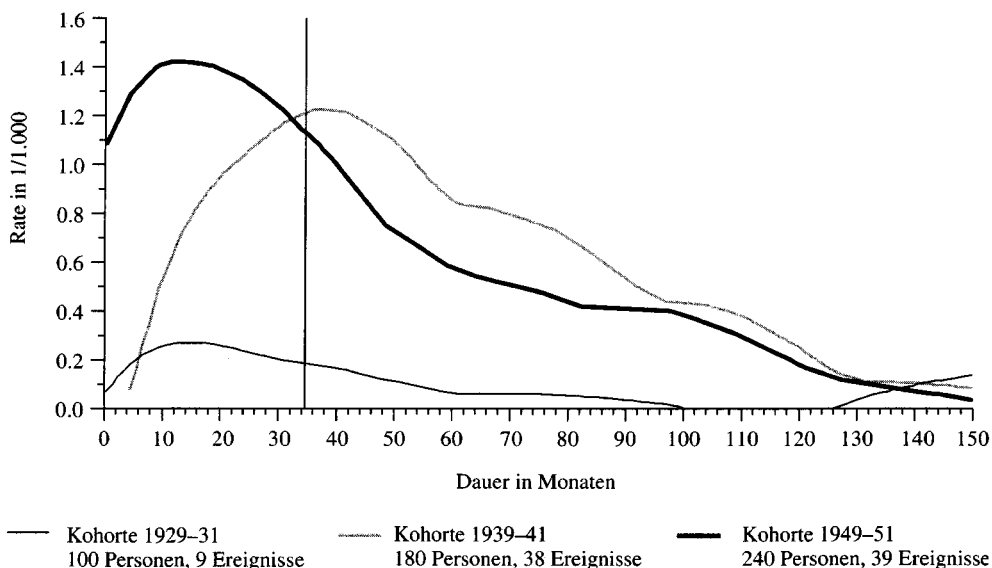
Bei den Angestellten und Beamtinnen nimmt wieder die Kohorte 1929–31 eine Sonderstellung ein (vgl. Abb. 13). Mit 27 Prozent der erwerbstätigen Frauen ist die

Abbildung 12: Kernschätzer für Aufstiegsraten – Arbeiterinnen, nach Kohorte (ohne Arbeiterinnen mit Weiterbildung)



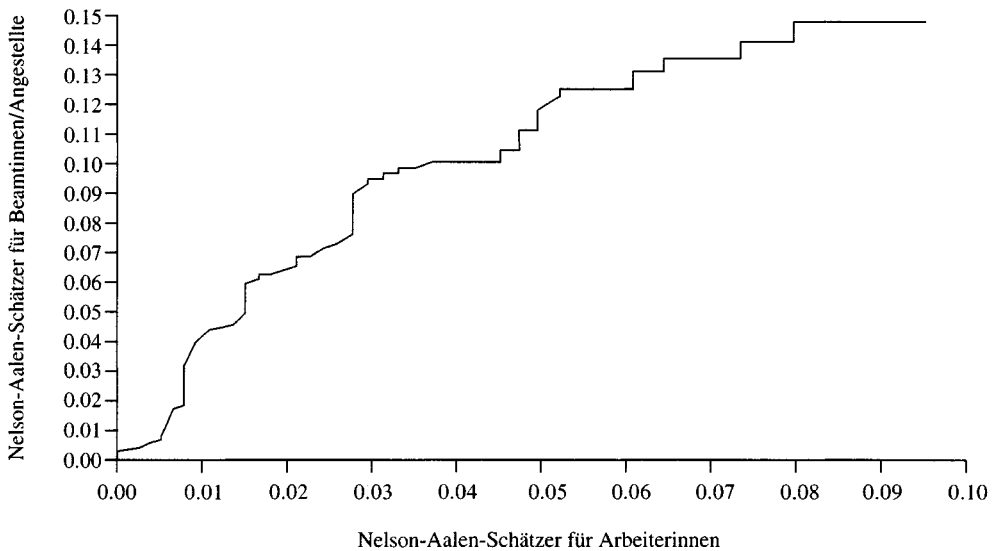
Erste 45 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

Abbildung 13: Kernschätzer für Aufstiegsraten – Angestellte und Beamtinnen, nach Kohorte



Erste 35 Monate unter Hilfsannahme berechnet; Schätzung mit Epanechnikov-Kern.

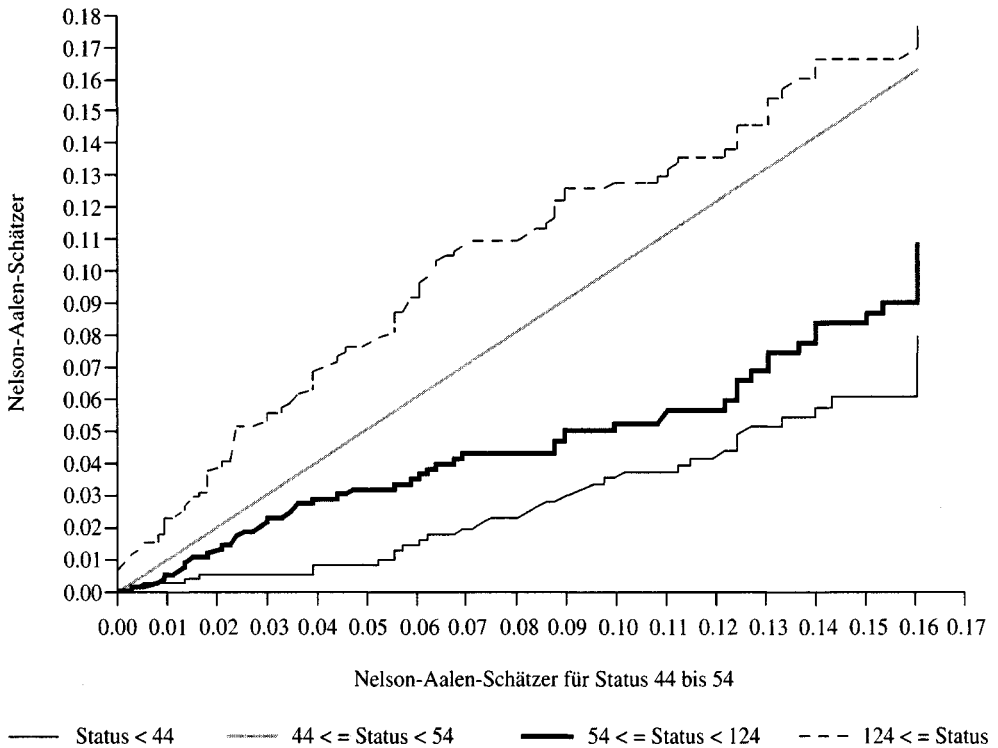
Abbildung 14: Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Frauen, nach beruflicher Stellung



Gruppe der Angestellten in dieser Kohorte nicht nur klein im Vergleich zu den jüngeren Kohorten. Die wenigen Angestellten und Beamtinnen dieser Kohorte haben darüber hinaus kaum berufliche Aufstiege vor einer Erwerbsunterbrechung erfahren. Es ist bekannt, daß die um 1930 Geborenen ihre schlechten beruflichen Einstiegspositionen im weiteren Berufsverlauf nicht ausgleichen konnten. Dies scheint auch für die Angestellten und Beamtinnen dieser Kohorte zu gelten. Sie hatten an der Expansion des Dienstleistungsbereichs in den 1960er und 1970er Jahren kaum Anteil, im Gegensatz zu den beiden jüngeren Geburtskohorten. Diese haben am Beginn ihrer Erwerbskarriere bedeutend höhere Aufstiegsraten, die zugleich die höchsten geschätzten Aufstiegsraten aller Frauen aller Kohorten sind. Wie bei den angestellten Männern flachen die Aufstiegsraten schnell ab. Bei der Kohorte 1949–51 kann dies am kurzen Beobachtungszeitraum liegen oder an der sich verschlechternden Konjunktur. Da das Phänomen aber auch in der Kohorte 1939–41 zu beobachten ist, kann man festhalten, daß Aufstiege von Angestellten vor allem in den ersten fünf Jahren ihrer Erwerbstätigkeit stattgefunden haben. Dies kann bei Frauen daran liegen, daß sie zu einem großen Anteil die Erwerbstätigkeit aufgeben oder für längere Zeit unterbrechen, so daß sie nur eine entsprechend kurze Zeit beobachtet werden.

Die Abbildung 14 dient der Überprüfung der Proportionalitätsannahme für Arbeiterinnen und Angestellte bzw. Beamtinnen. Die Darstellung der Nelson-Aalen-Schätzer für die Aufstiege der Arbeiterinnen gegen die Nelson-Aalen-Schätzer für die Aufstiege der Angestellten und Beamtinnen zeigt eine leichte Abweichung von einer Ursprungsgeraden, was in diesem Fall bedeutet, daß die Angestellten und Beamtinnen früher im Berufsverlauf aufgestiegen sind als die Arbeiterinnen. Diese Abweichung von der Proportionalitätsannahme ist jedoch nicht so groß, daß eine Berücksichtigung der beruflichen

Abbildung 15: Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Männer, nach Status des Vaters (ohne Arbeiter mit Weiterbildung)



Stellungen als Strata im Modell angemessen ist. Daher wird die berufliche Stellung als Kovariable im Cox-Modell berücksichtigt.

Abschließend werden einige weitere Abbildungen zur Überprüfung der Proportionalitätsannahme präsentiert. Bei ihnen sind die Arbeiter und Arbeiterinnen, die eine höhere berufliche Ausbildung nachholen, ausgeschlossen. Aus Platzgründen sind nur die Abbildungen für die Bildung der Mutter und den Status des Vaters abgebildet. Diese Variablen spielen für die Analyse eine zentrale Rolle.

Um zu prüfen, ob die Raten annähernd proportional für die verschiedenen Werte des Status des Vaters sind, wurden vier Gruppen bezüglich des Status des Vaters gebildet, in denen sich jeweils etwa ein Viertel der Personen befinden. Die Bezugsgruppe bildet die Gruppe von Personen, deren Väter einen Status zwischen 44 und 54 haben. Die Darstellungen der Nelson-Aalen-Schätzer für die Männer zeigen die Form von Ursprungsgeraden (vgl. Abb. 15), was die Annahme der Proportionalität der Raten bestätigt. Bei den Frauen zeigen die Abbildungen unregelmäßigere Verläufe, was nicht zuletzt durch die geringere Zahl von Aufstiegen bedingt ist (vgl. Abb. 16). Die Abweichungen sind jedoch auch bei den Frauen nicht gravierend.

Dies gilt auch für die Bildung der Mutter (vgl. Abb. 17 und 18). Die Vergleichsgruppe bilden die Männer bzw. Frauen, deren Mütter einen Volksschulabschluß hatten. Man

Abbildung 16: Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Frauen, nach Status des Vaters (ohne Arbeiterinnen mit Weiterbildung)

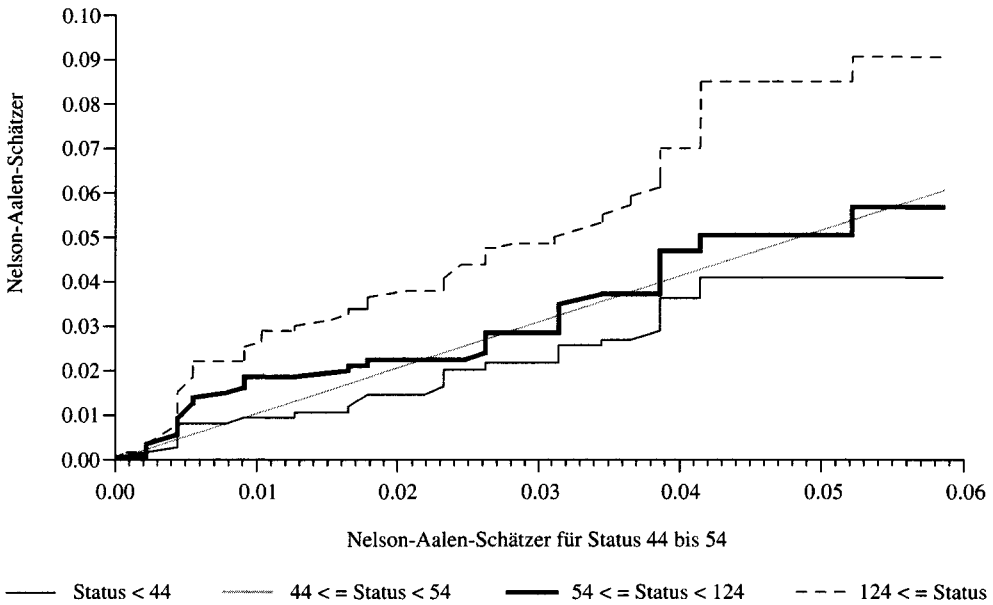


Abbildung 17: Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Männer, nach Bildung der Mutter (ohne Arbeiter mit Weiterbildung)

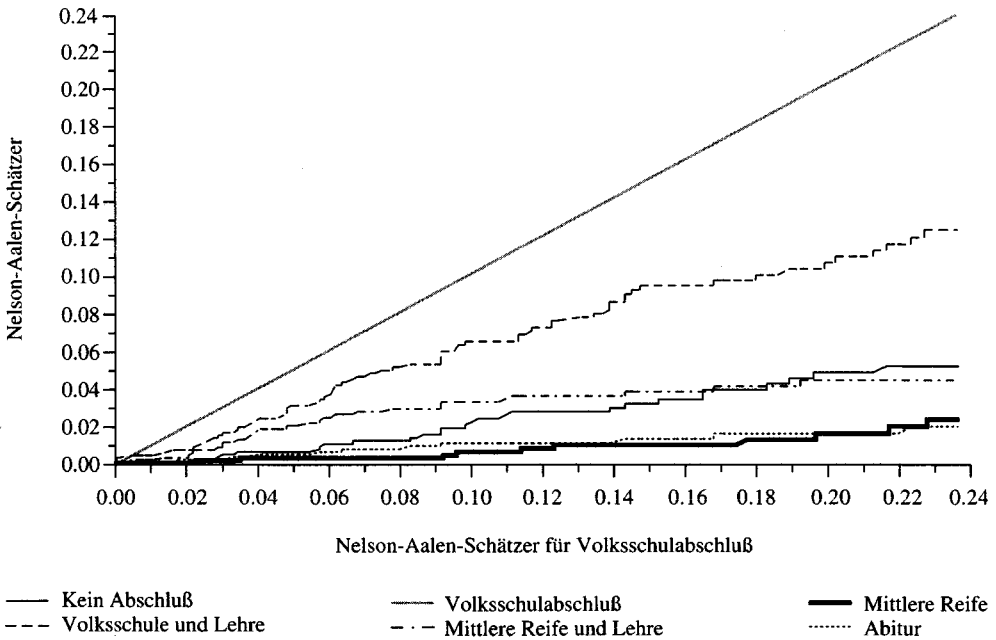
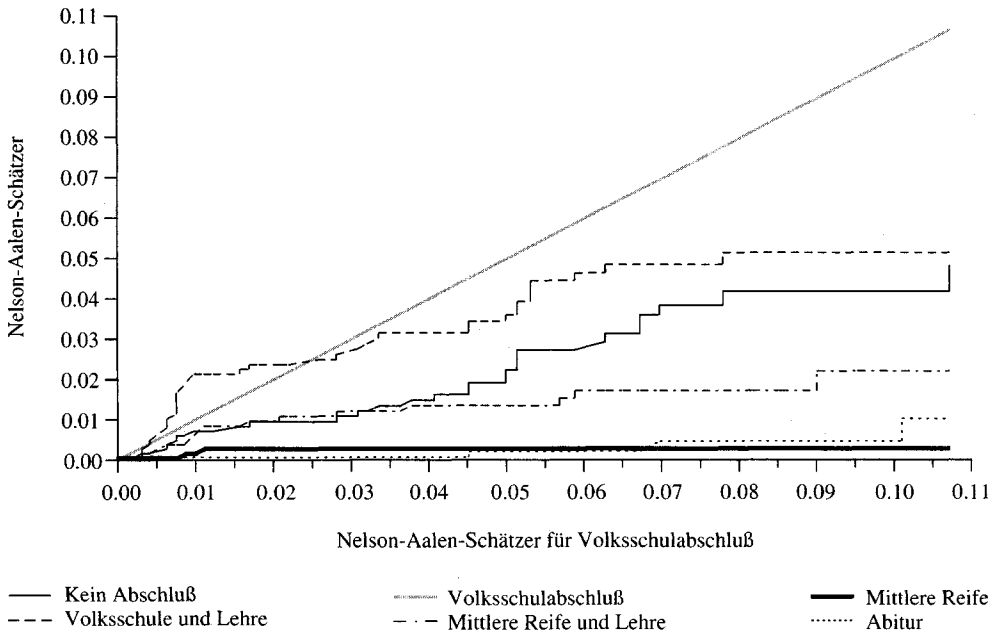


Abbildung 18: Nelson-Aalen-Schätzer für Aufstiege – Frauen, nach Bildung der Mutter (ohne Arbeiterinnen mit Weiterbildung)



erkennt in beiden Abbildungen nichtlineare Verläufe. Männer, deren Mütter die mittlere Reife und eine berufliche Ausbildung hatten, hatten zu Beginn ihrer Erwerbsgeschichte eine höhere Aufstiegsrate als Söhne von Volksschulabgängerinnen. Die Gruppe von Müttern mit mittlerer Reife und Lehre ist allerdings recht klein. Bei den Frauen sind es vor allem die Töchter von Müttern, die einen Volksschulabschluß und eine Lehre haben, die zu Beginn ihrer Karriere deutlich bessere Aufstiegschancen haben als Töchter von Müttern mit Volksschulabschluß und ohne Berufsausbildung.

Die Überprüfung der Proportionalitätsannahmen läßt gewisse Verletzungen dieser Annahmen erkennen. Diese erscheinen jedoch nicht als sehr gravierend. Die später verwendeten empirischen Einflußfunktionen eröffnen eine weitere Möglichkeit der Überprüfung dieser Annahme.

Zusammenfassung

Um eine Vorstellung vom Verlauf der Aufstiegsraten zu gewinnen, wurden diese mit Hilfe von Kernschätzern dargestellt. Man kann erkennen, daß die ungelerten Arbeiter der Kohorte 1929–31, die Facharbeiter der Kohorte 1939–41 und die Angestellten der Kohorte 1949–51 jeweils Gruppen mit besonders günstigen Aufstiegschancen bildeten. In den beiden älteren Kohorten kann dies teilweise auf das verstärkte Nachholen beruflicher Abschlüsse zurückgeführt werden.

Die Aufstiegsraten der Frauen unterscheiden sich von denen der Männer. Auffällig ist die durchweg geringere Aufstiegsrate der Frauen im Vergleich zu den Männern. Besonders

ungünstig waren die Aufstiegschancen für die Frauen der Kohorte 1929–31, in der die Angestellten und Beamtinnen nur geringe Aufstiegschancen besaßen und die Arbeiterinnen erst spät in ihrem Erwerbsverlauf größere Aufstiegsmöglichkeiten wahrnahmen. Die angestellten Frauen hatten die besten Aufstiegschancen unter den Frauen. Durch die frühen Erwerbsunterbrechungen konzentrierten sich die Aufstiege der Frauen am Beginn des Erwerbslebens.

Die Annahme proportionaler Raten wurde für zwei erklärende Variablen ausführlicher diskutiert. Dabei handelt es sich um die berufliche Stellung und die Bildungsabschlüsse.

Es stellte sich heraus, daß Facharbeiter(-innen), die eine höhere berufliche Ausbildung während des Berufslebens nachholten, und ungelernte Arbeiter(-innen), die eine Lehre oder Anlernung nachholten, zu einem großen Teil unmittelbar nach dem Abschluß dieser Ausbildungen einen beruflichen Aufstieg machten. Dies bedeutet, daß die Proportionalitätsannahme für die Wirkung der beruflichen Bildung verletzt ist. Die un- und angelernten Arbeiter, die mindestens eine Lehre oder Anlernung machten, und die Facharbeiter, die einen Meister-, Techniker- oder (Fach-)Hochschulabschluß erwarben, müssen daher aus der Analyse der Aufstiegsraten mit Hilfe des Cox-Modells in den Abschnitten 5.5.3 und 5.5.4 ausgeschlossen werden. Statt dessen wird für die Facharbeiter der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und einer höheren Berufsbildung mit Hilfe eines Logit-Modells im nächsten Abschnitt untersucht.

5.5 Empirische Ergebnisse

5.5.1 Logit-Modell für nachgeholte berufliche Ausbildungen

Arbeiter, die eine höhere berufliche Ausbildung machen, steigen fast immer auf. Anstatt den Einfluß der sozialen Herkunft auf die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg zu betrachten, wird deshalb für Arbeiter der Einfluß der sozialen Herkunft auf den Abschluß einer höherqualifizierenden Ausbildung untersucht. Zunächst wurde versucht, zwei Logit-Modelle zu schätzen, die den Abschluß einer solchen Ausbildung getrennt für Facharbeiter und für ungelernete Arbeiter vorhersagen⁹⁷. Logit-Modelle wurden auf S. 56 eingeführt. Die soziale Herkunft wird durch die Bildung der Mutter, den Status der Mutter und des Vaters und die Zahl der Geschwister abgebildet. Es werden allerdings nur die Ergebnisse des Logit-Modells für die Facharbeiter vorgestellt. In dem Modell für die ungelerneten Arbeiter weicht kein Parameter signifikant von null ab⁹⁸. Dies kann an der niedrigen Zahl von 22 Ereignissen liegen⁹⁹. Es weist dennoch darauf hin, daß kein sehr enger Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der beruflichen Weiterqualifikation bei un- und angelernten Arbeitern und mithelfenden Familienangehörigen bestehen kann. Mit den vorliegenden Daten kann daher kein Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und einer Lehre oder Anlernung von un- und angelernten Arbeitern festgestellt werden.

⁹⁷ Für ein Ratenmodell liegen zu wenig Beobachtungen vor.

⁹⁸ Dies gilt auch bei einer Vereinfachung des Modells durch Ausschluß sämtlicher Kohorteninteraktionen mit Variablen, die die soziale Herkunft beschreiben.

⁹⁹ Die Zahl von Ereignissen hat sich durch fehlende Werte in den erklärenden Variablen weiter verringert.

Anders verhält es sich bei der Analyse der Facharbeiter. Von insgesamt 409 der Analyse zugrundeliegenden Facharbeitern machen 86 eine Ausbildung zum Meister oder erwerben eine andere höhere berufliche Ausbildung, bevor sie eventuell aufsteigen.

Die berufliche und die allgemeine Bildung wird in dem Modell nicht kontrolliert, weil die Grundgesamtheit bezüglich dieser Variable homogen ist. Alle Facharbeiter haben den Volksschulabschluß und eine Lehre gemacht.

Für die Bildung der Mutter und die eigene Bildung wird die bereits bei der Analyse von Bildungsverläufen eingeführte Skala mit Werten zwischen 7 und 19 Jahren verwendet (vgl. S. 52). Die Bildung der Mutter ist so codiert, daß die Effekte der Bildung der Mutter in der Kohorte 1939–41 und in der Kohorte 1949–51 als Abweichungen vom Gesamteffekt bzw. vom Effekt in der Kohorte 1929–31 zu interpretieren sind.

Der Berufsstatus des Vaters und der Berufsstatus der Mutter werden mit der Skala von Handl gemessen (Handl, 1977). Sie ist in Tabelle 35 angegeben. Der Berufsstatus der Mutter hat den Wert null, wenn sie weder in einer höheren Schicht ist als der Vater noch alleinerziehend ist. Er wird also nur berücksichtigt, wenn man annehmen kann, daß die Erwerbstätigkeit der Mutter in der Familie eine besonders hohe Bedeutung hat. Der Berufsstatus wird als Maß für die finanziellen Ressourcen und für das soziale Netzwerk der Kollegen interpretiert. Wenn die Mutter nur Hausfrau ist, dann verfügt sie nicht über diese Ressourcen. Im Modell wird angenommen, daß sich ihr Einfluß auf den Berufsverlauf des Kindes dann ausschließlich auf ihre kulturellen Ressourcen gründet, die mit ihrer Bildung gemessen werden. Wenn die Mutter erwerbstätig ist in einer höheren Schicht als der Vater, dann wird angenommen, daß ihr Einfluß auf den Berufsverlauf vornehmlich von ihrer Erwerbstätigkeit und den damit verbundenen Ressourcen geprägt ist. Wenn die Mutter zwar erwerbstätig ist, aber in einer niedrigeren Schicht als der Vater, dann kann man annehmen, daß ihre mit ihrer Erwerbstätigkeit verbundenen Ressourcen eine vergleichsweise geringe Rolle spielen im Hinblick auf die Förderung der Erwerbskarriere ihres Kindes. Daher wird auch in diesem Fall ihr Berufsstatus nicht berücksichtigt.

Wie bei der Bildung der Mutter messen die Variablen für den Status der Mutter und den Status des Vaters für die Kohorte 1939–41 die Abweichung von dem jeweiligen Effekt in der Kohorte 1929–31. Ebenso messen die Variablen für die Kohorte 1949–51 die Abweichungen von dem Effekt für die Kohorte 1929–31.

Eine weitere im Logit-Modell berücksichtigte Variable kontrolliert die Zahl der Geschwister. Sie hat den Wert eins, wenn die Person mindestens drei Geschwister hat und sonst null. Auch die Betriebsgröße wird durch eine Dummyvariable berücksichtigt. Sie hat den Wert eins, wenn der erste Betrieb, in dem der Facharbeiter gearbeitet hat, mehr als 200 Mitarbeiter hatte. Die beiden Dummyvariablen für die Kohortenzugehörigkeit kontrollieren, ob in der Kohorte 1939–41 bzw. in der Kohorte 1949–51 die Wahrscheinlichkeit für eine nachgeholt oder weitere Ausbildung von der Durchschnittswahrscheinlichkeit abwich.

Die Tabelle 25 enthält die Ergebnisse der Schätzung des Logit-Modells für die Weiterqualifikation von Facharbeitern. In den Schätzergebnissen ist kein signifikanter Kohortenunterschied zu erkennen. An anderer Stelle wurde festgestellt, daß gerade Facharbeiter der Kohorte 1939–41 häufig berufliche Weiterqualifikationen absolviert haben. Der Parameter der Kohorte 1939–41 ist auch positiv. Der Unterschied zur Kohorte 1929–31 ist jedoch nicht signifikant.

Tabelle 25: Logit-Modelle für den Abschluß einer höheren beruflichen Ausbildung (die Grundgesamtheit bilden die Facharbeiter der drei Kohorten)

	Logit-Koeffizient	Standardfehler	Minimum $\Delta\beta$	Maximum $\Delta\beta$
Konstante	-1.50**	0.31	-0.064	0.126
Bildung Mutter	-0.11	0.19	-0.069	0.109
Status Mutter	0.0003	0.006	-0.006	0.005
Status Vater	0.010**	0.003	-0.0014	0.0010
Mindestens 3 Geschwister	-0.40	0.31	-0.047	0.082
Mutter berufstätig	0.34	0.40	-0.086	0.140
Statusdominanz Mutter	0.08	0.55	-0.151	0.143
Betriebsgröße	-0.04	0.31	-0.054	0.083
Kohorte 1939-41	0.14	0.35	-0.094	0.070
Kohorte 1949-51	-0.53	0.44	-0.091	0.207
Bildung Mutter:				
Kohorte 1939-41	0.11	0.24	-0.119	0.070
Kohorte 1949-51	0.58*	0.31	-0.179	0.082
Status Mutter:				
Kohorte 1939-41	0.0049	0.007	-0.0048	0.0049
Kohorte 1949-51	-0.004	0.007	-0.0050	0.0051
Status Vater:				
Kohorte 1939-41	-0.0014	0.004	-0.0010	0.0010
Kohorte 1949-51	-0.0001	0.005	-0.0014	0.0017
-2 (logL - logL ₀)	58			
Hosmer-Lemeshow	0.60			
Kondition	9.0			
Anzahl Abschluß	86			
Anzahl ohne Abschluß	323			

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Auch zwischen der Betriebsgröße und der Weiterqualifikation besteht kein Zusammenhang. In einem großen Betrieb sollte die Weiterqualifikation gefördert und für eine weitere Beschäftigung im Betrieb durchgeführt werden. In kleinen Betrieben findet sie eher aus eigener Initiative und mit dem Ziel der Selbständigkeit statt. Der geschätzte Parameter weist darauf hin, daß die Weiterqualifikation in beiden Situationen jedoch etwa gleich häufig stattfindet.

Die Zahl der Geschwister hat ebenfalls keinen signifikanten Einfluß auf die Weiterqualifikation. Man erwartet einen solchen Einfluß, wenn der sich Qualifizierende während dieser Zeit finanzielle Unterstützung benötigt. Diese können ceteris paribus Eltern bei

einer großen Zahl von Kindern schwerer leisten als Eltern mit weniger Kindern und ansonsten gleichen Lebensumständen. Allerdings findet die Weiterqualifikation zu einer relativ späten Phase im Leben statt, in der möglicherweise auch die Geschwister das Elternhaus bereits verlassen haben. Daß die Geschwisterzahl keinen signifikanten Einfluß hat, deutet darauf hin, daß es weniger Probleme der Finanzierung sind, die Facharbeiter von einer Weiterqualifikation abhalten.

Die Weiterqualifizierung von Facharbeitern wird dennoch stark von der sozialen Herkunft beeinflusst. Der Berufsstatus des Vaters hat in allen drei Kohorten einen signifikanten Effekt. Wenn der Vater selbst ein Meister ist, dann ist sein Einfluß allerdings gering, denn der Statusscore des Meisters liegt nahe am Mittelwert des Status der hier berücksichtigten Väter von 98. Wenn der Vater aber nur ein Facharbeiter (Handl 57.3) ist, dann ist die Wahrscheinlichkeit für eine berufliche Weiterqualifikation des Sohnes etwa $\exp(-40.7 * 0.01) = 0,7$ mal so groß wie bei dem Sohn eines Meisters.

Dieser Effekt ist in allen drei Kohorten etwa gleich groß. Die Stabilität der geschätzten Parameter im Logit-Modell kann mit Hilfe der Delta-Betas überprüft werden. Sie wurden in Abschnitt 2.6.4 vorgestellt. Sie geben die ungefähre Änderung in den geschätzten Parametern an, wenn eine Beobachtung bei der Schätzung ausgeschlossen wird. In der Tabelle 25 sind nur die maximalen und die minimalen beobachteten Veränderungen je Parameter angegeben.

Die Delta-Betas weisen den Parameter für den Status des Vaters als recht stabil aus. Er wird durch den Ausschluß einzelner Beobachtungen nicht wesentlich verändert. Die beiden Parameter für die Veränderung des Einflusses des Status des Vaters in den beiden jüngeren Kohorten sind dagegen instabil bei einem sehr kleinen Absolutbetrag. Insgesamt wird damit der gleichbleibende Effekt des Status des Vaters in allen drei Kohorten bestätigt. Man kann daher annehmen, daß die mit der beruflichen Stellung des Vaters verbundene finanzielle Ausstattung des Elternhauses, seine Netzwerke oder seine Wertschätzung des eigenen Berufs Aspekte sind, die die Weiterqualifizierung eines Facharbeiters wesentlich beeinflussen.

In allen drei Kohorten wird die Wahrscheinlichkeit für eine berufliche Weiterqualifizierung durch einen höheren Berufsstatus des Vaters erhöht. Die Weiterqualifikation stellt demnach ungebrochen einen Weg für die Erreichung des väterlichen Status dar. Für diesen Weg des beruflichen Aufstiegs spricht, daß er vergleichsweise schneller und sicherer ist als der Aufstieg durch die Bewährung im Betrieb.

Die erwartete Öffnung dieses Aufstiegsweges in der Kohorte 1939–41, in der besonders viele Männer eine solche Qualifikation erwarben, wird durch das Logit-Modell nicht bestätigt. Ebenso wenig scheint der zunehmende Wohlstand in der jüngsten Kohorte zu einem Rückgang des Elterneinflusses auf die berufliche Weiterqualifikation geführt zu haben. Der Facharbeiterberuf verband in den 1950er und 1960er Jahren frühe Verdienstmöglichkeiten mit außerordentlich günstigen Berufsperspektiven.

Der Berufsstatus der Mutter ist für den Abschluß einer höheren beruflichen Ausbildung nicht von Bedeutung. In der Kohorte 1949–51 hat die Bildung der Mutter einen größeren Einfluß auf die Weiterqualifikation als in der Kohorte 1929–31. Ein Jahr mehr Bildung der Mutter verdoppelt beinahe die Wahrscheinlichkeit für eine Weiterbildung. Der zugehörige Parameter ist jedoch nicht stabil. Er kann wahrscheinlich schon durch den Ausschluß einer einzigen Beobachtung seine Signifikanz verlieren. Das deutet darauf hin, daß es einige wenige Facharbeiter in der Kohorte 1949–51 gibt, die eine Weiterbildung machen und eine

vergleichsweise hoch gebildete Mutter haben. Ob man von einer Zunahme der Bedeutung der sozialen Herkunft in der jüngsten Kohorte sprechen kann, erscheint wegen der Instabilität des Parameters sehr fraglich.

Zusammenfassung

Für die Facharbeiter stellt die berufliche Weiterqualifikation ein enorm erfolgreiches Mittel für berufliche Aufstiege dar. Die beruflichen Aufstiege erfolgen in den meisten Fällen unmittelbar auf den Abschluß der Qualifikation.

Das Logit-Modell zeigt einen deutlichen Zusammenhang mit dem Status des Vaters. Dieser Zusammenhang hat sich zwischen den Kohorten nicht signifikant verändert. Man kann vermuten, daß eine Tradition der beruflichen Bildung in der Familie für diesen Zusammenhang wesentlich ist. Ein mögliches Szenario ist die Vorbereitung des Sohnes auf die Übernahme des väterlichen Betriebs, die einen Meisterabschluß verlangt. Ein anderes Szenario ist der Berufseinstieg des Sohnes im gleichen Betrieb, in dem sich bereits der Vater hochgearbeitet hat. Der gefundene Zusammenhang steht dann in Einklang mit der Rekrutierungsstrategie vieler Betriebe, nach der die Kinder verdienter Mitarbeiter gerne eingestellt werden. Die Informationen über den Vater bieten ihnen eine besondere Gewähr für die Motivation und die Disziplin des Sohnes. Daher erscheint eine Förderung der Kinder erfolgreicher Mitarbeiter eine vergleichsweise sichere Investition für das Unternehmen.

5.5.2 Die Variablen im Cox-Modell

Nachdem im letzten Abschnitt die spezielle Gruppe der sich weiterqualifizierenden Arbeiter analysiert worden ist, wird in den folgenden Abschnitten für die übrigen Personen der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Zeitpunkt des ersten beruflichen Aufstiegs mit Hilfe von Cox-Modellen untersucht. Vor der Darstellung der Schätzergebnisse werden die verwendeten Variablen vorgestellt. Es handelt sich um Variablen, die die Bildungsressourcen, die Ressourcen der sozialen Herkunft sowie bestimmte strukturelle Rahmenbedingungen abbilden. Zu diesen strukturellen Aspekten gehören das Berufseinstiegsniveau, die Kohortenzugehörigkeit und die berufliche Stellung des Erstberufs. Bei Frauen wird dies ergänzt durch eine Dummyvariable für Teilzeitarbeit. Die abhängige Variable ist die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg seit dem Eintritt ins Erwerbsleben. Die Beobachtung ist zensiert, wenn kein Aufstieg im Sinne der verwendeten Skala erfolgt. Bei Frauen wird die Beobachtung auch zensiert, wenn bis zur ersten längeren familienbedingten Unterbrechung kein Aufstieg erfolgt ist.

Die *Bildungsqualifikationen* spielen eine große Rolle für den Berufseinstieg. Für den weiteren Berufsverlauf sollten sie insbesondere von Bedeutung sein, wenn eine Person eine höhere oder niedrigere Bildung hat als andere Personen mit derselben beruflichen Stellung beim Eintritt in das Erwerbsleben. Angesichts der Bedeutung formaler Qualifikationen sollte eine Personen mit vergleichsweise höheren Bildungsqualifikationen einen leichteren Zugang zu besseren Berufspositionen haben. Die Humankapitaltheorie unterstellt in diesem Fall eine höhere Produktivität. Auch sie läßt daher bessere Aufstiegschancen erwarten. Dabei kann von einer überschüssigen oder mangelnden allgemeinen Bildung eine andere Wirkung erwartet werden als von einem Überschuß oder Defizit der

beruflichen Qualifikation. Die beruflichen Bildungsressourcen sind, besonders in Deutschland, eng an die berufliche Stellung gebunden. Daher sollte es leichter sein, berufliche Qualifikationsüberschüsse in Aufstiege umzuwandeln als allgemeinbildende Qualifikationen. Es werden daher getrennte Variablen für allgemeine und berufliche Bildungsabschlüsse verwendet.

Man kann nicht annehmen, daß beispielsweise die mittlere Reife bei einem Arbeiter denselben Effekt auf die Aufstiegsrate hat wie bei einem höheren Angestellten. Die Bildungsabschlüsse müssen statt dessen in Relation zum Erstberuf betrachtet werden. Anstelle der Verwendung der für den Bildungsabschluß nötigen Jahre wird die Differenz dieser Bildungsjahre mit der für die jeweilige Eintrittsposition üblichen Bildungsjahre gebildet. Die Variable *allgemeine Bildung* ist in diesem Modell ein Maß für das Mehr oder Weniger an Bildung, das eine Person gegenüber ihren Geschlechtsgenossen in derselben Einstiegsposition hat. Dieses Mehr oder Weniger an Bildung kann als Ressource betrachtet werden, die den beruflichen Aufstieg beschleunigt oder verlangsamt. Insbesondere kann man angesichts der Bedeutung formaler Qualifikationen auf dem deutschen Arbeitsmarkt annehmen, daß die Aufstiegschancen einer Person vergleichsweise niedrig sind, wenn sie weniger Bildung hat als andere auf einem vergleichbaren Arbeitsplatz.

Es wird daher jeder beruflichen Stellung eine Zahl von Bildungsjahren zugeordnet, die den Standard der Bildungsqualifikation für diese Eintrittsposition wiedergeben soll. Dazu wird in dieser Analyse der Median der Bildungsqualifikationen verwendet, über die die Personen mit der jeweiligen Eintrittsposition verfügen. Dies geschieht getrennt für Männer und Frauen¹⁰⁰. Zwischen den Kohorten treten keine großen Unterschiede auf. Daher wird für alle Kohorten die gleiche Bildungsqualifikation je berufliche Stellung angenommen¹⁰¹.

Die allgemeinen Bildungsqualifikationen werden gemessen in Bildungsjahren, die für den jeweiligen Abschluß nötig sind (vgl. S. 52). Die Variable *allgemeine Bildung* ist gerade die oben beschriebene Differenz von Bildungsjahren. Die Variable hat einen positiven Wert, wenn die Person eine höhere Bildung hat als die meisten Personen dieser Eintrittsposition. Wenn allgemeinbildende Abschlüsse nachgeholt werden, ändert sich der Wert der Variablen entsprechend.

Die Codierung der beruflichen Bildungsabschlüsse erweist sich als problematischer als die Codierung der allgemeinen Bildungsabschlüsse, weil es für die beruflichen Bildungsabschlüsse keine Skala in benötigten Bildungsjahren gibt. Die berufliche Bildung baut vielmehr auf unterschiedlicher allgemeiner Bildung auf, und gerade das führt zu einer unterschiedlichen Wertung der beruflichen Bildungsabschlüsse bei eventuell gleicher

¹⁰⁰ Bei Männern wird in Schicht 4, Schicht 5 und Schicht 6 eine allgemeine Bildung von neun Jahren vorausgesetzt. Bei den beruflichen Stellungen 52 und 53 werden zehn Bildungsjahre, bei der Stellung 41 elf Bildungsjahre und bei der Stellung 42 zwölf Bildungsjahre als Norm angesehen.

Bei den Frauen werden in Schicht 6 und Schicht 4 sowie bei der Stellung 52 neun Bildungsjahre angenommen. Bei den Stellungen 40, 41 und 53 werden zehn Bildungsjahre und bei der Stellung 42 zwölf Bildungsjahre vorausgesetzt.

Die gewählte Vorgehensweise erlaubt eine unterschiedliche Berücksichtigung der beruflichen Stellungen nach Geschlechtern. Dies ist angebracht, weil Frauen und Männer für die gleiche berufliche Stellung unterschiedliche Bildungsqualifikationen mitbringen.

¹⁰¹ Die Mediane der Bildungsqualifikationen der Frauen sind über die Kohorten sehr stabil. Bei den Männern zeigen sich leichte Schwankungen besonders bei den Beamten. Nicht zuletzt angesichts der Fallzahlen werden diese Unterschiede aber im weiteren vernachlässigt.

beruflicher Bildungsdauer. Der Codierung der beruflichen Bildung liegt deshalb die folgende ordinale Skala mit Werten von 0 bis 4 zugrunde:

- 0 Keine Ausbildung
- 1 Lehre oder Anlernung
- 2 Fachschule
- 3 Fachhochschule
- 4 Universität.

Analog zu den allgemeinbildenden Abschlüssen wird für jede berufliche Stellung der Median der beruflichen Qualifikationen bei dieser Eintrittsposition berechnet, getrennt für Männer und Frauen. Die Variable *berufliche Bildung mehr als Median* hat den Wert eins, wenn die Person über berufliche Qualifikationen verfügt, die höher sind als der für die Position spezifizierte Abschluß. Ansonsten hat sie den Wert null. Die Variable *berufliche Bildung weniger als Median* hat den Wert eins, wenn die Person über berufliche Qualifikationen verfügt, die niedriger sind als der für die Position spezifizierte Abschluß¹⁰². Die Werte der beiden Variablen ändern sich, wenn Ausbildungsabschlüsse nachgeholt werden.

Auch die meisten Ressourcen der sozialen Herkunft werden in Relation zur Einstiegsposition gemessen. Diese Messung hat den großen Vorteil, daß sie mit der Interaktion zwischen dem Berufseinstieg und der Mobilität im Berufsverlauf vereinbar sind. Wenn ein Kind beim Berufseintritt bereits einen hohen Status relativ zu dem Status des Vaters und der Mutter hat, dann erwartet man keine raschen Aufstiege. Umgekehrt erwartet man bei einem niedrigen Berufseinstieg im Vergleich zur Stellung der Eltern, daß Aufstiege schnell erfolgen. Indem die Ressourcen der Eltern im Verhältnis zur Berufseinstiegsposition des Kindes gemessen werden, werden die beschriebenen Unterschiede in der Wirkung der Herkunftsressourcen kontrolliert.

Die *berufliche Stellung der Eltern* wird in Relation zum ersten Beruf der Person codiert. Es ist nicht anzunehmen, daß ein Vater, der zum Beispiel Facharbeiter ist, für einen ungelernten Arbeiter die gleiche Ressource darstellt wie für einen höheren Angestellten. Daher muß die Differenz der Stellung des Vaters und der Stellung des Erstberufs der Person berücksichtigt werden.

Um die Unterschiede der beruflichen Stellungen berücksichtigen zu können, wird wieder die Statusskala von Handl verwendet (Handl, 1977)¹⁰³. Diese Skala wurde aus drei

¹⁰² Bei Männern werden folgende Ausbildungen als Referenzkategorie verwendet: keine Ausbildung in Schicht 6, eine Lehre oder Anlernung bei den Stellungen 62, 63, 40, 41, 51, 52, 53, ein Fachhochschulstudium bei 42. Bei Frauen werden folgende berufliche Ausbildungen als Referenzkategorien verwendet: keine Ausbildung bei Schicht 6, eine Lehre oder Anlernung bei den Stellungen 62, 63, 40, 51, 52, 53 und ein Universitätsstudium bei den Stellungen 41 und 42.

Wie bei der allgemeinen Bildung ermöglicht die unterschiedliche Wertzuweisung für Männer und Frauen die Berücksichtigung der Unterschiede der beruflichen Qualifikation, die Männer und Frauen bei den gleichen beruflichen Stellungen haben.

¹⁰³ Die Skala von Handl enthält keinen Skalenwert für mithelfende Familienangehörige. Es wird der Wert für ungelernte Arbeiter in der Landwirtschaft verwendet. Die verwendeten Skalenwerte sind in Tabelle 35 aufgelistet. Es handelt sich um die Mittelwerte der in der Skala von Handl ausgewiesenen Skalenwerte, wenn Handl zwischen den verschiedenen Beschäftigungsbereichen unterschieden hat, was in der vorliegenden Arbeit nicht geschieht.

Indikatoren abgeleitet: der beruflichen Stellung, der Bildungsqualifikation und dem Einkommen. Die Abstände zwischen den beruflichen Stellungen können in diesem Sinne als Einkommensabstände interpretiert werden.

Hinter der Messung der beruflichen Stellung der Eltern steht die Idee, daß mit dem Berufseinstieg bereits ein Teil der elterlichen Statusressourcen in eigene Ressourcen des Kindes umgewandelt worden ist. Die hier verwendete Variable gibt an, wie viele Ressourcen noch übrig sind. Je größer die Variable für den Status des Vaters im Vergleich zum Status des Kindes ist, desto mehr Ressourcen stehen noch zur Verfügung.

Die drei Variablen für die Differenzen des beruflichen Status des Vaters und des beruflichen Status des Erstberufs des Kindes prüfen für jede Kohorte getrennt, ob der Status des Vaters den Aufstieg beschleunigt oder nicht. Jede dieser Variablen ist an null zentriert. Der zugehörige Parameter gibt also an, ob in der Kohorte ein beschleunigender Effekt zu erkennen ist oder nicht.

Die berufliche Stellung der Mutter wird in analoger Weise als Differenz zwischen der Stellung der Mutter und der Stellung des Erstberufs des Kindes codiert. Die Skala von Handl wird auch für die Messung des Berufsstatus der Mutter und auch für die Messung der Eintrittsposition von Töchtern verwendet. Dies ist problematisch, insofern diese Statusskala ausdrücklich für Männer entwickelt worden ist. Es ist jedoch anzunehmen, daß die Skala auch für Frauen wesentliche mit der beruflichen Stellung verbundene Einkommens-, Bildungs- und Statusunterschiede abbildet.

Die berufliche Stellung der Mutter wird jedoch nur in bestimmten Fällen in der Analyse berücksichtigt. Die Variable *Mutter berufstätig* hat den Wert eins, wenn die Mutter bis zum 15. Lebensjahr des Kindes immer oder zeitweise berufstätig war. Man kann annehmen, daß es zwei sehr unterschiedliche Gründe für die Berufstätigkeit der Mutter gab: ihre gute Qualifikation und die finanzielle Notwendigkeit. Die Variable wird als Indikator für die Erwerbsorientierung der Mutter interpretiert.

Der berufliche Status der Mutter wird nur berücksichtigt, wenn die Mutter in einer mindestens so hohen Schicht war wie der Vater. Außerdem wird der Status der Mutter berücksichtigt, wenn der Vater nach dem sechsten Lebensjahr des Kindes für längere Zeit abwesend war. In diesen beiden Situationen kann man eine besonders große Bedeutung des Status der Mutter vermuten. Die berufliche Stellung der Mutter prüft – wie bereits für die Stellung des Vaters beschrieben wurde – getrennt für jede Kohorte, ob ein Einfluß auf die Aufstiegsrate vorliegt. Die Variablen sind nicht an null zentriert. Der Status der Mutter hat den Wert null, wenn der Status nicht berücksichtigt wird, das heißt, wenn sie nicht berufstätig war oder wenn ihr Beruf einer niedrigeren Schicht als der des Vaters zugerechnet wird.

Neben den bereits genannten Aspekten hält der Berufsstatus der Mutter gegenüber Töchtern einen weiteren wichtigen Aspekt der sozialen Herkunft fest. Er kann als Indikator für die Relevanz der Norm betrachtet werden, daß eine Frau sich vorwiegend der Familie widmet. Da es allerdings möglich ist, daß die Mutter nur aus finanziellen Gründen erwerbstätig war, kann kein allgemeiner Zusammenhang zwischen der Erwerbstätigkeit der Mutter und der Aufstiegschance der Tochter erwartet werden. Wenn die Mutter aber „erfolgreich“ erwerbstätig war, dann bot sie ihren Töchtern möglicherweise einen Anreiz, ihr nachzueifern. Die Mutter setzte sich in diesem Fall bereits selbst über die Norm bezüglich der weiblichen Erwerbstätigkeit hinweg. Der Tochter wurde diese Norm daher wahrscheinlich weniger überzeugend vermittelt. Mit der generellen Abschwächung der Norm,

die Frauen ausschließlich auf den Haushalt verweist, sollte sich die Bedeutung der Ressource „erfolgreiche“ mütterliche Erwerbstätigkeit abschwächen.

Als weitere Herkunftsressource wird die *Bildung der Mutter* berücksichtigt. Dies geschieht nur, wenn die Mutter nicht berufstätig war oder wenn ihr Beruf in einer niedrigeren Schicht als der Beruf des Vaters angesiedelt ist. Außerdem wird die Bildung der Mutter berücksichtigt, wenn die Mutter als ungelernte oder angelernte Arbeiterin beschäftigt war. Die Bildung der Mutter wird in der Skala von 7 bis 19 der nötigen Bildungsjahre gemessen. Aus den gleichen Gründen wie oben dargestellt erscheint es sinnvoll, die Bildung der Mutter in Relation zur Einstiegsposition des Befragten zu setzen. Diesem Vorgehen liegt wieder die Vorstellung zugrunde, daß beim Berufseinstieg bereits ein Teil der elterlichen Ressourcen in eigene Ressourcen umgewandelt wurde. In der Analyse wird die Differenz der Bildungsjahre berücksichtigt, die der Bildung der Mutter entsprechen, zu den Bildungsjahren, die man üblicherweise für diese Einstiegsposition brauchte. Es wird wieder der Median verwendet. Wenn die Mutter über eine höhere Bildung verfügte, als für die Einstiegsposition nötig war, dann ist die Variable „Bildung der Mutter“ positiv. Der Person stehen zusätzliche Ressourcen zur Verfügung. Wenn die Differenz negativ ist, dann wurden die Bildungsressourcen der Mutter bereits beim Berufseinstieg des Kindes vollständig umgewandelt. Die Bildung der Mutter wird auch in diesem Fall berücksichtigt. Die Variable „Bildung der Mutter“ bezeichnet dann einen Mangel an Ressourcen.

Es gibt verschiedene Gründe dafür, auch diesen Mangel an elterlichen Bildungsressourcen zu berücksichtigen. Die Hilfe zugunsten eines beruflichen Aufstiegs des Kindes, die die Mutter selbst durch ihre Information und ihren Ratschlag leisten kann, sollte desto geringer sein, je weiter ihre eigene Qualifikation unterhalb der interessierenden Position liegt. Aber auch die Wahrscheinlichkeit, daß sie Kontakt zu Personen hat, die ihrem Kind durch Information oder direkte Intervention helfen können, nimmt ab, je niedriger die Bildung der Mutter ist. Dies spricht dafür, auch diejenigen Bildungsabschlüsse der Mütter zu berücksichtigen, die niedriger sind als bei der beruflichen Position des Kindes üblich. Der Effekt der Bildung der Mutter wird für jede Kohorte getrennt berechnet. Die Variablen sind für jede Kohorte an null zentriert.

Schließlich wird die *Geschwisterzahl* als weitere Variable der sozialen Herkunft berücksichtigt. Je größer die Familie ist, desto weniger Unterstützung erfährt ceteris paribus das einzelne Kind. Dies gilt insbesondere für die materiellen Ressourcen. Es liegt nahe, die Anzahl der Geschwister im Modell zu berücksichtigen. Dies würde jedoch einen linearen Zusammenhang unterstellen in der Weise, daß jedes weitere Geschwister die Aufstiegsrate in gleicher Weise beeinflusst. Um diese Restriktion zu vermeiden, wird eine Dummyvariable verwendet. Die Variable hat den Wert eins, wenn die Person mindestens drei Geschwister hat. Ansonsten hat sie den Wert null.

Das *Berufseintrittsniveau* beschreibt die Startbedingungen des Berufsverlaufs. Der Status des ersten Berufs bestimmt die weitere Karriere in großem Maße (Blossfeld, 1985a). In dem folgenden Modell kontrolliert das Eintrittsniveau die Herkunfts- und Bildungsressourcen, insoweit sie mit dem Berufseintritt bereits in beruflichen Status umgewandelt werden konnten. Gleichzeitig sind mit der Schicht des Erstberufs bestimmte Opportunitätsstrukturen verbunden. Je nach Bedarf der Wirtschaft bieten sich für bestimmte Berufsgruppen bessere Aufstiegschancen als für andere. Bei der Betrachtung der Kernschätzer für die Aufstiegsraten wurden beispielsweise besonders gute Aufstiegs-

chancen für die Facharbeiter der Kohorte 1939–41 während der 1960er Jahre festgestellt. Die Kontrolle dieser unterschiedlichen Opportunitätsstrukturen ist wichtig, um die Effekte individueller Charakteristika möglichst genau schätzen zu können (Brüderl, Preisendörfer & Ziegler, 1993). Andernfalls vermischen sich Unterschiede der individuellen Aufstiegsrate mit unterschiedlichen Opportunitätsstrukturen.

Das Eintrittsniveau wird mit vier Dummyvariablen für die verschiedenen Einstiegsschichten unterhalb der höchsten Schicht (vgl. Tab. 20) gemessen. Als Referenzkategorie wird die unterste Schicht gewählt, die von den un- und angelernten Arbeitern sowie den mithelfenden Familienangehörigen gebildet wird. Die vier Dummyvariablen beziehen sich deshalb auf die Aufstiegschancen bei einem Berufseinstieg in den Schichten 2 bis 5 im Vergleich zur Aufstiegschance in der Schicht 6. Die Dummyvariable für die Einstiegsschicht 5 (gelernte Arbeiter, einfache Beamte) hat den Wert eins, wenn die erste berufliche Stellung einer Person zu dieser Schicht gehört. Ansonsten hat sie den Wert null. Die übrigen Dummyvariablen für die Einstiegsschichten sind analog definiert. Mit den Berufseintrittsschichten wird auch die Unterscheidung zwischen ungelernten Arbeitern, Facharbeitern und Angestellten bzw. Beamten abgebildet. Es wird angenommen, daß die Chancen für einen beruflichen Aufstieg unterschiedlich sind in den verschiedenen Schichten.

Um strukturelle Aspekte des Arbeitsmarkts zu berücksichtigen, wird häufig auch die Betriebsgröße in Modelle einbezogen. Zumindest für bestimmte Berufsgruppen sollten die Aufstiegschancen in großen Betrieben besser sein als in kleinen Betrieben, weil die internen Karriereleitern Aufstiegsmöglichkeiten vorsehen, die vornehmlich von der Betriebszugehörigkeitsdauer abhängen. Nach den Analysen von Mayer und Carroll waren große Betriebe tatsächlich jedoch nur von Vorteil bei Aufstiegen, die mit einem Wechsel hin zu einem anderen Betrieb verbunden waren. Dies gilt vor allem für ungelernete Arbeiter, während Facharbeiter erfolgreich an ihren Betrieb gebunden werden konnten (Mayer & Carroll, 1987).

Wenn man im Cox-Modell die *Betriebsgröße* durch eine Dummyvariable kontrolliert, dann zeigt sich weder bei Männern noch bei Frauen ein signifikanter Zusammenhang mit dem Aufstiegsrisiko. Dies weist darauf hin, daß sich auch bei anderen Beschäftigtengruppen außer den Facharbeitern kein deutlicher Zusammenhang mit der Betriebsgröße zeigt. Vermutlich ist dies so bei Beamten und Angestellten im öffentlichen Dienst. Von den männlichen Beamten gaben etwa je ein Fünftel eine Betriebsgröße von unter 40 Personen, von 40 bis zu 100 Personen, von 100 bis zu 300 Personen und von 300 bis zu 1.000 Personen an. Im Gegensatz zur Privatwirtschaft sollte die Firmengröße im öffentlichen Dienst jedoch keine entscheidende Bedeutung für die Aufstiegschancen haben (Becker, 1993). Statt dessen sind vor allem die Verweildauer auf der aktuellen Position und der „Stellenkegel“ der jeweiligen Laufbahngruppe entscheidend¹⁰⁴.

Nicht zuletzt wegen dieser ungeeigneten Messung der Betriebsgröße wird in den folgenden Modellen auf die Berücksichtigung der Betriebsgröße verzichtet. Es sei aller-

¹⁰⁴ Diese Aussagen beziehen sich zwar nur auf Aufstiege innerhalb einer Laufbahn, während in der vorliegenden Arbeit jedoch nur Aufstiege von Beamten berücksichtigt werden, die mit einem Wechsel in eine höhere Laufbahngruppe verbunden sind. Die genannten Überlegungen sollten jedoch übertragbar sein. Becker weist allerdings auf Forschungsergebnisse hin, nach denen vor allem die berufliche Qualifikation für die Aufstiege in eine höhere Laufbahn von Bedeutung ist (Becker, 1993).

dings darauf hingewiesen, daß es in den betrachteten Geburtskohorten durchaus kleinere Gruppen von Personen gab, die von der Zugehörigkeit zu großen Betrieben profitieren konnten¹⁰⁵.

Bei einer Frau wird zusätzlich kontrolliert, ob sie eine Teilzeitarbeit ausübt. Die zeitabhängige Kovariable *Teilzeitarbeit* hat den Wert eins, wenn die Befragte angegeben hat, daß sie weniger als 30 Stunden pro Woche arbeitet. Ansonsten hat sie den Wert null. Teilzeitarbeit sollte die Aufstiegsrate verringern. Das liegt einerseits an den Tätigkeitsfeldern, in denen Teilzeitarbeit vor allem vorkommt (Harris, 1993). Teilzeitarbeit ist typischerweise eine Arbeit, die keine Aufstiegsperspektive bietet. Zudem kann Teilzeitarbeit in Bereichen, in denen Aufstiegsmöglichkeiten bestehen, als Zeichen für mangelndes Engagement und eingeschränkte Verfügbarkeit interpretiert werden und deshalb die Aufstiegschancen verringern.

Es wurde bereits früher geschildert, wie sich die wirtschaftliche Situation in der historischen Zeit geändert hat. Die *Kohortenzugehörigkeit* kontrolliert, in welcher Lebensphase welche Arbeitsmarktlage vorlag und welche strukturellen Veränderungen sich auf dem Arbeitsmarkt vollzogen. Auch die Geltung gesellschaftlicher Normen kann sich zwischen den Kohorten verändert haben. Da die Strukturen und Chancen zwischen den Kohorten unterschiedlich waren, werden die Raten zwischen den Kohorten nicht als parallel angesehen. Statt dessen werden in der Analyse Strata für die verschiedenen Kohorten gebildet (vgl. S. 197). Das bedeutet, daß die Zeitpunkte von Ereignissen nur innerhalb der Kohorten verglichen werden. In einer Risikogruppe zu einem Ereigniszeitpunkt befinden sich ausschließlich Personen derselben Kohorte wie die Person, die ein Ereignis hat.

Die Erwerbsarbeit von Frauen wird häufig, wenn sie verheiratet sind und Kinder haben, als Ergänzung zu ihrer Familienarbeit angesehen. Daher hat die familiäre Situation einen großen Einfluß auf den Erwerbsverlauf von Frauen. Die zeitabhängige Variable *Verheiratet* hat den Wert eins von dem Zeitpunkt an, an dem die Frau zum ersten Mal heiratet. Die zeitabhängige Variable *Kind* gibt die Anzahl der bis zu dem jeweiligen Zeitpunkt geborenen Kinder an. Mit der gewählten Codierung wird angenommen, daß jedes Kind die gleiche Verschiebung der Aufstiegsrate zur Folge hat. Die Codierung wird wegen der Beschränkung der Zahl der zu schätzenden Parameter gewählt. Bei einer Verwendung von Dummyvariablen müßten mindestens zwei Parameter geschätzt werden, nämlich für ein und für zwei Kinder¹⁰⁶.

Viele Frauen haben nach der Heirat oder spätestens nach der Geburt von Kindern ihre Erwerbstätigkeit unterbrochen (Huinink, 1989; Tölke, 1989). Die Aufstiegsraten werden in diesen Fällen in dem folgenden Modell zensiert. Man kann annehmen, daß sich die Umstände der Erwerbsarbeit verändert haben, auch wenn eine Frau nach der Familien Gründungsphase wieder erwerbstätig war. Dafür spricht, daß der Lebensunterhalt oft ganz oder teilweise durch den Partner gesichert wurde. Die Erwerbsarbeit der Frau galt oft nur als Zuverdienst, in den nicht viel investiert wurde. Neben der Erwerbsarbeit mußte der überwiegende Teil der Hausarbeit und Kinderpflege in den meisten Fällen von der Frau

¹⁰⁵ Dies konnte mit Hilfe der Einflußfunktion für den zur Betriebsgröße gehörigen Parameter festgestellt werden. Die Gruppen waren jedoch zu klein bzw. der Einfluß der Betriebsgröße zu schwach, um auf von null signifikant verschiedene Schätzungen für den entsprechenden Parameter zu führen.

¹⁰⁶ Dies legen Untersuchungen zur Analyse von Erwerbsunterbrechungen nahe (Huinink, 1989).

geleistet werden. Wenn eine Frau trotzdem erwerbstätig war, dann konnte sie sich dem Beruf nur mit eingeschränkter Aufmerksamkeit widmen. Daher sollten sowohl die Heirat als auch die Geburt von Kindern die Aufstiegsrate bei Frauen verringern.

5.5.3 Schätzergebnisse des Cox-Modells für die Aufstiege der Männer

Das Cox-Modell wurde in Abschnitt 4.5 eingeführt. Im Cox-Modell wird angenommen, daß die Aufstiegsrate α_i der Person i die Darstellung

$$\alpha_i(t) = \alpha_0(t) * \exp(\beta^T Z_i)$$

besitzt, wobei Z_i der Kovariablenvektor der i -ten Person ist. Die Funktion α_0 wird nicht weiter spezifiziert. Die Parameter β werden als Partial-Likelihood-Schätzer berechnet. Da zeitgleiche Ereignisse vorkommen können, wird nicht die Partial-Likelihood aus Gleichung (72) verwendet, sondern die von Breslow vorgeschlagene Approximation (78)

$$\prod_j \frac{\exp(S_j \beta)}{\sum_{R_j} (\exp(Z_i \beta))^{d(t_j)}}$$

mit $t_1 < \dots < t_j$ die unterschiedlichen Ereigniszeiten, R_j die Risikomenge an t_j , $d(t_j)$ die Anzahl der Ereignisse an t_j und S_j die Summe der Kovariablenvektoren der Personen, die an t_j ein Ereignis haben.

Zunächst werden die Schätzergebnisse für die Aufstiegsraten der Männer vorgestellt. Sie beruhen auf den Berufsverläufen von 592 Männern¹⁰⁷. Von diesen Männern erfahren 210 einen beruflichen Aufstieg. Der Anteil der Aufsteiger verringert sich über die Kohorten. In der ältesten Kohorte beträgt er mit 82 von 191 Personen 43 Prozent. In der Kohorte 1939–41 steigen 73 von 206 Männern auf (35 %) und in der Kohorte 1949–51 sind es 55 von 195 Männern (28 %). Die zurückgehende Anzahl von Aufstiegen kann auch der kürzeren Beobachtungsdauer zugerechnet werden.

Vor der Interpretation einzelner Schätzer können die Ergebnisse der Kollinearitätsanalyse bereits einen Hinweis auf die Güte der Schätzer geben. Das Verfahren wurde in Abschnitt 2.6.1 vorgestellt. Die Kondition einer Matrix gibt an, wie sehr ein Fehler in einem Vektor durch die Multiplikation mit dieser Matrix vergrößert wird. Dieses Maß findet Verwendung in der Regressionsanalyse, weil die Kondition einen Hinweis auf das Vorliegen von Multikollinearität geben kann. Die Kondition der Projektionsmatrix gibt bei der linearen Regression an, wie groß die Änderungen in den geschätzten Parametern sind, wenn Änderungen in den Daten stattfinden. Solche Änderungen sind bei multikollinearen Daten besonders groß. Belsley und Mitarbeiter nennen eine Kondition von größer als 30 problematisch (Belsley,

¹⁰⁷ Die Grundgesamtheit von 1.035 Männern wurde durch zwei Prozesse verkleinert: Einerseits lagen oft nicht für alle interessierenden Variablen gültige Angaben vor, so daß die Person nicht in der Analyse berücksichtigt werden konnte. Für die Analyse ist es notwendig, die Berufs- und die Ausbildungsgeschichte lückenlos zu kennen. Zusätzlich wurde die Zahl der Beobachtungen durch den Ausschluß der 86 Arbeiter reduziert, die eine berufliche Weiterbildung machen.

Kuh & Welsch, 1980). Bei einer Kondition unterhalb von 10 sind die Korrelationen kleiner als 0.9, so daß normalerweise kein Multikollinearitätsproblem vorliegt.

Dem Cox-Modell liegt eine nichtlineare Schätzgleichung zugrunde. Daher kann das bei der linearen Regression angewendete Verfahren nicht direkt übertragen werden. Die Kondition der Informationsmatrix gibt trotzdem näherungsweise an, wie stark sich Störungen in den Daten auf die Schätzer auswirken. Dies wurde in Abschnitt 2.6.1 dargestellt. Die zum Cox-Modell für die Aufstiege der Männer gehörige Informationsmatrix hat eine skalierte Kondition (vgl. S. 112) von 3.7. Damit können Multikollinearitätsprobleme ausgeschlossen werden.

Die Schätzer des Cox-Modells sind in Tabelle 26 angegeben. Nur ein Teil der Parameter ist signifikant von null verschieden. Dennoch werden im folgenden auch andere Parameter diskutiert. Auch wenn sie nicht signifikant von null verschieden sind, so sind die Parameter doch Schätzer für den Einfluß der Kovariablen. Die empirische Einflußfunktion ermöglicht eventuell, Teilgruppen zu bestimmen, in denen der interessierende Zusammenhang besonders eng oder besonders locker ist.

Die allgemeine Bildung erhöht die Aufstiegsrate der Männer signifikant. Genauer gilt: Ein Jahr mehr Bildung als andere Personen mit derselben Berufseinstiegsposition führt zu einer 1,6mal höheren Aufstiegsrate. Die Interpretation des Parameters sei kurz veranschaulicht. Wenn in einem Monat 10 von 1.000 Personen aufsteigen, dann ist die Rate in dem Monat 10 zu 1.000. Unter den Personen mit einem Jahr mehr Bildung als für ihre Einstiegsposition üblich ist die Rate 16 zu 1.000. Von 1.000 solcher Personen würden also in dem Monat 16 und nicht nur 10 Personen aufsteigen.

Die empirische Einflußfunktion hält verschiedene Informationen bereit, mit deren Hilfe die Schätzungen besser beurteilt werden können. Sie wurde für das verwendete Modell in Kapitel 4 hergeleitet. Sie wird mit einem in SAS IML geschriebenen Programm berechnet. Die folgenden Abbildungen zeigen die empirischen Einflußfunktionen für die verschiedenen geschätzten Parameter.

Die empirische Einflußfunktion ist eine Näherung für die Änderung in dem geschätzten Parameter, wenn die Beobachtung zu der Stichprobe hinzugefügt wird¹⁰⁸. Ein Einfluß von 0.5 bedeutet, daß sich die Schätzung des Parameters um den Betrag von 0.5 erhöht, wenn man die Beobachtung erneut hinzufügt.

Die empirische Einflußfunktion kann zugleich als ein standardisiertes Residuum interpretiert werden. Als solches ist es geeignet, Ausreißer aufzudecken. Große Residuen liegen grundsätzlich bei Personen vor, bei denen die Kovariable einen besonders großen oder einen besonders kleinen Wert hat. Durch die Standardisierung können aber auch andere Beobachtungen einen großen Einfluß bekommen. Da die Einflüsse dann auch von der Kovarianzmatrix der Parameter abhängen, kann ein großer Einfluß auch durch einen extremen Wert bei einer anderen Kovariablen zustande kommen. Der Zusammenhang zwischen der Größe des Einflusses und dem Kovariablenwert ist daher heuristischer Art. Der Einfluß einer extremen Beobachtung kann aber auch umgekehrt durch die Berücksichtigung der Kovarianzmatrix der Parameter verringert werden.

¹⁰⁸ Dies bedeutet, daß man die Änderung des Parameters schätzt, wenn die Beobachtung zweimal in der Stichprobe vorkommt (Pötter, 1988). Der wahre Einfluß wird auf diese Weise eher unterschätzt, da das Entfernen einer Beobachtung zu stärkeren Änderungen führt als ein weiteres Hinzufügen.

Tabelle 26: Cox-Modell für die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg – Männer (die Grundgesamtheit bilden alle Männer ohne die Arbeiter, die sich vor einem beruflichen Aufstieg weiterqualifiziert haben)

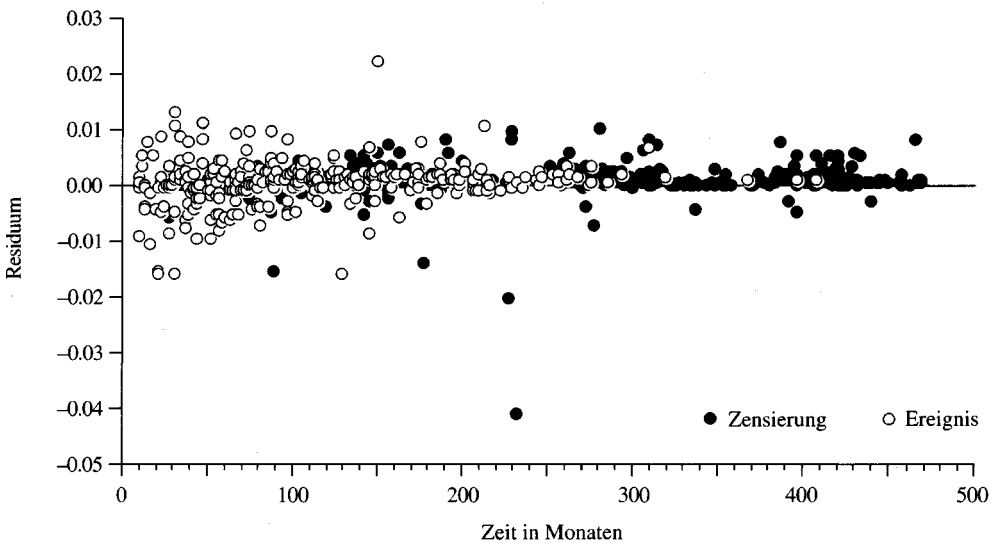
	Geschätzte Parameter	Standardfehler	exp(Parameter)
Allgemeine Bildung	0.43**	0.09	1.6
Berufliche Bildung:			
mehr als Median	-0.18	0.32	0.8
weniger als Median	-0.55*	0.29	0.6
Einstiegsschicht 2	0.93**	0.38	2.5
Einstiegsschicht 3	1.43**	0.23	4.1
Einstiegsschicht 4	1.57**	0.24	4.8
Einstiegsschicht 5	0.38*	0.20	1.5
Mindestens 3 Geschwister	0.02	0.13	1.0
Mutter berufstätig	0.13	0.14	1.1
Statusdominanz Mutter	0.12	0.23	1.1
Status Mutter:			
Kohorte 1929–31	-0.0005	0.006	1.00
Kohorte 1939–41	0.0001	0.004	1.00
Kohorte 1949–51	0.003	0.003	1.00
Bildung Mutter:			
Kohorte 1929–31			
Kohorte 1939–41	0.07	0.05	1.1
Kohorte 1949–51	0.15**	0.06	1.2
	0.11*	0.06	1.1
Status Vater:			
Kohorte 1929–31			
Kohorte 1939–41	0.004**	0.001	1.00
Kohorte 1949–51	0.002*	0.001	1.00
	0.0006	0.002	1.00
-2 (logL – logL ₀)	155		
Kondition	3.7		
Anzahl Aufstieg	283		
Anzahl ohne Aufstieg	460		

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Abbildung 19: Allgemeine Bildung und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Man kann an der empirischen Einflußfunktion sehen, wie viele Beobachtungen es gibt, die den Schätzer stark beeinflussen. Dabei wird auch die Richtung der Veränderung angegeben. So gibt es bei der allgemeinen Bildung der Männer zwei Beobachtungen, die den Parameter besonders stark beeinflussen (vgl. Abb. 19). Ein Mann mit einem vermutlich besonders großen Überschuß an Bildung im Vergleich zu den anderen Personen mit derselben Eintrittsposition ist nach 150 Monaten aufgestiegen. Auf den Überschuß an Bildung kann man schließen, weil es sich um einen Aufstieg handelt und der Parameter durch diese Beobachtung eher vergrößert würde. Die Einflußfunktion besagt, daß ein erneutes Hinzufügen des ersten Mannes zur Stichprobe den geschätzten Parameter um einen Betrag von etwa 0.02 erhöhen würde. Ein anderer Mann mit einem vermutlich hohen Bildungsüberschuß ist nie aufgestiegen; sein Berufsverlauf wurde nach 230 Monaten zensiert. Auf den hohen Bildungsüberschuß kann man schließen, weil der Verlauf zensiert ist und die Beobachtung den Parameter in die Richtung der Null verschiebt. Das erneute Hinzufügen des zweiten Mannes würde den geschätzten Parameter um den Betrag von etwa 0.04 verringern.

Wenn man diese Vermutungen im Datensatz überprüft, dann stellt man fest, daß der Mann, der nach 150 Monaten aufgestiegen ist, zunächst keine besonders hohe allgemeine Bildung hatte. Er verließ das Bildungssystem mit dem Volksschulabschluß und begann seine Erwerbskarriere als Beamter im einfachen Dienst. Der vergleichsweise große Einfluß auf den Parameter für die allgemeine Bildung erklärt sich daraus, daß er 110 Monate nach dem Berufseintritt das Abitur nachgeholt hat. Damit hatte er gegenüber anderen einfachen Beamten einen deutlichen Bildungsüberschuß.

Der bei 230 Monaten zensierte Verlauf gehört zu einem Angestellten (Stellung 52) mit Abitur, der niemals aufgestiegen ist. Auch die diesbezügliche Vermutung wird daher bestätigt.

Die Einflußfunktionen bilden ein Martingal¹⁰⁹. Das bedeutet, daß der Erwartungswert zu jedem Zeitpunkt, gegeben die Ereignisse bis zu diesem Zeitpunkt, gleich null ist. Ebenso ist der Erwartungswert der Teilsummen der Einflußfunktionen, gegeben die Vergangenheit, gleich null. Die Einflußfunktionen sollten deshalb keinen Zeittrend zeigen. Wenn ein Zeittrend vorliegt, dann weist er auf eine Fehlspezifikation des Modells hin, zum Beispiel darauf, daß die Variable nur in einer zeitlich begrenzten Phase einen Einfluß hat, oder daß die Variable nicht linear auf die Rate wirkt.

Die Einflußfunktionen in Abbildung 19 zeigen kein besonderes Muster. Bis auf die beiden beschriebenen Fälle zeigen sie ein recht homogenes Bild. Doch auch der Einfluß der beiden „Ausreißer“ ist, im Vergleich zur Größe des geschätzten Parameters, klein. Der geschätzte Parameter kann daher als recht stabil angesehen werden.

Der Parameter der Variablen „allgemeine Bildung“ ist zum 5-Prozent-Niveau signifikant. Die Wirkung allgemeiner Bildungsqualifikationen beschränkt sich daher nicht auf den Zugang zu daran anschließenden Ausbildungen und zum Erstberuf. Vielmehr hat derjenige Arbeitnehmer größere Aufstiegschancen, der eine höhere allgemeine Bildung hat. Allgemeine Bildungsabschlüsse sind demnach mit Kompetenzen verbunden, die berufliche Aufstiege beschleunigen. Für die Erklärung dieses Zusammenhangs kann man beispielsweise an die Nähe zur Büroarbeit denken bei einem Arbeiter-Angestellten-Übertritt. Allgemeine Bildungsabschlüsse können aber auch für früher verfolgte Ziele und Ansprüche stehen, die im Berufsverlauf virulent bleiben.

Es ist bekannt, daß Eltern einen großen Einfluß auf die Bildungsabschlüsse ihrer Kinder haben. Die Schätzung im Cox-Modell zeigt, daß Eltern dadurch auch indirekt die Berufsverläufe ihrer Kinder beeinflussen können. Wenn Bildungsabschlüsse beim Berufseinstieg nicht adäquat umgewandelt worden sind, dann gibt es während des Berufsverlaufs offenbar Möglichkeiten, das nachzuholen. Daneben können Eltern ein Kind darin bestärken, einen weiteren allgemeinbildenden Bildungsabschluß nach dem Eintritt ins Erwerbsleben zu erwerben. Auch dadurch erhöht sich die Aufstiegschance des Kindes.

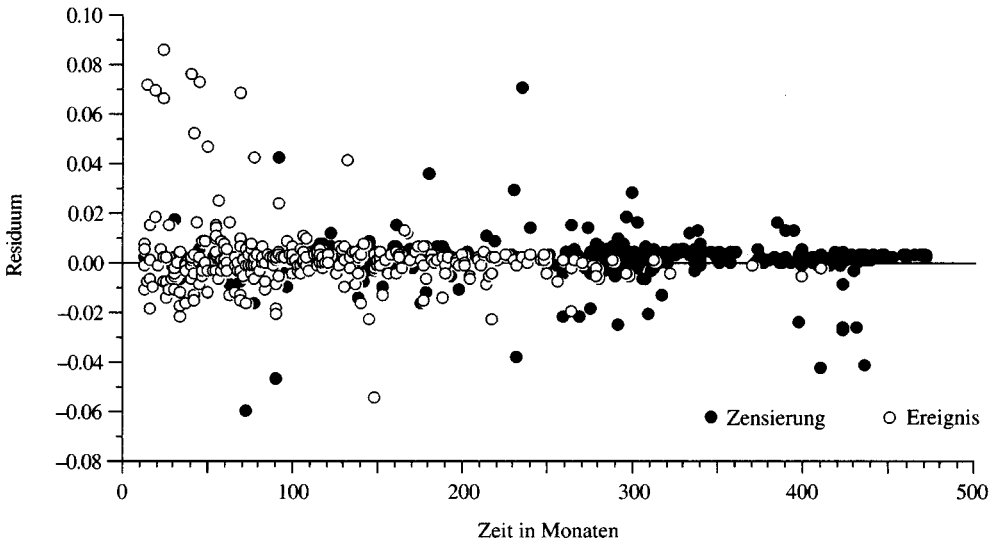
Ein Überschuß an beruflicher Bildung hat keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate. Dies ist auf den ersten Blick erstaunlich, weil man doch einen weitaus engeren Zusammenhang zwischen der beruflichen Bildung und der Aufstiegschance annehmen würde als zwischen der allgemeinen Bildung und der Aufstiegschance.

Die Abbildung 20 der empirischen Einflußfunktionen für ein „Mehr an beruflicher Bildung“ zeigt einige besonders einflußreiche Beobachtungen. Es gibt etwa 11 von 283 Aufstiegen, in denen Männer mit einem Überschuß an beruflicher Bildung schnell aufsteigen und vergleichsweise große Einflüsse auf den geschätzten Parameter haben. Die fünf zensierten Verläufe, die ebenfalls einen vergleichsweise großen positiven Einfluß auf den Parameter haben, sind auf extreme Beobachtungen in anderen Kovariablen zurückzuführen¹¹⁰. Die genannten elf Beobachtungen verteilen sich gleichmäßig über die drei

¹⁰⁹ Der Begriff des Martingals wurde in Kapitel 4 eingeführt.

¹¹⁰ Man kann dies daran erkennen, daß ihre unstandardisierten empirischen Einflußfunktionen nicht auffällig sind (vgl. Abschnitt 4.5.3). Man erhält die empirische Einflußfunktion, indem man die Matrix der unstandardisierten Einflußfunktionen aller Beobachtungen und aller Parameter mit der Inversen der Varianzmatrix der geschätzten Parameter multipliziert. Auf die Abbildung der unstandardisierten empirischen Einflußfunktionen wird in dieser Arbeit verzichtet, weil die meiste Information ebenfalls in der empirischen Einflußfunktion enthalten ist.

Abbildung 20: Berufliche Bildung höher als Median und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

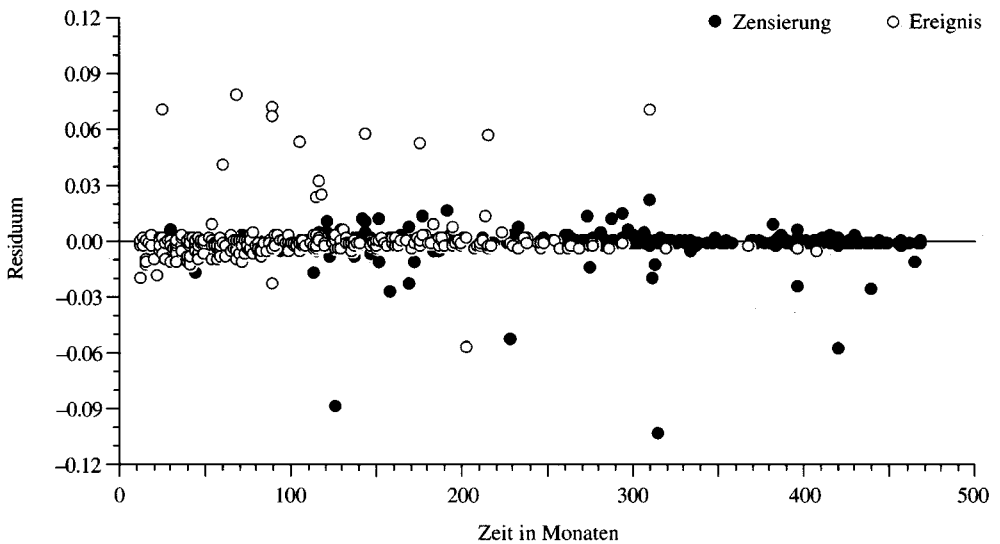


Kohorten. Es handelt sich durchweg um Beamte und Angestellte, was nicht verwundert, da Arbeiter mit einer höheren beruflichen Bildung als zu Beginn ihres Erwerbslebens aus der Analyse ausgeschlossen sind. Die Schätzung des Parameters beruht daher ausschließlich auf dem Bildungsüberschuß von Angestellten und Beamten. Unter den elf Beobachtungen mit frühen Aufstiegen und großen Einflüssen befinden sich keine einfachen Beamten oder Angestellten. Es handelt sich nur um Personen aus den beiden mittleren Beamten- und Angestelltenkategorien. Die meisten von ihnen haben Abitur. Alle hatten zum Zeitpunkt des Aufstiegs mindestens einen Fachhochschulabschluß, den sie teilweise erst nach dem Einstieg ins Erwerbsleben erworben haben. Andere schlossen während des Erwerbslebens eine weitere Hochschulausbildung ab. Bis auf einen Wechsel hin zu den freien Berufen blieben alle Angestellten Angestellte und alle Beamten blieben Beamte.

Bei der Betrachtung des Schätzers der Variablen für einen Überschuß an beruflicher Bildung muß man bedenken, daß sowohl die ungelerten Arbeiter und die mithelfenden Familienangehörigen, die eine Ausbildung nachholen, als auch die Facharbeiter, die eine höhere berufliche Ausbildung erworben haben, aus dieser Analyse ausgeschlossen sind. Der Effekt eines „Viel“ an Ausbildung wird in diesem Modell daher ausschließlich durch die Berufsverläufe von Angestellten und Beamten generiert. Der Zeitpunkt eines beruflichen Aufstiegs hängt offenbar in dieser Gruppe nicht eindeutig mit ihrer beruflichen Bildungsqualifikation zusammen. Weder sind diejenigen Personen grundsätzlich schneller, die mit relativ hohen Qualifikationen eingestiegen sind, noch beschleunigen sich die Aufstiege derjenigen Personen, die Qualifikationen nachholen.

Bezogen auf das Vakanzketten-Modell bedeutet das, daß die Reihenfolge der Warteschlange nicht allein von beruflichen Qualifikationen abhängt. Diese Qualifikationen sind nur ein Schlüssel für den Zutritt in die Organisation. Innerhalb der Organisation zählen andere Qualifikationen für den Zeitpunkt eines Aufstiegs. Mit der Humankapitaltheorie ist

Abbildung 21: Berufliche Bildung niedriger als Median und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



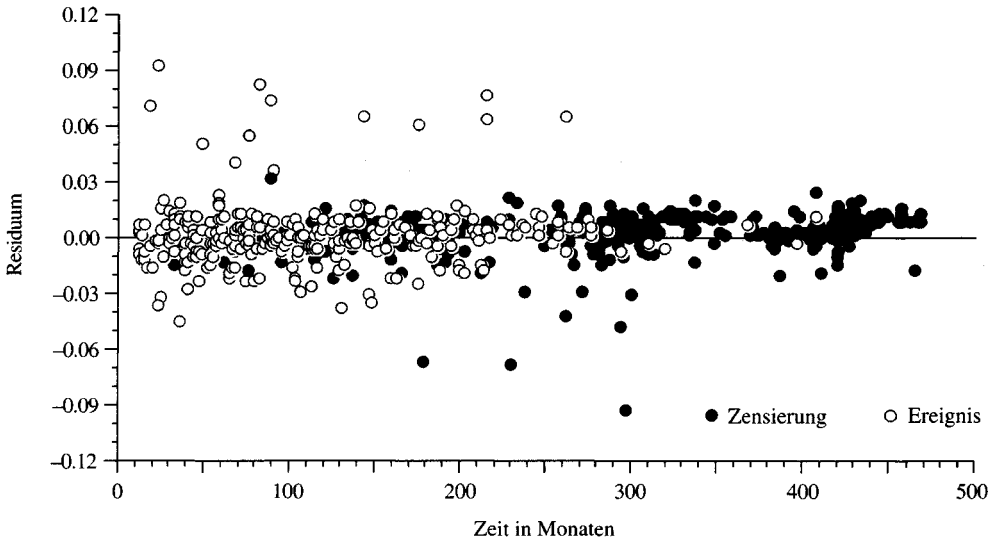
der fehlende Einfluß eines Überschusses an beruflicher Bildung nicht in Einklang zu bringen. Man würde nach der Humankapitaltheorie erwarten, daß zusätzliche Investitionen in berufliche Ausbildung zu einem höheren Berufsstatus führen, wenn sie über das für die Einstiegsposition übliche Maß hinausgehen. Bei dieser Aussage muß wieder darauf hingewiesen werden, daß sie sich nicht auf die Arbeiter bezieht. Bei Arbeitern wurde die Humankapitaltheorie bestätigt, weil Weiterqualifikationen meist direkt zu beruflichen Aufstiegen führten.

Die Dummyvariable, die angibt, ob die berufliche Bildung der Person unterhalb des Medians der Eintrittsposition liegt, hat einen negativen Parameter, der signifikant zum 10-Prozent-Niveau ist. Die empirische Einflußfunktion zeigt eine kleine Gruppe von Personen, deren Hinzufügen zur Stichprobe die Parameter in eine positive Richtung verschiebt (vgl. Abb. 21).

Man kann diese Gruppe von Personen betrachten, die aufsteigen, obwohl sie bereits auf ihrer aktuellen Arbeitsstelle eine eher niedrige Bildung haben. Sie verteilen sich über alle Kohorten. Bis auf einen Facharbeiter, der nach 171 Monaten aufsteigt (Einfluß ≈ 0.06), handelt es sich wieder ausschließlich um Beamte und Angestellte. Dabei sind die jeweils untersten Beamten- und Angestelltengruppen stark vertreten. Nur ein Teil von ihnen verfügt über eine berufliche Ausbildung. Die meisten Aufstiege vollziehen sich wieder innerhalb der Beamten- bzw. Angestelltenhierarchie mit drei Ausnahmen. Die beschriebene Gruppe von Personen zieht den Parameter in die Richtung der Null. Insgesamt deutet der negative geschätzte Parameter jedoch darauf hin, daß ein Mangel an beruflicher Bildung einen beruflichen Aufstieg verlangsamt.

Die Dummies für die Einstiegsschichten lassen große Unterschiede der Aufstiegschancen je nach Eintrittsschicht erkennen. Die Referenzschicht ist die Schicht 6 der un- und angelernten Arbeiter und der mithelfenden Familienangehörigen. Alle anderen

Abbildung 22: Berufseinstieg in zweithöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Schichten haben höhere Aufstiegschancen als diese Schicht. Dabei ist wieder zu bedenken, daß diejenigen Arbeiter aus der Analyse ausgeschlossen sind, die eine höhere berufliche Ausbildung nachholen. Die Aufstiegschancen ohne eine Lehre sind für ungelernete Arbeiter vergleichsweise niedrig, ebenso die Aufstiegsraten von Facharbeitern ohne eine zusätzliche Ausbildung. Sie können demnach die Grenze zu den Angestelltenberufen nur dann in einer frühen Phase ihres Erwerbslebens überschreiten, wenn sie eine entsprechende Bildungsqualifikation erwerben. Wenn ihnen der Aufstieg ohne Zusatzqualifikation gelingt, dann geschieht dies offenbar eher spät in ihrem Erwerbsleben. Dies gilt zumindest im Vergleich zu den Aufstiegen der Angestellten und Beamten.

Die übrigen im Modell geschätzten Parameter beziehen sich auf Variablen der sozialen Herkunft. Die Geschwisterzahl hat keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate. Die Annahme einer Benachteiligung von Söhnen aus kinderreichen Familien gründete sich vor allem auf Überlegungen bezüglich der materiellen Ressourcen. Insoweit es sich um immaterielle Ressourcen handelt, um kulturelle oder soziale Ressourcen, können eines wie mehrere Kinder davon profitieren. Wenn jedoch finanzielle Ressourcen eine Rolle spielen, dann sollte eine größere Geschwisterzahl die dem einzelnen Kind zur Verfügung stehenden Ressourcen reduzieren. Diese Vorstellung von der Notwendigkeit der Aufteilung der elterlichen Ressourcen unter den Kindern trifft nach den Ergebnissen der Analyse für die Söhne nicht zu.

Die Geschwisterzahl stellt einen relativ groben Indikator für die Ressourcenaufteilung dar. Grundmann hat gezeigt, daß es die ältesten Söhne einer Familie sind, die gegenüber ihren Geschwistern deutliche Vorteile bei den Bildungsabschlüssen haben (Grundmann, 1992). Daher wurde auch diese Variable alternativ in dem hier geschätzten Modell verwendet. Sie erwies sich jedoch ebensowenig als signifikant. Insgesamt zeigt sich, daß die Zahl der Geschwister oder die Position in der Geschwisterrangfolge für den Zeitpunkt des

Abbildung 23: Berufseinstieg in dritthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

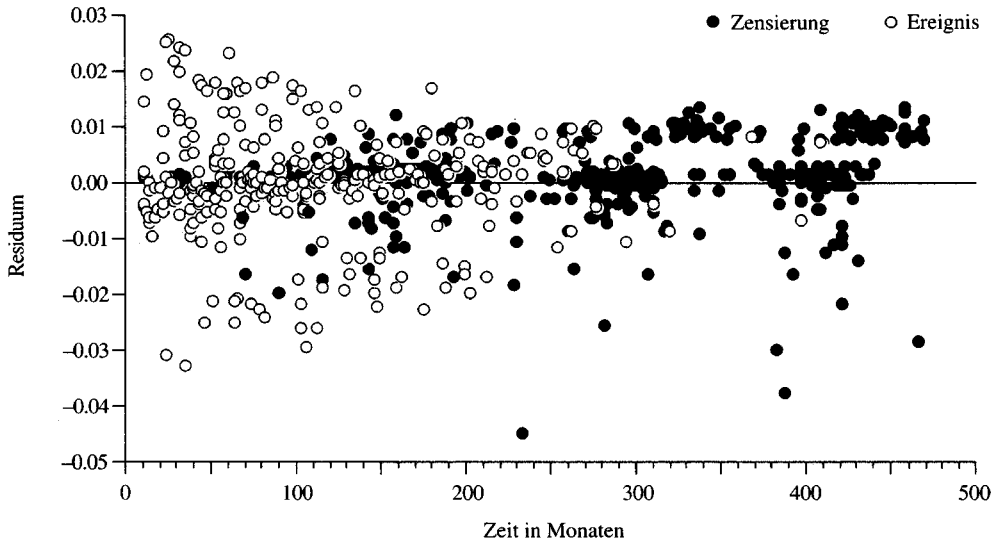


Abbildung 24: Berufseinstieg in vierthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

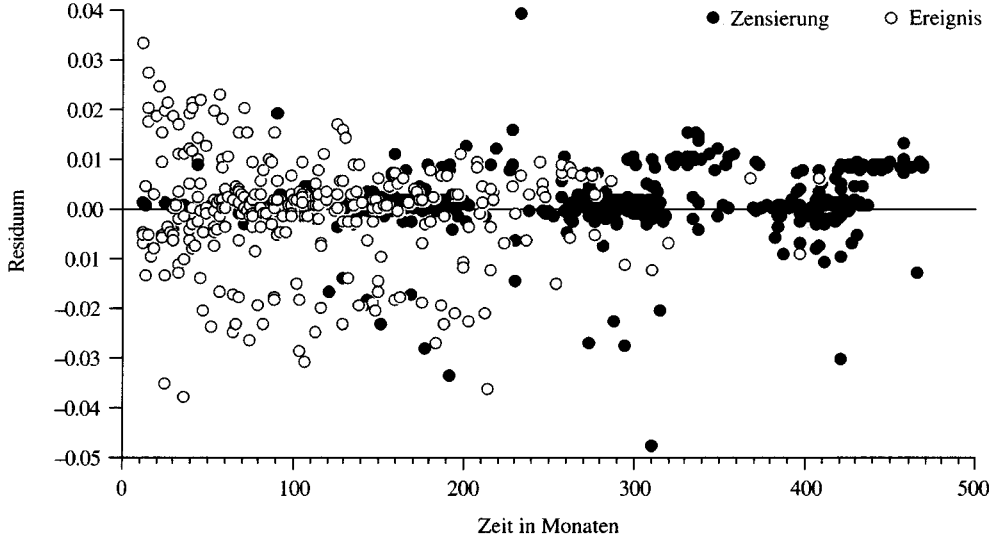


Abbildung 25: Berufseinstieg in vorletzter Schicht und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

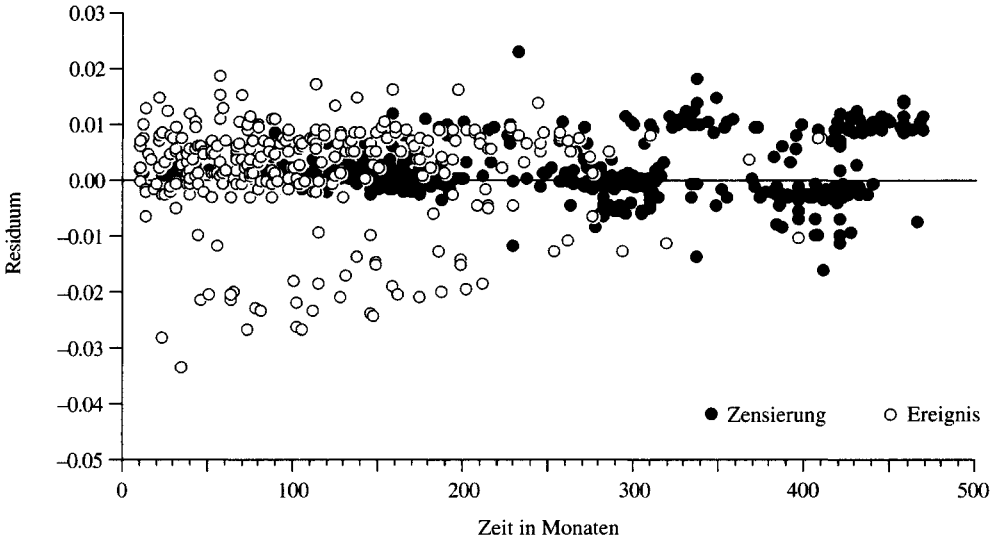


Abbildung 26: Mindestens drei Geschwister und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

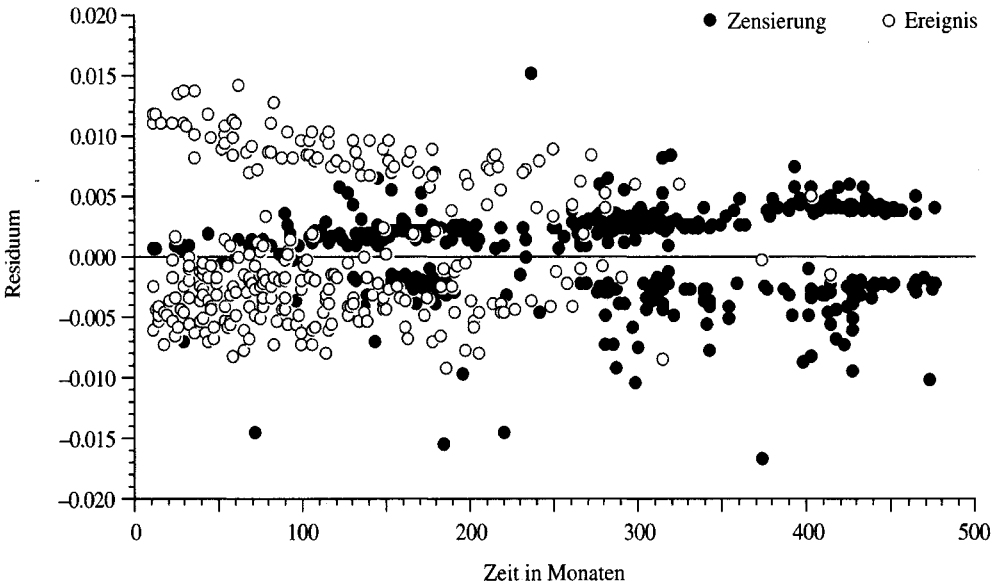
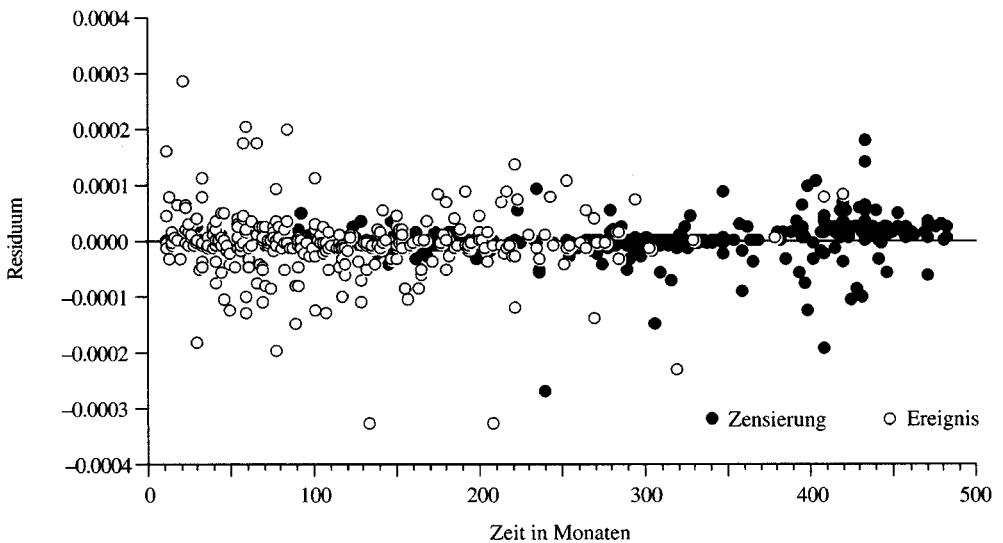


Abbildung 27: Status des Vaters in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



ersten beruflichen Aufstiegs keine wesentliche Bedeutung hat. Söhne aus großen Familien sind nicht benachteiligt gegenüber Söhnen aus kleinen Familien. Letztlich legt die fehlende Signifikanz der Parameter die Frage nahe, inwieweit direkte Investitionen von Geld in den beruflichen Status des Sohnes vorkommen.

Der Status des Vaters beschleunigt in den beiden älteren Kohorten den beruflichen Aufstieg signifikant. Der Parameter der Kohorte 1939–41 ist allerdings nur zum 10-Prozent-Niveau signifikant von null verschieden. In der jüngsten Kohorte ist der Parameter dagegen nicht signifikant von null verschieden. Die Definition des beruflichen Status des Vaters ist so angelegt, daß seine Effekte als Counter-Mobilität interpretiert werden können. Eine Person verfügt über Ressourcen, wenn der Status des Vaters höher ist als der eigene Status. Entsprechend kann der Abstand zwischen dem eigenen Status und dem Status des Vaters als Nachteil bezüglich eines baldigen Aufstiegs interpretiert werden, wenn der Status des Vaters niedriger ist als der Status des Sohnes. Die Statusdifferenz mißt ein Mehr an Einkommen, die Verfügung über verwertbares Wissen über das Berufsleben oder ein nützliches soziales Netzwerk.

Die Variable beruht auf der Skala von Handl (vgl. Tab. 36). Um die Größe der Effekte zu veranschaulichen, seien zwei Beispiele genannt. Ein Vater, der Facharbeiter ist, hat einen Berufsstatus von 54. Sein ungelernter Sohn hat einen Berufsstatus von 20. Die Differenz beträgt 34 Statuspunkte. In der ältesten Kohorte ist die Aufstiegsrate $\exp(0.004 * 34) = 1,2$ mal größer als bei einem ungelernten Arbeiter, dessen Vater ebenfalls ein ungelernter Arbeiter ist. In der Kohorte 1939–41 ist die Aufstiegsrate des Sohnes $\exp(0.002 * 34) = 1,1$ mal größer als wenn der Vater die gleiche Stellung hat wie der Sohn.

Der Einfluß des Status des Vaters hat über die Kohorten nachgelassen. Der Parameter der Kohorte 1939–41 ist kleiner als in der Kohorte 1929–31. Der Parameter der Kohorte 1949–51 ist beinahe null. Dies kann als eine Konsequenz der Bildungsexpansion und der

Abbildung 28: Status des Vaters in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

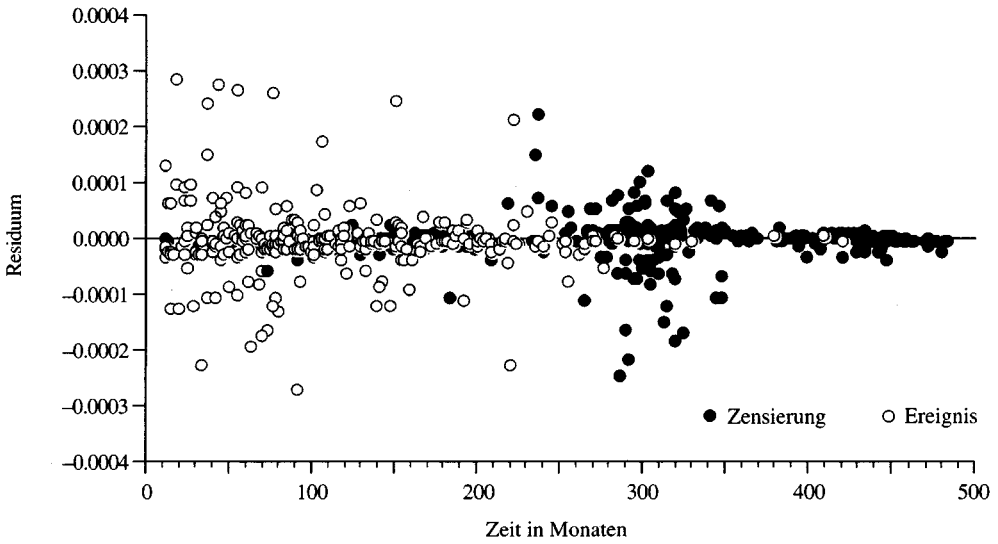


Abbildung 29: Status des Vaters in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

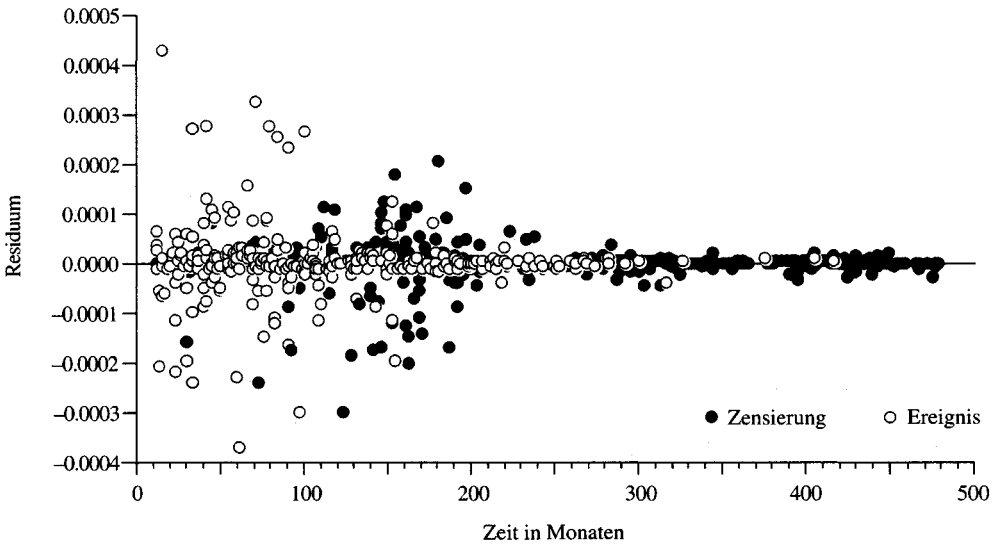
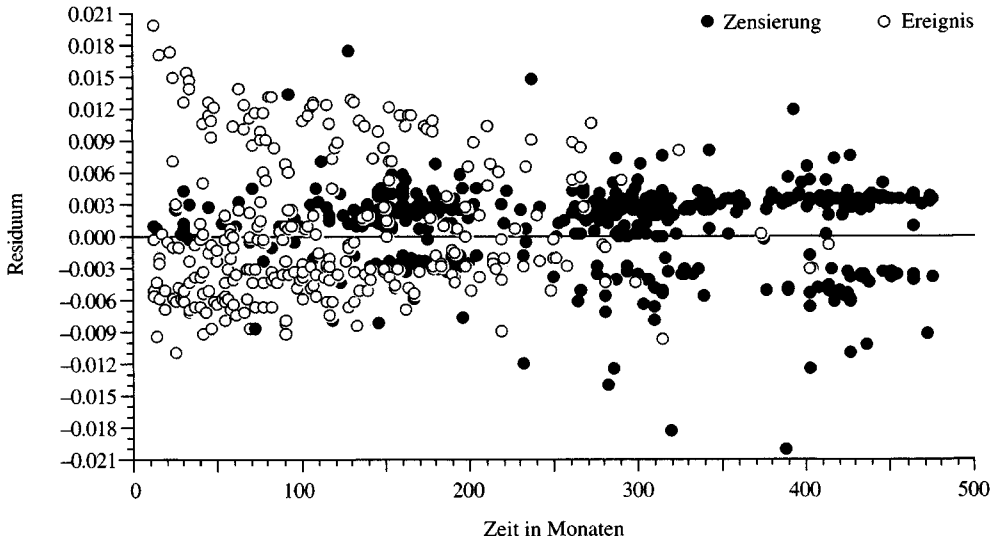


Abbildung 30: Berufstätigkeit der Mutter und beruflicher Aufstieg von Männern
(Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



strukturellen Veränderungen des Arbeitsmarktes interpretiert werden. Die jüngeren Kohorten steigen zunehmend auf einem höheren Niveau in das Berufsleben ein. Die mittlere Statusdifferenz zwischen dem Vater und dem Sohn sinkt von 25 in der Kohorte 1929–31 über 16 in der Kohorte 1939–41 auf 5 in der Kohorte 1949–51. Die mit dem Status verbundenen Ressourcen, so wie sie hier berücksichtigt werden, nehmen daher über die Kohorten stark ab.

Festzuhalten bleibt, daß der Status des Vaters in den beiden älteren Kohorten einen signifikanten Effekt auf den Zeitpunkt des Aufstiegs des Sohnes hat. Dies wurde gerade für die älteste Kohorte auch erwartet, weil in dieser Kohorte die Berufseinstiege oft ungünstig waren. Die Männer dieser Kohorte konnten während des Berufsverlaufs versuchen, diese ungünstigen Einstiege auszugleichen. Der Rückgang des Einflusses des Status des Vaters über die Kohorten kann mit dem höheren Einstiegsniveau der Söhne begründet werden. Sie überrundeten oft schon im Einstiegsberuf ihren Vater. Zwar kann der fehlende Effekt der Kohorte 1949–51 auch mit kürzeren Beobachtungsdauern und weniger beobachteten Aufstiegen in Zusammenhang gebracht werden. Das Fehlen des Effekts deutet jedoch auch darauf hin, daß der Status des Vaters an Bedeutung verliert, wenn die Söhne, durch die Bildungsexpansion, auf dem gleichen Niveau wie der Vater oder sogar einem höheren Niveau in das Erwerbsleben eintreten.

Die empirischen Einflußfunktionen der Variablen, die den Status des Vaters messen, zeigen auch bei relativ späten Aufstiegen einen großen Einfluß auf die Parameter (vgl. Abb. 27). Das bedeutet, daß der Status des Vaters seine beschleunigende oder verlangsamende Wirkung über den gesamten Zeitraum bis zum ersten Aufstieg beibehält. Damit wird die Vorstellung widerlegt, nach der der Status des Vaters nur zu Beginn der Erwerbskarriere des Sohnes einen Einfluß hat und dann durch eigene Ressourcen des Sohnes, insbesondere seine Berufserfahrung und sein soziales Netzwerk, ersetzt wird. Diese

Aussage ist möglich, auch wenn im Modell nicht der gesamte Berufsverlauf, sondern nur die Dauer bis zum ersten Aufstieg analysiert wird.

Der Indikator für die Berufstätigkeit der Mutter hat keinen signifikanten Effekt auf die Aufstiegsrate. Dies konnte auch nicht erwartet werden angesichts der Spannbreite von Motiven, die hinter der Erwerbstätigkeit der Mutter stehen können. Eine Mutter kann berufstätig sein, um das unzureichende Einkommen ihres Mannes aufzubessern. Sie kann aber auch eine gute Ausbildung und einen gutverdienenden Mann haben und ihren Beruf eher aus Gründen der Selbstverwirklichung ausüben. Die Konsequenzen sollten in beiden Fällen unterschiedlich sein.

Es wird im vorliegenden Modell versucht, solche Familienkonstellationen einzufangen, in denen die Berufstätigkeit der Mutter eine besondere Bedeutung hat. Der Berufsstatus der Mutter wird deshalb berücksichtigt, wenn ihr Berufsstatus in der Familie besonders hoch ist oder wenn sie alleinerziehend war. Eine Dummyvariable kontrolliert, ob der Status der Mutter berücksichtigt wird. Auch sie hat keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate.

Die Abbildung 31 zeigt die zugehörige Einflußfunktion. Man erkennt eine Gruppe von fast 25 Männern, die einen Einfluß von über 0.02 auf den geschätzten Parameter haben. Dies weist darauf hin, daß diese Männer von der besonderen Familienkonstellation profitieren. Die Gruppe setzt sich zu etwa gleichen Teilen aus den Männern der drei Kohorten zusammen. Von den 23 Männern waren 12 zu Beginn ihrer Erwerbskarriere gelernte Arbeiter oder Facharbeiter. Daneben findet man zwei ungelernete Arbeiter sowie sieben einfache oder mittlere Angestellte. Bei den Müttern stellen die Angestellten die stärkste Gruppe mit neun einfachen und vier mittleren Angestellten (Stellung 52). Daneben gibt es sechs Arbeiterinnen. Die Kombination von einer Mutter, die einfache Angestellte ist, und

Abbildung 31: Statusdominanz Mutter und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

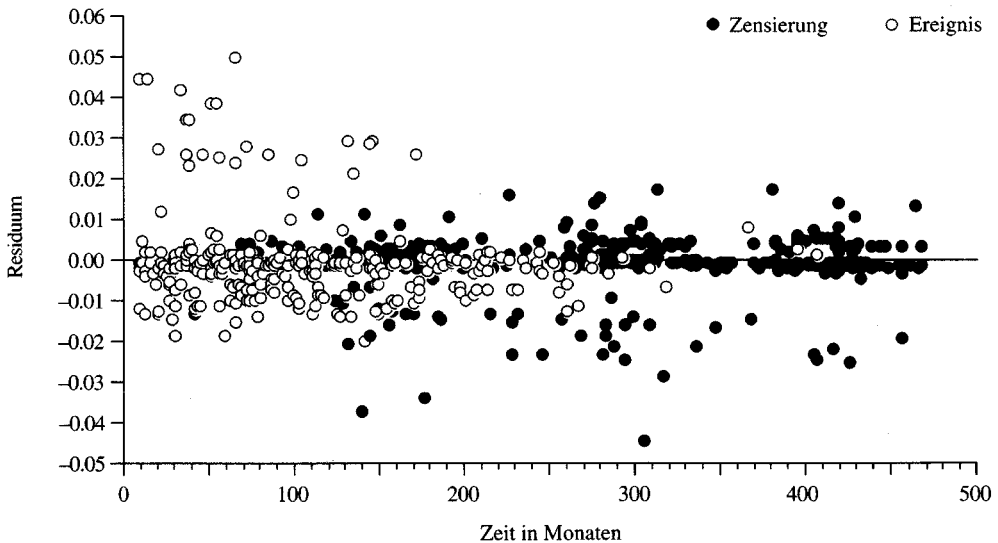
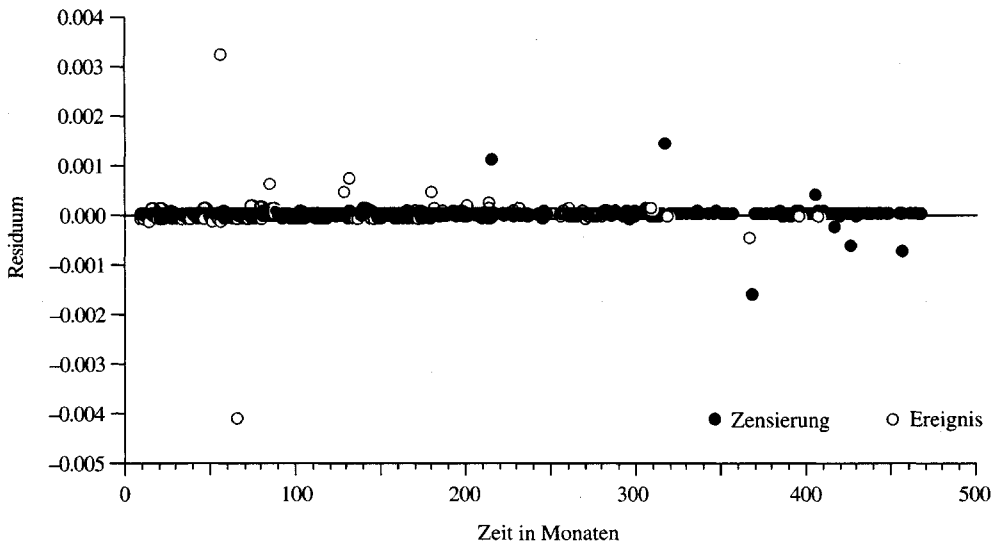


Abbildung 32: Berufsstatus Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



einem Sohn, der Facharbeiter ist, kommt in acht Fällen vor, wobei diese Söhne in Angestelltenpositionen aufsteigen oder, wie in einem Fall, sich selbständig machen. Man kann daher vermuten, daß ein Facharbeiter von einer Mutter, die als Angestellte tätig ist, für einen Aufstieg profitieren kann. Dabei ist zu bedenken, daß nur Aufstiege von Facharbeitern berücksichtigt werden, die sich nicht weiterqualifizieren.

Die Bedeutung einer Mutter, die Angestellte ist, für Facharbeiteraufstiege in Angestelltenpositionen hinein steht mit der früher formulierten Hypothese in Einklang, nach der der Status der Eltern über Informationen und Netzwerke auf die Aufstiegschancen des Kindes wirken kann. Wenn die Mutter eine Angestellte ist, dann kann man annehmen, daß ihr die Vorteile dieser Position bewußt sind. Daneben hat sie möglicherweise einen vergleichsweise guten Zugang zu Informationen über offene Angestelltenpositionen.

Die Differenz des Berufsstatus der Mutter und des Status der Berufseintrittsposition hat keinen Effekt auf die Aufstiegschancen. Zwei Männer steigen demnach etwa gleich schnell auf, auch wenn eine Mutter den gleichen Status hat wie ihr Sohn und eine andere einen höheren Status. Gerade für die älteste Kohorte hätte man einen solchen Zusammenhang angesichts der schlechten Berufseinstiege jedoch erwartet.

Die empirischen Einflußfunktionen zeigen, daß es nur sehr wenige Beobachtungen gibt, die einen von null verschiedenen Einfluß des Status der Mutter zeigen (vgl. die Abb. 32 bis 34). Dies ist der Fall bei einem Facharbeiter in der Kohorte 1929–31, der nach etwa 50 Monaten aufsteigt und Angestellter (Handl 53) wird. Seine Mutter war selbständig und sein Vater war ebenfalls ein Facharbeiter. Daneben gibt es eine vergleichsweise einflußreiche Beobachtung mit negativem Einfluß auf den Parameter. Die Mutter des Mannes ist eine mittlere Angestellte (Stellung 52) und der Vater ein Werkmeister. Der Sohn hat das Abitur gemacht und studierte, bevor er eine Beamtenlaufbahn begann. Er wechselte nach 60 Monaten vom gehobenen Dienst in den höheren Dienst, wobei er

Abbildung 33: Berufsstatus Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

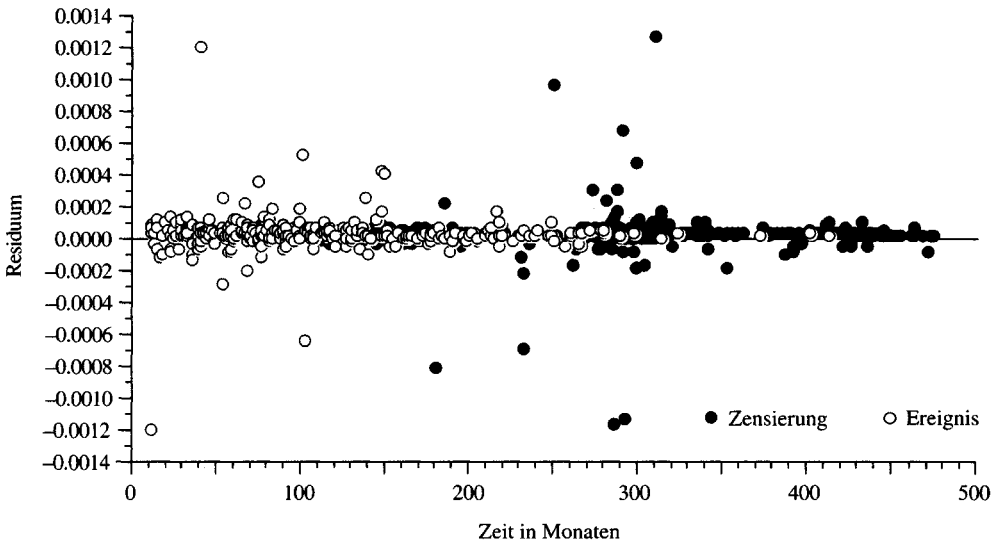


Abbildung 34: Berufsstatus Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

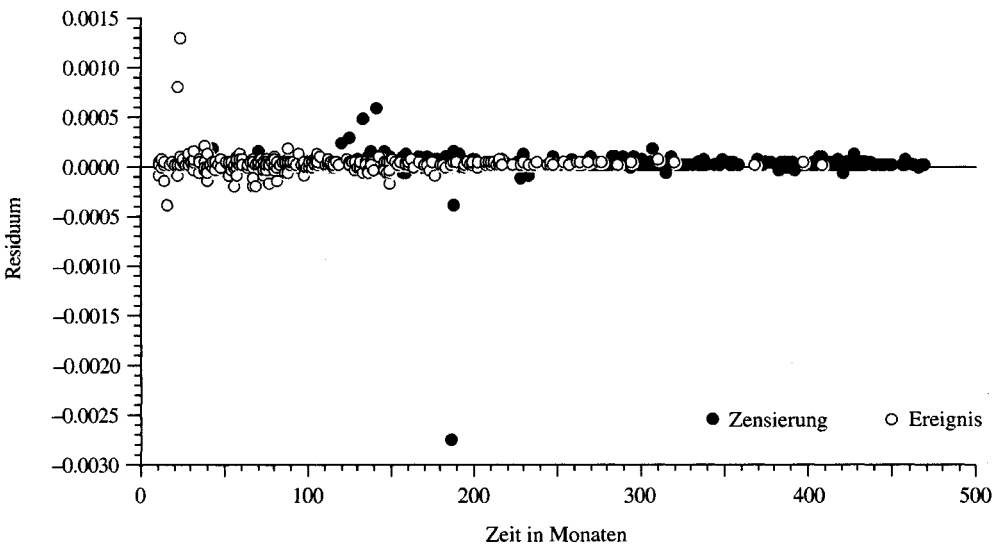
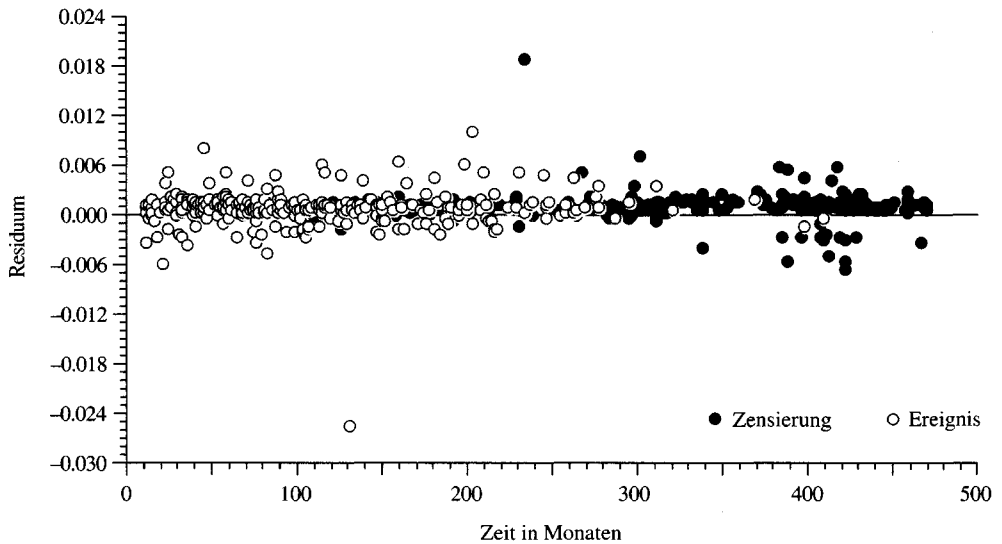


Abbildung 35: Bildung der Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



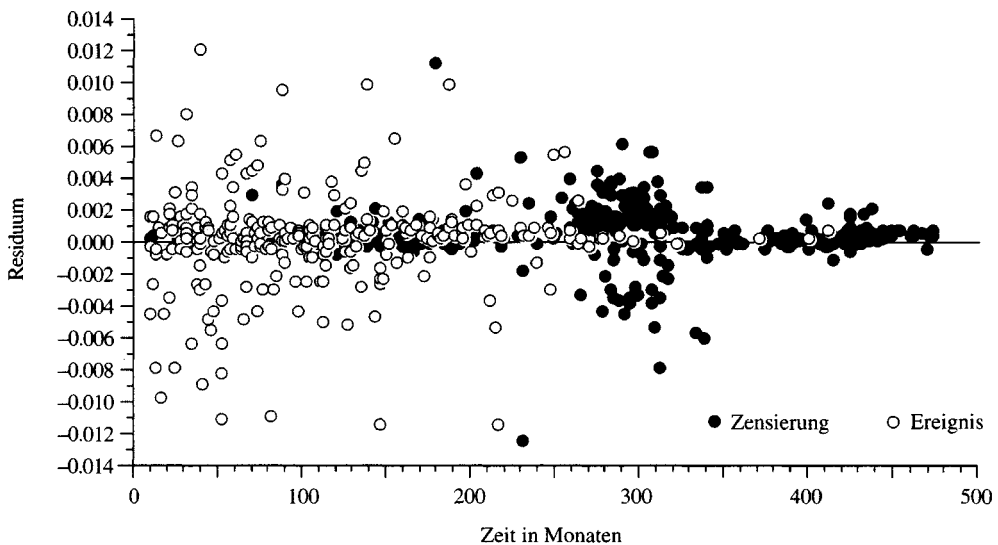
gleichzeitig einen weiteren Studienabschluß erwarb. Der Mann steigt also auf, trotz der negativen Statusdifferenz zur Mutter. Dadurch kommt der negative Einfluß auf den Parameter zustande.

Auch in der Kohorte 1939–41 gibt es einen schnellen Aufstieg, der mit dem Status der Mutter in Verbindung gebracht werden kann. Ein Facharbeiter wird Angestellter (Handl 54). Seine Mutter ist Angestellte (Handl 52) und sein Vater Beamter (Handl 41). Auch der erste der beiden frühen Wechsel in der Kohorte 1949–51 ist mit einem Wechsel der Grobkategorie der Stellung verbunden. Ein Facharbeiter wird Angestellter (Handl 52). Beide Eltern sind Facharbeiter. Nach 20 Monaten wird ein Angestellter (Handl 51) ein höherer Angestellter (Handl 53), dessen Mutter selbständig ist mit mehr als 50 Mitarbeitern und dessen Vater Angestellter ist (Handl 53).

Gerade der letzte Fall verdeutlicht, daß die Mutter tatsächlich einen Einfluß auf die Karriere ihres Sohnes haben kann. Es handelt sich jedoch um sehr wenige Fälle. Man kann darüber spekulieren, ob in diesen Fällen – wie in den genannten Beispielen – besonders häufig ein Wechsel der Grobkategorie der beruflichen Stellung vorkommt. Es gibt Gründe, die dafür sprechen. Man kann den Einfluß des Status des Vaters unter anderem dadurch erklären, daß der Sohn in derselben Firma arbeitet und ihm quasi nachfolgt. Eine solche Tradition findet man bezüglich der Mutter wahrscheinlich seltener. Wenn sie die Karriere ihres Sohnes beeinflußt, dann spricht mehr dafür, daß dies über Informationen und Netzwerke geschieht. Sie kann ihren Sohn auf Chancen hinweisen, die sich anderswo auf dem Arbeitsmarkt auftun.

Schließlich wurde im Modell die Bildung der Mutter berücksichtigt. Sie hat in den beiden jüngeren Kohorten einen von null signifikant verschiedenen Effekt. In der jüngsten Kohorte ist er allerdings nur zum 10-Prozent-Niveau signifikant. Die Parameter geben an, daß ein Jahr mehr Bildung der Mutter die Aufstiegsrate auf das 1,1fache erhöht.

Abbildung 36: Bildung der Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



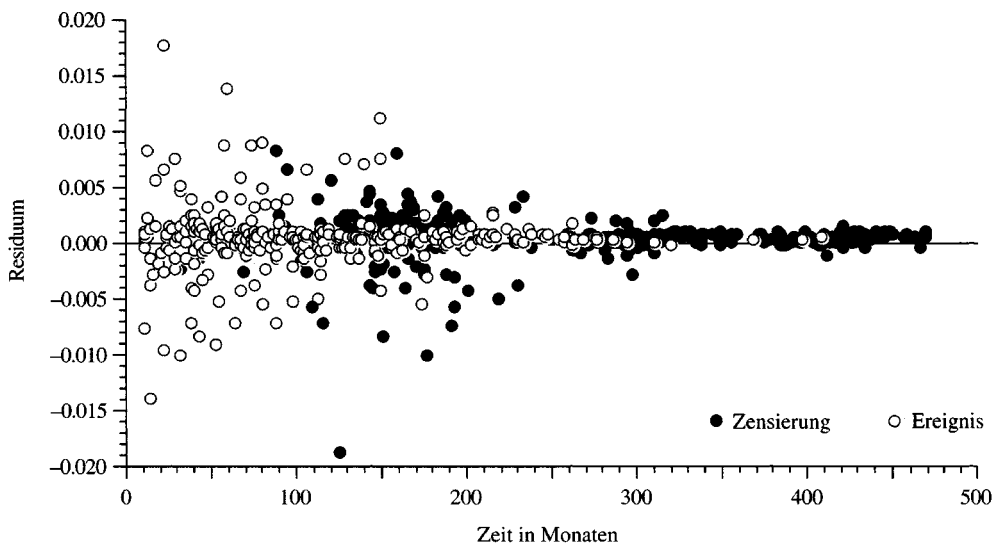
Die Bildung der Mutter wurde in Abschnitt 5.2.2 als eigentlicher Motor für Aufstiege dargestellt, die höher führen als die elterliche Position. Dahinter stand die Vorstellung, daß die Mutter durch ihr Wissen, ihr Weltbild, ihre Anregungen usw. dem Kind Fähigkeiten und Ziele vermittelt, die im Berufsleben ihren Niederschlag finden.

Die Signifikanz des Effekts der Bildung der Mutter wirft ein neues Licht auf den Prozeß der intergenerationalen Mobilität. Die Wirkung der kulturellen Ressourcen beschränkt sich nicht auf die Bildungsabschlüsse des Kindes. Es gibt zusätzliche direkte Effekte der Bildung der Mutter auf die Aufstiegschance. Kontrolliert man die Einstiegsposition des Sohnes und den Status des Vaters, dann hat derjenige größere Aufstiegschancen, dessen Mutter eine höhere Bildung hat.

Der Berufsverlauf von Söhnen kann daher nicht ausschließlich als Resultat seiner Ausbildung und der Orientierung am Beruf des Vaters angesehen werden. Sowohl der Status des Vaters als auch die Bildung der Mutter sind von Bedeutung. Es bieten sich verschiedene Erklärungshypothesen an, um den damit verbundenen doppelten Rückgang der Herkunftseffekte zu erklären. Es muß allerdings betont werden, daß dieser Rückgang nicht unbedingt statistisch signifikant ist. Wenn man mit einem Wald-Test prüft, ob die Bildung der Mutter in zwei oder drei Kohorten gleich ist, dann lehnt der Wald-Test keine dieser Hypothesen zum 10-Prozent-Niveau ab. Die Teststatistiken für die Gleichheit der Effekte des Status des Vaters lauten:

	Wald-Statistik	Wahrscheinlichkeit für einen größeren χ^2 -Wert
Kohorte 1929–31 und Kohorte 1939–41	0.5	0.46
Kohorte 1929–31 und Kohorte 1949–51	2.4	0.12
Kohorte 1939–41 und Kohorte 1949–51	0.7	0.39

Abbildung 37: Bildung der Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Die Teststatistiken für die Gleichheit der Effekte der Bildung der Mutter lauten:

	Wald-Statistik	Wahrscheinlichkeit für einen größeren χ^2 -Wert
Kohorte 1929–31 und Kohorte 1939–41	1.3	0.25
Kohorte 1929–31 und Kohorte 1949–51	0.4	0.52
Kohorte 1939–41 und Kohorte 1949–51	0.2	0.66

Wie sind die Schätzergebnisse des Modells zu interpretieren? Sie bieten wenig Bestätigung für die verschiedenen früher formulierten Hypothesen, nach denen die Bedeutung der sozialen Herkunft für den Berufsverlauf in der Kohorte 1929–31 am größten war und über die Kohorten abgenommen hat. Allerdings scheint ein solcher Zusammenhang für den Status des Vaters zu gelten, wenn man die Größe der geschätzten Parameter interpretiert. Insofern der Status des Vaters für die finanziellen Ressourcen der Familie steht sowie für sein soziales Netzwerk und die damit verbundenen Informationen über Teile des Arbeitsmarkts, scheinen diese Einflußmöglichkeiten an Bedeutung zu verlieren. Es gibt verschiedene Erklärungsmöglichkeiten für diese Tendenz:

1. Es wurde bereits mehrfach auf den gestiegenen Wohlstand hingewiesen. In der Kohorte 1949–51 waren, im Gegensatz zu früher, breite Bevölkerungskreise in der Lage, ihre Kinder auch nach dem Eintritt ins Erwerbsleben finanziell zu unterstützen.
2. Eine andere Erklärung würde unterstellen, daß der Status des Vaters an Bedeutung verliert, weil die Ressourcen, die er bietet, über die Kohorten abgenommen haben. Der Grund dafür liegt in der Bildungsexpansion, die den jüngeren Geburtskohorten hohe

Berufseinstiege ermöglicht hat. Die mittlere Differenz des Status des Vaters und des Status des Sohnes hat daher abgenommen. Immer weniger Väter befanden sich überhaupt in günstigeren beruflichen Positionen als ihre Söhne beim Berufseinstieg. Dies reduzierte sicherlich die Möglichkeiten, aus der Position des Vaters einen Nutzen für die Berufskarriere des Sohns zu ziehen.

3. Man kann versuchen, die Abnahme der Herkunftseinflüsse ausschließlich auf den strukturellen Wandel zurückzuführen. Eine solche Hypothese würde die Elterneinflüsse an bestimmte berufliche Stellungen binden, beispielsweise die Arbeiter. Wenn der Vater in einem Betrieb erfolgreich tätig war, dann konnten sein Ansehen und seine Beziehungen dem Sohn helfen, sich im Betrieb hochzuarbeiten. Dieses Muster sollte vor allem auf Arbeiter zutreffen. Mit der Verringerung des Arbeiteranteils in der Kohortenfolge würde dann eine Abnahme des Gesamtelterneinflusses impliziert.

Neben der Abschwächung der Bedeutung des Status des Vaters kann man in den Kohorten 1939–41 und 1949–51 einen signifikanten Effekt der Bildung der Mutter beobachten. Dies kann als eine Bestätigung der Theorie Bourdieus angesehen werden (Bourdieu & Passeron, 1971). Demnach würde eine Verlagerung der Herkunftseffekte weg von den finanziellen Ressourcen hin zu den kulturellen Ressourcen stattfinden. Wo die materiellen Bedingungen keine Auslese mehr garantieren, gewinnen Fähigkeiten und Wissen an Bedeutung, die in der Familie weitergegeben werden.

Wenn man die Größe der Schätzer interpretieren will, was angesichts der Fallzahl ein risikoreiches Unterfangen ist, dann erscheint die soziale Herkunft in der Kohorte 1939–41 den größten Einfluß auf den beruflichen Aufstieg gehabt zu haben. Es muß jedoch daran erinnert werden, daß die Indikatoren der sozialen Herkunft bei der Analyse der Weiterqualifikation der Facharbeiter in der Kohorte 1949–51 den stärksten Einfluß hatten. Insgesamt kann man daher keine deutliche Änderung des Gesamteinflusses der Indikatoren der sozialen Herkunft auf berufliche Aufstiege bei Männern feststellen. Allerdings ist eine Verlagerung weg von den finanziellen Ressourcen hin zu den kulturellen Ressourcen zu erkennen.

Zusammenfassung

Insgesamt hat das Cox-Modell einen großen Einfluß der elterlichen Ressourcen auf den Berufsverlauf der Männer nachgewiesen. Die verwendeten Variablen erlauben jedoch keine eindeutige Identifikation derjenigen Charakteristika des Elternhauses, die die Aufstiege beeinflussen. Der Status des Vaters wird mit der finanziellen Situation des Elternhauses in Verbindung gebracht. Er steht aber auch für sein Netzwerk und die Menge von Informationen, über die er verfügt. Da die Geschwisterzahl keinen signifikanten Effekt hat, muß die Wirkung finanzieller Ressourcen bei Söhnen als nicht so wichtig angesehen werden. Die Bildung der Mutter wird als Indikator für die kulturellen Ressourcen der Familie interpretiert.

Bemerkenswert sind die Schätzungen für die Bildungsvariablen. So hat die allgemeine Bildung einen signifikanten Effekt, obwohl von ihr kaum eine Wirkung auf Aufstiege erwartet wurde. Dagegen hat ein Überschuß an beruflicher Bildung keinen signifikanten Effekt. Dieses Ergebnis bezieht sich auf Angestellte und Beamte. Bei Arbeitern ist dagegen die Wirkung eines Überschusses an beruflicher Bildung so stark, daß sie nicht adäquat mit einem Cox-Modell beschrieben werden kann, denn der Aufstieg

von Arbeitern erfolgt meist unmittelbar auf den Abschluß der Bildungsqualifikation. Dies entspricht den Aussagen der Humankapitaltheorie, nach der eine höhere Qualifikation eine höhere Produktivität bedeutet. Die höhere Produktivität konnte von den Arbeitern der betrachteten Geburtskohorten offenbar schnell in ein höheres Einkommen bzw. in einen attraktiveren Arbeitsplatz umgewandelt werden. Dies ist bei Angestellten und Beamten weniger der Fall. Die Untersuchung bestätigt vielmehr die Vorstellung von Vakanzketten. Eine höhere Bildung beeinflusst demnach die Reihenfolge in den Warteschlangen und damit bestenfalls die mittelfristige Aufstiegschance. Außerdem zeigt sich ein retardierender Effekt eines Mangels an beruflicher Bildung. Wer über weniger berufliche Bildung verfügt als andere in der gleichen Position, hat geringere Aufstiegschancen. Berufliche Bildung ist bei Angestellten und Beamten demnach notwendig, aber nicht hinreichend für einen beruflichen Aufstieg. Welche Personen aber die aussichtsreichsten Positionen in der Warteschlange einnehmen, entscheidet sich aufgrund anderer Kriterien.

Der Status des Vaters beschleunigt in den beiden ältesten Kohorten die Aufstiegschance seines Sohnes. Das bedeutet nicht, daß der Status des Vaters in der jüngsten Kohorte keinen Einfluß auf berufliche Aufstiege hat. Im Logit-Modell erweist er sich in allen Kohorten als der wichtigste Prädiktor für berufliche Weiterbildung und damit für Aufstiege von Facharbeitern. Bei Angestellten und Beamten hat der Status des Vaters in der jüngsten Kohorte jedoch keinen Einfluß mehr auf den beruflichen Aufstieg. Der Grund dafür kann darin gesehen werden, daß die Söhne durch eine höhere Bildung bereits beim Berufseinstieg einen gleich hohen oder höheren Status haben als ihre Väter.

Für die Erfassung des Einflusses der Eltern auf die Berufskarriere des Kindes reicht es nicht, ausschließlich den Status des Vaters zu berücksichtigen. Auch die Mutter kann die Aufstiegschance ihres Sohnes beeinträchtigen. Die Bildung der Mutter hat in den beiden jüngsten Kohorten einen signifikant von null verschiedenen Einfluß auf den Zeitpunkt des beruflichen Aufstiegs. Das unterstreicht die Bedeutung der kulturellen Ressourcen für den Berufsverlauf.

Man kann bezüglich des Einflusses der sozialen Herkunft auf den ersten beruflichen Aufstieg daher von einem gleichbleibenden Gesamteffekt sprechen. Allerdings scheint der Status des Vaters an Bedeutung zu verlieren. Dies wird durch eine Zunahme der Bedeutung der Ressourcen, die mit der Bildung der Mutter verbunden sind, ausgeglichen.

In der Kohorte 1929–31 bleiben die beschleunigenden Wirkungen des Status des Vaters und der Bildung der Mutter über den gesamten berücksichtigten Zeitraum erhalten. Dies widerlegt Vorstellungen, nach denen es während des Berufslebens mit der Ansammlung eigener Ressourcen zu einem Verschwinden der Bedeutung der Ressourcen der Eltern kommt.

5.5.4 Schätzergebnisse des Cox-Modells für die Aufstiege der Frauen

Dem Cox-Modell für den ersten beruflichen Aufstieg von Frauen liegen 760 Personen zugrunde. Es handelt sich um die Frauen, die vollständige Angaben zu den verwendeten Variablen gemacht haben und jemals erwerbstätig waren. Ausgeschlossen sind die Ungelernten und die Facharbeiterinnen, die nach ihrem Einstieg ins Erwerbsleben eine höhere

berufliche Qualifikation erworben haben¹¹¹. Von den 760 Frauen haben 130 vor der ersten familienbedingten Erwerbsunterbrechung von mehr als 12 Monaten einen beruflichen Aufstieg gemacht. Die Zahl der beobachteten Aufstiege differiert zwischen den Kohorten. In der ältesten Kohorte haben 33 Frauen von 219, in der mittleren Kohorte 47 Frauen von 252 und in der jüngsten Kohorte 50 Frauen von 289 Aufstiege vor der ersten längeren familienbedingten Erwerbsunterbrechung gemacht. Der Anteil der Aufsteigerinnen ist über die Kohorten etwa gleich. Er beträgt 15 Prozent in der Kohorte 1929–31, 19 Prozent in der Kohorte 1939–41 und 17 Prozent in der Kohorte 1949–51.

Die Tabelle 27 enthält die Schätzergebnisse des Cox-Modells für die Frauen. Wie bei den Männern zeigt sich auch bei den Frauen ein deutlicher Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Zeitpunkt des beruflichen Aufstiegs. Auch indirekte Effekte der sozialen Herkunft über die Bildung sind zu erkennen. Dies gilt sowohl bezüglich der allgemeinen Bildung als auch bezüglich der beruflichen Bildung. Ein Mangel an beruflicher Bildung hat allerdings keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate.

Gerade was die allgemeine Bildung angeht, ist das Ergebnis wieder überraschend. Die Schätzung zeigt, daß die Rolle der allgemeinen Bildung nicht nur in der Regelung des Zugangs zu beruflichen Ausbildungen und zu Berufseintrittspositionen besteht. Man würde eigentlich erwarten, daß die mit der allgemeinen Bildung verbundenen Ressourcen einer Person nach dem Einstieg ins Berufsleben im Vergleich zur beruflichen Bildung sehr gering sind. Die Schätzungen lassen jedoch vermuten, daß Dinge wie ein Qualifikationswille oder die Nähe zu schriftlichen Tätigkeiten, die mit allgemeiner Bildung verbunden sein können, die Aufstiegsraten beschleunigen. Ein Jahr mehr allgemeine Bildung als der Median der Bildung der Frauen mit derselben Eintrittsposition führt auf eine 2,1mal größere Aufstiegsrate. Die Abbildung 38 zeigt zwei Beobachtungen, die einen großen negativen Einfluß auf den geschätzten Parameter haben. Bei beiden zensierten Fällen handelt es sich um einfache Angestellte (Stellung 51) mit Fachhochschulreife. In beiden Fällen folgt unmittelbar nach dem Zensierungszeitpunkt eine Heirat oder die Geburt eines Kindes.

Eine höhere berufliche Qualifikation als der entsprechende Median führt zu einer 3,6mal höheren Aufstiegsrate. Das bedeutet, daß Frauen besonders schnell einen beruflichen Aufstieg verwirklichen, wenn ihre berufliche Bildung höher ist, als für die berufliche Stellung üblich. Da die Arbeiterinnen, die sich nach dem Eintritt ins Erwerbsleben weiterqualifizieren, aus der Analyse ausgeschlossen sind, muß der Effekt vorwiegend auf Angestellte und Beamtinnen zurückgeführt werden oder auf Facharbeiterinnen, die in den Arbeitsmarkt unterhalb ihrer Qualifikation eingetreten sind.

Die Abbildung 39 zeigt die empirische Einflußfunktion zu der Variable „berufliche Bildung höher als Median“. Unter den zwölf Frauen, die einen Einfluß von mindestens 0.03 auf die Schätzung haben, sind drei un- oder angelernte Arbeiterinnen und drei mit-helfende Familienangehörige, die eine Ausbildung gemacht haben. Sie haben ihr Erwerbsleben unterhalb ihrer Qualifikation begonnen. Ihre Aufstiege finden durchweg in Angestellten- oder Beamtenpositionen hinein statt, so daß nicht klar ist, wieweit sie ihre berufliche Qualifikation dabei verwerten können. Bei vier der fünf Angestellten unter den zwölf

¹¹¹ 35 Arbeiterinnen haben sich weiterqualifiziert und wurden deshalb aus der Analyse ausgeschlossen.

Tabelle 27: Cox-Modell für die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg – Frauen (die Grundgesamtheit bilden alle Frauen ohne die Arbeiterinnen, die sich vor einem beruflichen Aufstieg weiterqualifiziert haben)

	Geschätzte Parameter	Standardfehler	exp(Parameter)
Allgemeine Bildung	0.74**	0.12	2.1
Berufliche Bildung:			
mehr als Median	1.29**	0.33	3.6
weniger als Median	-0.14	0.26	0.9
Einstiegsschicht 2	-2.75**	0.78	0.06
Einstiegsschicht 3			
Einstiegsschicht 3	-1.64**	0.40	0.2
Einstiegsschicht 4	0.16	0.26	1.2
Einstiegsschicht 5	-0.61	0.49	0.5
Mindestens 3 Geschwister	-0.26	0.20	0.8
Teilzeitarbeit	-0.85*	0.48	0.5
Mutter berufstätig	-0.24	0.31	0.8
Statusdominanz Mutter	0.53	0.34	1.7
Status Mutter:			
Kohorte 1929–31			
Kohorte 1939–41	0.006*	0.003	1.00
Kohorte 1949–51	-0.002	0.004	1.00
	-0.001	0.004	1.00
Bildung Mutter:			
Kohorte 1929–31			
Kohorte 1939–41	0.05	0.07	1.1
Kohorte 1949–51	-0.09	0.09	0.9
	-0.01	0.08	1.0
Status Vater:			
Kohorte 1929–31			
Kohorte 1939–41	0.006**	0.002	1.00
Kohorte 1949–51	0.005**	0.002	1.00
	0.001	0.002	1.00
Anzahl Kinder	-0.25	0.15	0.8
Verheiratet	-0.79**	0.25	0.5
-2 (logL – logL ₀)	134		
Kondition	3.6		
Anzahl Aufstieg	130		
Anzahl ohne Aufstieg	630		

** Signifikant zum 5-Prozent-Niveau.

* Signifikant zum 10-Prozent-Niveau.

Quelle: Lebensverlaufsstudie, eigene Berechnungen.

Abbildung 38: Allgemeine Bildung und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

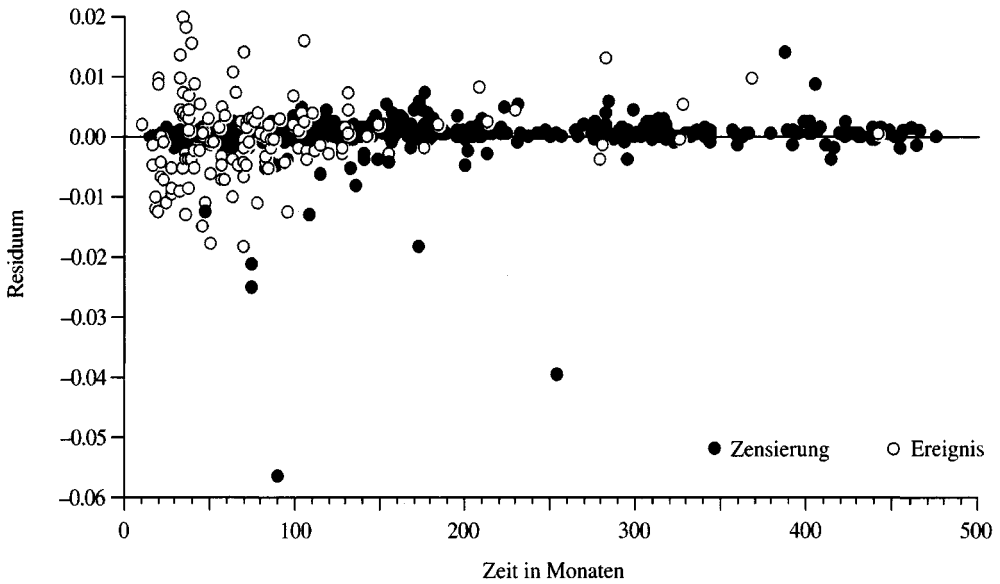


Abbildung 39: Berufliche Bildung höher als Median und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

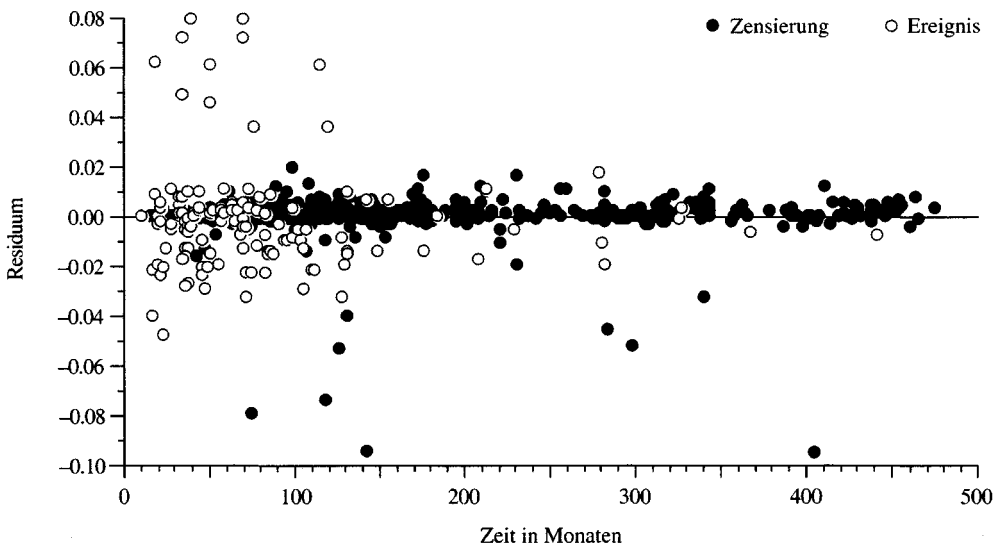
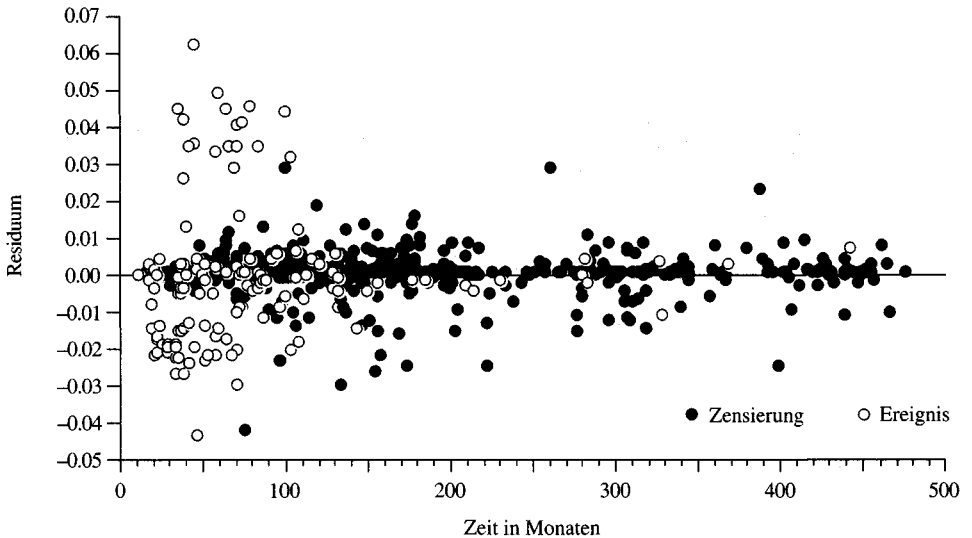


Abbildung 40: Berufliche Bildung niedriger als Median und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Frauen handelt es sich um höher qualifizierte Frauen, die innerhalb der Angestelltenhierarchie oder in die Beamtenhierarchie hinein aufsteigen.

Umgekehrt interessiert auch, welche Frauen trotz einer vergleichsweise hohen beruflichen Bildung nicht aufgestiegen sind. Vier Frauen haben einen Einfluß von -0.07 bis -0.10 auf den geschätzten Parameter. Eine von ihnen gehört zur jüngsten Geburtskohorte und hat studiert. Ihr Berufsverlauf wurde nach etwa 60 Monaten durch den Befragungszeitpunkt zensiert. Sie war als mittlere Angestellte tätig (Stellung 52). Bei den übrigen drei Frauen handelt es sich um angelernte Arbeiterinnen und um eine mithelfende Familienangehörige. Sie haben in ihrem Erwerbsleben keinen Arbeitsplatz gehabt, der ihrer Qualifikation entsprach.

Der geschätzte Parameter zu der Variable „Berufliche Bildung niedriger als Median“ ist negativ. Die in Abbildung 40 dargestellte Einflußfunktion zeigt jedoch, daß es eine Gruppe von etwa 18 Frauen gibt, die trotz fehlender beruflicher Bildung einen Aufstieg machen. Auch wenn ein Überschuß an Bildung den beruflichen Aufstieg beschleunigt, so ist doch auch ein Aufstieg ohne entsprechende formale Qualifikationen möglich. Von den 18 Frauen sind 11 aus der Kohorte 1939–41 und 7 aus der Kohorte 1949–51. 17 von ihnen sind einfache Angestellte. Von ihnen wechseln 13 in die mittlere Angestelltenposition (Stellung 52), 2 wechseln zu mittleren Beamtenpositionen und 2 wechseln in höhere Angestelltenpositionen (Stellung 53). Vor allem die Tätigkeit als einfache Angestellte hat Frauen in den jüngeren Geburtskohorten demnach die Möglichkeit geboten, auch ohne formale Weiterqualifikation aufzusteigen.

Die Schichtzugehörigkeit des Erstberufs ist mit unterschiedlichen Aufstiegsraten verbunden. Frauen, die in Schicht 2 oder Schicht 3 einsteigen, haben im Vergleich zu den un- und angelernten Arbeiterinnen sehr geringe Aufstiegschancen. Auf den Parameter zur

Abbildung 41: Berufseinstieg in zweithöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

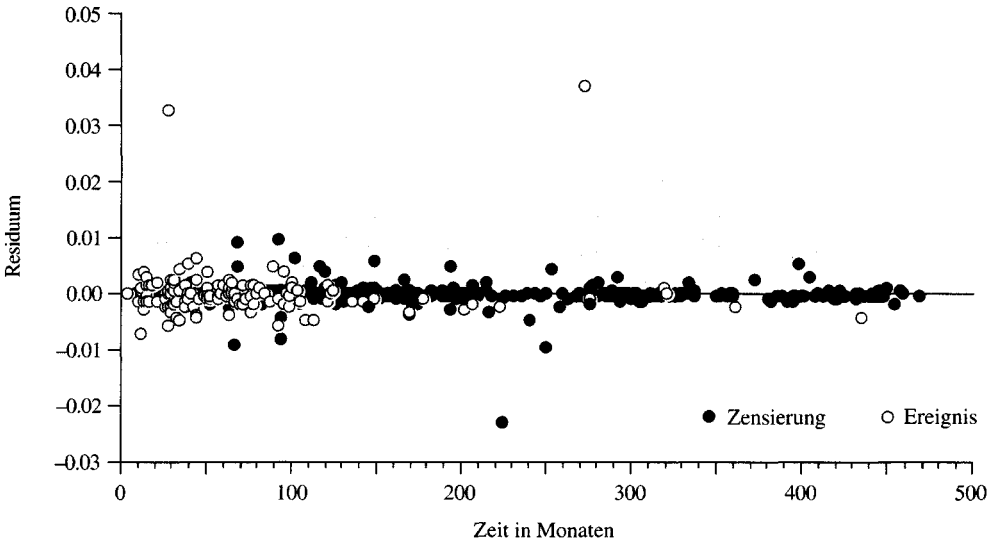


Abbildung 42: Berufseinstieg in dritthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

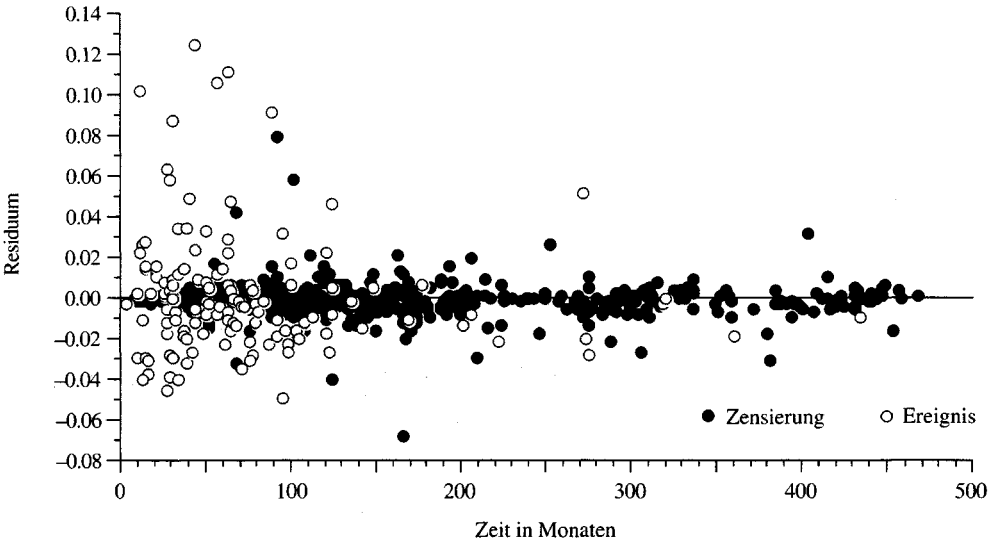


Abbildung 43: Berufseinstieg in vierthöchster Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

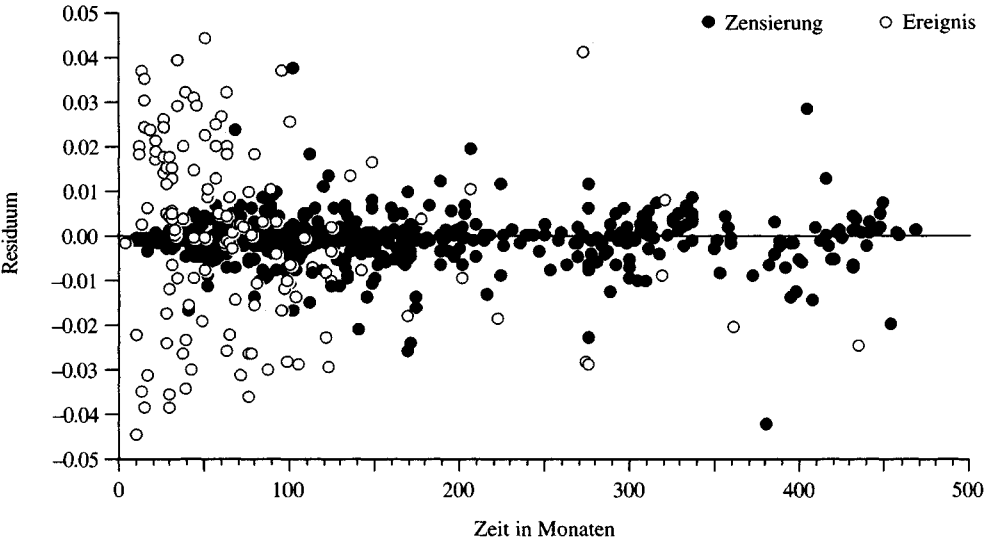


Abbildung 44: Berufseinstieg in vorletzter Schicht und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

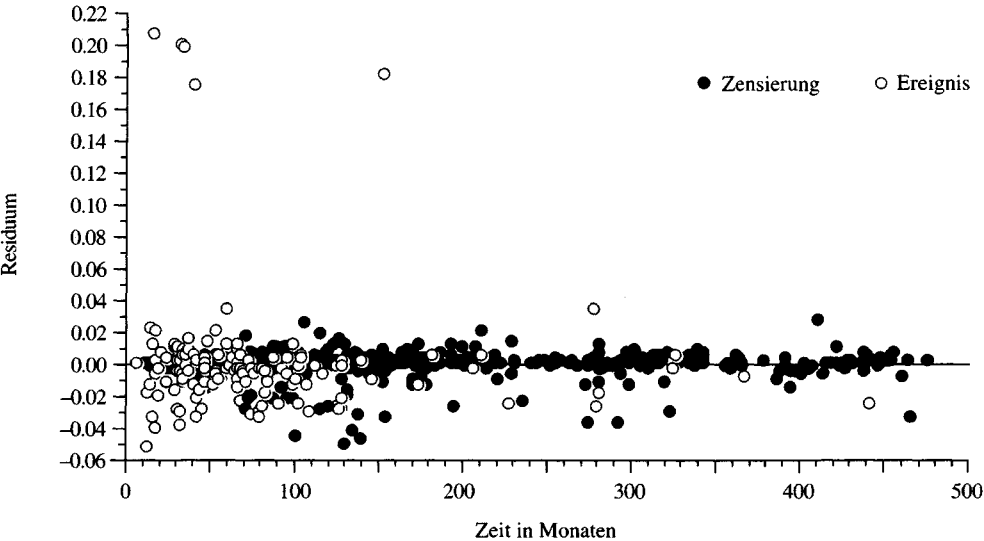
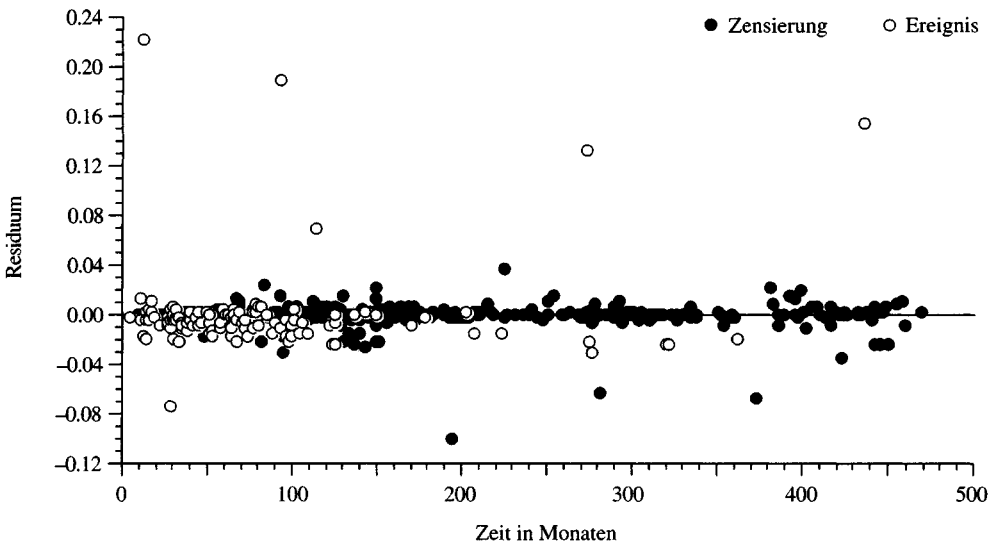


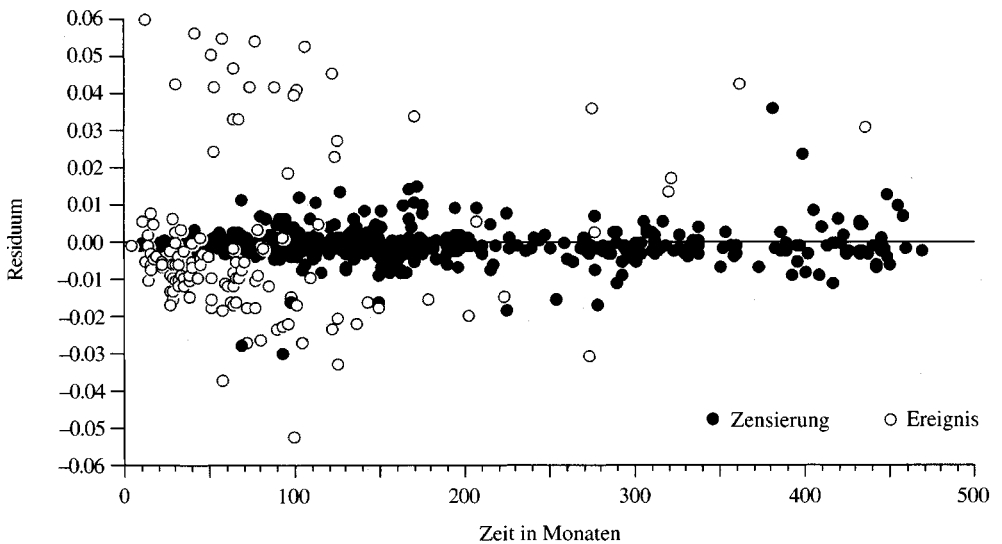
Abbildung 45: Teilzeitarbeit und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Einstiegsschicht 2 haben zwei Beobachtungen einen Einfluß von über 0.3. Es handelt sich um zwei unverheiratete Angestellte, die studiert haben. Ohne diese beiden Beobachtungen wäre der geschätzte Parameter noch kleiner. Da bei diesem Parameter nur sehr wenige einflußreiche Beobachtungen zu erkennen sind, kann man zunächst vermuten, daß der Parameter sehr stabil ist. Ein erneutes Hinzufügen der meisten Beobachtungen hat demnach keinen Einfluß auf den geschätzten Parameter. Diese Interpretation ist jedoch voreilig. Man muß bedenken, daß es sich bei den Variablen der Einstiegsschichten um Dummyvariablen handelt. Es gibt für den Parameter von Schicht 2 nicht zuletzt deshalb so wenige einflußreiche Beobachtungen, weil bei fast allen Frauen diese Variable den Wert null annimmt. In der Analyse befinden sich insgesamt 49 Frauen, deren Erstberuf in Schicht 2 liegt. Davon steigen 47 offenbar nicht auf, weil sie sonst die geschätzte Aufstiegsrate von beinahe null nach oben korrigieren müßten. Die Schätzung des Parameters findet also auf der Grundlage von nur zwei Aufstiegen statt. Der geschätzte Parameter ist daher äußerst instabil. An der im Vergleich zu Schicht 6 niedrigen Aufstiegsrate in Schicht 2 ist jedoch nicht zu zweifeln.

Ähnliche Überlegungen treffen auch auf die dritte Schicht zu. Allerdings erkennt man bereits deutlich mehr einflußreiche Beobachtungen. Dagegen gibt es nur fünf einflußreiche Beobachtungen für den Parameter der Einstiegsschicht 5. Es handelt sich um Facharbeiterinnen, die in einfache Angestelltenpositionen (Stellung 51) oder in die Selbstständigkeit aufsteigen. Es muß wieder darauf hingewiesen werden, daß der Parameter nicht die Aufstiegschancen der Facharbeiterinnen relativ zu den Aufstiegschancen der un- und angelernten Arbeiterinnen angibt. In beiden Gruppen wurden diejenigen Frauen ausgeschlossen, die eine höhere berufliche Qualifikation erwerben. Die Variable ist daher schwierig zu interpretieren. Sie sollte jedoch im Modell berücksichtigt werden, um die unterschiedlichen Aufstiegsraten je nach Einstiegsberuf zu kontrollieren.

Abbildung 46: Verheiratet und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Der Parameter der Variable Teilzeitarbeit ist signifikant von null verschieden. Seine Größe deutet auf eine deutlich retardierende Wirkung der Teilzeitarbeit auf berufliche Aufstiege hin. Die Aufstiegsrate von Frauen, die weniger als 30 Stunden pro Woche arbeiten, ist weniger als halb so groß wie die Aufstiegsrate von Frauen, die mehr als 30 Stunden pro Woche arbeiten. Dies entspricht den früher formulierten Erwartungen. Da diese Frauen weniger Zeit und Energie in ihren Beruf investieren können, ist auch ihr Erfolg kleiner. Der Blick auf die Einflußfunktion zeigt, daß es fünf Frauen gibt, die einen vergleichsweise großen Einfluß auf den geschätzten Parameter haben (vgl. Abb. 45). Drei von ihnen haben ein Studium beendet. Die beiden übrigen sind an- bzw. ungelernete Arbeiterinnen.

Mit zwei weiteren Variablen wird die familiäre Situation der Frauen kontrolliert. Nach einer Heirat sinkt die Aufstiegsrate für Frauen auf die Hälfte. Auch wenn Frauen ihre Erwerbstätigkeit bei der Heirat nicht unterbrechen, sinkt ihre berufliche Erfolgsquote drastisch. Da auch die Teilzeitarbeit kontrolliert wurde, kann in ihr nicht der Grund für den geringeren Erfolg gesehen werden. Auch die Hypothese, daß Frauen erst heiraten, wenn sie ihre Karrierechancen bereits ausgenutzt haben, wurde bereits in einem früheren Abschnitt diskutiert und verworfen. Der Zusammenhang zwischen Heirat und niedriger Aufstiegschance paßt vielmehr zu der Vorstellung, daß vor allem diejenigen Frauen nach ihrer Heirat erwerbstätig blieben, die auf das zusätzliche Einkommen angewiesen waren. Dabei handelt es sich meist um unqualifizierte Tätigkeiten mit geringen Aufstiegschancen. Wenn zunehmend auch gut ausgebildete Frauen erwerbstätig blieben, dann befanden sie sich in einer höheren Schicht, in der die Aufstiegschance jedoch ebenfalls vergleichsweise niedrig ist.

Die Einflußfunktion kann Aufschluß darüber geben, welche Frauen einen beruflichen Aufstieg machen, obwohl sie verheiratet sind. Zu diesem Zweck kann man die Frauen, die

Abbildung 47: Anzahl Kinder und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

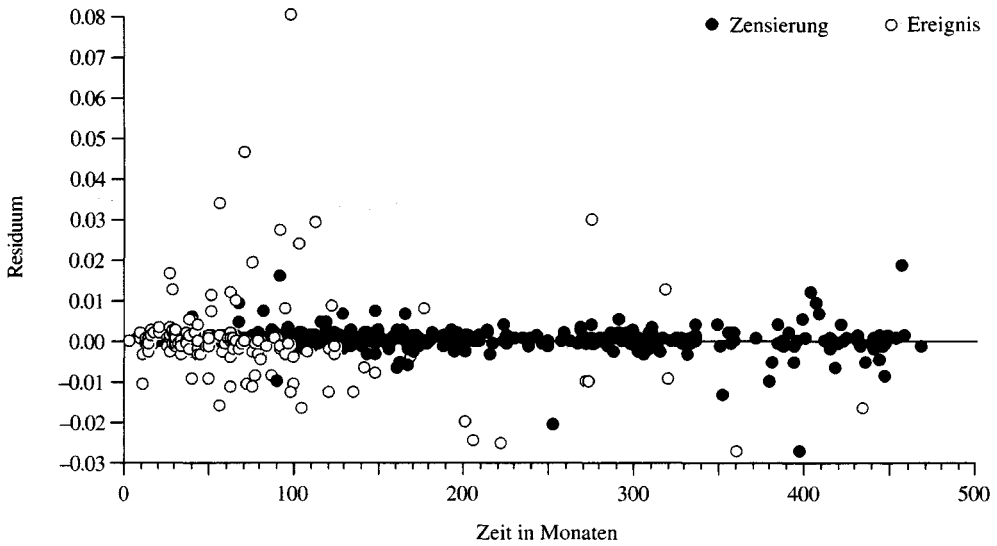


Abbildung 48: Mindestens drei Geschwister und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

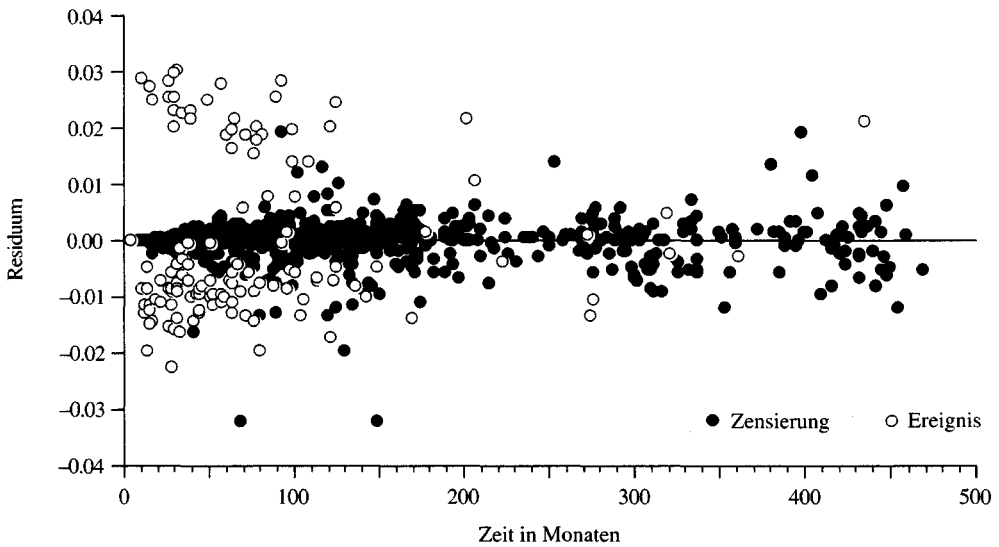


Abbildung 49: Status des Vaters in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

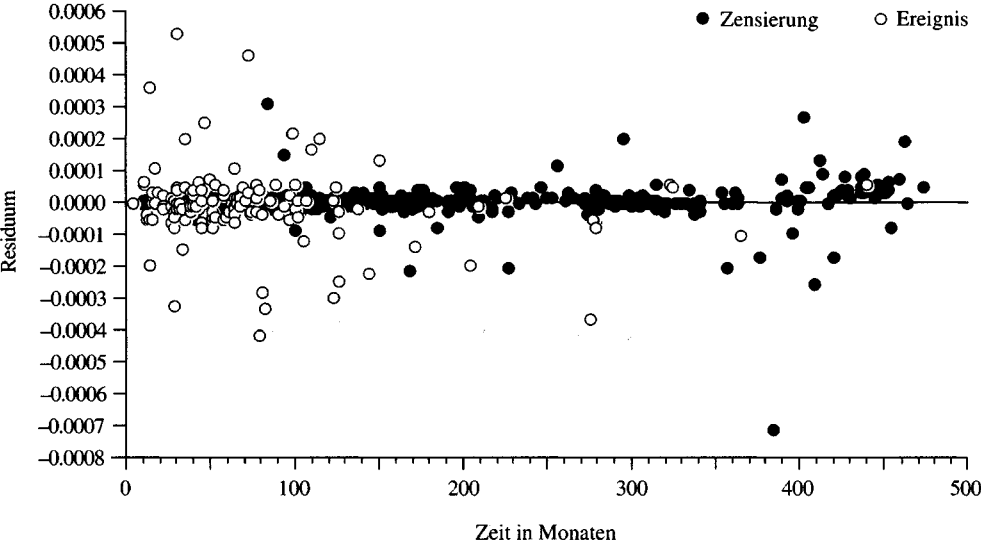


Abbildung 50: Status des Vaters in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

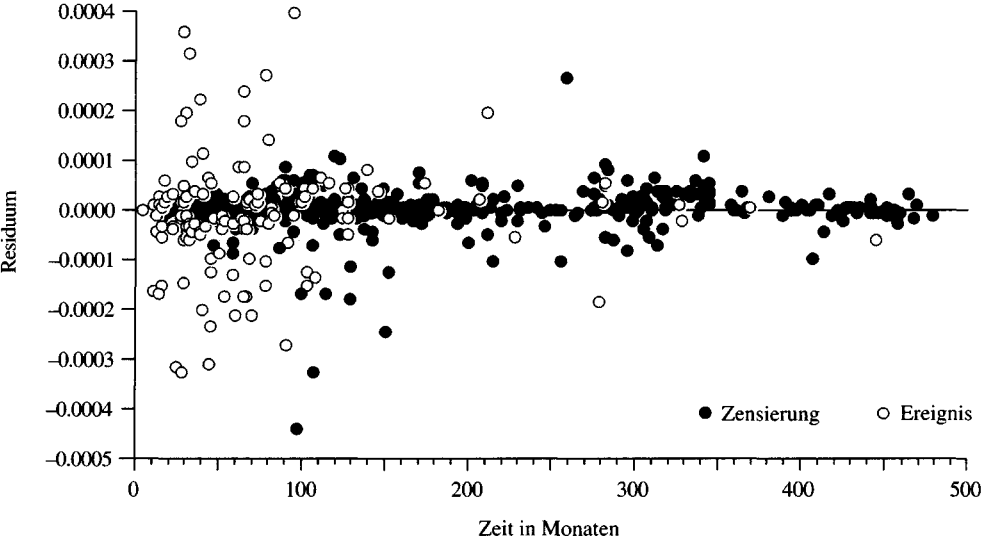
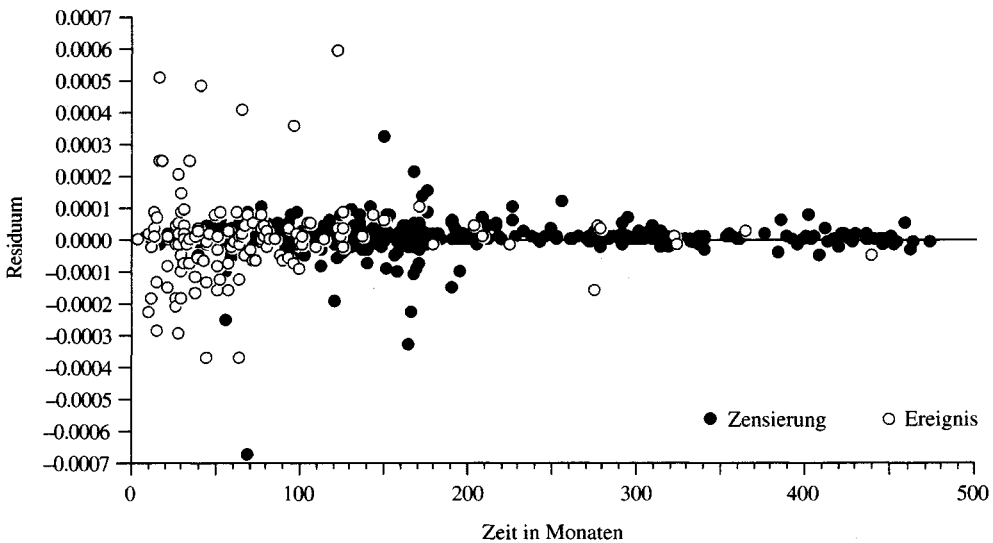


Abbildung 51: Status des Vaters in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



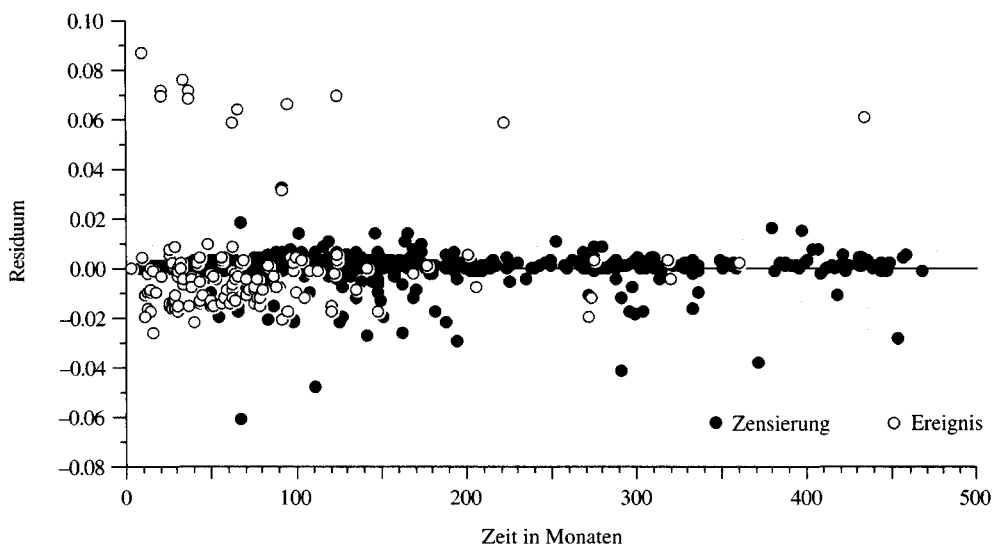
in den ersten zehn Berufsjahren aufgestiegen sind und einen Einfluß von mindestens 0.02 haben, herausgreifen. Die größte Gruppe befindet sich in der Kohorte 1939–41. Der häufigste Übergang ist der Wechsel von der einfachen zur mittleren Angestelltenposition. Daneben gibt es Aufstiege von mittleren Angestellten und von angelernten Arbeiterinnen.

Nach der Geburt von Kindern sinkt die Aufstiegsrate ebenfalls. Der Effekt ist nicht signifikant zum 10-Prozent-Niveau. Weil Teilzeitarbeit kontrolliert wird, kann sie nicht als Erklärung für die sinkende Aufstiegsrate herangezogen werden. Statt dessen kann der Rückgang der Aufstiegsrate wieder auf die selektive Gruppe der Frauen zurückgeführt werden, die auch nach der Geburt von Kindern erwerbstätig bleiben. Selbst wenn Aufstiegschancen bestehen, können Mütter den zusätzlichen beruflichen Einsatz, den ein Aufstieg erfordert, wegen ihrer üblichen Mehrfachbelastung nicht leisten. In der Abbildung 47 sind sechs Beobachtungen mit einem Einfluß von mehr als 0.026 zu erkennen. Diese Mütter haben zwei, meist sogar drei Kinder. Da sie trotzdem aufsteigen, haben sie einen positiven Einfluß auf den Parameter. Es handelt sich um einfache Angestellte, eine mithelfende Familienangehörige sowie eine an- und eine ungelernete Arbeiterin.

Die Geschwisterzahl hat bei Frauen ebenfalls keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate. Der geschätzte Parameter gibt allerdings an, daß bei Frauen mit mindestens drei Geschwistern die Aufstiegsrate um ein Viertel kleiner ist als bei Frauen mit weniger Geschwistern.

Ebenso wie bei den Männern hat der Berufsstatus des Vaters in den ältesten beiden Kohorten einen signifikanten Effekt auf die Aufstiegsrate. Beide Effekte sind signifikant zum 5-Prozent-Niveau. In der Kohorte 1949–51 kann dagegen keinen Zusammenhang zwischen dem Berufsstatus des Vaters und der Aufstiegsrate erkennen. Der Rückgang des Effekts des Status des Vaters in der Kohorte 1949–51 erweist sich als signifikant von null verschieden. Die Annahme gleicher Parameter in der Kohorte 1929–31 und der

Abbildung 52: Berufstätigkeit der Mutter und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



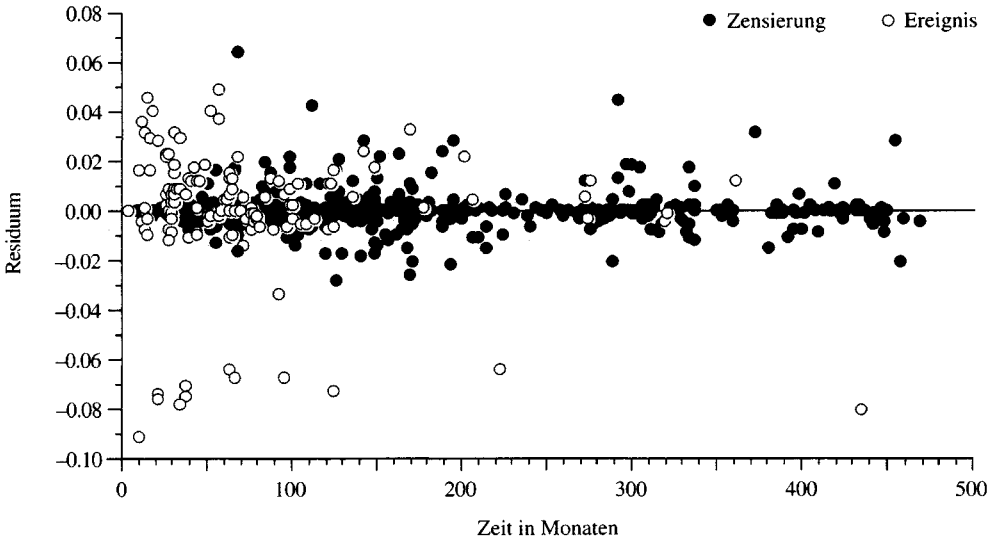
Kohorte 1949–51 wird zum 10-Prozent-Niveau abgelehnt. Die Wald-Statistiken für die Hypothesen gleicher Parameter für den Status des Vaters in je zwei Kohorten betragen

	Wald-Statistik	Wahrscheinlichkeit für einen größeren χ^2 -Wert
Kohorte 1929–31 und Kohorte 1939–41	0.2	0.68
Kohorte 1929–31 und Kohorte 1949–51	3.4	0.06
Kohorte 1939–41 und Kohorte 1949–51	2.1	0.15

Wie bei den Männern kann man eine durchschnittliche Abnahme der Ressourcen über die Kohorten beobachten. Liegt der Mittelwert der Statusdifferenz zwischen Vater und Tochter in der Kohorte 1929–31 bei 41, so sinkt er in der Kohorte 1939–41 auf 24 und in der Kohorte 1949–51 auf 3. Dies gibt den Frauen der jüngeren Kohorten weniger Anlaß zu Counter-Mobilität. Durch den steigenden Wohlstand können die Eltern ihren Töchtern schon durch die Finanzierung einer Ausbildung zunehmend höhere Berufseintritte finanzieren und auf diesem Weg die Statussicherung erreichen. Dies gilt in gleicher Weise wie bei den Söhnen. Bei Töchtern ist die geschätzte beschleunigende Wirkung des Status des Vaters auf den Aufstieg jedoch ungleich größer als bei Söhnen. Zum einen sind die geschätzten Parameter größer. Hinzu kommt, daß die Statusdifferenz zwischen Vätern und Söhnen beim Einstiegsberuf im Durchschnitt deutlich kleiner ist als zwischen Vätern und Töchtern. Man kann von etwa doppelt so großen Statusabständen sprechen.

Wenn ein Vater ein mittlerer Angestellter ist (Stellung 52) und die Tochter eine einfache Angestellte (Stellung 51), dann beträgt ihre Statusdifferenz $153.5 - 88.5 = 65$ Statuspunkte. In der Kohorte 1929–31 war die Aufstiegsrate dieser Frau $\exp(65 * 0.006) = 1,5$ mal so groß

Abbildung 53: Statusdominanz Mutter und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



wie die einer Frau, deren Vater wie sie ein einfacher Angestellter war. In der Kohorte 1949–51 war die Aufstiegsrate $\exp(65 * 0.001) = 1,1$ mal höher als bei einer Frau, deren Vater dieselbe Stellung hatte wie sie.

Die Aufstiegsraten der Töchter werden durch die Statusdifferenz des Vaters also in weitaus stärkerer Weise beeinflusst als die der Söhne. Dies entspricht der Erwartung, daß in den älteren Kohorten Investitionen in die Berufskarriere einer Tochter eher eine Ausnahmeerscheinung in höheren sozialen Schichten waren. Wie früher beschrieben wurde, hat sich die Einstellung gegenüber weiblicher Erwerbstätigkeit seit den 1950er Jahren tiefgreifend gewandelt. Es setzte sich immer mehr die Einstellung durch, daß eine Erwerbstätigkeit auch für Frauen ein zentraler Lebensinhalt sein kann, ja daß sie sogar nötig ist, um ihre Existenz abzusichern. Der abnehmende Einfluß des Status des Vaters über die Kohorten findet parallel zu einer Verbreitung dieser Einstellung in weiten Teilen der Gesellschaft statt.

Weder die Berufstätigkeit der Mutter an sich noch der Umstand, daß sie einen höheren Status hat als der Vater, beschleunigten signifikant den Aufstieg der Tochter. Der einzige signifikante Effekt der Mutter findet in der Kohorte 1929–31 über die Differenz ihres Berufsstatus zum Berufsstatus ihrer Tochter statt. In dieser Kohorte stiegen Töchter schneller als andere auf, wenn sie eine Mutter mit einem höheren Status als sie selbst hatten. Mit einem geschätzten Parameter von 0.006 ist der Effekt genauso groß wie der Effekt des Status des Vaters in dieser Kohorte.

Die Signifikanz sowohl des Status des Vaters als auch des Status der Mutter in der Kohorte 1929–31 bestätigt die früher formulierten Hypothesen, daß die Aufstiege der Mitglieder dieser Kohorte besonders selektiv stattfanden. Da die Berufseinstiege vergleichsweise ungünstig verlaufen waren, weil sie in der unmittelbaren Nachkriegszeit stattfanden,

Abbildung 54: Berufsstatus Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

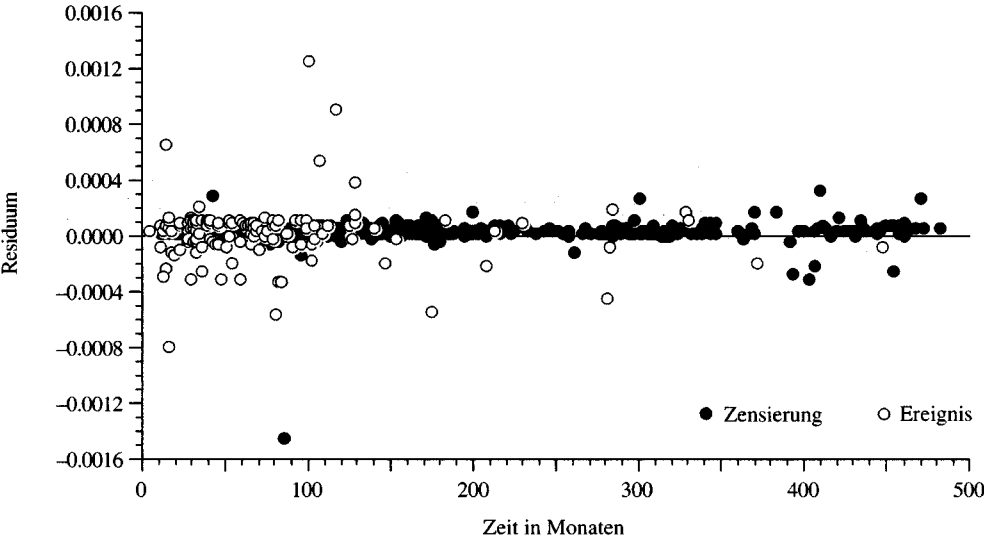


Abbildung 55: Berufsstatus Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Männern (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

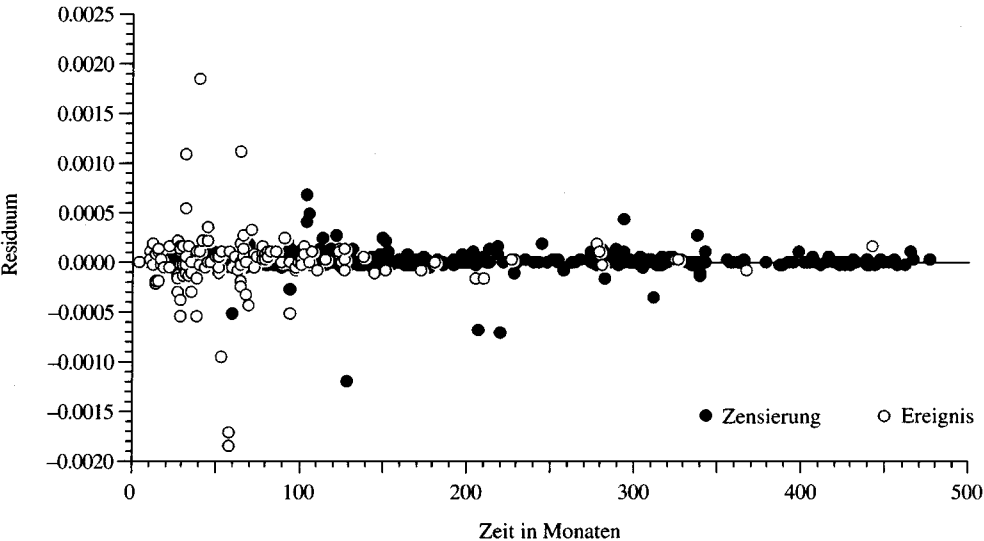
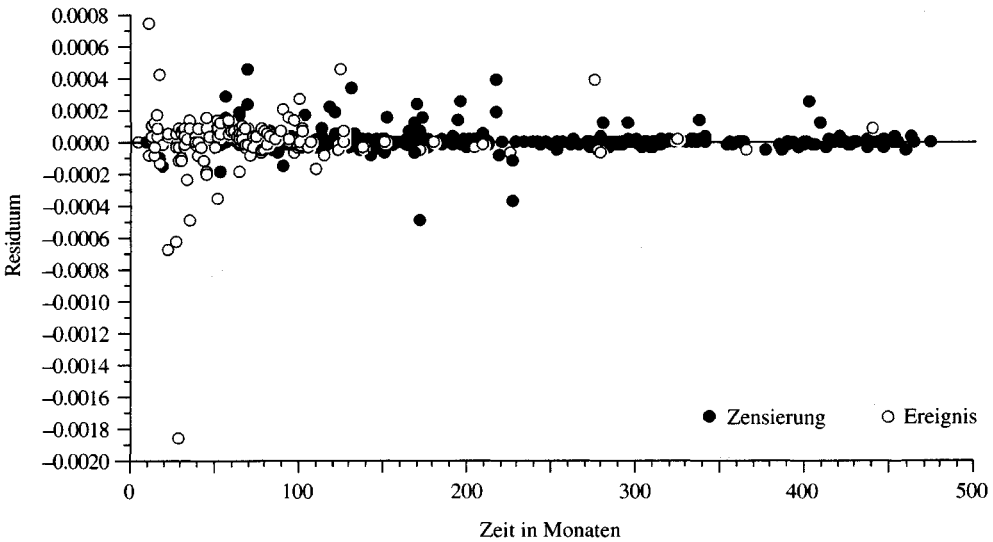


Abbildung 56: Berufsstatus Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



mußten diese Frauen stärker als spätere Geburtskohorten ihre beruflichen Chancen später im Erwerbsverlauf suchen.

Wenn man die Einflußfunktion des Status der Mutter in den Abbildungen 49 bis 51 betrachtet, dann erkennt man einige Fälle, die einen vergleichsweise großen positiven Einfluß auf den Parameter haben. In der Kohorte 1929–31 haben drei Frauen einen Einfluß von mehr als 0.0006. Die Eltern von zwei dieser Frauen sind Selbständige (Stellung 22). Eine der Töchter ist eine mithelfende Familienangehörige, die zur Angestellten (Stellung 52) aufsteigt. Die andere ist beim Berufseinstieg eine angelernte Arbeiterin, die später einfache Beamtin wird. Im dritten Fall steigt die Tochter einer Angestellten von einer Facharbeiterinnen- zu einer Angestelltenposition auf. Die Beobachtung mit dem großen negativen Einfluß von etwa -0.0014 gehört zu einer ungelerten Arbeiterin, deren Mutter Beamtin im gehobenen Dienst ist. Der Erwerbsverlauf dieser Frau wurde wegen der Geburt eines Kindes für längere Zeit unterbrochen und ist daher zensiert. Auch in den anderen Kohorten erkennt man Beobachtungen mit einem großen negativen Einfluß. Diese Frauen haben entweder keine Aufstiege, obwohl der Status der Mutter vergleichsweise hoch ist. Oder sie steigen auf, obwohl ihre Mütter einen deutlich niedrigeren Status haben als sie selbst. In der Kohorte 1939–41 haben drei einfache Angestellte einen Einfluß von unter -0.0008 auf den geschätzten Parameter. Die Mütter der drei Aufsteigerinnen waren un- oder angelernte Arbeiterinnen.

Die Bildung der Mutter hatte in keiner Kohorte einen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate der Tochter. Nach dem theoretischen Rahmen, der in den früheren Abschnitten skizziert wurde, bedeutet dies, daß die kulturellen Ressourcen des Elternhauses für die Berufskarriere von Frauen in den betrachteten Geburtskohorten keine Rolle gespielt haben. Die Aufstiegschancen von Frauen waren in den ältesten beiden Kohorten vom Status der

Abbildung 57: Bildung der Mutter in Kohorte 1929–31 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

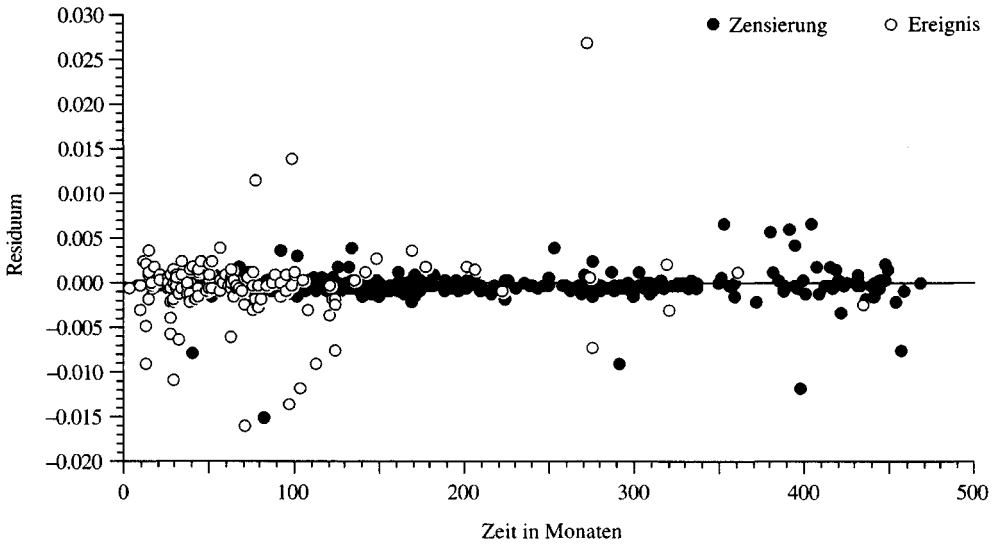


Abbildung 58: Bildung der Mutter in Kohorte 1939–41 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)

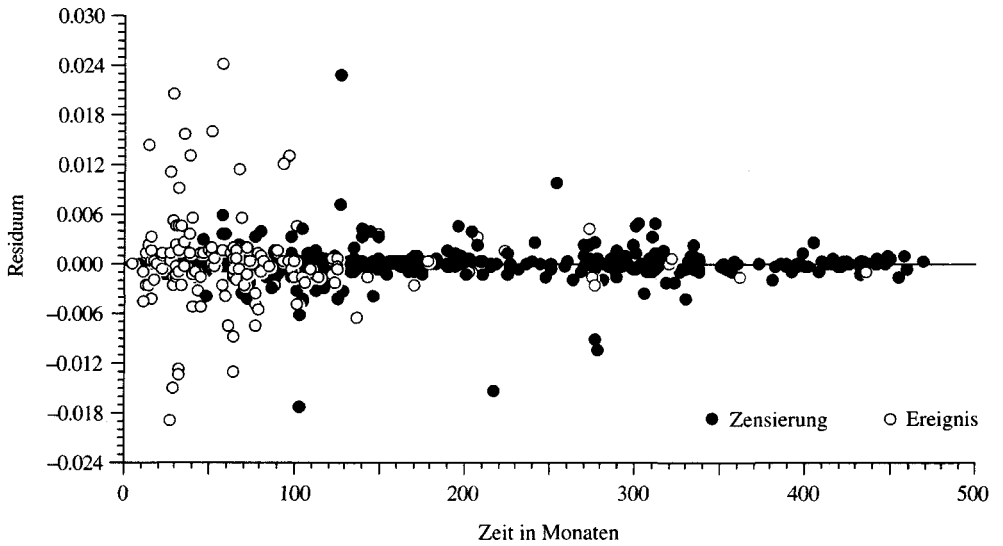
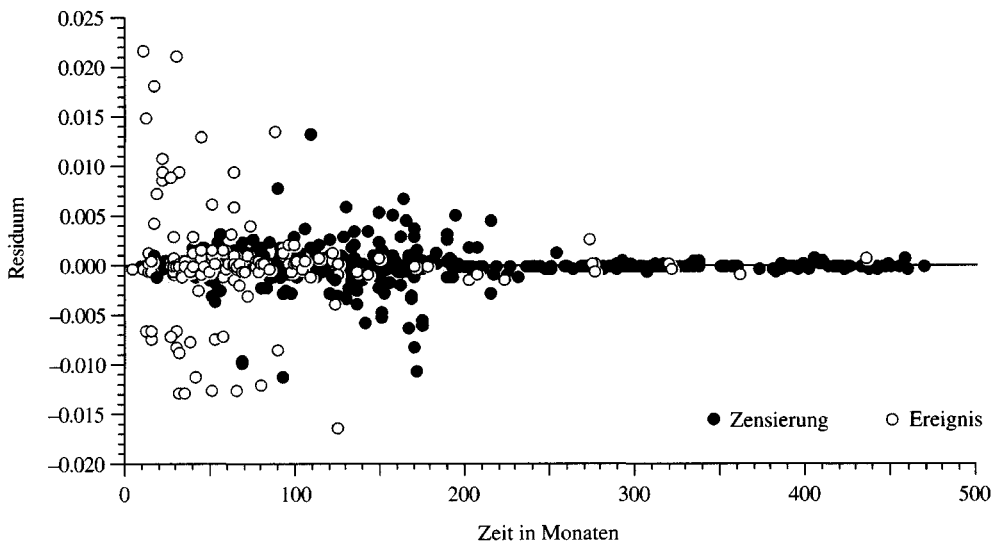


Abbildung 59: Bildung der Mutter in Kohorte 1949–51 und beruflicher Aufstieg von Frauen (Stabilität des Parameters im Cox-Modell)



Eltern abhängig. Da die Zahl der Geschwister auch bei den Frauen keinen signifikanten Effekt hatte, kann man vermuten, daß es weniger die finanziellen Aspekte des Berufsstatus waren, die eine Bedeutung hatten. Vielmehr kann man annehmen, daß die Informationen, über die die Eltern verfügten, und ihre Einstellung gegenüber weiblicher Erwerbstätigkeit eine Rolle spielten. Die gemessenen Statusdifferenzen zwischen den Eltern und der Tochter können nicht direkt die Schichtzugehörigkeit repräsentieren, da es sich um relative Maße abhängig von der Berufseinstiegsposition der Tochter handelt. Wenn man jedoch annimmt, daß die Einstellung gegenüber der Berufstätigkeit von Frauen um so positiver war, desto höher der Status der Eltern war, dann kann ein Statusüberschuß des Vaters einer Frau gegenüber dem Statusdefizit des Vaters einer anderen Frau eine positivere Einstellung ihrer Eltern gegenüber ihrer Erwerbskarriere signalisieren. Der Rückgang der Bedeutung des Status der Eltern zwischen den betrachteten Kohorten kann dann auch als Abschwächung der Vorbehalte gegenüber der Berufskarriere von Frauen interpretiert werden.

Wenn die Bildung der Mutter keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegs-
wahrscheinlichkeit der Tochter hatte, so bedeutet das nicht unbedingt, daß bei Frauen die kulturellen Ressourcen keine Rolle spielten. Sowohl Überschüsse allgemeiner als auch beruflicher Bildung beschleunigten berufliche Aufstiege. Bei den Männern hatten Bildungsüberschüsse geringere Einflüsse.

Die Schätzergebnisse weisen daher darauf hin, daß der Einfluß der sozialen Herkunft bei Männern und bei Frauen in unterschiedlicher Weise gewirkt hat. Während sich bei den Männern direkte Effekte der Bildung der Mutter finden, zeigen sich bei den Frauen indirekte Effekte über die formalen Bildungsabschlüsse. Man kann annehmen, daß diese Effekte dadurch zustande kommen, daß Frauen häufiger unterhalb ihres Qualifikationsniveaus in das Erwerbsleben eingestiegen sind. Der mittlere Bildungsüberschuß beim Berufseinstieg betrug bei Frauen 0.24 Bildungsjahre gegenüber 0.04 Bildungsjahren bei

Männern. Während Männer also weitgehend eine ihrer beruflichen Bildungsqualifikation adäquate erste Beschäftigung finden konnten, konnte im Mittel jede vierte Frau ein Jahr ihrer Bildungsqualifikation, gemessen mit der Skala auf S. 52, nicht in Berufsstatus umwandeln. Manchen Frauen gelang dies später im Laufe ihres Erwerbslebens. Insofern allgemeine Bildungsabschlüsse von der sozialen Herkunft beeinflusst werden, kann dies als indirekter Einfluß auch der Bildung der Mutter interpretiert werden. Da die Bildungsvariablen im Modell nicht nach den verschiedenen Kohorten differenziert wurden, kann keine Aussage darüber gemacht werden, ob sich dieser indirekte Effekt zwischen den Kohorten abgeschwächt hat.

Mit einer Kondition von 3.6 kann ein Multikollinearitätsproblem als Ursache der Abwesenheit weiterer signifikanter Effekte ausgeschlossen werden.

Zusammenfassung

Bei Frauen hat, ebenso wie bei den Männern, ein Überschuß an allgemeiner Bildung den beruflichen Aufstieg beschleunigt. Die Vorstellung, daß die allgemeine Bildung ausschließlich für den Zugang zu beruflichen Ausbildungen und zum Erstberuf wichtig ist, muß daher korrigiert werden.

Im Gegensatz zu den Männern beschleunigte bei Frauen auch ein Überschuß an beruflicher Bildung den beruflichen Aufstieg. Einzelne Beobachtungen deuten darauf hin, daß manche Frauen einen relativ schlechten Berufseinstieg hatten, der ihren Qualifikationen nicht entsprach. Dies konnten sie jedoch durch rasche Aufstiege ausgleichen.

Wie erwartet wurde der Berufsverlauf der Frauen in den betrachteten Geburtskohorten stark durch ihre familiäre Situation beeinflusst, auch bevor es zu einer ersten familienbedingten Unterbrechung von mindestens einem Jahr kam. Eine Heirat verringerte ihre Aufstiegschance. Dies wird einerseits mit der Selektivität der Gruppe von Frauen erklärt, die ihre Erwerbstätigkeit bei diesem Ereignis unterbrachen. Daneben wird angenommen, daß ihre familiären Pflichten Frauen derart einschränkten, daß sie seltener das für einen Aufstieg nötige Engagement aufbringen konnten.

Der Berufsverlauf von Frauen wurde durch ihre soziale Herkunft beeinflusst. Nicht nur der Status des Vaters erweist sich als relevant, sondern auch der Status der Mutter. Der Status des Vaters beschleunigte den Aufstieg der Tochter in den beiden ältesten Kohorten. Da auch der Parameter des Status der Mutter in der Kohorte 1929–31 signifikant von null verschieden ist, wird bei den Frauen die Erwartung bestätigt, daß der Einfluß der Eltern in der Kohorte 1929–31 besonders groß war. Der Rückgang der Wirkung des Status des Vaters kann, wie bei den Männern, mit abnehmenden Ressourcen des Vaters angesichts zunehmend besserer Einstiegspositionen der Töchter begründet werden. In der Kohorte 1949–51 beschränkte sich die Wirkung der sozialen Herkunft auf indirekte Effekte über die Bildungsabschlüsse. Sie haben eine deutlich niedrigere Aufstiegsrate als Töchter aus kleineren Familien.

Erstaunlich ist zunächst, daß die Bildung der Mutter keinen direkten Einfluß auf den Berufsverlauf der Tochter hatte. Oft wird die These formuliert, daß sich Töchter vor allem an ihren Müttern und Söhne vor allem an ihren Vätern orientieren. Söhne der jüngeren Kohorten profitierten direkt von den kulturellen Ressourcen ihrer Mütter. Bei Töchtern war dies nicht der Fall. Das kann auch daran liegen, daß viele Mütter ihren Töchtern das traditionelle Rollenbild der Hausfrau und Mutter vorgelebt haben. Sie tradierten diese

Rolle und unterstützten die Karriere ihrer Tochter nicht. Wenn Töchter besonders gute Karrieren gemacht haben, dann lag das offenbar vor allem am Berufsstatus des Vaters und auch der Mutter. Der Rückgang der Bedeutung des Status des Vaters kann auf zwei unterschiedliche Weisen interpretiert werden. Einerseits nahmen über die Kohorten die mittleren Statusdifferenzen zwischen dem Beruf des Vaters und dem ersten Beruf der Tochter ab. Damit sank die Wahrscheinlichkeit, daß der Vater über Informationen und Netzwerke verfügt, die für die Tochter von Nutzen sein konnten. In gewissem Maße kann man aber auch von der Statusdifferenz auf Vorstellungen über die weibliche Erwerbstätigkeit schließen, wenn man annimmt, daß diese um so positiver waren, je höher der Status der Eltern war. Dann kann die Abnahme der Bedeutung der Statusdifferenzen als Rückgang der Unterschiede der Einstellung gegenüber der Berufskarriere der Tochter interpretiert werden.

5.6 Schlußfolgerungen

Die in diesem Kapitel durchgeführten Analysen bestätigen die Vermutung, daß der Berufsverlauf von der sozialen Herkunft beeinflusst wird. Die Ergebnisse zeigen darüber hinaus, daß neben dem Beruf des Vaters weitere Aspekte der sozialen Herkunft von Bedeutung sind. Dazu gehören die Bildung und der Status der Mutter. Daher scheint für zukünftige Forschungen in diesem Bereich eine komplexere Berücksichtigung der sozialen Herkunft angebracht.

Die Analysen dieses Kapitels zeigen ein differenziertes Einflußmuster der sozialen Herkunft auf den beruflichen Aufstieg. Aufgrund der unterschiedlichen Arbeitsmarktlage, der Unterstützungsmöglichkeiten seitens der Eltern und der Vermutung, daß Berufsverläufe immer stärker durch die Bildungsabschlüsse und den ersten Beruf festgelegt werden, erwartet man einen Rückgang der Herkunftseinflüsse auf berufliche Aufstiege. Während diese Hypothese für Frauen bestätigt wird, zeigen sich bei den Männern keine signifikanten Kohortenunterschiede¹¹². Allerdings zeigt sich auch im Cox-Modell für den ersten beruflichen Aufstieg von Männern eine solche Tendenz, wenn man die Größe der Parameter betrachtet. Die Bildung der Mutter, genauer die Differenz zwischen der Bildung der Mutter und der üblichen Bildung einer Person mit der beruflichen Stellung des Erstberufs des Sohnes, hatte nur in den beiden jüngeren Kohorten einen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegschance. Da die Differenz zwischen dem Status des Vaters und des Sohnes in der jüngsten Kohorte keinen signifikanten Einfluß auf die Aufstiegsrate hatte, entspricht dieses Schätzergebnis weitgehend der Theorie Bourdieus, nach der eine Verlagerung der Herkunftseinflüsse weg von den finanziellen und hin zu den kulturellen Ressourcen stattfindet.

Die Ressourcen der sozialen Herkunft wurden im Modell in Relation zur Eintrittsposition des Kindes gemessen. Daher liegt dem Modell nicht die übliche Annahme zugrunde, daß die Aufstiegschance generell mit dem Status des Vaters steigt. Vielmehr wird

¹¹² Nur in dem Logit-Modell, das die berufliche Weiterqualifikation von Facharbeitern beschreibt, hat die Bildung der Mutter in der jüngsten Kohorte einen signifikant größeren Einfluß als in den älteren Kohorten. Der zugehörige Parameter erwies sich jedoch als sehr instabil.

angenommen, daß es von der beruflichen Stellung des Kindes abhängt, wie sehr es für den weiteren Berufsverlauf von den Ressourcen des Elternhauses profitieren kann.

Mayer und Carroll beispielsweise berücksichtigen nicht die spezielle Relation zwischen dem Berufsprestige des Vaters und dem des Sohnes. Sie verwenden statt dessen, bei Kontrolle der Klasse des Berufseintritts des Sohnes, das Berufsprestige des Vaters als Maß für die sozialen Ressourcen der Herkunftsfamilie (Mayer & Carroll, 1987, S. 33). Wenn aber das Prestige des Vaters hoch ist, sollte sein Sohn bereits in eine hohe Klasse eingestiegen sein. Mayer und Carroll finden auch nur einen einzigen signifikanten Effekt, nämlich für den Übertritt in die Klasse II (Techniker, Semiprofessionen). Ein solcher Effekt kann auch schwerlich beim Zugang in die unteren Klassen erwartet werden, weil nicht ein hoher Status des Vaters an sich den Wechsel zwischen zum Beispiel den Ungelernten und den Facharbeitern beschleunigen sollte, sondern nur ein hoher Status des Vaters im Vergleich zu dem Status der Väter der anderen ungelerten Arbeiter. Die Interpretation von Mayer und Carroll, daß die Klassenreproduktion vor allem auf der Basis von Bildungszertifikaten stattfindet, erscheint daher voreilig.

Auch in den LISREL-Modellen von Mayer und Mitarbeitern wird ein linearer Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Berufsstatus unterstellt (Mayer, Henz & Maas, 1991). Ein genauere Vergleich mit den Ergebnissen dieses Kapitels erscheint jedoch schwierig. Nicht nur die Messung der sozialen Herkunft ist eine andere¹¹³, sondern auch die Messung der Bildung¹¹⁴ und des „Zielstatus“¹¹⁵. Im LISREL-Modell wird ein statisches Modell geschätzt, während es in den hier verwendeten Modellen um den Zeitpunkt eines Aufstiegs geht. Beide Modelle beziehen sich auf unterschiedliche Abschnitte des Erwerbslebens. Die Messung der Bildung und der Herkunftsressourcen findet im LISREL-Modell mit ihrem Absolutwert statt und in den hier durchgeführten Modellen als Differenzen.

Es ist daher schwierig, einen eindeutigen Grund dafür anzugeben, warum im LISREL-Modell der Einfluß der sozialen Herkunft bei den Männern über die Kohorten abnimmt, während sich in den hier durchgeführten Schätzungen keine solche Tendenz zeigt. Man kann versuchen, die Ergebnisse des LISREL-Modells und der Modelle für den ersten beruflichen Aufstieg auf folgende Weise zusammenzufassen. Die LISREL-Modelle zeigen, daß es einen Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Status des ersten Berufs gibt. In den älteren Kohorten verändert sich der Berufsstatus weiter gemäß der sozialen Herkunft – Männer mit einer hohen sozialen Herkunft erreichen einen noch höheren Status, und Männer mit einer niedrigen sozialen Herkunft erreichen einen noch niedrigeren Berufsstatus. Diese Differenzierung während des Erwerbslebens ist nach den Ergebnissen des LISREL-Modells in der jüngsten Kohorte schwächer als in der ältesten Kohorte. Wenn im Logit-Modell für die Weiterqualifikation und in dem Cox-Modell für den beruflichen Aufstieg der Zusammenhang eher stabil bleibt, dann kann dies an der unterschiedlichen Messung der sozialen Herkunft liegen. Zwei Aspekte seien hervorgehoben.

¹¹³ In den LISREL-Modellen handelt es sich um eine aus der schulischen und beruflichen Bildung beider Elternteile sowie dem Status des Vaters abgeleitete latente Variable.

¹¹⁴ Im LISREL-Modell wird sie getrennt für jede Kohorte modelliert.

¹¹⁵ Im LISREL-Modell handelt es sich um den Status im Alter 30 oder um den Status des letzten Berufs oder um einen sogenannten Lebensstatus.

Ein möglicher Grund kann in dem Meßmodell für die soziale Herkunft liegen. Im LISREL-Modell können beispielsweise inkonsistente Messungen der sozialen Herkunft – eine hohe Bildung der Mutter bei einem vergleichsweise niedrigen Status des Vaters – nicht berücksichtigt werden. In dieser Hinsicht erlaubt die hier gewählte Modellierung eine differenziertere Berücksichtigung der sozialen Herkunft.

Daneben können, wie zuvor bereits beschrieben, die Ressourcen der sozialen Herkunft für niedrigere Statusgruppen mit der hier gewählten Codierung besser abgebildet werden. Wenn die Veränderungen gegenüber dem Status des ersten Berufs vorwiegend in den mittleren Statusgruppen stattfinden oder wenn es Aufstiege in den unteren Statusgruppen gibt, dann kann dies im LISREL-Modell nicht abgebildet werden.

Bei den Frauen findet sich im Cox-Modell ein signifikanter Rückgang der Bedeutung des Status des Vaters, während im LISREL-Modell keine signifikanten Kohortenunterschiede für den Einfluß der sozialen Herkunft auf den späteren Berufsstatus von Frauen gefunden werden konnten. Allerdings sind auch im LISREL-Modell die für die Kohorte 1949–51 geschätzten Parameter kleiner als die für die Kohorte 1929–31 geschätzten Parameter, so daß sich im LISREL-Modell ein ähnlicher Effekt wie im Cox-Modell andeutet.

Der in der vorliegenden Arbeit verwendeten Codierung der Ressourcen der Eltern liegt die Vorstellung zugrunde, daß mit dem Berufseinstieg bereits ein Teil der elterlichen Ressourcen in eigene Ressourcen des Kindes umgewandelt worden sind. Für berufliche Aufstiege ist dann relevant, ob noch Ressourcen übrig sind, das heißt, ob die Person über höhere Ressourcen verfügt als andere Männer bzw. Frauen auf derselben Einstiegsposition.

Diese Codierung erlaubt nicht nur eine weitaus bessere Messung der Ressourcen der sozialen Herkunft als in den üblichen Modellen. Sie weist darüber hinaus auf eine Interpretationsmöglichkeit der Kohortenunterschiede hin, jenseits von Thesen, die qualitative Umschläge des Statuszuweisungsprozesses unterstellen. Die Abnahme der Wirkung des Status des Vaters kann auf die Abnahme des Abstands zwischen dem Status des Vaters gegenüber dem Status des Kindes zurückgeführt werden. Dies impliziert auf der anderen Seite, daß der Zusammenhang zwischen dem Status des Vaters und einem beruflichen Aufstieg des Kindes erneut zunehmen kann, wenn man Geburtskohorten analysiert, bei denen die Eltern selbst bereits von der Bildungsexpansion profitieren konnten. Diese Eltern könnten im Vergleich zu den Eintrittspositionen der Kinder wieder über größere Ressourcen verfügen.

Die dynamische Modellierung des Berufsverlaufs hat sich als fruchtbar erwiesen. Dies gilt insbesondere für die Berufsverläufe der Frauen, die stark durch die Heirat oder die Teilzeitarbeit beeinflußt werden. Diese Ereignisse im Lebensverlauf können aber nur in dynamischen Modellen angemessen berücksichtigt werden. Die Kontrolle dieser Ereignisse ist eine Voraussetzung für die Schätzung des Einflusses der Ressourcen der sozialen Herkunft auf die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg. Allerdings beziehen sich die hier vorgestellten Analysen nur auf den ersten Abschnitt des Erwerbsverlaufs. Sie sollten fortgesetzt werden, indem die Dauer bis zum zweiten beruflichen Aufstieg usw. analysiert wird. Dies wäre nötig, um ein vollständigeres Bild des Einflusses der Eltern auf den Berufsverlauf des Kindes zeichnen zu können. Wegen unzureichender Fallzahlen muß darauf in der vorliegenden Arbeit jedoch verzichtet werden.

Schließlich wurden in diesem Kapitel verschiedene diagnostische Verfahren zur Beurteilung der Stabilität der geschätzten Parameter angewendet. Die empirische Einfluß-

funktion gibt wertvolle Hinweise auf die Angemessenheit der Modellierung. Mit ihrer Hilfe können Ausreißer identifiziert und einer genaueren Analyse zugänglich gemacht werden. Die Einflußfunktion quantifiziert die Sensibilität der Schätzer gegenüber einzelnen Beobachtungen. Sie identifiziert Beobachtungen, von denen der geschätzte Parameter in besonderer Weise abhängt. Damit kann sie auf Mechanismen verweisen, die hinter den geschätzten Zusammenhängen stehen. Sie stellt daher ein Verfahren dar, das dazu beiträgt, weitere Informationen über den interessierenden Prozeß zu erschließen.

Neben diesen Angaben über die Stabilität der geschätzten Parameter kann mit Hilfe der empirischen Einflußfunktion die Spezifikation einer Kovariablen im Cox-Modell überprüft werden. Ein Zeittrend in den empirischen Einflußfunktionen würde bedeuten, daß die Kovariable im Laufe des Erwerbslebens an Bedeutung verliert oder gewinnt. Bezüglich der Ressourcen der sozialen Herkunft kann aus den empirischen Einflußfunktionen daher geschlossen werden, daß der Status des Vaters und die Bildung der Mutter mit der Proportionalitätsannahme im Cox-Modell vereinbar sind. Sie beeinflussen die Aufstiegsrate über den gesamten beobachteten Zeitraum in gleicher Weise. Das bedeutet, daß die Ressourcen der Eltern nicht nach einer gewissen Dauer der Berufstätigkeit des Kindes ihren Wert verlieren bzw. in eigene Ressourcen des Kindes umgewandelt werden. Sie behalten ihre beschleunigende oder verlangsamende Wirkung auf die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg des Kindes über den gesamten beobachteten Zeitraum.

Kapitel 6

Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Zum ersten Teil

In der vorliegenden Arbeit wurde der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Bildung und den Beruf untersucht. Dies geschah für die drei Geburtskohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51, getrennt für Männer und Frauen. Da es die Daten erlauben, den Bildungs- und Berufsverlauf einer Person vollständig zu rekonstruieren, richtete sich das Augenmerk der verwendeten Modellierung auf dynamische Aspekte der Bildung und des Berufsstatus. Neben dieser inhaltlichen Frage nahmen methodische Überlegungen einen breiten Raum ein. Dazu gehörte zum einen die Spezifikation der verschiedenen Modelle. Zum anderen wurden verschiedene diagnostische Verfahren für die Beurteilung der Stabilität der geschätzten Parameter vorgestellt und verwendet.

Bei der Wahl der Modelle wurde die Zeitdimension des Bildungs- und Stuserwerbs in besonderer Weise berücksichtigt. Der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Bildung des Kindes wurde bislang meist mit Hilfe einer linearen Regression untersucht. Sie gibt an, um wieviel sich die erwartete Bildung des Kindes je Einheit Status oder Bildung der Eltern ändert. Die darin enthaltene Linearitätsannahme unterstellt jeder Einheit Bildung oder Status der Eltern den gleichen Einfluß auf die Bildung des Kindes unabhängig von der Höhe der Bildung oder dem Status der Eltern und unabhängig von der Bildung des Kindes.

Verschiedene Überlegungen sprechen für eine Abschwächung des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Bildung in der Abfolge der Kohorten. Diese beziehen sich beispielsweise auf den größeren Wohlstand, den Schulausbau und auf Veränderungen der Bildungsnormen. In linearen Regressionsanalysen, so auch in den hier geschätzten linearen Regressionsmodellen, zeigten sich jedoch keine Veränderungen der Herkunftseinflüsse im Laufe der Zeit. Die weiteren Untersuchungen im ersten Teil der Arbeit zielten deshalb auf mögliche methodische Ursachen für das Fehlen von Kohortenunterschieden. Insbesondere wurden die Verletzung der Homoskedastizitätsannahme, das Vorliegen von Multikollinearitätsproblemen sowie eine Verletzung der erwähnten Linearitätsannahme in den Regressionsmodellen diskutiert.

Wenn die Annahme homoskedastischer Fehler falsch ist, dann kann dies auf zu große Fehlervarianzen führen, so daß signifikante Kohortenunterschiede nicht als solche erkannt werden. Um dies zu überprüfen, wurden verschiedene Schätzer für die Kovarianzmatrix der Parameter hergeleitet, in denen die Annahme der Homoskedastie aufgegeben wird. Bei der Anwendung erwiesen sich die Varianzen der geschätzten Regressionsparameter als robust gegenüber der Heteroskedastieannahme.

Eine andere mögliche Ursache für fehlende Kohortenunterschiede kann in multikollinearen Daten liegen. Multikollinearität liegt vor, wenn zwischen zwei oder mehreren erklärenden Variablen eine (beinahe) lineare Abhängigkeit besteht. Diese Abhängigkeit führt zu großen Varianzen der Schätzer mit der Folge, daß die geschätzten Parameter nicht signifikant von null verschieden sind. Für eine Überprüfung der Multikollinearität wurden

die Konditionen der Schätzprobleme berechnet. Sie sprachen gegen ein Vorliegen von Multikollinearitätsproblemen.

Damit blieb zu prüfen, ob die möglicherweise unangemessene Linearitätsannahme der Grund für fehlende Kohortenunterschiede ist. Dies geschah, indem anstelle eines linearen Regressionsmodells mehrere Logit-Modelle geschätzt wurden, die die verschiedenen Übergänge im Bildungssystem abbilden. Abweichend von den Arbeiten von Müller und Haun und Blossfeld konnten die Übergänge dabei so gewählt werden, daß die wichtigsten Aspekte der Struktur des bundesdeutschen Bildungssystems berücksichtigt werden. Es handelt sich um die Schulwahl nach der Grundschule, den Abschluß der gewählten Schule und den Abschluß einer Lehre.

Der Modellierung der verschiedenen Übertrittswahrscheinlichkeiten entspricht eine Zerlegung der Bildungslaufbahn in einzelne Abschnitte. Die Bildung eines Kindes wird auf diese Weise auch in ihrem zeitlichen Ablauf erfaßt. Dadurch können Lebensumstände, die sich mit der Zeit ändern, bei jeder Entscheidungssituation in ihrem aktuellen Zustand erfaßt werden.

Bei den Logit-Analysen für die Männer zeigten sich mehrere Unterschiede in der Wirkung der sozialen Herkunft zwischen den Kohorten. Dies gilt vor allem für die Wahl der Schulart nach der Grundschule. Wie erwartet erwies sich diese Entscheidung als der Punkt im Bildungsverlauf, der am engsten mit dem Status des Vaters, der Bildung der Eltern und der Zahl der Geschwister zusammenhängt. Bei der Entscheidung für den Wechsel auf eine weiterführende Schule hatten die Bildung der Mutter, der Status des Vaters und die Zahl der Geschwister signifikante Effekte. Bei der Entscheidung zwischen den beiden Arten weiterführender Schulen erwies sich die Bildung des Vaters als signifikant. Zwischen den verschiedenen Geburtskohorten zeigten sich folgende Änderungen. In der Kohorte 1939–41 hatte die Bildung des Vaters bei der Wahl zwischen den beiden Arten weiterführender Schulen keinen Einfluß mehr. In der Kohorte 1949–51 hatte die Bildung der Mutter keinen und der Status des Vaters einen abgeschwächten Einfluß auf die Entscheidung für das Verlassen der Volksschule. Man kann daher einen deutlichen Rückgang der Bedeutung der sozialen Herkunft bei der Wahl der Schulart feststellen. Dieser Rückgang wurde kaum durch einen größeren Einfluß auf den Abschluß der Volksschule oder des Gymnasiums oder auf den Abschluß einer Lehre kompensiert. Hervorzuheben ist, daß in der Kohorte 1939–41 nur die Selektivität des Gymnasiums im Vergleich zur Mittelschule abnahm.

Dieses Ergebnis ist insofern überraschend, als man einen gleichzeitigen Rückgang der Herkunftseffekte auf beide Übergangentscheidungen erwarten würde, wenn der größere Wohlstand oder der Schulausbau ausschlaggebend für die Veränderungen der Herkunftseinflüsse war. Eine mögliche Erklärung dafür, daß zuerst die Herkunftseinflüsse auf die Entscheidung zwischen Mittelschule und Gymnasium abnahmen, bietet der lange währende Kampf des Kleinbürgertums um eine Teilhabe an der höheren Bildung. Das Kleinbürgertum bildete traditionell die Klientel der Mittelschulen. Wenn es verstärkt auf das Gymnasium strömte, mußte dessen Selektivität abnehmen. Dies scheint in der Kohorte 1939–41 stärker der Fall gewesen zu sein als in der ältesten Kohorte. Erst in der Kohorte 1949–51 fand dann, nach den Ergebnissen der Logit-Modelle, auch eine stärkere Bildungsbeteiligung in den unteren Sozialschichten statt.

Unabhängig von den Modellen für den Bildungsverlauf der Männer wurden die Verläufe der Frauen untersucht. Bei ihnen zeigte sich erst in der Kohorte 1949–51 eine

Abschwächung des Zusammenhangs zwischen der sozialen Herkunft und den Bildungsentscheidungen. Nach dem Logit-Modell für die Entscheidung zwischen den beiden Arten weiterführender Schulen hatte der Status des Vaters in der Kohorte 1949–51 keinen signifikanten Einfluß. Damit bestand in der Kohorte 1949–51 kein Zusammenhang mehr zwischen dieser Entscheidung und der sozialen Herkunft. Wie bei den Männern fand demnach auch bei den Frauen zuerst ein Rückgang des Einflusses der Eltern auf die Wahl zwischen den beiden Arten weiterführender Schulen statt. Dies kann ähnlich wie bei den Männern in der Weise gedeutet werden, daß zunächst Töchter aus kleinbürgerlichen Schichten einen Anspruch auf eine höhere Bildung erhoben haben. Inwieweit dies bei den Frauen das Ergebnis eines langandauernden Strebens des Kleinbürgertums nach höherer Bildung war, ist jedoch offen. Alternativ kann diese Veränderung bei den Frauen auch als Folge von Veränderungen der weiblichen Bildungsnormen gedeutet werden, die allmählich von den höheren Sozialschichten auf die niedrigeren sozialen Schichten übergriffen.

Im Gegensatz zur linearen Regression führte die Modellierung der einzelnen Übertritte im Bildungssystem auf signifikante Kohortenunterschiede in der Wirkung der sozialen Herkunft. Wie bei der linearen Regression wurde zunächst die Zuverlässigkeit dieser Kohortenunterschiede mit Hilfe von diagnostischen Verfahren überprüft. Dies erschien um so dringlicher, als besonders bei den Modellen für den Abschluß der gewählten Schulart die Fallzahlen recht klein waren.

Um die Zuverlässigkeit der Kohortenunterschiede in den Logit-Modellen überprüfen zu können, wurde in Abschnitt 2.6.4 ein weiteres diagnostisches Verfahren eingeführt. Ein wichtiger Aspekt der Beurteilung der Schätzer für die Herkunftseinflüsse oder Kohortenunterschiede liegt in der Zahl von Beobachtungen, von denen die Schätzung abhängt. Zu diesem Zweck wurden für die Schätzer im Logit-Modell die empirischen Einflußfunktionen berechnet. Die empirischen Einflußfunktionen $\Delta\beta$ sind Näherungen an für die Änderungen in den geschätzten Parametern, wenn eine Beobachtung bei der Schätzung nicht berücksichtigt wird.

Während sich die Kohortenunterschiede bei der Wahl des Schultyps als stabil erwiesen, zeigten sich bei den Modellen für den Abschluß der gewählten Schulart, daß die geschätzten Parameter stark von einzelnen Beobachtungen abhängen. Die Kohortenunterschiede beim Einfluß der sozialen Herkunft auf den Abschluß des Gymnasiums oder der Volksschule sollten daher mit Zurückhaltung interpretiert werden. Die Näherungen $\Delta\beta$ für die Änderungen in dem geschätzten Parameter bei der Schätzung ohne die jeweilige Beobachtung erwiesen sich als nützliches Hilfsmittel für die Beurteilung der Schätzergebnisse im Logit-Modell. Ein großer Vorteil des Verfahrens ist seine einfache Interpretation. Ein anderer Vorteil liegt in seiner Verfügbarkeit. Das Programmpaket SAS berechnet standardisierte $\Delta\beta$ für Logit-Modelle. Die standardisierten $\Delta\beta$ berücksichtigen die Standardabweichung des geschätzten Parameters. Dadurch sind die standardisierten $\Delta\beta$ nicht so anschaulich interpretierbar wie die in der vorliegenden Arbeit verwendeten unstandardisierten $\Delta\beta$. Durch eine einfache Multiplikation können jedoch aus den standardisierten $\Delta\beta$ die unstandardisierten $\Delta\beta$ berechnet werden. Die $\Delta\beta$ wurden nur für die Beurteilung der Stabilität der Parameter benutzt. Man kann mit ihrer Hilfe jedoch auch einzelne Beobachtungen identifizieren, die die geschätzten Parameter besonders stark beeinflussen.

In der Praxis erwiesen sich die $\Delta\beta$ insofern als unbefriedigend, als sie nur den Ausschluß einzelner Beobachtungen berücksichtigen. Meist gibt es jedoch Gruppen von Ausreißern, die gemeinsam einen großen Einfluß auf den geschätzten Parameter ausüben.

Bei dem Ausschluß einer einzelnen Beobachtung kann der Parameter dann relativ stabil bleiben. Nötig sind daher Verfahren für die Abschätzung des Einflusses von Gruppen von Beobachtungen. Erste Arbeiten zu dieser Frage liegen bereits vor. Ihre Anwendung erscheint jedoch sehr aufwendig, so daß sie in dieser Arbeit unterblieb.

Die Stabilitätsanalysen mit Hilfe der $\Delta\beta$ haben die Kohortenunterschiede der Wirkung der sozialen Herkunft auf die Wahl der weiterführenden Schule bestätigt. Dadurch stellt sich die Frage, warum in der linearen Regression der Einfluß der sozialen Herkunft über die Kohorten nicht abnimmt. In Abschnitt 2.4.1 konnte gezeigt werden, wie die Parameter der linearen Regression und die Parameter der Logit-Modelle formal zusammenhängen. Die Regressionsparameter sind gewichtete Linearkombinationen der Parameter der Logit-Modelle und der Bildungsverteilung in den verschiedenen Kohorten. Man könnte nun versuchen, durch Einsetzen der Logit-Parameter und der Bildungsverteilungen die Regressionskoeffizienten zu rekonstruieren, um den Mechanismus zu identifizieren, durch den die Herkunftseffekte im Regressionsmodell als konstant geschätzt werden. Dies erwies sich jedoch als nicht praktikabel, weil in der linearen Regression weitaus mehr Bildungsabschlüsse und Bildungswege berücksichtigt wurden als mit den Logit-Modellen rekonstruierbar sind. Hinzu kam, daß die Zusammenhänge sehr komplex und nichtlinear sind, so daß grobe Näherungen nicht ausreichen.

Wenn man die Änderungen der Bildungsverteilung betrachtet, dann sieht man allerdings auch direkt Gründe dafür, daß sich die Kohortenunterschiede in den Logit-Modellen nicht in der linearen Regression niederschlagen. Dies sei durch ein Beispiel veranschaulicht. In Abschnitt 2.4.1 wurde gezeigt, daß der Logit-Parameter mit $p * (1 - p)$ gewichtet wird, wobei p die Wahrscheinlichkeit für den Bildungsabschluß in der bei der linearen Regression verwendeten Skala ist (vgl. Gleichung (7)). In der Kohorte 1929–31 begannen 8 Prozent der Männer in der Stichprobe ein Studium, während es in der Kohorte 1949–51 23 Prozent waren. Im Logit-Modell für den Wechsel auf eine weiterführende Schule betrug der Parameter des Status des Vaters für die Kohorte 1929–31 0.0124, und für die Kohorte 1949–51 betrug er 0.007. Die Berechnung von $19 * p * (1 - p) * \text{Parameter}$ führt in beiden Kohorten auf den Wert 0.02. Der unterschiedliche Einfluß des Status des Vaters beim Wechsel auf eine weiterführende Schule wird also durch den höheren Anteil von Hochschulabsolventen gerade ausgeglichen. Wenn sich im Regressionsmodell daher keine signifikanten Kohortenunterschiede des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Bildungsabschlüsse gezeigt haben, dann kann dies daran liegen, daß sich zugleich mit den unterschiedlichen Einflüssen der Eltern auch die Verteilung der Bildungsabschlüsse über die Kohorte geändert hat. Das Beispiel zeigt, wie die Zunahme des Anteils der Studenten den Rückgang des Einflusses des Status des Vaters beim Wechsel auf eine weiterführende Schule ausgleichen kann. Angesichts der Komplexität des Problems und der unvollständigen Modellierung der verschiedenen Übergangswahrscheinlichkeiten ist es jedoch nicht möglich, eine bestimmte Änderung der Bildungsverteilung zu identifizieren, die für die Konstanz der Regressionsparameter über die Kohorten ausschlaggebend war.

Man kann daher die Ergebnisse der Analysen zum Einfluß der sozialen Herkunft auf die Bildung des Kindes folgendermaßen zusammenfassen.

1. Inhaltlich wurden die Hypothesen bestätigt, nach denen der Einfluß der sozialen Herkunft über die betrachteten Kohorten abgenommen hat. Insbesondere der Status des Vaters, der auch als Indikator für die finanzielle Situation der Familie interpretiert

wurde, hat sowohl für die Söhne als auch für die Töchter an Bedeutung verloren. Weder beim Abschluß einer Lehre noch beim Übergang zu einem Studium konnten Kohortenunterschiede im Einfluß der sozialen Herkunft beobachtet werden. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit verschiedenen anderen Arbeiten, beispielsweise von De Graaf und Huinink (1992) oder von Müller und Haun (1994). Die Vermutung gleichbleibender Herkunftseffekte, wie sie Müller und Mayer (1976) oder Blossfeld (1993) geäußert haben, wurden daher nicht bestätigt.

Die spezifische Wahl der Entscheidungen im Bildungssystem ermöglichte zwei weitere bemerkenswerte Beobachtungen. Zum einen zeigte sich, daß sowohl bei Frauen als auch bei Männern zunächst der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Entscheidung zwischen der Mittelschule und dem Gymnasium abgenommen hat. Überlegungen, die an dem steigenden Wohlstand in den betrachteten Kohorten anknüpfen, würden eher eine soziale Öffnung des Übertritts zu den weiterführenden Schulen erwarten lassen. Bei den Männern kann der Rückgang der Herkunftseinflüsse ab der Kohorte 1939–41, bei den Frauen erst für die Kohorte 1949–51 beobachtet werden. Diese Ergebnisse wurden als Hinweis darauf interpretiert, daß die soziale Öffnung der Bildungswege bei den höheren Bildungsabschlüssen ihren Ausgang nahm und erst später die unteren Bildungsabschlüsse betraf. Für die Männer wurde dieses Phänomen mit dem Bildungsstreben des Kleinbürgertums erklärt, das schon lange auf einen Zugang zur höheren Bildung drängte. Bei den Frauen wurde dagegen auf die Abschwächung der geschlechtsspezifischen Bildungsnormen als mögliche Ursache hingewiesen. Im übrigen entspricht die Vorstellung einer sozialen Öffnung zunächst der oberen Bildungsabschlüsse der MMI-These von Raftery und Hout (1990). Diese These der „Maximally Maintained Inequality“ besagt, daß erst dann ein Bildungsabschluß für niedrigere Statusgruppen geöffnet wird, wenn die höheren Statusgruppen keinen Zuwachs mehr erreichen können.

Zum anderen hat die Wahl der Übertrittsentscheidungen einen Bezug der Herkunftseinflüsse auf die institutionellen Rahmenbedingungen des Bildungssystems ermöglicht. Dadurch bietet sich eine weitere Erklärung für die erneute Zunahme des Einflusses des Status des Vaters auf die Wahl zwischen Mittelschule und Gymnasium in der Kohorte 1949–51 bei den Männern. In dieser Kohorte haben die Herkunftseinflüsse auf den Wechsel zu einer weiterführenden Schule für Männer im Vergleich zu der Kohorte 1939–41 zugenommen. Dies entspricht auch den Erwartungen angesichts des Ausbaus der weiterführenden Schulen. Die Gründung von Mittelschulen und Gymnasien fand besonders häufig in ländlichen Regionen statt mit dem Ziel, das Bildungsgefälle zwischen Stadt und Land zu verringern. Durch diese Neugründungen sollte der Übergang auf eine weiterführende Schule für Landkinder leichter geworden sein. Wegen der geringen Verbreitung der Mittelschule hatte das Gymnasium zuvor häufig ihre Funktion übernommen, so daß viele Schüler das Gymnasium nach dem zehnten Schuljahr verlassen hatten. Da mit den Gymnasien auch gleichzeitig die Mittelschulen ausgebaut wurden, sollte sich die soziale Zusammensetzung der Schulen stärker nach dem Schultyp gerichtet haben als zuvor. Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Wahl zwischen beiden Schultypen sollte daher mit dem Schulausbau zugenommen haben. Dies bedeutet nicht, daß das Gymnasium im Vergleich zur Mittelschule in der Kohorte 1949–51 eine sozial selektivere Schülerpopulation hatte als in der Kohorte 1939–41. Wegen des Rückgangs der Herkunftseffekte auf den Wechsel zu einer weiterführenden Schule liegt

der Analyse der Wahl zwischen Mittelschule und Gymnasium allerdings eine sozial weniger selektive Gruppe zugrunde.

2. Die Modellierung der einzelnen Übertrittsentscheidungen hat sich in verschiedener Hinsicht als fruchtbar erwiesen. Einerseits konnten auf diesem Wege Kohortenunterschiede im Einfluß der sozialen Herkunft auf die Bildung des Kindes gefunden werden. Im Gegensatz zur linearen Regression sind die Ergebnisse der Logit-Modelle nicht von der Bildungsverteilung abhängig. Dies ist der Grund dafür, daß sich in der linearen Regression keine Kohortenunterschiede gezeigt haben. Im Vergleich zur Arbeit von Müller und Haun können – wie beschrieben – die Entscheidungen klarer identifiziert werden, an denen die Änderungen der Herkunftseinflüsse auftreten.

Daneben erlaubt diese Art der Modellierung die Berücksichtigung der jeweils aktuellen Lebensumstände, insoweit sie für die Entscheidung relevant waren. So erweist sich die Größe des Wohnorts im Alter von zehn Jahren bei den Männern für die Wahl des Schultyps als wichtig. Dies kann auf die geringere Verbreitung beider Arten weiterführender Schulen in kleinen Gemeinden zurückgeführt werden. Bei den Frauen findet sich dieser Zusammenhang nicht. Da die Frauen der älteren Kohorten relativ selten auf weiterführende Schulen wechselten, spielte das Angebot dieser Schultypen für sie wahrscheinlich eine geringere Rolle. Vielmehr hing bei den Frauen der Abschluß einer Lehre von der Größe des Wohnorts im Alter 14 ab. Neben der unterschiedlichen Wertschätzung der Bildung von Frauen in städtischen und in ländlichen Gegenden sollte vor allem das Lehrstellenangebot ein Grund für diese Unterschiede sein.

Als weitere Aspekte der Lebenssituation wurden verschiedene Familienkonstellationen berücksichtigt, bei denen ein besonders großer Einfluß der Bildung der Mutter erwartet wurde. Es handelt sich um die Abwesenheit des Vaters, die Berufstätigkeit der Mutter und um Familien, in denen die Mutter eine höhere Bildung hat als der Vater. In den Logit-Modellen gab es nur einen signifikanten Effekt der Familienkonstellationen. Wenn die Mutter berufstätig war, bevor die Tochter 15 Jahre alt war, dann wechselte die Tochter häufiger auf eine weiterführende Schule. Möglicherweise waren die Erfahrungen im Berufsleben ausschlaggebend dafür, daß diese Mütter den Nutzen einer allgemeinen Bildung für ihre Töchter als besonders groß einschätzten.

3. In dem Abschnitt über die Bildungsanalysen wurden verschiedene diagnostische Verfahren vorgestellt und angewendet. Die Heteroskedastie- und die Multikollinearitätsanalysen haben zur Absicherung verschiedener Schätzergebnisse in der linearen Regression beigetragen. Die Berechnungen der empirischen Einflußfunktionen $\Delta\beta$ haben die Zuverlässigkeit oder die Unzuverlässigkeit der geschätzten Parameter in den Logit-Modellen gezeigt. Aufgrund dieser Analysen wurde von einer Interpretation des geringeren Einflusses der Bildung der Mutter auf den Abschluß des Gymnasiums in der Kohorte 1949–51 bei den Männern abgesehen. Eine detailliertere Vorgehensweise hätte darin bestanden, die Beobachtungen zu identifizieren, die zu dem großen negativen Parameter geführt haben. Dies hätte die Einschätzung des Parameters weiter verbessert. Die Anwendung der $\Delta\beta$ hat die Nützlichkeit dieses Verfahrens deutlich gemacht, so daß eine routinemäßige Überprüfung empfohlen werden kann. Die $\Delta\beta$ können zu einer besseren Einschätzung der Zuverlässigkeit der Parameter beitragen. Darüber hinaus ermöglichen sie die Überprüfung der Interpretation der Parameter, weil die Beobachtungen, die besonders viel zu seiner Signifikanz oder Insignifikanz beitragen, identifiziert werden können. Allerdings wäre es wünschenswert, das hier

verwendete Verfahren auf die Analyse des Einflusses von Gruppen von Beobachtungen zu erweitern.

In der durchgeführten Analyse des Bildungsverlaufs gibt es verschiedene „Lücken“. So konnten nur einige Übergangentscheidungen modelliert werden. Weder die Schulwechsler noch die Verastelungen der beruflichen Bildung wurden genauer betrachtet. Zu geringe Fallzahlen machten ein solches Unterfangen unmöglich. Aufgrund der Fallzahlen konnten auch die Indikatoren der sozialen Herkunft nicht so differenziert berücksichtigt werden, wie es theoretische Überlegungen nahelegen. So konnte beispielsweise der Effekt der Zahl der Geschwister nicht nach Kohorten differenziert werden. Die Bildung und der Status des Vaters konnten nicht speziell in den verschiedenen Familienkonstellationen berücksichtigt werden. Dies trug möglicherweise dazu bei, daß die Familienkonstellationen fast keine signifikanten Einflüsse hatten.

Eine weitere „Lücke“ ergab sich, weil nicht geklärt werden konnte, welche Änderungen der Bildungsverteilung über die Kohorten in der linearen Regression die in den Logit-Modellen beobachtete unterschiedliche Wirkung der sozialen Herkunft ausgeglichen hat. Die Möglichkeit, dies mit umfangreicheren Daten und detaillierteren Analysen zu tun, wird allerdings skeptisch beurteilt.

Die dritte „Lücke“ betrifft den Beobachtungszeitraum. Die hier untersuchten Kohorten haben die wichtigsten Bildungsentscheidungen bereits vor dem Höhepunkt der Bildungsexpansion getroffen. Man muß daher jüngere Geburtskohorten befragen, um zu erfahren, ob sich die Tendenz zur sozialen Öffnung der Wahl des Schultyps fortgesetzt hat.

Zum zweiten Teil

Der zweite Teil dieser Arbeit hatte den Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Berufsverlauf zum Inhalt. In empirischen Modellen wird die Messung sozialer Ungleichheit meist auf die Messung der Ungleichheit von Berufspositionen verkürzt. In Kapitel 3 wurde ein Überblick über die wichtigsten Modelle gegeben, mit denen in der Literatur der Einfluß der sozialen Herkunft auf den Beruf untersucht wird. Grundsätzlich kann man zwei Arten von Modellen unterscheiden, je nachdem, wie die Berufspositionen gemessen werden. Verwendet man mehrere Kategorien von Berufen, dann bietet sich die Analyse von Mobilitätstabellen an. Reduziert man die verschiedenen Aspekte von Ungleichheit auf eine einzige Dimension, dann liegen Pfadmodelle nahe. Bei der Analyse von Mobilitätstabellen geht es eher um eine Beschreibung der Struktur sozialer Mobilität, während bei der Verwendung von Pfadmodellen nach dem Zusammenhang des Berufsstatus mit anderen Eigenschaften einer Person gefragt wird. Beide Modelle zielen daher auf unterschiedliche Fragestellungen und beide Modelle rücken unterschiedliche Aspekte der Realität in den Vordergrund. Pfadmodelle beziehen sich eher auf eine offene Gesellschaft, in der jeder Mensch die Chance hat, jede gesellschaftliche Position zu erreichen. Mobilitätstabellen betonen demgegenüber die Mobilitätsbarrieren in einer Gesellschaft.

Für die Mobilitätstabellen wurden verschiedene deskriptive Statistiken vorgestellt sowie die loglinearen Modelle für die multivariate Analyse. Die statistischen Probleme, auf die eingegangen wurde, beziehen sich auf die Modellwahl, auf die Eindeutigkeit der Modelle sowie die Möglichkeit, erklärende Variablen zu berücksichtigen. Darüber hinaus wurden Probleme bei der Anwendung auf die berufliche Mobilität zwischen zwei

Generationen diskutiert, so beispielsweise die Interpretation der Randverteilungen und die Reduktion der Berufsverläufe auf je einen Meßzeitpunkt.

Bei der Verwendung von Pfadmodellen wird häufig ein kausaler Zusammenhang zwischen den berücksichtigten Variablen unterstellt. Eine kurze Vorstellung von Kausalitätstheorien hatte zum Ziel, die Problematik des Kausalitätsbegriffs zu veranschaulichen und seine Beziehung zu Pfadmodellen aufzuzeigen. Darüber hinaus wurden in dem Abschnitt über Pfadmodelle konkrete Schätzprobleme erörtert sowie die Frage der Eindeutigkeit der Modelle. Ein weiteres Problem bei der Anwendung von Pfadmodellen ergibt sich aus den verschiedenen Annahmen, die üblicherweise gemacht werden, um die Parameter in Pfad- bzw. Kovarianzstrukturmodellen überhaupt schätzen zu können. Diese Annahmen sind willkürlich und werden meist nicht überprüft. Die Anwendung von Pfadmodellen auf den Statuszuweisungsprozeß legt eine Beschreibung des Bildungs- und Stuserwerbs als Prozeß der Ressourcenumwandlung nahe in der Weise, daß eine Einheit einer Ressource den Berufsstatus um eine gewisse Zahl von Einheiten erhöht. Die Strukturen des Arbeitsmarkts werden bei dieser Modellierung weitgehend vernachlässigt.

Schließlich wurden im letzten Abschnitt des Kapitels 3 Modelle vorgestellt, in denen die Zeitdimension des Statuszuweisungsprozesses berücksichtigt wird. Dies ist nötig, wenn verschiedene Berufswechsel einer Person analysiert werden sollen oder beispielsweise die Dauer, bis eine Person den gleichen Status hat wie der Vater. Ratenmodelle beschreiben die Dauer bis zum Eintritt eines bestimmten Ereignisses. Dies hat für die Beschreibung von Berufsverläufen den Nachteil, daß der absolute Statusverlauf nicht berücksichtigt wird. Es wurden zwei Lösungsvorschläge für dieses Problem diskutiert. Petersen hat vorgeschlagen, die Dauer bis zu einem Wechsel des Arbeitsplatzes und die Statusänderung getrennt zu modellieren. Eine separate Schätzung beider Raten wurde jedoch verworfen, weil sie nicht effizient ist. Für die Beschreibung eines absoluten Verlaufs erscheinen auch Differentialgleichungen geeignet. Ihre Lösung ist jedoch oft nur mit Hilfe einer diskreten Approximation möglich. Dabei entsteht das Problem, daß unterschiedliche Diskretisierungen auf unterschiedliche Lösungen führen können.

In dem Überblick in Kapitel 3 wurde eine ganze Bandbreite von Modellen beschrieben, bei denen jeweils unterschiedliche Aspekte der Berufsmobilität oder der intergenerationalen Mobilität im Vordergrund stehen. In der vorliegenden Arbeit wurde ein Ratenmodell für die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg verwendet. Bevor das Modell geschätzt wurde, wurden in einem weiteren methodisch orientierten Kapitel neuere Entwicklungen der Theorie der Ereignisdatenanalyse beschrieben. Zwei zentrale Begriffe dieser Theorie sind der „Zählprozeß“ und das „Martingal“. Bei beiden handelt es sich um stochastische Prozesse, das heißt um Folgen von Zufallsvariablen. Der Zählprozeß (N_t) besteht aus einer Folge von Zufallsvariablen N_t . Zu jedem Zeitpunkt t gibt es eine Variable, die angibt, ob das interessierende Ereignis bereits eingetreten ist oder nicht. Solange das Ereignis noch nicht eingetreten ist, hat der Prozeß den Wert null. Sobald das Ereignis eintritt, nimmt der Zählprozeß den Wert eins an.

Man kann nun jeden Zählprozeß in einen vorhersagbaren Teil (Λ_t) und einen zufälligen Teil (M_t) aufspalten. Vorhersagbar bedeutet, daß der Wert des Prozesses (Λ_t) an t bereits vor dem Zeitpunkt t bekannt ist. Man wählt Λ_t gerade als Erwartungswert von N_t , gegeben die Vergangenheit des Prozesses bis kurz vor t . Bei dieser Wahl ergibt sich die Differenz $(N_t) - (\Lambda_t) = (M_t)$ gerade als Martingal. Martingale können als verallgemeinerte Residuen aufgefaßt werden. Zu jedem Zeitpunkt t ist die erwartete Differenz von N_t und Λ_t gleich null.

In dem Kapitel über die Verwendung von Zählprozessen wurde diese Modellierung ausführlicher beschrieben. Ihr Vorteil gegenüber dem üblichen theoretischen Rahmen zeigt sich beispielsweise bei der Verwendung zeitabhängiger Kovariablen oder bei komplexen Zensierungsmechanismen. Wenn der Kovariablenwert an t oder der Zensierungszeitpunkt t bereits durch Informationen festliegt, die vor t bekannt sind, dann stellen weder zeitabhängige Kovariablen noch komplexe Zensierungsmuster ein Problem für die Modellierung dar.

Als spezielle Anwendungen der Martingaltheorie wurden in Abschnitt 4.5.3 Martingalresiduen und in Abschnitt 4.5.4 die empirische Einflußfunktion für die Parameter im Cox-Modell vorgestellt. Die empirische Einflußfunktion eines geschätzten Parameters im Cox-Modell gibt für jede Beobachtung näherungsweise an, wie sehr sich der Parameter ändern würde, wenn die Beobachtung ein zweites Mal zur Stichprobe hinzugefügt würde. Ein großer positiver Wert bedeutet, daß die Beobachtung den geschätzten Parameter in eine positive Richtung verschiebt. Die Einflußfunktion läßt erkennen, ob der geschätzte Parameter eventuell nur von einigen wenigen Beobachtungen abhängt, oder sie läßt eine Gruppe von Beobachtungen erkennen, die den geschätzten Parameter in besonderer Weise beeinflussen. Indem man versucht, weitere Gemeinsamkeiten dieser Gruppe herauszufinden, erhält man Hinweise auf Mechanismen, die zu dem geschätzten Parameter führen. Insofern kann die empirische Einflußfunktion auch zur Überprüfung von Erklärungshypothesen dienen.

Daneben ermöglicht die Einflußfunktion eine Überprüfung der Modellannahmen des Cox-Modells. Wenn die empirische Einflußfunktion ein systematisches Muster zeigt, dann weist dies auf eine Verletzung der Modellannahmen hin.

Die empirische Einflußfunktion wurde mit einem Programm in SAS IML berechnet, was sich für die zeitabhängigen Kovariablen als recht aufwendig erwies.

Die empirische Analyse im zweiten Teil der Arbeit behandelt die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg. Aufstiege wurden dabei mit einer Klassifikation gemessen, in der die beruflichen Stellungen zu sechs Schichten zusammengefaßt worden waren. Bei den Frauen wurde der Erwerbsverlauf zensiert, wenn sie mindestens für ein Jahr ihre Berufstätigkeit aus familiären Gründen unterbrochen. Es wurde diskutiert, inwieweit diese Zensierung mit der zu schätzenden Aufstiegsrate zusammenhängt. Wenn gerade solche Frauen ihre Erwerbstätigkeit unterbrochen haben, die nur sehr geringe Aufstiegschancen hatten, würde die Aufstiegsrate durch die im Modell verbleibenden Frauen überschätzt. Nicht zuletzt mit dem Hinweis auf die geringqualifizierten Frauen, die aus finanziellen Gründen erwerbstätig waren, wurde die Annahme eines starken Zusammenhangs zwischen der Aufstiegsrate und der Zensierung abgelehnt. Man kann nicht von der Zensierung auf die Aufstiegschance schließen.

Der Einfluß der sozialen Herkunft auf die Aufstiegschance wurde mit Hilfe von Cox-Modellen geschätzt. Bevor dies geschah, wurde untersucht, ob die Proportionalitätsannahmen im Cox-Modell erfüllt waren. Im Cox-Modell wird angenommen, daß eine Kovariable die Rate über den gesamten Verlauf um einen konstanten Wert verschiebt. Es zeigte sich, daß dieser Zusammenhang für die berufliche Bildung von Arbeitern nicht zutraf. Arbeiter und Arbeiterinnen sind in dem betrachteten Zeitraum vielmehr in hohem Maße unmittelbar nach dem Abschluß einer beruflichen Weiterbildung aufgestiegen.

Aus diesem Grund konnte die berufliche Bildung bei den Arbeitern nicht als Kovariable im Cox-Modell verwendet werden. Daher wurde mit einem Logit-Modell untersucht, ob

in den betrachteten Geburtskohorten zwischen der sozialen Herkunft und der Weiterqualifikation von Arbeitern ein Zusammenhang bestanden hat. Das Modell konnte nur für Männer und nur für Facharbeiter geschätzt werden. Bei den Frauen war die Fallzahl zu gering. Insofern eine Weiterqualifikation für Arbeiter fast gleichbedeutend mit einem beruflichen Aufstieg war, konnte der Einfluß der Eltern auf die Weiterqualifikation als ein indirekter Einfluß auf den Aufstieg des Kindes interpretiert werden.

Im Logit-Modell erwies sich der Status des Vaters in allen drei Kohorten als der stärkste Prädiktor für eine berufliche Weiterqualifikation von Facharbeitern. Je höher der Status des Vaters war, desto größer war die Wahrscheinlichkeit für eine Weiterqualifikation des Sohnes. Die berufliche Weiterqualifikation wurde also erfolgreich als Instrument der Statusvererbung eingesetzt. Erstaunlich ist, daß sich dieser Zusammenhang nicht während der expansiven Phase der 1960er Jahre abgeschwächt hat, als sich besonders viele Facharbeiter weiterqualifiziert haben. Es wurde darüber spekuliert, ob die soziale Öffnung möglicherweise deshalb ausblieb, weil damals viele Männer Facharbeiter wurden, die bei einer anderen Arbeitsmarktlage direkt eine höhere Qualifikation erworben hätten.

Für alle Personen außer den Arbeitern, die sich nach dem Eintritt ins Erwerbsleben weiterqualifiziert haben, wurde ein Cox-Modell für die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg geschätzt. Dies geschah getrennt für Männer und Frauen. Ein wesentlicher Unterschied zur üblichen Modellierung bestand darin, daß die Bildung der Person sowie die Bildung und der Status der Eltern in Relation zum Einstiegsberuf gemessen wurden. Dies geschah deshalb, weil die Tatsache allein, daß ein Vater beispielsweise ein Facharbeiter war, keinerlei Schlüsse über die Aufstiegschancen erlaubt. Wenn man dagegen weiß, daß die Person selbst ein angelernter Arbeiter ist, dann kann ein Vater, der ein Facharbeiter ist, von Vorteil sein gegenüber einem geringer qualifizierten Vater. Für einen Akademiker sollte dies dagegen eher einen Nachteil darstellen. Für die übrigen im Modell berücksichtigten Ressourcen wurden analoge Überlegungen angestellt. Sie führten dazu, daß diese Ressourcen immer in Relation zur Berufseintrittsplazierung des Kindes gemessen wurden. So wurde der Status des Vaters nur über seine Differenz zum Berufsstatus des Kindes gemessen. Analog wurde die Bildung der Mutter als Differenz ihres Bildungsabschlusses zu dem bei der Einstiegsposition üblichen Bildungsabschluß gemessen. Für diese Messung der Ressourcen der Eltern sprach auch die Annahme, daß die Eltern Aufstiege hauptsächlich durch Informationen über Aufstiegsmöglichkeiten und -strategien und durch Ausnutzen ihrer Netzwerke unterstützen können. Wenn sie selbst eine höhere Bildung haben als bei der Berufseintrittsposition des Kindes üblich, dann kennen sie auch andere Leute mit einer solchen Bildung, die dem Kind möglicherweise behilflich sein können. Außerdem können sie die Anforderungen für einen Aufstieg besser einschätzen, weil sie die Regeln und Gepflogenheiten der Tätigkeitsbereiche kennen, in die das Kind vorrücken will.

Die Analysen mit Hilfe des Cox-Modells haben eine, aufgrund theoretischer Überlegungen bereits vermutete, unterschiedliche Wirkung der Bildung bei Arbeitern und bei Angestellten bzw. Beamten gezeigt. Ein Überschuß an beruflicher Bildung hat bei den Männern im Cox-Modell keinen Einfluß auf die Aufstiegsrate. Dagegen verlangsamt eine geringere berufliche Bildung, als andere Personen mit derselben Einstiegsposition haben, den beruflichen Aufstieg von Angestellten bzw. Beamten. Berufliche Bildung ist für Angestellte bzw. Beamte notwendig, aber nicht hinreichend für einen beruflichen Aufstieg. Bei

den Frauen zeigte sich dagegen ein positiver Einfluß eines Überschusses an beruflicher Bildung. Dieser wurde darauf zurückgeführt, daß Frauen oft unterhalb ihres Qualifikationsniveaus in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind und erst im Laufe ihres Erwerbslebens einen ihrer Qualifikation angemessenen Arbeitsplatz finden konnten.

Sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen hatte der Statusüberschuß bzw. das Statusdefizit des Vaters in den beiden älteren Kohorten einen signifikanten Effekt auf die Aufstiegsrate. Dies wurde für die älteste Kohorte aufgrund ihrer schlechten Berufseintrittssituation auch erwartet. Die Abnahme des Einflusses des Status des Vaters über die Kohorten entsprach ebenfalls der Erwartung aufgrund der günstigen wirtschaftlichen Lage in den jüngeren Kohorten. Die Abnahme der Bedeutung des Status des Vaters erwies sich allerdings nur bei den Frauen als signifikant. Eine einfache Interpretation der abnehmenden Bedeutung des Status des Vaters boten die beobachteten Statusdifferenzen zwischen dem Status des Vaters und dem des Kindes. Die mittlere Differenz zwischen dem Status des Vaters und dem Status des Sohnes oder der Tochter ist über die Kohorten gesunken. Die Väter befanden sich daher immer seltener in einer Lage, in der sie über für das Kind nützliche Informationen oder Netzwerke verfügten.

Zwar war bei den Männern die Abnahme der Bedeutung des Status des Vaters nicht signifikant, aber in der jüngsten Kohorte war kein Zusammenhang der Statusdifferenz zwischen Vater und Sohn mit der Aufstiegschance des Sohnes zu erkennen. Dies wurde als eine geringere Bedeutung der finanziellen Ressourcen, der beruflichen Netzwerke und der Informationen aus dem Kollegenkreis in der jüngsten Kohorte interpretiert. Allerdings zeigte sich in den beiden jüngeren Geburtskohorten ein signifikanter Effekt des Bildungsüberschusses bzw. -mangels der Mutter, was als Hinweis auf eine größere Bedeutung ihres Netzwerkes und ihrer Werteinstellungen betrachtet wurde.

Die Mutter hatte bei den Frauen nur in der Kohorte 1929–31 einen signifikanten Einfluß, und zwar über ihren Berufsstatus. Dies bestätigte erneut die These von der besonders ungünstigen Situation dieser Kohorte, die ihre niedrigen Berufseinstiege durch spätere Aufstiege ausgleichen mußte. Die große Bedeutung der Statusdifferenz zwischen Mutter und Tochter in dieser Geburtskohorte kann aber auch auf den besonderen Einfluß beruflich erfolgreicher Mütter hinweisen. Mütter, die auf diese Weise von der damals geltenden Norm der Frau als Hausfrau und Mutter abgewichen waren, waren wahrscheinlich Vorbilder für ihre Töchter, ebenfalls diese Norm zu durchbrechen und eine eigenständige Berufskarriere anzustreben.

Inhaltlich sind über den Einfluß der Eltern auf die beruflichen Aufstiege vier Aspekte festzuhalten.

- Die Kodierung der Ressourcen der Eltern und der eigenen Bildung der Person in Relation zum Erstberuf des Kindes hat sich als fruchtbar erwiesen und erlaubt sehr plausible Interpretationen der beobachteten Einflüsse.
- Die allgemeine und die berufliche Bildung haben einen großen Einfluß auf berufliche Aufstiege. Bei Arbeitern ist nur die berufliche Qualifikation von Bedeutung. Auf eine berufliche Weiterqualifikation von Arbeitern folgte in den betrachteten Kohorten meist direkt ein beruflicher Aufstieg. Bei Frauen beschleunigte ein Überschuß an beruflicher Bildung ebenfalls den beruflichen Aufstieg. Dies wurde zu einem Teil darauf zurückgeführt, daß diese Frauen unterhalb ihres Qualifikationsniveaus in das Erwerbsleben eingestiegen sind. Bei den Männern verlangsamte ein Mangel an beruflicher Ausbildung den beruflichen Aufstieg bei Angestellten und Beamten.

- Aus den geschätzten Modellen gingen klare Zusammenhänge zwischen der sozialen Herkunft und dem Zeitpunkt des ersten beruflichen Aufstiegs hervor. Wenn in anderen Analysen, beispielsweise der Analyse von Mayer und Carroll, keine solchen Einflüsse gefunden werden, dann kann dies an der Vernachlässigung der Berufspositionen des Kindes bei der Messung der Herkunftsressourcen liegen. Aufstiege in den unteren und mittleren Sozialgruppen können mit der üblichen Messung des Status des Vaters nicht angemessen abgebildet werden.
- Bei Männern blieb der Gesamteinfluß der sozialen Herkunft über die Kohorten gleich, wobei allerdings eine Verschiebung weg von den finanziellen Ressourcen hin zu den kulturellen Ressourcen beobachtet wurde. Bei den Frauen zeigte sich dagegen ein Rückgang des Einflusses der sozialen Herkunft.

In methodischer Hinsicht ist auf zwei Anwendungen hinzuweisen. Eine nichtparametrische Schätzung der Aufstiegsrate mit Hilfe von Kernschätzern erlaubte es, eine Vorstellung von den Aufstiegsraten zu erhalten, ohne weitere Annahmen machen zu müssen. Sie stellte damit wertvolle Informationen über den Prozeß bereit, die bei der Modellbildung berücksichtigt werden konnten.

Daneben nahm die Schätzung der Einflußfunktionen für die Parameter im Cox-Modell einen breiten Raum ein. Sie erlaubte nicht nur eine Einschätzung der Stabilität der Parameter. Durch die Betrachtung besonderer Gruppen von Beobachtungen oder von extremen Beobachtungen konnte sie die Zusammenhänge veranschaulichen, die auf die geschätzten Parameter geführt haben. So zeigten beispielsweise die Einflußfunktionen im Modell für die Männer, daß es trotz eines nichtsignifikanten Parameters für den Überschuß an beruflicher Bildung eine Gruppe von Männern gibt, die von ihrem Bildungsüberschuß profitiert haben. Dabei handelt es sich ausschließlich um Männer aus den mittleren Angestellten- oder Beamtenkategorien. Wenn sie ein Abitur und ein Studium gemacht haben, dann sind sie schneller aufgestiegen. Andererseits konnte festgestellt werden, daß es trotz eines signifikant negativen Effekts des Defizits an beruflicher Bildung Personen gab, die aufgestiegen sind, obwohl sie über weniger berufliche Bildung verfügt haben als die meisten Personen mit derselben Berufseintrittsposition. Es handelte sich vor allem um einfache Angestellte und Beamte, die trotz fehlender Bildung recht schnell aufsteigen konnten. Diese Beispiele veranschaulichen, wie die Einflußfunktion benutzt werden konnte, um die Bedeutung der geschätzten Parameter besser zu verstehen.

Fazit

Welche Schlüsse können aus diesen Analysen über die intergenerationale Mobilität und ihre Veränderung zwischen den betrachteten Kohorten gezogen werden?

Bei den Modellen für den Einfluß der Eltern auf den ersten beruflichen Aufstieg wurde bei den Männern eine gleichbleibende Bedeutung der sozialen Herkunft über die drei Kohorten festgestellt. Im ersten Teil dieser Arbeit ist gezeigt worden, daß die Bildungsentscheidungen über die Kohorten weniger von der sozialen Herkunft bestimmt worden sind. Die Frage nach dem Einfluß der sozialen Herkunft auf den Status des ersten Berufs wurde in dieser Arbeit nicht untersucht. Greift man beispielsweise auf die Ergebnisse von Mayer und Mitarbeitern zurück, dann sollte der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Status des ersten Berufs bei Männern über die betrachteten Kohorten enger geworden sein (Mayer, Henz & Maas, 1991). Die Ergebnisse sind daher widersprüchlich.

Vieles spricht jedoch dafür, daß der Einfluß der sozialen Herkunft auf den Berufsverlauf von Söhnen über die Kohorten gleich geblieben ist.

Bei den Frauen wurde die Dauer bis zum ersten beruflichen Aufstieg zunehmend weniger durch die soziale Herkunft bestimmt. Auch bei ihren Bildungsabschlüssen war ein Rückgang der Herkunftseinflüsse in der jüngsten Kohorte zu beobachten. Greift man zur Beurteilung der Herkunftseffekte auf den Status des ersten Berufs wieder auf die Analysen von Mayer und Mitarbeitern zurück, dann muß man auch dort von einer Abnahme der Herkunftseinflüsse ausgehen. Der Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Berufsverlauf der Tochter sollte sich daher über die Kohorten insgesamt abgeschwächt haben.

Literaturverzeichnis

- Aalen, O. O. (1989). A linear regression model for the analysis of life time. *Statistics in Medicine*, 8, 907–925.
- Abelshauser, W. (1987). *Die langen Fünfziger Jahre. Wirtschaft und Gesellschaft der Bundesrepublik Deutschland 1949–1966*. Düsseldorf: Schwann.
- Aldrich, J. H. & Nelson, F. D. (1984). *Linear probability, logit and probit models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Allmendinger, J. (1989). *Career mobility dynamics. A comparative analysis of the United States, Norway, and West Germany*. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- Alwin, D. F. & Thornton, A. (1984). Family origins and the schooling process: Early versus late influence of parental characteristics. *American Sociological Review*, 49, 784–802.
- Ambrosius, G. & Kaelble, H. (1992). Einleitung: Gesellschaftliche und wirtschaftliche Folgen des Booms der 1950er und 1960er Jahre. In H. Kaelble (Hrsg.), *Der Boom 1948–1973* (S. 7–32). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Amemiya, T. (1981). Qualitative response models: A survey. *Journal of Economic Literature*, 19, 1483–1536.
- Amemiya, T. (1985). *Advanced econometrics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Andersen, E. B. (1992). Diagnostics in categorical data analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 54, (3), 781–791.
- Andersen, P. K., Borgan, Ø., Gill, R. D. & Keiding, N. (1988). Censoring, truncation and filtering in statistical models based on counting processes. *Contemporary Mathematics*, 80, 19–60.
- Andersen, P. K., Borgan, Ø., Gill, R. D. & Keiding, N. (1992). *Statistical models based on counting processes*. New York: Springer.
- Antille, G. & Ritschard, G. (1992). Robust versus classical detection of atypical data. *Computational Statistics and Data Analysis*, 14, 75–88.
- Arbeitsgruppe Bildungsbericht am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (1990). *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland*. Reinbek: Rowohlt.
- Arbeitsgruppe Bildungsbericht am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (1994). *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland*. Reinbek: Rowohlt.
- Arjas, E. (1988). A graphical method for assessing goodness of fit in Cox's proportional hazards model. *Journal of the American Statistical Association*, 83 (401), 204–212.
- Arjas, E. (1989). Survival models and martingale dynamics. *Scandinavian Journal of Statistics*, 16, 177–225.
- Arjas, E. & Haara, P. (1984). A marked point process approach to censored failure data with complicated covariates. *Scandinavian Journal of Statistics*, 11, 193–209.
- Arnold, L. (1973). *Stochastische Differentialgleichungen*. München: Oldenbourg.
- Baglivo, J., Olivier, D. & Pagano, M. (1992). Methods for exact goodness-of-fit-tests. *Journal of the American Statistical Association*, 87 (418), 464–469.
- Barlow, W. E. & Prentice, R. L. (1988). Residuals for relative risk regression. *Biometrika*, 75 (1), 65–74.
- Barrett, B. E. & Gray, J. B. (1992). Efficient computation of subset influence in regression. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 1 (4), 271–286.
- Bartholomew, D. J. (1967). *Stochastic models for social processes*. New York: Wiley.
- Basmann, R. L. (1988). Causality tests and observationally equivalent representations of econometric models. *Journal of Econometrics*, 39, 69–104.
- Baumert, J. (1991). Das allgemeinbildende Schulwesen der Bundesrepublik nach dem Zweiten Weltkrieg und Grundzüge der Bildungsexpansion. In L. Roth (Hrsg.), *Pädagogik. Handbuch für Studium und Praxis* (S. 334–357). München: Ehrenwirth.
- Baumrind, D. (1983). Specious causal attributes in the social sciences: The reformulated stepping-stone theory of heroin use as exemplar. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45 (6), 1289–1298.
- Beck, U. (1983). Jenseits von Stand und Klasse? Soziale Ungleichheiten, gesellschaftliche Individualisierungsprozesse und die Entstehung neuer sozialer Formationen und Identitäten. In R. Kreckel (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten* (S. 35–74). Göttingen: Schwartz (Soziale Welt, Sonderband 2).
- Becker, R. (1991). Berufliche Weiterbildung und Berufsverlauf. Eine Längsschnittuntersuchung von drei Geburtskohorten. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 24, 351–364.
- Becker, R. (1993). *Staatsexpansion und Karrierechancen. Berufsverläufe im öffentlichen Dienst und in der Privatwirtschaft*. Frankfurt a.M.: Campus.

- Becker, R. & Blossfeld, H. (1991). Cohort-specific effects of the expansion of the welfare state on job opportunities: A longitudinal analysis of three birth cohorts in the Federal Republic of Germany. *Sociologische Gids*, 4, 261–284.
- Belsley, D. A. (1991). *Conditioning diagnostics. Collinearity and weak data in regression*. New York: Wiley.
- Belsley, D. A., Kuh, E. & Welsch, R. E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: Wiley.
- Berger, P. A. & Sopp, P. (1990). *Stabilität und Heterogenität. Theoretische und empirische Argumente für eine „verzeitlichte“ Sozialstrukturanalyse*. Vortrag für die Sektion „Soziale Indikatoren“ auf dem 25. Deutschen Soziologentag, Frankfurt a.M., 9.–12. Oktober.
- Bertaux, D. (1969). Sur l'analyse des tables de mobilité sociale. *Revue française de sociologie*, X, 448–490.
- Bertaux, D. (1976). Pour sortir de l'ornière néo-positive. *sociologie et société*, 8, 119–133.
- Bertram, H. (1991). Soziale Ungleichheit, soziale Räume und sozialer Wandel. In W. Zapf (Hrsg.), *Die Modernisierung moderner Gesellschaften* (S. 636–666). Frankfurt a.M.: Campus.
- Biblarz, T. & Raftery, A. E. (1993). The effects of family disruption on social mobility. *American Sociological Review*, 53 (1), 97–109.
- Bishop, Y. M., Fienberg, S. E. & Holland, P. W. (1989). *Discrete multivariate analysis. Theory and practice*. 10th ed., Cambridge, MA: MIT Press.
- Björck, A. & Dahlquist, G. (1979). *Numerische Methoden*. München: Oldenbourg.
- Blalock, Jr., H. M. (1985). *Causal models in the social sciences*. 2nd ed., New York: Aldine.
- Blau, P. M. & Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure*. New York: Wiley.
- Blees-Booij, A. (1992). *The cultural and economic dimension of occupations: A new measure for male and female occupational status*. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, University of Trento, 14–16 May.
- Blossfeld, H.-P. (1983). Höherqualifizierung und Verdrängung – Konsequenzen der Bildungsexpansion in den Siebziger Jahren. In M. Haller & W. Müller (Hrsg.), *Beschäftigungssystem im gesellschaftlichen Wandel* (S. 185–240). Frankfurt a.M.: Campus.
- Blossfeld, H.-P. (1985a). Berufseintritt und Berufsverlauf. Eine Kohortenanalyse über die Bedeutung des ersten Berufs in der Erwerbsbiographie. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 177–197.
- Blossfeld, H.-P. (1985b). *Bildungsexpansion und Berufschancen. Empirische Analysen zur Lage der Berufsanfänger in der Bundesrepublik*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Blossfeld, H.-P. (1987a). Berufseinstieg und Segregationsprozeß. Eine Kohortenanalyse über die Herausbildung von geschlechtsspezifischen Strukturen im Bildungs- und Berufsverlauf. In A. Weyman (Hrsg.), *Bildung und Beschäftigung* (S. 281–314). Göttingen: Schwartz (Soziale Welt, Sonderband 5).
- Blossfeld, H.-P. (1987b). Karriereprozesse im Wandel der Arbeitsmarktstruktur. Ein dynamischer Ansatz zur Erklärung intragenerationaler Mobilität. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 20 (1), 74–88.
- Blossfeld, H.-P. (1987c). Zur Repräsentativität der Sfb-3-Lebensverlaufsstudie. Ein Vergleich mit Daten aus der amtlichen Statistik. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 71, 126–144.
- Blossfeld, H.-P. (1988). Bildungsverläufe im historischen Wandel. Eine Längsschnittanalyse über die Veränderung der Bildungsbeteiligung im Lebensverlauf dreier Geburtskohorten. In H.-J. Bodenhöfer (Hrsg.), *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt* (S. 259–302). Berlin: Duncker & Humblot (Neue Folge, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Bd. 174).
- Blossfeld, H.-P. (1993). Changes in educational opportunities in the Federal Republic of Germany. A longitudinal study of cohorts born between 1916 and 1965. In Y. Shavit & H.-P. Blossfeld (Eds.), *Persistent inequality* (pp. 51–74). Boulder, CO: Westview Press.
- Blossfeld, H.-P. & Hamerle, A. (1987). *Interpreting career mobility as a multipisode process*. Unpublished Manuscript.
- Blossfeld, H.-P. & Hamerle, A. (1989). Using Cox models to study multipisode processes. *Sociological Methods & Research*, 17 (4), 432–448.
- Blossfeld, H.-P., Hamerle, A. & Mayer, K. U. (1989). *Event history analysis. Statistical theory and application in the social sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Blossfeld, H.-P., Hannan, M. T. & Schömann, K. (1988). Erwerbsverlauf und die Entwicklung der Arbeits-einkommen bei Männern. *Zeitschrift für Soziologie*, 17 (6) 407–423.
- Blossfeld, H.-P., Hannan, M. T. & Schömann, K. (1993). Die Bedeutung der Bildung im Arbeitseinkommens-verlauf. In R. Lüdeke (Hrsg.), *Bildung, Bildungsfinanzierung und Einkommensverteilung* (S. 81–106). Berlin: Duncker & Humblot (Neue Folge, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Bd. 221/I).
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Bolte, K. M., Knappe, D. & Neidhardt, F. (1975). *Soziale Ungleichheit*. Leverkusen: Leske + Budrich.
- Bosma, H., Dronkers, J. & Hagenaars, J. (1989). The consequences of educational reform. Changes in educational attainment. Paper presented at the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, Utrecht University, The Netherlands, 26–29 April.

- Böttcher, W., Holtappels, H. G. & Rösner, E. (1988). Zwischen Studium und Beruf – Soziale Selektion beim Übergang zur Hochschule. In H.-G. Rolff, K. Klemm, H. Pfeiffer & E. Rösner (Hrsg.), *Jahrbuch der Schulentwicklung*, Bd. 5 (S. 103–130). Weinheim: Juventa.
- Boudon, R. (1973). *Mathematical structures of social mobility*. Amsterdam: Elsevier.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity and social inequality. Changing prospects in Western society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P. (1983). Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. In R. Kreckel (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten* (S. 183–198). Göttingen: Schwartz (Soziale Welt, Sonderband 2).
- Bourdieu, P. & Passeron, J. C. (1971). *Die Illusion der Chancengleichheit*. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Bowman, W. & Foster, P. J. (1993). Adaptive smoothing and density-based tests of multivariate normality. *Journal of the American Statistical Association*, 88 (422), 529–537.
- Boxman, E. A. & Flap, H. D. (1990). *Social capital and occupational chances*. ICS Prepublications – Contributions of ICS AIO's to the 12th International Sociological Association World Congress of Sociology, Madrid, 9–13 July.
- Brachinger, H. W. (1990a). Identifikation einflußreicher Daten. Ein Überblick über die Regression Diagnostics, Teil I. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 74, 188–212.
- Brachinger, H. W. (1990b). Identifikation stochastischer linearer Abhängigkeiten. Ein Überblick über die Regression Diagnostics, Teil II. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 74, 269–292.
- Breen, R. (1992). Job changing and job loss in the Irish youth labour-market: A test of a general model. *European Sociological Review*, 8 (2), 113–125.
- Breen, R. (1994). Individual level models for mobility tables and other cross-classifications. *Sociological Methods & Research*, 23 (2) 147–173.
- Breen, R. & Whelan, C. T. (1993). From ascription to achievement? Origins, education and entry to the labour-force in the Republic of Ireland during the twentieth century. *Acta Sociologica*, 36 (1), 3–18.
- Breslow, N. (1974). Covariance analysis of censored survival data. *Biometrics*, 30, 89–99.
- Brückner, E. (1994). Erhebung ereignisorientierter Lebensverläufe als retrospektive Längsschnittrekonstruktion. In E. Brückner (Hrsg.), *Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik*, Bd. 2 (S. 38–69). Berlin: Akademischer Verlag.
- Brüderl, J. (1990). Zur Analyse von Einkommensverläufen mit Längsschnittdaten. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 74, 312–222.
- Brüderl, J. (1992). Dynamic career models and inequality research: A reexamination of the Sørensen model. *Sociological Methods & Research*, 21 (1), 3–24.
- Brüderl, J., Preisendörfer, P. & Ziegler, R. (1993). Upward mobility in organizations: The effects of hierarchy and opportunity structure. *European Sociological Review*, 9 (2), 173–187.
- Burger, T. (1991). Die Dimensionen der Ungleichheit in der modernen Gesellschaft. *Analyse & Kritik*, 13, 1–33.
- Cain, K. C. & Lange, N. T. (1984). Approximate case influence for the proportional hazard regression model with censored data. *Biometrics*, 40, 493–499.
- Cao, R., Cuevas, A. & Manteiga, W. G. (1994). A comparative study of several smoothing methods in density estimation. *Computational Statistics & Data Analysis*, 17, 153–176.
- Chatterjee, S. & Hadi, A. S. (1988). *Sensitivity analysis in linear regression*. New York: Wiley.
- Clark, T. N. & Lipset, S. M. (1991). Are social classes dying? *International Sociology*, 6 (4), 397–410.
- Clark, T. N., Lipset, S. M. & Rempel, M. (1993). The declining political significance of social class. *International Sociology*, 8 (3), 293–316.
- Cloninger, C. R., Rao, D. C., Rice, J., Reich, T. & Morton, N. E. (1983). A defense of path analysis in genetic epidemiology. *American Journal of Human Genetics*, 35, 733–756.
- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of social theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Collins, R. (1979). *The credential society: A historical sociology of education and stratification*. New York: Academic Press.
- Cook, R. D. (1986). Assessment of local influence. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 48 (2), 133–169.
- Copas, J. B. (1988). Binary regression models for contaminated data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 50 (2), 225–265.
- Courgeau, D. & Lelièvre, É. (1992). *Event history analysis in demography*. Oxford: Clarendon Press.
- Cox, D. R. (1975). Partial likelihood. *Biometrika*, 62 (2), 269–276.
- Cox, D. R. & Hinkley, D. V. (1974). *Theoretical Statistics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cox, D. R. & Oakes, D. (1984). *Analysis of Survival Data*. London: Chapman and Hall.
- Cox, D. R. & Snell, E. J. (1968). A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 30 (2), 248–275.
- Crompton, R. (1989). Class theory and gender. *The British Journal of Sociology*, 40 (4), 565–587.

- Dale, A., Gilbert, G. N. & Arber, S. (1985). Integrating women into class theory. *Sociology*, 19 (3), 384–409.
- Davison, A. C. & Tsai, C.-L. (1992). Regression model diagnostics. *International Statistical Review*, 60 (3), 337–353.
- De Graaf, P. M. (1988a). *Inter- and intragenerational occupational mobility in the Netherlands between 1930 and 1982*. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, Haifa, 25–28 April.
- De Graaf, P. M. (1988b). Parents' financial and cultural resources and transition to secondary school in the Federal Republic of Germany. *European Sociological Review*, 4 (3), 209–221.
- De Graaf, P. M. & Huinink, J. (1992). Trends in measured and unmeasured effects of family background on educational attainment and occupational achievement in the Federal Republic of Germany. *Social Science Research*, 21, 84–112.
- De Leeuw, J. (1985). Reviews. *Psychometrika*, 50 (3), 371–375.
- De Pereira, C. A. & Lindley, D. V. (1987). Examples questioning the use of partial likelihood. *The Statistician*, 36, 15–20.
- Deuerlein, E. (1980). *Deutschland 1963–1970*. 9. Aufl., Hannover: Fackelträger-Verlag.
- Dex, S. (1991). *The reliability of recall data: A literature review*. Working Paper of the ESRC Research Center on Micro-Social Change, Colchester, University of Essex (Paper 11).
- DiPrete, T. A. (1990). Adding covariates to loglinear models for the study of social mobility. *American Sociological Review*, 55, 757–773.
- Ditton, H. (1992). Ungleichheit und Mobilität durch Bildung. Theorie und empirische Untersuchung über sozial-räumliche Aspekte von Bildungsentscheidungen. Weinheim: Juventa.
- Dorfman, A. H. (1991). Sound confidence intervals in the heteroscedastic linear model through releveling. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 53 (2), 441–452.
- Drewek, P. & Müller, D. K. (1982). Zur sozialen Funktion der gymnasialen Oberstufe. In H. Blankertz, J. Derbolav, A. Kell & G. Kutschka (Hrsg.), *Sekundarstufe II. Enzyklopädie Erziehungswissenschaft*, Bd. 9, Teil 1 (S. 108–129) Stuttgart: Klett-Cotta.
- Drexel, I. (1980). Die Krise der Anlernung im Arbeitsprozeß. *Soziale Welt*, 31 (3), 368–395.
- Drexel, I. (1982). *Belegschaftsstrukturen zwischen Veränderungsdruck und Beharrung. Zur Durchsetzung neuer Ausbildungsberufe gegen bestehende Qualifikations- und Lohnstrukturen*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Dronkers, J. (1992). *The changing effects of single-parent families on the educational attainment of their children in an european welfare state*. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, University of Trento, 14–16 May.
- Duncan, O. D. (1966a). Path analysis: Sociological examples. *The American Journal of Sociology*, 72 (1), 1–16.
- Duncan, O. D. (1966b). Methodological issues in the analysis of social mobility. In N. J. Smelser & S. M. Lipset (Eds.), *Social structure and mobility in economic development* (pp. 51–97). London: Aldine.
- Duncan, O. D. (1979). How destination depends on origin on the occupational mobility table. *The American Journal of Sociology*, 84 (4), 793–803.
- Duncan, O. D. & Hodge, R. W. (1963). Education and occupational mobility. A regression analysis. *The American Journal of Sociology*, LXVIII (6), 629–644.
- Efron, B. (1977). The efficiency of Cox's likelihood function for censored data. *Journal of the American Statistical Association*, 72 (359), 557–565.
- Engel, U. & Hurrelmann, K. (1989). Familie und Bildungschancen. Zum Verhältnis von Familie, Schule und Berufsausbildung. In R. Nave-Herz & M. Marfeka (Hrsg.), *Handbuch der Familien- und Jugendforschung*, Bd. 1: Familienforschung (S. 475–489). Neuwied: Luchterhand.
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. H. (1986). *National variation in social fluidity*. Mannheim: Universität Mannheim, Institut für Sozialwissenschaften (CASMIN Working Paper, No. 9).
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. H. (1987). *Worklife and intergenerational class mobility: A comparative analysis*. Mannheim: Universität Mannheim, Institut für Sozialwissenschaften (CASMIN Working Paper, No. 10).
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. H. (1988). *Does the class mobility of women differ from that of men? Cross-sex comparison in cross-national perspective*. Mannheim: Universität Mannheim, Institut für Sozialwissenschaften (CASMIN Working Paper, No. 15).
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. H. (1992a). *The constant flux. A study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. H. (1992b). Individual or family? Results from two approaches to class assignment. *Acta sociologica*, 35, 95–105.
- Faulstich-Wieland, H., Horstkemper, M., Tillmann, K.-J. & Weißbach, B. (1984). Erfolgreich in der Schule, diskriminiert im Beruf: Geschlechtsspezifische Ungleichheiten bei der Berufseinmündung. In H.-G. Rolff, G. Hansen, K. Klemm & K.-J. Tillmann (Hrsg.), *Jahrbuch der Schulentwicklung*, Bd. 3 (S. 117–143). Weinheim: Beltz.

- Featherman, D. L. & Hauser, R. M. (1978). *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Featherman, D. L. & Selbee, L. K. (1988). Class formation and class mobility. A new approach with counts from life history data. In M. W. Riley (Ed.), *Social structures & human lives* (pp. 247–264). Newbury Park, CA: Sage.
- Fernholz, L. T. (1983). *Von Mises calculus for statistical functionals*. Berlin: Springer-Verlag.
- Fleming, T. R. & Harrington, D. P. (1991). *Counting processes & survival analysis*. New York: Wiley.
- Form, W. H. & Miller, D. C. (1949). Occupational career pattern as a sociological instrument. *The American Journal of Sociology*, 54, 317–329.
- Freedman, D. A. (1985). Statistics and the scientific method. In W. M. Mason & S. E. Fienberg (Eds.), *Cohort analysis in social research* (pp. 343–366). New York: Springer.
- Freedman, D. A. (1987). As others see us: A case study in path analysis. *Journal of Educational Statistics*, 12 (2), 101–128.
- Friebel, H. (1990). Berufsstart, Familiengründung und Weiterentwicklung. In Projekt Jugend und Arbeit (Hrsg.), *Jugendliche beim Einstieg in das Arbeitsleben* (S. 77–106). München: Deutsches Jugendinstitut.
- Gänssler, P. & Stute, W. (1977). *Wahrscheinlichkeitstheorie*. Berlin: Springer-Verlag.
- Ganzeboom, H. B., De Graaf, P. M. & Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21, 1–56.
- Giddens, A. (1979). *Die Klassenstruktur fortgeschrittener Gesellschaften*. 1. Aufl. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Gill, R. D. (1984). Understanding Cox's regression model: A martingale approach. *Journal of the American Statistical Association*, 79 (386), 441–447.
- Gill, R. D. & Johansen, S. (1990). A survey of product-integration with a view toward application in survival analysis. *The Annals of Statistics*, 18, 1501–1555.
- Girod, R. (1971). *Mobilité sociale: Faits établis et problèmes ouverts*. Geneva: Droz.
- Goldthorpe, J. H. (1984). Social mobility and class formation: On the renewal of a tradition in sociological inquiry. Mannheim: Universität Mannheim, Institut für Sozialwissenschaften (CASMIN Working Paper, No. 1).
- Goldthorpe, J. H. (1985). Soziale Mobilität und Klassenbildung. In H. Strasser & J. H. Goldthorpe (Hrsg.), *Die Analyse sozialer Ungleichheit: Kontinuität, Erneuerung, Innovation* (S. 174–204). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Goldthorpe, J. H. (1987). *Social mobility and class structure in modern Britain*. 2nd ed., Oxford: Clarendon Press.
- Goodman, L. A. (1965). On the statistical analysis of mobility tables. *American Journal of Sociology*, 70, 564–585.
- Goodman, L. A. (1972). Some multiplicative models for the analysis of cross-classified data. In J. Neyman (Ed.), *Proceedings of the Sixth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* (pp. 649–696). Berkeley, CA: University of California Press.
- Goodman, L. A. (1978). *Analyzing qualitative/categorical data*. Cambridge: Abt Books.
- Graetz, B. (1991). The class location of families: A redefined classification and analysis. *Sociology*, 25 (1), 101–118.
- Granger, C. W. (1982). Generating mechanisms, models, and causality. In W. Hildenbrand (Ed.), *Advances in econometrics* (pp. 237–253). Cambridge: Cambridge University Press.
- Granovetter, M. S. (1974). *Getting a job. A study of contacts and careers*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Gray, R. J. (1990). Some diagnostic methods for Cox regression models through hazard smoothing. *Biometrics*, 46, 93–102.
- Grimm, S. (1966). *Die Bildungsabstinenz der Arbeiter*. München: Barth.
- Grundmann, M. (1992). „... Ich habe lange Jahre (...) nicht gewußt, wohin ich eigentlich gehöre ...“ *Individuelle Entwicklung und Sozialstruktur des Lebensverlaufs*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Hachen, D. S. (1992). Industrial characteristics and job mobility rates. *American Sociological Review*, 57, 39–55.
- Hadi, A. S. (1992). Identifying multiple outliers in multivariate data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 54, (3), 761–771.
- Hallinan, M. T. (1988). Equality of educational opportunity. *Annual Review of Sociology*, 14, 249–268.
- Handl, J. (1977). Sozio-ökonomischer Status und der Prozeß der Statuszuweisung – Entwicklung und Anwendung einer Skala. In J. Handl, K. U. Mayer & W. Müller (Hrsg.), *Klassenlagen und Sozialstruktur* (S. 101–153). Frankfurt a.M.: Campus.
- Handl, J. (1985). Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 37, 698–722.
- Handl, J. (1988). *Berufschancen und Heiratsmuster von Frauen: Empirische Untersuchungen zu Prozessen sozialer Mobilität*. Frankfurt a.M.: Campus.

- Handl, J. (1991). Zum Wandel der Mobilitätschancen junger Frauen und Männer zwischen 1950 und 1971: Eine Kohortenanalyse. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 43, 697–719.
- Handl, J., Mayer, K. U. & Müller, W. (1977). *Klassenlagen und Sozialstruktur*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Hansen, R., Rösner, E. & Weißbach, B. (1986). Der Übergang in die Sekundarstufe I. In H.-G. Rolff, K. Klemm & K.-J. Tillmann (Hrsg.), *Jahrbuch der Schulentwicklung*, Bd. 4 (S. 70–101). Weinheim: Beltz.
- Hardach, K. (1976). *Wirtschaftsgeschichte Deutschlands im 20. Jahrhundert*. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Härdle, W. (1990). *Smoothing techniques. With implementation in S*. Berlin: Springer-Verlag.
- Harris, R. I. (1993). Part-time female earnings: An analysis using Northern Ireland NES data. *Applied Economics*, 25, 1–12.
- Hauser, R. M. (1978). A structural model of the mobility table. *Social Forces*, 56 (3), 919–953.
- Hauser, R. M. (1981). Hope for the mobility ratio. *Social Forces*, 60 (2), 572–584.
- Heckman, J. J. & Singer, B. (1984). Econometric duration analysis. *Journal of Econometrics*, 24, 63–132.
- Hedström, P. (1992). Organisational vacancy chains and the attainment process. *Journal of Mathematical Sociology*, 17 (1), 63–76.
- Heckerens, H. (1987). Intergenerationale Kontinuität: Der Bildungsstand von Vätern und Töchtern. *Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie*, 7, 197–208.
- Helberger, C. (1988). Eine Überprüfung der Linearitätsannahme der Humankapitaltheorie. In H.-J. Bodenhöfer (Hrsg.), *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt* (S. 151–170). Berlin: Duncker & Humblot (Neue Folge, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Bd. 174).
- Henderson, R. & Milner, A. (1991). Aalen plots under proportional hazards. *Applied Statistics*, 40, (3), 401–409.
- Hendrickx, J., Lammers, J. & Ultee, W. (1991). *Double homogamy: Marriages that are both educationally and religiously mixed. Trends in the Netherlands up to 1970*. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, Prague, 18–21 June.
- Henning, F. (1987). Deutschland von 1914 bis zur Gegenwart. In W. Fischer (Hrsg.), *Europäische Wirtschafts- und Sozialgeschichte vom ersten Weltkrieg bis zur Gegenwart* (S. 416–481). Stuttgart: Klett-Cotta.
- Henz, U. & Maas, I. (1995). Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 47 (4), 605–633.
- Hinkley, D. V. & Wang, S. (1991). Efficiency of robust standard errors for regression coefficients. *Communication in Statistics – Theory and Methods*, 20 (1), 1–11.
- Hodge, R. W., Kraus, V. & Meyer, G. S. (1985). Politische Ideologie und Berufsprestige. Eine vergleichende Analyse. In H. Strasser & J. H. Goldthorpe (Hrsg.), *Die Analyse sozialer Ungleichheit* (S. 70–95). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Hoerning, E. M. (1985). Frauen: Eine vernachlässigte Gruppe in der Mobilitätstheorie und -forschung. In *Jahrbuch für Sozialökonomie und Gesellschaftstheorie* (Hrsg.), *Karriere oder Kochtopf? Frauen zwischen Beruf und Familie* (S. 114–134). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Hoff, E.-H., Lempert, W. & Lappe, L. (1991). *Persönlichkeitsentwicklung in Facharbeiterbiographien*. Bern: Huber.
- Hohn, H. W. & Windolf, P. (1985). Prozesse sozialer Schließung auf dem Arbeitsmarkt. In H. Knepel & R. Hujer (Hrsg.), *Mobilitätsprozesse auf dem Arbeitsmarkt* (S. 305–327). Frankfurt a.M.: Campus.
- Holland, P. W. (1986). Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, 81 (396), 945–960.
- Holtmann, D. (1990). Die Erklärungskraft verschiedener Berufsstruktur- und Klassenmodelle für die Bundesrepublik Deutschland: Ein Vergleich der Ansätze von IMSF, PKA, Walter Müller, Eric O. Wright und des Berufsstrukturmodells auf der Basis der bundesdeutschen Sozialstatistik. *Zeitschrift für Soziologie*, 19 (1), 26–45.
- Hope, K. (1991). Design matrix analysis. *Quality & Quantity*, 25, 333–344.
- Hopf, W. (1992). *Ausbildung und Statuserwerb. Theoretische Erklärungen und Ergebnisse der Sozialforschung*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Hoppe, H.-H. (1980). On how not to make inferences about measurement error. *Quality & Quantity*, 14, 503–510.
- Hoppe, H.-H. (1981). Über die Verwendung ungemessener Variablen in Kausalmodellen. Eine epistemologische Kritik. *Zeitschrift für Soziologie*, 10 (3), 307–318.
- Horan, P. M. (1978). Is status attainment research atheoretical? *American Sociological Review*, 43, 534–541.
- Hosmer, D. W. & Lemeshow, S. (1989). *Applied logistic regression*. New York: Wiley.
- Hossain, A. & Naik, D. N. (1991). A comparative study on detection of influential observations in linear regression. *Statistical Papers*, 32, 55–69.
- Hout, M. (1983). *Mobility Tables*. Newbury Park, CA: Sage.
- Hout, M. (1984). Status, autonomy and training in occupational mobility. *American Journal of Sociology*, 89, 1379–1409.

- Hout, M., Brooks, C. & Manza, J. (1993). The persistence of classes in post-industrial societies. *International Sociology*, 8 (3), 259–277.
- Huber, P. J. (1981). *Robust Statistics*. New York: Wiley.
- Hüfner, K. & Naumann, J. (1977). *Konjunkturen der Bildungspolitik in der Bundesrepublik Deutschland. Bd. I: Der Aufschwung (1960–1967)*. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Huinink, J. (1989). Ausbildung, Erwerbsbeteiligung von Frauen und Familienbildung im Kohortenvergleich. In G. Wagner, N. Ott & H.-J. Hoffmann-Nowotny (Hrsg.), *Familienbildung und Erwerbstätigkeit im demographischen Wandel* (S. 136–158). Berlin: Springer-Verlag.
- Hurrelmann, K. (1985). Soziale Ungleichheit und Selektion im Erziehungssystem. In H. Strasser & J. H. Goldthorpe (Hrsg.), *Die Analyse sozialer Ungleichheit* (S. 48–69). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Jacod, J. (1975). Multivariate point processes: Predictable projection, radon-nikodym derivatives, representation of martingales. *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte Gebiete*, 31, 235–253.
- Jones, F. L., Wilson, S. R. & Pittelkow, Y. (1990). Modelling mobility: The use of simulation to choose between near-equivalent models. *Quality & Quantity*, 24, 189–212.
- Jonsson, J. O. & Mills, C. (1993). Social mobility in the 1970s and 1980s: A study of men and women in England and Sweden. *European Sociological Review*, 9 (3), 229–245.
- Judge, G. G., Griffiths, W. E., Hill, R. C., Lütkepohl, H. & Lee, T.-C. (1985). *The theory and practice of econometrics*. New York: Wiley.
- Kalbfleisch, J. D. & Prentice, R. L. (1980). *The statistical analysis of failure time data*. New York: Wiley.
- Kalmijn, M. (1991). Status homogamy in the United States. *American Journal of Sociology*, 97 (2), 496–523.
- Karlin, S., Cameron, E. C. & Chakraborty, R. (1983). Path analysis in genetic epidemiology: A critique. *American Journal of Human Genetics*, 35, 695–732.
- Kempthorne, O. (1978). Logical, epistemological and statistical aspects of nature-nurture data interpretation. *Biometrics*, 34, 1–24.
- Kim, J. (1987). Social mobility, status inheritance, and structural constraints: Conceptual and methodological considerations. *Social Forces*, 65, 783–805.
- Kleber, W. (1983). Die sektorale und sozialrechtliche Umschichtung der Erwerbsstruktur in Deutschland, 1882–1970. In M. Haller & W. Müller (Hrsg.), *Beschäftigungssystem im gesellschaftlichen Wandel* (S. 24–75). Frankfurt a.M.: Campus.
- Knoke, D. & Burke, P. J. (1980). *Log-linear models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Kocka, J. (1981). *Die Angestellten in der deutschen Geschichte 1850–1980. Vom Privatbeamten zum angestellten Arbeitnehmer*. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Köhler, H. (1992). *Bildungsbeteiligung und Sozialstruktur in der Bundesrepublik. Zu Stabilität und Wandel der Ungleichheit von Bildungschancen*. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- König, W. & Müller, W. (1986). Educational systems and labour markets as determinants of worklife mobility in France and West Germany: A comparison of men's career mobility 1965–1970. *European Sociological Review*, 2 (2), 73–96.
- Kreckel, R. (1991). *The concept of class. Its uses and limitations in the analysis of social inequality in advanced capitalist state-societies*. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, Prague, 18–21 June.
- Krecker, L. & Miethig, T. (1991). *Prognose und Abschluß. Schullaufbahnen an der integrierten Gesamtschule Kaiserslautern*. Mainz: v. Hase & Koehler.
- Krüger, H. (1991). Normalitätsunterstellungen bezüglich des Wandels in der weiblichen Lebensführung zwischen Erwerbsarbeit und Familie. In W. Zapf (Hrsg.), *Die Modernisierung moderner Gesellschaften* (S. 688–703). Frankfurt a.M.: Campus.
- Lauterbach, W. (1991). Erwerbsmuster von Frauen. Entwicklungen und Veränderungen seit Beginn dieses Jahrhunderts. In K. U. Mayer, J. Allmendinger & J. Huinink (Hrsg.), *Vom Regen in die Traufe* (S. 23–56), Frankfurt a.M.: Campus.
- Lawal, H. B. (1993). Association, symmetry and diagonal models for occupational mobility and other similar square contingency tables having ordered categorical variables. *Biometrical Journal*, 2, 193–206.
- Lawal, H. B. & Upton, G. J. (1990). Alternative interaction structures in square contingency tables having ordered classificatory variables. *Quality & Quantity*, 24, 107–127.
- Lewin, K. & Schacher, M. (1982). *Studienberechtigte 78 – Studienaufnahme, Studienfinanzierung, Zufriedenheit*. Hannover: HIS GmbH.
- Lin, D. Y., Wei, L. J. & Ying, Z. (1993). Checking the Cox-model with cumulative sums of martingale-based residuals. *Biometrika*, 80, 3, 557–572.
- Lin, N., Vaughn, J. C. & Ensel, W. M. (1981). Social resources and occupational status attainment. *Social Forces*, 59 (4), 1163–1181.

- Logan, J. A. (1983). A multivariate model for mobility tables. *American Journal of Sociology*, 80 (2), 324–349.
- Lutz, B. (1979a). Die Interdependenz von Bildung und Beschäftigung und das Problem der Erklärung der Bildungsexpansion. In J. Matthes (Hrsg.), *Sozialer Wandel in Westeuropa. Verhandlungen des 19. Deutschen Soziologentages, 17.–20. April 1979 in Berlin* (S. 634–670). Frankfurt a.M.: Campus.
- Lutz, B. (1979b). Qualifikation und Arbeitsmarktsegmentation. In C. Brinkmann, J. Kühl, R. Schulz-Wild & W. Sengenberger (Hrsg.), *Arbeitsmarktsegmentation – Theorie und Therapie im Lichte der empirischen Befunde* (S. 45–73). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 33).
- Lutz, B. (1982). Kapitalismus ohne Reservearmee? Zum Zusammenhang von Wirtschaftsentwicklung und Arbeitsmarktsegmentation in der europäischen Nachkriegszeit. In G. Schmidt, H.-J. Braczyk & J. von dem Knesebeck (Hrsg.), *Materialien zur Industriosozologie* (S. 329–347). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Lutz, B. (1983). Bildungsexpansion und soziale Ungleichheit. Eine historisch-soziologische Skizze. In R. Kreckel (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten* (S. 221–245). Göttingen: Schwartz.
- Lutz, B. (1984). *Der kurze Traum von immerwährender Prosperität. Eine Neuinterpretation der industriell-kapitalistischen Entwicklung im Europa des 20. Jahrhunderts*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Lutz, B. (1992). Die Singularität der europäischen Prosperität nach dem Zweiten Weltkrieg. In H. Kaelble (Hrsg.), *Der Boom 1948–1973* (S. 35–59). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- MacCallum, R. C., Wegener, D. T., Uchino, B. N. & Fabrigar, L. R. (1993). The problem of equivalent models in applications of covariance structure analysis. *Psychological Bulletin*, 114 (1), 185–199.
- Macdonald, K. I. (1981). On the formulation of a structural model of the mobility table. *Social Forces*, 60 (2), 557–571.
- Maddala, G. S. (1977). *Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maier, F. (1993). Zwischen Arbeitsmarkt und Familie – Frauenarbeit in den alten Bundesländern. In G. Helwig & H. M. Nickel (Hrsg.), *Frauen in Deutschland 1945–1992* (S. 257–279). Berlin: Akademie Verlag.
- Mare, R. D. (1980). Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 295–305.
- Mare, R. D. (1981). Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, 46, 72–87.
- Mare, R. D. (1991). Five decades of educational assortative mating. *American Sociological Review*, 56, 15–32.
- Marini, M. M. & Singer, B. (1988). Causality in the social sciences. In C. C. Clogg (Ed.), *Sociological methodology* (pp. 347–410). Washington, DC: Jossey-Bass.
- Mau, J. (1986). On a graphical method for the detection of time-dependent effects of covariates in survival data. *Applied Statistics*, 35 (3), 245–255.
- Mayer, K. U. (1977). Statushierarchie und Heiratsmarkt – Empirische Analysen zur Struktur des Schichtungssystems in der Bundesrepublik und zur Ableitung einer Skala des sozialen Status. In J. Handl, K. U. Mayer & W. Müller (Hrsg.), *Klassenlagen und Sozialstruktur* (S. 155–232). Frankfurt a.M.: Campus.
- Mayer, K. U. (1979). Class formation and social reproduction. Current comparative research on social mobility. In R. Geyer (Ed.), *Cross-national and cross-cultural comparative research in the social science* (pp. 37–56). Oxford: Pergamon Press.
- Mayer, K. U. (1988). German survivors of World War II. In M. W. Riley (Ed.), *Social structures & human lives* (pp. 229–246). Newbury Park, CA: Sage.
- Mayer, K. U. (1990). *Worklife and intergenerational class mobility*. Unpublished manuscript.
- Mayer, K. U. (1991a). Berufliche Mobilität von Frauen in der Bundesrepublik Deutschland. In K. U. Mayer, J. Allmendinger & J. Huinink (Hrsg.), *Vom Regen in die Traufe* (S. 57–90). Frankfurt a.M.: Campus.
- Mayer, K. U. (1991b). Lebensverlauf und Bildung. Ergebnisse aus dem Forschungsprojekt „Lebensverläufe und gesellschaftlicher Wandel“ des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung. *Unterrichtswissenschaften*, 19 (4), 313–332.
- Mayer, K. U. (1991c). *Soziale Ungleichheit und die Differenzierung von Lebensverläufen*. In W. Zapf (Hrsg.), *Die Modernisierung moderner Gesellschaften* (S. 667–687). Frankfurt a.M.: Campus.
- Mayer, K. U. & Blossfeld, H. P. (1990). Die gesellschaftliche Konstruktion sozialer Ungleichheit im Lebensverlauf. In P. A. Berger & S. Hradil (Hrsg.), *Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile* (S. 299–318). Göttingen: Schwartz (Soziale Welt, Sonderband 7).
- Mayer, K. U. & Brückner, E. (1989). *Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung. Konzeption, Design und Methodik der Erhebung von Lebensverläufen der Geburtsjahrgänge, 1929–1931, 1939–1941, 1949–1951, Teile I, II, III*. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Materialien aus der Bildungsforschung, Nr. 35).
- Mayer, K. U. & Carroll, G. R. (1987). Jobs and classes: Structural constraints on career mobility. *European Sociological Review*, 3 (1), 14–38.

- Mayer, K. U., Henz, U. & Maas, I. (1991). Social mobility between generations and across the working life: Biographical contingency, time dependency and cohort differentiation – results from the German life history study. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, Prague, 18–21 June.
- McCullagh, P. & Nelder, J. A. (1983). *Generalized linear models*. London: Chapman and Hall.
- McKeague, I. W. & Utikal, K. J. (1990). Identifying nonlinear covariate effects in semimartingale regression models. *Probability Theory and Related Fields*, 87, 1–25.
- McRae, S. (1993). Returning to work after childbirth: Opportunities and inequalities. *European Sociological Review*, 9 (2), 125–138.
- Messer, K. & Goldstein, L. (1993). A new class of kernels for nonparametric curve estimation. *The Annals of Statistics*, 21 (1), 179–195.
- Meulemann, H. (1981). Lebensplanung und Schullaufbahn. Der Einfluß sozial typischer und individuell gewählter Orientierungen auf die schulischen Aspirationen von Gymnasiasten des 10. Schuljahres. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 33, 504–532.
- Meulemann, H. (1985). *Bildung und Lebensplanung. Die Sozialbeziehung zwischen Elternhaus und Schule*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Meulemann, H. (1990). Studium, Beruf und der Lohn der Ausbildungszeiten. *Zeitschrift für Soziologie*, 19 (4), 248–264.
- Meulemann, H. & Wiese, W. (1984). Bildungsexpansion und Bildungschancen. *Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie*, 4, 287–306.
- Michels, P. (1992). Kern- und Nächste-Nachbarn-Schätzer zur nichtparametrischen Dichteschätzung, Regression und Prognose. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 76, 128–151.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. New York: Columbia University Press.
- Minks, K. & Reissert, R. (1985). Berufliche Wertvorstellungen und Mobilitätsverhalten von Hochschulabsolventen. In M. Kaiser, R. Nuthmann & H. Stegmann (Hrsg.), *Berufliche Verbleibeforschung in der Diskussion* (S. 597–620). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 90/3).
- Moulton, L. H., Weissfeld, L. A. & Laurent, R. T. (1993). Bartlett correction factors in logistic regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 15, 1–11.
- Mulkey, L. M., Crain, R. L. & Harrington, A. J. (1992). One-parent households and achievement: Economic and behavioral explanations of a small effect. *Sociology of Education*, 65, 48–65.
- Müller, D. K. & Zymek, B. (1987). *Datenhandbuch zur deutschen Bildungsgeschichte. Bd. II: Höhere und mittlere Schulen. 1. Teil: Sozialgeschichte und Statistik des Schulsystems in den Staaten des Deutschen Reiches, 1800–1945*. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Müller, H.-G. & Wang, J.-L. (1990). Locally adapted hazard smoothing. *Probability Theory and Related Fields*, 85, 523–538.
- Müller, W. (1972). Bildung und Mobilitätsprozeß – Eine Anwendung der Pfadanalyse. *Zeitschrift für Soziologie*, 1 (1), 65–84.
- Müller, W. (1975). *Familie–Schule–Beruf. Analysen zur sozialen Mobilität und Statuszuweisung in der BRD*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Müller, W. (1978). Der Lebenslauf von Geburtskohorten. In M. Kohli (Hrsg.), *Soziologie des Lebenslaufs* (S. 54–77). Neuwied: Luchterhand.
- Müller, W. (1979). Schulbildung und Weiterbildung als soziale Hintergrundvariablen. In F. U. Pappi (Hrsg.), *Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten* (S. 169–206). Königstein: Athenäum.
- Müller, W. (1985). Mobilitätsforschung und Arbeitsmarkttheorie. In H. Knepel & R. Hujer (Hrsg.), *Mobilitätsprozesse auf dem Arbeitsmarkt* (S. 17–40). Frankfurt: Campus.
- Müller, W. (1986). Soziale Mobilität: Die Bundesrepublik im internationalen Vergleich. In M. Kaase (Hrsg.), *Politische Wissenschaft und politische Ordnung* (S. 339–354). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Müller, W. & Haun, D. (1994). Bildungsungleichheit im sozialen Wandel. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 46 (1), 1–42.
- Müller, W. & Mayer, K. U. (1976). *Chancengleichheit durch Bildung? Untersuchungen über den Zusammenhang von Ausbildungsabschlüssen und Berufsstatus*. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Murphy, S. A. & Sen, P. K. (1991). Time-dependent coefficients in a Cox-type regression model. *Stochastic Processes and their Applications*, 39, 153–180.
- Nagel, H. & Hatzinger, R. (1992). Diagnostics in some discrete choice models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 13, 407–414.
- Nerlove, M. & Press, S. J. (1973). *Univariate and multivariate log-linear and logistic models*. Santa Monica, CA: Rand Corporation (Technical Report R-1306-EDA/NIH).
- Nielsen, F. & Rosenfeld, R. A. (1981). Substantive interpretations of differential equation models. *American Sociological Review*, 46, 159–174.

- Nisbet, R. A. (1959). The decline and fall of social class. *Pacific Sociological Review*, 2, 11–17.
- Noll, H. (1982). *Beschäftigungschancen und Arbeitsbedingungen. Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik 1950–1980*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Noll, H. (1985). Arbeitsplatzsuche und Stellenfindung. In H. Knepel & R. Hujer (Hrsg.), *Mobilitätsprozesse auf dem Arbeitsmarkt* (S. 275–303). Frankfurt a.M.: Campus.
- Pakulski, J. (1993). The dying of class or Marxist class theory? *International Sociology*, 8 (3), 279–292.
- Papastefanou, G. (1980). *Zur Güte von retrospektiven Daten – Eine Anwendung gedächtnispsychologischer Theorie und Ergebnisse einer Nachbefragung*. Frankfurt a.M. (Sonderforschungsbereichs 3, Arbeitspapier Nr. 29).
- Petersen, T. (1988). Analyzing change over time in a continuous dependent variable: Specification and estimation of continuous state space hazard rate models. In C. C. Clogg (Ed.), *Sociological Methodology* (pp. 137–164). Washington, DC: American Sociological Association.
- Petersen, T. (1990). Analyzing continuous state space failure time processes: Two further results. *Journal of Mathematical Sociology*, 15 (3–4), 247–257.
- Pettitt, A. N. & Daud, I. B. (1990). Investigating time dependence in Cox's proportional hazards model. *Applied Statistics*, 39 (3), 313–329.
- Pfau-Effinger, B. (1990). *Erwerbsverlauf und Risiko. Berufliche Stabilität und Instabilität im Generationenvergleich*. Weinheim: Deutscher Studien Verlag.
- Pötter, U. (1988). *Graphische Diagnoseverfahren für Cox-Modelle*. Frankfurt a.M. (Sonderforschungsbereichs 3, Arbeitspapier Nr. 278).
- Pötter, U. (1993a). Models for interdependent decisions over time. In J. Janssen & C. H. Skiadas (Eds.), *Applied statistic models and data analysis*. Proceedings of the Sixth International Symposium, Chania, Greece, 3–6 May (pp. 767–779). Singapore: World Scientific.
- Pötter, U. (1993b). *Semiparametrische Modelle zur Analyse sozialwissenschaftlicher Verlaufsdaten – Modellkonstruktion, Schätzverfahren und Eigenschaften*. Wetzlar: JA-Initiative an der Werner-von-Siemens-Schule.
- Pratt, J. W. & Schlaifer, R. (1984). On the nature and discovery of structure. *Journal of the American Statistical Association*, 79 (385), 9–21.
- Pratt, J. W. & Schlaifer, R. (1988). On the interpretation and observation of laws. *Journal of Econometrics*, 39, 23–52.
- Pregibon, D. (1981). Logistic regression diagnostics. *The Annals of Statistics*, 9 (4), 705–724.
- Prentice, R. L. (1978). Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data. *Biometrics*, 34, 57–67.
- Projektgruppe Bildungsbericht am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (1980). *Bildung in der Bundesrepublik Deutschland: Daten und Analysen*, Bd. 1 und 2. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Raftery, A. E. & Hout, M. (1990). *Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921–1975*. Paper presented at the conference of the International Sociological Association, Madrid, 9–13 July.
- Ringdal, K. (1992). *Searching for trends in relative mobility in Norway*. Paper presented at the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Social Stratification and Mobility, University of Trento, 14–16 May.
- Rolff, H.-G., Hansen, G., Klemm, K. & Tillmann K.-J. (1980). *Jahrbuch der Schulentwicklung*, Bd. 1. Weinheim: Beltz.
- Rolff, H.-G., Bauer, K.-O., Klemm, K., Pfeiffer, H. & Schulz-Zander, R. (1994). *Jahrbuch der Schulentwicklung*, Bd. 8. Weinheim: Juventa.
- Rosenfeld, R. A. (1980). Race and sex differences in career dynamics. *American Sociological Review*, 45, 583–609.
- Rosenfeld, R. A. (1992). Job mobility and career processes. *Annual Review of Sociology*, 18, 39–61.
- Rudas, T. (1991). Prescribed conditional interaction structure models with application to the analysis of mobility tables. *Quality & Quantity*, 25, 345–358.
- Rytina, S. (1992). Scaling the intergenerational continuity of occupation: Is occupational inheritance ascriptive after all? *American Journal of Sociology*, 97 (6), 1658–1688.
- Samuels, S. J. (1978). *Survival analysis from the viewpoint of Hampel's theory for robust estimation*. Chapel Hill, NC: University of North Carolina, Department of Biostatistics, School of Public Health (Institute of Statistics Series, No. 1163).
- Sasieni, P. (1993). Maximum weighted partial likelihood estimates for the Cox model. *Journal of the American Statistical Association*, 88 (421), 144–152.
- Schelsky, H. (1952). *Arbeitslosigkeit und Berufsnot der Jugend*. Köln: Bund.

- Schoenfeld, D. (1982). Partial residuals for the proportional hazards regression model. *Biometrika*, 69 (1), 239–241.
- Schuessler, R. (1988). *A critique of Sørensen's vacancy chain model*. Unpublished Manuskript.
- Seitz, P. (1990). *Leistungsmotivation und Bildungsaspiration als affektive Determinante unterschiedlicher Schulfachwahl vergleichbarer Schüler in der AHS und der HS?* Unveröff. Dissertation, Universität Wien.
- Sengenberger, W. (1979). Zur Dynamik der Arbeitsmarktsegmentierung – mit Thesen zur Struktur und Entwicklung des Arbeitsmarkts in der Bundesrepublik Deutschland. In C. Brinkmann, J. Kühl, R. Schulz-Wild & W. Sengenberger (Hrsg.), *Arbeitsmarktsegmentation – Theorie und Therapie im Lichte der empirischen Befunde* (S. 1–44). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 33).
- Sewell, W. H. & Hauser, R. M. (1975). *Education, occupation and earnings: Achievement in the early career*. New York: Academic Press.
- Siebert, S. W. (1989). Inequality of opportunity: An analysis based on the microeconomics of the family. In R. Drago & R. Ferlman (Eds.), *Microeconomic issues in labour economics: New approaches* (pp. 177–197). New York: Harvester Wheatsheaf.
- Silverman, B. W. (1992). *Density estimation for statistics and data analysis*. 3rd ed., London: Chapman and Hall.
- Simon, H. A. (1985). Spurious correlation: A causal interpretation. In H. M. Blalock, Jr. (Ed.), *Causal models in the social sciences* (pp. 7–21). New York: Aldine.
- Singelman, J. (1985). Wirtschaftliche Entwicklung, Beruf und soziale Mobilität. Zum Strukturwandel nach-industrieller Gesellschaften. In H. Strasser & J. H. Goldthorpe (Hrsg.), *Die Analyse sozialer Ungleichheit* (S. 129–154). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Singer, H. (1990). *Parameterschätzung in zeitkontinuierlichen dynamischen Systemen*. Unveröff. Dissertation, Universität Konstanz.
- Skvoretz, J. (1984). Career mobility as a Poisson process. *Social Science Research*, 13, 198–220.
- Sobel, M. E., Hout, M. & Duncan, O. D. (1985). Exchange, structure, and symmetry in occupational mobility. *American Journal of Sociology*, 91 (2), 359–372.
- Sørensen, A. (1990). Unterschiede im Lebenslauf von Frauen und Männern. In K. U. Mayer (Hrsg.), *Lebensverläufe und sozialer Wandel* (S. 304–321). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Sørensen, A., Allmendinger, J. & Sørensen, A. B. (1986). *Intergenerational mobility as a life course process*. Paper presented at the meeting of the American Sociological Association, New York, 26 August–2 September.
- Sørensen, A. B. (1976). Models and strategies in research on attainment and opportunity. *Social Science Information*, 15 (1), 71–91.
- Sørensen, A. B. (1977). The structure of inequality and the process of attainment. *American Sociological Review*, 42, 965–978.
- Sørensen, A. B. (1986). Theory and methodology in social stratification. In U. Himmelstrand (Ed.), *The sociology of structure and action* (pp. 69–95). London: Sage.
- Sørensen, A. B. (1991). The basic concept of stratification research: Class, status and power. Paper prepared for Publication in D. B. Grusky (Ed.), *Social stratification. Class, race and gender in sociological perspective*. Boulder, CO: Westview Press.
- Sørensen, A. B. & Blossfeld, H.-P. (1989). Socioeconomic opportunities in Germany in the post-war period. *Research in Social Stratification and Mobility*, 8, 85–106.
- Sørensen, A. B. & Tuma, N. B. (1978). *Labor market structures and job mobility*. Madison, WI: University of Wisconsin, Madison Institute for Research on Poverty (IRP Discussion Paper, No. 505–78).
- Spence, M. (1973). „Job Market Signalling“. *Quarterly Journal of Economics*, 87, 355–374.
- Spilerman, S. (1977). Careers, labor market structure, and socioeconomic achievement. *American Journal of Sociology*, 83 (3), 551–593.
- Steinkamp, G. (1980). Klassen- und schichtenanalytische Ansätze in der Sozialisationsforschung. In K. Hurrelmann & D. Ulich (Hrsg.), *Handbuch der Sozialisationsforschung* (S. 253–284). Weinheim: Beltz.
- Stelzl, I. (1986). Changing a causal hypothesis without changing the fit: Some results for generating equivalent path models. *Multivariate Behavioral Research*, 21, 309–331.
- Stelzl, I. & Albrecht, H. (1988). Some results concerning the power of the likelihood-ratio test in covariance structure analysis. In M. G. H. Jansen & W. H. van Schuur (Eds.), *The many faces of multivariate analysis*, Vol. II (pp. 282–295). Groningen: Rijksuniversiteit Groningen, RION, Instituut voor Onderwijsonderzoek.
- Stier, H. & Grusky, D. B. (1990). An overlapping persistence model of career mobility. *American Sociological Review*, 55, 736–756.
- Stigler, G. (1962). Information in the labor market. *Journal of Political Economy*, 70, 94–105.
- Stoer, J. (1983). *Einführung in die Numerische Mathematik*, I. Berlin: Springer-Verlag.
- Storer, B. E. & Crowley, J. (1985). A diagnostic for Cox regression and general conditional likelihoods. *Journal of the American Statistical Association*, 80 (389), 139–147.

- Stratmann, K. (1982). Geschichte der beruflichen Bildung. In H. Blankertz, J. Derbolav, A. Kell & G. Kutschka (Hrsg.), *Sekundarstufe II. Enzyklopädie Erziehungswissenschaft*, Bd. 9, Teil 1 (S. 173–201). Stuttgart: Klett-Cotta.
- Stratmann, K. (1991). Betriebliche Berufsausbildung. In C. Berg (Hrsg.), *Handbuch der deutschen Bildungsgeschichte*, Bd. IV, 1870–1920 (S. 371–380). München: Beck.
- Szelényi, S. (1988). *Social mobility and class structure in Hungary and the United States*. Unpublished dissertation. Madison, WI: University of Wisconsin.
- Therneau, T. M., Grambsch, P. & Fleming, T. R. (1990). Martingale-based residuals for survival models. *Biometrika*, 77 (1), 147–160.
- Thurow, L. (1975). *Generating Inequality*. New York: Basic Books.
- Tölke, A. (1989). *Lebensverläufe von Frauen*. München: Deutsches Jugendinstitut.
- Tomizawa, S. (1991). A model of uniform association plus two-diagonals-parameter and its application to occupational mobility table data. *Statistical Papers*, 32, 243–252.
- Tomizawa, S. (1992). More parsimonious linear-by-linear association model in the analysis of cross-classifications having ordered categories. *Biometrical Journal*, 34 (2), 129–140.
- Trommer-Krug, L. unter Mithilfe von L. Krappmann (1980). Soziale Herkunft und Schulbesuch. In Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, Projektgruppe Bildungsbericht (Hrsg.), *Bildung in der Bundesrepublik Deutschland. Daten und Analysen*, Bd. 1: Entwicklungen seit 1950 (S. 217–281). Stuttgart: Klett-Cotta.
- Tuma, N. B. (1976). Rewards, resources, and the rate of mobility: A nonstationary multivariate stochastic model. *American Sociological Review*, 41, 338–360.
- Tuma, N. B. (1985). Effects of labor market structure on job shift patterns. In J. J. Heckman & B. Singer (Eds.), *Longitudinal analysis of labor market data* (pp. 327–363). Cambridge: Cambridge University Press.
- Tuma, N. B. & Hannan, M. T. (1984). *Social dynamics. Models and methods*. Orlando: Academic Press.
- Tyree, A. (1973). Mobility ratios and association in mobility tables. *Population Studies*, 27, 577–588.
- Uzunogullari, U. & Wang, J.-L. (1992). A comparison of hazard rate estimators for left truncated and right censored data. *Biometrika*, 79 (2), 297–310.
- Van Houwelingen, J. C. & Le Cessie, S. (1988). Logistic regression, a review. *Statistica Neerlandica*, 42, 215–232.
- Wegener, B. (1985). Gibt es Sozialprestige? *Zeitschrift für Soziologie*, 14, 209–235.
- Wegener, B. (1991). Job mobility and social ties. *American Sociological Review*, 56, 60–71.
- Wegener, B. (1992). Concepts and measurement of prestige. *Annual Review of Sociology*, 18, 253–280.
- Wermuth, N. & Cox, D. R. (1992). On the relation between interactions obtained with alternative codings of discrete variables. *Methodika*, VI, 76–85.
- Wermuth, N. & Lauritzen, S. L. (1990). On substantive research hypothesis, conditional independence graphs and graphical chain models. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 52 (1), 21–50.
- Wernecke, K. (1993). Jackknife, Bootstrap und Cross-Validation. Eine Einführung in Methoden der wiederholten Stichprobenziehung. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 77, 32–59.
- White, H. (1980). A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica*, 48, 817–838.
- White, H. C. (1963). Cause and effect in social mobility tables. *Behavioral Science*, 7, 14–27.
- White, H. C. (1970a). *Chains of opportunity. System models of mobility in organizations*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- White, H. C. (1970b). Stayers and movers. *American Journal of Sociology*, 76, 307–324.
- Wilken, B. (1992). *Aspekte der Lebenssituation älterer lediger Frauen. Lebensziele und ihre Bedeutung im Erleben lediger Frauen der Jahrgänge 1919–1933*. Münster: Waxmann.
- Winkler, D. (1977). *Frauenarbeit im „Dritten Reich“*. Hamburg: Hoffmann und Campe.
- Wonnacott, R. J. & Wonnacott, T. H. (1970). *Econometrics*. New York: Wiley.
- Wright, E. O., Costello, C., Hachen, D. & Sprague J. (1982). The American class structure. *American Sociological Review*, 47, 709–726.
- Wu, C. J. (1986). Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis. *The Annals of Statistics*, 14 (4), 1261–1295.
- Yamaguchi, K. (1983). The structure of intergenerational occupational mobility: Generality and specificity in resources, channels, and barriers. *American Journal of Sociology*, 88 (4), 718–745.
- Yamaguchi, K. (1991). *Event history analysis*. Newbury Park, CA: Sage.

- Zelterman, D. & Youn, T. I. (1992). Indicator models in social mobility tables. *Computational Statistics & Data Analysis*, 14, 39–53.
- Zimmerman, D. J. (1992). Regression toward mediocrity in economic stature. *The American Economic Review*, 82 (3), 409–429.
- Zucker, D. M. & Karr, A. F. (1990). Nonparametric survival analysis with time-dependent covariate effects: A penalized partial likelihood approach. *The Annals of Statistics*, 18 (1), 329–353.
- Zymek, B. (1989). Schulen, Hochschulen, Lehrer. In D. Langewiesche & H. E. Tenorth (Hrsg.), *Handbuch der deutschen Bildungsgeschichte*, Bd. V (S. 155–208). München: Beck.

Anhang A

Datenbasis

Die in den empirischen Analysen verwendeten Daten wurden im Rahmen des Teilprojekts „Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung“ des Sonderforschungsbereichs 3 „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“ der Universitäten Frankfurt und Mannheim erhoben (Mayer & Brückner, 1989). Das Projekt wurde von Karl Ulrich Mayer geleitet. Die Erhebung fand zwischen Oktober 1981 und Mai 1983 statt. Befragt wurden insgesamt 2.171 bundesdeutsche Männer und Frauen, die sich gleichmäßig auf die drei Geburtskohorten 1929–1931, 1939–1941 und 1949–1951 verteilen¹¹⁶. Die Stichprobe wurde repräsentativ für die Schichtzugehörigkeit und die räumliche Verteilung in der Bundesrepublik gezogen.

Bei den Daten handelt es sich um retrospektiv erfragte Verlaufsdaten. Anhand von standardisierten Interviews wurde die Geschichte verschiedener Lebensbereiche der Befragten rekonstruiert¹¹⁷. Die Zeitangaben sind in vielen Bereichen auf monatlicher Basis erhoben worden, so beispielsweise bei Angaben zur Wohnungsgeschichte, zum Berufsverlauf, zur beruflichen Ausbildung, zur Heirat und zur Geburt von Kindern. Dies ermöglicht eine sehr präzise Rekonstruktion wesentlicher Teile des Lebensverlaufs der Befragten. Die Längsschnittdaten eignen sich besonders gut für die Analyse der zeitlichen Gestaltung von Lebensverläufen. Der Kohortenansatz ermöglicht darüber hinaus die Untersuchung der Wirkung historischer Ereignisse und gesellschaftlicher Prozesse auf die Lebensverläufe der befragten Personen.

Zur Qualität rückerinnerter Daten liegen verschiedene Untersuchungen vor (Dex, 1991). In einer Vorstudie von Papastefanou wurde der Einfluß des Gedächtnisses auf die Gültigkeit retrospektiver Angaben untersucht (Papastefanou, 1980). Dabei stellte sich heraus, daß die Angaben um so zuverlässiger rekonstruiert werden können, je stärker institutionalisiert der Interaktionskontext im Lebensverlauf ist. Die zentralen Variablen dieser Arbeit – die Bildung und der Berufsverlauf der Befragten – können daher vergleichsweise gut erinnert werden.

Um mögliche Verzerrungen aufgrund von Stichprobenausfällen beurteilen zu können, verglich Blossfeld einige demographische Strukturvariablen aus dem Datensatz mit den Daten der amtlichen Statistik (Blossfeld, 1987c). Zu diesen Variablen gehörten sowohl der höchste Bildungsabschluß als auch die berufliche Stellung der Befragten. Die Verteilungen dieser Variablen in den Mikrozensus 1981 und 1982 nach Geschlecht und Kohorte werden in dem interessierenden Ausschnitt von den Daten der Lebensverlaufsstudie ziemlich genau wiedergegeben. Die Stichprobenausfälle sollten daher bezüglich dieser Variablen keine wesentlichen Verzerrungen verursacht haben.

¹¹⁶ Die Zahl der realisierten Interviews streut zwischen 348 und 378 je nach Kohorte und Geschlecht.

¹¹⁷ Die Methode und das Design der Untersuchung werden genauer in Mayer und Brückner (1989) und Brückner (1994) beschrieben.

Die Tabelle 28 gibt einen Überblick über die wichtigsten Variablen, die der vorliegenden Arbeit zugrunde liegen, einschließlich der jeweiligen Zahl der gültigen Werte, der Mittelwerte und der Standardabweichungen¹¹⁸. Von beiden Elternteilen wurde der Schulabschluß sowie der erlernte Beruf und der entsprechende Bildungsabschluß erfragt. Weiterhin wurde nach der Berufstätigkeit des Vaters gefragt, als der Befragte 15 Jahre alt war, einschließlich der Berufsbezeichnung und der beruflichen Stellung. Zusätzlich wurde die gegenwärtige bzw. letzte berufliche Tätigkeit des Vaters erhoben. Die Angaben zur Berufstätigkeit der Mutter umfassen das Ausmaß ihrer Berufstätigkeit bis zum Alter 16 des Kindes¹¹⁹ sowie, falls sie berufstätig war, die Bezeichnung und Stellung ihrer hauptsächlichen Tätigkeit.

Der Bildungsweg der befragten Person wird durch das Jahr und die Jahreszeit der Einschulung und den Schultyp nach der vierten bzw. sechsten Klasse beschrieben, gegebenenfalls ergänzt durch das Jahr und die Jahreszeit des Wechsels zu einem anderen Schultyp nach der Grundschulzeit. Es wurde nach weiteren Wechseln des Schultyps einschließlich der entsprechenden Zeitpunkte gefragt sowie nach dem Schulabschluß beim Verlassen des allgemeinbildenden Schulsystems.

Von weiteren Ausbildungen wurden unter anderem die Bezeichnung, die Ausbildungsstätte, der Abschluß sowie Beginn und Ende erfragt. Die Zeitangaben erfolgten wenn möglich auf den Monat genau. Die Angaben über die Erwerbstätigkeit umfassen die verschiedenen Berufsbezeichnungen, die beruflichen Stellungen, die Zeitpunkte des Beginns und Endes der Tätigkeiten sowie die jeweilige Branche, die Betriebsgröße, die Arbeitszeit und anderes mehr.

Die durchgeführten Analysen verwenden auch verschiedene andere Angaben beispielsweise über die Familienzusammensetzung und die Wohngeschichte. Es würde zu weit führen, auch diese detailliert aufzulisten. Die kurze Beschreibung der Daten sollte jedoch reichen, um eine Vorstellung von dem Aufbau des Datensatzes zu erhalten.

¹¹⁸ Für die statistischen Analysen wurden die Variablen teilweise um null zentriert.

¹¹⁹ Es wird danach gefragt, ob die Mutter damals nie, zeitweise oder immer berufstätig war.

Tabelle 28: Übersicht über die verwendeten Variablen

Variable	N	Mean	Standard- abweichung	Mini- mum	Maxi- mum	Codierung
<i>Allgemeine Angaben</i>						
Fallnummer	2171	11116	670.92	10001	15005	
Geschlecht	2171	1.50	0.50	1.0	2.0	
Kohorte	2171	2.01	0.81	1.0	3.0	1 = 1929–31 2 = 1939–41 3 = 1949–51
Dummy katholisch	2171	0.45	0.50	0	1.0	1 = katholisch 0 = sonst
Dummy Stadtgröße > 30.000	2171	0.37	0.48	0	1.0	1 = mind. 30.000 Einw. 0 = sonst
<i>Angaben über die Eltern</i>						
Allgemeiner Schulabschluß der Mutter	2094	3.01	0.66	2.0	6.0	2 = kein Schulabschluß 3 = Volksschulabschluß 4 = mittlere Reife 5 = Fachhochschulreife 6 = Abitur
Allgemeiner Schulabschluß des Vaters	2057	3.24	0.92	1.0	6.0	Siehe Mutter
Berufliche Bildung der Mutter	1982	0.33	0.56	0	4.0	0 = keine Ausbildung 1 = Lehre/Anlernung 2 = Meister 3 = Fachhochschule 4 = Universität
Berufliche Bildung des Vaters	1975	1.06	0.90	0	4.0	Siehe Mutter
Kombination allgemeiner und beruflicher Bildung der Mutter	2103	9.58	1.76	7.0	19.0	Werte siehe S. 52
Kombination allgemeiner und beruflicher Bildung des Vaters	2134	11.26	2.63	7.0	19.0	Werte siehe S. 52
Berufliche Stellung des Vaters, als Kind 15 Jahre alt war	2011	47.61	18.24	10.0	64.0	Codes der beruflichen Stellung
Letzte Stellung des Vaters	1643	48.09	17.70	10.0	64.0	Codes der beruflichen Stellung
Mutter berufstätig	2149	1.54	0.74	1.0	3.0	1 = nie 2 = zeitweise 3 = immer
Berufliche Stellung der Mutter	2171	19.50	27.29	0	99.0	Codes der beruflichen Stellung
Kombination STVAFRU und STVAHEU	2040	47.66	18.19	10.0	64.0	Codes der beruflichen Stellung
Berufliche Schicht des Vaters	2040	4.41	1.45	1.0	6.0	vgl. Tabelle 20
Berufliche Schicht der Mutter	2171	1.78	2.45	0	6.0	vgl. Tabelle 20

noch Tabelle 28: Übersicht über die verwendeten Variablen

Variable	N	Mean	Standard- abweichung	Mini- mum	Maxi- mum	Codierung
<i>Angaben zur Schulbildung des Befragten</i>						
Schultyp nach Grundschule	2165	1.3916	0.7155	1.0	3.0	1 = Volksschule 2 = Mittelschule 3 = Gymnasium
Jahr des ersten Wechsels des Schultyps	2171	2.7756	12.2996	0	99.0	
Schultyp nach erstem Schulwechsel	2166	0.10	0.49	0	3.0	Siehe oben
Jahr des zweiten Wechsels	2171	0.30	4.28	0	68.0	
Schultyp nach zweitem Wechsel	2171	0.01	0.19	0	3.0	Siehe oben
Jahr des dritten Wechsels	2171	0.02	1.01	0	47.0	
Schultyp nach drittem Wechsel	2171	0.00	0.04	0	2.0	Siehe oben
Schulabschluß Befragter	2168	3.33	0.96	1.0	6.0	Siehe Mutter
Höchster allgemeinbildender Schulabschluß bis Alter 30	2168	3.40	1.00	1.0	6.0	Siehe Mutter
Erste abgeschlossene Ausbildung	2135	0.72	0.84	0	4.0	Siehe Mutter
Höchste Ausbildung bis Alter 30	2144	0.99	1.03	0	4.0	Siehe Mutter
Dummy ob Wechsel auf Hochschule	2171	0.11	0.31	0	1.0	1 = Wechsel 0 = sonst
Dummy auf Hochschule aber kein Abschluß	2171	0.02	0.15	0	1.0	1 = Universitätsbesuch ohne Abschluß 0 = sonst
<i>Angaben über den familiären Kontext</i>						
Zahl Geschwister	2169	2.30	2.03	0	12.0	
Dummy Stiefmutter	2171	0.02	0.14	0	1.0	1 = Stiefmutter 0 = sonst
Dummy Stiefvater	2171	0.02	0.16	0	1.0	1 = Stiefvater 0 = sonst
Abwesenheit des Vaters, durchgehend						
Alter 3 bis 15 Jahre	2171	0.0796868	0.2708701	0	1.0	1 = ohne Vater 0 = sonst
Alter 6 bis 15 Jahre	2171	0.11	0.32	0	1.0	1 = ohne Vater 0 = sonst
Alter 12 bis 15 Jahre	2171	0.18	0.39	0	1.0	1 = ohne Vater 0 = sonst

Tabelle 29: Kovarianzzerlegung im linearen Regressionsmodell ohne Familienkonstellationen – Männer (vgl. Tab. 4)

Kon- diti- ons- index	Kon- stante	Bildung Mutter	Bildung Vater	Status Vater	Geschwi- ster	Stadt	1940	1950	Bildung Vater		Bildung Mutter		Status Vater	
									1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	6E-4	6E-3	6E-3	6E-3	2E-3	6E-3	2E-4	1E-3	3E-3	6E-3	3E-3	6E-3	3E-3	6E-3
1.34	0.03	2E-4	1E-3	1E-3	0.00	0.03	0.02	0.02	0.01	2E-3	7E-3	3E-3	0.01	2E-3
1.42	0.01	2E-4	0.00	1E-4	4E-4	0.02	0.02	5E-3	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1.82	1E-3	0.04	6E-3	0.01	0.09	0.00	1E-3	3E-4	6E-3	2E-3	0.06	0.01	9E-3	7E-3
2.00	1E-4	2E-3	1E-4	1E-4	0.04	0.00	0.20	0.21	1E-3	1E-3	4E-3	4E-4	1E-3	4E-4
2.05	2E-3	8E-3	1E-3	1E-4	0.77	6E-3	0.01	0.01	1E-3	2E-4	0.01	6E-3	1E-3	9E-4
2.39	5E-4	1E-4	0.04	0.05	8E-3	9E-3	1E-3	6E-4	0.05	0.01	0.02	0.02	0.01	0.07
2.63	0.02	1E-3	5E-4	5E-4	0.02	0.82	0.07	0.03	9E-4	2E-4	0.01	0.01	6E-3	4E-3
2.66	4E-3	5E-3	0.02	4E-3	5E-4	0.05	0.00	0.01	0.00	0.05	0.12	0.14	0.06	6E-3
3.37	1E-4	2E-3	1E-4	0.00	0.01	6E-3	8E-4	3E-4	0.19	0.16	1E-3	5E-3	0.19	0.11
3.82	0.07	0.06	0.09	0.09	6E-3	0.01	0.05	0.07	0.08	0.06	0.05	0.04	0.05	0.08
5.00	0.70	7E-4	0.05	0.05	0.01	9E-3	0.52	0.53	0.03	0.04	2E-3	8E-3	0.03	0.04
6.80	0.13	0.86	0.03	0.06	1E-3	7E-3	0.07	0.06	0.03	0.04	0.66	0.70	0.05	0.06
8.61	0.00	2E-3	0.73	0.70	2E-3	5E-4	2E-4	0.00	0.56	0.57	1E-3	3E-3	0.53	0.57

Tabelle 30: Kovarianzzerlegung im Regressionsmodell mit Familienkonstellationen – Männer (vgl. Tab. 4)

Kon- diti- ons- index	Kon- stante	Bil- dung Mutter	Bil- dung Vater	Status Vater	Ge- schw- ster	Stadt	Konstante			Bildung Mutter			1940	1950	Bildung Vater		Bildung Mutter		Status Vater	
							Allein	Berufs- tätig	Bild.- domi- nanz	Allein	Bild.- domi- nanz	Berufs- tätig			1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	1E-3	4E-3	2E-3	3E-3	2E-3	6E-3	7E-4	3E-3	2E-3	3E-3	4E-3	9E-3	8E-4	2E-3	1E-3	3E-3	3E-3	4E-3	1E-3	3E-3
1.26	0.01	3E-4	4E-3	3E-3	0.00	0.01	0.01	0.02	0.01	4E-4	5E-3	2E-4	0.01	9E-3	4E-3	1E-3	3E-4	1E-4	4E-3	1E-3
1.48	4E-3	2E-3	2E-3	1E-3	0.00	0.01	3E-3	2E-3	0.01	0.02	0.01	0.01	1E-3	7E-3	1E-3	0.01	0.02	3E-3	2E-3	0.01
1.52	5E-3	2E-3	1E-3	1E-3	3E-4	0.01	9E-3	7E-3	6E-3	3E-4	8E-3	6E-3	9E-3	1E-3	0.02	5E-3	3E-3	0.01	0.02	5E-3
2.02	2E-3	1E-4	3E-4	2E-4	1E-4	2E-3	0.21	0.01	2E-4	7E-3	5E-4	1E-3	0.10	0.13	3E-4	7E-4	3E-4	1E-4	1E-4	2E-4
2.15	1E-3	9E-4	1E-4	4E-3	0.68	6E-4	0.02	1E-3	0.01	0.04	9E-3	4E-4	1E-3	5E-4	3E-4	0.00	1E-3	2E-4	7E-3	1E-3
2.27	1E-3	3E-4	6E-4	0.00	0.11	0.01	0.04	2E-3	0.01	0.61	0.01	9E-4	1E-4	2E-3	9E-3	3E-3	2E-3	2E-4	5E-4	2E-3
2.45	1E-3	0.01	8E-3	0.04	0.07	0.05	0.04	1E-3	0.05	1E-3	0.01	0.01	0.01	3E-3	6E-3	6E-3	8E-3	0.01	0.01	0.04
2.53	1E-3	3E-3	2E-4	1E-3	0.02	0.06	0.42	2E-3	7E-4	0.04	8E-4	9E-3	0.05	0.07	3E-3	2E-3	0.01	0.02	6E-3	0.02
2.77	2E-3	0.00	0.01	3E-3	2E-3	0.56	0.02	0.26	3E-4	0.01	8E-4	8E-3	9E-3	6E-3	7E-3	0.01	3E-3	1E-4	3E-3	4E-4
2.89	3E-4	7E-3	0.04	0.01	2E-3	0.01	0.02	0.05	0.10	0.06	0.05	0.12	0.01	7E-4	0.02	0.03	6E-3	7E-3	0.01	9E-3
2.97	1E-3	1E-3	1E-3	0.00	0.01	4E-3	0.11	1E-3	5E-3	0.15	1E-3	4E-4	0.02	0.02	0.01	0.01	0.21	0.10	0.03	0.01
3.13	0.03	0.00	5E-3	2E-3	0.02	0.18	0.04	0.40	1E-3	0.00	1E-3	0.03	0.14	0.15	9E-4	3E-4	3E-4	0.01	3E-3	1E-3
3.47	5E-3	0.03	0.01	1E-4	9E-3	3E-3	6E-3	0.03	0.03	0.01	0.03	0.39	0.01	1E-3	0.04	0.01	0.06	0.05	0.06	0.01
3.74	3E-4	0.01	4E-3	3E-4	9E-3	5E-3	2E-3	0.01	0.01	2E-3	0.02	0.09	5E-3	1E-3	0.15	0.13	9E-3	0.04	0.13	0.10
4.34	0.05	0.07	0.09	0.10	9E-3	0.01	1E-3	0.08	0.02	5E-3	0.03	0.02	0.01	8E-3	0.07	0.07	0.04	0.02	0.07	0.09
4.61	3E-4	1E-3	0.00	9E-3	2E-4	5E-4	2E-3	7E-4	0.64	3E-4	0.75	0.21	2E-3	3E-3	6E-3	0.02	3E-3	0.01	1E-3	9E-4
5.60	0.70	5E-3	0.03	0.04	0.01	0.01	7E-3	0.06	E-44	5E-4	4E-3	6E-3	0.48	0.47	0.02	0.04	0.01	0.02	0.03	0.02
7.65	0.16	0.83	0.04	0.06	1E-3	6E-3	1E-3	E-38	0.04	4E-3	0.01	0.02	0.07	0.07	0.02	0.02	0.57	0.63	0.04	0.06
9.40	0.00	1E-3	0.72	0.70	3E-3	4E-4	6E-4	8E-4	4E-3	1E-4	8E-4	5E-3	7E-4	1E-4	0.55	0.57	2E-3	4E-3	0.53	0.57

Tabelle 31: Kovarianzzerlegung im linearen Regressionsmodell ohne Familienkonstellationen – Frauen (vgl. Tab. 4)

Kon- diti- ons- index	Kon- stante	Bildung Mutter	Bildung Vater	Status Vater	Geschwi- ster	Stadt	1940	1950	Bildung Mutter		Bildung Vater		Status Vater	
									1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	4E-4	1E-2	1E-2	9E-3	4E-3	4E-3	1E-4	9E-4	7E-3	7E-3	8E-3	6E-3	7E-3	6E-3
1.30	4E-2	0.00	5E-4	4E-4	0.00	5E-2	3E-2	4E-2	8E-3	5E-3	1E-2	8E-3	9E-3	4E-3
1.38	2E-2	2E-4	2E-4	8E-4	3E-3	2E-2	2E-2	8E-3	2E-2	3E-2	2E-2	2E-2	2E-2	2E-2
1.73	2E-3	7E-2	5E-3	2E-2	2E-2	7E-4	3E-2	1E-2	2E-3	5E-3	4E-2	6E-2	8E-3	2E-2
1.94	5E-4	2E-2	0.00	1E-3	0.31	2E-4	0.14	0.12	1E-4	2E-4	1E-2	1E-2	5E-4	1E-3
1.99	5E-3	2E-4	0.00	9E-4	0.58	8E-3	9E-2	0.10	2E-4	0.00	2E-3	1E-4	7E-3	0.00
2.35	8E-3	1E-4	1E-3	0.00	9E-3	0.33	2E-2	1E-2	1E-2	4E-3	0.15	0.13	3E-2	3E-2
2.44	3E-2	2E-3	8E-3	1E-3	3E-2	0.54	4E-2	3E-2	7E-3	1E-4	0.14	4E-2	8E-3	4E-2
2.47	9E-4	4E-3	9E-2	7E-2	2E-4	2E-2	0.00	5E-3	3E-2	0.10	3E-3	2E-2	6E-2	4E-2
3.14	2E-3	1E-1	0.11	9E-2	5E-3	6E-3	7E-3	2E-2	4E-2	0.11	6E-2	8E-2	1E-1	4E-2
3.39	1E-4	4E-3	1E-4	7E-3	1E-2	4E-4	3E-3	4E-4	0.28	0.19	6E-3	3E-2	0.18	0.19
4.53	0.87	5E-4	7E-3	1E-2	2E-2	1E-2	0.60	0.65	5E-3	3E-3	7E-4	3E-3	7E-3	1E-2
5.21	2E-2	0.76	5E-2	0.15	0.00	2E-3	1E-2	9E-3	4E-2	4E-2	0.53	0.58	1E-1	0.11
7.19	4E-4	3E-2	0.72	0.64	4E-4	0.00	1E-4	5E-4	0.55	0.51	2E-2	2E-2	0.48	0.49

Tabelle 32: Kovarianzzerlegung im linearen Regressionsmodell mit Familienkonstellationen – Frauen (vgl. Tab. 4)

Konditionsindex	Konstante	Bildung Mutter	Bildung Vater	Status Vater	Geschwister	Stadt	Konstante			Bildung Mutter			1940	1950	Bildung Vater		Bildung Mutter		Status Vater	
							Allein	Berufstätig	Bild.-dominanz	Allein	Bild.-dominanz	Berufstätig			1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	9E-4	7E-3	6E-3	5E-3	3E-3	5E-3	7E-4	2E-3	1E-3	6E-3	3E-3	0.01	4E-4	2E-3	4E-3	4E-3	6E-3	6E-3	4E-3	4E-3
1.20	0.02	0.00	3E-3	3E-3	0.00	0.02	0.02	0.03	0.01	2E-4	7E-3	3E-4	0.01	0.02	3E-3	8E-4	2E-3	5E-4	4E-3	6E-4
1.43	5E-4	2E-3	2E-3	3E-3	1E-4	6E-4	2E-3	1E-4	0.01	0.02	0.01	7E-4	7E-4	1E-3	1E-2	0.03	0.03	8E-3	9E-3	0.03
1.45	8E-3	8E-3	3E-3	2E-3	4E-3	0.01	0.01	7E-3	0.02	0.00	0.03	0.02	0.02	2E-3	0.01	6E-4	5E-4	0.02	0.01	6E-4
1.87	2E-3	4E-3	1E-4	0.01	9E-4	3E-3	0.12	3E-4	0.03	0.12	0.02	0.03	0.02	0.04	2E-3	9E-4	7E-3	6E-3	0.01	5E-3
1.94	1E-4	0.00	6E-4	6E-3	0.11	6E-3	0.07	0.02	0.02	0.05	0.03	6E-4	0.09	0.10	5E-4	0.00	3E-3	2E-3	3E-3	2E-3
2.11	6E-3	3E-4	0.00	0.00	0.73	3E-4	0.01	3E-4	9E-4	0.08	4E-3	2E-4	7E-3	0.02	1E-4	4E-3	8E-3	7E-4	3E-4	4E-4
2.30	2E-3	4E-3	4E-3	6E-3	0.05	8E-3	4E-3	1E-4	0.03	0.24	0.02	0.06	2E-3	0.01	0.01	3E-3	0.02	0.08	0.01	0.06
2.37	0.00	1E-3	1E-3	5E-3	1E-3	0.60	0.16	0.09	0.00	2E-4	2E-3	5E-4	0.02	0.02	1E-4	4E-4	1E-4	5E-4	6E-3	4E-3
2.58	7E-3	0.00	0.02	3E-3	3E-3	0.07	0.48	0.14	4E-3	3E-3	8E-3	2E-3	0.11	0.07	4E-3	2E-3	7E-3	0.01	7E-3	8E-3
2.69	8E-3	4E-3	0.03	0.02	8E-4	0.05	0.03	0.00	0.02	0.15	0.02	4E-3	0.02	8E-3	2E-4	0.04	0.13	0.10	0.08	1E-3
2.78	0.01	1E-2	0.03	0.02	0.02	0.12	0.06	0.03	0.03	0.23	0.02	0.03	0.03	6E-4	0.03	0.03	0.11	8E-3	2E-3	0.02
2.97	0.01	1E-3	2E-3	0.03	0.01	0.02	0.01	0.25	0.03	0.05	1E-3	0.25	0.06	0.09	0.03	0.04	0.02	0.05	3E-4	1E-3
3.11	0.01	4E-3	0.03	9E-3	9E-3	0.05	9E-3	0.29	0.02	0.01	0.05	0.13	0.05	0.07	8E-3	3E-3	0.12	0.10	0.00	0.04
3.51	5E-4	0.10	0.05	0.06	0.01	5E-3	2E-3	0.01	0.05	0.02	6E-3	0.29	7E-3	6E-3	7E-3	0.18	0.01	0.02	0.11	7E-3
3.64	1E-4	0.02	2E-3	4E-3	0.01	1E-3	4E-3	0.02	0.03	2E-3	0.03	0.14	8E-3	9E-3	0.24	0.14	0.01	8E-4	0.17	0.16
4.12	3E-3	4E-4	0.06	0.03	6E-4	0.02	4E-4	2E-3	0.68	8E-3	0.57	0.01	4E-3	0.00	0.06	7E-4	8E-3	0.03	9E-3	0.06
5.05	0.82	0.01	6E-3	0.02	0.04	0.01	1E-2	0.10	6E-3	1E-3	2E-4	2E-3	0.51	0.51	0.02	0.01	0.03	0.03	7E-3	0.01
6.08	0.09	0.75	0.02	0.16	1E-4	7E-3	2E-4	2E-3	5E-3	6E-4	0.15	9E-3	0.04	0.03	4E-3	4E-3	0.43	0.49	0.11	0.13
7.76	6E-3	0.07	0.74	0.60	1E-4	4E-4	1E-4	8E-3	2E-4	3E-4	0.01	0.00	6E-4	0.00	0.55	0.50	0.05	0.05	0.44	0.45

Tabelle 33: Kovarianzzerlegung im Logit-Modell für die Wahl zwischen weiterführenden Schulen – Männer (vgl. Tab. 10)

Kon- ditions- index	Kon- stante	Bil- dung Mutter	Bil- dung Vater	Status Vater	Ge- schw- ister	Stadt	1940	1950	Alleinerziehend		Berufstätig		Bildungs- dominanz		Bildung Mutter		Bildung Vater		Status Vater	
									Kon- stante	Bild- Mutter	Kon- stante	Bild- Mutter	Kon- stante	Bild- Mutter	1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	7E-14	1E-9	2E-8	0.10	9E-11	2E-12	9E-14	3E-13	2E-14	4E-12	3E-13	2E-10	8E-14	1E-13	2E-11	7E-10	1E-9	4E-9	3E-3	0.01
1.05	2E-13	2E-9	6E-9	0.01	3E-9	2E-12	3E-12	2E-12	1E-14	5E-13	2E-11	2E-10	9E-13	6E-11	8E-10	6E-9	3E-8	3E-8	0.11	0.14
1.30	1E-9	5E-9	4E-9	0.55	5E-9	2E-9	1E-11	9E-12	8E-12	1E-12	1E-9	1E-8	3E-12	1E-11	3E-9	2E-8	1E-7	1E-7	0.43	0.48
1.46	2E-6	0.01	0.06	0.02	1E-9	8E-6	1E-6	6E-6	1E-7	2E-5	2E-7	3E-3	5E-8	1E-5	2E-4	6E-3	8E-4	0.01	4E-3	0.03
1.72	5E-5	0.05	0.06	0.01	5E-3	1E-4	7E-6	1E-5	1E-6	1E-4	2E-4	0.01	1E-5	6E-4	1E-3	0.01	2E-3	0.01	2E-3	1E-3
1.83	4E-4	1E-3	8E-3	3E-6	0.82	4E-4	1E-4	2E-4	3E-6	7E-5	6E-4	1E-3	5E-7	6E-10	5E-4	5E-3	4E-3	3E-3	3E-3	2E-4
1.92	0.04	5E-3	1E-4	2E-3	0.03	0.02	2E-3	9E-3	4E-5	8E-7	8E-3	3E-3	5E-5	1E-3	4E-4	1E-3	2E-3	2E-4	8E-3	1E-3
2.07	6E-4	7E-3	0.03	0.02	0.05	3E-4	2E-5	3E-4	1E-5	6E-4	2E-4	8E-3	2E-6	1E-4	0.01	0.01	0.12	0.15	0.10	0.08
2.28	2E-4	0.02	2E-3	1E-6	3E-3	8E-5	5E-5	2E-4	3E-6	5E-3	3E-5	7E-4	2E-6	1E-5	0.14	0.17	0.05	0.06	0.01	4E-4
2.30	1E-3	0.08	2E-3	2E-8	6E-3	2E-3	1E-4	1E-4	6E-5	3E-3	5E-4	0.76	1E-6	1E-3	8E-3	0.01	0.01	2E-3	5E-3	1E-5
2.55	2E-4	0.06	0.27	0.13	0.01	2E-3	2E-3	0.021	7E-7	1E-3	3E-3	1E-3	2E-3	0.08	0.02	0.01	0.33	0.36	0.12	0.13
3.00	1E-3	0.01	0.20	0.07	3E-7	8E-3	2E-3	7E-3	2E-5	0.02	3E-4	0.05	4E-3	0.18	0.03	0.05	0.15	0.09	0.10	0.05
3.08	0.01	4E-5	0.06	0.01	1E-3	4E-3	0.17	0.17	2E-3	7E-3	8E-3	1E-5	1E-5	3E-4	8E-3	1E-3	0.08	0.05	0.02	0.01
3.46	6E-3	0.31	0.13	0.02	3E-4	0.04	1E-3	4E-3	3E-4	0.25	2E-4	0.04	7E-6	5E-3	0.22	0.39	0.11	0.14	0.02	0.01
3.71	1E-3	0.03	9E-4	8E-3	6E-3	0.20	4E-3	0.01	3E-4	0.21	0.38	0.01	4E-4	5E-4	0.10	0.01	7E-3	0.01	0.01	7E-3
5.38	8E-3	0.22	0.05	1E-3	6E-3	0.23	0.01	0.01	2E-3	0.35	0.08	0.02	1E-4	9E-4	0.36	0.18	0.05	0.06	1E-3	1E-3
5.84	0.14	4E-3	0.03	5E-5	0.01	0.34	0.04	0.11	6E-5	0.11	0.48	0.01	6E-4	4E-3	0.02	2E-6	4E-3	6E-3	8E-5	3E-3
7.52	0.69	0.06	0.01	2E-3	0.01	0.10	0.47	0.52	0.10	4E-6	1E-4	4E-6	1E-3	7E-3	0.01	0.03	9E-3	8E-3	3E-3	2E-3
10.37	0.06	3E-3	2E-3	6E-5	3E-5	1E-4	0.24	0.07	0.89	6E-3	0.02	0.02	1E-3	5E-3	5E-5	7E-3	4E-3	8E-4	7E-3	6E-5
55.86	0.02	0.07	0.03	4E-4	5E-3	8E-3	0.02	0.02	1E-3	0.01	5E-6	0.01	0.98	0.70	0.03	0.05	0.01	0.01	3E-3	2E-3

Tabelle 34: Kovarianzzerlegung im Logit-Modell für den Abschluß der Volksschule – Männer (vgl. Tab. 13)

Kon- ditions- index	Kon- stante	Bildung Mutter	Bildung Vater	Status Vater	Geschwi- ster	Stadt	1940	1950	Bildung Mutter		Bildung Vater		Status Vater	
									1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	3E-13	1E-12	9E-13	0.12	1E-9	2E-9	9E-13	3E-12	8E-14	6E-14	1E-13	4E-15	0.01	0.01
1.51	5E-12	2E-15	2E-12	2E-6	4E-9	7E-9	1E-11	4E-11	1E-12	9E-13	2E-12	5E-14	0.17	0.17
1.68	9E-9	1E-10	1E-10	0.83	1E-6	1E-6	9E-11	2E-10	3E-12	3E-12	8E-12	2E-13	0.77	0.77
2.08	1E-4	3E-6	7E-7	4E-3	0.10	0.03	4E-5	2E-5	3E-7	5E-8	1E-7	8E-9	4E-3	6E-3
2.37	2E-4	1E-6	4E-7	7E-5	0.61	0.18	8E-5	8E-5	2E-7	1E-8	1E-7	1E-10	1E-3	7E-3
3.12	2E-4	5E-3	2E-3	8E-6	0.01	4E-3	0.18	0.12	3E-3	1E-4	1E-3	1E-5	3E-5	1E-3
3.34	0.01	0.06	0.01	1E-3	0.06	0.05	6E-3	0.10	5E-3	2E-3	2E-3	5E-4	1E-3	7E-6
3.79	0.11	0.02	4E-3	2E-3	0.03	0.36	0.30	0.24	5E-4	6E-7	1E-4	1E-7	8E-4	3E-3
4.14	0.59	0.01	3E-7	0.01	0.12	0.28	0.10	0.30	0.02	1E-3	0.01	3E-4	0.01	1E-3
4.76	0.03	0.16	0.17	4E-3	4E-3	5E-3	0.04	8E-3	4E-4	0.01	0.03	4E-4	7E-8	5E-3
5.34	0.14	4E-4	0.04	1E-4	0.03	0.05	0.17	1E-4	0.10	0.07	0.01	0.02	5E-4	1E-3
6.43	0.09	0.24	0.11	3E-3	3E-3	3E-3	0.17	0.21	0.15	0.36	0.12	0.03	5E-3	7E-3
9.26	5E-3	0.07	0.02	1E-4	7E-5	7E-4	0.01	3E-3	0.32	0.06	0.25	0.22	1E-3	6E-4
10.44	7E-4	0.41	0.61	6E-3	5E-4	3E-4	1E-3	1E-3	0.36	0.47	0.55	0.70	6E-3	2E-3

Tabelle 35: Kovarianzzerlegung im Logit-Modell für den Abschluß des Gymnasiums – Männer (vgl. Tab. 15)

Kon- ditions- index	Kon- stante	Bildung Mutter	Bildung Vater	Status Vater	Geschwi- ster	Stadt	1940	1950	Bildung Mutter		Bildung Vater		Status Vater	
									1940	1950	1940	1950	1940	1950
1.00	5E-15	1E-9	4E-8	0.10	2E-12	1E-10	5E-12	4E-12	5E-13	1E-9	2E-9	6E-9	3E-3	0.01
1.09	1E-10	2E-8	1E-8	7E-3	1E-9	3E-8	1E-10	4E-11	1E-11	1E-8	7E-8	6E-8	0.09	0.14
1.29	2E-10	1E-7	5E-8	0.60	1E-7	6E-9	5E-10	1E-10	5E-11	4E-8	2E-7	2E-7	0.37	0.50
1.72	1E-5	2E-5	2E-4	1E-3	0.01	0.04	2E-5	7E-5	5E-7	2E-6	1E-5	7E-5	3E-3	1E-3
1.93	1E-6	0.02	0.07	0.01	4E-5	2E-4	5E-9	7E-7	3E-4	7E-3	9E-4	0.02	0.01	0.06
2.25	5E-6	0.09	0.05	0.02	1E-3	1E-3	4E-6	2E-6	4E-3	0.01	1E-3	7E-3	8E-3	7E-3
2.43	4E-7	0.01	0.04	0.01	4E-4	7E-7	7E-5	1E-5	0.05	0.05	0.10	0.12	0.12	0.06
3.20	5E-6	5E-3	6E-4	8E-3	0.49	0.07	7E-5	2E-4	0.04	0.01	0.03	4E-3	0.05	0.01
3.87	4E-7	3E-3	0.01	0.01	0.16	0.02	2E-5	1E-4	0.08	0.13	0.04	0.12	0.02	0.03
4.38	1E-4	1E-3	0.73	0.17	0.05	8E-3	8E-3	0.01	2E-4	1E-4	0.72	0.67	0.21	0.12
4.87	1E-3	0.68	8E-3	6E-3	0.06	6E-3	0.02	0.04	0.61	0.60	0.01	0.01	0.02	0.01
6.12	3E-4	0.13	0.05	6E-3	9E-3	5E-3	0.16	0.16	0.16	0.13	0.06	0.02	0.05	0.01
8.17	0.05	7E-3	1E-3	1E-3	0.03	0.31	0.52	0.64	1E-5	4E-3	2E-3	4E-3	3E-3	5E-3
10.84	0.94	0.02	0.01	8E-3	0.16	0.52	0.27	0.12	0.03	0.02	1E-3	7E-4	4E-3	8E-4

Tabelle 36: Statusscores für die beruflichen Stellungen (es handelt sich um die in Handl [1977] angegebenen Statusscores bzw. deren Mittelwerte)

	Berufliche Stellung	Statuswert
Freie Berufe mit mindestens 10 Mitarbeitern	17	362
Freie Berufe bis 9 Mitarbeiter	15, 16	344
Selbständige mit mindestens 10 Mitarbeitern	23, 24	284
Selbständige mit 2 bis 9 Mitarbeitern	22	216
Selbständige mit bis 1 Mitarbeiter	21	157
Landwirte mit mehr als 50 ha	13	105
Landwirte mit 20 bis 50 ha	12	72
Landwirte mit 10 bis 20 ha	11	45
Landwirte mit unter 10 ha	10	35
Höhere Beamte	43	344
Gehobene Beamte	42	179
Mittlere Beamte	41	122
Einfache Beamte	40	73
Höhere Angestellte	54	310
Gehobene Angestellte	53	209
Mittlere Angestellte	52	154.5
Einfache Angestellte	51	84.5
Werkmeister	50	124
Meister	64	99
Vorarbeiter	63	70
Facharbeiter	62	54.25
Angelernte	61	36
Ungelernte	60	23.3
Ungelernte in der Landwirtschaft	30	10

I. Reihe STUDIEN UND BERICHTE

Beim Max-Planck-Institut für Bildungsforschung erhältliche Bände
(nicht über den Buchhandel beziehbar; Preise zuzüglich Versandpauschale)

- 63 Ursula Henz
Intergenerationale Mobilität.
Methodische und empirische Untersuchungen.
354 S. Erschienen 1996.
ISBN 3-87985-059-3 DM 32,-
- 62 Andreas Maercker
Existenzielle Konfrontation.
Eine Untersuchung im Rahmen eines
psychologischen Weisheitsparadigmas.
170 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-045-3 DM 19,-
- 61 Alexandra M. Freund
Die Selbstdefinition alter Menschen.
Inhalt, Struktur und Funktion.
251 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-057-7 DM 17,-
- 60 Klaus Schömann
The Dynamics of Labor Earnings over the Life Course.
A Comparative and Longitudinal Analysis of
Germany and Poland.
188 S. Erschienen 1994.
ISBN 3-87985-056-9. DM 13,-
- 59 Frieder R. Lang
**Die Gestaltung informeller Hilfebeziehungen
im hohen Alter – Die Rolle von Elternschaft
und Kinderlosigkeit.**
Eine empirische Studie zur sozialen Unterstützung
und deren Effekt auf die erlebte soziale Einbindung.
177 S. Erschienen 1994.
ISBN 3-87985-055-0 DM 13,-
- 58 Ralf Th. Krampe
Maintaining Excellence.
Cognitive-Motor Performance in Pianists
Differing in Age and Skill Level.
194 S. Erschienen 1994.
ISBN 3-87985-054-2 DM 14,-
- 57 Ulrich Mayr
**Age-Based Performance Limitations in Figural
Transformations.**
The Effect of Task Complexity and Practice.
172 S. Erschienen 1993.
ISBN 3-87985-053-4 DM 13,-
- 56 Marc Szydlik
Arbeitseinkommen und Arbeitsstrukturen.
Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland
und die Deutsche Demokratische Republik.
255 S. Erschienen 1993.
ISBN 3-87985-052-6 DM 21,-
- 55 Bernd Schellhas
**Die Entwicklung der Ängstlichkeit in Kindheit
und Jugend.**
Befunde einer Längsschnittstudie über die
Bedeutung der Ängstlichkeit für die Entwicklung
der Kognition und des Schulerfolgs.
205 S. Erschienen 1993.
ISBN 3-87985-051-8 DM 13,-
- 54 Falk Fabich
**Forschungsfeld Schule: Wissenschaftsfreiheit,
Individualisierung und Persönlichkeitsrechte.**
Ein Beitrag zur Geschichte
sozialwissenschaftlicher Forschung.
235 S. Erschienen 1993.
ISBN 3-87985-050-X DM 22,-
- 53 Helmut Köhler
**Bildungsbeteiligung und Sozialstruktur in der
Bundesrepublik.**
Zu Stabilität und Wandel der Ungleichheit von
Bildungschancen.
133 S. Erschienen 1992.
ISBN 3-87985-049-6 DM 10,-
- 52 Ulman Lindenberger
**Aging, Professional Expertise, and Cognitive
Plasticity.**
The Sample Case of Imagery-Based Memory
Functioning in Expert Graphic Designers.
130 S. Erschienen 1991.
ISBN 3-608-98257-4 DM 11,-
- 51 Volker Hofmann
**Die Entwicklung depressiver Reaktionen in
Kindheit und Jugend.**
Eine entwicklungspsychopathologische Längs-
schnittuntersuchung.
197 S. Erschienen 1991.
ISBN 3-608-98256-6 DM 14,-

**I. Reihe STUDIEN UND BERICHTE
(Fortsetzung)**

- 50** Georgios Papastefanou (vergriffen)
Familiengründung im Lebensverlauf.
Eine empirische Analyse sozialstruktureller Bedingungen der Familiengründung bei den Kohorten 1929–31, 1939–41 und 1949–51.
185 S. Erschienen 1990.
ISBN 3-608-98255-8 DM 15,-
- 49** Jutta Allmendinger
Career Mobility Dynamics.
A Comparative Analysis of the United States, Norway, and West Germany.
169 S. Erschienen 1989.
ISBN 3-608-98254-X DM 13,-
- 48** Doris Sowarka
Weisheit im Kontext von Person, Situation und Handlung.
Eine empirische Untersuchung alltagspsychologischer Konzepte alter Menschen.
275 S. Erschienen 1989.
ISBN 3-608-98253-1 DM 20,-
- 47** Ursula M. Staudinger
The Study of Live Review.
An Approach to the Investigation of Intellectual Development Across the Life Span.
211 S. Erschienen 1989.
ISBN 3-608-98252-3 DM 19,-
- 46** Detlef Oesterreich
Die Berufswahlentscheidung von jungen Lehrern.
115 S. Erschienen 1987.
ISBN 3-608-98251-5 DM 9,-
- 45** Hans-Peter Füssel
Elternrecht und Schule.
Ein Beitrag zum Umfang des Elternrechts in der Schule für Lernbehinderte.
501 S. Erschienen 1987.
ISBN 3-608-98249-3 DM 22,-
- 44** Diether Hopf
Herkunft und Schulbesuch ausländischer Kinder.
Eine Untersuchung am Beispiel griechischer Schüler.
114 S. Erschienen 1987.
ISBN 3-608-98248-5 DM 8,-
- 43** Eberhard Schröder
Entwicklungssequenzen konkreter Operationen.
Eine empirische Untersuchung individueller Entwicklungsverläufe der Kognition.
112 S. Erschienen 1986.
ISBN 3-608-98247-7 DM 13,-

II. Reihe MATERIALIEN AUS DER BILDUNGSFORSCHUNG

Beim Max-Planck-Institut für Bildungsforschung erhältliche Bände
(nicht über den Buchhandel beziehbar; Preise zuzüglich Versandpauschale)

- 55 Siegfried Reuss und Günter Becker
Evaluation des Ansatzes von Lawrence Kohlberg zur Entwicklung und Messung moralischen Urteilens.
Immanente Kritik und Weiterentwicklung.
112 S. Erschienen 1996.
ISBN 3-87985-048-8 DM 13,-
- 54 Beate Krais und Luitgard Trommer
Akademiker-Beschäftigung.
Sonderauswertung aus der Volkszählung 1987.
324 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-047-X DM 33,-
- 53 Marianne Müller-Brettel
Frieden und Krieg in der psychologischen Forschung.
Historische Entwicklungen, Theorien und Ergebnisse.
296 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-046-1 DM 32,-
- 52 Harald Uhlendorff
Soziale Integration in den Freundeskreis.
Eltern und ihre Kinder.
130 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-044-5 DM 15,-
- 51 Peter M. Roeder und Bernhard Schmitz
Der vorzeitige Abgang vom Gymnasium.
Teilstudie I: Schulformwechsel vom Gymnasium in den Klassen 5 bis 10.
Teilstudie II: Der Abgang von der Sekundarstufe I.
159 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-043-7 DM 18,-
- 50 Hannah Brückner
Surveys Don't Lie, People Do?
An Analysis of Data Quality in a Retrospective Life Course Study.
86 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-042-9 DM 7,-
- 49 Todd D. Little, Gabriele Oettingen, and Paul B. Baltes
The Revised Control, Agency, and Means-ends Interview (CAMI).
A Multi-Cultural Validity Assessment Using Mean and Covariance Structures (MACS) Analyses.
97 S. Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-041-0 DM 8,-
- 48 Hannah Brückner und Karl Ulrich Mayer
Lebensverläufe und gesellschaftlicher Wandel.
Konzeption, Design und Methodik der Erhebung von Lebensverläufen der Geburtsjahrgänge 1954–1956 und 1959–1961.
Teil I, Teil II, Teil III.
169 S., 224 S., 213 S.
Erschienen 1995.
ISBN 3-87985-039-9 DM 48,-
- 46 Ursula M. Staudinger, Jacqui Smith und Paul B. Baltes
Handbuch zur Erfassung von weisheitsbezogenem Wissen.
89 S. Deutsche Ausgabe DM 10,-
Manual for the Assessment of Wisdom-Related Knowledge.
83 S. Englische Ausgabe
Erschienen 1994.
ISBN 3-87985-037-2 DM 10,-
- 45 Jochen Fuchs
Internationale Kontakte im schulischen Sektor.
Zur Entwicklung und Situation des Schüleraustausches sowie von Schulpartnerschaften in der BRD.
174 S. Erschienen 1993.
ISBN 3-87985-035-6 DM 19,-
- 44 Erika Brückner
Lebensverläufe und gesellschaftlicher Wandel.
Konzeption, Design und Methodik der Erhebung von Lebensverläufen der Geburtsjahrgänge 1919–1921.
Teil I, Teil II, Teil III, Teil IV, Teil V.
235 S., 380 S., 200 S., 230 S., 141 S.
Erschienen 1993.
ISBN 3-87985-033-X DM 84,-
- 43 Ernst-H. Hoff und Hans-Uwe Hohner
Methoden zur Erfassung von Kontrollbewußtsein.
Textteil; Anhang.
99 S. und 178 S. Erschienen 1992.
ISBN 3-87985-032-1 DM 25,-
- 42 Michael Corsten und Wolfgang Lempert
Moralische Dimensionen der Arbeitssphäre.
Literaturbericht, Fallstudien und Bedingungsanalysen zum betrieblichen und beruflichen Handeln und Lernen.
367 S. Erschienen 1992.
ISBN 3-87985-031-3 DM 20,-

II. Reihe MATERIALIEN AUS DER BILDUNGSFORSCHUNG (Fortsetzung)

- 41 Armin Triebel
Zwei Klassen und die Vielfalt des Konsums.
 Haushaltsbudgetierung bei abhängig Erwerbstätigen in Deutschland im ersten Drittel des 20. Jahrhunderts.
 Teil I, Teil II.
 416 S., 383 S. Erschienen 1991.
 ISBN 3-87985-030-5 DM 48,-
- 40 Hans-Peter Füssel und Achim Leschinsky (Hrsg.)
Reform der Schulverfassung.
 Wieviel Freiheit braucht die Schule?
 Wieviel Freiheit verträgt die Schule?
 117 S. Erschienen 1991.
 ISBN 3-87985-029-1 DM 13,-
- 39 Gundel Schümer
Medieneinsatz im Unterricht.
 Bericht über Ziel, Anlage und Durchführung einer Umfrage in allgemeinbildenden Schulen.
 230 S. Erschienen 1991.
 ISBN 3-87985-025-9 DM 24,-
- 38 Clemens Tesch-Römer
Identitätsprojekte und Identitätstransformationen im mittleren Erwachsenenalter.
 312 S. Erschienen 1990.
 ISBN 3-87985-026-7 DM 25,-
- 37 Helmut Köhler
Neue Entwicklungen des relativen Schul- und Hochschulbesuchs.
 Eine Analyse der Daten für 1975 bis 1978.
 138 S. Erschienen 1990.
 ISBN 3-87985-024-0 DM 10,-
- 36 Wilfried Spang und Wolfgang Lempert
Analyse moralischer Argumentationen.
 Beschreibung eines Auswertungsverfahrens.
 Textteil: Grundlagen, Prozeduren, Evaluation.
 Anhang: Interviewleitfaden, Tonbandtranskript und Auswertungsbeispiele.
 102 und 191 S. Erschienen 1989. DM 29,-
- 35 Karl Ulrich Mayer und Erika Brückner
Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung.
 Konzeption, Design und Methodik der Erhebung von Lebensverläufen der Geburtsjahrgänge 1929-1931, 1939-1941, 1949-1951.
 Teil I, Teil II, Teil III.
 261 S., unpaginiert, 175 S.
 Erschienen 1989. DM 39,-
- 34 Christoph Droß und Wolfgang Lempert
Untersuchungen zur Sozialisation in der Arbeit 1977 bis 1988.
 Ein Literaturbericht.
 204 S. Erschienen 1988. DM 12,-
- 32 Friedrich Edding (Hrsg.)
Bildung durch Wissenschaft in neben- und nachberuflichen Studien.
 Tagungsbericht.
 157 S. Erschienen 1988. DM 11,-
- 31 Ellen A. Skinner, Michael Chapman and Paul B. Baltes
The Control, Agency, and Means-Ends Beliefs Interview.
 A New Measure of Perceived Control in Children (School Domain).
 Ein neues Meßinstrument für Kontrollüberzeugungen bei Kindern (Bereich Schule).
 54 S. Erschienen 1988. DM 9,-
- 29 Ulrich Trommer
Aufwendungen für Forschung und Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland 1965 bis 1983.
 Theoretische und empirisch-statistische Probleme.
 321 S. Erschienen 1987. DM 32,-
- 28 Ingeborg Tölke
Ein dynamisches Schätzverfahren für latente Variablen in Zeitreihenanalysen.
 202 S. Erschienen 1986. DM 17,-

Die nicht aufgeführten Bände sind vergriffen,
 bzw. nur noch in Restexemplaren erhältlich.

III. Einzelpublikationen

**Beim Max-Planck-Institut für Bildungsforschung erhältliche Titel
(nicht über den Buchhandel beziehbar; Preise zuzüglich Versandpauschale)**

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Pädagogik als empirische Wissenschaft.
Reden zur Emeritierung von Peter Martin Roeder.
90 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1996.
ISBN 3-87985-058-5

Ingo Richter, Peter M. Roeder, Hans-Peter Füssel (Eds.)
Pluralism and Education.
Current World Trends in Policy, Law, and Administration.
345 S. Berkeley: University of California/USA, 1995.
DM 25.-

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Bekennnis und Dienst.
Reden zum 80. Geburtstag von Dietrich Goldschmidt.
96 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1995.
ISBN 3-87985-040-2

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Abschied von Hellmut Becker.
Reden auf der Trauerfeier am 18. Januar 1994.
47 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1994.
ISBN 3-87985-036-4

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Bildungsforschung und Bildungspolitik.
Reden zum 80. Geburtstag von Hellmut Becker.
98 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1993.
ISBN 3-87985-034-8

Wolfgang Schneider and Wolfgang Edelstein (Eds.)
Inventory of European Longitudinal Studies in the Behavioral and Medical Sciences.
A Project Supported by the European Science Foundation.
557 S. Munich: Max Planck Institute for Psychological Research, and Berlin: Max Planck Institute for Human Development and Education, 1990.
ISBN 3-87985-028-3
DM 58,-

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Entwicklung und Lernen.
Beiträge zum Symposium anlässlich des 60. Geburtstages von Wolfgang Edelstein.
98 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1990.
ISBN 3-87985-023-2

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Normative Voraussetzungen und ethische Implikationen sozialwissenschaftlicher Forschung.
Beiträge zum Symposium anlässlich des 75. Geburtstages von Dietrich Goldschmidt.
108 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1990.
ISBN 3-87985-027-5

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
25 Jahre Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
Festvorträge.
48 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1989.

Friedrich Edding
Mein Leben mit der Politik.
126 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1989.

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Hrsg.)
Gewerbliche Unternehmen als Bildungsträger.
Beiträge zum Symposium anlässlich des 80. Geburtstages von Friedrich Edding.
126 S. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 1989.

Weitere Schriftenreihen aus dem Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (nicht über den Buchhandel erhältlich)

- Beiträge aus dem Forschungsbereich
Entwicklung und Sozialisation
(bitte Liste der Veröffentlichungen anfordern)
- Beiträge aus dem Forschungsbereich Schule
und Unterricht
(bitte Liste der Veröffentlichungen anfordern)
- Literatur-Informationen aus der Bildungs-
forschung
(monatliche Neuerwerbungen der Bibliothek;

Abonnement DM 60,-/Jahr)

**IV. Buchveröffentlichungen bei Verlagen
(nach dem Erscheinungsjahr geordnet, nur lieferbare Titel;
nur über den Buchhandel zu beziehen)**

- Detlef Oesterreich
Flucht in die Sicherheit.
Zur Theorie des Autoritarismus und der autoritären Reaktion.
250 S. Leverkusen: Leske+Budrich, 1996.
- Karl Ulrich Mayer und Paul B. Baltes (Hrsg.)
Die Berliner Altersstudie.
(Ein Projekt der Berlin-Brandenburgischen Akademie der Wissenschaften)
672 S. Berlin: Akademie Verlag, 1996.
- Paul B. Baltes and Ursula M. Staudinger (Eds.)
Interactive Minds.
Life-Span Perspectives on the Social Foundation of Cognition.
457 pp. New York: Cambridge University Press, 1996.
- Monika Keller
Moralische Sensibilität: Entwicklung in Freundschaft und Familie.
259 S. Weinheim: Psychologie Verlags Union, 1996.
- Martin Diewald, Karl Ulrich Mayer (Hrsg.)
Zwischenbilanz der Wiedervereinigung.
Strukturwandel und Mobilität im Transformationsprozess.
352 S. Leverkusen: Leske+Budrich, 1996.
- Johannes Huinink, Karl Ulrich Mayer u.a.
Kollektiv und Eigensinn.
Lebensverläufe in der DDR und danach.
414 S. Berlin: Akademie Verlag, 1995.
- Johannes Huinink
Warum noch Familie?
Zur Attraktivität von Partnerschaft und Elternschaft in unserer Gesellschaft.
385 S. Frankfurt a. M./New York: Campus, 1995.
- Heike Trappe
Emanzipation oder Zwang?
Frauen in der DDR zwischen Beruf, Familie und Sozialpolitik.
242 S. Berlin: Akademie Verlag, 1995.
- Heike Solga
Auf dem Weg in eine klassenlose Gesellschaft?
Klassenlagen und Mobilität zwischen Generationen in der DDR.
265 S. Berlin: Akademie Verlag, 1995.
- Lothar Krappmann und Hans Oswald
Alltag der Schulkinder.
Beobachtungen und Analysen von Interaktionen und Sozialbeziehungen.
224 S. Weinheim/München: Juventa, 1995.
- Freya Dittmann-Kohli
Das persönliche Sinnsystem.
Ein Vergleich zwischen frühem und spätem Erwachsenenalter.
402 S. Göttingen/Bern/Toronto/Seattle: Hogrefe, 1995.
- Hartmut Zeiher und Helga Zeiher
Orte und Zeiten der Kinder.
Soziales Leben im Alltag von Großstadtkindern.
223 S. Weinheim/München: Juventa, 1994.
- Christiane Lange-Küttner
Gestalt und Konstruktion.
Die Entwicklung der grafischen Kompetenz beim Kind.
242 S. Bern/Toronto: Huber, 1994.
- Jutta Allmendinger
Lebensverlauf und Sozialpolitik.
Die Ungleichheit von Mann und Frau und ihr öffentlicher Ertrag.
302 S. Frankfurt a. M./New York: Campus, 1994.
- Wolfgang Lauterbach
Berufsverläufe von Frauen.
Erwerbstätigkeit, Unterbrechung und Wiedereintritt.
289 S. Frankfurt a. M./New York: Campus, 1994.
- Arbeitsgruppe Bildungsbericht am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung
Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland.
Strukturen und Entwicklungen im Überblick.
843 S. Reinbek: Rowohlt, 1994 (4., vollständig überarbeitete und erweiterte Neuauflage).
- Hellmut Becker und Gerhard Kluchert
Die Bildung der Nation.
Schule, Gesellschaft und Politik vom Kaiserreich zur Weimarer Republik.
538 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1993.

IV. Buchveröffentlichungen bei Verlagen (Fortsetzung)

Rolf Becker

Staatsexpansion und Karrierechancen.

Berufsverläufe im öffentlichen Dienst und in der Privatwirtschaft.

303 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1993.

Wolfgang Edelstein und

Siegfried Hoppe-Graff (Hrsg.)

Die Konstruktion kognitiver Strukturen.

Perspektiven einer konstruktivistischen

Entwicklungspsychologie.

328 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1993.

Wolfgang Edelstein, Gertrud Nunner-Winkler

und Gil Noam (Hrsg.)

Moral und Person.

418 S. Frankfurt a.M.: Suhrkamp, 1993.

Lothar Lappe

Berufsperspektiven junger Facharbeiter.

Eine qualitative Längsschnittanalyse zum Kernbereich westdeutscher Industriearbeit.

394 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1993.

Detlef Oesterreich

Autoritäre Persönlichkeit und Gesellschaftsordnung.

Der Stellenwert psychischer Faktoren für politische Einstellungen – eine empirische Untersuchung von Jugendlichen in Ost und West.

243 S. Weinheim/München: Juventa, 1993.

Marianne Müller-Brettel

Bibliographie Friedensforschung und

Friedenspolitik:

Der Beitrag der Psychologie 1900–1991.

(Deutsch/Englisch)

383 S. München/London/New York/Paris: Saur, 1993.

Paul B. Baltes und Jürgen Mittelstraß (Hrsg.)

Zukunft des Alterns und gesellschaftliche Entwicklung.

(= Forschungsberichte der Akademie der Wissenschaften zu Berlin, 5.)

814 S. Berlin/New York: De Gruyter, 1992.

Matthias Grundmann

Familienstruktur und Lebensverlauf.

Historische und gesellschaftliche Bedingungen individueller Entwicklung.

226 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1992.

Karl Ulrich Mayer (Hrsg.)

Generationsdynamik in der Forschung.

245 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1992.

Erika M. Hoerning

Zwischen den Fronten.

Berliner Grenzgänger und Grenzhändler 1948–1961.

266 S. Köln/Weimar/Wien: Böhlau, 1992.

Ernst-H. Hoff

Arbeit, Freizeit und Persönlichkeit.

Wissenschaftliche und alltägliche Vorstellungsmuster.

238 S. Heidelberg: Asanger Verlag, 1992 (2. überarbeitete und aktualisierte Auflage).

Erika M. Hoerning

Biographieforschung und Erwachsenenbildung.

223 S. Bad Heilbrunn: Klinkhardt, 1991.

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung

Traditions et transformations.

Le système d'éducation en République fédérale d'Allemagne.

341 S. Paris: Economica, 1991.

Dietrich Goldschmidt

Die gesellschaftliche Herausforderung der Universität.

Historische Analysen, internationale Vergleiche, globale Perspektiven.

297 S. Weinheim: Deutscher Studien Verlag, 1991.

Uwe Henning und Achim Leschinsky (Hrsg.)

Enttäuschung und Widerspruch.

Die konservative Position Eduard Sprangers im Nationalsozialismus. Analysen – Texte – Dokumente.

213 S. Weinheim: Deutscher Studien Verlag, 1991.

Ernst-H. Hoff, Wolfgang Lempert und Lothar Lappe

Persönlichkeitsentwicklung in Facharbeiterbiographien.

282 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1991.

Karl Ulrich Mayer, Jutta Allmendinger und

Johannes Huinink (Hrsg.)

Vom Regen in die Traufe: Frauen zwischen Beruf und Familie.

483 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1991.

Maria von Salisch

Kinderfreundschaften.

Emotionale Kommunikation im Konflikt.

153 S. Göttingen/Toronto/Zürich: Hogrefe, 1991.

IV. Buchveröffentlichungen bei Verlagen (Fortsetzung)

- Paul B. Baltes and Margret M. Baltes (Eds.)
Successful Aging: Perspectives from the Behavioral Sciences.
397 pp. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Paul B. Baltes, David L. Featherman and Richard M. Lerner (Eds.)
Life-Span Development and Behavior.
368 pp. Vol. 10. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1990.
- Achim Leschinsky and Karl Ulrich Mayer (Eds.)
The Comprehensive School Experiment Revisited: Evidence from Western Europe.
211 pp. Frankfurt a.M./Bern/New York/Paris: Lang 1990.
- Karl Ulrich Mayer (Hrsg.)
Lebensverläufe und sozialer Wandel.
467 S. Opladen: Westdeutscher Verlag, 1990.
(= Sonderheft 31 der KZfSS).
- Karl Ulrich Mayer and Nancy Brandon Tuma (Eds.)
Event History Analysis in Life Course Research.
320 pp. Madison, Wis.: The University of Wisconsin Press, 1990.
- Hans J. Nissen, Peter Damerow und Robert K. Englund
Frühe Schrift und Techniken der Wirtschaftsverwaltung im alten Vorderen Orient.
Informationsspeicherung und -verarbeitung vor 5000 Jahren.
Katalog zur gleichnamigen Ausstellung Berlin-Charlottenburg, Mai-Juli 1990.
222 S. Bad Salzdetfurth: Franzbecker, 1990.
(2. Aufl. 1991).
- Peter Alheit und Erika M. Hoerning (Hrsg.)
Biographisches Wissen.
Beiträge zu einer Theorie lebensgeschichtlicher Erfahrung.
284 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1989.
- Arbeitsgruppe am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung
Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland.
Ein Überblick für Eltern, Lehrer und Schüler.
Japanische Ausgabe: 348 S. Tokyo: Toshindo Publishing Co. Ltd., 1989.
- Hans-Peter Blossfeld
Kohortendifferenzierung und Karriereprozeß.
Eine Längsschnittstudie über die Veränderung der Bildungs- und Berufschancen im Lebenslauf.
185 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1989.
- Hans-Peter Blossfeld, Alfred Hamerle and Karl Ulrich Mayer
Event History Analysis.
Statistical Theory and Application in the Social Sciences.
297 pp. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1989.
- Erika M. Hoerning und Hans Tietgens (Hrsg.)
Erwachsenenbildung: Interaktion mit der Wirklichkeit.
200 S. Bad Heilbrunn: Klinkhardt, 1989.
- Johannes Huinik
Mehrebenensystem-Modelle in den Sozialwissenschaften.
292 S. Wiesbaden: Deutscher Universitäts-Verlag, 1989.
- Kurt Kreppner and Richard M. Lerner (Eds.)
Family Systems and Life-Span Development.
416 pp. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1989.
- Bernhard Schmitz
Einführung in die Zeitreihenanalyse.
Modelle, Softwarebeschreibung, Anwendungen.
235 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1989.
- Eberhard Schröder
Vom konkreten zum formalen Denken.
Individuelle Entwicklungsverläufe von der Kindheit zum Jugendalter.
328 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1989.
- Michael Wagner
Räumliche Mobilität im Lebensverlauf.
Eine empirische Untersuchung sozialer Bedingungen der Migration.
226 S. Stuttgart: Enke, 1989.
- Paul B. Baltes, David L. Featherman and Richard M. Lerner (Eds.)
Life-Span Development and Behavior.
338 pp. Vol. 9. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1988.
- Paul B. Baltes, David L. Featherman and Richard M. Lerner (Eds.)
Life-Span Development and Behavior.
337 pp. Vol. 8. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1988.
- Lothar Krappmann
Soziologische Dimensionen der Identität.
Strukturelle Bedingungen für die Teilnahme an Interaktionsprozessen.
231 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 7. Aufl., 1988
(= Standardwerke der Psychologie).

IV. Buchveröffentlichungen bei Verlagen (Fortsetzung)

Detlef Oesterreich

Lehrerkooperation und Lehrersozialisation.

159 S. Weinheim: Deutscher Studien Verlag, 1988.

Michael Bochow und Hans Joas

Wissenschaft und Karriere.

Der berufliche Verbleib des akademischen Mittelbaus.
172 und 37 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1987.

Hans-Uwe Hohner

Kontrollbewußtsein und berufliches Handeln.

Motivationale und identitätsbezogene Funktionen
subjektiver Kontrollkonzepte.
201 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1987.

Bernhard Schmitz

Zeitreihenanalyse in der Psychologie.

Verfahren zur Veränderungsmessung und Prozeß-
diagnostik.
304 S. Weinheim/Basel: Deutscher Studien Verlag/
Beltz, 1987.

Margret M. Baltes and Paul B. Baltes (Eds.)

The Psychology of Control and Aging.

415 pp. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1986.

Paul B. Baltes, David L. Featherman and
Richard M. Lerner (Eds.)

Life-Span Development and Behavior.

334 pp. Vol. 7. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1986.

Hans-Peter Blossfeld, Alfred Hamerle und
Karl Ulrich Mayer

Ereignisanalyse.

Statistische Theorie und Anwendung in den
Wirtschafts- und Sozialwissenschaften.
290 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1986.

Axel Funke, Dirk Hartung, Beate Kraus und
Reinhard Nuthmann

Karrieren außer der Reihe.

Bildungswege und Berufserfolge von Stipendiaten der
gewerkschaftlichen Studienförderung.
256 S. Köln: Bund, 1986.

Ernst-H. Hoff, Lothar Lappe und
Wolfgang Lempert (Hrsg.)

Arbeitsbiographie und Persönlichkeitsentwicklung.

288 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1986.

Klaus Hüfner, Jens Naumann, Helmut Köhler und
Gottfried Pfeffer

**Hochkonjunktur und Flaute: Bildungspolitik in
der Bundesrepublik Deutschland 1967-1980.**

361 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1986.

Jürgen Staube

Parlamentsvorbehalt und Delegationsbefugnis.

Zur „Wesentlichkeitstheorie“ und zur Reichweite
legislativer Regelungskompetenz, insbesondere im
Schulrecht.

419 S. Berlin: Duncker & Humblot, 1986.

Hans-Peter Blossfeld

Bildungsexpansion und Berufschancen.

Empirische Analysen zur Lage der Berufsanfänger in
der Bundesrepublik.

191 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1985.

Christel Hopf, Knut Nevermann und Ingrid Schmidt

Wie kamen die Nationalsozialisten an die Macht.

Eine empirische Analyse von Deutungen im Unterricht.
344 S. Frankfurt a.M./New York: Campus, 1985.

John R. Nesselroade and Alexander von Eye (Eds.)

Individual Development and Social Change:

Explanatory Analysis.

380 pp. New York: Academic Press, 1985.

Michael Jenne

Music, Communication, Ideology.

185 pp. Princeton, N.J.: Birch Tree Group Ltd., 1984.

Gero Lenhardt

Schule und bürokratische Rationalität.

282 S. Frankfurt a.M.: Suhrkamp, 1984.

Achim Leschinsky und Peter Martin Roeder

Schule im historischen Prozeß.

Zum Wechselverhältnis von institutioneller Erziehung
und gesellschaftlicher Entwicklung.

545 S. Frankfurt a.M./Berlin/Wien: Ullstein, 1983.

Max Planck Institute for Human Development and
Education

Between Elite and Mass Education.

Education in the Federal Republic of Germany.

348 pp. Albany: State University of New York Press,
1983.

IV. Buchveröffentlichungen bei Verlagen (Fortsetzung)

Margit Osterloh

Handlungsspielräume und Informationsverarbeitung.

369 S. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber, 1983.

Knut Nevermann

Der Schulleiter.

Juristische und historische Aspekte zum Verhältnis von Bürokratie und Pädagogik.

314 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1982.

Gerd Sattler

Englischunterricht im FEGA-Modell.

Eine empirische Untersuchung über inhaltliche und methodische Differenzierung an Gesamtschulen.

355 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1981.

Christel Hopf, Knut Nevermann und Ingo Richter

Schulaufsicht und Schule.

Eine empirische Analyse der administrativen Bedingungen schulischer Erziehung.

428 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1980.

Diether Hopf

Mathematikunterricht.

Eine empirische Untersuchung zur Didaktik und Unterrichtsmethode in der 7. Klasse des Gymnasiums.

251 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1980.

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung

Projektgruppe Bildungsbericht (Hrsg.)

Bildung in der Bundesrepublik Deutschland.

Daten und Analysen.

Bd. 1: Entwicklungen seit 1950.

Bd. 2: Gegenwärtige Probleme.

1404 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1980.

Dietrich Goldschmidt und Peter Martin Roeder (Hrsg.)

Alternative Schulen?

Gestalt und Funktion nichtstaatlicher Schulen im Rahmen öffentlicher Bildungssysteme.

623 S. Stuttgart: Klett-Cotta, 1979.p

Max-Planck-Institut für Bildungsforschung

Lentzeallee 94, 14195 Berlin (Dahlem)

Tel. 030/824 06-0

Fax 030/824 99 39

In diesem Band werden neue Analysen zum Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Bildungs- und Berufsverlauf vorgestellt. Dieser Zusammenhang wird als Ergebnis eines Prozesses der Ressourcentransformation angesehen, der in vielen Lebensphasen wirksam werden kann. Es handelt sich daher um einen dynamischen Prozeß, was durch eine entsprechende Modellierung berücksichtigt werden muß.

Im ersten Teil der Arbeit wird untersucht, in welcher Weise die soziale Herkunft die Bildungslaufbahn beeinflusst. Der zweite Teil der Arbeit richtet sich auf die Frage, welchen Einfluß die soziale Herkunft auf die Berufslaufbahn hat. Alle Analysen werden sowohl für Männer als auch für Frauen durchgeführt



GW ISSN 0076-5627
ISBN 3-87985-059-3