

Inaugural-Dissertation zur Erlangung des Doktorgrades der Philosophie
(Dr. phil.) durch die Philosophische Fakultät der
Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Sozioökonomische Lage und generatives Verhalten in Westdeutschland

**Eine Längsschnittanalyse im Lebensverlauf mit Daten des Sozioökonomischen
Panels (SOEP) 1984-2008**

vorgelegt von
Diego Montano

Betreuer:
Prof. Dr. Axel Bühler
Prof. Dr. Peter Hartmann

D61

Tag der Disputation: 10. Dezember 2012

Inhaltsverzeichnis

1. Fragestellung und Explanandum	1
1.1. Einführung: Demographische Transition	1
1.2. Fragestellung und Dissertationsaufbau	3
1.3. Die Form des Explanans	5
2. Definitionen	9
2.1. Sozioökonomische Lage und Lebensverlauf	9
2.1.1. Querschnittsebene	9
2.1.2. Längsschnittsebene: Lebensverlauf	15
2.2. Generatives Verhalten	16
2.3. Weitere Definitionen	21
2.3.1. Das Haushalts- und Familienkonzept im SOEP	21
2.3.2. Partnerschaft	24
2.3.3. Kohorten und Familien	25
3. Theoretische Erklärungsmodelle	27
3.1. Erklärungskraft sozioökonomischer Variablen	27
3.2. Nutzentheoretische Erklärungsansätze	31
3.3. Theorie der Haushaltsökonomie	33
3.4. Der Wert-von-Kindern-Ansatz (Value of Children / VOC)	38
3.5. Theorie der Lebensgeschichte und generatives Verhalten	42
3.5.1. Definition und Grundannahmen	42
3.5.2. Entscheidungen und Risiko: Prospekttheorie	47
3.5.3. Evolutionäre Spieltheorie und intrinsische Bevölkerungswachstumsrate	51
3.6. Zusammenfassung der zu überprüfenden Hypothesen	59
4. Deskriptive Statistik I: Sozioökonomische Lage im Kohortenvergleich	61
4.1. Haushaltsentwicklung im SOEP	62
4.2. Bildungsabschlüsse zwischen 1984 und 2008	66
4.3. Berufsklassen nach dem Erikson-Goldthorpe-Portocarrero-Schema (EGP)	69
4.4. Einkommen, Vermögen und Familiengründung - multivariate Clusteranalyse	77
4.4.1. Beschreibung der Cluster 1984	79
4.4.2. Beschreibung der Cluster 2008	82
5. Deskriptive Statistik II: Fertilität und sozioökonomische Lage	89
5.1. Fertilität nach Einkommen, Bildung und Beruf – Individualebene	89
5.1.1. Fertilität und Einkommen	89

5.1.2.	Fertilität und Bildung	95
5.1.3.	Fertilität, Berufsklasse und Einkommen	97
5.1.4.	Reichtumsprofile	103
5.2.	Sozioökonomische Lage von Partnerschaften und Fertilität	108
5.2.1.	Soziodemographische Merkmale	108
5.2.2.	Einkommenslage von Partnerschaften	115
5.2.3.	Partnerschaftskonstellationen und Partnermarkt	123
6.	Hypothesenüberprüfung - Mikroebene (Generatives Verhalten)	131
6.1.	Fertilität	133
6.1.1.	Anzahl der Kinder im Haushalt - Hurdle-Modelle	133
6.1.2.	Geburt erster und zweiter Kinder - Verweildauermodelle	144
6.2.	Investitionen in Kinder	157
6.2.1.	Bildungsniveau von Kindern	158
6.2.2.	EGP-Berufsklasse von Kindern	165
6.2.3.	Erwerbseinkommen von Kindern	173
6.3.	Partnerwahl	177
7.	Hypothesenüberprüfung - Makroebene (Bevölkerungsentwicklung)	183
7.1.	Markovkettentheorie und einkommensabhängige Bevölkerungsprojektion	183
7.2.	Altersabhängige Bevölkerungsprojektion	195
7.3.	Einkommensabhängige Bevölkerungsprojektion	201
8.	Schlussfolgerungen	209
A.	Das Sozioökonomische Panel - SOEP	221
A.1.	Datenerhebung und Teilstichproben	221
A.2.	Gewichtung im SOEP	222
A.3.	Repräsentativität und Variablen	224
B.	Demographische Begriffe und Kennzahlen	229
B.1.	Sterbetafeln	229
B.2.	Verschiedene demographische Größen	229
B.3.	Demographische Matrixmodelle	231
B.3.1.	Lebenszyklusdiagramme	235
C.	Statistische Methoden	237
C.1.	Parametrische und nichtparametrische statistische Methoden	237
C.1.1.	Mann-Whitney-Rangtest	237
C.1.2.	Cox-Stuart-Tests zur Überprüfung von Trends	237
C.1.3.	Relative Wahrscheinlichkeitsdichte und Polarisierungsindizes	238
C.2.	Generalisierte Linearmodelle GLM	239
C.2.1.	Hurdle-Regression	241
C.2.2.	Generalisierte Mixed-Modelle	243

C.2.3. Parametrische Verweildauermodelle	247
C.3. Clusteranalyse	251
C.3.1. Gowers Ähnlichkeitskoeffizient	251
D. Zusätzliche Tabellen	255
E. Statistisches Software und Codes	265
E.1. Statistisches Software R	265
E.2. Codes	265
Literaturverzeichnis	269

Abbildungsverzeichnis

1.1. Entscheidungsbaum im Lebensverlauf	6
3.1. Sensitivitätsanalyse der direkten Ursachen endgültiger Kinderzahl	29
3.2. Schematische Darstellung der Haushaltstheorie	36
3.3. Fitnessmaximierung	44
3.4. Schematische Fertilitätskurven	47
3.5. Risiko und Fitnessfunktion	48
3.6. Nutzenfunktion nach Kahnemann und Tversky	50
3.7. Fitnessauszahlung	56
3.8. Stabilitätskriterien von Partnerschaftskonstellationen	58
4.1. Haushaltsverteilung im SOEP	63
4.2. Haushaltsverteilung - Männer	64
4.3. Haushaltsverteilung - Frauen	65
4.4. Eheschließungen je 1000 Einwohner 1871-2005	66
4.5. Bildungsverteilung - Männer	68
4.6. Bildungsverteilung - Frauen	69
4.7. EGP-Berufsklassen - Männer	71
4.8. EGP-Berufsklassen - Frauen	72
4.9. Erwerbstätige Männer nach Wirtschaftszweig	73
4.10. Erwerbstätige Frauen nach Wirtschaftszweig	74
4.11. Beschäftigungsraten	75
4.12. Erwerbsstatus - Männer und Frauen	76
4.13. EGP und Bildung - Cluster 1984	86
4.14. EGP und Bildung - Cluster 2008	87
5.1. Kinder im Haushalt nach Haushaltseinkommensposition - Männer	91
5.2. Kinder im Haushalt nach Haushaltseinkommensposition - Frauen	92
5.3. Kinder im Haushalt nach Nettoerwerbseinkommensposition - Männer	93
5.4. Kinder im Haushalt nach Nettoerwerbseinkommensposition - Frauen	94
5.5. Bildung und Fertilität - Frauen	96
5.6. Bildung und Fertilität - Männer	97
5.7. Mosaikdiagramm - Männer	100
5.8. Mosaikdiagramm - Frauen	101
5.9. Haushaltseinkommen nach EGP-Klassen	102
5.10. Reichtumsprofile - Haushalts- und Äquivalenzeinkommen	105
5.11. Reichtumsprofil und Haushaltsarbeit	107

5.12. Haushaltstyp von Partnerschaften	109
5.13. Familienstand	112
5.14. Kinder im Haushalt nach Einkommensposition - Partnerschaften	113
5.15. Alter bei der Geburt von Kindern	114
5.16. Einkommensverteilung - Partnerschaften	116
5.17. Bruttohaushaltseinkommensverteilung	119
5.18. Äquivalenzeinkommensverteilung	121
5.19. Erwerbsstatus von (Ehe-)Partnerinnen	122
5.20. Partnerschaftskonstellationen von Frauen und Fertilität	128
5.21. Partnerschaftskonstellationen von Männern und Fertilität	129
6.1. Stochastische Modelle und Hypothesenüberprüfung	132
6.2. Zensierung bei den Verweildauermodellen	145
6.3. Bildungsabschluss von Kindern nach Geburtenfolge	162
6.4. Geschätzte Wahrscheinlichkeiten – Berufsklasse von Söhnen	167
6.5. Geschätzte Wahrscheinlichkeiten – Berufsklasse von Töchtern	168
7.1. Lebenszyklusdiagramm nach Einkommensposition	187
7.2. Relative Dichte des Haushaltseinkommens	194
7.3. Asymptotische Altersklassenverteilung	199
8.1. Entscheidungsbaum von Partnerschaftskonstellationen	211
B.1. Lebenszyklusdiagramm nach Altersklassen	236

Tabellenverzeichnis

3.1. Direkte Ursachen endgültiger Kinderzahl	27
3.2. Vergleich zwischen Erklärungsansätzen	30
3.3. Nutzen von Kindern	39
3.4. Relative Fertilität in der Ehe	46
3.5. Auszahlungsmatrix von Partnerschaften	53
4.1. EGP-Berufsklassenschema	70
4.2. Kennzahlen der Clusteranalyse	78
4.3. Charakterisierung der Sechs-Cluster-Lösung 1984	80
4.4. Kennzahlen der Sechs-Cluster-Lösung 1984	81
4.5. Charakterisierung der Sechs-Cluster-Lösung 2008	83
4.6. Kennzahlen der Sechs-Cluster-Lösung 2008	84
5.1. Klassifizierungsschema relativer Einkommenspositionen	90
5.2. Fertilität nach Einkommensposition	95
5.3. Loglineare Modelle - Kinder im Haushalt	98
5.4. Kinderzahl von Männern und Frauen	110
5.5. Einkommenspolarisierungsindizes	118
5.6. Bildungshomogamie 1984	125
5.7. Abhängigkeitsmaße von Bildungshomogamie	126
6.1. Stochastische Modelle - Fertilitätsanalyse	133
6.2. Hurdle-Regression - Männer 1984	135
6.3. Hurdle-Regression - Frauen 1984	136
6.4. Hurdle-Regression - Männer 2008	138
6.5. Hurdle-Regression - Frauen 2008	139
6.6. Hurdle-Regression - Partnerschaften 1984	142
6.7. Hurdle-Regression - Partnerschaften 2008	143
6.8. Loglogistische Verweildauerregression zur Geburt von Kindern	148
6.9. Verweildauerregression und Einstellungen - Frauen	149
6.10. Verweildauerregression und Einstellungen - Männer	152
6.11. Loglogistische Verweildauerregressionen - Partnerschaften	154
6.12. Stochastische Modelle - Investitionen in Kinder	158
6.13. Lineares Mixed-Modell: Bildung von Kindern	160
6.14. Kumuliertes Probit-Mixed-Modell: Berufsklasse von Kindern	170
6.15. Erwerbstätigkeitspräferenzen bei nichterwerbstätigen Frauen	171
6.16. Lineare Mixed-Modelle: Erwerbseinkommen von Kindern	175

6.17. Random Probit-Modell	179
7.1. Übergangsmatrix - Söhne	191
7.2. Übergangsmatrix - Töchter	192
7.3. Verbleibdauer nach Einkommensposition	193
7.4. Intrinsische Wachstumsraten	196
7.5. Sensitivitätsanalyse des Durchschnittsalters bei der Geburt von Kindern	198
7.6. Altersklassenquotienten	200
7.7. Intrinsische Bevölkerungswachstumsraten - Einkommenabhängig	202
7.8. Asymptotische Bevölkerungsverteilung nach Einkommensposition	204
7.9. Effekt von Schwangerschaftsabbrüchen auf die Geburtenziffer	207
8.1. Schwangerschaftsabbrüche im internationalen Vergleich	215
A.1. Teilstichproben im SOEP	221
A.2. Definierte Stichproben	222
A.3. SOEP-Stichprobengröße	226
B.1. Sterbetafelvariablen	229
D.1. Median-Polarisierungsindizes. Äquivalenzeinkommen - Männer	255
D.2. Median-Polarisierungsindizes. Bruttohaushaltseinkommen - Männer	256
D.3. Median-Polarisierungsindizes. Äquivalenzeinkommen - Frauen	257
D.4. Median-Polarisierungsindizes. Bruttohaushaltseinkommen - Frauen	258
D.5. Altersverteilung der Kindergeneration	259
D.6. Bildungsverteilung der Kindergeneration	260
D.7. Haushaltstypsverteilung der Kindergeneration	261
D.8. Anpassungsmaße der Hurdle-Modelle	261
D.9. Anpassungsmaße parametrischer Verweildauerregressionen	262
D.10. Anpassungsmaße parametrischer Verweildauerregressionen	262
D.11. Anpassungsmaße von Mixed-Modellen	263

Zusammenfassung / Abstract

Zusammenfassung Diese Dissertation ist eine empirische Überprüfung verschiedener konkurrierender mikrotheoretischer Modelle des generativen Verhaltens von Individuen, die in der Lage sein sollen, von den Handlungen und sozioökonomischen Eigenschaften des Einzelnen ausgehend zu Makrophänomenen wie der Bevölkerungsgröße und der langfristigen Entwicklung einzelner Familienlinien zu gelangen. Die Fragestellung wird mit Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP, 1984-2008) in Westdeutschland bearbeitet. Die verwendeten theoretischen Erklärungsansätze werden im Rahmen entscheidungs- sowie spieltheoretischer Überlegungen dargestellt, und in Form empirisch zu überprüfender Hypothesen zusammengefasst. Die zu überprüfenden Hypothesen werden darüber hinaus anhand von statistischen Mixed-Modellen sowie demographischen Projektionen untersucht. Die Ergebnisse weisen unter anderem darauf hin, dass (i) ein Bildungsgefälle zwischen Geschwistern existiert, das grundsätzlich durch Verknappung der familialen Ressourcen *nach* der Geburt der Kinder zustande kommt, (ii) sich eine stark signifikante Beziehung zwischen sozialer Herkunft und der Verteilung von Bildungsabschlüssen, Berufsklassen sowie dem Einkommen der Kinder erkennen lässt, (iii) Sexualektionsmechanismen und Investitionen in Kinder die Sozialstruktur wesentlich mitbestimmen, (iv) fertilitätsfördernde politische Maßnahmen vor allem auf das Tempo der Reproduktion auswirken können, (v) demographiebedingte Herausforderungen keinem deterministischen Vorgang entsprechen, sondern teilweise etwa durch arbeitsmarkt- oder bildungspolitische Maßnahmen beeinflusst werden, und (vi) einkommensbezogene Fertilitätsraten langfristig fitness-äquivalent sein können.

Abstract In this dissertation different microtheoretical models of reproductive behavior are tested with empirical data from the Socio-Economic Panel (SOEP) between 1984-2008 in West Germany. These models try to explain macrophenomena such as population growth and continuity of family lines by considering individual behavior and socio-economic characteristics of individuals and families. The explanation models are presented in the framework of the game and decision theories. The main hypotheses are analyzed with statistical mixed-models and demographical projections. The results show that (i) there is an educational gradient among siblings that results from a shortage of family resources *after* the birth of children, (ii) the associations between socio-economic background and education, occupational class and income of children are still strong in West Germany, (iii) sexual selection mechanisms and investments in children determine the social structure, (iv) fertility-oriented policies influence above all the timing of fertility, (v) demographic-related social changes are not deterministic; they can be tackled by policies concerning the employment market and/or the educational system, and (vi) income-specific fertility rates can be fitness-equivalent in the long run.

1. Fragestellung und Explanandum

Daß dieses bestimmte Kind erzeugt werde, ist der wahre, wenn gleich den Theilnehmern unbewußte Zweck des ganzen Liebesromans: die Art und Weise, wie er erreicht wird, ist Nebensache [...] Denn, ist nicht die genaue Bestimmung der Individualitäten der nächsten Generation ein viel höherer und würdigerer Zweck, als Jener ihre überschwänglichen Gefühle und übersinnlichen Seifenblasen?

(Schopenhauer, *Metaphysik der Geschlechtsliebe*)

1.1. Einführung: Demographische Transition

Die sogenannte Theorie der demographischen Transition versteht die Verwandlung von agrarischen zu modernen industriellen Gesellschaften als der bestimmende sozioökonomische Prozess zu niedrigen Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten (Chesnais 1986: 6ff.), die für Westeuropa und Nordamerika ab Ende des 19. Jahrhunderts charakteristisch sind¹. Mit der Industrialisierung ab der zweiten Hälfte des 19. Jahrhunderts geht beispielsweise die Familienwirtschaft, d.h. die Einheit von Produktion und Haushalt, zurück. Produktion, Konsumtion, Sozialisation, Alters- und Gesundheitsvorsorge finden nicht nur innerhalb familialen Strukturen statt (Peuckert 2008), sondern es entstehen neue spezialisierte Organisationsformen und Institutionen, welche diese familialen Hauptfunktionen teilweise übernehmen (Gesundheitssysteme, Rentenversicherung, Arbeitslosenversicherung usw.). Wie der klassischen Studie von John Knodel (1974) zu entnehmen ist, war in Deutschland der Übergang² von hoher zu niedriger Fertilität im Zeitraum 1881-1939 ein Phänomen, das zuerst in den Städten und in den höheren Schichten auftrat (Knodel 1974: 89ff.) und sich später zu allen anderen Regionen und Schichten ausdehnte. So war die eheliche Fertilität der Einwohner Berlins um 1910 etwa zweimal niedriger als die der Einwohner ländlicher Gebieten in Preußen (Knodel 1974: 96). Nach der Theorie der demographischen Transition wird dieser Fertilitätsrückgang zum Teil auf die zunehmende Urbanisierung zurückgeführt, die durch die Entstehung und Umformung sozialer Produktionsprozesse charakterisiert ist. Konkret können die verschiedenen Varianten der Theorie der demographischen Transition folgendermaßen zusammengefasst werden (Chesnais 1986: 6ff.):

1. Der Mortalitätsabnahme folgt die Fertilitätsabnahme. Die Gesamtbevölkerung nimmt zu, denn Fertilitätsabnahme findet nur nachträglich statt.
2. Der Abnahme von Eheschließungen folgt eine Abnahme der Geburtenraten.

¹ Für einen Überblick demographischer Transitionstheorien vgl. Kirk 1996. Kritik oder Erweiterungen sind u.a. in Caldwell 1976 und Lesthaeghe 1983 zu diskutieren.

² Dieser Übergang stellt eigentlich *die* Fertilitätsabnahme der demographischen Transition dar.

3. Der Übergang von agrarischen zu städtischen und industriellen Gesellschaften belastet die Fertilitätsraten. Modernisierung ist dabei der entscheidende sozioökonomische Faktor zur Entstehung niedriger Fertilität.

Diese Hauptthesen legen nahe, dass die Theorie der demographischen Transition eigentlich eine sozioökonomische Erklärung der beobachteten Abnahme von Sterblichkeits- und Fertilitätsraten liefert, wobei eine fast eindeutige Beziehung zwischen Demographie und Produktionsprozessen zu bestehen scheint (vgl. Caldwell 1978 und Beaver 1975: Kap. 1 für eine ausführliche Diskussion). Allerdings ist diese Theorie vor allem makrodemographisch orientiert. Die Frage nach den direkten Ursachen des generativen Verhaltens auf der Individualebene ist komplexer, da die Interaktionen zwischen der Makro- und Mikroebene auch in Betracht gezogen werden müssen. Wie in Kapitel 3 noch ausführlicher zu besprechen ist, gibt es verschiedene Ansätze zur Erklärung differenzieller Fertilitätsraten auf der Individualebene, auch wenn fast alle davon ausgehen, dass sozioökonomische Variablen gute Prädiktoren von Fertilität sind. Vielleicht eine der ersten umfassenden Theorien zur demographischen Transition auf der Individualebene ist die sogenannte Wohlstandstheorie von L. Brentano. Diese um 1900 entstandene Theorie wurde eigentlich als Erklärungsmodell des damaligen starken Fertilitätsrückgangs vorgeschlagen. Sie war eher eine Alternative zu der Malthus'schen Bevölkerungstheorie, anhand deren die Fertilitätsabnahme am Ende des 19. Jahrhunderts mit zunehmenden gesellschaftlichen Wohlstand nicht einfach zu erklären war (Malthus 1826).

In seiner 1909 veröffentlichten Abhandlung „Die Malthussche Lehre und die Bevölkerungsbe-
wegung der letzten Dezennien“ behauptet Brentano, dass der Geburtenrückgang hauptsächlich eine Folge der Zunahme des Wohlstandes und der damit zusammenhängenden gesteigerten Lebensansprüche (Brentano 1909: 593) sei, denn Wohlstand impliziere eine Vermehrung der Bedürfnisse, welche mit dem „Wille zum Kinde“ konkurrieren. In Brentanos Worten ist die Hauptursache der Fertilitätsabnahme der zunehmende Wohlstand der Gesellschaft, welcher eine geschlechtsspezifische „Konkurrenz der Genüsse“³ entstehen lässt: „Die Hauptursache der Beschränkung des Zeugungswillens des Mannes ist die Erwägung, inwieweit die Beschränktheit seiner Mittel ihn in der Befriedigung anderer Ansprüche, die er ans Leben stellt, behindern würde, falls er Kinder in größerer Anzahl auf die Welt setzen würde“ (Brentano 1909: 603). Die schon für Brentano sich emanzipierende, am Arbeitsmarkt teilnehmende Frau „will nicht von allen Freuden der Jugend und allen Genüssen, zu denen ihr Reichtum die Möglichkeit bietet, durch Schwangerschaften abgeschnitten werden, von denen die eine die andere ablöst. Bei anderen modernen Frauen wird die Abnahme des Wunsches, Kinder oder wenigstens viele Kinder zu haben, als eine Folge der Emanzipationsbewegung bezeichnet“ (Brentano 1909: 602). Mutterschaft bedeute für die Erwerbstätige Einkommensverluste, Verzicht auf Befriedigung neuer Bedürfnisse und Abhängigkeit vom Ehemann. Daher wird die Reproduktion teurer, denn die Eltern bemühen sich, „den [...] vorhandenen Kindern eine bessere Erziehung zu sichern, ihnen ein größeres Erbteil zuwenden und sie so für den heutigen Kampf ums Dasein besser ausrüsten zu können“ (Brentano 1909: 603).

³ In diesem Sinne ist die Wohlstandstheorie Brentanos eine sozioökonomische und psychologische Fertilitätstheorie, die gewissermaßen schon die nutzentheoretischen Ansätze der Theorie der Haushaltsökonomie antizipiert (vgl. Abschnitt 3.3).

Ab etwa den 1970er Jahren entwickelte sich aber ein weiterer Fertilitätsrückgang in den meisten Industrieländern, der durch zusammengefasste Geburtenziffern weit unter dem sogenannten Bestandserhaltungsniveau von etwa zwei Kindern je Frau gekennzeichnet war⁴. Dieser Geburtenrückgang führte zur Aufstellung der sogenannten Theorie der zweiten demographischen Transition, die im Sinne einer sozialpsychologischen „Konkurrenz der Genüsse“ zu verstehen ist⁵. Nach D. Van de Kaa haben folgende Ereignisse in Europa zu TFR-Werten unter Ersatzniveau geführt (Van de Kaa 1987): (i) Übergang von Ehen zu Kohabitation; (ii) Fokussierung der Lebensgemeinschaft auf die Paarzufriedenheit und nicht auf Kinder (d.h. durch Kinderlosigkeit können auch Personalziele erreicht werden); (iii) Verwendung von vorbeugender Kontrazeption⁶ statt Kontrazeption, um eigene Ziele erreichen zu können; (iv) Übergang zu unterschiedlichen Lebensgemeinschaftsformen (d.h. Ersatz eines zentralen Haushalts durch verschiedene sozial akzeptierte Lebensformen). In der Fertilitätstheorie von Brentano wäre die zweite demographische Transition eine stärkere Akzentuierung der Veränderungen der „geistigen Psyche“ oder eine weitere Betonung der „egoistischen“ Bedürfnisse des Individuums, welche sich als Veränderung der sozial akzeptierten Normen niederschlägt. Obwohl die Modelle der ersten und zweiten Transition und die Wohlstandstheorie weder die Rolle von Ein- und Auswanderung noch die Wechselwirkungen zwischen natürlicher Bevölkerungsbewegung (Natalität und Sterblichkeit) und Wirtschaft befriedigend einbeziehen (Chesnais 1986: 6ff.), ist nach der Modernisierungsannahme dieser „Wohlstandstheorien“ ein negativer Zusammenhang zwischen Wohlstandslage und Fertilität zu erwarten. Da aber sozioökonomische Erklärungsansätze des generativen Verhaltens mikrotheoretisch zu verankern sind, reichen globale durch die Auswertung aggregierter Daten gewonnene Aussagen nicht aus, die komplexe Abhängigkeitsstruktur zwischen der sozioökonomischen Lage und dem generativen Verhalten auf der Individualebene adäquat zu erklären.

1.2. Fragestellung und Dissertationsaufbau

Angesichts empirischer Evidenz ist die zu bearbeitende Frage in dieser Dissertation nicht, ob es einen Zusammenhang zwischen sozioökonomischer Lage und generativem Verhalten (im Sinne der Definitionen in den Abschnitten 2.1 und 2.2) gibt oder nicht. Die Fragestellung bezieht sich eher auf eine empirische Überprüfung verschiedener konkurrierender mikrotheoretischer Modelle des generativen Verhaltens von Individuen, die in der Lage sein sollen, von den Handlungen und sozioökonomischen Eigenschaften des Einzelnen ausgehend zu Makrophänomenen wie der

4 Vgl. Abschnitt B.2 zur Definition der zusammengefassten Geburtenziffern. Es muss hier beachtet werden, dass das Bestandserhaltungsniveau einer Population nicht unbedingt etwa zwei Kindern pro Frau entspricht, sondern eigentlich durch Berücksichtigung der Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten bestimmt wird. Beispielsweise werden mehr als zwei Kinder je Frau in Populationen mit einer hohen Säuglingssterblichkeit benötigt, um eine bestimmte Bevölkerungsgröße erhalten zu können.

5 Zur Kritik der Theorie der zweiten demographischen Transition vgl. die Studie von Kuijsten 2002 mit europäischen Daten und den Überblicksartikel von Frejka et al. 2008.

6 Man muss hier anmerken, dass sich Kontrazeption nicht auf moderne orale Kontrazeptiva beschränkt. Schon in der Antike bewunderten die Römer, dass die Germanen keine Fertilitätskontrolle übten: „Numerum liberorum finire [...] flagitium habetur“ (Tacitus, Germania, 19).

Bevölkerungsgröße und der langfristigen Entwicklung einzelner Familienlinien zu gelangen⁷. Wie in Kapitel 3 ausführlicher diskutiert wird, ist es möglich, den Produktions- und Reproduktionsprozess von Individuen, Familien und Bevölkerung theoretisch und methodologisch einheitlich zu betrachten, insofern differenzielle Fertilitätsraten nach den sozioökonomischen Eigenschaften der Individuen geschätzt werden können. Es wird hierfür von vier miteinander kombinierbaren Analyseebenen ausgegangen: (i) der altersbezogenen Entwicklung von Individuen in Bezug auf das generative Verhalten, (ii) den sozioökonomischen Eigenschaften der Individuen zu einem bestimmten Erhebungszeitpunkt, (iii) den Veränderungen dieser sozioökonomischen Eigenschaften entlang sukzessiver Kohorten und Familienlinien, und (iv) den langfristigen Konsequenzen der Erhaltung besonderer sozioökonomischer Eigenschaften für den reproduktiven Erfolg einzelner Familienlinien.

Für Deutschland liegen bereits zahlreiche Studien vor, die sich aus unterschiedlichen Perspektiven der Beziehung zwischen bestimmten sozioökonomischen Merkmalen von Individuen und den Dimensionen des generativen Verhaltens widmen. Ohne Anspruch auf Vollständigkeit können folgende Forschungsbereiche und einige Studien der letzten zwei Jahrzehnte identifiziert werden, die im Laufe dieser Dissertation behandelt werden:

1. **Familien, Anzahl der Kinder im Haushalt und Haushaltseinkommen.** Der Schwerpunkt dieses Forschungsbereiches liegt in der Analyse der Einkommensverhältnisse in den Haushalten ohne und mit Kindern (Eggen 2006; Münnich 2006; Grabka/Krause 2005; Hesse/Thiel 2002).
2. **Fertilität, Partnerschaft und Bildung.** Die Fragestellungen und zahlreiche Studien in diesem Bereich beziehen sich einerseits auf das Quantum und Tempo von Fertilität, andererseits auf die Familienverhältnisse von Individuen (vgl. etwa Schaeper 2007; Kreyenfeld 2007; Wirth 2007; Brüderl/Klein 2003; Dornseiff/Sackmann 2003; Hullen 2003; Huinink 2000; Brüderl 1994).
3. **Fertilität, Familie und Erwerbstätigkeit.** Die Zentralfrage widmet sich vor allem der Beziehung zwischen Erwerbstätigkeit von Frauen, Fertilität und Partnerschaftsbildung (Eichhorst/Thode 2010; Kreyenfeld 2010; Gebel/Giesecke 2009; Schröder/Brüderl 2008; Kreyenfeld 2007b; Stegmann/Mika 2007; Dorbritz 2007; Kreyenfeld/Geißler 2006; Kröhnert/Klingholz 2005; Schröder 2005).
4. **Fertilität, Familie und sozialpsychologische Konstrukte.** In diesem Bereich werden Aspekte wie Einstellungen, Religion, soziale Netzwerke u.ä. behandelt (Arranz et al. 2010; Keim et al. 2009; Henz 2008).

Die vorliegende Dissertation knüpft nicht nur an die oben erwähnten Forschungsbereiche an; sie versucht zugleich, die Beziehung zwischen der sozioökonomischen Lage und dem generativen Verhalten aus einer Lebensverlaufsperspektive zu untersuchen, und sie mit der makrodemographischen Entwicklung in Zusammenhang zu bringen. Damit sollen die Ergebnisse der einzelnen

⁷ In diesem Sinne beschränkt sich die Analyse auf die Erklärung eines sozialen Phänomens und nicht des Verhaltens einzelner Individuen, auch wenn von entscheidungs- und verhaltenstheoretischen Ansätzen ausgegangen wird (zur Diskussion vgl. Coleman 1990: Kap. 1.).

Forschungsbereiche durch die altersabhängige Anordnung der Lebensausschnitte interpretiert, und als Grundlage zur Identifizierung individueller Lebensverlaufsmuster herangezogen werden. Dadurch erweitert die vorliegende Dissertation vorherige Arbeiten über Fertilität, Partnerschaft und Familienverhältnisse, indem sie einzelne Lebensbereiche durch eine entscheidungstheoretische Formulierung individueller Lebensverläufe miteinander zu verknüpfen versucht. Die Bearbeitung der Fragestellung fängt in Kapitel 2 mit den Definitionen der zugrunde liegenden Begriffe an. Kapitel 3 stellt einige sozioökonomische, mikrotheoretische Erklärungsansätze vor. Anhand der sogenannten Theorie der Lebensgeschichte wird darüber hinaus ein sozioökonomisches Modell der Bevölkerungsentwicklung aufgestellt und mit zwei nutzentheoretischen Erklärungsansätzen des generativen Verhaltens verglichen. Kapitel 4 widmet sich der deskriptiven Statistik der Verteilung wesentlicher sozioökonomischer Eigenschaften der Befragungspersonen im Kohortenvergleich bezüglich der fertilitätsrelevanten Altersklassen (Befragungspersonen zwischen 20 und 45 Jahren). Dieses Kapitel spielt angesichts der in Abschnitt A.3 angesprochenen Problematik der Repräsentativität sozialwissenschaftlicher Studien eine bedeutende Rolle in dem Sinne, dass es nicht nur einer deskriptiven Darstellung wichtiger Merkmale sozioökonomischer Lagen dient, sondern den Referenzpunkt darstellt, auf welchen sich die Zusammenhangsinferenzen aus den statistischen Modellen in späteren Kapiteln beziehen können. Kapitel 5 untersucht die Randverteilung der Anzahl von Kindern im Haushalt sowie der Kinderzahl von Befragungspersonen und Partnerschaften nach verschiedenen sozioökonomischen und -demographischen Merkmalen im SOEP. Kapitel 6 analysiert die Plausibilität der im Abschnitt 3.6 dargestellten Hypothesen mit Hilfe verschiedener stochastischer Modelle. Es sollen u.a. solche sozioökonomischen Mechanismen überprüft werden, die gegebenenfalls mit differenziellen generativen Verhaltensweisen einhergehen können. Kapitel 7 widmet sich dem Zusammenhang zwischen individuellen generativen Verhaltensweisen und der makrodemographischen Entwicklung sowie der Analyse des reproduktiven Erfolgs der Individuen in den verschiedenen Einkommenspositionen. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse sowie eine kurze Diskussion ihrer Konsequenzen erfolgt in Kapitel 8.

1.3. Die Form des Explanans

Da sich diese Dissertation dem Zusammenhang zwischen der sozioökonomischen Lage, den Entscheidungen von Individuen in Bezug auf generatives Verhalten, und dem Bevölkerungswachstum widmet, wird an dieser Stelle in schematischer Form der allgemeine theoretische Rahmen dieser Fragestellung im Sinne von entscheidungstheoretischen Erklärungsansätzen diskutiert. Es soll erklärt werden, wie sozioökonomische Bedingungen den Lebensverlauf von Individuen prägen, und wie fertilitätsbezogene Entscheidungen damit zusammenhängen. Um dieses Erklärungsziel zu veranschaulichen, wird in Abbildung 1.1 ist ein sogenannter Entscheidungsbaum für verschiedene Lebensverläufe dargestellt, die aus einer zeitabhängigen (nicht unbedingt kausalen) Folge von Zuständen und Knoten bestehen⁸. Jeder Pfad oder Zweig im Entscheidungsbaum entspricht einem idealisierten Lebensverlauf der Individuen einer spezifischen sozioökonomischen

⁸ Entscheidungsbäume sind spezielle Fälle der sogenannten gerichteten Graphen, die zum Teil in Abschnitt B.3.1 beschrieben sind. Für eine ausführliche Darstellung der Graphentheorie vgl. Bang-Jensen/Gutin 2007: Kap. 1. Für eine kurze Beschreibung der Entscheidungsbäume in der Spieltheorie vgl. Holler/Illing 2003: 13ff.

Lage und besteht aus der Zustandsfolge: Bildung (E) – Beruf (B) – Partnerschaftsbildung (P) – Kinder (K) – Familienbildung (F). An jedem Knoten entscheiden sich die Individuen für oder gegen einen bestimmten Zustand, wobei die Alternativen mit dem Zeichen „ \sim “ charakterisiert werden. Obwohl vertikale Übergänge von einem Entscheidungspfad zu einem anderen an mehreren Knoten möglich sind, muss berücksichtigt werden, dass der Lebensverlauf tendenziell von Irreversibilität geprägt ist, so dass die schematische Darstellung unabhängiger Entscheidungspfade einigermaßen gerechtfertigt ist (zu einer ausführlichen Diskussion vgl. Birg et al. 1991: 39ff.).

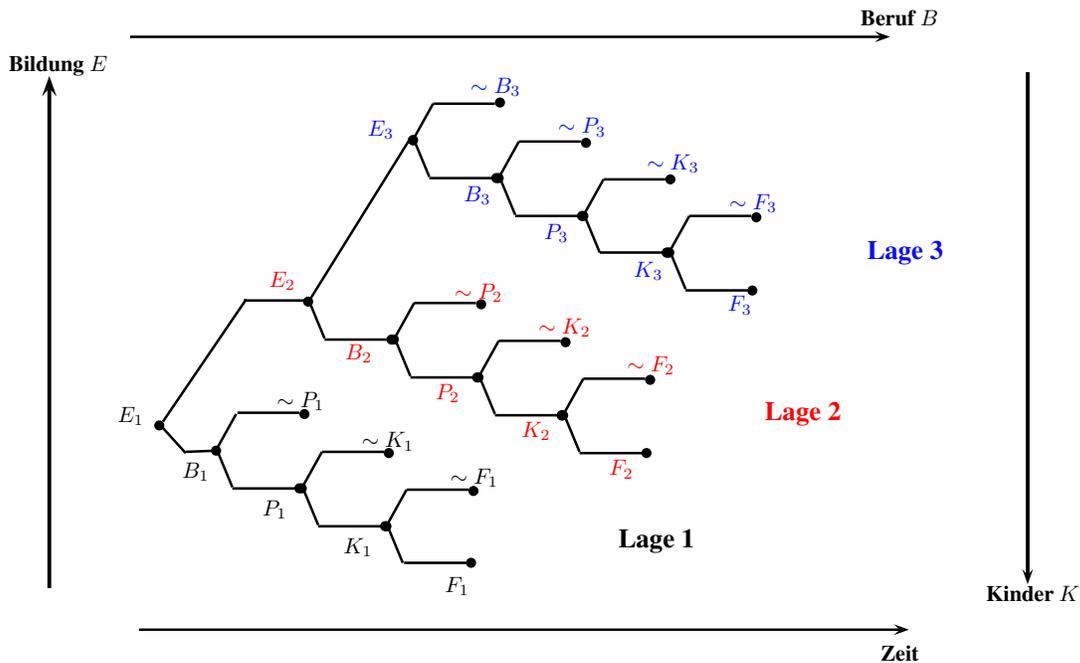


Abbildung 1.1.: Schematischer Entscheidungsbaum im Lebensverlauf nach sozioökonomischer Lage. E_i : Bildungsniveau, B_i : Berufsklasse, P_i : Partnerschaftsbildung, K_i : Kinderzahl, F_i : Familienbildung. Das Zeichen „ \sim “ bedeutet alternative Entscheidungen.

Da der Arbeits- und Partnermarkt zum Teil durch Bildungsabschlüsse strukturiert werden, sind Übergänge zwischen Entscheidungspfaden durch Erwerb zusätzlicher Bildungsabschlüsse möglich. Es liegt nahe, dass mit jedem Entscheidungspfad verschiedene sozioökonomische Bedingungen sowie differenzielle Fertilitätsraten einhergehen. Deshalb werden an den Rändern des Entscheidungsbaums in Abbildung 1.1 die Achsen wichtiger Dimensionen der sozioökonomischen Lage und des generativen Verhaltens eingetragen. In Übereinstimmung mit den noch zu besprechenden Ergebnissen in den Kapiteln 4 und 5 lässt sich veranschaulichen, dass der Erwerb höherer Bildungsabschlüsse nicht nur längere Perioden im Bildungssystem impliziert (untere Achse), sondern auch mit höheren Berufsklassen und niedrigerer Fertilität einhergehen kann (senkrechte Achse). Das Erklärungsziel dieser Dissertation ist dadurch die Entscheidungsstruktur individueller Lebensläufe in Bezug auf das generative Verhalten gegeben bestimmte sozioökonomische Bedingungen.

Es ist darauf zu achten, dass die Entscheidungsbäume auch geschlechtsspezifische Eigenschaften aufweisen. So sind die Zusammenhänge zwischen Erwerbsstatus und Fertilität für Männer und Frauen teilweise entgegengesetzt, wie in den Kapitel 4 und 5 deskriptiv dargestellt wird. Die in Kapitel 3 darzulegenden (nutzentheoretischen) Erklärungsansätze des generativen Verhaltens beziehen sich auf die Präferenzordnung zwischen den Alternativen an jedem Knoten des Entscheidungsbaums. Da jeder Pfad auf dem Entscheidungsbaum als ein stochastischer Vorgang beschrieben werden kann⁹, bilden die statistischen Modelle in Kapitel 6 gewissermaßen die bedingten Erwartungswerte der Zielvariablen an jedem Entscheidungsknoten ab (vgl. Abbildung 6.1).

⁹ Vgl. Glymour et al. 1991 und Glymour 2001 zur Formulierung einer probabilistischen Kausalanalyse anhand der sogenannten Bayesschen Netzwerke. Überblick in Cooper 1999 und Schurz 2006: Kap. 6.

2. Definitionen

2.1. Sozioökonomische Lage und Lebensverlauf

2.1.1. Querschnittsebene

Die Fragestellung dieser Dissertation bettet sich in die Sozialstrukturforschung ein (für einen Überblick vgl. Geißler 2008: Kap. 5). Im Folgenden wird präzisiert, wie „sozioökonomische Lage“ (auf der Querschnittsebene) zu verstehen ist. Zum ersten impliziert eine sozioökonomische Lage keine einzelne beobachtbare Variable¹, sie ist als das Ergebnis einer Klassifizierung von Individuen nach verschiedenen beobachtbaren Merkmalen zu verstehen, wobei allerdings vorausgesetzt wird, dass es eine aufzufindende (i.d.R.) durch Ähnlichkeit zwischen Beobachtungseinheiten hervorgerufene Zerlegung von Individuen in „Lagen“ gibt². Es handelt sich um die Aggregation von Beobachtungseinheiten anhand (i) einer Erhebung von als relevant angesehenen Merkmalen und; (ii) anhand bestimmter methodologischer Datenverarbeitungsrichtlinien (vgl. Blau 1994: 78 für eine äquivalente Formulierung). Zu beachten ist hier, dass man keine „Klassen“, „Gruppen“, „Schichten“ als beobachtbare Größen annehmen muss, auch wenn es einige durch persönliche oder durch andere Sozialisations- oder Institutionalierungsformen entstandene Gruppierungen geben kann (z.B. Stände, Kastensystem, u.ä.³). Die Frage ist also, inwiefern die Beobachtungseinheiten ungleich sind, und anhand welcher Merkmale eine Informationsreduktion (d.h. ein Beobachtungsaggregat) des erhobenen Datensatzes erzielt werden kann, die letztendlich Auskunft über die Verteilung dieser Merkmale, über die sozialen Chancen von Individuen oder über die Ressourcenverfügbarkeit und -zugang gibt. Eines der Ziele einer solchen Klassifizierung von Beobachtungseinheiten ist gerade die Analyse sozialer „Ungleichheit“. Diese wird als die Wahrscheinlichkeitsverteilung mehrerer Variablen verstanden, die als knappe begehrte Ressourcen

1 Auch wenn O. Neurath den Begriff „Lebenslage“ schon 1931 verwendete, hat der in dieser Dissertation verwendete Begriff der sozioökonomischen Lage damit praktisch nichts zu tun (s. Neurath 1931: 112, 125). Viel näher kommt dagegen die Idee von P. Sorokin über die soziale Lage („social position“) von Individuen in einer Gesellschaft, denn sie basiert auf einem „sozialen Abstand“ („social distance“) zwischen Individuen, welcher durch ihre Merkmale (und durch eine geeignete Metrik) erfasst werden kann (Sorokin 1964: 3-10).

2 Vgl. die ausführliche Diskussion über Klassifizierung in F. Vogel (1975), S. 1-34.

3 In diesem Sinne stellen sozioökonomische Lagen keine schicksalsmäßige Zugehörigkeit zu einer beobachtbaren Gruppierung dar, so wie etwa K. Mannheim behauptet hat: „Unter Klassenlage könnte man, im weitesten Sinne des Wortes, verstehen eine schicksalsmäßig verwandte Lagerung bestimmter Individuen im ökonomisch-machtmäßigen Gefüge der jeweiligen Gesellschaft [...] In einer Klassenlage *befindet* man *sich*; und es ist auch sekundär, ob man davon weiß oder nicht, ob man sich ihr zurechnet oder diese Zurechenbarkeit vor sich verhüllt“ (Mannheim 1970: 525-526, Hervorhebung im Originaltext).

wahrgenommen werden (in der klassischen soziologischen Forschung⁴ Geld, Prestige, Bildung und Macht vgl. Hradil 1987: 15ff.).

Wenn beispielsweise die Klassen- und Klassenlagetypologie Max Webers betrachtet wird, ist diese eigentlich ein auf Eigentum und Arbeitsverhältnissen beruhendes Klassifizierungsschema. Hierbei hat eine Gruppe von Menschen mit ähnlichen Ausprägungen besonderer Eigenschaften ähnliche „Chancen“ „der Güterversorgung, der äußeren Lebensstellung und des inneren Lebensschicksals“, „welche aus Maß und Art der Verfügungsgewalt (oder des Fehlens solcher) über Güter oder Leistungsqualifikationen und aus der gegebenen Art ihrer Verwertbarkeit für die Erzielung von Einkommen [...] innerhalb einer gegebenen Wirtschaftsordnung folgt“ (Weber 1972: 1, I, Kap. 4). Allerdings konstituieren sich für Weber diese Lebenschancen eigentlich nur durch die Art und Weise, wie die Verfügung über sachlichen Besitz in der Bevölkerung verteilt ist (Weber 1972: 2, Kap. 8, §6). Die Folge ist, dass Weber nur von „Klasse“ redet, wo „1. einer Mehrzahl von Menschen eine spezifische ursachliche Komponente ihrer Lebenschancen gemeinsam ist, soweit 2. diese Komponente lediglich durch ökonomische Güterbesitz- und Erwerbsinteressen und zwar 3. unter den Bedingungen des (Güter- oder Arbeits-)Markts dargestellt wird (‚Klassenlage‘)“ (Weber 1972: 2, Kap. 8, §6). Basierend auf Weber definiert David Lockwood (1969) Klassenlage durch „Marktsituation“ und „Arbeitssituation“ von Individuen. „Marktsituation“ besteht aus Quelle und Größe von Einkommen, der Arbeitsplatzsicherheit und den Chancen beruflichen Aufstiegs. Die „Arbeitssituation“ bestehe aus der Gesamtheit sozialer Beziehungen, an denen sich das Individuum aufgrund seiner Stelle im System der Arbeitsteilung beteiligt (Lockwood 1969: 15). Ebenfalls wird das Klassifizierungsschema von John Goldthorpe durch Beschäftigungsverhältnisse („employment relations“) in Arbeitsmärkten und Produktionseinheiten („production units“) charakterisiert (Goldthorpe 1996: 486; auch Goldthorpe 1980: 39). H. Ganzeboom und D. Treiman behaupten sogar, dass die Forschung über Sozialstratifizierung hauptsächlich durch die Klassifizierung von Berufen gemacht werde, denn „ever since it was recognised that the division of labour is the kernel of social inequality [...] stratification researchers have developed ways to derive status measures from information on occupations“ (Ganzeboom/Treiman 1996: 202).

Wie aber A. Beteille (1996)⁵ erwähnte, und wie S. Hradil ausführlich diskutiert hat (Hradil 1987), sind in der Regel die Unterschiede von Individuen oder Gruppierungen bezüglich besonderer Eigenschaften, Risiken oder bezüglich der Ressourcenverfügbarkeit und des Ressourcenzugangs komplexer und hängen nicht nur von der Art und dem Umfang der Erwerbstätigkeit geschweige denn allein von der Erwerbstätigkeit an sich ab. Soziale Ungleichheit ist von daher ein mehrdimensionales Problem, so dass jedes Klassifizierungsschema ebenfalls mehrere Differenzierungsmerkmale berücksichtigen sollte. Aus diesem Grund wurde die Erweiterung der

4 So schrieb J. Goldthorpe 1985: „In nearly all societies the good things of life, the things that people desire, are unequally distributed; some have more, others less. When we ask -what good things? - the answer that sociologists have given, since Max Weber, is that they are to be thought of under three main heads: wealth, prestige and power [...] Social class [...] is associated in sociology with the question of whether in a particular society, there are groups which can be called classes - groups, that is, which are marked off from one another by definable boundaries and which are importantly different from one another in wealth, prestige, and power“ (Goldthorpe 1985: 140-141).

5 „Most students of stratification would agree that social inequality is a multi-dimensional phenomenon that cannot be explained in terms of any one single criterion“ (Beteille 1996: 515).

Merkmale (in der Literatur der Sozialstrukturanalyse „Dimensionen“ genannt), welche die ungleichen Lebenschancen und -bedingungen der Individuen einer Bevölkerung charakterisieren lassen, vorgeschlagen (Hradil 1987: 40-45; Rössel 2009: 160-166). Neben Einkommen, Bildung, Macht und Prestige werden u.a. auch Geschlecht, Region, Familienverhältnisse, Alter, Kohortenzugehörigkeit und Nationalität herangezogen, welche abgesehen von etwa biologischen oder psychologischen Komponenten mit sozialer und/oder ökonomischer Ungleichheit einhergehen, die wiederum die sozioökonomische⁶ Lage charakterisieren können. Obwohl etwa Alter und Geschlecht als „demographische“ unabhängige Variablen betrachtet werden können, ist diese erhebungstechnisch-bezogene Sprachweise zur Analyse der sozioökonomischen Lage von Individuen nicht geeignet, wenn man bedenkt, dass Alter und Geschlecht wesentliche Komponenten sozialer Ungleichheit sind⁷. Beispielsweise ist Einkommensungleichheit zum Teil direkt auf Alter und Geschlecht an sich zurückzuführen. Eine alters- und geschlechtslose soziale Klassifizierung hätte dementsprechend eine kaum zu rechtfertigende methodologische und theoretische Lücke.

Der in dieser Dissertation verwendete Begriff der sozioökonomischen Lage sollte sich etwa vom Klassifizierungsschema von R. Erikson und J. Goldthorpe abgrenzen, das sich nur auf Unterschiede der individuellen Position innerhalb von Arbeitsmärkten („labour markets“) und Produktionseinheiten („production units“) beschränkt (Erikson/Goldthorpe 1992: 37). Diese Abgrenzung ist hier nötig, weil Erikson und Goldthorpe von der Annahme ausgehen, dass „Klassen“ (d.h. die Aggregate von Individuen) einer Gesellschaft durch die Beschäftigungsverhältnisse („employment relations“) determiniert werden. In diesem sozialen Schema gibt es also nur drei Klassenlagen („class positions“): (i) Arbeitgeber bzw. Produktionsmittelbesitzer, (ii) Selbständige, und (iii) Arbeitnehmer. Es muss aber betont werden, dass diese Klassifikation auf der Marx-Engelsschen Annahme beruht, nach welcher die „Geschichte aller bisherigen Gesellschaft“ die Geschichte der Klassenkämpfe zwischen Unterdrückern und Unterdrückten ist (Marx/Engels 1972: 462). Da aber in der „kapitalistischen“ Gesellschaft die Unterdrücker die Produktionsmittelbesitzer, und die Unterdrückten die Arbeitnehmer sind, beschreiben die Beschäftigungsverhältnisse⁸ die spezifischen Formen, unter welchen diese ewigen sozialen Klassen in der kapitalistischen Gesellschaft entstehen (denn der Annahme nach besteht jede Gesellschaft eben nur aus Unterdrückern und Unterdrückten in welcher Form auch immer). Das

6 S. Hradil spricht eher von „sozialer“ Lage (Hradil 1983: 117). Da diese Lage eigentlich den Lebensbedingungen entspricht, die auch durch ökonomische Variablen mitbestimmt werden, wurde es hier das Adjektiv „sozioökonomisch“ bevorzugt.

7 In diesem Sinne merkt J. Hagedaars richtig an: „Age may also refer to all sorts of sociological phenomena: Not until a certain age is it permitted or appropriate to marry and have children; with changing age the family situation changes; age has to do with the position and the length of participation in particular social systems such as the occupational or the electoral system“ (Hagedaars 1990: 317).

8 Die Beschäftigungsverhältnisse verursachen die kapitalistischen Klassen in dem Sinne, dass der Arbeitnehmer als Eigentümer seines Arbeitsvermögens seine Arbeitskraft als Ware auf dem Markt verkauft. „Er und der Geldbesitzer begegnen sich auf dem Markt und treten in Verhältnis zueinander als ebenbürtige Warenbesitzer, nur dadurch unterschieden, dass der eine Käufer, der andere Verkäufer, beide also juristisch gleiche Personen sind [...] Die zweite wesentliche Bedingung, damit der Geldbesitzer die Arbeitskraft auf dem Markt als Ware vorfinde, ist die, dass ihr Besitzer, statt Waren verkaufen zu können, worin sich seine Arbeit vergegenständlicht hat, vielmehr seine Arbeitskraft selbst, die nur in seiner lebendigen Leiblichkeit existiert, als Ware feilbieten muss“ (Marx 1968: 182-183, 2, Kap. 4.3). Damit entsteht aus dieser ungleichen Verhandlungsposition ein Beschäftigungsverhältnis, innerhalb dessen der Geld- und Produktionsmittelbesitzer den Arbeitnehmer unterdrücken kann, insofern der letztere die für seine eigene Reproduktion benötigten „Gebrauchswerte“ nicht durch eigene Arbeitskraft herstellen kann.

heißt, wenn man von diesem Klassifizierungsschema ausgeht, wird im strengen Sinne von keiner Klassifizierung ausgegangen, sondern vom Auffinden der von jeher vorhandenen Klassen. Die Aufgabe in diesem Fall ist also, die existierenden Klassen von Unterdrückern und Unterdrückten nach ihren historisch-begrenzten Differenzierungsmechanismen zu entdecken.

In der vorliegenden Dissertation wird dagegen von einem mehrdimensionalen aus beobachtbaren Merkmalen gewonnenen Modell ausgegangen, welches der Komplexität der sozialen Ungleichheit gerechter werden kann⁹. Man sieht hier andererseits, dass anhand der Erweiterung der klassifizierenden Merkmale die sozioökonomischen Lagen gewissermaßen solchen „Gruppen“ äquivalent sind, welche Geißler in seiner Definition von Sozialstruktur heranzieht. Nach Geißler ist nämlich Sozialstruktur die „Wirkungszusammenhänge in einer mehrdimensionalen Gliederung der Gesamtgesellschaft in unterschiedliche Gruppen nach wichtigen sozial relevanten Merkmalen sowie in den relativ dauerhaften sozialen Beziehungen dieser Gruppen untereinander“ (Geißler 2008: 19). Allerdings muss man anmerken, dass sozioökonomische Lagen keine „Beziehungen“ untereinander aufbauen müssen, denn die Lagen in dieser Dissertation sind, wie oben erwähnt, i.d.R. keine existierenden „Gruppen“, wie sie etwa in der Sozialisationsforschung oder Entwicklungspsychologie häufig vorkommen (s. Hurrelmann et al. 2008). Statistisch gesehen impliziert diese Erweiterung eigentlich eine Vergrößerung der Anzahl der zur Gruppierung der Beobachtungseinheiten herangezogenen Merkmale. Damit ist deutlich, dass die Beschreibung und Analyse der sozioökonomischen Lagen der Individuen in einer relativ großen Gesellschaft aufwendiger wird, je größer die Zahl der zu untersuchenden Merkmale wird. In diesem Sinne kritisiert J. Rössel, dass diese Erweiterung aus begrifflicher und methodologischer Sicht nicht unbedingt eine höhere Erklärungskraft hervorruft, denn „erstens bleibt die theoretische Begründung für die Auswahl spezifischer Lebensbedingungen recht unklar und entbehrt nicht einer gewissen Beliebigkeit. Zweitens hat Schwenks Studie gezeigt, dass das in seiner Erhebung und Messung recht aufwendige Lagenkonzept in seiner Erklärungskraft kaum besser ist als ein einfaches berufsorientiertes Schichtkonzept“ (Rössel 2009: 151-152) Ein Blick auf die Arbeit von O. Schwenk widerspricht allerdings dieser letzten Aussage (Schwenk 1999: Kap. 3). Der Verfasser hat mittels einer Clusteranalyse von etwa 20 Variablen verschiedener individueller Merkmale zehn bzw. neun soziale Lagen in West- bzw. Ostdeutschland aufgestellt, welche teilweise mit statistischen signifikanten Unterschieden in Bezug auf etwa Wert- und Normvorstellungen, Bildung, Beruf, Haushaltsstruktur, Alter, und Geschlecht einhergingen. Die Aussagekraft dieser Zerlegung des Stichprobenraums liegt aber gerade in den Verknüpfungen zwischen verschiedenen Merkmalen der Individuen, die in einem „einfachen berufsorientierten Schichtkonzept“ kaum zu erfassen sind. Zerlegt man beispielsweise den Stichprobenraum nur nach Berufstyp, ergibt sich zwar ein übersichtliches, eventuell hierarchisches Schichtschema, das aber keine Aussagen etwa über die Verteilung der Geschlechter, über die Haushaltsstruktur oder das Alter der Beobachtungseinheiten enthält. Nur wenn weitere Zufallsvariablen betrachtet und in Verbindung gebracht werden, wird so eine Art „Erklärung“ eines Sachverhalts gewonnen. Beispielsweise wäre die Analyse der Arbeitsmarktbeteiligung von Männern und Frauen ohne Berücksichtigung

⁹ In diesem Sinne lässt sich der Aussage von S. Hradil in Bezug auf die Mängel berufsorientierter Klassenmodelle zustimmen: „Sie sind zu *einfach* aufgebaut und werden den vielgestaltigen Verbindungen von günstigen und ungünstigen Lebensbedingungen, und damit den heterogenen Gruppierungen in fortgeschrittenen Industriegesellschaften nicht gerecht“ (Hradil 1987: 94).

des modulierenden Einflusses des Familienstands verzerrt. Werden dagegen Geschlecht, Arbeitsmarktbeteiligung, Berufstyp und Familienstand gleichzeitig berücksichtigt, ergibt sich das Bild einer sozialen Lage, die für etwa das Konsumniveau von Haushalten prognosefähiger als eine einfache berufsorientierte Zerlegung des Stichprobenraums ist¹⁰.

Allerdings sind sozioökonomische Lagen in der vorliegenden Dissertation nicht die bedingenden Variablen in der Analyse generativen Verhaltens, sondern direkt solche Merkmale, welche zu einer Zerlegung der Bevölkerung in sozioökonomische Lagen führen können¹¹. In diesem Sinne werden die Lagen implizit berücksichtigt, denn die Signifikanz oder Nichtsignifikanz einer relevanten Dimension in einem multivariaten statistischen Modell würde wiederum auf die aggregierte Perspektive der sozioökonomischen Lagen zurückzuführen. In Abschnitt 5.1.4 wird beispielsweise gezeigt, dass die Höhe des Nettoerwerbseinkommens nicht nur durch den Berufstyp bestimmt ist, sondern zugleich durch eine Vielzahl von anderen sozioökonomischen Merkmalen des Individuums, welche letztendlich seine sozioökonomische Lage mitbestimmen. Daraus lässt sich folgern, dass im gewissen Maße multivariate statistische Modelle in der sozialstrukturellen Forschung von dem Begriff der sozioökonomischen Lage (im Sinne dieser Dissertation) Gebrauch machen, indem sie schon für mehrere Variablen „kontrollieren“, sprich, indem sie die abhängige Variable durch eine lineare Kombination von Kovariaten modellieren. Es ist klar, dass eine einfache berufsorientierte Zerlegung des Stichprobenraums der Komplexität der sozialwissenschaftlichen Fragestellungen (geschweige denn der beobachteten Phänomene) nicht angemessen ist, denn damit können scheinbar signifikante Zusammenhänge auftreten, welche eigentlich auf Vernachlässigung von Störvariablen zurückzuführen sind.

Deswegen wurde der Begriff der sozioökonomischen Lage als Ausgangsbegriff ausgewählt, da sich die Unterschiede des generativen Verhaltens nicht einfach durch eine einzige Variable und auch nicht durch eine einfache vertikale (z.B. Schichtschema) bzw. horizontale (z.B. nur nach dem Alter) theoretische Stichprobenzerlegung erklären lassen. Da aber generatives Verhalten, wie es unten noch zu besprechen ist, nicht nur Fertilität, sondern die Entstehung von Partnerschaften und die elterliche Fürsorge beinhaltet, wurden folgende zur Verfügung stehende sozioökonomische Merkmale berücksichtigt: Einkommen, Beruf, Bildung, Haushaltsstruktur, Alter, Geschlecht, Beruf und Bildung der Eltern, Kohortenzugehörigkeit, Familienstand, Bildungs- und Berufsunterschiede zwischen den (Ehe-)Partnern, relative Einkommenspositionen nach Bruttohaushaltseinkommen und Nettoerwerbseinkommen, Wohnungseigentum, Erwerbsstatus, Berufserfahrung, Haushaltsarbeit, Kinderzahl der Mutter, Geschwisterzahl sowie Einstellungen gegenüber Familie und Beruf. Obwohl diese Variablenauswahl beliebig aussehen mag, wurde sie durch Berücksichtigung theoretischer Erklärungsansätze des generativen Verhaltens (vgl. Kapitel 3) und der unten noch anzusprechenden Lebensverlaufsforschung geleitet. Dennoch ist zu bemerken, dass diese Variablen nicht alle möglichen relevanten Merkmale darstellen, die theoretisch eine wichtige Varianzquelle des generativen Verhaltens sein können. So wurden physische Merkmale, Gesundheitszustände (vgl. Gangestad/Simpson 2000; Gangestad

¹⁰ Vgl. etwa die Studie von Münnich (2006) über die Ausgaben von Haushalten mit Kindern.

¹¹ Dass die Verwendung von „Lagen“ als unabhängige Variablen sehr problematisch werden kann, zeigt die kritische Studie von P. Hartmann über die Lebensstilforschung. Wie der Autor zusammenfasst, gäbe es kaum statistische Vorteile eines typologieorientierten Ansatzes vor einem variablenorientierten (Hartmann 1999: 239).

et al. 2001) und Interaktionsvariablen wie Partnerbiographie und den Prozess des Kennenlernens (Klein/Lengerer 2001) nicht berücksichtigt.

Hinsichtlich der Erklärungskraft dieser Variablen sei hier vorläufig bemerkt (siehe unten Abschnitt A.3), dass sie mit der Erhöhung oder Verminderung der bedingten Wahrscheinlichkeit eines bestimmten Ereignisses erklärend wirken können. Wie in Abschnitt 3.1 näher diskutiert wird, ist beispielsweise der Großteil der Varianz von Fertilität nicht ihren proximatoren (sprich physiologischen) Ursachen¹², sondern eher bestimmten sozioökonomischen Eigenschaften der Familienformen¹³ und der Entstehung von Partnerschaften zuzuschreiben, insofern die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Kinderzahl besser durch diese sozioökonomischen Eigenschaften approximiert werden kann. Es geht eher um die Identifizierung weniger beobachtbarer und messbarer Merkmale von Individuen und Haushalten mittels einer Menge von Zufallsvariablen, welche einige Bedingungen und Möglichkeiten des (generativen) Verhaltens mehr oder weniger treu abbilden. Man muss bedenken, dass das Explanandum selber auch durch bestimmte Zufallsvariablen beobachtet und gemessen wird, welche keinesfalls einer deterministischen zeitlichen Entwicklung unterliegen. So können Menschen heiraten, eine Familie gründen, und sich fortpflanzen, oder eben nicht. Die Kausalität der sozioökonomischen Eigenschaften wird also hier nur stochastisch in dem Sinne verstanden, dass die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines bestimmten durch eine Zufallsvariable abgebildeten Ereignisses, in diesem Fall etwa einer bestimmten Handlung oder Verhaltensweise, durch die Realisierung anderer beobachteter Zufallsvariablen erhöht oder vermindert wird (in Bezug auf mittlere Variablenwerte der Stichprobe).

Aus der handlungstheoretischen Perspektive in der Fassung von J. Rössel nimmt man an, dass menschliches Handeln durch Handlungsziele, -ressourcen, -restriktionen und Handlungspartner determiniert wird, so dass Sozialstruktur alternativ als die Verteilung dieser vier Determinanten definiert wird (Rössel 2009: 14-19). Dadurch wird die „Kausalität“ der Sozialstruktur nur in dem Sinne verstanden, dass der Mensch selber unter bestimmten Restriktionen und Ressourcen zielgerichtet und nach Präferenzen handelt, wobei die Ergebnisse dieser Handlungen stochastisch zu verstehen sind. Die Handlungsergebnisse würden also teilweise die Sozialstruktur und die Verteilung der Handlungsdeterminanten mitbestimmen. Dennoch hat man von den vielen sozioökonomischen Eigenschaften, die zur Erklärung des menschlichen Handelns herangezogen werden können, immer nur eine begrenzte Zahl bestimmter durch Zufallsvariablen operationalisierter Eigenschaften zur Verfügung, anhand deren man eigentlich stochastische Modelle aufstellen muss, um Aussagen über die Wahrscheinlichkeit der Realisierung einer zu untersuchenden Zufallsvariable treffen zu können. Die Folge daraus ist, dass Kausalitätsaussagen über Zusammenhänge zwischen sozioökonomischen Eigenschaften und (generativem) Verhalten

12 Diese proximatoren Ursachen, welche nicht alle möglichen physiologischen Ursachen von Fertilität darstellen, sind Alter bei Menopause, Unfruchtbarkeit nach der Geburt, Empfängnisverzögerung (einschl. Geschlechtsverkehrhäufigkeit) und intrauterine Mortalität.

13 Obwohl Familie als demographische Variable in sozialen Erhebungen normalerweise betrachtet wird, ist sie eigentlich, wie in den nächsten Abschnitten diskutiert wird, ein komplexes Konstrukt aus verschiedenen sozioökonomischen Merkmalen von Haushalten und Individuen. Auch in diesem Sinne schreiben W. Bien und H. Quellenberg in Bezug auf die Problematik der Erhebung der Variable „Familie“ zum Zweck internationaler Forschung: „‚Household‘ and ‚Family‘ are synonymous for complex constructs which are highly relevant as indicators for description of the socio-economic situation of individuals and of social change“ (Bien/Quellenberg 2003: 279).

im Grunde genommen durch die Aufstellung eines Erklärungsmodells getroffen werden. Beispielsweise „verursacht“ das Einkommensniveau der Befragungspersonen indirekt die Familiengründung in dem Sinne, dass unter Voraussetzung einer Kernfamilie (vgl. Abschnitt 2.3.1) die ökonomische Unabhängigkeit und die Ressourcenverfügbarkeit in einem gemeinsamen Haushalt vor der (Kern-)Familiengründung angestrebt wird. Da andererseits (menschliches) Verhalten nur sukzessiv in der Zeit stattfindet, müssen nicht nur die Werte der die sozioökonomische Lage beschreibenden Zufallsvariablen zu einem bestimmten Zeitpunkt berücksichtigt werden, sondern auch die Veränderungen dieser Variablen sowohl im individuellen Lebensverlauf als auch in der Kohortenfolge.

2.1.2. Längsschnittsebene: Lebensverlauf

Verfolgt man das Leben von Individuen zwischen ihrer Geburt und ihrem Tod unter Berücksichtigung nicht nur sozioökonomischer Eigenschaften ihrer Familien, sondern auch der Eigenschaften der staatlichen Institutionen oder periodenspezifischer Ereignisse (etwa Kriege, Krisen, Wirtschaftsaufschwung, usw.), ergibt sich aus einer sozialwissenschaftlichen Theoriebildung der Lebensverlauf von Individuen. Nach M. Diewald und K. U. Mayer (2009) wird der Lebensverlauf als ein Prozess verstanden, durch welchen Individuen in Sozialstrukturen und -institutionen eingebettet werden. Dabei nähmen Individuen an bestimmten sozialen Positionen und Rollen sozialer Interaktion teil. Das Ziel der Lebensverlaufsforschung besteht also darin, eine Erklärung der synchronen und diachronen Verteilung der Individuen in diesen sozialen Positionen und Rollen zu geben. Dabei soll auch geklärt werden, wie aus dieser Verteilung im Lebensverlauf von Individuen Sozialstratifizierung entsteht (Diewald/Mayer 2009: 6). Im Längsschnitt sind also die Handlungen der Individuen nicht nur bestimmten vorgegebenen Restriktionen, Mitteln und Ressourcen unterworfen, sondern diese wiederum teilweise durch individuen-spezifische Merkmale (etwa körperliche und geistige Eigenschaften), Handlungen und Ziele in einem Anpassungsprozess hergestellt bzw. modifiziert. Allerdings ist eine genaue Ausdifferenzierung der Einflüsse individuellen Handelns und vorgegebener sozioökonomischer und institutioneller Verteilungen in der Praxis schwierig, denn nicht nur ist die Anzahl der zur Verfügung stehenden Variablen begrenzt, sondern auch der Informationsinhalt jeder Variable. Auch wenn man an der Lebensverlaufsforschung gerade das Fehlen eines allgemeinen Modells zur Erklärung der Interaktion zwischen individuellem Handeln und Sozialstruktur kritisieren kann (Dannefer/Daub 2009), werden im Rahmen dieses Forschungsansatzes die altersspezifischen Wechselwirkungen zwischen dem individuellen Lebenszyklus und bestimmten gesellschaftlichen Randbedingungen untersucht (Settersten 2009). Von daher ist die Anordnung der Lebensverläufe von Individuen nach dem Alter nicht nur das Ergebnis der Betrachtung der zeitlichen Entwicklung von Individuen, Generationen und Sozialstrukturen, sondern impliziert ebenfalls einen Informationsgewinn und eine methodologische Umsetzung, denn einerseits werden etwa die Zeitrichtung und Irreversibilität der Lebenszustände sowie die Institutionalisierung des Alters berücksichtigt (Elder et al. 2003: 10); und andererseits können stochastische Dauermodelle zur Berechnung der Übergangswahrscheinlichkeiten und -raten zwischen Lebenszuständen theoretisch adäquat herangezogen werden¹⁴.

¹⁴ Vgl. Birg (1991) zur einer ausgearbeiteten Theorie der Irreversibilität im Lebensverlauf.

Wie in Abschnitt 3.5 anhand der sogenannten Theorie der Lebensgeschichte näher erläutert wird, spielen gerade die Irreversibilität und Einmaligkeit mehrerer Ereignisse im Lebenszyklus (etwa Geburt, Alter, Reproduktion) eine zentrale Rolle im generativen Verhalten. Fortpflanzung und Familiengründung beschränken sich auf einem kurzen Abschnitt des individuellen Lebensverlaufs und können aus einer evolutionstheoretischer Perspektive als Selektionsmechanismen aufgefasst werden, da sich nur einige Individuen reproduzieren. Im Generationenvergleich kann anhand der zur Verfügung stehenden sozioökonomischen Eigenschaften von Individuen und Haushalten analysiert werden, in welche Richtung sich dieser Selektionsdruck verschiebt, und welche Rolle dabei institutionelle und kohortenspezifische Veränderungen spielen können. Darüber hinaus ist es auch möglich, die Wechselwirkung zwischen vergangenen Handlungen, Restriktionen und sozioökonomischen Ressourcen der Elterngeneration und den Lebenschancen der Kindergeneration zu untersuchen (vgl. Kapitel 6).

2.2. Generatives Verhalten

Der Begriff des generativen Verhaltens bezieht sich auf das Handeln von Individuen, das Fertilitätsvariationen, Partnerwahl und elterliche Fürsorge bzw. Investitionen in Kinder betrifft¹⁵. Es soll beachtet werden, dass sich generatives Verhalten in dieser Dissertation nicht auf Fertilität, d.h. die Anzahl von Lebendgeborenen oder Kinderzahl, beschränkt, denn diese wird innerhalb eines allgemeinen Verhaltensrepertoires eingebettet, das die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Anzahl von Lebendgeborenen wesentlich beeinflusst (s. Wood 1994). Dies lässt sich verdeutlichen, wenn berücksichtigt wird, dass die Kinderzahl einerseits von der Wahl eines spezifischen Partners und andererseits von den Investitionen der Eltern in Betreuungsaufgaben („parental investments“) abhängen kann. Das generative Verhalten umfasst auch komplexere Kognitionsprozesse wie zielgerichtetes Handeln, Lernen, assoziatives Denken und Situationsbewertung, welche etwa für die Partnerwahl und das auf Fortpflanzung bezogene Sozialverhalten notwendig sind. Der Begriff „Verhalten“ schließt hier (wie üblich in den Verhaltenswissenschaften) beobachtbare und mit Erhebungsinstrumenten feststellbare Aktivitäten des Menschen ein (Zeier 1984: 642ff.). Das generative Verhalten wird demgemäß durch die Dimensionen Fertilität, Partnerwahl und Investitionen aufgefasst. Zu beachten ist allerdings, dass wichtige Verhaltensformen wie emotionales, respondentes, operantes oder verbales Verhalten nicht untersucht werden, da diese in der Regel kontrollierte Analyseverfahren verlangen. Man geht davon aus, dass die oben im Abschnitt 2.1 erwähnten Handlungs- und Ressourcenrestriktionen die Möglichkeiten des generativen Verhaltens auf die Weise beschränken, dass Individuen dementsprechend die Höhe der Investitionen in Kinderzahl, Partnerwahl und elterliche Investitionen zur Sicherung der Produktion und Reproduktion von Familienlinien zu regulieren versuchen (vgl. Betzig 1988). Dabei erwartet man aber, dass die Investitionen und Verhaltensweisen von Männern und Frauen verschieden und zugleich rückgekoppelt sind. Ein Grund dafür könnte nach R. Trivers

¹⁵ Für eine alternative zum Teil ähnliche Formulierung vgl. Cromm 1988: Teil A. Dazu schreibt der Autor: „Generatives Verhalten, welches ja alle die Fortpflanzung betreffenden Verhaltensmöglichkeiten beinhaltet, bezieht sich demnach sowohl auf die auf Fortpflanzung abzielenden Handlungsvollzüge als auch auf diejenigen Verhaltensweisen, die sich z.B. vorübergehend, aufschiebend, einschränkend oder auch gegen die Fortpflanzung überhaupt richten“ (Cromm 1988: 23).

(1972) in einer relativen Asymmetrie der Elterninvestitionen¹⁶ in die Erhaltung und Reproduktion der Nachkommen zwischen Männern und Frauen (und im Allgemeinen für alle sich sexuell reproduzierende Spezies) (Trivers 1972) liegen, welche letztendlich, wie H. Kokko und M. Jennions anmerken, unter vorgegebener Ressourcenverfügbarkeit und gleichzeitiger Konkurrenz um Ressourcen mit Sexualektion zwischen Individuen desselben Geschlechts einhergeht (Kokko/Jennions 2003).

Wird andererseits die Fertilitätsentwicklung einer Bevölkerung betrachtet, folgt aus diesen Annahmen, dass die Zahl der Nachkommen nicht nur von physiologischen Bedingungen der Reproduktion, sondern zugleich von den üblichen Anforderungen der elterlichen Fürsorge in einer bestimmten Gesellschaft, von den Eigenschaften und Verfügbarkeit möglicher Partner sowie von sozioökonomischen und ökologischen Umständen abhängt, die wiederum die Sterblichkeitsraten beeinflussen. In menschlichen Populationen werden diese unterschiedliche Aspekte jedoch teilweise in Form einer Interaktion zwischen komplexen, durch zahlreiche Normen regulierten Familienformen und dem individuellen Handeln bestimmt. Die Höhe und das Tempo der Investitionen in jedem Bereich des generativen Verhaltens werden sowohl durch bestimmte institutionalisierte und normative Handlungsanweisungen als auch durch individuelle Ausprägungen sozialer Sexualverhaltensweisen angepasst, die in der Literatur des evolutionären generativen Verhaltens als „Paarungsstrategien“ bezeichnet werden. Darunter wird im Allgemeinen ein je nach Kultur und Individuum unterschiedliches Verhaltensrepertoire verstanden, das die Grundlinien zur Allokation eigener reproduktiver Investitionen definiert (Sefcek et al. 2006: 134). Auf der Individualebene werden diese Strategien von Männern und Frauen entlang zweier Grundmerkmale zusammengefasst: Auf der einen Seite langfristige, eher monogame Beziehungen, und auf der anderen kurzfristige, eher polygame Beziehungen. Auf der Kulturebene unterscheidet man entsprechende Eheschließungsmuster: Monogamie, serielle Monogamie, Polygamie oder Polyandrie (Schmitt 2005a: 249-250).

Diese Paarungsstrategien, insofern sie den geschlechtsspezifischen reproduktiven Investitionen teilweise Rechnung tragen, strukturieren also mehr oder weniger stark den Lebensverlauf von Individuen in Bezug auf das generative Verhalten beider Geschlechter und regulieren die Ressourcenallokation bei der Produktion und Reproduktion von Familienlinien. So weist die empirische Studie von M. Nimkoff und R. Middelton mit Daten von 549 verschiedenen Gesellschaften auf eine Korrelation zwischen restringierter (Kern- oder höchstens einer polygamen Familie) und erweiterter Familie (mehreren Kernfamilien im Haushalt) und der Produktionsform der Gesellschaft hin (Nimkoff/Middelton 1960). So tritt bei Jäger-Sammler-Gesellschaften, wo bei relativ niedrigen Kinderzahlen persönliches Eigentum und starke soziale Ungleichheit schwach ausgeprägt sind (Hill/Kopp 2006: 29; Murdock 1965: 87-88), die im Abschnitt 2.3.1 zu betrachtende restringierte Familie häufiger auf als bei agrarischen Gesellschaften, wo Landeigentum, relativ höhere Kinderzahlen, und Koordinierung der Arbeit in relativ großen Gruppen wesentliche Merkmale sind¹⁷, die erweiterte Familie vorherrscht. Die im Vergleich mit Sammlergesellschaften höhere Bevölkerungsdichte von agrarischen Gesellschaften, die auf höhere Kinderzahlen und bes-

¹⁶ Nach R. Trivers sind Elterninvestitionen solche, die Eltern in einen spezifischen Nachkommen anlegen, um dessen Überlebenschancen (und damit die eigene Fitness) zu erhöhen. Diese Investitionen implizieren allerdings, dass Eltern nicht mehr oder nur in begrenzter Weise in anderen Nachkommen investieren können.

¹⁷ In diesem Sinne sind die modernen Kernfamilien der von Sammlergesellschaften ähnlicher. So schreiben P. Hill und J. Kopp: „Wenn Ehen und Familien für die Wohlfahrt der Herkunftsfamilie, der Horde oder des Clans

sere Lebensbedingungen zurückzuführen sind, impliziert also nicht nur mehr Individuen, sondern ebenfalls eine gesellschaftliche Umstrukturierung, die sich etwa von technologischer Innovation (Boserup 1981) bis zur Entstehung komplexerer Rechtsprechung (Wesel 1985: 191ff) erstreckt. Die zahlreichen Normen und Gesetze des modernen Familienrechts entsprechen größtenteils einer normativen Festlegung der Art und Form, wie das generative Verhalten in Bezug auf die Verteilung des familialen Eigentums und/oder der ökonomischen Ressourcen legitim strukturiert werden sollte. Auch wenn in modernen europäischen Gesellschaften Partnerwahl, Reproduktion und elterliche Fürsorge meistens in der Privatsphäre anzusiedeln sind, ändert die Familiengründung nicht nur den rechtlichen Zustand der Erwachsenen, sondern es entstehen zugleich je nach rechtlicher Kodifikation institutionelle bzw. vertragsrechtliche Pflichten und Rechte, die u.a. dem Erhalt des Familieneigentums, der Sicherung des Kinder- und gegebenenfalls des Ehegattenunterhalts, der Gewährleistung der für jede Gesellschaft geltenden Voraussetzungen einer adäquaten Erziehung und der Festsetzung der Bedingungen zur Ehesfähigkeit gewidmet sind¹⁸.

Es ist gerade diese Verflechtung zwischen Produktion und Reproduktion von Familienlinien und Sozialstruktur (im Sinne von Abschnitt 2.1.1), welche den gemeinsamen Nenner zwischen sozioökonomischer Lage und generativem Verhalten ausmacht. Denn soziale Ungleichheit im Sinne einer über Individuen oder soziale Gruppen ungleichen Verteilung von Ressourcen und Restriktionen (vgl. oben und Rössel 2009: 20-21) beeinflusst und beschränkt die Möglichkeiten des generativen Verhaltens. Darüber hinaus ist die meistens durch verschiedene Gesetze gesicherte „Vererbung“ nicht nur von Eigentum, sondern von weiteren sozioökonomischen Merkmalen zwischen Generationen entscheidend für die Kontinuität und den reproduktiven Erfolg bzw. Misserfolg von Familienlinien (vgl. Boone 1988: 205). Gewissermaßen pflanzt sich soziale Ungleichheit mit der Produktion und Reproduktion von Familienlinien fort, da die Investitionen der Eltern in die Nachkommen der Erhaltung oder Erweiterung deren Lebenschancen dienen. Obwohl die Konsequenzen dieser Verflechtung zwischen Produktion, Reproduktion und Erhaltung einer bestimmten sozioökonomischen Lage in den Kapiteln 3 bis 7 theoretisch und empirisch analysiert werden, sei hier bereits erwähnt, dass gerade aus einer evolutionären Perspektive diese gewisse Kontinuität und Vererbung sozioökonomischer Merkmale zwischen Generationen eng mit der Fitnessauszahlung einer bestimmten reproduktiven Strategie einhergehen können.

Andererseits muss ein Modell der Produktion und Reproduktion der Bevölkerung im Prinzip vom generativen Verhalten beider Geschlechter sowohl auf der Individual- als auch auf der Partnerschaftsebene ausgehen, denn sonst würden Partnerwahl und elterliche Fürsorge nicht adäquat abgebildet. Dass diese triviale Annahme der Berücksichtigung des generativen Verhaltens beider Geschlechter nicht selbstverständlich ist, zeigt folgendes Beispiel. In der Studie World Fertility Survey, wahrscheinlich dem größten Forschungsprojekt zur menschlichen Fertilität überhaupt, wurde zwar zwischen 1972 und 1984 die beeindruckende Zahl von über 330.000 Befragungspersonen in Ländern interviewt, die damals mehr als 40% der Weltbevölkerung ausmachten. Jeder Fragebogen hatte 112 Fragen und der Stichprobenumfang in jedem Land lag

nicht bedeutsam sind wie etwa bei Jägern und Sammler und in modernen Sozialstaaten, dann sind auch die gesellschaftlichen Reglementierungen der Partnerwahl nur schwach ausgebildet“ (Hill/Kopp 2006: 152).

¹⁸ Zu beachten ist hier, dass nicht nur im deutschen Recht die Titel der entsprechenden Gesetzbücher in Bezug auf Ehe und Erbfolgeregelungen einen beachtlichen Teil jeder rechtlichen Kodifikation ausmachen. Vgl. Bücher 4 und 5 des BGB; Titel 4 des Code Civil in Frankreich; Bücher 1-3 des spanischen Gesetzbuches, um nur einige Beispiele auf europäischer Ebene zu nennen.

zwischen 3.000 und 9.000 vollständig interviewten Befragungspersonen (Cleland/Verma 1989). Allerdings nahm kein einziger Mann an der Studie teil. Diese theoretische und methodologische Gleichsetzung von Menschen- und Frauenfertilität führt zu einer Reduktion des generativen Verhaltens auf weibliche Reproduktion, wobei man zu widersprüchlichen Schlussfolgerungen kommen kann. Um nur ein Beispiel zu nennen, schreiben G. Neyer und Mitarbeiter in ihrer Expertise zum 7. Familienbericht: „Demographische Untersuchungen über den Zusammenhang von Bildung und Fertilität scheinen diese Annahme zu bestätigen: Frauen mit einem höheren Ausbildungsgrad bleiben häufiger kinderlos und haben im Verlaufe ihres Lebens weniger Kinder als Frauen mit einem niedrigeren Ausbildungsgrad. Forschungen zu den nordischen Ländern, aber auch zu Deutschland zeigen jedoch, dass dieser Zusammenhang keineswegs universell gültig ist [...] Neuere Kohortenuntersuchungen konstatieren sogar einen Anstieg der Kinderlosigkeit unter hoch qualifizierten Frauen in Westdeutschland, die mit einem Anstieg der Unehelichkeit in dieser Gruppe von Frauen korrespondiert“ (Neyer et al. 2006: 216). Diese kontextspezifische Korrelationsrichtung zwischen Frauenbildung und weiblicher Fertilität entsteht durch die unreflektiert angenommene Gleichsetzung zwischen menschlicher und weiblicher Fertilität. Die Heterogenität, auf welche diese widersprüchliche Ergebnisse zurückzuführen sind, liegt größtenteils in der theoretischen und methodologischen Vernachlässigung der Bedingungen menschlicher Reproduktion, die unmittelbar zu einer Vernachlässigung wesentlicher Variablen führt. Hätte man beispielsweise mit L. Bretano angenommen, dass „die Geburtenziffer [...] aus zwei Ursachen geringer werden [kann], infolge einer Abnahme der Heiraten und infolge einer Abnahme der Zahl der Geburten pro Ehe“ (Brentano 1909: 583), wäre wahrscheinlich die Korrelation zwischen Bildung von Frauen und weiblicher Fertilität nicht signifikant, vorausgesetzt dass Kinder in Ehen geboren werden, oder die Ehe als Familienform angestrebt wird. Auch wenn empirische Studien des Sexualverhaltens (Überblick in Baumeister 2000) sowie die Ergebnisse der Fertilitätsanalyse in der vorliegenden Dissertation (Abschnitt 6.1.2) auf eine höhere Sensitivität und Variabilität einiger Komponenten des generativen Verhaltens von Frauen hinweisen, sollten die Reaktionen oder Folgen dieser geschlechtsspezifischen Unterschiede bezüglich des männlichen generativen Verhaltens mitberücksichtigt werden.

Bemerkenswert ist hier, dass Fertilität und Partnerschaft in qualitativen Interviewstudien für die Befragten fast untrennbar zu sein scheinen. So berichten K. U. Meyer und E. Schulze anhand von 31 Interviews mit Männern und Frauen Jahrgangs 1971 in Bezug auf Familiengründung: „Etwa ein Drittel der von uns befragten Frauen hatte im Alter von 34 Jahren bislang noch nicht den richtigen Partner gefunden, mit dem sie eine Familie hätten gründen können. Wie sich in unseren Fallstudien zeigt, wollten die Männer, mit denen sie bisher eine Beziehung hatten, oft weder mit ihnen zusammenziehen noch Kinder bekommen“ (Mayer/Schulze 2009: 202). Ebenfalls wiesen die Auswertungen von 91 Interviews im Rahmen des Projekts „Statuspassagen und Risikolagen im Lebenslauf“ der Universität Bremen auf ähnliche Probleme bei Männern mit einem sicheren Kinderwunsch hin: „In unserem Sample fanden wir Konstellationen, in denen Männer die Realisierung ihres Kinderwunsches gern zeitlich planen würden, dies aber aufgrund der fehlenden Bereitschaft der Partnerin nicht können [...] Meist ist die fehlende Bereitschaft der Partnerin auf die Gegenwart und nahe Zukunft beschränkt, schließt aber eine Familiengründung nicht generell aus“ (Kühn 2005: 143).

Auch wenn aus der Perspektive der mathematischen Demographie die Modellierung der Bevölkerungsreproduktion erheblich vereinfacht wird, wenn zur Aufstellung der wichtigsten Gleichungen von nur einem Geschlecht ausgegangen wird (wobei allerdings die Reproduktionsraten des anderen Geschlechts geschätzt werden können, vgl. Abschnitt B.3 und Wood 1994: 17-18), ist eine adäquate (sozioökonomische) Analyse des generativen Verhaltens nur unter Berücksichtigung der Komplementarität und der Asymmetrien der männlichen und weiblichen Reproduktionsstrategien und -verhaltensweisen möglich. Aus diesem Grund werden hier, wenn möglich, beide Geschlechter in die Analyse getrennt bzw. als Partnerschaften einbezogen. Darüber hinaus wird nicht vorausgesetzt, dass das generative Verhalten notwendigerweise das Vorhandensein von sozialen Normen verlangt, damit unterschiedliche Verhaltensweisen überhaupt beobachtet werden können. Es können auch Selbstselektionsprozesse sein, welche Unterschiede entlang verschiedener sozioökonomischer Eigenschaften von Individuen und Haushalten bewirken. Dies gilt insbesondere für die Tatsache, dass innerhalb dieser Dissertation keine erhobene (Proxy-)Variablen zur Messung von sozialen Normen zur Verfügung stehen. Es ist allerdings plausibel anzunehmen (vgl. die Familiendefinition im Abschnitt 2.3.1), dass die reproduktive Strategie in Westdeutschland für die hier untersuchten Kohorten und Stichproben etwa durch (serielle) Monogamie, Exogamie, soziale Homogamie, nicht-zwanghafte Partnerwahl, eine Kernfamilie sowie Affinalverwandtschaft sozial und rechtlich normativ reguliert wird, wobei jedes Geschlecht unterschiedliche (und komplementäre) Verhaltensweisen aufweisen kann¹⁹.

Darüber hinaus kann das Modell der Kernfamilie in Bezug auf die familiäre Arbeitsteilung weiter ausdifferenziert werden. Nach B. Pfau-Effinger werden folgende westeuropäische Arbeitssallokationsmodelle in den Kernfamilien identifiziert²⁰ (Pfau-Effinger 2000: 86 ff.):

- **Das familienökonomische Modell.** Männer und Frauen tragen gleichermaßen zur Haushaltsproduktion bei. Kinder werden als zusätzliche Arbeitskräfte herangezogen.
- **Hausfrauenmodell der Versorgerehe.** Der Mann ist der erwerbstätige Familienernährer und sorgt für das Familieneinkommen.
- **Vereinbarkeitsmodell der Versorgerehe.** Männer sind erwerbstätig. Frauen unterbrechen ihre Erwerbstätigkeit nach der Geburt von Kindern und nehmen während des betreuungsbedürftigen Alters von Kindern i.d.R. eine Teilzeitbeschäftigung auf.
- **Doppelversorgermodell mit staatlicher Kinderbetreuung.** Beide Elternteile sind erwerbstätig. Die Betreuung von Kindern ist prinzipiell nicht Aufgabe der Familien, sondern des Staates.

¹⁹ Die Modellierung von Partnerschaftsbildung wird erst in Abschnitt 3.5.3 im Rahmen der Spieltheorie diskutiert. Soziale Homogamie bezeichnet solche Partnerschaften, in denen beide Partner einen ähnlichen sozioökonomischen Hintergrund haben. Affinalverwandtschaften werden durch eine höhere Bewertung der Solidarität zwischen den Ehegatten und eine starke Trennung zwischen Gattenfamilie und Herkunftsfamilie charakterisiert (Nauck 2001: 425).

²⁰ P. Pfau-Effinger nennt diese Modelle Geschlechter-Arrangements. Da es sich primär um verschiedene Allokationsstrategien von Frauen und Männern in Kernfamilien handelt, spricht man hier eher von Arbeitssallokationsmodellen.

- **Doppelversorgermodell mit partnerschaftlicher Kinderbetreuung.** Beide Elternteile sind erwerbstätig und übernehmen die häusliche Kinderbetreuung zu ähnlichen Anteilen.

Für Westdeutschland sind vor allem das Hausfrauen- und das Vereinbarkeitsmodell charakteristisch. Die familienpolitischen Maßnahmen sind zum Teil auf diesen geschlechtsspezifischen Allokationsstrategien aufgebaut und beinhalten steuerrechtliche (z.B. Ehegattensplitting), monetäre (z.B. Kinder- und Elterngeld) und familienbezogene Maßnahmen im Bereich der Sozialversicherung²¹ (z.B. Mitversicherung nichterwerbstätiger Familienmitglieder).

2.3. Weitere Definitionen

2.3.1. Das Haushalts- und Familienkonzept im SOEP

Die Grundgesamtheit des Sozioökonomischen Panels (SOEP) ist die Bevölkerung in Privathaushalten in Deutschland (Hanefeld 1987: 101), wobei der SOEP-Begriff des „Privathaushalts“ mit dem der amtlichen Statistik übereinstimmt (Hanefeld 1987: 97-100). Als (Privathaushalt) zählt „jede zusammen wohnende und eine wirtschaftliche Einheit bildende Personengemeinschaft sowie Personen, die allein wohnen und wirtschaften. Zum Haushalt können verwandte und familienfremde Personen gehören. Gemeinschaftsunterkünfte gelten nicht als Haushalte, können aber Privathaushalte beherbergen (z.B. Haushalt des Hausmeisters) [...] Ferner ist zu beachten, dass in einem Haushalt mehrere Familien wohnen können“ (Statistisches Bundesamt 2004). In Bezug auf das Familienkonzept aber beschränkt sich dieses im SOEP nicht auf das Zusammenleben von Verwandten, sowie dies in der amtlichen Statistik der Fall ist, denn Personen sind im SOEP auch Erhebungseinheiten. Als Familie zählen nämlich in der amtlichen Statistik nach dem (i) *traditionellen ehezentrierten Familienkonzept* „Ehepaare ohne und mit in der Familie lebenden ledigen Kindern sowie allein erziehende Mütter und Väter, die mit ihren ledigen Kindern in der gleichen Familie zusammen leben“ (Statistisches Bundesamt 2004: 7) sowie (ii) nach dem *Lebensformenkonzept* „alle Eltern-Kind-Gemeinschaften, also Ehepaare mit Kind(ern), (nichteheliche und gleichgeschlechtliche) Lebensgemeinschaften mit Kind(ern) und allein erziehende Mütter und Väter, die gemeinsam mit ihren Kindern in einem Haushalt leben“ (Nöthen 2005: 32). Im SOEP können nicht nur Familien im amtlich statistischen Sinne aus der Haushaltsperspektive erfasst werden, sondern es besteht auch die Möglichkeit – in begrenzter Weise – Familien zu identifizieren, sogar wenn die Kinder schon aus dem elterlichen Haushalt ausgezogen sind oder wenn Ehe- bzw. Lebenspartner nicht mehr zusammenleben, denn im SOEP werden alle Mitglieder eines teilnehmenden Haushalts weiter verfolgt²². Damit lassen sich sowohl familiäre und haushaltsbezogene Merkmale als auch Merkmale von Individuen ableiten und nach geeigneter Datentransformation auswerten²³.

²¹ Zu einer Auflistung familienbezogener Leistungen des Staates im Jahr 2009 siehe www.bmfsfj.de/-BMFSFJ/Familie/leistungen-und-foerderung.html.

²² Im SOEP werden darüber hinaus alle Haushaltsmitglieder über 16 Jahre befragt, um mögliche Informationsverzerrungen durch Auskunft dritter Personen zu verringern (Wagner et al. 2007: 9; Hanefeld 1987: 132ff.).

²³ In diesem Sinne schreiben W. Bien und H. Quellenberg: „A sample of individuals with information about different attributes related to household or family information is easy to realise [...] A sample of families

Auch wenn beide Familienkonzepte mehr oder weniger adäquat als Operationalisierung der Familienformen in Deutschland betrachtet werden können (vgl ausführlichere Diskussion in Lengerer et al. 2005), muss beachtet werden, dass als exemplarisches Modell die Kernfamilie implizit oder explizit herangezogen wird, die als eine selbstständige Haushaltsgemeinschaft eines verheirateten oder in Lebensgemeinschaft zusammenlebenden Paares mit seinen unmündigen leiblichen Kindern definiert wird. Diese Familienform ist allerdings nur eine unter anderen²⁴. Nach einer Untersuchung von G. Murdock (1965) mit ethnographischen Daten von 192 Kulturen stellt die Kernfamilie von Mann, Frau und unmündigen Kindern lediglich bei 47 Kulturen den Normalfall dar (Murdock 1965: 2). Die Mehrheit der Familienformen waren entweder polygam (53) oder eine Form von erweiterter Familie (92), wo zwei oder mehrere Familien im selben Haushalt wohnten und wirtschafteten. Ebenfalls sind die Familienformen in Europa vielfältig gewesen und beschränken sich nicht auf einen einzigen Typ. Auch wenn man aus der historischen Demographie ein allgemeingültiges „nordwest-europäisches Familienmuster“ (European Marriage Pattern) zu erkennen glaubte, das u.a. durch eine Kernfamilie, spätes Heiratsalter, Neolokalität²⁵, und ökonomische Eigenständigkeit gekennzeichnet wurde (Hajnal 1965, Überblick in Oesterdiekhoff 2008), ergibt sich aus neueren Untersuchungen für Mittel- und Nordeuropa auch eine Vielfalt an Familienformen, die in historischer Perspektive neben- oder nacheinander stehen können (Überblick in Gestrich u.a. 2003; Hill/Kopp 2006: 36ff.). In diesem Zusammenhang schreiben A. Gestrich und Mitarbeiter über die europäische Familiengeschichte: „So ergibt sich bei entsprechend kleinräumiger und detaillierter Analyse auch innerhalb des ‚European Marriage Pattern‘ ein sehr differenziertes Bild von Heiratsalter, Ledigenquote und Haushaltsstrukturen. Insgesamt deutete diese Vielfalt darauf hin, dass speziell in der Frühen Neuzeit weder die individuellen noch die familialen Lebenszyklen in der gleichen Weise planbar und einheitlich waren, wie sie dies im Laufe vor allem des 20. Jahrhunderts wurden [...] Familie und Haushalt waren ständig in Bewegung“ (Gestrich u.a. 2003: 417). Dass diese Vielfalt von Familienformen auch in der amtlichen Statistik wiedergegeben werden sollte, belegte anhand von Mikrozensusdaten die Studie von A. Lengerer und Mitarbeitern (2007). Berechnet man nämlich die Zahl der Alleinerziehenden nach dem traditionellen ehezentrierten Familienkonzept für das Erhebungsjahr 2004, gehen fälschlicherweise etwa 780.000 Personen oder 27% aller unverheirateten Personen, die eigentlich in einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft wohnen, als Alleinerziehende (also ohne PartnerIn) in die Statistik ein (Lengerer et al. 2007: 203).

on the other hand seems imposible, so family information should be related to single persons and maybe to households“ (Bien/Quellenberg 2003: 282).

24 Dazu schreiben K. Lenz und L. Böhnisch: „Das Aufkommen der modernen Gesellschaft war ein langfristiger Prozeß, in dessen Rahmen sich im späten 18. Jahrhundert mit der ‚modernen Familie‘ nach und nach ein neues Familienleitbild herauskristallisierte. Zuerst noch mehr Idee und Wunschdenken als Realität, wurde es in der Folgezeit immer mehr wirklichkeitsbildend. Anfangs nur von einer kleinen sozialen Schicht getragen, wurde es langfristig zur vorherrschenden Familienform der Moderne. Der soziale Ort ihrer Herkunft war das Bürgertum, das sich jenseits der ständischen Gesellschaft als neue soziale Formation etablierte“ (Lenz/Böhnisch 1997: 16).

25 Neolokalität bedeutet, dass das Ehepaar einen eigenständigen neuen Haushalt in einem neuen Wohnort gründet. Im anderen Fall, der sogenannten Ambilokalität, zieht das Ehepaar zu Verwandten des Mannes oder der Frau (Hill/Kopp 2006: 19).

Obwohl es in dieser Dissertation primär weder um Familienformen noch um einen Überblick über verschiedene Familientheorien geht²⁶, soll an dieser Stelle betont werden, dass z.B. die Ehe oder ähnliche Formen des Zusammenlebens und -wirtschaftens von i.d.R. Mann und Frau (nicht nur) in kulturübergreifender Perspektive verschiedene Funktionen erfüllen können etwa als politischer Vertrag zwischen Sippen und Familien, als Ressource der gesellschaftlichen und familiären Arbeit oder als Legitimierung und Verwaltung von Eigentum²⁷ (Kessing 1981). Da aber die Entstehung von Partnerschaften in Deutschland und in vielen anderen modernen Gesellschaften vor allem durch die Individuen selber entschieden wird (d.h. der „Normalfall“ ist nicht die arrangierte oder die Zwangsehe), bietet der SOEP-Datensatz auf der Individualebene erwartungsgemäß relativ gute Prädiktoren sowohl für die Gründung oder Abwesenheit von Partnerschaften und Familien als auch für die Geburt von Kindern an²⁸. Werden aber verschiedene Kulturen oder bestimmte Gruppen in einer Gesellschaft betrachtet, in denen verschiedene Regeln oder Familienformen gelten, wird sofort deutlich, dass ein Datensatz nur aus „typischen“ sozioökonomischen Eigenschaften der Individuen eventuell zu widersprüchlichen Ergebnissen führen kann. Dies wird exemplarisch von R. Freedman in Bezug auf den schon erwähnten World Fertility Survey diskutiert: „The WFS [World Fertility Survey] has made an important contribution by providing evidence that the relation between urbanization, socio-economic status, and reproductive behaviour does not uniformly follow the standard patterns conventionally expected in demographic theory [...] The WFS findings make it clear not only that the urbanization and SES [socio-economic variables] relationships vary considerably by country and region but also that the explanation for these differences must be sought in the cultural and institutional characteristics of the country and in micro-variables other than the conventional SES“ (Freedman 1987: 783-784). Diese von Freedman genannten „Mikro-Variablen“ oder kulturspezifischen Eigenschaften können dann teilweise auf die verschiedenen Familienformen zurückgeführt werden, die insbesondere in komparativen Studien kontrolliert werden sollten²⁹ (vgl. Abschnitte 3.4 und 3.5). Da sich diese Dissertation aber grundsätzlich nur mit dem generativen Verhalten in Westdeutschland beschäftigt, ist anzunehmen, dass für die westdeutschen SOEP-Stichproben die sozioökonomischen Eigenschaften der Individuen und Partnerschaften nicht nur gute Prädiktoren des generativen Verhaltens sind, sondern auch Inferenzen über spezifische Merkmale der westdeutschen Alleinerziehenden und Kernfamilien im Rahmen von (serieller) Monogamie, Exogamie und Affinalverwandtschaftsbeziehungen erlauben.

26 Vgl. Marbach 2008 zur weiteren Diskussion des Familienbegriffs; Hill/Kopp 2006: Kap. 4 für einen Überblick mikrosoziologischer Theorien familiären Wandels; und die Studie von Hill/Kopp 1997 für eine langfristige Perspektive von Heirats- und Fertilitätsveränderungen anhand verschiedener Datensätze im 20. Jahrhundert.

27 Zu beachten ist hier, dass sich damit die Funktionen von Familie nicht nur auf Sozialisierung der Nachkommen und Stabilisierung ihrer Persönlichkeit, wie T. Parsons formulierte (Parsons 1968: 16ff.), noch auf Fürsorge gegenüber Kindern und älteren Verwandten, wie J. Goldthorpe annimmt (Goldthorpe 1980: 73), beschränken.

28 Die Diskussion über mögliche Erklärungsansätze wird in den Kapiteln 3 bis 7 durchgeführt.

29 Beispielsweise wäre im Fall erweiterter Familien eventuell sogar wichtiger, die sozioökonomischen Eigenschaften der Herkunftsfamilien und nicht direkt die der Eheschließenden zu erheben.

2.3.2. Partnerschaft

Die Partnerschaften, die in dieser Dissertation Beachtung finden, beschränken sich auf Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften³⁰. Da im SOEP Informationen über beide Partner nur möglich sind, wenn sie im selben Haushalt wohnen und am SOEP teilnehmen, ist eine Analyse der in getrennten Haushalten lebenden Partnerschaften mit genauen Informationen über beide Partner nicht möglich. Es wurden nur solche Partnerschaften berücksichtigt, in denen die (Ehe-)Partner zwischen 20 und 45 Jahre alt sind, denn diese Altersklassen sind hinsichtlich Partnerschafts- bzw. Familiengründung am wichtigsten. Zu beachten ist jedoch, dass eine relative Verspätung von Familiengründung eventuell zu einer Ausdehnung der Beobachtungszeit im Lebensverlauf führen kann. Obwohl für Männer die fertilitätsrelevanten Altersklassen nicht so präzise abgegrenzt sind wie bei Frauen, ist die Häufigkeit von Geburten für Männer älter als 45 deutlich geringer. So beträgt der Anteil der Erst-, Zweit- und Drittgeburten von Männern über 45 beobachtet im Jahr 2008 im SOEP etwa 0,01% aller oben erwähnten Geburten von Männern zwischen 16 und 60 Jahren (eigene Berechnungen, nicht angezeigt). Aus der Perspektive des generativen Verhaltens stellen Partnerschaften, so wie sie hier im SOEP erhoben werden, eigentlich Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften, aber nicht etwa Zweierbeziehungen im Sinne von K. Lenz (2006) dar³¹. Die im SOEP erhobenen „Zweierbeziehungen“ beschränken sich dagegen auf nichteheliche Lebensgemeinschaften, die im Alltag aber eheähnliche Verhältnisse aufweisen, auch wenn der Gesetzgeber noch nicht ein dieser Familienform entsprechendes Gesetz ausgesprochen hat³². Diese Unterschiede zwischen nichtehelichen Lebensgemeinschaften und Zweierbeziehungen sind relevant für die hier vorliegende Dissertation, da nicht alle in der Bevölkerung vorkommenden Formen heterosexueller intimer Beziehungen berücksichtigt werden können, die ebenfalls wichtige Informationen über das generative Verhalten in Westdeutschland enthalten. Dadurch sind die Analysen des generativen Verhaltens auf der „Partnerschaftsebene“ in den Kapiteln 5 und 6 nach Ehen und eheähnlichen „Zweierbeziehungen“ verzerrt, denn diese institutionalisierte Partnerschaften entsprechen dem Muster der oben vorgestellten amtlich definierten „Familie“. Mit Institutionen wird hier eine meistens normative Anordnung des (sozialen) Verhaltens bezeichnet, die durch soziale und/oder rechtliche Normen und Skripts (d.h. frequenzabhängige Wissensstrukturen alltäglicher Routinen (Rosen et al. 2003)) definiert wird (zur kurzen Diskussion vgl. Dequech 2006). In diesem Sinne implizieren SOEP-Partnerschaften nicht nur die Erfüllung expliziter sozialer Normen zu bestimmten Verhaltensweisen und Handlungsabläufen, sondern etwa auch die Übernahme rechtlich festgelegter Rechte und Pflichten, die Festlegung definierter Räume (etwa gemeinsame Wohnung, Stadtviertel), die soziale Anerkennung des „Partnerschaftsstatus“ vom sozialen Netzwerk sowie gegebenenfalls das Vorhandensein eines meistens biologisch bedingten Verwandtschaftsnetzwerks von Kindern, Großeltern usw.

³⁰ Kategorien „eindeutiger Ehepartner“ und „eindeutiger Lebenspartner“ in der SOEP-Variable PARTZ.

³¹ „Unter einer Zweierbeziehung soll ein Strukturtypus persönlicher Beziehung zwischen Personen unterschiedlichen oder gleichen Geschlechts verstanden werden, der sich durch einen hohen Grad an Verbindlichkeit (Exklusivität) auszeichnet, ein gesteigertes Maß an Zuwendung aufweist und die Praxis sexueller Interaktion - oder zumindest deren Möglichkeit einschließt“ (Lenz 2006: 39).

³² Bemerkenswert erkennt das Lebenspartnerschaftsgesetz Fürsorgepflichten nur für homosexuelle Partnerschaften an (vgl. §2 LPartG).

2.3.3. Kohorten und Familien

Unter Kohorte wird eine Geburtsjahrgangskohorte verstanden, d.h. eine Gruppe von Individuen, die im selben Jahr geboren sind. Eine Familie liegt in dieser Dissertation aus technischen Gründen vor, wenn eine Gruppe von Individuen gemeinsame Vorfahren hat³³. Für die statistische Analyse dieser beiden Gruppierungskonzepte in Bezug auf die zu analysierenden Phänomene bedeutet dies, dass Kohorten im SOEP durch das Geburtsdatum, und Familien durch die Identifizierung und Zuordnung von Eltern zu Kindern aufgestellt werden. Es ist jedoch anzumerken, dass der Begriff „Kohorte“ erweitert werden kann, indem man nicht die Geburt, sondern ein anderes für eine Menge von Individuen relevantes Ereignis als Definitionsmerkmal der Kohorte heranzieht, wie K. U. Mayer und J. Huinink vorschlagen (Meyer/Huinink 1990). Allerdings werden in dieser Dissertation nur Geburtsjahrgangskohorten gebildet, denn bei der Betrachtung anderer Ereignisse (z.B. Eheschließung, usw.) kann sich das Alter der Individuen zum Zeitpunkt des Ereignisses unterscheiden, so dass sich eine zusätzliche Varianzquelle ergibt. Eine Kohorte ist darüber hinaus nicht nur eine demographische Variable, sondern im Rahmen dieser Dissertation auch ein die sozioökonomische Lage der Individuen bestimmendes Merkmal, insofern sie auf erfahrungsbedingte Gemeinsamkeiten im Lebensverlauf der Individuen gleichen Jahrgangs bezogen werden kann (vgl. den wichtigen Beitrag von Ryder 1965; und methodologische Diskussion und Überblick im Sammelband von Mason/Fienberg 1985 und Hagenaaars 1990: Kap. 7).

³³ Vgl. Alwin/McCammon 2003 zur Problematik der Begriffe „Kohorte“ und „Generation“ im englischsprachigen Raum.

3. Theoretische Erklärungsmodelle

3.1. Erklärungskraft sozioökonomischer Variablen

Allen drei theoretischen Erklärungen zur Analyse des generativen Verhaltens, die in diesem Kapitel besprochen werden, liegt im Allgemeinen die Annahme zu Grunde, dass der Großteil der Fertilitätsvarianz zwischen Individuen und Populationen nicht einfach auf physiologische Fruchtbarkeitsfaktoren, sondern vorwiegend auf sozioökonomische, umweltbezogene und psychologische Faktoren zurückzuführen ist. Diese Faktoren beeinflussen wiederum die physiologischen Komponenten von Fertilität (vgl. Freedman 1987 zur weiteren Diskussion). Obwohl Fertilität, die Zahl von lebendgeborenen Kindern, und Fruchtbarkeit, die Fähigkeit Kinder zu zeugen, verschiedenen Sachverhalte sind (Newell 1988: 35), muss zuerst anhand von empirischen Daten überprüft werden, ob und inwiefern die Varianz der endgültigen Kinderzahl auf der aggregierten Ebene durch sozioökonomische Variablen erklärt werden kann. Dazu muss man nicht nur zwischen physiologischen und nicht-physiologischen direkten Ursachen unterscheiden, die zur endgültigen Kinderzahl beitragen können, sondern auch prüfen, wie sich Fertilität zwischen Gesellschaften ohne und mit „absichtlicher“ Fertilitätskontrolle verändert. Wie L. Henry vorgeschlagen hat (Henry 1961), definiert man hier eine Bevölkerung mit natürlicher Fertilität als diejenige, in der keine Kontrazeption oder Abtreibung praktiziert wird. Darüber hinaus werden nach J. Bongaarts vier physiologische und eine nicht-physiologische direkte Ursache betrachtet, die in Tabelle 3.1 eingetragen werden (Bongaarts 1975; Bongaarts/Potter 1983; Wood 1994).

Tabelle 3.1.: Direkte Ursachen endgültiger Kinderzahl bei natürlicher Fertilität bei konstanten Mortalitätsraten. Quelle: Bongaarts/Potter 1983.

Direkte Ursache	Minimaler Wert (Jahre)	Maximaler Wert (Jahre)	Standardmodell (Jahre)
Alter bei Eheschließung	15	27	22.5
Alter bei Menopause	38.5	41	40
Unfruchtbarkeit nach der Geburt (UG)	0.25	2	1
Empfängnisverzögerung	0.4	0.85	0.6
Intrauterine Mortalität (IM)	0.1	0.2	0.15

Diese direkten (oder proximativen) Ursachen sind durch solche Größen oder physiologische Prozesse, welche die Geburt als Ereignis ermöglichen, definiert. Die proximativen Ursachen werden durch die sogenannten indirekten (oder ultimativen) Ursachen ergänzt, die sich auf die langfristigen Konsequenzen der Geburt eines zusätzlichen Individuums auf die natürliche Selektion

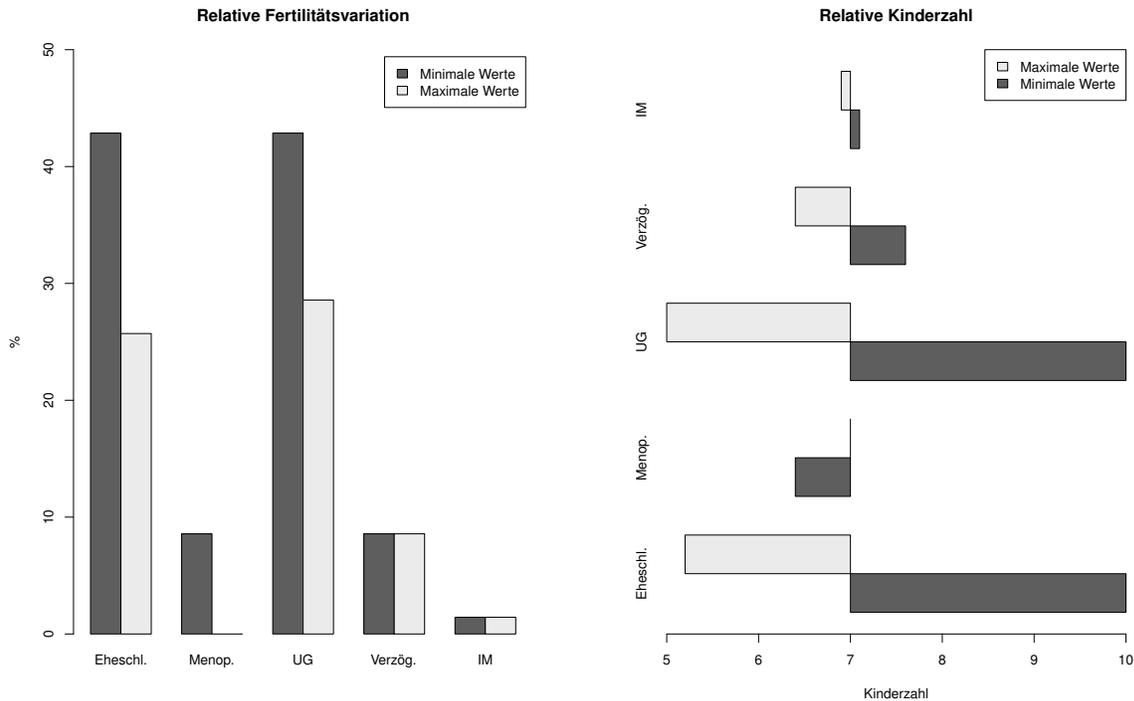
beziehen¹. Anhand von empirischen Daten mit unterschiedlichen Gesellschaften, die an einer „natürlichen“ Fertilität sehr nah kommen, haben Bongaarts und Potter solche Variablen identifiziert, welche als die wichtigsten proximatn Ursachen von Fertilität angesehen werden können. Diese Autoren ermittelten die in Tabelle 3.1 eingetragenen Extrem- und Mittelwerte der Verteilung dieser Variablen und definierten mit den Mittelwerten das sogenannte Standardfertilitätsmodell, das einer hypothetischen Population ohne Natalitätskontrolle entspricht. Berücksichtigt man, dass eine Schwangerschaft im Durchschnitt neun Monate dauert, lässt sich anhand der Werte des Standardmodells in Tabelle 3.1 entnehmen, dass die erwartete Standardkinderzahl sieben Kinder je Frau in der hypothetischen Population ist. Diese standardisierte durchschnittliche Kinderzahl stimmte größtenteils auch mit den empirisch berechneten Mittelwerten der von Bongaarts untersuchten Populationen überein. Um eine Sensitivitätsanalyse über die Wirkung jeder direkten Ursache auf die endgültige Kinderzahl zu gewinnen, lässt man die Kinderzahl innerhalb der Extremwerte der einzelnen Variablen in Tabelle 3.1 beim Konstanthalten aller anderen variieren. Die Veränderungen der Kinderzahl in Prozent sowie die relativen Veränderungen der durchschnittlichen Kinderzahl nach proximatn Ursachen werden in Abbildung 3.1a bzw. 3.1b dargestellt. Es ergibt sich, dass das Alter bei Eheschließung sowie die Unfruchtbarkeit nach der Geburt die stärksten Abweichungen von der endgültigen Standard-Kinderzahl von sieben Kindern hervorrufen.

Wird beispielsweise das Alter bei Eheschließung nach den entsprechenden minimalen bzw. maximalen Extremwerten variiert, weicht die endgültige Kinderzahl zwischen ca. +43% bzw. -25% vom Standardmodell ab, während Variationen der Unfruchtbarkeit nach der Geburt sowie der Zeit zwischen den Geburten Abweichungen der Standard-Kinderzahl von etwa +43% und -29% entsprechen (Abbildung 3.1a). Auf der anderen Seite sind die von den physiologischen Faktoren hervorgerufenen Abweichungen eher gering. Die wichtigste physiologische Ursache ist in diesem Fall die Empfängnisverzögerung, d.h. die durchschnittliche Zeit, bei der eine Schwangerschaft nach regelmäßigem Geschlechtsverkehr stattfindet, welche Abweichungen von etwa 10% hinsichtlich der Standard-Kinderzahl entspricht. Obwohl zahlreiche Fertilitätsstudien andere physiologische Ursachen untersucht haben, z.B. genetische Varianz der Individuen² (Kohler u.a. 1999; Kohler/Rodgers 2003; Kohler u.a. 2006), Unfruchtbarkeit (etwa 2-3% für die betreffenden Altersklassen nach Bongaarts/Potter 1983), Unterfertilität oder mangelnde Spermaqualität (Andersson u.a. 2008; Swan 2006; Carlsen u.a. 1992), Sterilisierungen (Koch u.a. 2006), usw., sind die von J. Bongaarts ausgewählten Ursachen diejenigen, welche aus einer physiologischen Perspektive zur Varianzerklärung von aggregierten Fertilitätsraten am relevantesten zu sein scheinen.

Diese Ergebnisse deuten also darauf hin, dass die größte Varianzquelle der Fertilitätsraten bei konstanten Mortalitätsraten wesentlich auf anpassungsbedingte Variationen sozioökonomischer Variablen zurückzuführen ist, die wiederum die Fertilitätsdynamik hauptsächlich durch Tem-

1 Diese Unterschiede zwischen direkten und indirekten Ursachen wurden von E. Mayr 1961 vorgeschlagen. Zur Ursachendiskussion in der Biologie vgl. unter anderen Tinbergen 1963, Riedl 1980, sowie Überblick in Laland et al. 2011.

2 Dass genetische Faktoren eine Rolle bei der Fertilitätsverhaltensweisen haben, ist sofort klar angesichts der Tatsache, dass Einstellungen, Persönlichkeit und im Allgemeinen kognitive und neurophysiologische Eigenschaften genetisch strukturiert und teilweise reguliert werden (Turkheimer 2000; Penke u.a. 2007). Die Frage, welche Genotypen mit welchen aggregierten Fertilitätsraten korrelieren können, ist deutlich schwieriger.



(a) Prozentuale Variation der Kinderzahl nach Ursache in Bezug auf die Standard-Kinderzahl.

(b) Variation der endgültigen Kinderzahl pro Frau nach Ursache in Bezug auf das Standardfertilitätsmodell.

Abbildung 3.1.: Sensitivitätsanalyse der direkten Ursachen endgültiger Kinderzahl. Quelle: Bongaarts 1975; Bongaarts/Potter 1983. Eigene Darstellung.

poanpassungen von Partnerschaftsbeziehungen und Geburtenabständen regulieren. Es ist anzunehmen, dass die Varianz der aggregierten Fertilitätsraten, abgesehen von außergewöhnlichen physiologischen Veränderungen (Epidemien, Massensterilisierung durch Umweltverschmutzung, u.ä.), sowohl durch Fertilitätsentscheidungen des Individuums als auch durch die strukturellen Eigenschaften der sozialen und ökologischen Umwelt zum Teil erklärt werden kann. In diesem Sinne wird die Analyse der Varianz vom Fertilitätsquantum und -tempo (vgl. Abschnitt B.2) im Grunde genommen auf diejenigen Variablen zurückgeführt, welche am meisten zur Varianz der zeitlichen Abläufe von Partnerschaft und Geburtenabständen beitragen. Die theoretische Fundierung dieser empirischen Regelmäßigkeiten aus einer entscheidungstheoretischen Perspektive ist das Ziel verschiedener Forschungsprogramme gewesen, die eine konkrete Ursachenstruktur formuliert haben³. In den folgenden Abschnitten werden zwei an die Überlegungen der (klassischen) Nutzentheorie angelehnten Erklärungsansätze des generativen Verhaltens diskutiert: Die Theorie der Haushaltsökonomie und der Wert-Von-Kindern-Ansatz. Auch wenn ein dritter Erklärungsansatz im Prinzip nicht nutzentheoretisch ist, kann die Theorie der Lebensgeschichte ebenfalls mit dem Formalismus der Nutzentheorie aufgefasst werden. Es ist allen drei Ansätzen gemeinsam, dass sie generell von zielgerichtetem Verhalten, Entscheidungsstrategien, Investitio-

³ Vgl. Schurz 2006: Kap. 2 zu einer ausführlichen Diskussion der Methodologie in den modernen Wissenschaften.

Tabelle 3.2.: Schematischer Vergleich zwischen den Erklärungsansätzen des generativen Verhaltens. Die Investitionen und Auszahlungen beziehen sich auf Fertilität. Die Spalte „Makroebene“ bezeichnet die möglichen makrodemographischen Konsequenzen des Individualverhaltens.

Theorie	Investitionen	Auszahlungen	Makroebene
Haushaltsökonomie	Humankapital, Opportunitätskosten	Nutzen von Eltern	Einkommensspezifische Fertilitätsraten
Wert-von-Kindern	Je nach sozialer Produktionsfunktion	Soziale Anerkennung und physisches Wohlbefinden von Eltern	Kulturspezifische Fertilitätsraten
Lebensgeschichte	Humankapital, elterliche Fürsorge, Partnerwahl	Darwinsche und inklusive Fitness von Eltern	Intrinsische Wachstumsraten, frequenz- und dichteabhängige Bevölkerungsentwicklung

nen (verschiedenen Typs) und deren Auszahlungen auf der Mikroebene ausgehen. Die wichtigsten wissenschaftstheoretischen Gründe zur Auswahl dieser Ansätze sind (vgl. Schurz 2006: Kap. 2 und 5) (i) ihre Fähigkeit, aus wenigen Prämissen unterschiedliche Aspekte des generativen Verhaltens kausal interpretieren zu lassen (Sparsamkeit), (ii) die Anzahl von Studien zur Überprüfung ihrer Gültigkeit (Fehlbarkeitsstudien), (iii) ihre relativ einfache Operationalisierbarkeit sowie die Möglichkeit der Überprüfung von Voraussagen anhand empirischer Daten, (iv) ihre Einbettung in fachübergreifende Erklärungsparadigmen wie den Rational-Choice-Ansatz (Opp 1999 sowie Überblick und Diskussion in Bamberg et al. 2008) bzw. die verallgemeinerte Evolutionstheorie (Schurz 2011: Kap. 6). Ohne Anspruch auf Vollständigkeit werden in Tabelle 3.2 diese drei Erklärungsansätze schematisch dargestellt, und nach deren Voraussetzungen bezüglich der Investitionen und Auszahlungen klassifiziert, die mit einer spezifischen Kinderzahl der Eltern einhergehen können.

Wie Tabelle 3.2 zu entnehmen ist, setzen beispielsweise die Haushaltsökonomie und die Theorie der Lebensgeschichte konkrete reproduktive Investitionen voraus. Dagegen werden in dem Wert-von-Kindern Ansatz (VOC-Ansatz) diese erst durch die unten noch zu spezifizierenden sozialen Produktionsfunktionen bestimmt. Vor allem aber unterscheiden sich diese Theorien nach den Auszahlungen, die Eltern von ihren Nachkommen erwarten. Während für die ersten zwei Erklärungsansätze der (Von-Neumann-Morgensternsche) Nutzen die Hauptursache einer bestimmten Kinderzahl ist, geht die Theorie der Lebensgeschichte davon aus, dass Individuen ihre Darwinsche (und im Allgemeinen ihre inklusive) Fitness zu maximieren versuchen. Man muss aber beachten, dass formale theoretische Darstellungen der Folgen jedes Ansatzes auf der Makroebene eigentlich nur für die Theorie der Haushaltsökonomie (vor allem in Chu 1998) und für die der Lebensgeschichte (etwa Roff 1992) vorliegen. Aber auch anhand der Annahmen des VOC-Ansatzes lässt sich unter anderen schlussfolgern (Nauck 2007), dass verschiedene sozia-

le Produktionsfunktionen mit kulturspezifischen Fertilitätsraten zusammenhängen können⁴. Es ist zu beachten, dass die Theorie der Haushaltsökonomie im Rahmen der sogenannten „engen“ Rational-Choice-Theory-Version (RCT) formuliert wird. Der VOC-Ansatz sowie die Theorie der Lebensgeschichte orientieren sich hingegen eher an der sogenannten „weiten“ RCT-Version (Opp 1999). Im ersten Fall wird unter anderen vorausgesetzt, dass Individuen über alle relevanten Informationen verfügen, um solche Entscheidungen treffen zu können, die ihre egoistischen Präferenzen befriedigen sollen. Im zweiten Fall werden dagegen alle erklärungsrelevanten Präferenzen zugelassen, wobei Individuen nicht vollständig informiert sein müssen. Im Laufe des vorliegenden Kapitels werden diese theoretischen Unterschiede an den entsprechenden Stellen ausführlicher diskutiert und in Zusammenhang mit ihren empirischen Implikationen gebracht.

3.2. Nutzentheoretische Erklärungsansätze

In diesem Abschnitt wird versucht, einen schematischen Überblick über die zu besprechenden nutzentheoretischen Erklärungsansätze zu geben. Parallel dazu werden ohne Anspruch auf Vollständigkeit einige wichtige Annahmen und Definitionen zusammengefasst, welche nicht nur unentbehrlich für das Verständnis jeder Theorie sind, sondern auch die Grundlagen zur Interpretation und Bewertung der stochastischen Modelle in Kapitel 6 bilden. Damit sollen mögliche terminologische Schwierigkeiten vermieden werden, die eine Überprüfung der Erklärungsansätze erschweren können. Da es zahlreiche Lehrbücher zum Thema Nutzentheorie gibt, werden hier nur solche Begriffe diskutiert, welche zum Verständnis dieses Kapitels benötigt werden. Wir folgen der Darstellung von Jehle und Reny 2001. Zuerst muss bemerkt werden, dass die Nutzentheorie größtenteils aus der Suche nach einem Modellierungsansatz des Konsumverhaltens von Individuen entstanden ist. Das Ziel dieser Theorie war die Formulierung eines mikroökonomischen Modells, anhand dessen die Entwicklung von Nachfrage und Angebot bestimmter Güter vorhergesagt werden konnte. In diesem Sinne ist die Nutzentheorie im Grunde genommen eine Modellierung der Entscheidungen von Konsumenten, die auf der aggregierten Ebene die Schwankungen von Angebot und Nachfrage hervorrufen. Die Anwendung der Nutzentheorie auf die Erklärung des generativen Verhaltens impliziert, dass die Entscheidungen von Menschen für oder gegen eine Partnerschaft bzw. für oder gegen Kinder und Familienbildung als Konsumentscheidungen zu verstehen sind. Das generative Verhalten ist im Rahmen der Nutzentheorie „Konsum von Kindern“ und impliziert damit sehr spezifische Interpretationsbedingungen, die anhand der im Folgenden darzustellenden Begriffe festgesetzt werden. Die erste Definition legt die Grundlagen der Modellierung von Entscheidungen fest.

⁴ Auch wenn die wichtigen Thesen von R. Easterlin nicht näher diskutiert werden, enthalten die in diesem Kapitel behandelten mikrotheoretischen Erklärungsansätze im Wesentlichen solche Faktoren, die Easterlin als unmittelbare Fertilitätsdeterminanten betrachtet, nämlich: „The immediate determinants of the demand for children are income, the price of children relative to goods, and subjective preferences for children compared with goods. The potential output of children depends on natural fertility and the survival prospects of a baby to adulthood. The costs of fertility regulation include subjective costs (‘attitudes’) as well as the time and money necessary to learn about and use specific techniques (‘access’)“ (Easterlin 1975: 57). Allerdings wird in dieser Dissertation auf eine nähere Betrachtung der Thesen von Easterlin in Bezug auf den Zusammenhang zwischen Kohortengröße, Arbeitsmarkt und Wirtschaftskonjunktur verzichtet, denn eine Bearbeitung dieser Thesen würde den Rahmen der vorliegenden Dissertation sprengen (vgl. Easterlin 1966; Easterlin 1980; Überblick in Macunovich 1998 und Braun 2000).

Definition 3.2.1 (Präferenzrelation). *Es sei X eine Menge beliebiger Güter. Die Zeichen \prec, \preceq bzw. \succ, \succeq bezeichnen eine Präferenzrelation von Gütern in X , wenn folgende Axiome erfüllt sind:*

Axiom 1 (Vollständigkeit) *Es gilt entweder $x_1 \preceq x_2$ (d.h. x_2 ist mindestens so gut wie x_1 , und im Fall $x_1 \prec x_2$ wird x_2 vor x_1 strikt bevorzugt) oder $x_1 \succeq x_2$ (d.h. x_1 ist mindestens so gut wie x_2 , und im Fall $x_1 \succ x_2$ wird x_1 vor x_2 strikt bevorzugt); und*

Axiom 2 (Transitivität) *für $x_1 \preceq x_2$ und $x_2 \preceq x_3$ folgt $x_1 \preceq x_3$.*

Die Relation $x_1 \sim x_2$ heißt Indifferenz und bezeichnet den Fall, in dem weder x_1 noch x_2 bevorzugt werden.

Mit dieser Definition werden Entscheidungen als Präferenzen zwischen Alternativen verstanden, wobei durch die Transitivitätsbedingung eine gewisse Konsistenz der Entscheidungen gefordert wird. Mit dieser formalen Definition von Entscheidungen ist es auch möglich, die Präferenzrelation zu quantifizieren, indem jeder Präferenzkombination eine Zahl zugewiesen wird. Da Funktionen im Allgemeinen Abbildungen sind, legt es nahe, eine solche Funktion zu definieren, durch welche Präferenzrelationen beschrieben und zusammengefasst werden können.

Definition 3.2.2 (Nutzenfunktion). *Die reelle Funktion $U : X \rightarrow \mathbb{R}$ heißt Nutzenfunktion und repräsentiert die Präferenzrelation \succeq genau dann, wenn für alle Güter $x \in X$:*

$$U(x_0) \geq U(x_1) \Leftrightarrow x_0 \succeq x_1 \tag{3.2.1}$$

gilt.

Zu beachten ist hier, dass diese Funktion keine Rechtfertigung von Entscheidungen darstellt. Sie dient nur zur Quantifizierung und Beschreibung von Entscheidungen, aber nicht zu deren Erklärung. Dieser Punkt ist von grundlegender Bedeutung, denn die Aussagen der Nutzentheorie in Bezug auf generatives Verhalten betreffen nicht die Gründe von Präferenzen. Bei den nutzentheoretischen Erklärungsansätzen zum generativen Verhalten bleibt also die Frage nach dem Warum unbeantwortet. Darüber hinaus müssen auch solche Entscheidungssituationen berücksichtigt werden, die durch Unwissenheit oder Unsicherheit gekennzeichnet sind. Man denke beispielsweise an den Kauf eines Autos oder eines Reiseangebots, an die Wahl des Studiengangs oder des Berufs. Allen diesen Situationen ist eine gewisse Unsicherheit gemeinsam, die dem zu wählenden Gut sozusagen eigen ist. In der mikroökonomischen Literatur wird die Entscheidung unter Unsicherheit typischerweise durch eine wahrscheinlichkeitstheoretische Umformulierung der Begriffe Gütermenge und Nutzen modelliert. Die Idee besteht in der Annahme, dass die Entscheidung nicht mehr zwischen zwei Gütern stattfindet, sondern zwischen zwei „Ausgängen“ eines bestimmten Ereignisses, welche mit einer bestimmten (im Prinzip schätzbaren) Wahrscheinlichkeit auftreten können. Die Präferenzrelation \succeq wird also auf einer Menge von „Lotterien“ (engl. „gambles“) und nicht unmittelbar auf Grundlage der Menge von Gütern definiert.

Definition 3.2.3 (Lotterien (gambles)). Es sei $A = \{a_n\}$ eine Menge von Ausgängen eines bestimmten Ereignisses (etwa ein Güterbündel, Geld usw.). Jedes Element a_i von A trete mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit p_i auf. Dann ist die Menge aller Lotterien L durch

$$L = \left\{ g = [(p_1, a_1), \dots, (p_n, a_n)] \mid p_i \geq 0, \sum_{i=1}^n p_i = 1 \right\} \quad (3.2.2)$$

definiert, wobei g eine Lotterie bezeichnet.

Die Präferenzordnung von Lotterien erfüllt u.a. auch Axiom 1 und 2 in Definition 3.2.1. Aber wegen der Unsicherheit des Auftretens der Ausgänge a_i muss die mit einer bestimmten Präferenzrelation assoziierte Nutzenfunktion U durch die Auftretenswahrscheinlichkeit von a_i gewichtet werden. Zu diesem Zweck wird die Erwartungsnutzenfunktion einer Lotterie g folgendermaßen definiert:

Definition 3.2.4 (von-Neumann-Morgensternsche Nutzenfunktion). Eine Nutzenfunktion U im Sinne von Definition 3.2.2 hat eine Erwartungsnutzenfunktion, wenn für jede Lotterie $g \in L$

$$U(g) = \sum_{i=0}^n p_i U(a_i) \quad \text{und} \quad (3.2.3)$$

$$U(g_1) \geq U(g_2) \quad \Leftrightarrow \quad g_1 \geq g_2 \quad (3.2.4)$$

gelten⁵. Die Funktion $U(g)$ heißt von-Neumann-Morgensternsche Nutzenfunktion (NM-Funktion).

Die Bedingung in Gleichung (3.2.4) stellt den sogenannten Erwartungsnutzenmaximierer dar, d.h. sie besagt, dass Individuen Lotterien mit dem maximalen erwarteten Nutzen bevorzugen. Diese Aussage ist eine zentrale Annahme sowohl in der Theorie der Haushaltsökonomie als auch in dem Wert-von-Kindern-Ansatz.

3.3. Theorie der Haushaltsökonomie

Der Erklärungsansatz der Haushaltsökonomie wird aus der besonders von Gary Becker und Mitarbeitern vorgeschlagenen Umformulierung der Konsumverhaltenstheorie abgeleitet, wobei Haushalte keine einfache Konsumeinheiten, wie es in der klassischen Theorie der Fall ist, sondern eher Produktionseinheiten darstellen (Becker 1965; Michael/Becker 1973; Willis 1973; Becker 1991). Wichtige Annahmen dieses Modells sind:

1. Die Kinderzahl wird durch Anpassung der Arbeitsmarktbeteiligung der Frau bestimmt. Das Einkommen des Mannes ist exogen.
2. Haushalte sind Nutzenmaximierer.

⁵ Auch wenn man eigentlich zeigen sollte, dass die NM-Funktion die Präferenzrelation \succ repräsentiert, wird diese Aussage der Einfachheit halber in die Definition aufgenommen.

3. Ehepaare haben vollständiges Wissen über Arbeits- und Gütermarktbedingungen. Die Maximierung des Nutzens wird als Maximierung einer Nutzenfunktion im Sinne von Definition 3.2.2 verstanden.
4. Es werden nur zwei Lebensabschnitte vorausgesetzt (Kindheit und Erwachsenenalter).
5. Die Stochastizität und die sequentielle Natur von Fertilität und familialen Entscheidungen werden nicht berücksichtigt.

Wie aus diesen Annahmen zu ersehen ist, liegt der Beckerschen Theorie mehr oder weniger die amerikanische Kernfamilie der 1960er Jahre als Modell zugrunde, da die Teilung der Haushaltsarbeit nicht hinterfragt, sondern angenommen wird. In Bezug auf den schematischen Entscheidungsbaum in Abbildung 1.1 impliziert diese Annahme, dass die Partnerschaftsbildung (P) vorgegeben wird⁶. Es werden hier nur die Entscheidungen von Familien bezüglich der Haushaltsgröße in Abhängigkeit von bestimmten noch zu besprechenden Investitionen in Kinder modelliert. Der zu maximierende Nutzen U jedes Haushalts hängt sowohl von den Marktgütern x_i als auch von der Zeitallokation t_i ab, die jeder Haushalt zur Produktion der Ware Z_i (commodity) unter gegebenen Randbedingungen aufbringt⁷. Damit ergibt sich der Nutzen für den Haushalt nicht unmittelbar durch den Verbrauch der Marktgüter, sondern durch die Produktion von bestimmten den Nutzen realisierenden, auf dem Markt nicht unmittelbar kaufbaren Waren (commodities). Nach R. Michael und G. Becker wird der Nutzen U eines Haushaltes als (Michael/Becker 1973):

$$U \equiv U(Z_1, Z_2, \dots, Z_n) \quad (3.3.1)$$

definiert, wobei die Waren Z_i durch Konsum von Marktgütern x_i und Haushaltsproduktionszeit t_i unter gegebenen Umweltvariablen E hergestellt werden:

$$Z_i = Z_i(x_i, t_i; E). \quad (3.3.2)$$

Haushalte versuchen den Nutzen in Gleichung (3.3.1) sowohl unter der Zeitrestriktion T , die sich aus der Summe der Arbeitsmarktzeit t_w und der zur Produktion der Ware benötigten Zeit t_i zusammensetzt,

$$T = t_w + \sum_{i=1}^n t_i, \quad (3.3.3)$$

als auch unter der Budgetbedingung

$$I = \sum_{i=1}^n p_i x_i \quad (3.3.4)$$

zu maximieren, wobei I das Geldeinkommen des Haushaltes und p_i die Geldpreise der Marktgüter x_i sind. Demgemäß werden Kinder als in der Familie hergestellte „Waren“ ins Modell

⁶ Die Theorie der Haushaltsökonomie basiert nicht auf einer Lebensverlaufsperspektive, welcher die Sukzessivität von Lebenszuständen zugrunde liegt. Sie berücksichtigt im Prinzip nicht, dass die Entstehung einer Partnerschaft mit Fertilität wesentlich zusammenhängt.

⁷ Es wird hier von „Waren“ in dem Sinne geredet, dass man zu ihrer Herstellung Arbeit leisten muss. Die „Ware“ befriedigt also durch ihre Eigenschaften menschliche Bedürfnisse irgendwelcher Art (Marx 1968: 49, und im Allgemeinen die Diskussion im ersten Kapitel dort). Güter würden eher dem Begriff „Gebrauchswert“ entsprechen. Es wird hier auf eine weitere Diskussion verzichtet.

aufgenommen, da bestimmte Marktgüter und verfügbare Familienzeit zu deren Produktion aufgebracht werden. Die Nachfrage nach Kindern wird durch eine Nutzenfunktion im Sinne von Definition 3.2.2 charakterisiert, welche nicht nur die Kinderzahl (Quantität) sondern auch die kinderbezogenen Investitionen (Kinderqualität) explizit enthält. Nach Gleichung 3.3.1 ist diese Nutzenfunktion durch

$$U = U(n, q, Z) \quad (3.3.5)$$

gegeben (Becker 1991). Dementsprechend hängt die Budgetbedingung zur Maximierung von Gleichung (3.3.1) von der Interaktion zwischen Quantität und Qualität von Kindern und zugleich von den Schattenpreisen π_z aller anderen Waren ab. „Schattenpreise“ bedeutet, dass diese Waren nicht auf dem Markt gekauft werden können, und von daher auch keinen Marktpreis besitzen (z.B. Gesundheit). Die nichtlineare Budgetbedingung der Kindernachfrage ohne Berücksichtigung von Ersparnissen oder Schulden für eine gegebene Warenmenge Z lautet

$$I = p_c q n + \pi_z Z, \quad (3.3.6)$$

wobei p_c den Kosten einer Qualitätseinheit q entspricht⁸. Die Gleichgewichtsbedingungen mit konstanter T ergeben sich aus Gleichungen (3.3.5) und (3.3.6), indem das Maximum der Lagrange-Funktion L

$$L = U(n, q, Z) + \lambda(I - p_c q n - \pi_z Z), \quad (3.3.7)$$

durch die Gleichungen

$$\partial_n U = \lambda p_c q, \quad \partial_q U = \lambda p_c n, \quad \partial_z U = \lambda \pi_z \quad (3.3.8)$$

bestimmt wird⁹. Da die partiellen Ableitungen in (3.3.8) als Marginalkosten von Kindern verstanden werden können, sind die Marginalkosten eines zusätzlichen Kindes n_{i+1} dessen Qualitätskosten bzw. einer Qualitätseinheit q proportional. Der Schattenpreis ist demnach durch die Lagrange-Multiplikatoren λ bestimmt, welche die (infinitesimalen) Veränderungen der Lagrange-Funktion in Abhängigkeit von den Veränderungen der Nebenbedingungen angeben. Der Schattenpreis verhält sich wie ein „Marktpreis“ in dem Sinne, dass er auch Informationen über Ressourcenknappheit angibt (Wied-Nebbeling/Schott 2005: 71ff.). Dieses Ergebnis ist nach Becker die Vereinigung der Malthusschen und der Darwinschen Populationstheorien, denn durch Gleichungen (3.3.8) ist impliziert, dass die Reproduktion maximal werden kann (Darwinsche Fitnessmaximierung), wenn die Ressourcenbilanz der verfügbaren, zur Produktion der Kinder einzusetzenden Marktgüter berücksichtigt wird (Malthussche Ressourcenbeschränkung). Die Beziehung zwischen Nutzen und Budgetbedingung wird anhand von Abbildung 3.2 veranschaulicht. Hält man alle anderen Waren Z konstant, bilden die verschiedenen Präferenzen zwischen der Kinderzahl n und der Qualität q von Kindern für ein bestimmtes Nutzenniveau die Kurve $U(n, q, Z_{konst})$. Da aber dieses Nutzenniveau nur unter einer spezifischen Budgetbedingung $I(n, q, Z_{konst})$ erreicht werden kann, ist die optimale Kombination von Kinderzahl n_{opt} und der Qualität von Kindern q_{opt} durch die Tangente an der Nutzenkurve gegeben. Nach diesem Ansatz wäre ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen der Anzahl der Kinder im Haushalt und dem

⁸ Eine Qualitätseinheit kann beispielsweise durch die das Bildungsniveau von Kindern operationalisiert werden.
⁹ Vgl. Greene 2000: Kap. 5 für eine umfassende Darstellung der Maximierungsmethoden unter gegebenen Randbedingungen in ökonomischen Modellen.

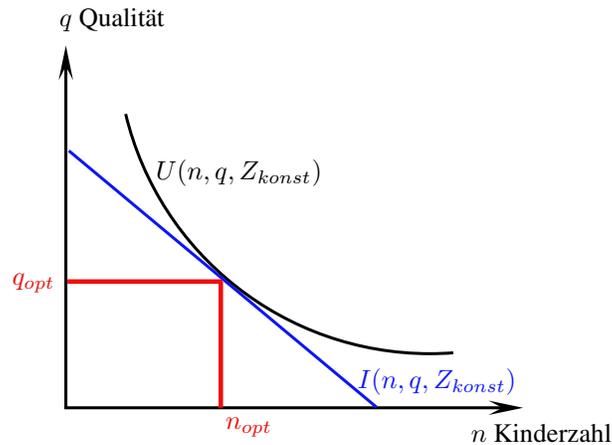


Abbildung 3.2.: Schematische Darstellung der Haushaltstheorie.

Haushaltseinkommen als das Ergebnis von Substitutions- und Einkommenseffekten zu erwarten, denn mit zunehmendem Einkommen erhöht sich die Qualität von Kindern, so dass letztendlich die Kinderzahl kleiner ausfällt (siehe Abschnitt 5.1.1). Bei niedrigem Einkommen wäre hingegen die Kinderzahl positiv mit zunehmendem Einkommen korreliert, solange die Qualität von Kindern keine zu großen Substitutionseffekte hervorruft. Da diese Aussagen nicht nur für bisherige sozioökonomische Fertilitätsstudien in Westdeutschland (z.B. Schroeder 2005, Gebel/Giesecke 2009), sondern auch für die empirische Überprüfung der Haushaltsökonomie zentral sind, werden folgende Hypothesen abgeleitet:

Hypothese (Einkommenseffekt). Aus $\partial_n U = \lambda p_c q$ folgt eine niedrige Fertilität in solchen Haushalten, die wegen ihres höheren Haushaltseinkommens stark in die Qualität von Kindern investieren können. Die Einkommenselastizität von q ist größer als die von n .

Hypothese (Substitutionseffekt). Aus $\partial_q U = \lambda p_c n$ ergeben sich schlechtere Berufs- bzw. Arbeitsmarktchancen und niedrigere Bildungsabschlüsse bei den Kindern aus größeren Haushalten (weniger Qualität etwa im Sinne der Humankapitalbildung). Preiselastizität von n größer als die von q .

Darüber hinaus ist es im Rahmen dieses Ansatzes auch möglich, weitere wichtige Variablen entweder als zusätzliche Terme in die Randbedingungen oder als zusätzliche Argumente der Nutzenfunktion explizit ins Modell aufzunehmen, die dem Humankapital der Eltern sowie den geschlechtsspezifischen Zeitinvestitionen in Kindern Rechnung tragen sollten. In diesem Sinne kann beispielsweise die Nachfrage nach Kindern durch das Kinderangebot ergänzt werden, das wiederum von einer familienspezifischen Produktionsfunktion ϕ abhängt. Nach R. Willis wird ϕ explizit im Rahmen eines einzigen Lebenszyklus durch das lebenslange Einkommen und das Vermögen der Eltern geschätzt (Willis 1973). Erstens sei h das lebenslange Einkommen des Mannes und das Haushaltsvermögen, das sich nicht auf den Arbeitsmarkt bezieht (z.B. Wohnungseigentum, Ferienhaus usw.). Es sei ferner w der Stundenlohn der Frau und t_w deren

Arbeitsstunden, so dass ihr lebenslanges Erwerbseinkommen w_l durch

$$w_l = w(t_w, k) \quad (3.3.9)$$

mit k als zeitabhängigem Parameter definiert wird. Dabei werde vorausgesetzt, dass das männliche Einkommen und alle anderen Einkommensquellen exogen gegeben sind¹⁰, und die Kinderzahl nur durch Anpassung der Arbeitsmarkteteiligung der Frau bestimmt wird. Das Kinderangebot wird also zusammen mit den Gleichungen (3.3.5) und (3.3.9) durch die Ebene der (mehrdimensionalen) Produktionsfunktion

$$\phi(nq, Z, h, k, T) = 0 \quad (3.3.10)$$

bedingt. Mit Hilfe von Gleichung (3.3.10) wird versucht, die optimale Zeit- und Marktgüterallokation zu ermitteln, welche u.a. die Berechnung der Opportunitätskosten von Frauen ermöglichen¹¹. Diese Opportunitätskosten entsprechen nach Gleichung (3.3.9) einem angenommenen Einkommensverlust $w_o = w(t_o, k)$, wobei t_o die zur Kinderbetreuung aufgebrachte Zeit ist. Da für feste h, k , und t_w ein optimaler Wert von nq festgelegt werden kann, geht R. Willis davon aus, dass Familien eine optimale Zeit- und Marktgüterallokation erzielen, um ϕ zu maximieren. Da Kinderbetreuung je nach Qualität und Kinderzahl mehr oder weniger zeitintensiv ist, wird erwartet, dass die Maximierung der Produktionsfunktion sehr empfindlich gegenüber der Zeitallokation von Frauen zwischen arbeitsmarkt- und haushaltsbezogenen Tätigkeiten reagiert. Um dies zu verdeutlichen, sei angenommen, dass die Produktionsfunktion eine lineare Funktion von h und k ist. Die Kinderzahl aus Gleichung (3.3.10) wird als Interaktionsmodell durch die lineare Beziehung

$$n(h, k) = d_0 + d_1h + d_2k + d_3hk + \epsilon \quad (3.3.11)$$

ausgedrückt, wobei ϵ den Störterm bezeichnet. Zusammen mit Gleichung (3.3.5) wird deutlich, dass nicht nur Änderungen der Zeitallokation der Eltern, sondern auch Lohnsatzänderungen (oder gegebenenfalls Veränderungen des Erwerbsstatus) einen positiven oder negativen Effekt auf das Angebot von Kindern zeitigen, je nach Eigenschaften der familiären und arbeitsmarktbezogenen Arbeitsteilung. Die schon oft in der Fertilitätsliteratur zitierten Opportunitätskosten der Frau als Hauptursache des Fertilitätsrückgangs bzw. der Kinderlosigkeit beziehen sich also gerade auf die Annahmen von Gleichungen (3.3.2), (3.3.5) und (3.3.11), wobei die Lebenszeit in Erwerbszeiteinheiten gemessen wird, und dabei einen Preis bekommt, durch den voraussetzungsgemäß die Kosten und die Zahl der Kinder geschätzt werden können. Diese Annahmen beruhen aber wie gesagt auf dem Modell der Versorgung der 1970er Jahre in den USA, wobei vor allem soziale Interaktionen im Modell der Gleichung (3.3.11) außer Acht gelassen werden, die einen wichtigen Effekt auf die Fertilitätsraten und die Organisation der familialen und arbeitsmarktbezogenen Arbeit ausüben können (wie z.B. Verwandte, Stadtteile, Partnerschaftsbildung u.ä.;

¹⁰ Dass das Einkommen von Männern ebenfalls ein Endogenitätsproblem aufweist, kann aus den Ergebnissen und der Diskussion in den Abschnitten 5.2 und 5.1.4 ersehen werden.

¹¹ Man beachte, dass das Opportunitätskosten-Argument nur sinnvoll ist, wenn Kinderbetreuung mit Arbeit (und nicht etwa mit Freizeit) identifiziert wird. So bemerkt richtigerweise N. Keyfitz: „Another economic explanation attributes the fall in child-bearing to the increased opportunity cost of women’s time as the demand for their services in the labor market increases. Also true; but the same demand would also raise the cost of watching television, yet television continues [...] In fact, all forms of leisure would become more expensive, so people would work longer and longer hours“ (Keyfitz 1991: 236, 238).

vgl. Bertram 1991). Aus einer generationsübergreifenden Perspektive postulierte Becker andererseits, dass die Qualität von Kindern kausal durch die Elterninvestitionen bestimmt werde. Wird Kinderqualität durch Bildungsniveau, Berufsklasse und Erwerbseinkommen operationalisiert, würde man mindestens statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen diesen Variablen und der Fertilität der Eltern erwarten. Beispielsweise behauptet Becker, dass der Erwartungswert des Erwerbseinkommens von Kindern I_c durch die Annahme $E(I_c) \sim U(n, I, Z)$ bestimmt werde, wobei I die Investitionen der Eltern in ihre Kinder bezeichnet. Dieser Zusammenhang zwischen Investitionen der Eltern und der Qualität ihrer Kinder wird erst in den Regressionsmodellen des Kapitels 6 überprüft.

3.4. Der Wert-von-Kindern-Ansatz (Value of Children / VOC)

Im Folgenden soll der von B. Nauck bearbeitete handlungs- und nutzentheoretische Wert-von-Kindern-Ansatz behandelt werden (Nauck 2001; Nauck 2007; Überblick in Huinink 2000b). Auch wenn der VOC-Ansatz ebenfalls nutzentheoretisch orientiert ist, unterscheidet er sich grundlegend von der Theorie der Haushaltsökonomie. Nach Nauck hat die Theorie der Haushaltsökonomie eine Erklärungslücke, da Kinderlosigkeit die optimale Entscheidung in den entwickelten Ländern zu sein scheint. Darüber hinaus setze die Haushaltsökonomie voraus, dass Fertilität vollständig von den Entscheidungen der Eltern abhängt, so dass institutionelle Regulierungslösungen von Anfang an außer Acht gelassen werden, die aber in den von Nauck vorgestellten empirischen Ergebnissen als Prädiktoren des reproduktiven Verhaltens am besten geeignet wären (Nauck 2007). Daraus folgt, so argumentiert Nauck, dass das Explanandum, d.h. die durch individuelle Entscheidungen entstandenen differenziellen aggregierten Fertilitätsraten (bzw. differenzielles generatives Verhalten), nicht durch eine auf alle Gesellschaften anwendbare Sozialtheorie, sondern eher durch das kernfamiliäre Haushaltsmodell der affinalverwandtschaftlichen Generationenbeziehungen, das sogar für westeuropäische Populationen nicht allgemein gültig anzusehen ist, erklärt wird. Mangelhaft sei auch die Fertilitätsanalyse der Haushaltsökonomie, da sie größtenteils nur die Kosten von Kindern berücksichtige. Der VOC-Ansatz versucht zwei Lücken der Haushaltsökonomie zu beheben. Einerseits wird das Angebot von Kindern nicht durch Kostenanalysen spezifiziert, sondern mittels einer allgemeinen Sozialtheorie eingebunden (denn aus einer reinen Kostenperspektive wäre das Vorhandensein von Kindern in Wohlfahrtsgesellschaften nicht mehr „rational“) (Nauck 2007: 616). Mit der Annahme, dass Kinder nicht nur Konsumgüter mit „immanente[m] Wert für (potenzielle) Eltern“, sondern auch „Intensivgüter“ sind (Nauck 2001: 409), werden interkulturelle Unterschiede andererseits als weitere fertilitätsbezogene Kriterien herangezogen.

Die VOC-Theorie von Nauck versucht also der im Abschnitt 2.3.1 dargestellten Familienformenvielfalt Rechnung zu tragen, indem der Wert der Kinder für (potenzielle) Eltern berücksichtigt wird. Nach Nauck bietet die Theorie sozialer Produktionsfunktionen den handlungstheoretischen Rahmen, innerhalb dessen diese Fertilitätsvarianz erklärt werden kann. Nach S. Lindenberg und B. Frey (1993) sind soziale Produktionsfunktionen instrumentelle Präferenzen für Mittel, die universelle Präferenzen (Zwecke) erfüllen sollen. Die universellen Zwecke, welche die Argumente einer allen Menschen gemeinsamen Nutzenfunktion sind, bestehen aus physischem Wohlbefinden und sozialer Anerkennung. „Technically speaking, there is only one utility

function for all mankind but there are systematically different production functions for different kinds of people. Buying a particular good is now not an act of consumption but the purchase of a means of production, such as a record for the production of music pleasure“ (Lindenberg/Frey 1993: 195). Produktionsfunktionen sind „sozial“ in dem Sinne, dass das Erreichen eines Zweckes in eine soziale Umwelt eingebettet ist (Lindenberg 2001: 325). Dementsprechend besteht die Grundannahme des VOC-Ansatzes darin, dass Menschen diese zwei universelle Ziele oder Grundbedürfnisse optimal befriedigen wollen, nämlich ihre soziale Anerkennung und ihr physisches Wohlbefinden.

„Das Erklärungsprogramm der ‚value-of-children‘ besteht nun darin, eine spezielle Theorie darüber zu entwickeln, in welcher Weise und unter welchen Voraussetzungen Kinder als Zwischengüter in die soziale Produktionsfunktion bei (potenziellen) Eltern zur Optimierung [von] ihrer sozialen Anerkennung und ihrem physischen Wohlbefinden eingehen. Das Erklärungsprogramm liefert damit eine endogene, inhaltliche Spezifikation des Wertes von Kindern, die den ökonomischen Fertilitätstheorien fehlt. Fertilitätsentscheidungen und die Ausgestaltung von lebenslangen Eltern-Kind-Beziehungen werden entsprechend unter dem Gesichtspunkt der Maximierung des subjektiven Nutzens untersucht und erklärt“ (Nauck 2001: 413).

Die Randbedingungen dieser Maximierung bestehen aus der jeweiligen Handlungssituation, den Entscheidungskosten (Nauck 2007: 616) und den soziokulturellen Handlungsmustern. Der Nutzen von Kindern besteht also darin, dass sie als Zwischengüter in die soziale Produktionsfunktion der sozialen Anerkennung und des physischen Wohlbefindens der Eltern eingehen. Der Wert von Kindern variiert hinsichtlich der elterlichen sozialen Produktionsfunktionen nach dem Nutzen, den Eltern in einem bestimmten Zeitraum durch die Eltern-Kind-Beziehungen erzielen können (Tabelle 3.3). Darüber hinaus nimmt Nauck aufgrund interkultureller Studien an, dass diese intergenerationalen Beziehungen sowie die dazugehörigen Entscheidungen durch eine einzige Nutzenfunktion interpretiert werden können (Nauck 2001: 417). Daher sind die das familiäre Handlungssystem konstituierenden Dimensionen mit dieser Nutzenfunktion in Zusammenhang zu setzen, welche sich auf die Größe der familiären Gruppe, auf ihre Dauerhaftigkeit, „auf die Interdependenz der Haushaltsproduktion mit dem außerfamiliären Kontext und den sich dort bietenden Opportunitäten und Restriktionen, auf die knappen individuellen Ressourcen der Eltern für die Haushaltsproduktion sowie auf die im jeweiligen Kontext institutionalisierten Generationenbeziehungen und Geschlechterverhältnisse“ beziehen (Nauck 2001: 417).

Tabelle 3.3.: Zeitliche Variation des elterlichen Nutzens in der Eltern-Kind-Beziehung. Nach Nauck 2001.

Zeitliche Abhängigkeit	Nutzenfunktionsargumente	
	Physisches Wohlbefinden	Soziale Anerkennung
Kurzfristig	Arbeitsnutzen	Statuszugewinn
Langfristig	Versicherungsnutzen	Emotionaler Nutzen

Obwohl Nauck selber keine mathematische Definition dieser Nutzenfunktion angibt, ist der Annahme der Nutzenmaximierung zu entnehmen, dass sie im Sinne von Definition 3.2.2 zu verstehen ist. Hier wird versucht, den VOC-Ansatz im Rahmen des Formalismus der Nutzentheorie

auszudrücken. Denn damit lassen sich die Grundannahmen deutlicher darstellen. Es gibt mehrere Gründe, die für eine solche Umformulierung sprechen. Wie oben in Gleichungen 3.3.10 und 3.3.11 dargestellt wurde, beschränkt sich die Haushaltsökonomie nicht nur, wie Nauck argumentierte, auf die Nachfrage von Kindern, sondern erlaubt zugleich, die Analyse des Angebots von Kindern mit demselben Formalismus auszudrücken. Das bedeutet, dass die von Nauck kritisierte Vernachlässigung dieses Aspektes von Fertilitätsentscheidungen in der Theorie der Haushaltsökonomie weder in deren Prämissen noch in deren mathematischen Formalismus enthalten ist. Zum anderen lässt sich der Beitrag von Kindern zum Haushalt problemlos in die allgemeinen Nutzenfunktionen von Gleichung 3.3.5 integrieren, denn die Haushaltsökonomie geht nicht unbedingt von der Annahme aus, dass Kinder „nur“ Konsumgüter sind. G. Becker schreibt dazu: „The cost of children is reduced if they contribute to family income by performing household chores, working in the family business, or working in the marketplace“ (Becker 1991: 96). Obwohl die Kosten von Kindern in den Beckerschen Analysen eine zentrale Rolle gespielt haben, ist es im Prinzip möglich, andere entscheidungsrelevante Variablen für die Fertilitätsanalyse zu berücksichtigen. Es seien also die Waren Z_a und Z_b die soziale Anerkennung bzw. das physische Wohlbefinden, welche nach dem VOC-Ansatz zuerst produziert werden müssen. Obwohl nach Nauck jedes Geschlecht generell eine eigene Nutzenfunktion definieren kann, betrachtet man der Einfachheit halber eine allgemeine zu maximierende Nutzenfunktion

$$U = U(Z_a, Z_b; E), \quad (3.4.1)$$

wobei mit E Umweltvariablen bezeichnet werden. (vgl. Gleichung 3.3.2). Man beachte, dass diese Nutzenfunktion die Kinderzahl nicht explizit enthält, da voraussetzungsgemäß Kinder als „Zwischengüter“ modelliert werden. Obwohl Nauck die starke Anlehnung der Haushaltsökonomie an die Preistheorie kritisierte (Nauck 2007: 615), ist jedoch formal möglich, die Randbedingungen in einem einheitlichen Maß auszudrücken, das die Wirkung der von Nauck erwähnten „kulturellen“ Handlungsoptionen auf die Präferenzordnung der Individuen (bzw. ihrer Familien) abschätzen lässt. In diesem Sinne wird die Budgetbedingung

$$I = \pi_a Z_a + \pi_b Z_b + \pi_{ab} Z_a Z_b \quad (3.4.2)$$

definiert, welche die zur Produktion von sozialer Anerkennung und physischem Wohlbefinden verfügbaren Ressourcen widerspiegelt. Der multiplikative Interaktionsterm $\pi_{ab} Z_a Z_b$ wird aufgrund empirischer Befunde eingeführt, die für einen (allerdings nicht unbedingt multiplikativen) Zusammenhang zwischen sozialem Status und physischem Wohlbefinden sprechen (für Deutschland u.a. Geyer/Peter 1999; Timm et al. 2006; für Europa etwa Theodossiou/Zangelidis 2009), auch wenn die Theorie der sozialen Produktionsfunktionen stillschweigend von der Annahme ausgeht (vgl. Tabelle 3.3), dass die Grundbedürfnisse voneinander unabhängig sind. Anhand von Gleichung (3.3.2) würde Unabhängigkeit bedeuten, dass Z_a nicht als Argument der Funktion Z_b vorkommt und umgekehrt. Da Kinder nur als Zwischengüter in die soziale Produktionsfunktion der Eltern eingehen, definiert man die soziale Produktionsfunktionen

$$Z_a = Z_a(n, K_a(n), X_a; t) \quad Z_b = Z_b(n, K_b(n), X_b; t), \quad (3.4.3)$$

wobei n nach wie vor die Kinderzahl, K alle von den Kindern produzierten Waren, die zu dem jeweiligen Elternnutzen beitragen, und X alle anderen zur Befriedigung der Grundbedürfnisse nötigen Güter bzw. Waren (commodities) sind, die als Kontextvariablen aufgefasst werden

können. In diesem einfachen Fall erhält man die Gleichgewichtsbedingungen ersten Grades, wenn man die Umweltvariablen konstant hält,

$$\partial_{Z_a}U = \lambda(\pi_a + \pi_{ab}Z_b), \quad \partial_{Z_b}U = \lambda(\pi_b + \pi_{ab}Z_a), \quad \Rightarrow \frac{MU_a}{MU_b} = \frac{\pi_a + \pi_{ab}Z_b}{\pi_b + \pi_{ab}Z_a} \quad (3.4.4)$$

und mit $\lambda \neq 0$

$$\partial_n U = \lambda \left(\pi_a \frac{\partial Z_a}{\partial n} \frac{dK_a(n)}{dn} + \pi_b \frac{\partial Z_b}{\partial n} \frac{dK_b(n)}{dn} \right), \quad (3.4.5)$$

wobei das Verhältnis des Marginalnutzens MU der sozialen Anerkennung und des physischen Wohlbefindens unter konstanten verfügbaren Ressourcen von den relativen Schattenpreisen der Befriedigung beider Grundbedürfnisse plus dem Schattenpreis ihrer Interaktion abhängt. In Gleichung (3.4.5) wurde gemäß des VOC-Ansatzes angenommen, dass der Interaktionsterm in Bezug auf die Kinderzahl zu vernachlässigen ist, denn nach Nauck gilt: ‚Wenn erst einmal ‚fest steht‘, dass Kinder wegen ihrer emotionalen Qualitäten ‚gewollt‘ werden, dann sind damit zugleich Arbeits- und Versicherungsnutzen bedeutungslos geworden; wenn etwa umgekehrt der Arbeitsnutzen von Kindern im Zentrum des ‚frames‘ steht, treten der soziale und emotionale Nutzen stark dahinter zurück und verlieren ihre ‚saliency‘ ‘ (Nauck 2001: 417). Dennoch würde diese Annahme nur unter Voraussetzung der Unabhängigkeit beider Grundbedürfnisse gelten. Um dies zu verdeutlichen, werden der Einfachheit halber nur Veränderungen des Nutzens sozialer Anerkennung in Bezug auf den Nutzen der Kinderzahl betrachtet, wobei Kinder einen konstanten Nutzen für das physische Wohlbefinden der Eltern produzieren, so dass $\partial_n K_b(n) = 0$. Aus Gleichung (3.4.4) ergibt sich für die relativen Veränderungen des Nutzens von Kindern in Bezug auf soziale Anerkennung

$$\frac{\partial_n U}{\partial_{Z_a}U} = \frac{1}{1 + \delta_a Z_b} \left(\frac{\partial Z_a}{\partial n} \frac{dK_a(n)}{dn} \right) \quad \pi_a \neq 0, \quad \frac{\pi_{ab}}{\pi_a} = \delta_a. \quad (3.4.6)$$

Aus dieser Gleichung folgt, dass Veränderungen etwa der sozialen Anerkennung nur dann direkte Effekte als $\partial_n Z_a = \partial_n Z_a [dK_a(n)/dn]$ hervorrufen können, wenn der Schattenpreis π_a viel größer als der Schattenpreis π_{ab} der Interaktion zwischen physischem Wohlbefinden und sozialer Anerkennung ist. Nauck geht also ohne Grund gerade von dieser Annahme aus und nimmt vorweg, dass bei der Entscheidung für (oder gegen) Kinder der Schattenpreis des zu maximierenden Grundbedürfnisses und nicht der Schattenpreis der Interaktionen bestimmend ist.

Die Regressionsfunktion zur Überprüfung der Annahmen des VOC-Ansatzes wird von Nauck dadurch abgeleitet, indem er soziale Anerkennung als Status, Affekt und Verhaltensbestätigung operationalisiert. Status bezeichnet ‚den Rang, der in einer Gesellschaft erlangten Position, der durch die Verfügung über knappe Ressourcen definiert ist [...] Affekt bezieht sich auf den Austausch von positiven Affekten in emotionalen Beziehungen. Verhaltensbestätigung bezieht sich auf die positive Sanktionierung von Handlungen durch ‚signifikante Andere‘ ‘ (Nauck 2001: 413). Da weder Interaktionen der Grundbedürfnisse noch mögliche nichtlineare Effekte berücksichtigt werden, schätzt man nach Gleichung (3.4.5) die Kinderzahl bezüglich ihres Nutzens für ihre Eltern als

$$U(n) = \beta_0 + \beta_1 Z_a(n) + \beta_2 Z_b(n) + \beta_3 E + u = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 a + \beta_3 b + \beta_4 E + \epsilon, \quad (3.4.7)$$

wobei $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ zu schätzende Parameter, E Umweltvariablen und ϵ den Residuenterm bezeichnen. Durch eine Faktorenanalyse von Fragebögen, die den subjektiven Wert von Kindern für die Eltern ermitteln sollen, werden die Grundbedürfnisse hinsichtlich des generativen Verhaltens in die drei Faktoren, Status s , Affekt und Verhaltensbestätigung a sowie Wohlbefinden b differenziert und quantifiziert. Diese Umweltfaktoren können nachträglich als Dummy-Variablen operationalisiert und ins Modell eingeführt werden. Obwohl die Maximierung der Nutzenfunktion der Eltern nach der Grundannahme in Gleichung (3.4.1) eine optimale Befriedigung der Grundbedürfnisse voraussetzt, berücksichtigt Nauck (Nauck 2007: 619) Variablen wie Bildungsniveau der Eltern und Arbeitsmarkteteiligung als Quellen interindividueller Varianz und nicht als Argumente der Produktionsfunktionen von Z_a und Z_b , wie sie in Gleichung (3.4.3) dargestellt sind. In diesem Sinne werden solche Variablen als Umweltvariablen behandelt.

Anhand empirischer Studien geht Nauck davon aus, dass Fertilitätsentscheidungen in Industrieländern wie Westdeutschland vorwiegend durch den emotionalen Nutzen von Kindern bestimmt werden (Nauck 2001: 412, 418). Von daher und aufgrund der Regressionsgleichung 3.4.7 kann folgende Arbeitshypothese für die vorliegende Dissertation aufgestellt werden:

Hypothese (Emotionaler Nutzen von Kindern). Solche Variablen, die den emotionalen Nutzen von Kindern erfassen sollten, sind stark signifikant und negativ korreliert mit der Wartezeit bis zur ersten und weiteren Geburten. Dieser emotionale Nutzen hängt darüber hinaus positiv und signifikant mit der Wahrscheinlichkeit der Partnerschaftsbildung zusammen.

3.5. Theorie der Lebensgeschichte und generatives Verhalten

3.5.1. Definition und Grundannahmen

Die Theorie der Lebensgeschichte gehört zu den Modellen, die in der Populationsbiologie als „reproductive effort models“ bekannt sind (Stearns 2000: 480; Stearns 1992; Voland 2000; Roff 1992). Ausgangspunkt ist dabei die Annahme, dass Individuen während ihrer Lebensspanne ständig mit Ressourcenallokationsdilemmata („trade-offs“) konfrontiert werden, die sich im Allgemeinen auf die Ressourcenverteilung der eigenen Produktion (Aufwachsen, Überleben u.ä.) und Reproduktion (Nachkommenfürsorge, Partnerwahl u.ä.) beziehen. Diese Ressourcenallokationsdilemmata beeinflussen also die Variation von wichtigen Lebenszyklusmerkmalen wie altersspezifischer Fertilität, Fortpflanzungsalter oder Überlebensraten. In Bezug auf die schematischen Lebensverläufe in Abbildung 1.1 könnte im Rahmen dieser Theorie davon ausgegangen werden, dass jedes Individuum an den Entscheidungsknoten bestimmte Ressourcenallokationsdilemmata zu lösen hat, welche letztendlich den Prozess von Produktion und Reproduktion während der individuellen Lebensspanne definieren¹². Die Theorie der Lebensgeschichte untersucht, wie wichtige Merkmale im Lebenszyklus von Individuen durch Selektionsfaktoren beeinflusst werden. Beispielsweise wird der Frage nachgegangen, wie sich das Fortpflanzungsalter und die Lebensspanne an veränderte Mortalitätsraten, an Ressourcenverknappung oder an Erhöhung

¹² Diese Annahme entspricht eigentlich dem Streben nach Produktion und Reproduktion, welche Lebewesen funktionell charakterisieren, und sollte deswegen nicht als teleologische Annahme verstanden werden (vgl. Tinbergen 1963).

der Populationsdichte anpassen (Reznick 2002). Da der Lebensverlauf von Individuen altersspezifische Übergänge und Merkmale aufweist, die im engen Zusammenhang mit Produktion und Reproduktion stehen, können aus der Perspektive der Theorie der Lebensgeschichte beispielsweise der Übergang ins Erwachsenenalter, das Heiratsalter, die Investitionen in Humankapital sowie die Kosten der Partnerwahl als Merkmale des Lebenszyklus interpretiert werden, die an Selektionsfaktoren angepasst werden können. Im Gegenteil zu den anderen nutzentheoretischen Erklärungsansätzen nimmt die Theorie der Lebensgeschichte an, dass Individuen unter bestimmten Beschränkungen nicht ihren Nutzen, sondern ihre Darwinsche Fitness zu optimieren versuchen¹³. Man spricht also nicht von der Maximierung des Nutzens, sondern von der (lokalen) Maximierung einer Fitnessfunktion F .

Der Begriff Darwinsche Fitness¹⁴ bezeichnet den relativen Lebenszeit-Fortpflanzungserfolg eines Individuums im Vergleich zu den „gleichzeitig Nachkommen erzeugenden Konkurrenten derselben Population“ (Kutschera 2008: 67; vgl. auch Stearns 1992 und Futuyma 1979). Die Komponenten (oder Funktionsargumente) der Darwinschen Fitness sind nicht nur die Fertilitätsraten, sondern auch die Überlebenswahrscheinlichkeit der Individuen, ihre Anpassung an den Lebensraum, die Interaktionen mit der Umwelt oder der Paarungserfolg (Kutschera 2008: 67; vgl. auch Futuyma 2007: 272). Da Fitness durch die Verteilung bestimmter geerbter Merkmale (eigentlich Phänotypen) zwischen den Eltern und deren Nachkommen in einer Population einhergeht, ist sie im Grunde genommen ein stochastischer Prozess im Sinne von Abschnitt 7.1, d.h. Fitness kann als zeitabhängige Zufallsvariable verstanden werden. In dieser Dissertation liegt der Fokus auf solchen Beschränkungen, die sich einerseits etwa auf kognitive, motivationale und sozioökonomische Merkmale der Individuen (z.B. Bildungsniveau als Proxy für Intelligenz) und andererseits auf Merkmale der Umwelt (z.B. Arbeitsmarktstruktur, Wirtschaftskonjunktur) indirekt oder direkt beziehen können¹⁵. Fitness kann in verschiedenen Formen gemessen werden. Für die hier vorliegende Fragestellung eignen sich die intrinsische Wachstumsrate r und die asymptotische Bevölkerungsverteilung, denn sie sind globale Fitnessmaße, welche die Interaktion aller Merkmale des Lebenszyklus beeinhaltet, und zugleich durch klassische demographische Methoden berechnet werden können¹⁶. Die intrinsische Wachstumsrate und die asymptotische Altersverteilung werden ausführlicher in den Abschnitten B.3 und 7.1 beschrieben. Im Vergleich zu der Haushaltsökonomie und dem VOC-Ansatz bietet die Theorie der Lebensgeschichte einige Vorteile:

1. Das generative Verhalten von Männern und Frauen wird explizit modelliert, d.h. man berücksichtigt geschlechtsspezifische Entscheidungspfade und kann sie als Strategien modellieren (vgl. Trivers 1972; Buss 1989; Schmitt 2004).

¹³ Zur Diskussion der Optimierungsannahme siehe Roff 1992: 7ff.

¹⁴ Nach T. Dobzhansky und Mitarbeitern ist Fitness „relative reproductive efficiency“ (Dobzhansky et al. 1977: 32). Es ist zu beachten, dass man eigentlich von Fitness eines Genotyps spricht (siehe Futuyma 2007: Kap. 12).

¹⁵ In der Theorie der Lebensgeschichte werden Optimierungsbeschränkungen normalerweise in genetische, phylogenetische, physiologische, mechanische und ökologische Beschränkungen unterteilt.

¹⁶ Zu den globalen werden auch die lokalen Fitnessmaße gezählt. Diese gehen davon aus, dass die Maximierung der Fitnesskomponenten die Gesamtfitness maximiert. Ein lokales Fitnessmaß ist beispielsweise die Energiezufuhr rate. Andere globale Fitnessmaße sind die Nettoreproduktionsrate R_0 und der reproduktive Wert V (siehe Roff 1992: 36, 59-60).

2. Reproduktiver Erfolg, d.h. die Zahl der überlebenden Nachkommen, ist nur in Bezug auf eine spezifische Population zu verstehen und wird nicht lediglich durch Fertilität, sondern auch durch weitere Fitnessfaktoren gemessen. Lebensspanne und Umweltbedingungen sind mit reproduktiven Strategien rückgekoppelt, insofern sie die Überlebens- und Reproduktionschancen der Nachkommen mitbestimmen.
3. Die zu maximierende Größe, die Fitness, lässt sich einfacher als der „Nutzen“ in der Haushaltsökonomie oder als die „Grundbedürfnisse“ des VOC-Ansatzes operationalisieren, denn sie wird in der Regel durch Wachstumsraten gemessen, welche zu unterschiedlichen Häufigkeiten von Familienlinien (oder Gruppen) führen können (Futuyma 2007: 272).
4. Die Geburtenfolge der Kinder und die Fürsorgeinvestitionen der Eltern können wichtige Konsequenzen für die Ressourcenallokation und Fitness der Eltern haben. Geschwisterkonkurrenz, Bevorzugung von älteren oder jüngeren Kindern, Ressourcenbeschränkungen nach der Geburt von Kindern usw. können zu signifikanten Unterschieden bezüglich des sozioökonomischen Erfolges der Nachkommen innerhalb und zwischen Familien führen (Voland 2000).
5. Die Interpretation des generativen Verhaltens findet im Rahmen einer verallgemeinerten Evolutionstheorie statt, welche durch die drei grundlegenden Komponenten Reproduktion, Variation und Selektion gekennzeichnet ist (siehe Schurz 2011: Kap. 6). Damit lassen sich Ansätze und Methoden anderer Wissenschaften wie der Biologie oder der Psychologie zur Erklärung des generativen Verhaltens problemlos einbeziehen.

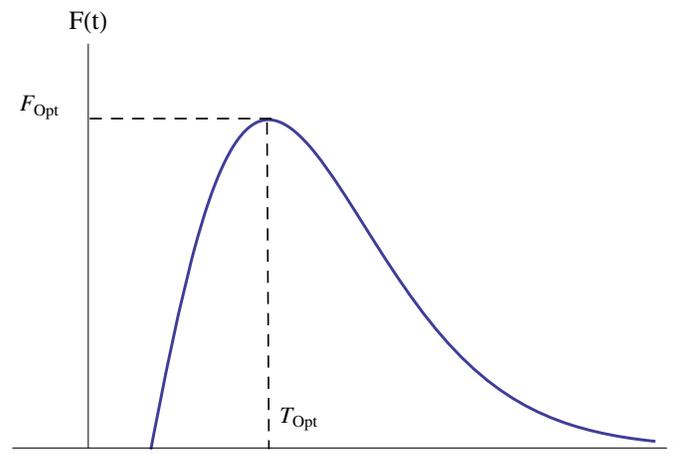


Abbildung 3.3.: Schematische Fitnessmaximierung in Abhängigkeit von der Zeit in der Lebensgeschichtetheorie. Nach Stearns 1992. Eigene Darstellung.

Im Gegenteil zu den anderen theoretischen Ansätzen des menschlichen generativen Verhaltens spielt das Timing der Reproduktion in der Theorie der Lebensgeschichte eine viel wichtigere Rolle, denn nach den Annahmen der Theorie versuchen Individuen in einer festen Zeitspanne

ein lokales Fitnessmaximum zu erreichen, indem eine effiziente bestimmten Restriktionen unterworfenen Ressourcenallokationsbilanz zwischen konkurrierenden Prozessen erzielt wird. Da die Theorie der Lebensgeschichte die in Anhang B beschriebenen demographischen Modelle benutzt, können Anpassungsmechanismen oder -prozesse reproduktiver Investitionen altersspezifisch untersucht werden. Anders als in der Theorie der demographischen Transition sind Mortalität und Fertilität rückgekoppelt, da sie die Dynamik der Ressourcenverfügbarkeit und -allokation wesentlich mitbestimmen¹⁷ (vgl. Abschnitt 1.1; Chesnais 1986). Dieser Aspekt der Theorie der Lebensgeschichte ist umso wichtiger für Fertilitätsanalysen, denn – wie in den Überlegungen am Anfang dieses Kapitels dargestellt wurde – sind die direkten Ursachen der Kinderzahl grundsätzlich durch das Tempo der Reproduktion bestimmt, das wiederum durch sozioökonomische Allokationsprozesse und Strukturen wesentlich reguliert wird. Dadurch reproduziert sich das (durchschnittliche) Individuum voraussetzungsgemäß am wahrscheinlichsten, wenn die Ressourcenallokation für die eigene Produktion sowie für die Reproduktion der Nachkommen am günstigsten zu sein scheint. Mathematisch lässt sich dieses Problem auch als Identifizierung einer stetig differenzierbaren zu optimierenden Fitnessfunktion F ausdrücken, welche im Grunde genommen eine Allokationsfunktion reproduktiver Investitionen darstellt. Abbildung 3.3 zeigt schematisch eine einfache Fitnessfunktion in Abhängigkeit von der Zeit t . In dieser einfachen Darstellung haben Individuen nur ein einziges Fitnessmaximum zu einem optimalen Zeitpunkt T_{opt} , für den $F(T_{opt}) = F_{Opt}$ gilt. Mortalitätsraten können zum Auftreten bestimmter Reproduktionsstrategien entscheidend beitragen, denn sie begrenzen die verfügbare Lebenszeit T , in der sich Individuen fortpflanzen können. Da voraussetzungsgemäß Individuen eine relativ optimale Ressourcenbilanz anstreben, wird in der vorliegenden Dissertation folgende Arbeitshypothese über den Zeitpunkt zur Geburt von Kindern abgeleitet:

Hypothese (Zeitpunkt zur Geburt von Kindern). Aus einer sozioökonomischen Perspektive wird das Tempo von Reproduktion vor allem durch eine lagespezifische Ressourcenbilanz bestimmt, die unter bestimmten geschlechtsspezifischen Zeit- und Ressourcenallokationsstrategien relativ optimal wird. Der Zeitpunkt zur Geburt von Kindern wird durch die Sicherstellung geeigneter sozioökonomischer Bedingungen gewählt.

Wie stark der Einfluss dieser zeitlichen Komponente von Fertilitätsverhalten auf die endgültige Kinderzahl in menschlichen Populationen ist, lässt sich am besten durch Veränderungen des Geburtentempos bei dem in Abschnitt 3.1 diskutierten Standard-Fertilitätsmodell von Bongaarts veranschaulichen. Dazu wird zusätzlich die Abnahme der Geburtenwahrscheinlichkeit mit zunehmendem Alter der Mutter in Tabelle 3.4 betrachtet, die aus den Geburtenprofilen verschiedener Populationen geschätzt werden kann (Bongaarts/Potter 1983; Coale/Trussell 1974). Wird der Einfachheit halber angenommen, dass die Geburtenwahrscheinlichkeit stetig zwischen der Geburt und dem 50. Lebensjahr von Frauen zu- und abnimmt, erhält man ein Fertilitätsprofil in Abhängigkeit des Alters, indem ein Polynom zweiter Ordnung mit den Daten von Tabelle 3.4 geschätzt wird. Um die Effekte verlängerter bzw. verkürzter Wartezeit UG zwischen

¹⁷ In diesem Sinne könnte die Behauptung von D. Kirk (1996) in seiner Überblickstudie über die Theorie der demographischen Transition interpretiert werden: „It is tempting to suggest that it was the decline of mortality which led to the disequilibrium that triggered not only the fertility transition, but more than anything else reduced the shackles of fatalism which lay behind secularization, the rise of modern economy, and even the knowledge explosion“ (Kirk 1996: 386).

den Geburten schematisch zu gewinnen, schätzt man die Fertilitätsprofile für drei verschiedene Wartezeiten.

Tabelle 3.4.: Relative Fertilität in der Ehe. Nach Bongaarts/Potter 1983:22.

Relative Fertilität in der Ehe	Altersklassen
100	20-24
94	25-29
86	30-34
70	35-39
36	40-44
5	45-49

In Abbildung 3.4 wird demgemäß nur die Zeit zwischen Geburten UG für Frauen im Alter von 15 und 50 Jahren variiert, die in Populationen natürlicher Fertilität durch diverse Verhaltensweisen wie Stillen oder Geschlechtsverkehrstabus und in modernen Gesellschaften vor allem durch kontrazeptive Methoden und Schwangerschaftsabbrüche¹⁸ bestimmt wird. Jedes Fertilitätsprofil $f(x)$ wird durch folgende Annäherungskurve geschätzt,

$$f(x) = \left(\frac{50 - x}{UG} \right) a_1 x^2 + a_2 x + c,$$

wobei x das Alter der Frauen, UG die Unfruchtbarkeitsperiode nach Geburten und a_1, a_2, c die Parameter des Annäherungspolynoms der Empfängniswahrscheinlichkeit aus den Daten von Tabelle 3.4 bezeichnen.

Verkürzt man den Zeitabstand UG zwischen den Geburten von einem Jahr auf drei Monate, wird die schraffierte Fläche in Abbildung 3.4 gewonnen, wobei die durchschnittliche Kinderzahl je Frau maximal 16,75 beträgt. Um eine Kohortengeburtensziffer¹⁹ von etwa 1,6 Kinder pro Frau zu erreichen, so wie sie beispielsweise die 1960-Frauenkohorte in Westdeutschland aufweist (Pötzsch/Sommer 2009 und Tabelle 5.4 in Abschnitt 5.2), muss ein Zeitabstand zwischen den Geburten von etwa 16,25 Jahren angenommen werden. Der Unterschied zwischen dem Standardmodell und dem westdeutschen Modell für die 1960-Frauenkohorte wird durch die Fläche zwischen den Kurven gegeben und verdeutlicht die starke Fertilitätsschrumpfung im Lebensverlauf dieser Kohorte. Im Rahmen der Theorie der Lebensgeschichte können sowohl die hohen als auch die niedrigen Fertilitätsraten in Abbildung 3.4 vorteilhaft sein, weil etwa in dicht besiedelten Gebieten die Konkurrenz um Ressourcen (jeder Art) höhere Investitionen in die

¹⁸ Obwohl Schwangerschaftsabbrüche normalerweise in den Fertilitätsstudien nicht berücksichtigt werden, muss man aber beachten, dass in Deutschland der Anteil der Schwangerschaftsabbrüche an der Gesamtanzahl von Lebendgeborenen zwischen 2007 und 2009 etwa 17% entsprach. Hätten alle diese Schwangerschaften in Geburten von Lebendgeborenen geendet, hätte sich das negative Saldo zwischen Lebendgeborenen und Sterbefällen für dieselben Jahre um 82%, 71% bzw. 58% verringert (Eigene Berechnungen mit Geburten Daten des Statistischen Bundesamts www.destatis.de und mit Daten von Roloff 2004). Siehe die Diskussion in Abschnitt 7.3 und Kapitel 8.

¹⁹ Zur Definition s. Abschnitt B.2.

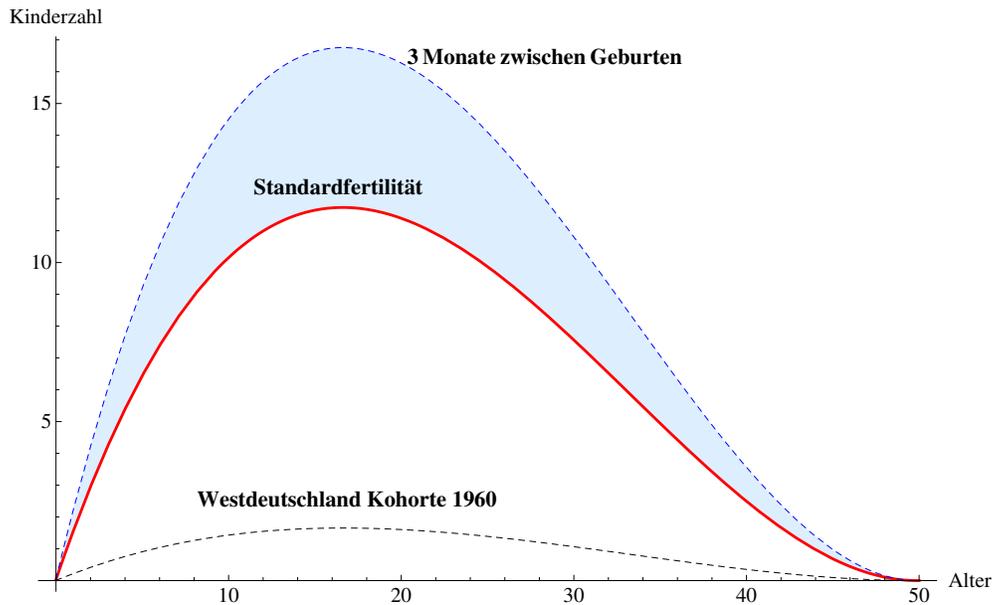


Abbildung 3.4.: Schematische Fertilitätskurven im Vergleich zum Standardmodell von Bongaarts/Potter 1983 nach zwei verschiedenen Zeitabständen zwischen den Geburten bei konstanter Mortalität. Die untere Kurve entspricht etwa der Fertilitätskurve der 1960-Frauenkohorte in Westdeutschland. Eigene Darstellung.

eigenen Produktion (in Form von physischem und Humankapital) fördern kann, solange die Reproduktions- und Überlebenschancen der Nachkommen damit erhöht werden²⁰.

3.5.2. Entscheidungen und Risiko: Prospekttheorie

Es muss betont werden, dass die Maximierung der Fitnessfunktion auf keinem Fall ein deterministischer Vorgang ist, wie die schematische Darstellung in Abbildung 3.5 andeutet. Es handelt sich beim generativen Verhalten grundsätzlich um einen stochastischen Prozess, für den Maximierungsannahmen problematisch sind, da sie implizit oder explizit (wie im Fall der Theorie der Haushaltsökonomie) ein vollständiges Wissen über die Weltzustände und über die Folgen von Handlungen voraussetzen. Auch wenn B. Nauck die Kosten und die Referenzrahmen von Entscheidungen (Nauck 2007: 618) erwähnt, die eine globale Maximierung der Befriedigung der Grundbedürfnisse verhindern, und trotz der Behandlung von differenziellen Kindersterblichkeitsraten in der Theorie der Haushaltsökonomie (etwa Barro/Becker 1989: 15ff.), berücksichtigt weder die Haushaltsökonomie noch der VOC-Ansatz hinreichend den wahrscheinlichkeitsbedingten Charakter generativen Verhaltens sowie die beschränkte menschliche Kognition und die Irreversibilität des Lebensverlaufs (Birg et al. 1991: 39ff.). In der Theorie der Lebensgeschichte spielen diese Faktoren dagegen eine wesentliche Rolle. Zum einen wird davon ausgegangen,

²⁰ Man beachte, dass die Theorie der Lebensgeschichte eigentlich die Theorie der sogenannten r/K -Selektion überholt hat. In diesem Sinne schreibt D. Roff: „The terms r - and K -selection should be interpreted strictly in terms of models of density dependence [...] and given the confusion that now surrounds the issue, it may be preferable to avoid the use of the terms altogether“ (Roff 1992: 46). Überblick in Reznick et al. 2002.

dass Produktion und Reproduktion der Individuen unterschiedlichen Risiken ausgesetzt sind, die wiederum die Dynamik der Ressourcenallokation und die Bedingungen der Fitnesswerte mitbestimmen. Zum anderen ist Darwinsche Fitness definitionsgemäß eine nur auf eine bestimmte Population bezogene Größe, für die dementsprechend nur lokale Maxima angegeben werden können. Risiken können sich etwa auf veränderte Umweltbedingungen oder auf Unwissenheit über die Weltzustände beziehen. Nach S. Stearns können Individuen diese Risiken der Produktion und Reproduktion schematisch durch drei Alternativen umgehen²¹ (Stearns 2000): (i) Individuen können das Risiko verteilen, indem sie die Zahl der voneinander unabhängigen reproduktiven Ereignisse (Kinderzahl) unter kostengünstigen Bedingungen erhöhen. (ii) Ressourceninvestitionen in konkurrierende Eigenschaften X (oder Prozesse) sollten so verteilt werden, dass die Fitness einen möglichst hohen Wert erreicht. (iii) Da der Zusammenhang zwischen Fitness und den abzugleichenden Eigenschaften (oder Prozessen) häufig nichtlinear ist (vgl. Abschnitt 5.1), erhöht eine kleinere Varianz σ_X die Fitness, wenn die Zusammenhangskurve konkav ist (Abbildung 3.5a); wenn sie hingegen konvex ist (Abbildung 3.5b), erhöht eine größere Varianz σ_X die Fitness $F(X)$. Deswegen impliziert ein konkaver Zusammenhang risikoscheues, varianzverminderndes Verhalten, während Konvexität hingegen risikofreudiges, varianzvergrößerndes generatives Verhalten, denn dadurch können Individuen gegenüber unterschiedlichen Risiken jeweils Fitnessverluste vermeiden bzw. Fitnessgewinne erzielen²².

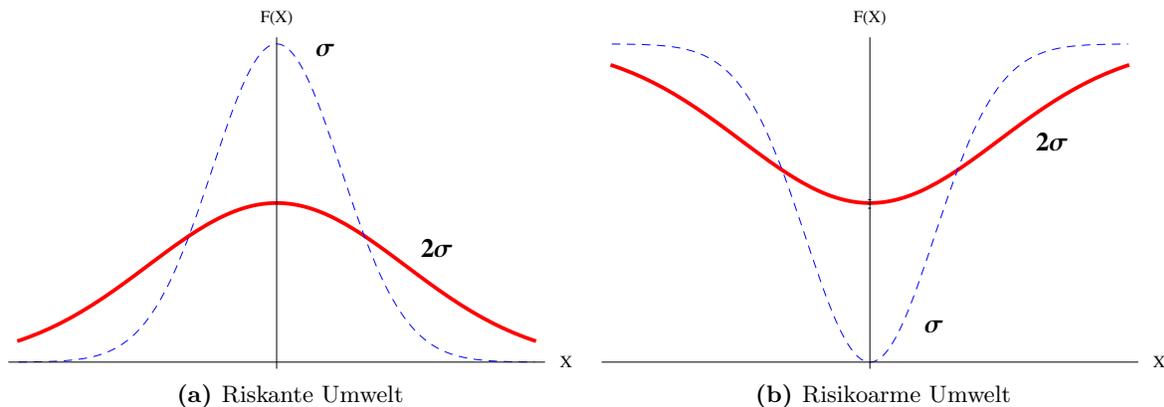


Abbildung 3.5.: Erhöhung der Fitnessfunktion $F(X)$ durch Vergrößerung oder Verkleinerung der Varianz σ eines Merkmales X in risikobehafteten Umwelten. Eigene schematische Darstellung nach Stearns 2000.

In Bezug auf das Explanandum dieser Dissertation impliziert das Entscheiden unter Unwissenheit im Rahmen der klassischen Nutzentheorie sowohl für die Theorie der Haushaltsökonomie als auch (implizit) für den VOC-Ansatz eine Von-Neumann-Morgensternsche Nutzenfunktion (Definition 3.2.4). Allerdings haben einige Studien darauf hingewiesen, dass die Kognitions-

²¹ Man beachte, dass in diesem Fall das zu maximierende Fitnessmaß nicht einfach die intrinsische Wachstumsrate r ist, die stabile Umweltbedingungen voraussetzt, sondern der arithmetische Mittelwert der periodenspezifischen intrinsischen Wachstumsrate r_t (Roff 1992: 40ff).

²² Vgl. hierzu den wichtigen Beitrag von Trivers/Willard 1973, der den Zusammenhang zwischen der Varianz des reproduktiven Erfolgs der Nachkommen und dem Geschlechterverhältnis einer Population modelliert (Überblick in Voland/Engel 2000).

mechanismen, die für das Entscheiden zuständig sein könnten, nicht mit den Annahmen der Von-Neumann-Morgensternschen Nutzenfunktion übereinstimmen (Überblick in Machina 1987; Bicchieri 2006; Wakker 2010). Häufig wird beispielsweise das Transitivitätsaxiom in Definitionen 3.2.1 und 3.2.4 verletzt, denn sogenannte Rahmungseffekte können auftreten, welche die Bewertung und Auswahl zwischen Alternativen stark beeinflussen. Da es in diesem Abschnitt um das Entscheiden unter risikobehafteten Situationen geht, müssen kognitionsbezogene Mechanismen berücksichtigt werden, die mit beobachtetem Verhalten einhergehen können. Deshalb wird an dieser Stelle dem Einfluss des Risikoniveaus auf Entscheidungen durch Umformulierung der Definitionen 3.2.3 und 3.2.4 Rechnung getragen. In der Literatur zur Entscheidungstheorie hat man u.a. mit der sogenannten Prospekttheorie versucht, gerade solche Kognitionsmechanismen zu modellieren, die beim Entscheiden unter Unsicherheit eine wichtige Rolle spielen. Die Grundlage der folgenden Ausführungen bildet die Formulierung der Prospekttheorie von D. Kahneman und A. Tversky (Kahneman/Tversky 1979; Tversky/Kahneman 1992; Wakker 2010). Aus der Definition 3.2.4 der von-Neumann-Morgensternschen Nutzenfunktion U folgt, dass für jede beliebige Lotterie g additive Veränderungen der Menge der Ausgänge $A = \{a_i\}$ um $\epsilon > 0$ immer

$$U(g + \epsilon) = \sum_{i=0}^n p_i U(a_i + \epsilon) > \sum_{i=0}^n p_i U(a_i) = U(g) \quad (3.5.1)$$

implizieren (Holler/Illing 2003). Im Rahmen der Nutzenmaximierungsannahme in Gleichung (3.2.4) setzt man also voraus, dass solche g_i , für die $U(g_i) > U(g_j)$, $\forall i \neq j$ gilt, bevorzugt werden. Man spricht dann von rationalen Akteuren, wenn sie nach diesen Bedingungen ihre Entscheidungen treffen²³. Allerdings konnten beispielsweise D. Kahneman und A. Tversky anhand von experimentellen Befunden folgende empirische Informationsverarbeitungsregeln aufstellen, welche die Annahmen der klassischen Erwartungsnutzentheorie in Gleichung (3.5.1) nicht erfüllen: (i) Der Nutzen einer Lotterie hängt eher von den Veränderungen des Wertes eines Ereignisses bezüglich eines Referenzpunktes²⁴ R und nicht von absoluten Werten ab. (ii) Selten auftretende Ereignisse $p \ll 1$ werden überproportional bewertet (das Ansteckungsrisiko einer Krankheit und die Erwartung einer Strafe werden beispielsweise viel höher geschätzt, als sie wirklich sind). (iii) Mit Sicherheit antizipierte Ereignisse werden überproportional gewichtet²⁵, so dass man bei positivem Nutzen risikoscheu und bei negativem risikofreudig ist. (iv) Verluste haben ein größeres Gewicht als Gewinne. Risiken werden eingegangen, wenn Individuen zwischen einem sicheren Verlust und einem mit hoher Wahrscheinlichkeit noch größeren Verlust wählen müssen.

²³ Diese operationale Definition von „Rationalität“ liegt dieser Dissertation zugrunde, denn sie bezieht sich gerade auf die Grundannahmen der Nutzentheorie. Für eine umfassendere Formulierung von Rationalität vgl. Lindenberg 2001b.

²⁴ Diese Regel ist leicht zu plausibilisieren: Ein Verlust von 1.000 EUR wird als klein bewertet, wenn man 100.000 EUR zur Verfügung hat. Hätte man nur 1.000 EUR wird der Verlust viel größer bewertet, obwohl der Verlust an sich derselbe geblieben ist. Der Referenzpunkt ist also entscheidend für den subjektiven Wert eines Ereignisses.

²⁵ Folgendes Experiment verdeutlicht diese Regel (Kahneman/Tversky 1979): Man denke an zwei Angebote A und B. Das Angebot A besteht aus 2.400 EUR Gewinn mit der Wahrscheinlichkeit $p_A = 1$. Angebot B besteht aus 2.500 EUR Gewinn mit $p_{B1} = 0,33$ oder 2.400 EUR mit $p_{B2} = 0,66$. Natürlich sind Angebot A und B komplementär, denn bei Angebot B kann man im schlimmsten Fall 2.400 EUR gewinnen. Dennoch wählen in Experimenten etwa 80% der Versuchspersonen Angebot A. Das bedeutet, dass Individuen dazu neigen, die Vorstellung von sicheren Ereignissen zu überschätzen.

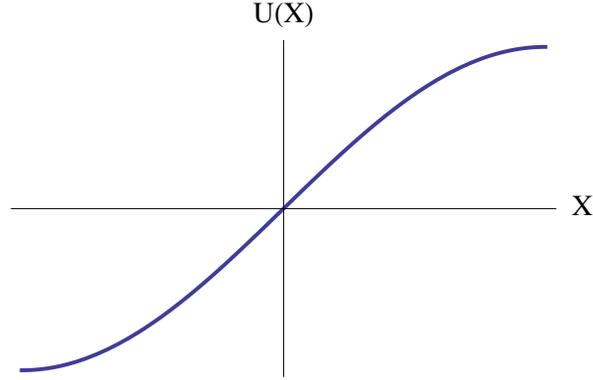


Abbildung 3.6.: Schematische Darstellung der Nutzenfunktion nach Kahneman/Tversky 1979

Kahneman und Tversky fassen diese Art Entscheidungsregeln in ihrer Prospekttheorie zusammen (Tversky/Kahneman 1992; Wakker 2010). Im Vergleich mit der klassischen Erwartungsnutzentheorie in Definition 3.2.4 zeigen sich zwei wichtige Unterschiede: (i) Der Wert eines Ausgangs hängt von den relativen Verlusten oder Gewinnen ab; (ii) Der Wert jedes Ausgangs wird nicht mit einer Wahrscheinlichkeit p , sondern mit den sogenannten Entscheidungsgewichten π multipliziert, welche Funktionen von p sind, d.h. $\pi = \pi(p)$. Da nach wie vor eine Präferenzordnung im Mittelpunkt des Interesses steht, werden die Ausgänge a_i eines bestimmten Ereignisses A in Bezug auf einen Referenzpunkt R angeordnet (vgl. Definition 3.2.3). Der Einfachheit halber nimmt man an, dass $R = 0$ und erhält

$$a_1 \geq \dots \geq 0 \geq a_{k+1} \geq \dots \geq a_n. \quad (3.5.2)$$

Mit dieser Anordnung der Ausgänge lässt sich die Nutzenfunktion in der Prospekttheorie folgendermaßen umformulieren:

Definition 3.5.1 (Nutzenfunktion in der Prospekttheorie). *Es sei $U : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}, U(0) = 0$ eine Nutzenfunktion, welche die Gleichung*

$$U(g) = \sum_{j=1}^n \pi_j U(a_j) \quad (3.5.3)$$

für Lotterien $g \in L$ erfüllt. $U(g)$ heißt dann die Nutzenfunktion der Prospekttheorie (PT-Nutzenfunktion). Die Gewichte $\pi_i(p)$ lassen sich dann als:

$$i \geq 0 : \pi_i^+ = w^+(p_i + \dots + p_1) - w^+(p_{i-1} + \dots + p_1) \quad (3.5.4)$$

$$i < 0 : \pi_i^+ = w^-(p_i + \dots + p_n) - w^-(p_{i-1} + \dots + p_n) \quad (3.5.5)$$

$$w^+(0) = w^-(0) = 0, w^+(1) = w^-(1) = 1 \quad (3.5.6)$$

definieren, wobei die Funktionen w^+, w^- Gewichtsfunktionen sind.

Es ist deutlich, dass diese Umformulierung der klassischen Erwartungsnutzentheorie durch die Gewichtsfunktionen w^+, w^- komplexer ist. Allerdings erlaubt die PT-Nutzenfunktion eine

empirisch fundierte Modellierung menschlicher Entscheidungen. Die PT-Nutzenfunktion impliziert im Rahmen der Theorie der Lebensgeschichte, dass Individuen in risikoreichen Umwelten erwartungsgemäß riskantere Verhaltensweisen zeigen. Im Fall des generativen Verhaltens würde dies beispielsweise implizieren, dass eine höhere Kinderzahl für solche Haushalte in risikoreichen Umwelten eine Art Risikomanagementstrategie darstellen würde, durch die das Risiko des Aussterbens einer Familienlinie reduziert werden kann. Andererseits könnte eine niedrige Kinderzahl eine risikoscheue Strategie werden, wenn damit beispielsweise die Chancen sozialen Aufstiegs erhöht werden können. In Bezug auf den Entscheidungsbaum in Abbildung 1.1 sagen die Lebensgeschichte- und Prospekttheorie aus, dass Übergänge zwischen sozioökonomischen Lagen mit Veränderungen sowohl des Umweltsrisikoniveaus als auch der Referenzpunkte von Entscheidungen einhergehen. Da Risiken ein größeres Gewicht als Gewinnchancen haben, werden risikoscheue fertilitätsbezogene Entscheidungen der Eltern in Bezug auf die eigene Ressourcenlage erwartet. Diese Schlussfolgerung lässt sich durch folgende Arbeitshypothese konkretisieren:

Hypothese (Fortbestehen von Familienlinien). Investitionen in die Produktion und Reproduktion der Nachkommen sollte die Chancen des Fortbestehens von Familienlinien erhöhen. Dabei würden Familien versuchen, die eigene sozioökonomische Lage zu erhalten oder gegebenenfalls sie zu verbessern.

3.5.3. Evolutionäre Spieltheorie und intrinsische Bevölkerungswachstumsrate

Die bisherigen Betrachtungen haben die Entstehung aggregierter Größen wie die zusammengefasste Geburtenziffer (TFR) vernachlässigt und sind nur von entscheidungstheoretischen Überlegungen auf der individuellen Ebene ausgegangen. Daneben sind Phänomene ausgeblendet worden, die entweder auf die Frequenz von unterschiedlichen Handlungen und Verhaltensweisen oder auf geschlechtsspezifischen Faktoren in einer bestimmten Population zurückzuführen sind. In diesem Abschnitt wird versucht, anhand der Theorie der Lebensgeschichte ein stochastisches Interaktionsmodell zwischen individuellen Entscheidungen, geschlechtsspezifischen reproduktiven Strategien und demographischen Größen aufzustellen. Da generatives Verhalten eigentlich als Koordination bestimmter Verhaltensweisen und Entscheidungen von Männern und Frauen gedacht werden kann, bietet die evolutionäre Spieltheorie einen geeigneten Ansatz zur Modellierung von individuellen Entscheidungen und Partnerschaftsbildung²⁶. Mehrere Gründe sprechen hierfür (aus Mailath 1992, Holler/Illing 2003: Kap. 8): (i) Wie später noch genauer formuliert wird auf der Makroebene die Modellierung der Folgen des generativen Verhaltens der Individuen deutlich vereinfacht, wenn man nicht unmittelbar von individuellen Entscheidungen, sondern von Strategien ausgeht, die als vorgegeben betrachtet werden. (ii) Das Fortbestehen kollektiver Muster (Strategien) setzt keine globale Maximierung für die Individuen, sondern lediglich eine lokale, referenzabhängige Auszahlung voraus, die für eine gewisse Periode und eine soziale Umgebung optimal sein kann. (iii) Strategien entstehen innerhalb stochastischer Prozesse. Zufällige Störungen können Gleichgewichte als auch Ungleichgewichte generieren. (iv) Anteile der Individuen, die eine bestimmte Strategie verfolgen, können angesichts alternativer Strategien (der

²⁶ Es ist zu betonen, dass diese Modellierung keine deterministischen Zusammenhänge impliziert. Es geht eher darum, eine holistische quantitative Analyse der Partnerschaftsbildung im Zusammenhang mit dem Bevölkerungswachstum zu ermöglichen.

sogenannten mutanten Strategien) die eigene Strategie verändern. Evolutionäre Stabilität einer bestimmten Strategie verlangt nur, dass die mit einer alternativen Strategie verbundenen Auszahlungen kleiner als die Auszahlungen der Status-Quo-Strategie sind. (v) Das Bevölkerungswachstum wird durch Berücksichtigung frequenzabhängiger Interaktionen zwischen Individuen modelliert.

Mithilfe der evolutionären Spieltheorie können den Entscheidungspfaden der Individuen einer sozioökonomischen Lage in Abbildung 1.1 Strategien des generativen Verhaltens auf der aggregierten Ebene zugewiesen werden, indem die Bildung von Partnerschaften als Modellierungsziel herangezogen wird²⁷. Die grundlegenden Annahmen der Spieltheorie in Bezug auf Bevölkerungswachstum können folgendermaßen zusammengefasst werden (nach Mailath 1992; Holler/illing 2003: 360 und Weibull 1995: 33ff.).

- A1 Auszahlungen, die jedes Individuum aus der Interaktion mit einem anderen bekommt, stellen Fitnesswerte dar.
- A2 Individuen sind zufällig aus einer hinreichend großen Population gezogen.
- A3 Individuen werden nicht durch ihre Entscheidungen, sondern durch Strategien charakterisiert. Ein Spielzug ist keine Handlung, sondern die Wahl einer Strategie.
- A4 Individuen gehen nicht davon aus, dass sich ihre Mitspieler optimierend verhalten.
- A5 Individuen glauben, dass ihre Entscheidungen keinen Einfluss auf zukünftige Auszahlungen haben.

Wie man hier erkennt, stehen im Zentrum dieser Modellierung kollektive Muster (Strategien genannt), wobei Individuen aus der Erfahrung der Population lernen und erfolgreiche Strategien nachahmen. In diesem Sinne müssen sich Individuen nicht rational verhalten. Der Vorteil dieser Annahme liegt u.a. in der Berücksichtigung unvollständiger Information und gemeinsamer Verhaltensmuster, wobei sich eine Art „interaktiv-häufigkeitsabhängige Populationsdynamik“ gewinnen lässt (Schurz 2011: 323). Darüber hinaus beziehen sich Strategien immer auf eine Referenzpopulation in der Umgebung des Individuums. In dieser Dissertation wird angenommen, dass die soziale Umgebung eine sozioökonomische Umwelt ist, welche die relative Lage der Individuen angibt und die Anfangsbedingungen der individuellen Sozialisation darstellt. Es muss an dieser Stelle daran erinnert werden, dass reproduktiver Erfolg nur dann in Bezug auf eine Referenzpopulation einen Sinn hat, so dass diese Annahme zumindest theoretisch plausibel ist. Der Vorteil eines bestimmten generativen Verhaltens oder einer fertilitätsbezogenen individuellen Entscheidung muss sich also innerhalb einer sozialen Umgebung auszahlen. Der Einfachheit halber werden zunächst nur zwei sozioökonomische Lagen s_1 und s_2 behandelt, die in dem Sinne als Strategien aufgefasst werden können, dass sie für ähnliche Verhaltensweisen der Individuen in jeweiliger Lage stehen²⁸. Jede Lage hat darüber hinaus den Anteil ϵ_1 bzw. ϵ_2 in der Gesamtbevölkerung, wobei $\epsilon_1 + \epsilon_2 = 1$ gilt. Es sei F eine stetig differenzierbare Funktion,

²⁷ Für eine alternative Modellierung anhand nichtlinearer dynamischer Gleichungen vergleiche Gottman et al. 2002.

²⁸ Nach den Erläuterungen vom Abschnitt 2.1 ist eben eine sozioökonomische Lage durch den Ähnlichkeitsgrad zwischen Individuen definiert.

die Fitnessfunktion, deren Argumente Zufallsvariablen sind. Man nimmt weiter an, F hänge nur von der endgültigen Kinderzahl n ab, die wiederum eine Zufallsvariable ist. Es seien ferner $F_m(n_i)$ und $F_f(n_i)$ die Erwartungswerte²⁹ der Fitnessfunktion für Männer bzw. Frauen der i -ten sozioökonomischen Lage, wobei die entsprechenden Randbedingungen der Reproduktion im Moment außer Acht gelassen werden, und die Existenz eines solchen Erwartungswertes angenommen wird. In Anlehnung an die spieltheoretischen Überlegungen von J. Maynard Smith und J. Weibull werden Partnerschaftsbildung und Fitnessentwicklung in einer solchen Population mit zwei sozioökonomischen Klassen folgendermaßen modelliert (Maynard Smith 1977; Maynard Smith 1982; Weibull 1995): Man betrachte die sogenannte Auszahlungsmatrix A , die in Tabelle 3.5 dargestellt ist, wobei Männer und Frauen aus zwei verschiedenen sozioökonomischen Lagen zufällig gezogen werden. Das evolutionäre Spiel besteht aus der Bildung einer Partnerschaft, in der Kinder geboren werden. Die Auszahlungen $F(n_{ij})$ jeder Partnerschaftskonstellation $s_{im}, s_{if}, i = 1, 2$ zwischen Mann und Frau bezeichnen die mit einer bestimmten Kinderzahl n_{ij} assoziierte Fitness. Da man eher mit monogamen Partnerschaften zu tun hat, liegt es nahe $F_m(n_{ij}) = F_f(n_{ij})$ zu setzen.

Tabelle 3.5.: Fitnessauszahlungsmatrix der Partnerschaften zwischen Männern und Frauen von zwei verschiedenen sozioökonomischen Lagen. s_{im} und s_{jf} mit $i = 1, 2$ bezeichnen Männer bzw. Frauen von zwei sozioökonomischen Lagen. Eigene Darstellung.

	s_{1f}	s_{2f}
s_{1m}	$F(n_{11})$	$F(n_{12})$
s_{2m}	$F(n_{21})$	$F(n_{22})$

Anhand dieser Auszahlungsmatrix lässt sich analysieren, welche erwarteten Fitnesswerte bestimmte Partnerschaftskonstellationen begünstigen, wenn man diese Population für eine ausreichend lange Zeit beobachtet. Um die verschiedenen Auszahlungsmöglichkeiten miteinander zu vergleichen, werden zuerst die gesamten Fitnesswerte $\Phi(s_i)$ für die sozioökonomischen Lagen in einer randomisierten Partnerschaftsbildung betrachtet. Mit $\epsilon_2 = 1 - \epsilon_1$ und $F(n_{ij}) = F_{ij}$ erhält man die Gesamtfitnesswerte als gewichtete Mittelwerte (vgl. Helbing 1998):

$$\Phi(s_1) = \epsilon_1 F_{11} + (1 - \epsilon_1) F_{12} \quad \Phi(s_2) = \epsilon_1 F_{21} + (1 - \epsilon_1) F_{22}. \quad (3.5.7)$$

Um die evolutionäre Stabilität untersuchen zu können, nimmt man an, dass $\epsilon_2 \ll 1$, d.h. dass die Anzahl von Individuen der sozioökonomischen Lage s_2 sehr klein ist. In diesem Sinne dient die Lage s_2 eigentlich als eine Art „Mutantenklasse“, anhand derer unterschiedliche Fitnessauszahlungen untersucht werden können. Damit eine bestimmte Partnerschaftskonstellation s_{im}, s_{jf} mit erwartetem Fitnesswert F_{ij} evolutionär stabil bleibt, gibt es zwei Möglichkeiten: Entweder ist die erwartete Auszahlung dieser Konstellation immer größer als alle anderen

$$F_{ij} \geq F_{kl}, \quad \forall k, l, \quad \epsilon_2 \ll 1, \quad (3.5.8)$$

²⁹ Die unterschiedlichen Fitnesswerte können als Realisierungen einer Fitness-Zufallsvariable behandelt werden. Deswegen beruht die hier vorliegende Modellierung streng genommen auf den Erwartungswerten der Fitnessauszahlung. Für eine vollständige stochastische Formulierung evolutionärer Stabilität vgl. Dostáková/Kindlmann 2004.

oder sie ist mindestens so groß wie irgend eine andere Konstellation s_{km}, s_{lf} , aber größer als alle anderen von s_{im}, s_{jf} verschiedenen Konstellationen³⁰

$$F_{ij} = F_{kl} \Rightarrow F_{ij} > F_{kl}, \quad i, j \neq k, l. \quad (3.5.9)$$

Der Mechanismus, durch den eine besondere Partnerschaftskonstellation für bestimmte sozioökonomische Lagen stabil bleibt, d.h. relativ häufig für eine „lange“ Zeitspanne in einer sozioökonomisch gemischten Population vorkommt, besteht in der Wahl eines zu einer bestimmten sozioökonomischen Lage zugehörigen Partners, mit dem die Fitness erwartungsgemäß erhöht werden kann. Die Fitnessauszahlungsmatrix operationalisiert also die Sexualektion auf dem Partnermarkt. Um das Modell für mehr als zwei Lagen zu verallgemeinern, nimmt man an, dass die Bevölkerung in J sozioökonomische Lagen unterteilt werden kann, deren Anteile an der Gesamtbevölkerung $\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_J)$ betragen. Die entsprechende Auszahlungsmatrix A ist also eine $J \times J$ -Matrix der Form

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} F_{11} & F_{11} & \dots & F_{1J} \\ F_{21} & F_{22} & \dots & F_{2J} \\ \vdots & \dots & \ddots & \vdots \\ F_{J1} & \dots & & F_{JJ} \end{pmatrix}. \quad (3.5.10)$$

Da aber die Partnerwahl in menschlichen Populationen im Grunde genommen kein „randomisierter“ Prozess, sondern eher eine stark selektive „Suche“ nach dem „richtigen“ Partner ist (Bertram 1991: 255ff.; Frenzel 1995; Skopek u.a. 2009; Schulz 2010; Statistisches Bundesamt 2010c; sowie Tabelle 5.6), lässt sich die Modellierung der Partnerschaftsbildung vereinfachen, indem Individuen paarweise nur aus zwei verschiedenen sozioökonomischen Lagen gezogen werden³¹. Es ist in diesem Sinne möglich anzunehmen, dass solche Partnerschaftskonstellationen s_{im}, s_{jf} mit $|i - j| > 2$ sehr selten vorkommen, so dass man der Einfachheit halber deren Fitnesswert gleich Null setzen kann. Dabei ist unmittelbar auch impliziert, dass sozioökonomische Beweglichkeit der Partnerschaftskonstellationen nur in kleinen Übergängen stattfindet³². Hinsichtlich der Auszahlungsmatrix \mathbf{A} bedeutet diese Beschränkung auf J sozioökonomische Lagen, dass man eigentlich mit Blockmatrizen der Form

$$A_{ij} = \begin{pmatrix} F_{ij} & F_{i,j+1} \\ F_{i+1,j} & F_{i+1,j+1} \end{pmatrix} \quad (3.5.11)$$

mit $|i - j| < 2$ operiert, die sich wiederum durch die Auszahlungsmatrix in Tabelle 3.5 und die Stabilitätskriterien der Gleichungen (3.5.8) und (3.5.9) beschreiben lassen. Die Blockmatrizen

³⁰ Im Fall $F_{ij} \geq F_{kl}$ spricht man von einer neutralstabilen Strategie (NSS). Dieses Stabilitätskriterium ist schwächer und für viele Anwendungssituationen geeigneter. Der Übersichtlichkeit halber wird hier auf eine nähere Behandlung dieses Kriteriums verzichtet. Für Details vgl. Weibull 1995: Kap. 2.

³¹ Beispielsweise weist die Studie von H. Wirth über Bildungsunterschiede zwischen Ehepartnern mit Mikrozensus-Daten für westdeutsche Kohorten der Jahre 1926 bis 1965 nach (Wirth 1996: 383), dass sich die Heiratsbeziehungen insbesondere für Frauen auf die jeweils unmittelbar benachbarten Bildungsabschlussgruppen konzentrieren. Nicht mehr als 1,5% der von Wirth untersuchten Ehen in allen Kohorten hatten einen Bildungsunterschied über drei Stufen.

³² Für eine vollständige gleichzeitige Behandlung aller sozioökonomischen Lagen müssen die Kriterien evolutiv stabiler Stabilität angepasst werden. Details in Weibull 1995: Kap. 5.

A_{ij} , die wiederum auch als Funktionen von Zufallsvariablen betrachtet werden können, spiegeln die soziale Umgebung wider, die als Referenz für Fertilitätsentscheidungen interpretiert wird. Die allgemeinen Stabilitätskriterien für die J sozioökonomischen Lagen in einer Bevölkerung ohne Migration von außen lauten also

$$\begin{pmatrix} F_{ij} & F_{i,j+1} \\ F_{i+1} & F_{i+1,j+1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_i \\ \epsilon_j \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi(s_i) \\ \Phi(s_j) \end{pmatrix} \quad (3.5.12)$$

oder in kompakter Form

$$A_{ij}\epsilon = \Phi(s) \quad (3.5.13)$$

mit

$$\epsilon = (\epsilon_i, \epsilon_j)^T, \quad \Phi(s) = (\Phi(s_i), \Phi(s_j))^T.$$

Gleichung (3.5.13) würde also der Fitness einer isolierten Bevölkerung in einem evolutionär stabilen Zustand entsprechen, wobei die Verteilung der sozioökonomischen Lagen und die erwartete Fitnessauszahlung in Abhängigkeit von der endgültigen Kinderzahl nahezu konstant bleiben. Wenn man aber berücksichtigt, dass die Terme in Gleichung (3.5.13) eigentlich Zufallsvariablen bzw. Funktionen von Zufallsvariablen sind, ist sofort deutlich, dass die Fertilitätsraten sowie die Verteilung der sozioökonomischen Lagen mit der Zeit und mit Veränderungen anderer Variablen (d.h. Umweltvariablen, stochastische Ereignisse usw.) variieren. Um diese dynamische Komponente einigermaßen adäquat analysieren zu können, werden nun zeitliche Veränderungen betrachtet. Unter der Annahme von Stetigkeit und Differenzierbarkeit leitet man Gleichung (3.5.13) partiell ab und erhält

$$\dot{A}_{ij}(t)\epsilon(t) + A_{ij}\dot{\epsilon}(t) = \dot{\Phi}(s, t), \quad (3.5.14)$$

wobei die partiellen Ableitungen nach der Zeit mit dem hochgestellten Punkt gekennzeichnet sind. Die Terme links drücken aus, dass eine erwartete Fitnessauszahlung A_{ij} vor einer anderen Auszahlungsmatrix A_{kl} bevorzugt wird, je nachdem wie sich die Fertilitätsraten und die Übergänge zwischen nächstliegenden sozioökonomischen Lagen mit der Zeit unter gegebener lagespezifischer Fertilität und gegebener Verteilung ϵ der Lagen ändern. Zusammen mit den Bedingungen in den Gleichungen (3.5.8) und (3.5.9) ergibt sich, dass Haushalte einer bestimmten sozioökonomischen Lage keine globale Maximierung ihrer Nutzenfunktion anstreben müssen, wie G. Becker annahm, um die Kinderzahl bestimmen zu können. Vielmehr brauchen sie lediglich eine lokale Maximierung anzustreben, die in Bezug auf die nächstliegende sozioökonomische Lage bestimmt wird. Wegen der unterschiedlichen Risiken, die mit einer bestimmten sozioökonomischen Lage einhergehen, werden für eine gegebene Population langfristig überdurchschnittliche Fitnesswerte solcher Individuen aus ressourcenreicheren sozioökonomischen Lagen erwartet (vgl. für Deutschland die Studie von Voland 1990).

Auf Grundlage der Gleichung (3.5.14) behält jede Gruppe ihre eigene Fertilitätsrate, solange die Übergangsraten $\dot{\epsilon}$ zwischen den Lagen klein sind, denn aus der Perspektive der einzelnen Gruppen wären die anderen Lagen praktisch „unerreichbar“. In diesem Extremfall einer Gesellschaft, wo keine soziale Mobilität existierte, ergäbe sich aus Gleichung (3.5.14), dass die Fitnessänderungen der Lagen in der Zeit, ohne Berücksichtigung stochastischer Störungen oder von Migrationen, lediglich durch Änderungen der von der Kinderzahl abhängigen Fitnessauszahlung

bestimmt würden. In dem anderen Extremfall einer Gesellschaft mit konstanten Fitnessauszahlungen würden die Veränderungen der Gesamtfitness $\Phi(s)$ für jede sozioökonomische Lage durch die Übergänge zwischen den Lagen bestimmt. Aus einer zeitabhängigen Betrachtung gelten aber die Bedingungen (3.5.8) und (3.5.9) nicht mehr in ihrer ursprünglichen Form, denn Gleichungen (3.5.12) bis (3.5.14) stellen einen zeitlich veränderlichen Zusammenhang zwischen Fitnesswerten und sozioökonomischen Lagen dar. Aus diesem Grund gelten die Bedingungen (3.5.8) und (3.5.9) streng genommen nur für solche Zeitpunkte, die zu einem bestimmten Zeitintervall T gehören³³. Anschaulich können diese Zusammenhänge analysiert werden, indem man annimmt,

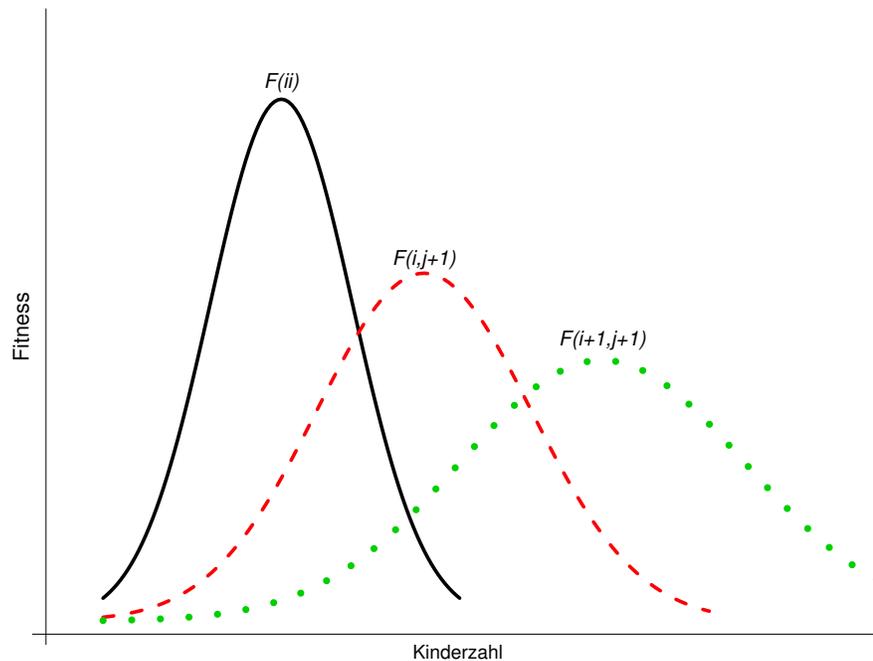


Abbildung 3.7.: Fitnessauszahlung für verschiedene Partnerschaftskonstellationen in einem begrenzten Zeitintervall.

dass die Fitness F eine konkave stetige Funktion der Kinderzahl ist, wie sie in Abbildung 3.7 dargestellt ist³⁴. Die höhere Auszahlung der Partnerschaftskonstellation s_{im}, s_{jf} mit F_{ii} für alle $t \in T$ bedeutet also, dass die Kinderzahl n_{ij} nur für diese Konstellation optimal wird. Man kann sich aber vorstellen, dass zeitliche Änderungen der Fitnessfunktion F_{ii} äquivalent einem Übergang zu $F_{i,j+1}$ sind, sobald sich etwa die Randbedingungen ändern. So könnte beispielsweise eine Erhöhung der Kindersterblichkeit die Fitnessauszahlung F_{ii} auf die Weise beeinflussen, dass stattdessen $n_{i,j+1}$ die optimale Kinderzahl mit Fitnessauszahlung $F_{i,j+1}$ wird. Zu beachten

³³ Diese Schlussfolgerung lässt sich aus der Stochastizität der Fitnessauszahlung ableiten.

³⁴ Obwohl die Fitnessfunktion eher einer Treppenfunktion entsprechen würde, legt man hier ohne Beschränkung der Allgemeinheit eine stetige Funktion zugrunde. Die Konkavität der Fitnessfunktion in Abhängigkeit von der Kinderzahl bezieht sich auf das Risiko von zu wenigen bzw. zu vielen Nachkommen, denn im ersten Fall sinkt das Aussterberisiko die Fitness, und im zweiten bewirkt die entstehende Ressourcenknappheit eine Erhöhung der Sterbewahrscheinlichkeit jedes einzelnen zusätzlichen Kindes.

ist auch, dass die Fitnesswerte für Kinderlosigkeit nicht unbedingt gleich null zu setzen sind, insofern Kinderlosen indirekt durch die sogenannte inklusive Fitness³⁵ Werte größer null aufweisen können (Hill 1998). Die zeitlichen Änderungen der Auszahlungsmatrix A_{ij} können dadurch so interpretiert werden, dass sie fitnessbelastende Veränderungen widerspiegeln. Aus Abbildung 3.7 lässt sich folgern, dass die vergleichsweise niedrige Fitnessauszahlung $F_{i+1,j+1}$ für eine höhere Kinderzahl $n_{i+1,j+1}$ unter bestimmten Umständen den Stabilitätsbedingungen (3.5.8) und (3.5.9) mit konstanter Verteilung $\epsilon(t)$ genügen können, da höhere Fertilitätsraten beispielsweise unter einer höheren Säuglingssterblichkeit wiederum mit einer höheren Fitnessauszahlung einhergehen würden. Wegen der Möglichkeit dieser Fitnessäquivalenz unterschiedlicher Reproduktionsstrategien lässt sich folgende Arbeitshypothese formulieren:

Hypothese (Reproduktive Strategien). Höhere oder kleinere Kinderzahlen (Fertilitätsquantum) können langfristig für die Fitness von Individuen äquivalent werden, wenn sie verschiedene Strategien zur Minimierung sozioökonomischer Risiken darstellen.

Man muss aber zu den Gleichungen (3.5.7) und (3.5.12)-(3.5.14) anmerken, dass die Entstehung eines Fertilitätsmusters auf der Makroebene eben auf die Änderungen der Fitnessauszahlungen und auf die Frequenz, mit der Individuen verschiedener sozioökonomischer Lagen bestimmte Partnerschaftskonstellationen bilden, zurückzuführen ist. Die Verbreitung einer bestimmten Fertilitätsrate kann also nach den oben genannten Bedingungen zuerst nur in der kleinen sozioökonomischen Umgebung von Individuen stattfinden, wo Männer und Frauen oder gegebenenfalls ihre Familien nach dem „richtigen“ Partner suchen. In diesem Sinne würden typische Partnerschaftskonstellationen und typische Kinderzahlen auf der Makroebene entstehen.

Sozialstrukturelle Veränderungen, die zum Teil geschlechtsspezifisch sind, implizieren aus diesem Grund Veränderungen von Fitnessauszahlungen, Familienformen und Fertilität. Um diese Zusammenhänge anhand der Spieltheorie untersuchen zu können, werden die Veränderungen der Gesamtfitness für eine sozioökonomische Lage in Gleichung (3.5.14) als eine Differentialgleichung formuliert, in der die zeitabhängigen Anteile $\epsilon(t)$ der Lagen die abhängigen Variablen sind³⁶. Dabei werden die Fitnessauszahlungswerte für eine bestimmte Periode konstant gehalten, so dass man statt Gleichung (3.5.14) die neuen Gleichungen

$$\begin{aligned}\dot{\Phi}_1(\epsilon_1(t), \epsilon_2(t)) &= F_{11}\dot{\epsilon}_1(t) + F_{12}\dot{\epsilon}_2(t), \\ \dot{\Phi}_2(\epsilon_1(t), \epsilon_2(t)) &= F_{21}\dot{\epsilon}_1(t) + F_{22}\dot{\epsilon}_2(t)\end{aligned}$$

für beliebige Lagen 1 und 2 erhält. Daraus folgt, dass für $\dot{\Phi}_1 > \dot{\Phi}_2$ oder $\dot{\Phi}_2 > \dot{\Phi}_1$ folgende Beziehungen bestehen:

$$\dot{\epsilon}_1 > \frac{F_{22} - F_{12}}{F_{11} - F_{21}}\dot{\epsilon}_2 = \frac{\Delta F_{2f}}{\Delta F_{1f}}\dot{\epsilon}_2 \quad \text{bzw.} \quad \dot{\epsilon}_2 > \frac{F_{11} - F_{21}}{F_{22} - F_{12}}\dot{\epsilon}_1 = \frac{\Delta F_{1f}}{\Delta F_{2f}}\dot{\epsilon}_1 \quad (3.5.15)$$

³⁵ Mit inklusiver Fitness wird die Gesamtfitness eines Individuums, die sich aus der Summe der individuellen Fitness plus die Fitnessverluste oder -zugewinne von Individuen in der Umgebung ergibt, bezeichnet. Diese „Zusatzfitness“ wird durch den Verwandtschaftsgrad gegeben (Hamilton 1964: 8). Man beachte allerdings, dass man in diesem Fall eigentlich von Genotypen (und nicht von Individuen) sprechen sollte. Zu einer detaillierten Diskussion vgl. etwa Park 2007 und Volland/Engel 2000: 391.

³⁶ An dieser Stelle betrachtet man nur einfache schematische Zusammenhänge. Vgl. D. Helbing (1996; 1998) für eine ausführliche Theorie der Dynamik in der evolutionären Spieltheorie. Zur weiteren Analyse der Eigenschaften dieser Differentialgleichungen vgl. Heuser 2009: 541ff.

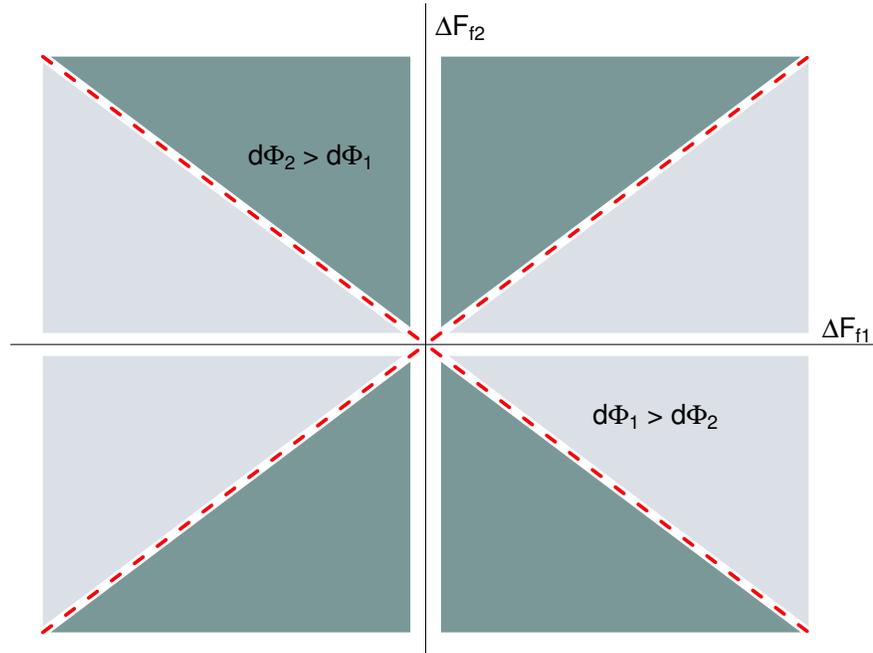


Abbildung 3.8.: Dynamische Stabilitätskriterien der zeitabhängigen Gesamtfitnesswerte Φ_1 und Φ_2 von zwei sozioökonomischen Lagen. Die gestrichelte Linie kennzeichnet singuläre Punkte auf dem Fitnessraum.

wobei $\Delta F_{1f} \neq 0$ und $\Delta F_{2f} \neq 0$ die Differenz der Auszahlungen für Frauen von Lage 1 bzw. 2 bezeichnen. Die Veränderungen der Populationsanteile hängen also wegen der Beschränkung $\epsilon_1 + \epsilon_2 < \text{const.}$ nur vom Verhältnis der Fitnessdifferenzen ab. Diese Zusammenhänge werden in Abbildung 3.8 veranschaulicht. Die schraffierten Flächen kennzeichnen solche Bereiche der relativen Fitnessdifferenzen, für welche – aus der Perspektive von Frauen³⁷ – die Fitnessraten von Lage 1 $\dot{\Phi}_1$ größer sind als die von Lage 2 $\dot{\Phi}_2$ und umgekehrt. Man beachte, dass die Gesamtfitness jeder sozioökonomischen Lage größer als die andere ist, solange die Bedingungen $|\Delta F_{2f}/\Delta F_{1f}| < 1$ bzw. $|\Delta F_{1f}/\Delta F_{2f}| < 1$ erfüllt sind. Die gestrichelten Linien in Abbildung 3.8 kennzeichnen die kritischen nicht zugelassenen Punkte auf dem Fitnessraum, ab welchen sich die Beziehungen zwischen der Gesamtfitness jeder Lage umkehren. Je nach Größe der einzelnen Fitnesswerte F_{ij} werden darüber hinaus die Fitnessdifferenzen am Nullpunkt gespiegelt. Da außerdem nach Voraussetzung (i) die Bevölkerung abgeschlossen gegenüber Migration ist, und (ii) die Anzahl der möglichen Partner beschränkt ist, wird aufgrund der Maximierungsannahme für jeden Bereich erwartet, dass entweder $\dot{\epsilon}_1 > \dot{\epsilon}_2$ oder $\dot{\epsilon}_1 < \dot{\epsilon}_2$ gilt. Die Folge dieser Verschiebung ist, dass Fertilität auf der Makroebene gewissermaßen die Veränderungen der erwarteten Fitnesswerte von Männern und Frauen einer sozioökonomischen Lage widerspiegelt. Die gestrichelte Linie in Abbildung 3.8 entspricht in diesem Sinne der sogenannten „Invasions-

³⁷ Man beachte, dass eine ähnliche Formulierung auch für Männer gilt.

grenze“, ab welcher die zahlenmäßig kleinere Lage den gesamten Fitnessraum aufgrund höherer Fitnessauszahlungen „überfallen“ (s. Weibull 1995: Kap. 2).

Darüber hinaus kann die Gesamtfitness einer sozioökonomischen Lage auch geschlechtsspezifisch ausfallen, wenn sich die Fitnessauszahlungen F_{12} und F_{21} unterscheiden. Dies würde u.a. mit solchen Studien übereinstimmen, welche sich der Analyse differenzieller Elterninvestitionen nach dem Geschlecht der Kinder gewidmet haben (Überblick und Literatur in Voland/Engel 2000: 419ff.). In modernen Gesellschaften ist hingegen plausibel, davon auszugehen, dass die Fitnessauszahlungen F_{12} , F_{21} und die entsprechenden Investitionen der Eltern ähnlich sind³⁸. Wenn man also nach dem oben Gesagten die Fertilitätsraten nach sozioökonomischen Lagen betrachtet, werden selbstselektierte Partnerschaftskonstellationen in einem bestimmten Bereich der relativen Fitness in Abbildung 3.8 berücksichtigt. Für große Veränderungen der Frequenz einer sozioökonomischen Lage in Bezug etwa auf geänderte Produktionsformen, Technologien, Mortalitätsraten, Prävalenz von Erkrankungen usw. sind entsprechend Gleichung (3.5.15) auch Veränderungen der Fitnessauszahlung jeder Partnerschaftskonstellation zu erwarten. Ebenfalls lässt sich folgern, dass Veränderungen der sozioökonomischen Lagen nur eines einzelnen Geschlechts nicht nur die Auszahlungsmatrizen, sondern auch die Verteilung von besonderen Partnerschaftskonstellationen beeinflussen können.

3.6. Zusammenfassung der zu überprüfenden Hypothesen

Die auf Seiten 36, 42, 45, 51 und 57 abgeleiteten Arbeitshypothesen lassen sich folgendermaßen zusammenfassen:

Hypothese 3.6.1 (Einkommenseffekt). Aus $\partial_n U = \lambda p_c q$ folgt eine niedrige Fertilität in solchen Haushalten, die wegen ihres höheren Haushaltseinkommens stark in die Qualität von Kindern investieren können. Die Einkommenselastizität von q ist größer als die von n .

Hypothese 3.6.2 (Substitutionseffekt). Aus $\partial_q U = \lambda p_c n$ ergeben sich schlechtere Berufs- bzw. Arbeitsmarktchancen und niedrigere Bildungsabschlüsse bei den Kindern aus größeren Haushalten (weniger Qualität etwa im Sinne der Humankapitalbildung). Preiselastizität von n größer als die von q .

Hypothese 3.6.3 (Zeitpunkt zur Geburt von Kindern). Aus einer sozioökonomischen Perspektive wird das Tempo von Reproduktion vor allem durch eine lagespezifische Ressourcenbilanz bestimmt, die unter bestimmten geschlechtsspezifischen Zeit- und Ressourcenallokationsstrategien relativ optimal wird. Der Zeitpunkt zur Geburt von Kindern wird durch die Sicherstellung geeigneter sozioökonomischer Bedingungen gewählt.

Hypothese 3.6.4 (Fortbestehen von Familienlinien). Investitionen in die Produktion und Reproduktion der Nachkommen sollte die Chancen des Fortbestehens von Familienlinien erhöhen. Dabei würden Familien versuchen, die eigene sozioökonomische Lage zu erhalten oder gegebenenfalls sie zu verbessern.

³⁸ Für empirische Hinweise in Westdeutschland vgl. die Studie von T. Bauer und I. Gang (2001) mit SOEP-Daten über das Bildungsniveau von Geschwistern nach Geschlecht.

Hypothese 3.6.5 (Reproduktive Strategien). Höhere oder kleinere Kinderzahlen (Fertilitätsquantum) können langfristig für die Fitness von Individuen äquivalent werden, wenn sie verschiedene Strategien zur Minimierung sozioökonomischer Risiken darstellen.

Hypothese 3.6.6 (Emotionaler Nutzen von Kindern). Solche Variablen, die den emotionalen Nutzen von Kindern erfassen sollten, sind stark signifikant und negativ korreliert mit der Wartezeit bis zur ersten und weiteren Geburten. Dieser emotionale Nutzen hängt darüber hinaus positiv und signifikant mit der Wahrscheinlichkeit der Partnerschaftsbildung zusammen.

4. Deskriptive Statistik I: Sozioökonomische Lage im Kohortenvergleich

In diesem Kapitel wird die sozioökonomische Lage westdeutscher Befragungspersonen zwischen 20 und 45 Jahren im Kohortenvergleich charakterisiert. Dafür werden die Verteilungen solcher Variablen betrachtet, die wichtige sozialstrukturelle Eigenschaften von Individuen und Haushalten operationalisieren. Die Stichproben wurden nur in den Jahren 1984 bzw. 2008 beobachtet, wobei die Befragungspersonen in fünf rechtsoffene (d.h. bis zum letzten Geburtstag in dem entsprechenden Kalenderjahr) Altersklassen eingeteilt worden sind. Das Ziel dieses Kapitels und der entsprechenden Beschreibung der sozioökonomischen Lage der Befragungspersonen in Altersintervallen besteht darin, die Unterschiede der Lebensläufe junger Erwachsenen zwischen den Kohorten 1940-64 und 1965-88 vor allem mittels deskriptiver Statistiken zu analysieren. Die Beschränkung auf Befragungspersonen in Westdeutschland rechtfertigt sich, da nur sie die Aufstellung kohortenübergreifender Zusammenhänge erlaubt, die vor allem in der theoretischen Diskussion in Kapitel 3 und in der Betrachtung von familialen Beziehungen in Kapitel 6 eine wichtige Rolle spielen. Es ist an dieser Stelle zu beachten, dass in diesem Kapitel keine Schätzung von Perioden- oder Kohorteneffekten angestrebt wird, denn es geht primär um eine allgemeine Beschreibung des Datensatzes. Folglich kann man nicht feststellen, ob die Veränderungen der Verteilungen bedingt durch das Alter der Befragungspersonen eher auf Perioden- oder Kohorteneffekte zurückzuführen sind. Allerdings ist für die hier analysierten Variablen zu erwarten, dass die Veränderungen ihrer Verteilungen allmählich stattfinden, so dass sich die Kohorten- sowie die Periodeneffekte zum Teil in den Veränderungen der Verteilung einzelner Variablen widerspiegeln. Wie Mason und Fienberg (1985b) betonen, erfassen Periodeneffekte („instantaneous process“) solche, die zum Zeitpunkt der Erhebung zur Realisierung einer bestimmten Variable maßgebend sind¹. Es ist anzunehmen, dass sich die Verteilung solcher Variablen wie etwa Bildung, Berufsklasse und Haushaltsstruktur langsam verändert. Deshalb bilden die Veränderungen der Verteilung dieser Variablen bedingt durch das Alter der Befragungspersonen für die Erhebungsjahre 1984 und 2008 gewissermaßen (zueinander ununterscheidbare) Kohorten- und Periodeneffekte ab. In ähnlichem Sinne weisen Elder und Mitarbeiter (2003) im Rahmen der Lebensverlaufsforschung (Elder et al. 2003: 9) darauf hin, dass sich Perioden- und Kohorteneffekte teilweise in den Unterschieden zwischen den Verteilungen analysierter (sich langsam verändernder) Variablen bedingt durch das Alter widerspiegeln. Die explizite Schätzung von Alters-, Kohorten- und gegebenenfalls Periodeneffekten findet erst in den statistischen Modellen der Kapitel 5 und 6 statt.

¹ Mit „Kohorteneffekten“ wird der Effekt von strukturellen Rahmenbedingungen auf ganze Geburtskohorten bezeichnet (vgl. Blossfeld 1986).

4.1. Haushaltsentwicklung im SOEP

Im SOEP sind neben dem Haushalt auch die Individuen Erhebungseinheiten, denn definitionsgemäß ist eine Panelstudie die jährlich wiederholte Befragung derselben Individuen. Allerdings ist die Haushaltstypologie des SOEP wie üblich (Höhne/Harmann 2008b) durch die Identifizierung der Beziehungen zwischen Haushaltsmitgliedern vom Standpunkt der Haushaltsbezugs-person erstellt. Zuerst betrachten wir die Entwicklung der Anteile von Haushaltstypen ohne Berücksichtigung von Kohorten. Wie schon aus den Mikrozensusdaten 2009 für ganz Deutschland festzustellen ist (im Folgenden Hammes/Rübenach 2010), haben sich die Zahl von Einpersonenhaushalten in Westdeutschland zwischen 1991 und 2009 um etwa 5% und die Zahl von Lebensgemeinschaften zwischen 1996 und 2009 um etwa 50% absolut erhöht. Gegenläufig dazu lebten 2009 im Durchschnitt 1,64 minderjährige Kinder in Familienhaushalten, während es 1996 1,69 Kinder waren. Die durchschnittliche Haushaltsgröße ist in Westdeutschland von 2,26 Personen in einem Haushalt zu 2,08 Personen im Jahr 2009 gesunken. Da die Stichprobe des amtlichen Mikrozensus voraussetzungsgemäß aus einer ähnlichen Grundgesamtheit wie die vom SOEP gezogen ist, erwartet man in der Verteilung der SOEP-Haushalte ebenfalls ähnliche Trends in der Häufigkeit der verschiedenen Haushaltstypen. In Abbildung 4.1 werden die Anteile der Haushaltstypen in den westdeutschen SOEP-Stichproben zwischen 1984 und 2008 dargestellt. Zum einen sieht man hier, dass der Anteil der Einpersonenhaushalte von etwa 33% auf 40% gestiegen ist, während Haushalte mit Kindern unter 16 um etwa 5% abgenommen haben. Parallel dazu hat die Zahl der Haushalte von kinderlosen Paaren von rund 24% auf etwa 29% deutlich zugenommen, während Mehrgenerationenhaushalte und Haushalte mit Kindern unter und über 16 um etwa 2% bzw. 4% abgenommen haben. Diese haushaltstypologischen Trends entstehen sowohl aus Änderungen der Lebensformen der sukzessiven Kohorten als auch aus Änderungen der Bevölkerungsverteilung innerhalb der Stichprobe und voraussetzungsgemäß in der Grundgesamtheit. Beispielsweise ist die Zahl der Einpersonenhaushalte von männlichen und weiblichen Senioren (über 65 Jahre) für ganz Deutschland im SOEP zwischen 1984 und 2008 vom 1,7% bzw. 8,2% auf 3,7% bzw. 9,6% gestiegen. Ebenfalls haben sich Einpersonenhaushalte von Männern und Frauen im Alter von 35 bis 60 Jahre von 3,99% bzw. 2,6% auf 5,3% bzw. 3,7% erhöht (SOEP-Gruppe 2008: 117-118).

Betrachtet man nun die Entwicklung der Anteile der Haushaltstypen in Bezug auf die Befragungspersonen im Kohortenvergleich, erhält man einen differenzierten Blick auf altersspezifische Veränderungen der Haushaltsstruktur im Lebensverlauf junger Erwachsener in der Periode 1984-2008. Wie der Abbildung 4.2 im Fall von Männern zu entnehmen ist, stellt man hier zwischen den Kohorten 1940-1964 und 1965-1988 einen Rückgang der Partnerschaften mit Kindern sowie eine Verschiebung der Familiengründung auf ältere Altersklassen fest. Bei Männern zwischen 25 und 29 Jahren leben 2008 lediglich etwa 9% mit der Partnerin und Kindern unter 16 Jahren, während es 1984 noch ca. 28% waren. Der Anteil der Haushalte mit Kindern unter 16 für die Altersklasse der 30-34-Jährigen hat sich in der gleichen Periode halbiert, obwohl etwa 30% schon mit der Partnerin zusammenleben. Bei Männern ist dennoch der Anstieg der Einpersonenhaushalte am stärksten, denn im Jahr 2008 stellen sie mehr als 20% aller Haushalte dar, in denen Männer zwischen 30 und 45 Jahren wohnen.

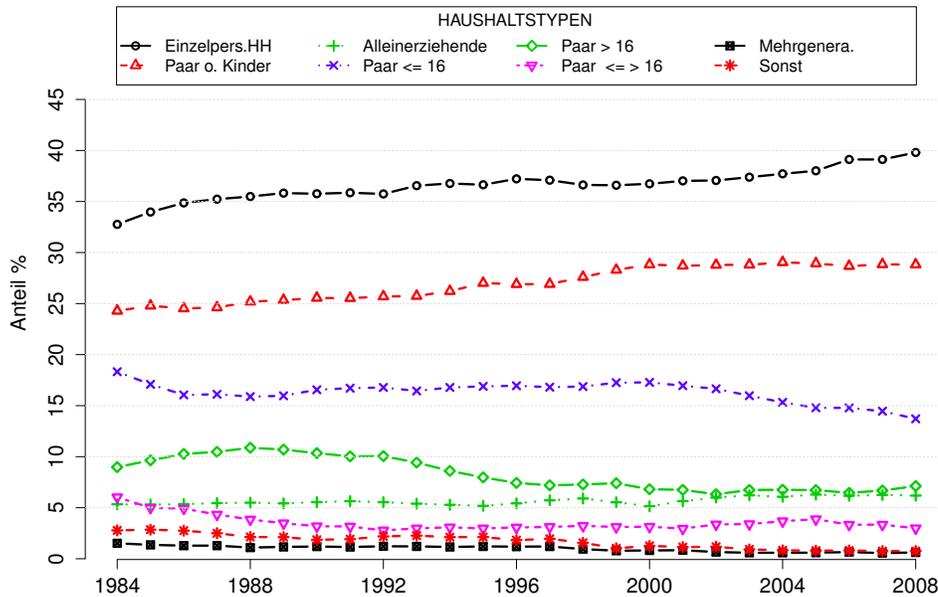


Abbildung 4.1.: Gewichtete Häufigkeit privater Haushalte in Westdeutschland nach Haushaltstypen zwischen 1984 und 2008. SOEP-Haushaltstypologie. Querschnittsgewichte. Einzelpers.HH: Einzelpersonhaushalt; Paar o. Kinder: Paar ohne Kinder; P \leq 16: Paar mit Kindern unter oder gleich 16; Paar $>$ 16: Paar mit Kindern über 16; Paar \leq \Rightarrow 16: Paar mit Kindern unter und über 16, Sonst.: Sonstige Haushalte und Mehrgenera.: Mehrgenerationenhaushalte. n (Haushalte) = 19492. Quelle: SOEP. Eigene Berechnungen.

Bei Frauen lässt sich eine ähnliche Umverteilung der Haushaltstypologie feststellen (Abbildung 4.3), obwohl hier die Häufigkeit von Familien im Vergleich zu der von Männern etwas höher ausfällt. Man beobachtet ebenfalls eine deutliche Verspätung (oder gegebenenfalls Verzicht) der Familiengründung, welche wiederum mit einer kleineren Haushaltsgröße zusammenhängen kann. So leben 2008 etwa 13% der Frauen zwischen 40 und 44 Jahren in Haushalten mit Kindern unter und über 16 Jahren, während es 1984 fast 30% waren. Ähnlich wie im Fall von Männern ist der Rückgang der Altersklasse der 35-Jährigen mit etwa 30% bei den Partnerschaften mit Kindern unter 16 am größten. Obwohl die Altersklasse der 45-Jährigen eine Zunahme von etwa 9,5% der Haushalte mit Kindern unter 16 erfuhr, sind die Rückgänge bei allen anderen Altersklassen für diesen Haushaltstyp deutlich größer in derselben Periode gewesen. Parallel zu der Abnahme der Häufigkeiten der Familienhaushalte nehmen die Anteile von Alleinstehenden und kinderlosen Partnerschaften stark zu. Im Durchschnitt über alle Altersklassen beträgt der Anteil dieser kinderlosen Haushaltstypen 2008 etwa 31% bei Frauen und 27% bei Männern, während es 1984 26% bzw. 19% waren.

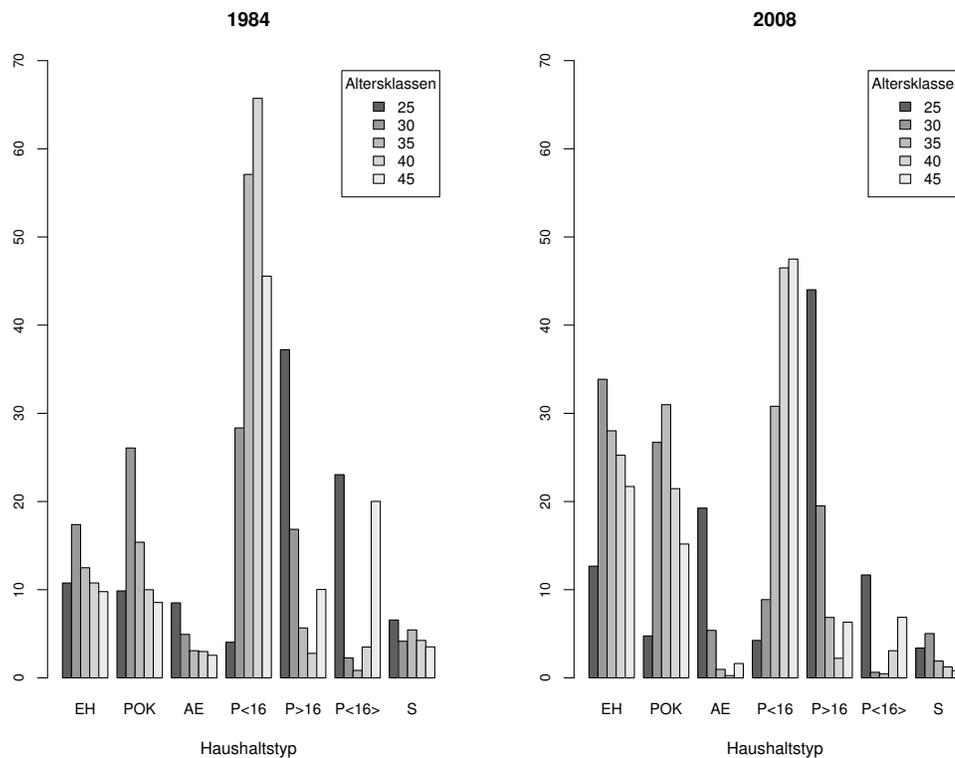


Abbildung 4.2.: Gewichtete Haushaltstypshäufigkeiten von Männern angegebener Altersklassen 1984 und 2008. Haushaltstypen nach SOEP-Klassifizierung. EH: Einzelpersonhaushalt, POK: Paar ohne Kinder, AE: Alleinerziehende, P<16: Paar mit Kindern unter 16, P>16: Paar mit Kindern über 16, P<16>16: Paar mit Kindern unter und über 16, S: Sonstige Haushalte und Mehrgenerationenhaushalte. 1984 n = 2070 bzw. 2008 n = 2264. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Veränderungen der Haushaltsstruktur bei Männern und Frauen hängen wiederum mit verschiedenen sozialstrukturellen Veränderungen zusammen, die gewissermaßen den individuellen Lebensverlauf strukturieren. Die unten noch zu besprechende Expansion des Bildungssystems Ende der 1960er Jahre geht beispielsweise mit einem sogenannten Institutioneneffekt einher, der in Form einer Verschiebung des Anfangs vom Berufs- bzw. Familienleben besteht (Brüderl 1994; Blossfeld/Huinink 1991; Höhne/Hartmann 2008d: 25ff.). Neben diesem reinen Zeiteffekt können auch Veränderungen der Lebenszustände oder der Sequenz von Lebenszuständen auftreten. Beispielsweise können Bildungsabschlüsse mit der Wahrscheinlichkeit der Gründung einer Familie negativ oder positiv korrelieren. Mit anderen Worten liegen hier drei (nicht unbedingt sich ausschließende) Prozesse vor: Relative zeitliche Verschiebung des Wechsels von einem Zustand in einen anderen (etwa die Sequenz Ledig-Verheiratet), Erhöhung der Übergangsraten zwischen Zuständen oder das Auftreten eines „außergewöhnlichen“ Zustandes. Beispielsweise setzte sich ab dem Ende des Nachkriegsbabybooms ein Prozess des Vorrangsverlustes der traditionellen Familie ein, während parallel dazu alternative Lebensformen entstanden sind (Meyer 1992). Diese

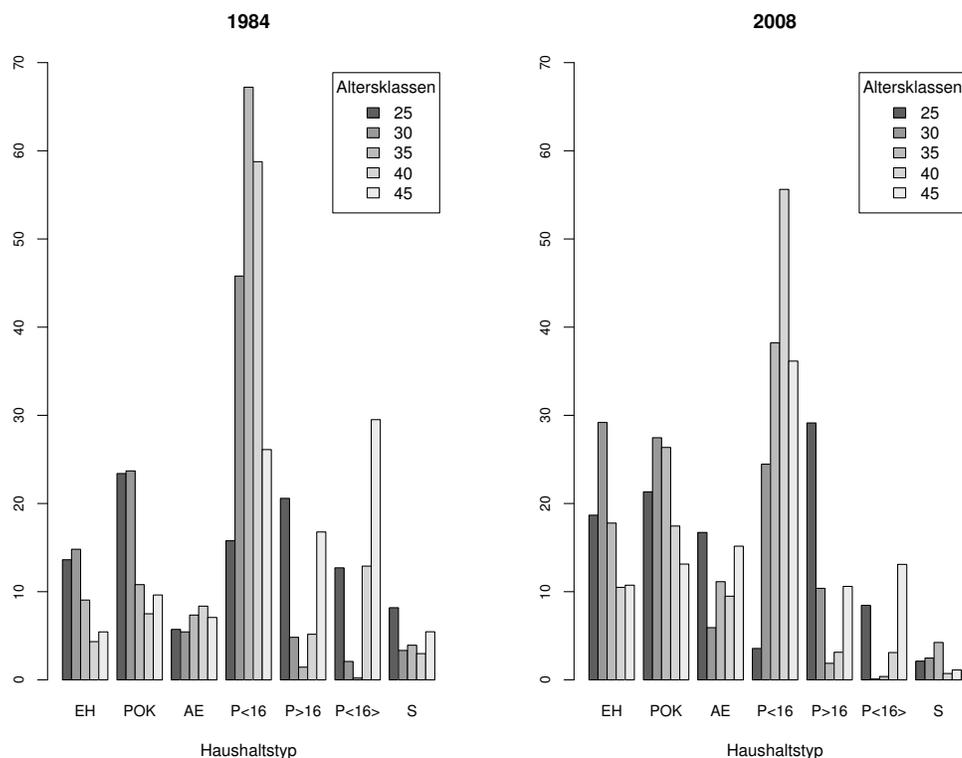


Abbildung 4.3.: Gewichtete Haushaltstypshäufigkeiten von Frauen angegebener Altersklassen 1984 und 2008. EH: Einzelpersonhaushalt, POK: Paar ohne Kinder, AE: Alleinerziehende, P<16: Paar mit Kindern unter 16, P>16: Paar mit Kindern über 16, P<16>16: Paar mit Kindern unter und über 16, S: Sonstige Haushalte und Mehrgenerationenhaushalte. 1984 n = 2124 bzw. 2008 n = 2559. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Prozesse werden zum Teil mit der sogenannten Pluralisierung des Lebensverlaufs im familialen Bereich gekennzeichnet, die zum einen auf den Rückgang der traditionellen Zustandsfolge Ledig - Ehe mit zwei Kindern - Verwitwet (Brüderl/Klein 2003) und zum anderen auf die Zunahme nichtehelicher Lebensformen hinweist. Auf der Makroebene spiegelt sich dieser Trend indirekt in der amtlichen Statistik ohne Berücksichtigung der Altersstruktur teilweise als eine starke Abnahme der Eheschließungen seit Mitte der 1960er Jahre und eine noch stärkere Abnahme seit den 1990er Jahren wider (Abbildung 4.4).

Obwohl dieser Trend für Ostdeutschland drastischere Schwankungen zeigt (nicht getrennt dargestellt), zeichnen sich ab 2000 für ganz Deutschland die niedrigsten Eheschließungsraten seit dem ersten Weltkrieg ab. Während in der Kriegsperiode 1915-1918 im Durchschnitt 4,52 Eheschließungen je 1000 Personen stattgefunden haben, wurden in der vierzehnjährigen Periode 1991-2005 im Durchschnitt für die gesamte Bundesrepublik lediglich 4,56 Ehen geschlossen. Es scheint, dass es eine langfristige Veränderung der Eheschließungen und des damit bezogenen Verwandtschaftssystems vollzogen hat, auch wenn hier die negativen Effekte der veränderten

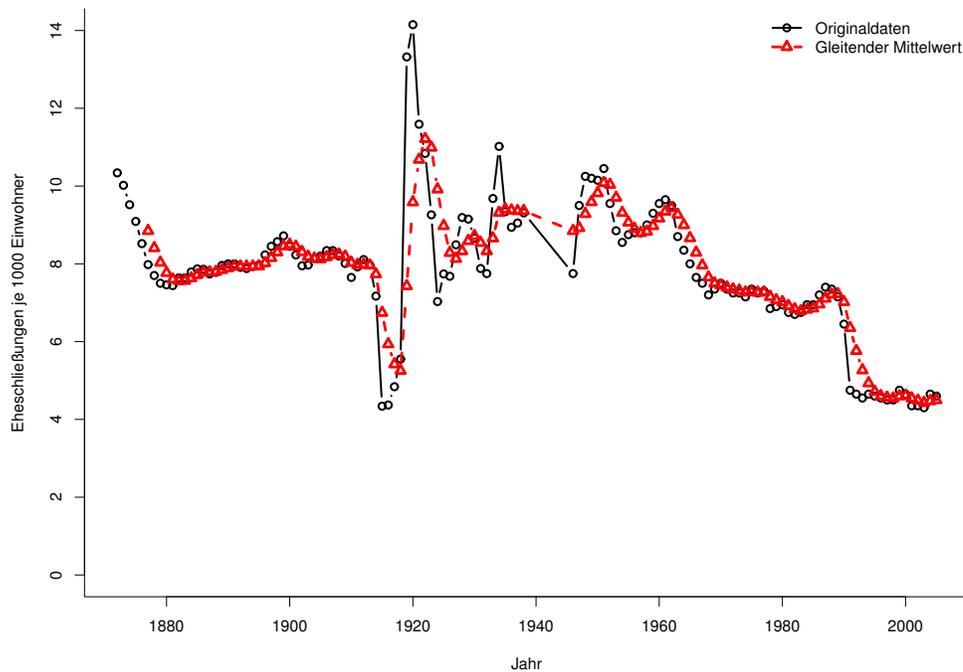


Abbildung 4.4.: Eheschließungen je 1000 Einwohner. Gleitender Mittelwert vierter Ordnung. 1871-1939 Deutsches Reich. 1946-2005 früheres Bundesgebiet und ehemalige DDR. Quellen: Statistik des Deutschen Reiches und Statistisches Bundesamt. Eigene Berechnungen.

Altersklassenverteilung nicht berücksichtigt ist. Wenn die lange Zeitreihe des gleitenden Mittelwerts in Abbildung 4.4 betrachtet wird, muss konstatiert werden, dass die Eheschließungen in fast hundert Jahren von 1860 bis 1960, abgesehen von möglichen Tempoeffekten, zwischen 7 und 10 je 1000 Personen lagen. Die Entwicklung der Ehe seit den 1960er Jahren ist also, zumindest seit der zweiten Hälfte des 19. Jahrhunderts und abgesehen von der stetigen Veralterung der Bevölkerung im 20. Jahrhundert, eine der wichtigsten Veränderungen der Haushaltsstruktur gewesen, insofern die Ehe als Institution mit der Entstehung von Familien gekoppelt war (und teilweise für Westdeutschland noch ist - vgl. unten Abschnitt 4.4 sowie die statistischen Modelle in Kapitel 6).

4.2. Bildungsabschlüsse zwischen 1984 und 2008

Die sogenannte Bildungsexpansion der 1960er und 1970er Jahre ist ein mehrdimensionales Phänomen, das sowohl schicht- und institutions- als auch geschlechtsspezifische Charakteristika hat (Blossfeld 1988). Zum einen haben Frauen aus den mittleren und oberen Schichten besonders von dieser Expansion profitiert und höhere Abschlüsse erreicht als die Kohorten der 1940er und 1950er Jahre. Zum anderen, wie unten noch ausführlicher dargestellt wird, ist die Haupt-

schule insgesamt die am stärksten betroffene Schulart geworden, denn das Wachstum der Anteile höherer Schulabschlüsse geht parallel mit einer Schrumpfung und einer je nach Bundesland schwächeren oder stärkeren abwertenden Sozialwahrnehmung der Hauptschule einher. Bildungsexpansion und Erhöhung des Bildungsniveaus der Bevölkerung hängen nicht nur von rein konjunkturellen Faktoren oder Reformen, sondern auch von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ab, insofern „Industrie- und Dienstleistungsgesellschaften einen steigenden Bedarf nach Besser- und Höherqualifizierten entfalten und ein gewisses Maß an Überqualifikation gesellschaftlich wahrscheinlicher und eher erträglicher ist als eines an Unterqualifikation“ (Kaiser 1988: 85; vgl. Hüther 2010). Die an dieser Stelle verwendete Variable zur Analyse der Bildungshäufigkeit in den verschiedenen Kohorten beruht auf der CASMIN-Bildungsklassifikation (im folgenden Lechert et al. 2006), welche Angaben zur allgemeinen sowie zur beruflichen Ausbildung enthält. Diese Klassifikation ist zertifikatsorientiert und daher für das deutsche Ausbildungssystem geeignet. Bildungsdauer und die entsprechenden Bildungsinvestitionen können von ihr abgeleitet werden. Sowohl allgemein bildende und berufliche Abschlüsse sowie Fachhochschul- und Universitätsabschluss wurden einer besseren Besetzung der Kontingenztafeln halber zusammengefasst. Man erhielt damit folgende Schulabschlüsse: a. Kein Abschluss, b. Hauptschule, c. Realschule, d. Abitur, e. Fachhochschule und Universität. Die wenigen Befragungspersonen, die sich noch in der Ausbildungsphase befinden bzw. keinen Schulabschluss aufweisen, werden für die Berechnung der Anteile von Bildungsabschlüssen in den folgenden Abschnitten nicht berücksichtigt.

Die Verteilung der Bildungsabschlüsse für Männer zeigt eine starke Abnahme der Anteile von Befragungspersonen mit Hauptschulabschluss für die Periode 1984-2008 (Abbildung 4.5). Auch wenn Hauptschulabsolventen 1984 einen überproportionalen Anteil an allen Schulabschlüssen nehmen, deutete sich schon damals ein Rückgang an, indem jüngere Männer tendenziell höhere Abschlüsse anstrebten. Dieser Rückgang wird noch deutlicher, wenn man die Anteile des Jahres 2008 heranzieht. Verfügten 1984 ca. 42% der 25-Jährigen über einen Hauptschulabschluss, entspricht dieser Anteil 2008 dagegen nur etwa 27%. Bei den höheren Schulabschlüssen zeichnet sich zwischen 1984 und 2008 hingegen einen deutlichen Anstieg ab. Die Anteile der Befragungspersonen mit Realschul- und höheren Abschlüssen bewegen sich 2008 zwischen 20% und 30% für alle Altersklassen, während dieselbe Anteile 1984 kaum die 20%-Grenze überschritten haben. Zwischen 1984 und 2008 sind die Anteile von Hochschulabsolventen je nach Altersklasse etwa zwischen 5% und 13% deutlich gestiegen.

Auch wenn die Bildungsexpansion bei Frauen eine ähnliche Entwicklung wie bei Männern zeigt (Abbildung 4.6), ist sie dennoch aufgrund der Ausgangslage stärker ausgeprägt. Frauen haben nicht nur einen Aufhol- sondern zugleich einen Überholprozess im Vergleich mit dem Bildungsniveau von Männern vollzogen. Während 1984 der Anteil von Hauptschulabsolventinnen für die Altersklassen der 30- bis 45-Jährigen zwischen 45% und 68% lag, betragen die Anteile 2008 für dieselben Altersklassen zwischen 20% und 30%. Diese Schrumpfung entspricht einer starken Zunahme der Anteile von Realschulabschluss und Abitur, welche sich im Jahr 1984 schon in der Verteilung der Bildungsabschlüsse der 25-Jährigen andeutete. Während lediglich 19% der Frauen in der Altersklasse der 45-Jährigen einen Realschulabschluss aufwiesen, lag der Anteil von Realschulabsolventinnen für die Altersklasse der 25-Jährigen schon bei 37%. Das Ergebnis dieses Aufholprozesses ist, dass im Jahr 2008 der Anteil der Realschulabsolventinnen für alle Altersklassen über etwa 35% liegt. Die Anteile der Hochschulabsolventinnen sind ebenfalls

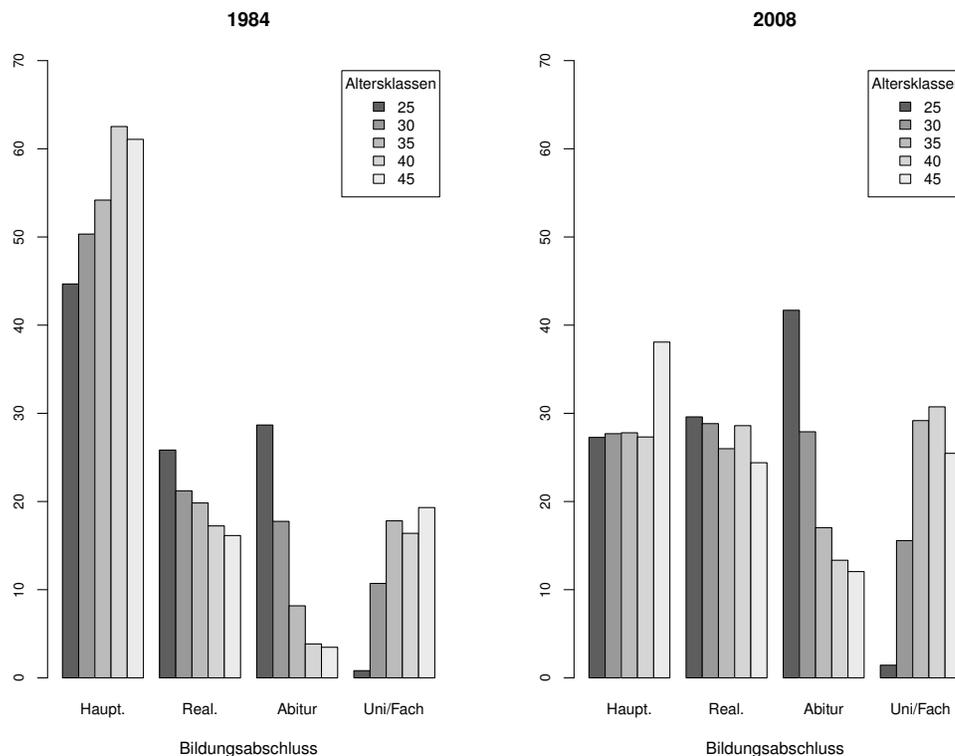


Abbildung 4.5.: Bildungsabschlüsse von Männern angegebener Altersklassen 1984 und 2008. 1984 $n = 2070$ bzw. 2008 $n = 2264$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

sprunghaft gestiegen. Während deren Anteil 1984 im Durchschnitt bei rund 7% lag, ist er 2008 im Durchschnitt auf etwa 17,4% gestiegen.

Die dargestellten Bildungsabschlussverteilungen der männlichen und weiblichen Kohorten zeigen also einen deutlichen Trend zur Erreichung höherer Bildungsabschlüsse, der zum Teil stärker bei Frauen als bei Männern auftritt und schon in den 1970er Jahren anfängt, wie beispielsweise der Studie von Heike Solga und Sandra Wagner zu entnehmen ist (Solger/Wagner 2001). Diese Studie mit Daten des Lebensverlaufsprojekts des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung konnte nachweisen, dass die Schrumpfung der Hauptschule auf der Makroebene teilweise durch die Abwanderung von Mädchen verursacht worden ist, und dass Jungen seit den Kohorten 1960 ein deutlich höheres Risiko für einen Hauptschulbesuch als Mädchen haben. Wie im nächsten Abschnitt deskriptiv dargestellt wird, hängen diese Veränderungen der Bildungsverteilung aufgrund der frühen Spezialisierung des deutschen Bildungssystems und der geschlechtsspezifischen Berufswahl mit dem späteren Berufsprofil von jungen Erwachsenen in Westdeutschland eng zusammen. Beispielsweise hat diese geschlechtsspezifische Verteilung der Bildungsabschlüsse im Arbeitsmarkt die Position von Frauen teilweise verbessert, indem sich die Gesamtwirtschaft im tertiären Sektor, d.h. im Sektor der Dienstklassen, kontinuierlich ausgedehnt hat (Pollmann-Schult/Meyer 2004), auch wenn immer noch signifikante Unterschiede

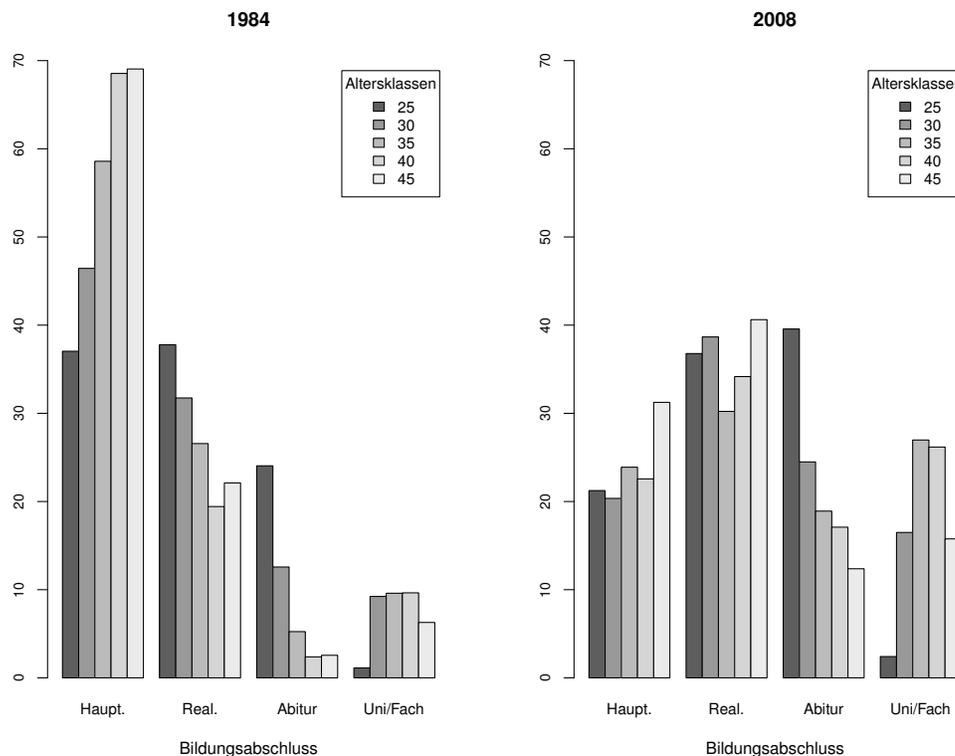


Abbildung 4.6.: Bildungsabschlüsse von Frauen angegebener Altersklassen 1984 und 2008. 1984 $n = 2124$ bzw. 2008 $n = 2559$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

der entsprechenden Lohnniveaus bestehen können (vgl. z.B. Leuze/Strauss 2009 und Abschnitt 5.1.4).

4.3. Berufsklassen nach dem Erikson-Goldthorpe-Portocarrero-Schema (EGP)

Die Berufsklassifizierung von Erikson, Goldthorpe und Portocarrero besteht aus sieben großen Kategorien (Erikson u.a. 1979: 416). Dabei liegt der Schwerpunkt dieses Berufsschemas zuerst nicht auf einer prestigeorientierten Hierarchie, sondern fasst in wenigen Kategorien verschiedene Merkmale von teilweise hunderte verschiedenen Berufen zusammen. Das Ziel dieses Schemas ist nach R. Erikson und J. Goldthorpe die Differenzierung von Positionen innerhalb des Arbeitsmarktes und der verschiedenen Produktionseinheiten in Bezug auf die damit einhergehenden Beschäftigungsverhältnisse (Erikson/Goldthorpe 1992: 37ff. und Abschnitt 2.1.1). Das Schema wird durch Berücksichtigung von vier Berufseigenschaften gebildet (Ganzeboom/Treiman 2003: 163; Brauns u.a. 2000; Erikson/Goldthorpe 1992: 37ff.): 1. Tätigkeitsart (nicht-manuell, manuell, landwirtschaft); 2. Qualifikationsanforderungen (hohe, niedrige, keine); 3. Kontrollbefugnisse und 4. Stellung im Beruf (selbstständig, beschäftigt, abhängig). Im SOEP werden aber die EGP-

Klassen durch eine geeignete Transformation der Internationalen Berufssystematik ISCO88 gebildet. Zwei Gründe können dafür erwähnt werden. Zum einen ist die ISCO88-Berufssystematik für international ausgerichtete Studien zur sozialen Mobilität geeignet, und zum anderen ist deren Klassifizierungslogik an Tätigkeitsanforderungen orientiert (Ganzeboom/Treiman 1996: 206), so dass man damit ein valides Instrument zur Einschätzung der betrieblichen Stellung, der Besoldungsstufen und der Kontrollbefugnisse von Erwerbstätigen erhalten kann (vgl. Brauns u.a. 2000: 17-18), die zur Bildung der EGP-Klassen herangezogen werden können. Die EGP-Klassen gliedern sich in sieben großen Klassen (Tabelle 4.1), wobei Klassen III, IV und VII zusätzlich untergliedert werden. Im SOEP wurde die Klasse V, „Überwachungskräfte von manuellen Tätigkeiten“ nicht berücksichtigt, da Angaben über den Überwachungsstatus des ausgeübten Berufs nur ab Welle X (2007) vorhanden sind. Klasse VIIb wurde feiner differenziert in „Landarbeiter“ und „selbständige Landwirte“. Die SOEP-Variable EGP\$\$ enthält darüber hinaus drei zusätzliche Kategorien, „nicht erwerbstätig“, „arbeitslos gemeldet und nicht-erwerbstätig“ und „Rentenempfänger und nicht-erwerbstätig“. In den meisten Analysen dieser Dissertation wurden diese Kategorien berücksichtigt, denn sonst hätte man einen zu großen Stichproben- und Informationsverlust in Kauf zu nehmen. Obwohl die Kategorie „Selbständige Landwirte“ auch als IVc bezeichnet wird, werden hier alle landwirtschaftlichen Tätigkeiten zusammengefasst, da diese Berufsgruppe aus familientheoretischer Sicht teilweise besondere Fertilitätsmuster aufzeigt (vgl. Gestrich 2003: 425).

Tabelle 4.1.: EGP-Klassen Nach Erikson et al. (1979); Brauns et al. (2000).

Klasse	Berufe
I	Obere und mittlere Ränge der Dienstklasse: Hochgestellte Fachkräfte, Geschäftsleiter in großen Unternehmen, Großunternehmer, Hochschul- und Gymnasiallehrer u.ä.
II	Niedrigere Ränge der Dienstklasse: Fachkräfte, Beamte, hochrangige Techniker, Geschäftsleiter in kleinen Unternehmen u.ä.
IIIa	Nicht-manuelle Berufe, hochrangige Routinetätigkeit: Angestellte in Verwaltung und Handel
IIIb	Niedrigere Routinetätigkeit in Service und Verkauf: kaufmännische Angestellte, Bürokräfte, Angestellte in Rechnungs-, Statistikwesen, Bibliothek-, Postangestellte u.ä.
IVa	Selbstständige mit Mitarbeitern: kleine Händler u.ä.
IVb	Selbstständige ohne Mitarbeiter: kleine Händler u.ä.
VI	Facharbeiter
VIIa	Un- und angelernte Facharbeiter
VIIb, c	Landarbeiter und selbstständige Landwirte

Abbildung 4.7 veranschaulicht die Verteilungen der EGP-Berufsklassen bei den männlichen Kohorten im SOEP. Im Kontrast zu den Verteilungen der Bildungsabschlüsse wird trotz des Rückganges der Facharbeiterklasse und der Zunahme bei den Dienstklassen I und II ein vergleichsweise stabileres Bild erkennbar. Nach wie vor verteilen sich die Beobachtungen fast bimodal auf die höheren Dienstklassen und die Klassen VI und VIIa, obwohl sich die Bildungsabschlüsse und damit das Qualifikationsniveau zwischen beiden Kohortengruppen stark geändert hat.

Obwohl bei den Frauen die Berufswahl ebenfalls relativ stabil geblieben ist, da sie in der Periode 1984-2008 immer noch überproportional in den Klassen I bis III vertreten sind, hat sich deren Beteiligung am Arbeitsmarkt grundlegend erhöht (Abbildung 4.8). Während 1984

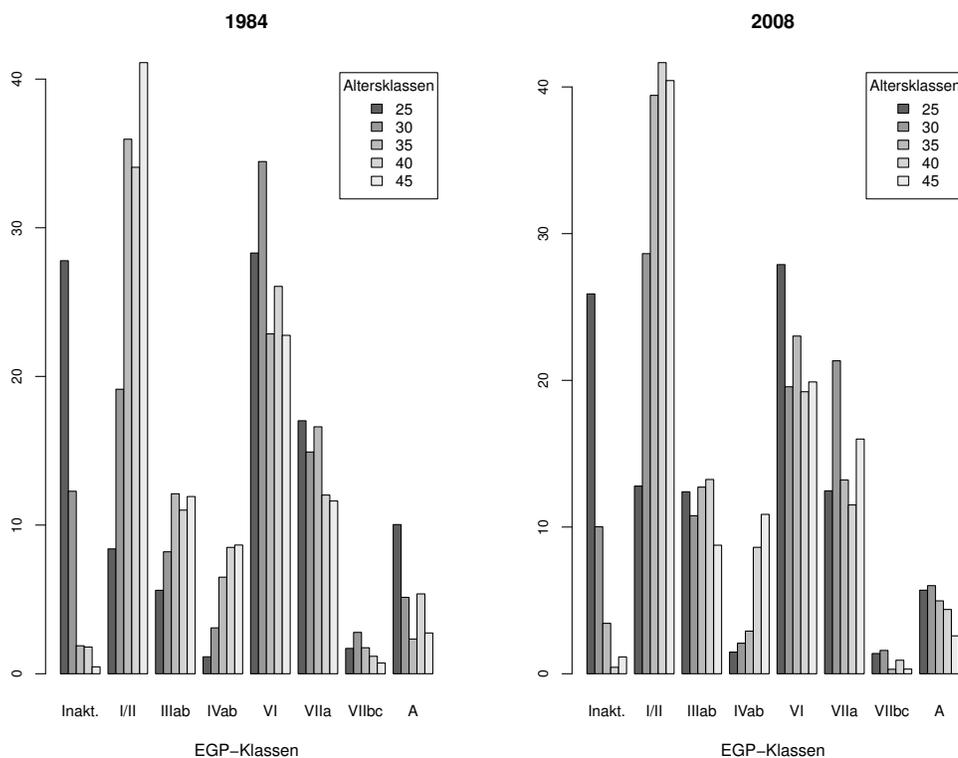


Abbildung 4.7.: EGP-Berufsklassen von Männern angegebener Altersklassen 1984 und 2008. A: Arbeitslose. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

der Anteil der inaktiven Frauen zwischen 30 und 44 Jahren zwischen ca. 35% und 45% lag, hat man im Jahr 2008 Anteile zwischen ca. 22% und 16% für dieselben Altersklassen. Zugleich liegt der Anteil der Frauen in den höheren Dienstklassen I und II 2008 für diese Altersklassen über etwa 32%, während er 1984 höchstens etwa 17% betrug. Da die traditionell von Männern besetzten Berufsklassen VI und VIIa bei Frauen sogar noch weniger besetzt sind, kann man davon ausgehen, dass sich die Erhöhung des Bildungsniveaus von Frauen mehr als bei Männern in einer Art Intensivierung ihrer traditionellen Berufsklassenverteilung niedergeschlagen hat.

Die geschlechtsspezifische Verteilung der EGP-Klassen hängt auch von der Art und Weise ab, wie sich der Arbeitsmarkt und die Produktionsformen im Allgemeinen verändern, denn in Bezug auf das generative Verhalten hängen sie mit wesentlichen Veränderungen der familialen Produktion und Reproduktion zusammen. Wird beispielsweise der Zeitablauf der absoluten Beschäftigtenzahl im Verhältnis zu der Bevölkerung zwischen 15 und 70 Jahren nach Wirtschaftszweig und Geschlecht verfolgt, lässt sich ein (sehr schematischer) Überblick des Zusammenhangs zwischen der geschlechtsspezifischen Verteilung der EGP-Berufsklassen und der Wirtschaftsentwicklung gewinnen. In Abbildung 4.9 ist dieses Verhältnis für die männlichen Erwerbstätigen dargestellt. Die Zeitreihen zeigen einen Übergang von einer überwiegend landwirtschaftlichen zu einer industriellen und Dienstleistungsökonomie. Wenn man die Verteilung der EGP-Klassen in den

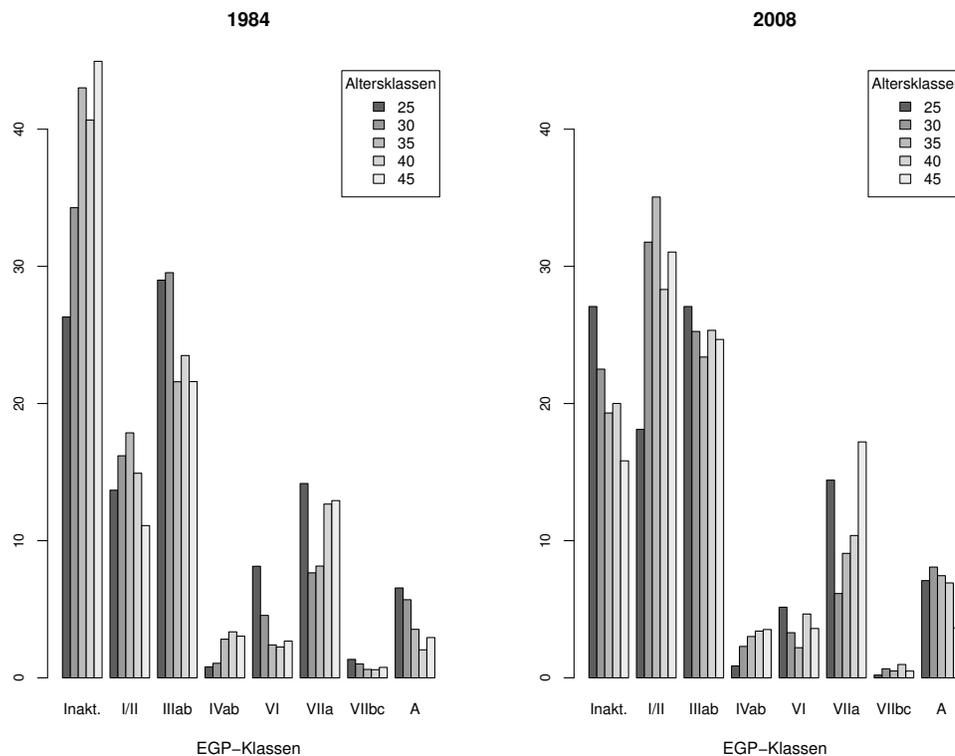


Abbildung 4.8.: EGP-Berufsklassen von Frauen angegebener Altersklassen 1984 und 2008. A = Arbeitslose. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

SOEP-Kohorten in Abbildung 4.7 mit diesen Verhältnissen auf dem Arbeitsmarkt vergleicht, deutet sich zunächst ein Rückgang der Berufsgruppe VI gegenüber den Dienstklassen I und II von etwa $-0,36\%$ pro Jahr an, wobei deren Anteil im SOEP zwischen 1984 und 2008 etwa um $0,27\%$ pro Jahr zugenommen hat. Demgegenüber lässt sich eine Expansion von etwa $0,24\%$ pro Jahr des Dienstleistungssektors vor allem ab 1970 in Abbildung 4.9 erkennen.

Der in Abbildung 4.10 dargestellte Zeitablauf der Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen ist in zwei Formen vom Zeitablauf der Männer verschieden. Zum einen war die absolute Teilnahme der Frauen am Arbeitsmarkt vor 1935 kleiner, und zum anderen gab es eine sehr starke Konzentration und Zunahme der Beschäftigtenzahlen im Dienstleistungssektor ab etwa 1950. Zwischen 1946 und 2008 beträgt der lineare Zuwachs der weiblichen Beschäftigten im Dienstleistungssektor beispielsweise etwa $0,28\%$ pro Jahr, während dieser Zuwachs bei Männern in derselben Periode etwa $0,16\%$ pro Jahr ausmacht. Ebenfalls im Handels- und Finanzsektor betrug der lineare Zuwachs bei Frauen $0,32\%$ gegenüber $0,25\%$ bei Männern. Parallel zu dieser Zunahme hat sich die Gesamtzahl der weiblichen Beschäftigten in derselben Periode für die Bevölkerung zwischen 15 und 70 Jahren um $0,45\%$ pro Jahr erhöht, bei Männern lediglich um $0,002\%$. Das heißt, die relative Beschäftigtenzahl von Männern stagnierte gegenüber der von Frauen. Es ist zu berücksichtigen, dass diese Zunahme der absoluten Zahl von weiblichen Erwerbstätigen durch

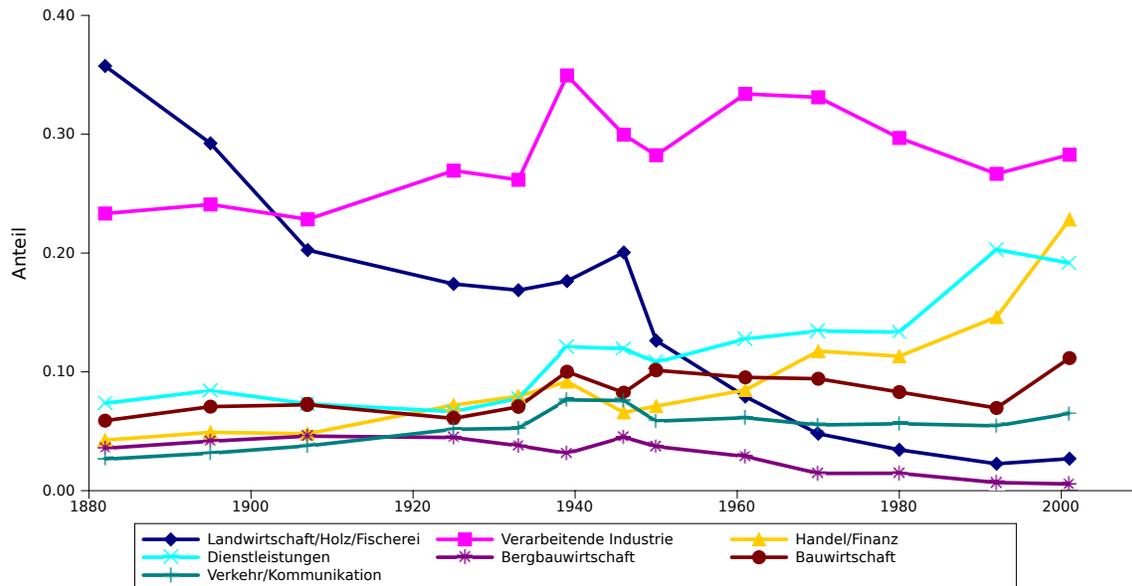


Abbildung 4.9.: Anteil der männlichen Erwerbstätigen zu der männlichen Bevölkerung zwischen 15 und 70 Jahren nach Wirtschaftszweig. 1880-1939 Deutsches Reich, 1946-2001 früheres Bundesgebiet. Quelle: Mitchell 2003, Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches und Statistisches Bundesamt. Eigene Berechnungen.

eine entsprechende Entwicklung der Bildungsabschlüsse begleitet wird. So stieg der Anteil von Realschul- und Hochschulabschlüssen bei Frauen um etwa 0,39% bzw. 0,23% pro Jahr (s. Abbildung 4.6), während der Zuwachs der Anteile der höheren Dienstklassen I und II um etwa 0,41% pro Jahr betrug. Dieser Zusammenhang zwischen Dienstleistungssektor, Bildungsexpansion und EGP-Berufsklassen bei Frauen geht u.a. mit einer kleineren Varianz bei der Berufswahl als bei Männern (Statistisches Bundesamt 2010a: 34-35; Statistisches Bundesamt 2010b: 14-16) und einer Geschlechtssegregation auf dem Arbeitsmarkt einher (Achatz 2005).

Wird nun die Art der Beschäftigung (Voll- oder Teilzeit) und die Beschäftigtenzahl gewichtet durch die Bevölkerung in den zutreffenden Altersklassen für Westdeutschland berücksichtigt, also das Verhältnis zwischen Erwerbstätigen und Bevölkerung nach Altersklassen und Geschlecht (die sogenannte Specific Activity Rate SAR, International Labour Organisation (ILO) 1996), entsteht ein ausdifferenzierter altersabhängiger Verlauf der Arbeitsmarktbeteiligung jedes Geschlechts. In Abbildung 4.11 werden die SARs für die Jahre 1950, 1970, 1984 und 2006 getrennt nach Geschlecht dargestellt. Im Jahr 1950 bildete sich mehr oder weniger der Prototyp der Kleinfamilie ab, wobei die Beteiligung von Männern und Frauen entgegengerichtet war: Der Mann ging einer Beschäftigung nach, während sich die Frau stärker auf den Haushalt konzentrierte. Obwohl die Beschäftigungsraten beider Geschlechter bis zum Alter von etwa 25 Jahren ähnlich um 80% lagen, trennten sich 1950 die Berufslaufbahnen von Männern und Frauen etwa um die Zeit der Familiengründung. Während nahezu 90% der Männer im Alter von 30 bis etwa 60 Jahren im Arbeitsmarkt geblieben sind, lag der Anteil der erwerbstätigen Frauen entsprechenden Alters höchstens bei 35%.

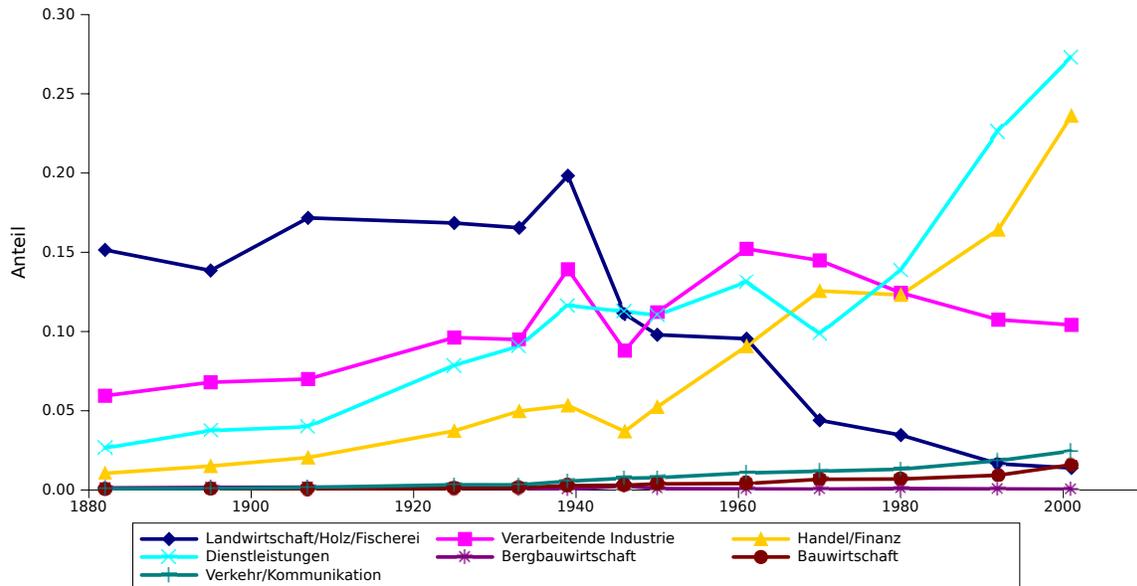


Abbildung 4.10.: Anteil der weiblichen Erwerbstätigen zu der weiblichen Bevölkerung zwischen 15 und 70 Jahren nach Wirtschaftszweig. 1880-1939 Deutsches Reich, 1946-2001 früheres Bundesgebiet. Quelle: Mitchell 2003, Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches und Statistisches Bundesamt. Eigene Berechnungen.

In den 1970er Jahren, also um die Zeit der Bildungsexpansion und der politischen und sozialen Emanzipation der Frauen, stieg die Beschäftigungsrate für alle Altersklassen um das ca. 2,3-fache. Für beide Geschlechter in derselben Periode zeichnet sich gleichzeitig eine Abnahme der Beschäftigungsrate von Jugendlichen und jungen Erwachsenen ab, die vor allem auf das Streben nach höheren Bildungsabschlüssen zurückzuführen ist. Die Beschäftigungsrate der Altersklasse der 19-jährigen Männer und Frauen 1970 sind im Vergleich mit 1950 um 17,6% bzw. 12,3% zurückgegangen. Noch drastischer ist diese Abnahme für Männer und Frauen im Jahr 1984: Nur 46,5% bzw. 40,9% der 15-19-Jährigen sind erwerbstätig. Im selben Jahr hat sich aber der Zuwachs der weiblichen Beteiligung am Arbeitsmarkt fortgesetzt. Für die 30- und 40-jährige Frauen 1984 liegt die Beschäftigungsrate bei etwa 60% und nähert sich der Kurve der männlichen Arbeitsmarktbeteiligung an. Bezüglich der männlichen Kohorten 1920-24 (im Alter 60-64 im Jahr 1984) im Vergleich mit den gleichaltrigen Kohorten 1896-1900 ist die Beteiligungsrate im Jahr 1970 von 69,4% auf 35,3% zurückgegangen. Letztlich sind im Jahr 2006 die Berufslaufbahnen von Männern und Frauen sowohl in den jüngeren als auch in den älteren Altersklassen nahezu identisch, wobei aber der Eintritt ins Berufsleben wegen der kontinuierlichen Verlängerung der Ausbildungsphase und einer verschobenen Aufnahme einer stabilen Beschäftigung deutlich später erfolgt (Mayer/Hillmert 2004; Hillmert 2001): 2006 waren nur 33,2% der Männer und 26,5% der Frauen in der Altersklasse der 15- bis 19-Jährigen beschäftigt. Zwischen 1950 und 2006 hat sich dadurch die Beschäftigungsrate für diese Altersklasse mit einem Rückgang von 51,3% bei Männern und 50,2% bei Frauen nahezu halbiert. Auch bei der nächsten Altersklasse

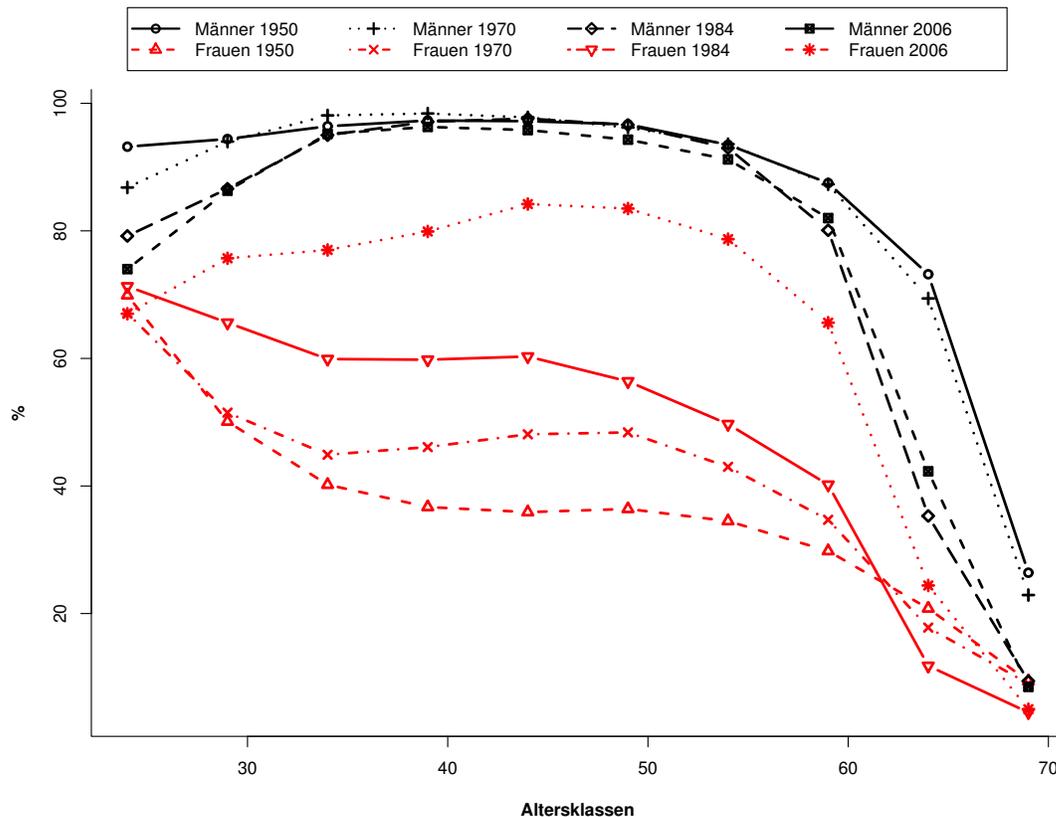


Abbildung 4.11.: Altersspezifische Beschäftigungsraten (Specific Activity Rate SAR) nach Geschlecht in Westdeutschland 1950-2006. Quelle: International Labour Organisation. Eigene Darstellung.

der 20- bis 24-Jährigen sind die Beschäftigungsraten von 79,2% auf 72% bei Männern und von 71,3% auf 67% bei Frauen in der Periode 1984-2006 zurückgegangen.

Da die SAR nicht zwischen verschiedenen Typen von Beschäftigungsverhältnissen unterscheidet, bietet sich an dieser Stelle an, den Erwerbsstatus der Befragungspersonen in den SOEP-Stichproben zu betrachten. Anhand von Abbildung 4.12 stellt man fest, dass der Zuwachs der weiblichen Arbeitsmarktbeteiligung überwiegend auf reguläre und irreguläre Teilzeitarbeit zurückzuführen ist. Zwischen 1984 und 2008 ist der lineare Zuwachs der Anteile von regulärer und irregulärer Teilzeitarbeit bei Frauen jährlich um 0,35% bzw. 0,25% signifikant gestiegen, während parallel dazu die Zahl der Nichterwerbstätigen um etwa 0,41% pro Jahr für dieselbe Periode zurückgegangen ist. Dagegen ist der Anteil von Vollzeitarbeit bei Frauen im linearen Zusammenhang sogar um 0,22% pro Jahr signifikant geschrumpft, da die Zunahme der Vollzeitbeschäftigten Ende der 1980er und Anfang der 1990er Jahre keinen dauerhaften Trend gebildet hatte. Das Ergebnis ist, dass die Anzahl der Frauen in Vollzeitbeschäftigung praktisch auf demselben Niveau von 1985 um 38% stagnierte. Bei den Männern ist dagegen die Verteilung aller Beschäftigungstypen stabiler gewesen. Nur bei der regulären und irregulären Teilzeitbeschäftigung findet man einen vergleichsweise kleineren signifikanten Zuwachs von 0,10% bzw. 0,01%

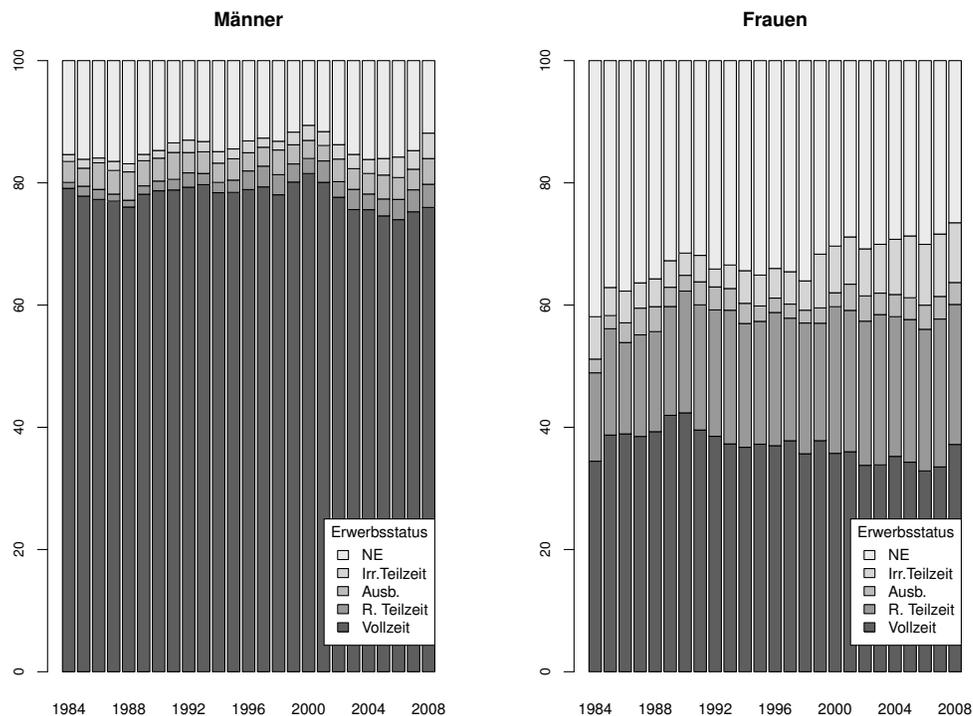


Abbildung 4.12.: Häufigkeiten des Erwerbsstatus von Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

pro Jahr. Aufgrund der geschlechtsspezifischen EGP-Verteilung, der starken Ausdehnung des tertiären Sektors ab den 1960er Jahren und aufgrund der erhöhten Beteiligung von Frauen am Arbeitsmarkt in den letzten drei Jahrzehnten des 20. Jahrhunderts, kann man drei Aussagen schlussfolgern:

1. Auf dem Arbeitsmarkt ist eine Berufslaufbahn von Frauen entstanden, die quantitativ in der allgemeinen Beschäftigungsrate sehr ähnlich der von Männern ist, sich aber qualitativ in verschiedenen Wirtschaftszweigen und Beschäftigungsformen (vor allem Teilzeitbeschäftigung) konzentriert².

² Man muss hier aber beachten, dass sich die Veränderung der weiblichen Erwerbsbiographie auf die Beteiligungschancen am Arbeitsmarkt und auf die volkswirtschaftliche Entwicklung ab 1950 und nicht unbedingt auf die Erwerbstätigkeit als solche bezieht, denn, wie zahlreiche historische Studien nachweisen, war die Erwerbstätigkeit von Frauen beispielsweise „in den Familienbetrieben der Landwirtschaft, des Handwerks und der Heimindustrie weit verbreitet“ (Hardach 2006: 85). Die historische Studie von J. Achatz (2005) hat nahegelegt, dass die hier besprochene geschlechtsspezifische Berufswahl schon ab 1925 nachweisbar ist und sich auf die ursprünglichen Berufsperspektiven von Frauen angesichts der wirtschaftlichen Veränderungen ab Ende des 19. Jahrhunderts bezieht.

2. Der Einstieg in das Berufsleben hat sich für beide Geschlechter verlangsamt, wobei sich aber zugleich das Berufsleben selber verkürzt hat³.
3. Auf dem Arbeitsmarkt ist eine ungleiche geschlechtsspezifische Verteilung entstanden, die schon auf dem Bildungs- und beruflichem Qualifikationsniveau angebahnt wird.

4.4. Einkommen, Vermögen und Familiengründung - multivariate Clusteranalyse

Gemäß der Diskussion in Abschnitt 2.1 wird an dieser Stelle anhand multivariater statistischer Methoden versucht, die sozioökonomische Lage der Befragungspersonen in den Erhebungsjahren 1984 und 2008 in Bezug auf Familiengründung dekritiv zu erfassen. Dabei werden neben dem Beruf solche Merkmale herangezogen, die den Grad der sozioökonomischen Ungleichheit zwischen den Beobachtungseinheiten messen sollen. Genauso wie in den vorherigen Abschnitten werden nur Männer und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren (bzw. 44 Jahren im Jahr 2008) berücksichtigt. Schüler und Schülerinnen werden auch nicht in die Analysen aufgenommen. Dabei werden die sozioökonomischen Lagen der westdeutschen Stichproben nur in den Erhebungsjahren 1984 und 2008 einer Clusteranalyse nach den in Abschnitt C.3 beschriebenen Algorithmen und Metriken unterworfen, denn diese multivariate Analyseverfahren ermöglicht, Befragungspersonen mit ähnlichen Merkmalsausprägungen zu aggregieren. Im Sinne der Diskussion des Abschnitts 2.1.1 werden folgende Variablen zur Aufstellung der Cluster ausgewählt: Alter, Familienstand, Arbeitsmarktbeteiligung, Bildungsabschluss, EGP-Berufsklasse, Äquivalenzeinkommen, Haushaltstyp, Wohneigentum und Anzahl der Kinder im Haushalt. Die Kompaktheit jedes Clusters und damit die Ähnlichkeit der Elemente der Cluster zueinander wurde durch den Adjusted-Rand-Index (ARI) und das Silhouetten-Kriterium (SK) beschrieben, wobei das Mediod-Verfahren zur Berechnung des ARI als Vergleichsmethode herangezogen wurde. Zur Bestimmung der Clusterzahl wurden nicht nur diese Maße verwendet, sondern wurde auch überprüft, inwieweit das Hinzufügen oder die Fusionierung eines Clusters relevante Informationen lieferte bzw. nicht berücksichtigte. Darüber hinaus wurde die Clusteranalyse getrennt für Männer und Frauen in den Erhebungsjahren 1984 und 2008 durchgeführt. Um den Vergleich zwischen Kohortengruppen zu erleichtern, wurde die gleiche Clusterzahl für beide Geschlechter sowohl im Jahr 1984 als auch 2008 verwendet. Es wurde die Sechs-Cluster-Lösung ausgewählt, da sie eine sinnvolle sozioökonomische Beschreibung der Daten ermöglichte, auch wenn sie ebenfalls dazu geführt hat, dass einige Cluster negative Silhouetten-Werte aufzeigten (Tabelle 4.2). Wie im Abschnitt C.3 erwähnt worden ist, weisen negative Silhouetten-Werte auf mangelnde Kompaktheit des betreffenden Clusters hin. Dennoch rechtfertigte sich eine weitere Spaltung dieser Cluster, denn damit lassen sich die Informationen über die Konfiguration der sozioökonomischen Lagen erweitern. Im Folgenden werden für beide Erhebungsjahre (1984 und 2008) die Cluster nach dem Medianalter der klassifizierten Befragungspersonen angeordnet. Da diese

³ Dieses Phänomen gewinnt aufgrund der Veränderungen der Altersverteilung in Westdeutschland sogar noch an Bedeutung, denn beispielsweise stieg das Verhältnis der Altersklassen über 65 zu den Altersklassen der 15- bis 65-Jährigen (der sogenannte Altenquotient, vgl. Abschnitt B.2) von 1950 bis 2004 von 18% auf 31% (Schwarz 2006: 288, Tabelle 7.6 und die Diskussion in Kapitel 8.). Es ist allerdings möglich, dass sich aufgrund eben dieser Veränderungen in der Altersverteilung das Berufsleben wieder verlängert.

Anordnung eine Art hypothetischen Lebensverlauf bildet, werden von nun an in den entsprechenden Abbildungen und Tabellen mit „Zustand“ nicht die originellen Cluster, sondern die nach dem Medianalter angeordneten Cluster bezeichnet.

Tabelle 4.2.: Kennzahlen der Clusteranalyse für die westdeutsche Stichprobe in den Jahren 1984 und 2008. ARI: Adjusted-Rand-Index in Referenz auf das partitionierende Mediod-Verfahren. Ausführliche Beschreibung des Clusteralgorithmus und der Kennzahlen in Abschnitt C.3. Nur Westdeutschland. Quelle: SOEP. Eigene Berechnungen.

Jahr	Silhouettenbreite			
	Männer		Frauen	
	1984	2008	1984	2008
Cluster 1	0.13	0.27	-0.08	0.04
Cluster 2	0.17	0.24	0.05	0.13
Cluster 3	0.25	0.15	-0.02	0.44
Cluster 4	0.21	0.18	0.30	0.15
Cluster 5	0.26	0.22	0.57	0.41
Cluster 6	0.26	0.07	0.36	0.16
ARI	0.41	0.36	0.38	0.38

Zur Schätzung des Haushaltseinkommens können im SOEP nicht nur die individuellen Einkünfte herangezogen, sondern auch die Haushaltszusammensetzung und die staatlichen Transfers mitberücksichtigt werden. Die demographische Änderung in der Haushaltszusammensetzung muss kontrolliert werden, denn sie kann Veränderungen von Einkommensgröße und -verteilung hervorrufen (s. Peichel et al. 2009). Um diese demographischen und sozialstaatlichen Einflüsse miteinzubeziehen, gewichtet man das aus individuellen Einkünften und staatlichen Transfers resultierende Einkommen nach steuerlichen Abzügen durch die Zahl und das Alter der Haushaltsmitglieder. Unter Einkünften werden alle individuellen Einnahmenquellen aus un- und selbstständiger Arbeit, bezahlten Überstunden, Gewinnbeteiligungen, Kapitaleinkommen und gleichzeitig die öffentlichen Transfers wie Wohn- und Kindergeld, Stipendien, Arbeitslosenhilfe oder Renten berücksichtigt (vgl. Hoffmeyer/Warner 1998 zur ausführlichen Diskussion). Das so berechnete demographisch gewichtete Einkommen heißt „Äquivalenzeinkommen nach staatlichen Transfers und Steuern“ und drückt die Tatsache aus, dass die Lebensunterhaltskosten eines Mehrpersonenhaushalts im Vergleich mit dem Einpersonenhaushalt für jedes zusätzliche Mitglied nicht nur niedriger, sondern auch altersspezifisch sind. Damit gewinnt man ein Maß, durch das Haushalte verschiedener Größe und Zusammensetzung verglichen werden können, denn voraussetzungsmäßig sind Haushalte mit gleichem gewichteten Pro-Kopf-Einkommen äquivalent (Andreß 1999: Kap. 3). Es gibt jedoch unterschiedliche Äquivalenzskalen, welche die Haushaltszusammensetzung unterschiedlich gewichten. In der vorliegenden Dissertation wurde die (neue) OECD-Gewichtung verwendet. Dabei wird dem Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1, jedem weiteren Mitglied ab 18 Jahren ein Gewicht von 0,5 und Kindern und Jugendlichen bis 17 Jahren ein Gewicht von 0,3 gegeben. Die OECD-Skala bietet sich an, da sie Vergleiche auf internationaler Ebene ermöglicht⁴.

⁴ Die Analyse der Einkommensverteilung wird erst in Kapitel 5 behandelt.

Das größte Problem in der Fertilitätsbetrachtung der Cluster lag dennoch in der Erhebung der Kinderzahlen im SOEP, denn einerseits wird bei Frauen die Kinderzahl in der Variable SUMKIDS retrospektiv aktualisiert, andererseits wird sie bei Männern nur ab 2001 durch die sogenannte Kinderbiographie (auch retrospektiv) erhoben. Im Fall von Frauen kann also je nach Beobachtungszeitpunkt die Kinderzahl überschätzt und im Fall von Männern deutlich unterschätzt werden, da für Männer beispielsweise Fertilitätsinformationen von nur 939 Befragungspersonen im Jahr 1984 vorliegen. Außerdem wird für beide Geschlechter die tatsächliche Kinderzahl im Allgemeinen durch erhebungsbedingte Ausfälle unterschätzt (vgl. Schmitt 2008). Deswegen wurde die Variable „Zahl der Kinder unter 18 im Haushalt“ als Proxyvariable von Fertilität ausgewählt. Die Korrelationen zwischen Kinderzahl und Zahl der Kinder unter 18 im Haushalt betragen beispielsweise für das Erhebungsjahr 2008 ca. 0,83 für Männer bzw. 0,88 für Frauen.

4.4.1. Beschreibung der Cluster 1984

Die Charakterisierung der Cluster 1984 in Tabelle 4.3 erfolgt anhand von Tabelle 4.4 und den Mosaikdiagrammen in Abbildung 4.13 und sollte einen besseren Überblick über die Zusammensetzung jedes Clusters geben. Mosaikdiagramme sind isomorphe Abbildungen von Kontingenztabelle, wobei die Zellhäufigkeiten durch die Fläche von Rechtecken anschaulich repräsentiert werden. Die Höhe jedes Rechtecks ist proportional der Marginalverteilung der Zeilenvariable, die Breite der Spaltenvariable. In den Mosaikdiagrammen dieses Abschnitts ist die Zeilenvariable die EGP-Berufsklasse, die Spaltenvariable das Bildungsniveau. Für jeden Zustand wurde jeweils ein Mosaikdiagramm erstellt. Leere Häufigkeitszellen werden durch einen Strich dargestellt.

Wie man der entsprechenden Charakterisierung in Tabelle 4.3 entnehmen kann, werden die sozioökonomischen Lagen für Frauen und Männer 1984 größtenteils durch die Zustandsfolge Ledig-Verheiratet-Familie geprägt. Betrachtet man die Zustandsfolgen von Männern und Frauen als eine Art hypothetischen Lebensverlauf, lässt sich eine familienzentrierte Anpassung der Arbeitsmarktbeteiligung von Männern und Frauen ableiten. Das höchste Einkommen wird gerade vor der Familiengründung erreicht (Zustand 4 bei Männern und 3 bei Frauen in Tabelle 4.4). Das Äquivalenzeinkommen sinkt unter den Einkommensdurchschnitt nach der Geburt von Kindern vor allem in solchen Partnerschaften, in denen die Frau ihre Arbeitsmarktbeteiligung (vorläufig oder permanent) einstellt (Zustände 4 und 6 in Tabelle 4.4). Allerdings scheinen die Mosaikdiagramme für Frauen in Abbildung 4.13 darauf hinzuweisen, dass die Verteilung von Bildungsabschlüssen der nichterwerbstätigen Mütter 1984 anschaulich der Verteilung in der Stichprobe folgt (vgl. Abbildung 4.6). Nachdem Kinder den Haushalt verlassen haben oder schon erwachsen sind, kehren Frauen im Zustand 5 zum Arbeitsmarkt zurück, wobei sie allerdings meistens teilzeit- oder irregulär beschäftigt sind. Wie im nächsten Abschnitt gezeigt wird, charakterisiert diese familienzentrierte Anpassung der Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen ebenfalls im Jahr 2008 einen eigenen Zustand.

Betrachtet man hingegen den Zustand 6 bei Männern in Tabelle 4.4 und das entsprechende Mosaikdiagramm in Abbildung 4.13, lässt sich feststellen, dass die Einkommensabnahme nach der Familiengründung erwartungsgemäß deutlich größer bei solchen Familien ausfällt, in denen der Mann der Berufsklasse der Facharbeiter angehört und einen Hauptschulabschluss hat. Diese

Tabelle 4.3.: Charakterisierung der männlichen und weiblichen Cluster 1984 anhand von Tabelle 4.4 und Abbildung 4.13.

Männer	
Zustand	Beschreibung
1	23 Jahre; vollzeitbeschäftigt oder in beruflicher Ausbildung; ohne Kinder; nicht verheiratet; wohnt im elterlichen Haushalt; überdurchschnittliches Einkommen; Hauptschulabschluss; Facharbeiter
2	24 Jahre; Student; ohne Kinder; unterdurchschnittliches Einkommen; Abiturient
3	29 Jahre; vollzeitbeschäftigt, keine Kinder; wohnt mit der Partnerin; überdurchschnittliches Einkommen; Facharbeiter oder un- /angelernte Arbeiter
4	30 Jahre; vollzeitbeschäftigt; zum Teil in eigener Wohnung; höchstes Einkommen; ohne Kinder; verheiratet
5	35 Jahre; vollzeitbeschäftigt; zum Teil in eigener Wohnung; zwei Kinder; verheiratet; überdurchschnittliches Einkommen; Dienstklassen I und II; Realschul-, Hochschulabschluss
6	37 Jahre; vollzeitbeschäftigt; zum Teil in eigener Wohnung; zwei Kinder; verheiratet; unterdurchschnittliches Einkommen; Facharbeiter; Hauptschulabschluss
Frauen	
Zustand	Beschreibung
1	26 Jahre; Student oder nicht erwerbstätig; zum Teil verheiratet; keine Kinder; unterdurchschnittliches Einkommen
2	26 Jahre; vollzeitbeschäftigt; keine Kinder; nicht verheiratet; überdurchschnittliches Einkommen; wohnt mit dem Partner; Hochschulabschluss; Dienstklassen I, II, IIIa
3	26 Jahre; vollzeitbeschäftigt; keine Kinder; verheiratet; zum Teil in eigener Wohnung; höchstes Einkommen; Haupt-, Realschule; Dienstklassen I, II, IIIa
4	30 Jahre; nicht erwerbstätig; zwei Kinder; verheiratet; keine eigene Wohnung; niedrigstes Einkommen; Haupt-, Realschule
5	36 Jahre; teilzeitbeschäftigt; ein Kind (und evtl. erwachsene Kinder im Haushalt); verheiratet; überdurchschnittliches Einkommen; Hauptschule; Klassen IIIa-b, VIIa-c
6	38 Jahre; nicht erwerbstätig; zwei Kinder; verheiratet; unterdurchschnittliches Einkommen; Hauptschule

Tabelle 4.4.: Ausgewählte ungewichtete Häufigkeiten und Kennzahlen einiger Variablen der Sechs-Cluster-Lösung für das Erhebungsjahr 1984. Familienzustand: „Ver“: verheiratet. Beschäftigungsstatus: VZ: vollzeitbeschäftigt, TZ: teilzeit, Aus: in Ausbildung, Irr.: irregulärbeschäftigt, NEr.: nichterwerbstätig, EigW.: Anteil in % in eigener Wohnung. Mediane des Alters, des Äquivalenzeinkommens in Preisen von 2006, der Zahl der Kinder unter 18 im Haushalt („Kinder“) und der Haushaltsgröße („HHGr.“). N: Beobachtungen je Cluster, %: Anteil der Beobachtungen jedes Clusters an der Gesamtstichprobe. Westdeutschland. Quelle: SOEP. Eigene Berechnungen.

a) Männliche Cluster 1984, n = 2066 - Jahrgänge 1940 - 1964													
Zustand	Alter	Ver	VZ	TZ	Aus	Irr	NEr	EigW	Kinder	HHGr	Äqui	N	%
1	23.0	0.8	76.1	0.8	20.8	2.3	0.0	88.6	0	4	16077	264	12.8
2	24.0	18.7	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	46.8	0	3	12835	310	15.0
3	29.0	2.0	89.4	4.5	2.0	4.2	0.0	2.2	0	2	17325	357	17.3
4	30.0	90.9	99.1	0.9	0.0	0.0	0.0	32.4	0	2	21524	219	10.6
5	35.0	100.0	99.3	0.0	0.3	0.3	0.0	49.3	2	4	17809	298	14.4
6	37.0	99.5	98.7	0.3	0.5	0.5	0.0	48.9	2	4	13293	618	29.9

b) Weibliche Cluster 1984, n = 2259 - Jahrgänge 1940 - 1964													
Zustand	Alter	Ver	VZ	TZ	Aus	Irr	NEr	EigW	Kinder	HHGr	Äqui	N	%
1	26.0	29.1	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	23.2	0	3	11128	254	12.0
2	26.0	5.6	76.5	9.7	8.0	5.8	0.0	28.0	0	2	16014	514	24.2
3	26.5	95.6	89.4	6.1	2.8	1.7	0.0	31.7	0	2	21302	180	8.50
4	30.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	2	4	12089	278	13.1
5	36.0	98.7	30.1	47.6	0.0	22.2	0.0	52.0	1	4	16341	531	25.0
6	38.0	99.4	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	93.4	2	4	13271	363	17.1

Abnahme des Äquivalenzeinkommens bei Facharbeiterfamilien wird durch die relativ bessere Einkommensposition solcher Familien kontrastiert, in denen der Mann über einen Hochschulabschluss verfügt und in den Berufen der höheren Dienstklassen I und II erwerbstätig ist, wie dem Mosaikdiagramm des Zustands 5 in Abbildung 4.13 zu entnehmen ist.

4.4.2. Beschreibung der Cluster 2008

Die Charakterisierung der Cluster 2008 in Tabelle 4.5 erfolgt anhand von Tabellen 4.6 und Abbildung 4.14. Die sozioökonomischen Lagen für das Erhebungsjahr 2008 zeigen deutliche Unterschiede bezüglich der Familiengründung im Vergleich mit den Lagen 1984. Es fällt zunächst auf, dass das Medianalter in den Clustern etwas größer geworden ist und auf die Alterung der zugrunde liegenden Stichprobe hinweist (siehe Abbildung 7.3). Allerdings geht diese Alterung der Cluster auch mit Veränderungen familialer Beziehungen einher, die im Allgemeinen durch die Entstehung neuer Zustände beschrieben werden können. Der Zustand 3 von Männern 2008 in Tabelle 4.6 und im entsprechenden Mosaikdiagramm in Abbildung 4.14 besteht i.d.R. aus Einpersonenhaushalten, die weder Kinder noch (Ehe-)Partnerin haben. Obwohl Männer im Zustand 4 laut des Mosaikdiagramms in Abbildung 4.14 über höhere Bildungsabschlüsse und ein überdurchschnittliches Einkommen verfügen (s. Tabelle 4.6), lebt nur knapp die Hälfte in partnerschaftlichen Beziehungen. Die Männer dieses Zustandes haben allerdings im Allgemeinen noch keine Familie gegründet, denn erst Ende 30 werden Familiencluster in Zuständen 5 und 6 identifiziert. Die schon 1984 angeprochenen Zusammenhänge zwischen Einkommens- und Vermögensunterschieden, Berufsklassen und Bildungsabschlüssen bestehen bei Männern immer noch, auch wenn sich die Verteilungen dieser Variablen in den Stichproben deutlich geändert haben. Dies wird deutlich, wenn man die Mosaikdiagramme der Zustände 5 und 6 in Abbildung 4.14 unter Berücksichtigung der entsprechenden Zeilen in Tabelle 4.6 miteinander vergleicht.

Obwohl Frauen dagegen häufiger mit dem (Ehe-)Partner zusammenleben, ist 2008 der Zustand 4 durch Alleinerziehende gebildet, welche i.d.R. irreguläre Beschäftigungsverhältnisse und ein sehr niedriges Einkommen haben. Auch wenn es 1984 auch Alleinerziehende gab, ist hier zu beachten, dass die Entstehung eines Zustandes nur für Alleinerziehende im Jahr 2008 auf eine größere Häufigkeit von alleinstehenden Müttern zurückzuführen ist. Allerdings muss man zugleich darauf achten, dass der Status „Alleinerziende“ nicht unbedingt mit prekären sozioökonomischen Bedingungen einhergeht. Das heißt, die Entstehung dieses „neuen“ Zustandes weist wahrscheinlich auch darauf hin, dass gerade solche Frauen mit niedrigen Bildungsabschlüssen in den Berufsklassen IIIb, VII oder Nichterwerbstätig nicht nur einem höheren Armutsrisiko, sondern auch einer höheren familialen Partnerschaftsinstabilität ausgesetzt sind. Wie die Studie von D. Konietzka und M. Kreyenfeld anhand eines multinomialen logistischen Modells mit Daten des Mikrozensus 1996, 1998 und 2000 nahelegt, weisen Frauen mit keinem oder einem Hauptschulabschluss in Westdeutschland im Vergleich zu Frauen mit Abitur ein signifikantes höheres Risiko zur alleinerziehenden Mutterschaft auf (Konietzka/Kreyenfeld 2005: 50). Andererseits geht Familiengründung bei Frauen teilweise immer noch mit der Einstellung der Erwerbstätigkeit (Zustand 3), und teilweise mit der Aufnahme einer Teilzeit- oder Irregulärbeschäftigung in den Dienstklassen II und IIIab (Zustand 6) einher, wie man den entsprechenden Mosaikdiagrammen in Abbildung 4.14 entnimmt. Im Vergleich mit den Clustern im Jahr 1984 deutet sich hier allerdings an, dass die Bildungsabschlüsse von nichterwerbstätigen bzw. teilzeiterwerbstätigen

Frauen in den Zuständen 3 und 6 verglichen mit denen der erwerbstätigen Frauen im Zustand 5 etwas niedriger sind. Dieser Aspekt wird in Abschnitt 6.2.2 näher diskutiert.

Tabelle 4.5.: Charakterisierung der männlichen und weiblichen Clusters 2008 anhand von Tabelle 4.6 und Abbildung 4.14.

Männer	
Zustand	Beschreibung
1	25 Jahre; nicht erwerbstätig; Studenten und Personen mit Hauptschulabschluss; nicht verheiratet; keine Kinder; unterdurchschnittliches Einkommen
2	27 Jahre; vollzeiterwerbstätig oder in Ausbildung; im elterlichen Haushalt; überdurchschnittliches Einkommen; verschiedene Bildungsabschlüsse und Berufsklassen
3	31 Jahre; vollzeiterwerbstätig; Einpersonenhaushalte; keine Kinder; nicht verheiratet; unterdurchschnittliches Einkommen; Hauptschulabschluss; Facharbeiter
4	32 Jahre; vollzeiterwerbstätig; zum Teil verheiratet; keine Kinder; höchstes Einkommen; Hochschulabschluss; Dientklassen I und II
5	37 Jahre; vollzeiterwerbstätig; ein Kind; verheiratet; unterdurchschnittliches Einkommen; unterschiedliche Bildungsabschlüsse und Berufsklassen
6	40 Jahre; vollzeiterwerbstätig; zwei Kinder; verheiratet; überdurchschnittliches Einkommen; eigene Wohnung; Dientklassen I und II

Frauen	
Zustand	Beschreibung
1	23 Jahre; nicht erwerbstätig; keine Kinder; nicht verheiratet; Studentinnen; unterdurchschnittliches Einkommen; zum Teil im elterlichen Haushalt
2	27 Jahre; vollzeiterwerbstätig; keine Kinder; nicht verheiratet; überdurchschnittliches Einkommen; wohnt mit Partner; Realschul-, Hochschulabschluss; Dientklassen I, II, IIIa
3	37 Jahre; nicht erwerbstätig; zwei Kinder; verheiratet; unterdurchschnittliches Einkommen; Realschulabschluss.
4	38 Jahre; zum Teil nicht erwerbstätig; ein Kind; nicht verheiratet; Alleinerziehende; niedrigstes Einkommen; Dienstklasse IIIb, an- /ungelernte Arbeiterinnen; Haupt- und Realschulabschluss
5	38 Jahre; vollzeiterwerbstätig; keine Kinder; verheiratet; wohnt in eigener Wohnung; höchstes Einkommen; Realschul-, Hochschulabschluss; Dienstklassen I und II, IIIa
6	39 Jahre; teilzeiterwerbstätig; zwei Kinder; verheiratet; wohnt in eigener Wohnung; durchschnittliches Einkommen; Realschule; Dienstklassen II, IIIab

Im Vergleich mit den Clustern 1984 sowohl bei Männern als auch bei Frauen sind die sozioökonomischen Lagen in dem Sinne heterogener geworden, dass die hypothetischen Lebensverläufe eine größere Unähnlichkeit zwischen den Beobachtungen vorweisen, was vielleicht für die zum Teil kleineren Silhouettenwerte 2008 in Tabelle 4.2 spricht. Die Ungleichheit zwischen den Beobachtungen bezieht sich nicht nur auf Familiengründung (auch wenn dieser Aspekt in der vorliegende Dissertation im Vordergrund steht), sondern betrifft auch andere Merkmale der Individuen. Die „neuen“ Cluster deuten auf neue Zustände hin, in denen niedrige Bildung, Partnerlosigkeit, manuelle Berufsklassen und niedriges Einkommen ähnliche Merkmale der sozioökonomischen Lage für einen relativ größer gewordenen Teil der Stichprobe 2008 sind. Dabei lässt sich feststellen, dass der Anteil von Familien bei Frauen (etwa 4%) und die durchschnittliche Zahl von Kindern im Haushalt bei Männern kleiner geworden sind. Im nächsten Kapitel wird der Frage nachgegangen, wie die Zahl der Kinder im Haushalt bzw. die Kinderzahl mit anderen wichtigen sozioökonomischen Merkmalen von Befragungspersonen und Partnerschaften

Tabelle 4.6.: Ausgewählte ungewichtete Häufigkeiten und Kennzahlen einiger Variablen der Sechs-Cluster-Lösung für das Erhebungsjahr 2008. Familienzustand: „Ver“: verheiratet. Beschäftigungsstatus: VZ: vollzeitbeschäftigt, TZ: teilzeit, Aus: in Ausbildung, Irr.: irregulärbeschäftigt, NEr.: nichterwerbstätig, EigW.: Anteil in % in eigener Wohnung. Mediane des Alters, des Äquivalenzeinkommens in Preisen von 2006, der Zahl der Kinder unter 18 im Haushalt („Kinder“) und der Haushaltsgröße („HHGr.“). N: Beobachtungen je Cluster, %: Anteil der Beobachtungen jedes Clusters an der Gesamtstichprobe. Quelle: SOEP. Eigene Berechnungen.

a) Männliche Cluster 2008, n = 2120 - Jahrgänge 1965 - 1988													
Zustand	Alter	Ver	VZ	TZ	Aus	Irr	NEr	EigW	Kinder	HHGr	Äqui	N	%
1	25.0	14.2	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	43.3	0	3	14767	261	11.6
2	27.0	0.0	73.1	3.5	17.3	6.1	0.0	89.1	0	3	22911	375	16.6
3	31.0	0.2	80.1	6.6	3.7	9.6	0.0	5.0	0	1	18743	438	19.4
4	32.0	44.4	98.1	1.4	0.5	0.0	0.0	0.0	0	2	23133	207	9.20
5	37.0	90.9	93.4	3.1	0.9	2.2	0.3	2.5	1	3	17058	319	14.1
6	40.0	97.7	96.7	2.1	0.2	0.3	0.8	93.0	2	4	20791	659	29.2

b) Weibliche Cluster 2008, n = 2555 - Jahrgänge 1965 - 1988													
Zustand	Alter	Ver	VZ	TZ	Aus	Irr	NEr	EigW	Kinder	HHGr	Äqui	N	%
1	23.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	51.4	0	3	17188	185	7.20
2	27.0	2.5	72.6	7.0	9.7	10.8	0.0	27.7	0	2	19963	715	28.0
3	37.0	97.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	60.5	2	4	17068	370	14.5
4	38.0	8.8	25.0	26.2	0.4	4.6	43.8	5.0	1	2	11879	260	10.2
5	38.0	89.0	81.7	15.0	0.9	2.4	0.0	57.5	0	2	26144	327	12.8
6	39.0	89.4	5.7	68.3	0.1	25.8	0.0	65.0	2	4	18406	698	27.3

zusammenhängt. Hierbei wird beabsichtigt, die bedingte Verteilung fertilitätsbezogener Variablen ausführlicher zu beschreiben, anhand deren sich die Ergebnisse der statistischen Modelle in Kapitel 6 diskutieren und interpretieren lassen.

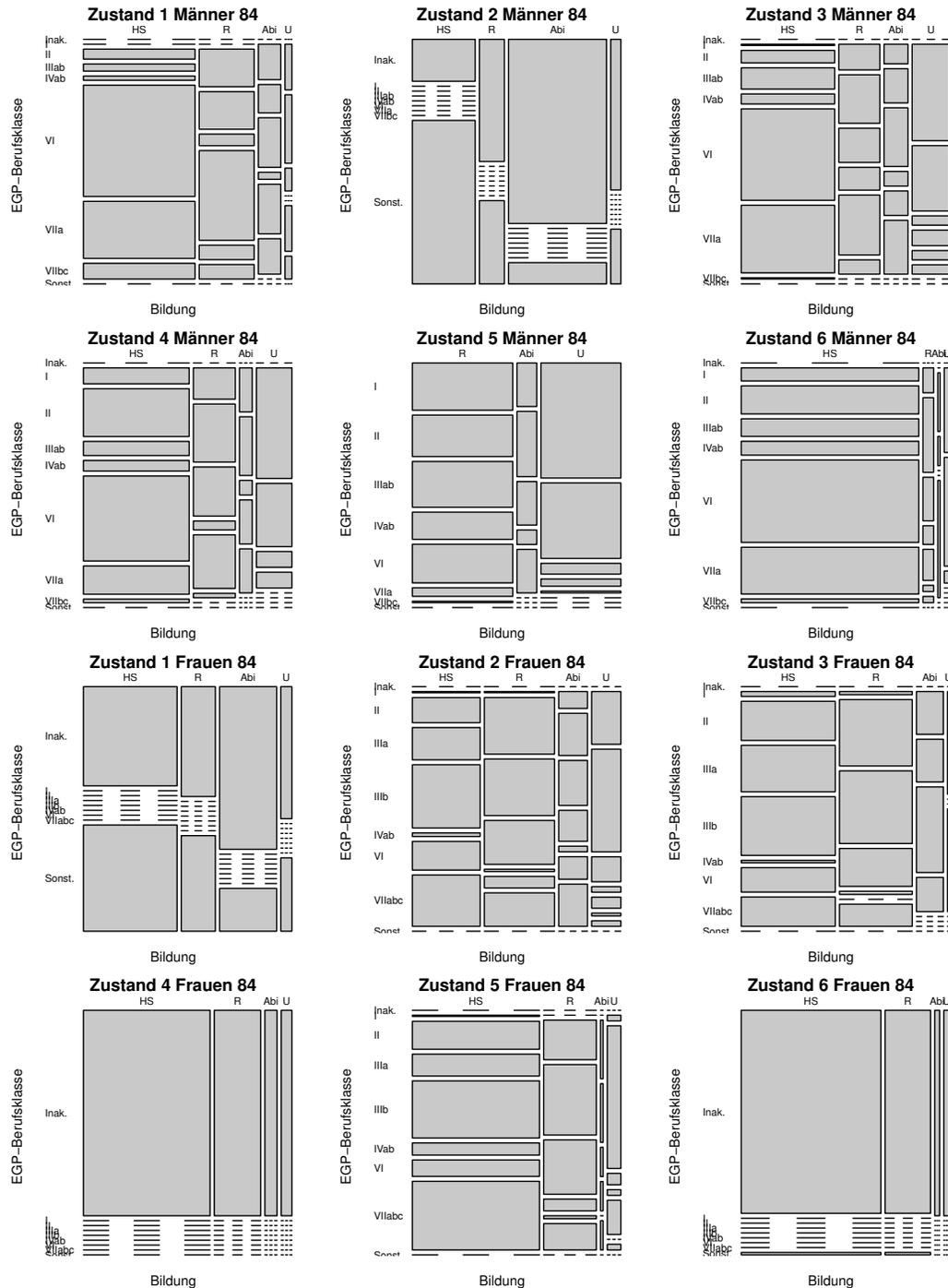


Abbildung 4.13.: Mosaikdiagramme der EGP-Berufsklassen und des Bildungsabschlusses der Cluster 1984. HS: Hauptschule, R: Realschule, Abi: Abitur, U: Fachhochschule/Universität. Quelle: SOEP. Eigene Berechnungen.

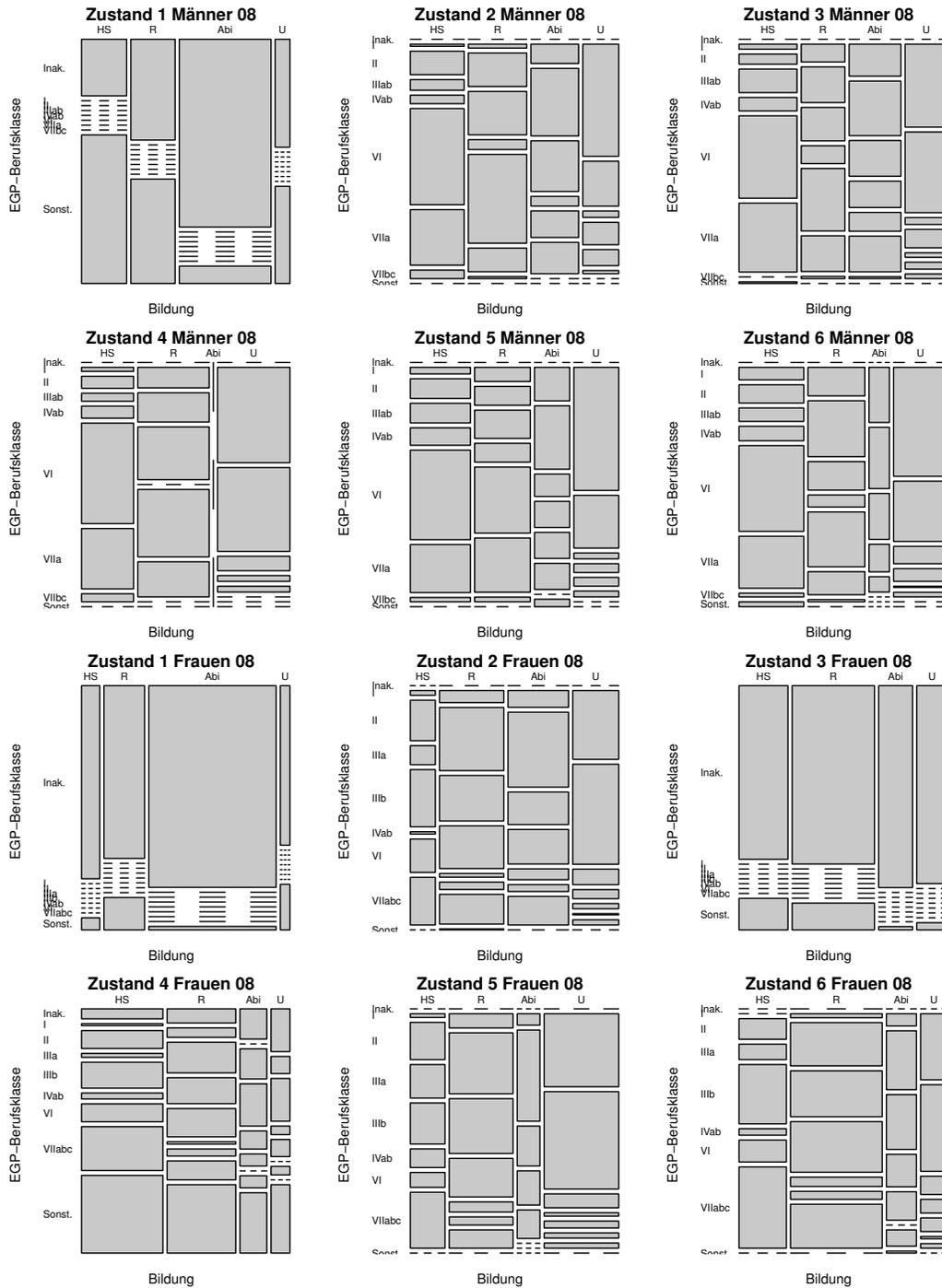


Abbildung 4.14.: Mosaikdiagramme der EGP-Berufsklassen und des Bildungsabschlusses der Cluster 2008. HS: Hauptschule, R: Realschule, Abi: Abitur, U: Fachhochschule/Universität. Quelle: SOEP. Eigene Berechnungen.

5. Deskriptive Statistik II: Fertilität und sozioökonomische Lage

Um die Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Dimensionen der sozioökonomischen Lagen und Fertilität anhand der SOEP-Daten deskriptiv untersuchen zu können, sind die Analyseeinheiten in diesem Kapitel nicht nur Befragungspersonen und Haushalte, sondern auch Partnerschaften. Der Abschnitt 5.1 konzentriert sich auf die Individualebene. Partnerschaften werden im Abschnitt 5.2 diskutiert.

5.1. Fertilität nach Einkommen, Bildung und Beruf – Individualebene

5.1.1. Fertilität und Einkommen

Im Folgenden werden neben den EGP-Klassen und dem Bildungsgrad die relativen Einkommenspositionen jeder Befragungsperson nach dem Nettoerwerbseinkommen und dem Haushaltseinkommen in Zusammenhang mit der Anzahl von Kindern im Haushalt bzw. mit der endgültigen Kinderzahl gebracht. Wie in der Literatur zur Einkommensverteilung typisch ist (auch wenn nicht unproblematisch) (Höhne/Hartmann 2008d; Grabka/Krause 2005; Eurostat 2010), sind die relativen Einkommenspositionen immer in Bezug auf die Maßzahlen der zentralen Tendenz (z.B. Median, arithmetischen Mittelwert) definiert, so dass je nach Referenzmaß und nach Einkommensstypen (etwa Nettoerwerbseinkommen, Haushalts- und Äquivalenzeinkommen) unterschiedliche Informationen über die Einkommensverteilung und deren Zusammenhang mit der Anzahl von Kindern im Haushalt gewonnen werden können. Zur Aufstellung der relativen Einkommenspositionen bedient man sich des Klassifizierungsschemas in Tabelle 5.1, wobei die zugrunde liegende Referenzstichproben aus Männern bzw. Frauen zwischen 20 und 45 Jahren bestehen. Damit sollen die relativen Einkommenspositionen nur für solche Altersklassen ermittelt werden, die beim generativen Verhalten eine wesentliche Rolle spielen. Alle in diesem Kapitel herangezogenen Einkommensstypen werden mit den Preisen von 2006 bereinigt.

Um einen ersten Überblick über die Beziehung zwischen Fertilität und sozioökonomischer Lage zu gewinnen, werden auf den nächsten Seiten die Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt bedingt durch die Nettoerwerbseinkommenposition als auch durch die Haushaltseinkommensposition vor Staatstransfers und Steuern betrachtet¹. In diesem Abschnitt ist die Variable „Kinder im Haushalt“ eine Proxy-Variable von Fertilität. Dabei werden wie im Kapitel 4 nur

¹ Dieses Haushaltseinkommen berücksichtigt weder Staatstransfers (z.B. Kinder- oder Wohngeld, Sozialhilfe / ALG II usw.) noch Steuerabgaben eines Haushalts. In SOEP wird dieses Einkommen als die Summe des Erwerbseinkommens und der Geldeinkünfte aus Vermögen, privaten Transfers sowie privater Altersvorsorge (Grabka 2009: 41).

Tabelle 5.1.: Klassifizierungsschema der relativen Einkommenspositionen. X = Einkommen, \bar{X} = Mittleres Einkommen.

Einkommensposition	Klassifizierungsintervalle
Untere (U) - Position 1	$X \leq 0.6\bar{X}$
Niedrige (N) - Position 2	$0.6\bar{X} < X \leq 0.8\bar{X}$
Mittlere (M) - Position 3	$0.8\bar{X} < X \leq \bar{X}$
Hohe (H) - Position 4	$\bar{X} < X \leq 1.5\bar{X}$
Obere (O) - Position 5	$1.5\bar{X} \leq X$

Männer und Frauen in den für Fertilitätsanalysen relevanten Altersklassen von 20 bis 45 Jahren berücksichtigt. Um die Darstellung der Häufigkeit von Kindern im Haushalt in den nächsten Abbildungen zu vereinfachen, wurden die Einkommenspositionen 2 und 3 des jeweiligen Einkommensstyps zusammengefasst. In Abbildung 5.1 ist die Verteilung der Anzahl von Kindern im Haushalt von Männern zwischen 1984 und 2008 dargestellt. Es fällt zunächst auf, dass der Anteil von Haushalten ohne Kinder über alle Haushaltseinkommenspositionen hoch ist und über 40% liegt. Insbesondere sind die Haushalte von Männern der ersten Position überwiegend Einpersonenhaushalte. Dagegen wohnen Männer der Haushalte in Positionen 2 und 3 öfter mit Kindern zusammen, auch wenn die Zahl kinderloser Haushalte in diesen Positionen zwischen 1984 und 2008 um etwa 10% zugenommen hat.

Die Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt von Frauen wird in Abbildung 5.2 dargestellt. Im Vergleich mit den Haushalten von Männern fallen die Häufigkeiten kinderloser Haushalte von Frauen etwas kleiner aus, wobei der Anteil solcher Haushalte nun etwa bei 40% über alle Einkommenspositionen liegt. Genauso wie bei Männern wohnen Kinder häufiger in den Haushalten von Frauen in Positionen 2 und 3, wobei hier auch die Zahl kinderloser Haushalte leicht zugenommen hat. Im Gegensatz zu den Haushalten von Männern weisen die Haushalte von Frauen der ersten Einkommensposition eine deutlich höhere Anzahl von Kindern auf. Aus den Abbildungen 5.1 und 5.2 lässt sich entnehmen, dass Männer sowie Frauen in jeder Einkommensposition oft mit 1 oder 2 Kindern zusammenleben. Der Anteil größerer Haushalte konzentriert sich also nicht auf eine einzige Haushaltseinkommensposition. Für beide Geschlechter scheint zu gelten, dass der Zusammenhang zwischen der Zahl von Kindern im Haushalt und dem Haushaltseinkommen n-förmig ist, wobei Positionen 1 und 5 eine vergleichsweise niedrigere Anzahl von Kindern als Positionen 2, 3 und 4 ausweisen.

Wird nun die Verteilung der Kinder im Haushalt von Männern nach den Nettoerwerbseinkommenspositionen betrachtet, ergibt sich ein differenzierteres Bild (Abbildung 5.3). Diesmal nimmt aber die Zahl von Kindern im Haushalt mit jeder Erwerbseinkommensposition zu. Während in Position 1 der Anteil kinderloser Haushalte von Männern zwischen 1984 und 2008 noch im Durchschnitt etwa 73% beträgt, liegt dieser Anteil bei den Haushalten von Männern der fünften Position in derselben Periode zwischen 23% und 37%. Merkwürdigerweise lässt sich hinsichtlich des Nettoerwerbseinkommens feststellen, dass große Haushalte mit drei und mehr Kindern überwiegend in der fünften Position zu finden sind. Während der Anteil der Haushalte mit drei und mehr Kindern in der ersten Position im Durchschnitt lediglich etwa 3% beträgt, liegt dieser Anteil in der fünften Position bei etwa 12%.

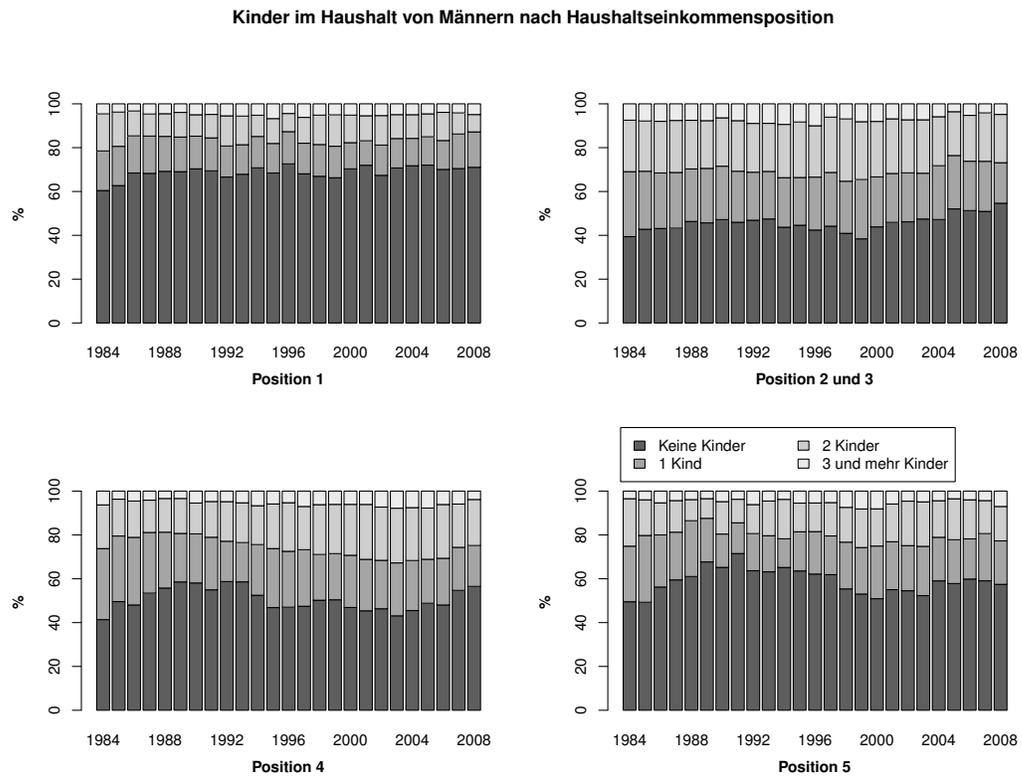


Abbildung 5.1.: Gewichtete Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt von Männern zwischen 20 und 45 Jahren bedingt durch die Haushaltseinkommensposition. Westdeutschland. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

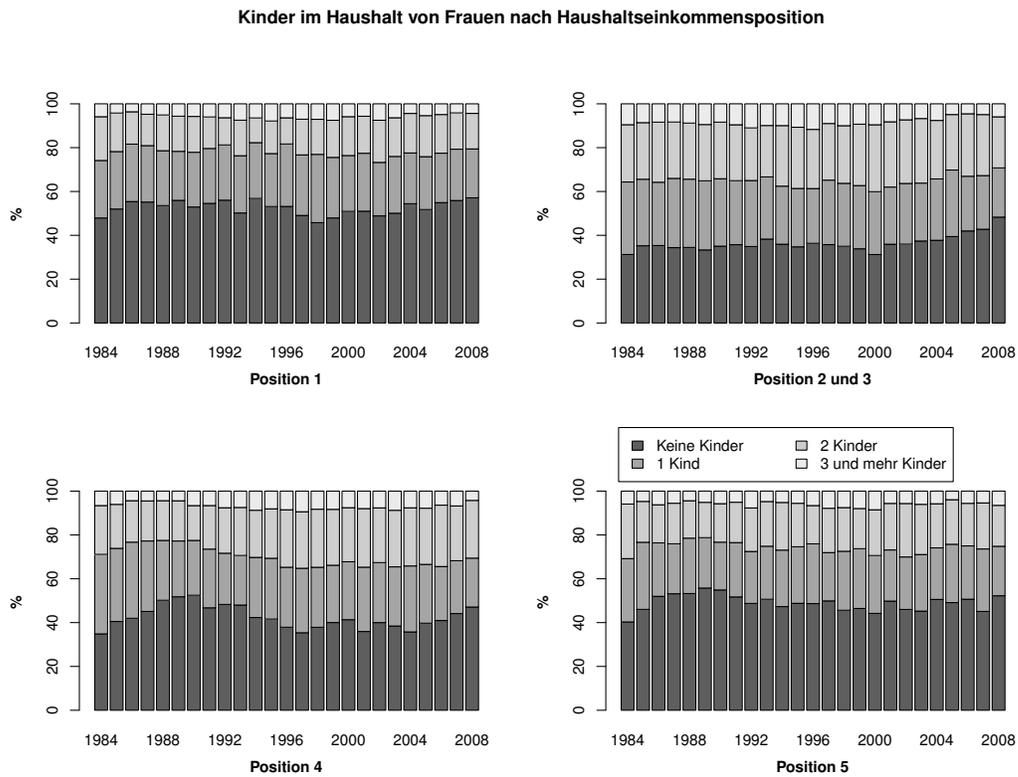


Abbildung 5.2.: Gewichtete Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt von Frauen zwischen 20 und 45 Jahren bedingt durch die Haushaltseinkommensposition. Westdeutschland. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

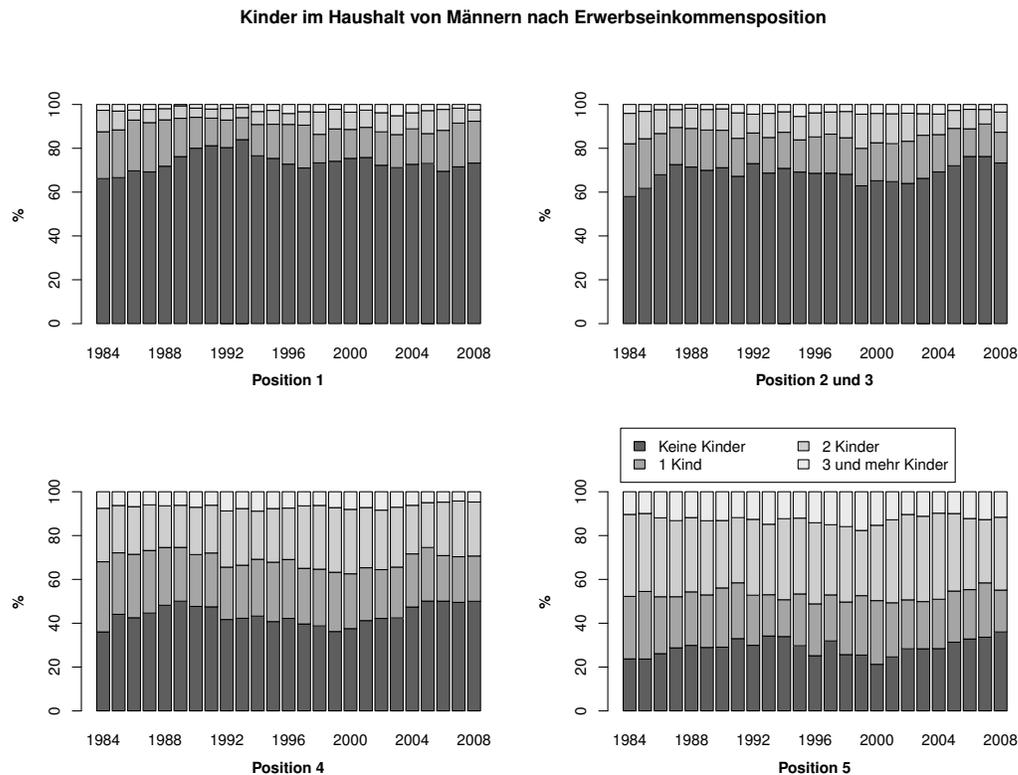


Abbildung 5.3.: Gewichtete Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt von Männern zwischen 20 und 45 Jahren bedingt durch die Nettoerwerbseinkommensposition. Westdeutschland 1984, 1994, 2008. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Verteilung der Kinder im Haushalt von Frauen wird in Abbildung 5.4 dargestellt. Im Vergleich mit Abbildung 5.3 sieht man, dass der Anteil kinderloser Haushalte mit jeder Nettoerwerbseinkommensposition deutlich zunimmt. Während kinderlose Haushalte von Frauen in der ersten Position im Durchschnitt zwischen 1984 und 2008 etwa 24% beträgt, ist dieser Anteil bei den Haushalten der fünften Position etwa 72%. Haushalte von Frauen mit drei und mehr Kindern konzentrieren sich überwiegend in der ersten Position. Der Zusammenhang zwischen der Zahl von Kindern im Haushalt von Frauen und ihrem Nettoerwerbseinkommen ist also im Allgemeinen dem von Männern entgegengesetzt. Bei Männern geht auf der aggregierten Ebene im Quer- und Längsschnitt höheres Nettoerwerbseinkommen mit zunehmender Fertilität einher, während bei Frauen gilt, dass je niedriger die Einkommensposition nach den Einküften einer Erwerbstätigkeit liegt, desto größer die Wahrscheinlichkeit von Kindern im Haushalt wird. Es scheint also, dass statt des umgekehrten U-förmigen Zusammenhangs zwischen Kindern im Haushalt und Einkommen ein eher linearer Zusammenhang zwischen Kindern und Erwerbseinkommen besteht. Wie noch in diesem und im Abschnitt 5.2 ausführlicher diskutiert wird, spiegeln diese asymmetrischen Korrelationen familiäre Organisationsformen der Partnerschaften wider.

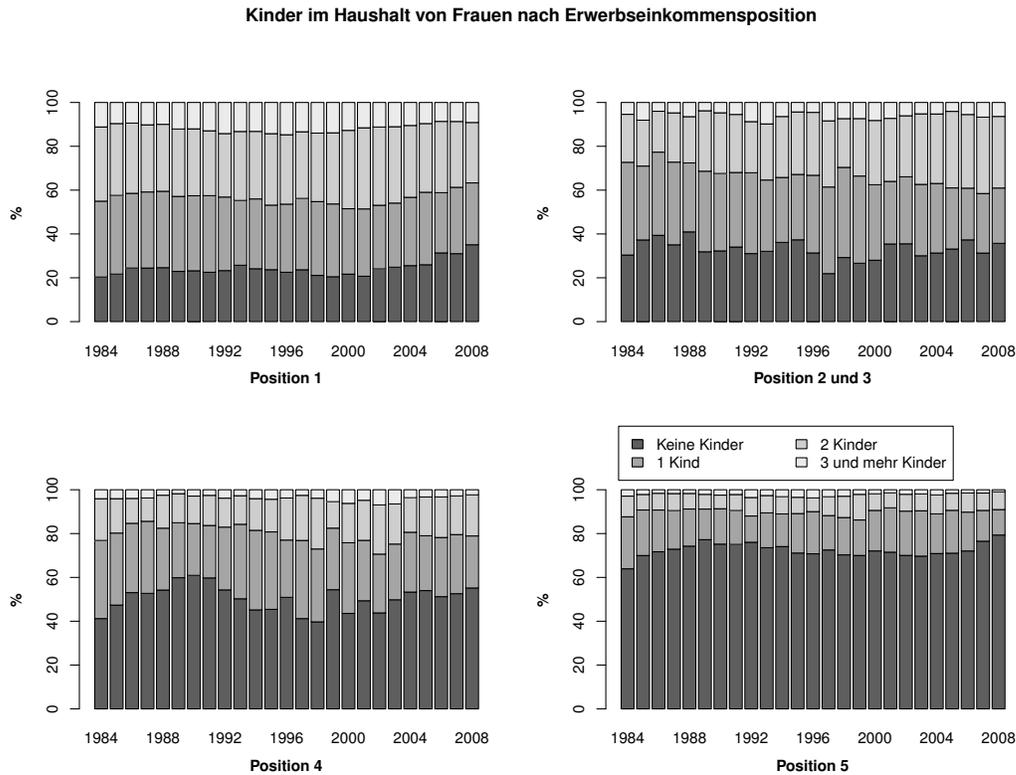


Abbildung 5.4.: Gewichtete Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt von Frauen zwischen 20 und 45 Jahren bedingt durch die Nettoerwerbseinkommensposition. Westdeutschland. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

An dieser Stelle kann man sich fragen, inwiefern die Fertilitätsunterschiede zwischen den Einkommenspositionen im Querschnitt statistisch signifikant sind und in welcher Form sie sich im Längsschnitt verändert haben. Aus der Verteilung der Kinder im Haushalt lässt sich schließen, dass man zur Überprüfung der Signifikanz der Fertilitätsunterschiede zwischen den Einkommenspositionen auf statistische Tests zurückgreifen muss, die keine Annahmen über die genaue Verteilung der zu untersuchenden Variablen stellen². Aus diesem Grund werden im Folgenden die Fertilitätsunterschiede anhand eines zweiseitigen nichtparametrischen Tests, des sogenannten Mann-Whitney-Tests, untersucht, der im Abschnitt C.1.1 beschrieben wird. Die Nullhypothese H_0 sagt aus, dass die Erwartungswerte der Zahl der Kinder im Haushalt für die verschiedenen Einkommenspositionen gleich sind. Darüber hinaus wurde die Holm-Korrektur der p-Werte für multiples Testen verwendet. Die Ergebnisse der verschiedenen Mann-Whitney-Tests zwischen den Einkommenspositionen untereinander werden für Männer und Frauen in Tabelle 5.2 gezeigt. Wie man daraus entnehmen kann, sind die männlichen und weiblichen Fertilitätsunterschiede zwischen den Einkommenspositionen im Querschnitt vor allem in Bezug auf das Nettoerw-

² Die Zahl der Kinder im Haushalt wird eher durch eine Poissonverteilung modelliert, da sie als abzählbare Variable aufgefasst werden kann. Diese Annahme wird aber erst in den Hurdle-Modellen verwendet werden.

Tabelle 5.2.: p-Werte der zweiseitigen Mann-Whitney-Tests zur Überprüfung der Signifikanz von Fertilitätsunterschieden zwischen den Einkommenspositionen. Die erste Zeile bezeichnet die Gruppen, worauf sich die Tests bezogen haben. Holm-Korrektur für multiples Testen. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	1/2	1/3	1/4	1/5	2/3	2/4	2/5	3/4	3/5	4/5
Männer Haushaltseinkommen										
1984	0.000	0.590	0.019	0.590	0.822	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
1994	0.000	1.000	1.000	0.000	0.822	0.000	0.037	0.000	1.000	0.143
2008	0.000	0.544	0.131	0.019	0.304	0.339	0.000	0.001	0.312	0.544
Männer Erwerbseinkommen										
1984	0.893	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.805	0.805	0.000
1994	0.002	0.393	0.000	0.805	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2008	0.000	0.000	0.000	0.002	0.001	0.000	0.893	0.000	0.000	0.000
Frauen Haushaltseinkommen										
1984	0.001	1.000	0.075	1.000	1.000	0.006	0.005	0.002	1.000	1.000
1994	0.000	1.000	0.083	0.001	1.000	0.000	0.972	0.000	1.000	0.339
2008	0.356	0.163	0.038	0.029	1.000	0.163	0.006	0.741	0.594	0.163
Frauen Erwerbseinkommen										
1984	0.044	0.000	0.000	0.000	0.000	0.406	0.000	1.000	1.000	0.000
1994	0.053	1.000	0.513	0.021	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2008	0.000	0.513	0.000	0.005	1.000	0.139	1.000	0.000	0.000	0.000

erwerbseinkommen signifikant, was für einen ausgeprägteren linearen Zusammenhang spricht. Im Längsschnitt dagegen, wie aus Abbildungen 5.1 bis 5.4 schon angedeutet war, scheint die Signifikanz der Unterschiede entweder gleich geblieben zu sein oder sich in Richtung einer stärkeren Fertilitätsdifferenzierung der unter- oder überdurchschnittlichen Einkommenspositionen bewegt zu haben.

5.1.2. Fertilität und Bildung

Anhand der SOEP-Stichproben lässt sich feststellen, dass höhere Abschlüsse tendenziell mit erhöhter Kinderlosigkeit bei Frauen einhergehen, wie Abbildung 5.5 zu entnehmen ist. Der Anteil kinderloser Akademikerinnen in Westdeutschland liegt für die Geburtskohorten 1930 bis 1970 zwischen 24% und 43%. Damit bestätigt sich hier die Schlussfolgerung von M. Scharein anhand verschiedener Studien, dass „sich die Anteile kinderloser Akademikerinnen in den letzten Jahren bei einem Niveau von (um die Verzerrung von cirka fünf Prozentpunkten korrigierten) rund 30% einzupendeln scheinen“ (Scharein 2011: 26; vgl. Dorbritz 2011 mit Mikrozensusdaten; Dorbritz/Ruckdeschel 2007 im internationalen Vergleich; Duschek/Wirth 2005 mit Mikrozensusdaten; Schmitt/Winkelmann 2005 mit SOEP-Daten). Bildung und Fertilität bei Frauen weisen tendenziell eher einen negativen Zusammenhang auf, obwohl hier weitere Einflussfaktoren nicht berücksichtigt werden können (beispielsweise Studienfachrichtung – vgl. dazu Schaeper 2007). Man muss allerdings anhand von Abbildung 4.6 beachten, dass der Anteil von Akademikerinnen kontinuierlich zugenommen hat. Dies kann (ceteris paribus) dazu führen, dass mit einer zunehmenden absoluten Zahl kinderloser Frauen die entsprechenden Fertilitätsraten auf der ag-

geregten Ebene abnehmen. Wenn zugleich berücksichtigt wird, dass die Anteile der Frauen mit drei und mehr Kindern ebenfalls deutlich geschrumpft sind, ergeben sich die sehr niedrigen periodenspezifischen Fertilitätsziffern in Westdeutschland.

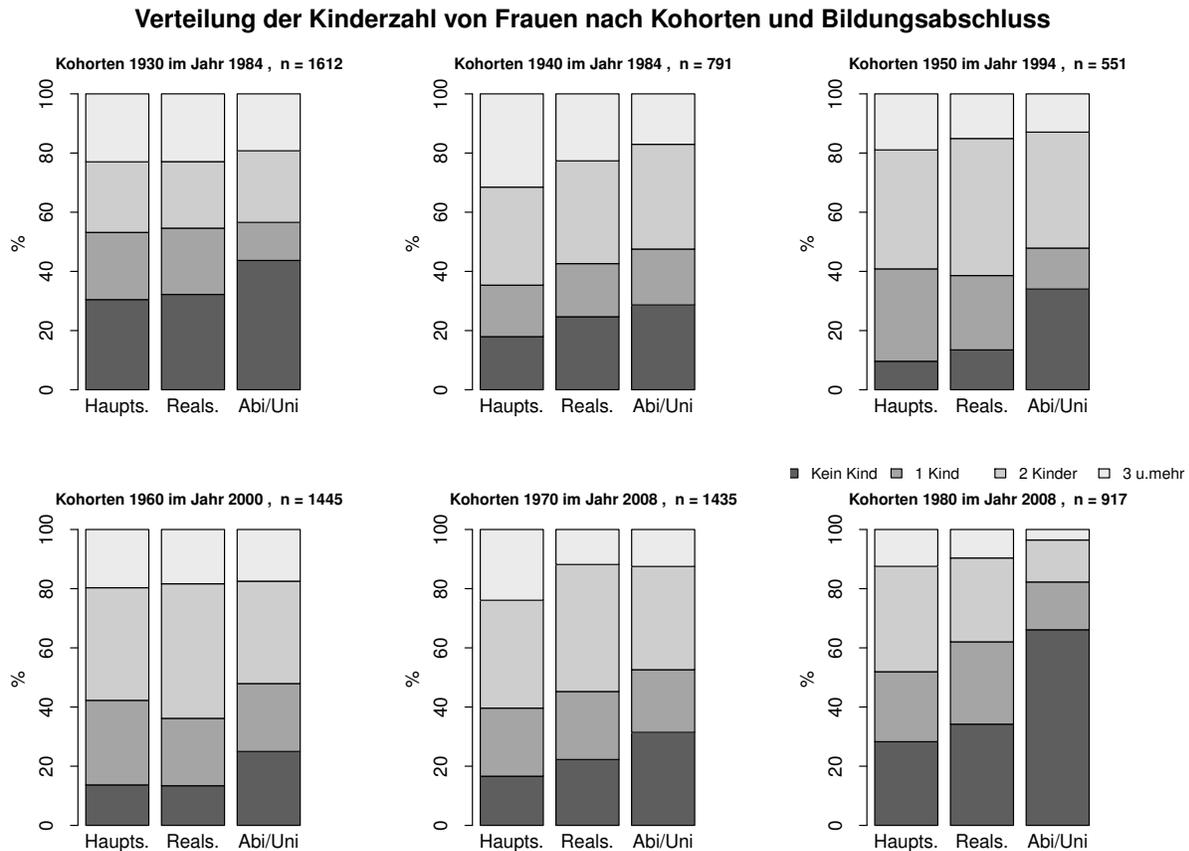


Abbildung 5.5.: Gewichtete Verteilung der Kinderzahl nach Kohorten und Bildungsabschluss bei den Frauen angegebener Kohorten. Westdeutschland 1984-2008. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Verteilung der Kinderzahl bei Männern in Abbildung 5.6 weist darauf hin, dass die Fertilitätsunterschiede zwischen den Bildungsabschlüssen nicht so stark ausgeprägt sind wie bei Frauen, auch wenn sich bei Akademikern der Geburtskohorten 1970 ein um etwa 8% höherer Anteil an Kinderlosen bestätigt. Allerdings ist neben ähnlichen Insitutioneneffekten ein deutlich höherer Anteil kinderloser Männer für jeden Bildungsabschluss erkennbar. Insbesondere ist der Unterschied der Prävalenz von Kinderlosigkeit zwischen Männern und Frauen mit Hauptschulabschluss stark ausgeprägt. Während der Anteil kinderloser Frauen mit Hauptschulabschluss der Geburtskohorten 1960 und 1970 unter 20% liegt, beträgt dieser bei Männern 26% bzw. 32% (vgl. dazu Schmitt/Winkelmann 2005 auch mit SOEP-Daten). Insgesamt aber liegen die Anteile kinderloser Männer für die Geburtskohorten 1960 und 1970 zwischen 27% und 40%. Wegen des schon in Abschnitt 4.4 besprochenen Erhebungsmangels männlicher Fertilität

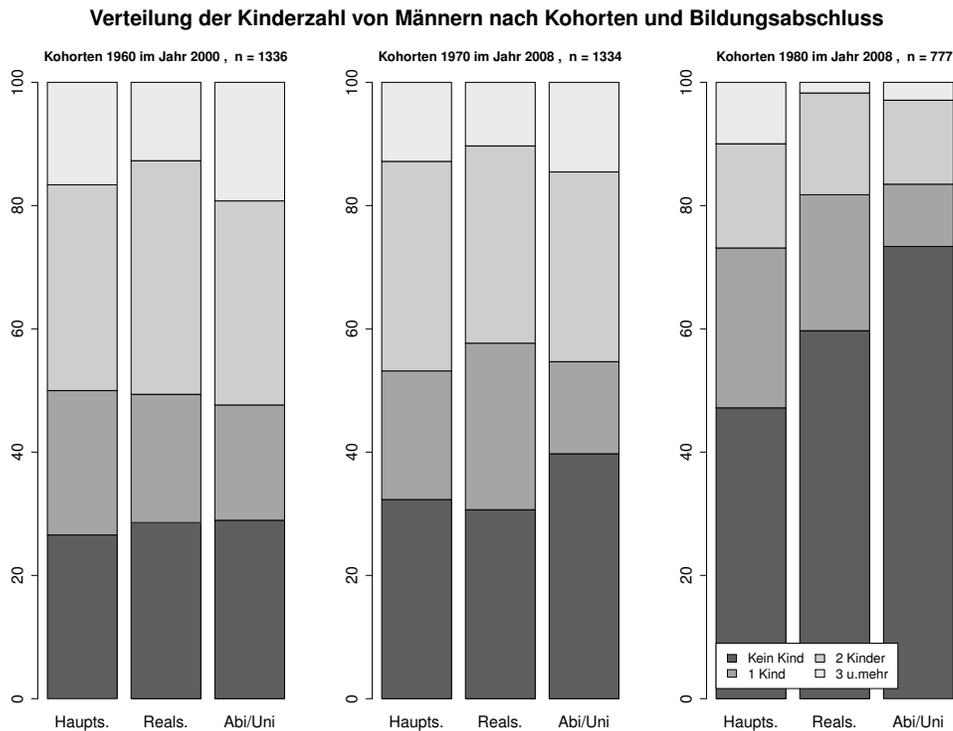


Abbildung 5.6.: Gewichtete Verteilung der Kinderzahl nach Kohorten und Bildungsabschluss bei den Männern angegebener Kohorten. Westdeutschland 1984-2008. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

kann man an dieser Stelle nicht beurteilen, inwiefern Männerüberschußeffekte eine Rolle spielen können. Die Anteile der Männer mit drei und mehr Kindern weisen genauso wie bei Frauen auf eine deutliche Abnahme höherer Kinderzahlen hin. Auch wenn für die jüngsten Kohorten 1971-1980 weitere Geburten zu erwarten sind, kann man davon ausgehen, dass die Kinderlosigkeitsanteile um etwa 30% bei Frauen bzw. 35% bei Männern liegen werden.

5.1.3. Fertilität, Berufsklasse und Einkommen

Um den Zusammenhang zwischen EGP-Berufsklassen, Einkommensposition und Kindern unter 18 Jahren im Haushalt zu analysieren, werden entsprechende Kontingenztabellen erstellt und der Klarheit in der Darstellung halber die Ergebnisse durch Aufstellung der sogenannten Mosaikdiagramme vorgestellt, die im Abschnitt 4.4 beschrieben worden sind. Allerdings enthalten die im Folgenden dargestellten Mosaikdiagramme nicht nur Informationen über die Zelhäufigkeiten, sondern auch über den Grad der (Un-)Abhängigkeit zwischen den Variablen durch Einführung einer Farben- bzw. Schattierungskodierung (für Details s. Friendly 1994; Zeileis et al. 2007; Meyer et al. 2006). Wie oben gesagt, werden in diesen Diagrammen die Zelhäufigkeiten als Rechtecke dargestellt. Die Breite und die Höhe jedes Rechtecks ist proportional zu den Marginalhäufigkeiten der Zellen. Zusätzlich aber werden die Rechtecke je nach Wert der Loglikelihood-Ratio-Statistik G^2 eines loglinearen Modells schattiert. Um das Verfahren erklären zu können, muss

man zuerst ein loglineares Modell für die dem Mosaikdiagramm zugrunde liegende Kontingenztabelle definieren. Hier wurde folgendes loglineares Modell geschätzt, welches für Interaktionen zwischen den Variablen kontrolliert,

$$\log m_{ijk} = \mu + \lambda_i^{EGP} + \lambda_j^{Eink} + \lambda_k^{Kinder} + \lambda_{ij}^{EGP:Eink} + \lambda_{ik}^{EGP:Kinder} + \lambda_{jk}^{Eink:Kinder}, \quad (5.1.1)$$

wobei m_{ijk} die Zelhäufigkeiten, $\lambda_{ij}^{EGP:Eink}$ die Interaktionsparameter zwischen den Berufsgruppen mit i Kategorien und der Haushaltseinkommensposition mit j Kategorien, $\lambda_{ik}^{EGP:Kinder}$ die Interaktionsparameter zwischen EGP-Berufsgruppen und Zahl der Kinder im Haushalt mit k Kategorien und $\lambda_{jk}^{Eink:Kinder}$ die Interaktionsparameter zwischen Haushaltseinkommensposition und Kindern im Haushalt bezeichnen. Die anderen Parameter entsprechen den Haupteffekten des Modells für die angegebenen Kategorien. Dieses loglineare Modell wurde aufgrund seiner besseren Modellanpassung im Vergleich zu den anderen Modellspezifikationen in Tabelle 5.3 ausgewählt. Dabei wurde anhand der Modelle in Tabelle 5.3 versucht, solche Modellspezifikation zu finden, für welche die Loglikelihood-Ratio-Statistik G^2 minimal wird, denn größere G^2 -Anteile für vorgegebene Freiheitsgrade weisen auf eine kleinere Wahrscheinlichkeit am rechten Rand der Verteilung (p-Werte) hin, aus welcher dann auf eine schlechtere Modellanpassung an die Daten geschlossen werden kann (vgl. Agresti: 2002: Kap. 9). Da man hier eigentlich nur die wichtigsten signifikanten Abweichungen von einem an die Daten gut angepassten Modell zu identifizieren versucht, wurde Modell 8 in Tabelle 5.3 gewählt³.

Tabelle 5.3.: Loglineare Interaktionsmodelle für die Variablen EGP-Berufsgruppe (= 1), Haushaltseinkommensposition (= 2) und Kinder unter 18 im Haushalt (= 3) für die Befragungspersonen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. Kleinere G^2 -Anteile weisen auf eine bessere Modellanpassung für gegebene Freiheitsgrade (df) hin (vgl. Agresti 2002: Kap. 9). Das Zeichen „:“ bezeichnet die Interaktionen. M1 ist das Modell gegenseitiger Unabhängigkeit. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Modell		Männer		Frauen	
		G^2	df	G^2	df
M1	1 + 2 + 3	1876	83	1405	72
M2	1:2 + 3	784	62	983	54
M3	1:3 + 2	1495	69	655	60
M4	2:3 + 1	1682	77	1308	66
M5	1:2 + 2:3	591	56	886	48
M6	1:3 + 2:3	1302	63	559	54
M7	1:2 + 1:3	404	48	233	42
M8	1:2 + 1:3 + 2:3	241	42	118	36

Die Anteile der G^2 -Statistik für jede Zellkombination aus dem loglinearen Modell in Gln. (5.1.1) werden dann im Mosaikdiagramm verwendet, um die wichtigsten signifikanten Abweichungen vom geschätzten Modell graphisch identifizieren zu können. Dazu wird die G^2 -Statistik als

$$G^2 = 2 \sum_i \sum_j \sum_k m_{ijk} \log(m_{ijk}/\hat{m}_{ijk}) \quad (5.1.2)$$

³ Die vollständige multivariate Analyse erfolgt erst in den Abschnitten 6.1.1.1 und 6.1.1.2 anhand der sogenannten Hurdlerregressionen.

definiert, wobei \hat{m}_{ijk} die erwarteten und m_{ijk} die beobachteten Häufigkeiten bezeichnen⁴. Falls die Anteile der G^2 -Statistik jeder Zellkombination im loglinearen Modell von Gleichung (5.1.1) im Absolutbetrag größer etwa 2,0 bzw. 4,0 sind, trägt diese Zelle auf dem 0,05- bzw. 0,001-Niveau signifikant der Gesamtabweichung des Modells bei⁵ (Friendly 1994: 191). In diesem Fall wird die Zelle hell schattiert. Für negative G^2 -Anteile (d.h. für $m_{ijk}/\hat{m}_{ijk} < 1$), die für eine gegebene Zellkombination kleiner als -2,0 bzw. -4,0 sind, werden die Zellen dunkler schattiert. Damit gibt die Schattierung die Richtung des signifikanten Beitrags einzelner Zellhäufigkeiten zur Abweichung der gesamten Modellanpassung an. Anders als beim Kohortenvergleich des vorherigen Kapitels, in dem es sich um die sozioökonomischen Veränderungen während des Familiensgründungsalters ging, wird an dieser Stelle die Gesamtperiode 1984-2008 als eine einzige Beobachtung behandelt, wobei Befragungspersonen nur bei ihrer ersten SOEP-Teilnahme berücksichtigt werden (d.h. keine Doppelzählungen). Damit erreicht man eine bessere Zellhäufigkeit für jede Variablenkombination. Aus demselben Grund wurden die Haushaltseinkommenspositionen 2 und 3 zusammengefasst.

Abbildung 5.7 veranschaulicht das Mosaikdiagramm für westdeutsche Männer. Während für die oberen Dienstklassen I und II die Einkommensposition und die Zahl der Kinder im Haushalt überwiegend positiv zusammenhängen, weist die Berufsklasse VI der Facharbeiter einen positiven Zusammenhang bei Einkommenspositionen 2 und 3 auf. Diese klassenspezifischen Zusammenhänge beziehen sich teilweise auf die durchschnittlichen Haushaltseinkommensunterschiede. Wie in Abbildung 5.9 dargestellt wird, haben die höheren Dienstklassen I und II das größte durchschnittliche Einkommen, so dass sie in der höheren Einkommensposition überrepräsentiert sind. Facharbeiter verfügen hingegen über ein vergleichsweise niedrigeres Einkommen und sind in den mittleren Einkommenspositionen überrepräsentiert. Insbesondere Facharbeiter der Klasse VI der mittleren Einkommenspositionen 2 und 3 zeigen einen überproportional signifikanten Anteil an größeren Haushalten (helle Schattierung). Bezüglich der Berufsklasse VIIa der un- und angelernten Arbeiter lässt sich feststellen, dass sich Familien ebenfalls in den mittleren Einkommenspositionen befinden. Inaktive Männer dagegen leben am häufigsten ohne Kinder im Haushalt, was aufgrund des Zusammenhangs zwischen Erwerbseinkommen und Kindern im Haushalt zu erwarten war (s. Abbildung 5.3). Bei Männern der Dienstklassen II und III sieht man, dass der Anteil kinderloser Haushalte etwas größer ist als der von Familien. Für Männer aller Berufsklassen ist im Allgemeinen festzustellen, dass ein zu niedriges Einkommen mit Kinderlosigkeit einhergeht. Dagegen ist die Anzahl von Kindern im Haushalt zum Teil für jede Berufsklasse charakteristisch, wobei Männer der Dienstklassen in höheren Einkommenspositionen tendenziell mit Kindern leben, während Facharbeiter sogar mit signifikant wenigen Kindern im Haushalt leben, wenn sie über ein überdurchschnittliches Einkommen verfügen (dunkle Schattierung). Es scheint also, dass die Zusammenhänge zwischen Einkommen und Kindern im Haushalt im Mosaikdiagramm von Männern bei den Klassen I und II im Verhältnis zu Klassen VI und VIIa für vorgegebene Einkommenspositionen ähnlich, aber asymmetrisch sind.

⁴ Die erwarteten Häufigkeiten werden in der Regel durch iterative Algorithmen geschätzt. In unserem Fall wurde die Iterative-Maximum-Likelihood-Estimation verwendet (vgl. Agresti 2002: Kap. 8).

⁵ Hier macht man sich die Eigenschaft zu Nutze, dass für eine ausreichend große Stichprobe die G^2 -Statistik asymptotisch χ^2 -verteilt ist (vgl. Agresti 2002: Kap. 2).

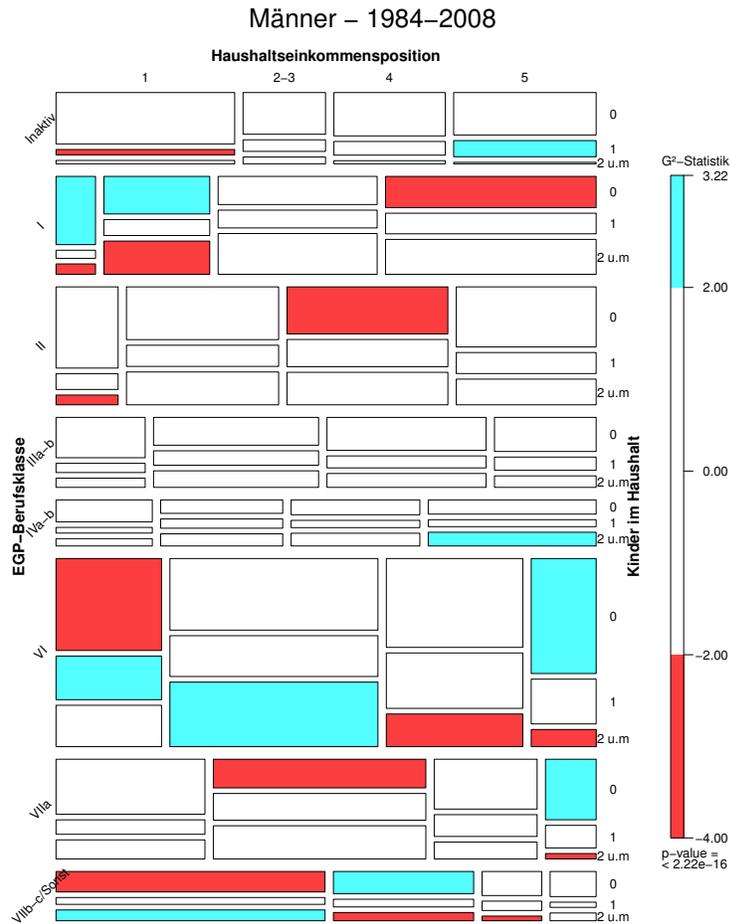


Abbildung 5.7.: Mosaikdiagramm von Männern zwischen 20 und 45 Jahren nach EGP-Klassen, Haushaltseinkommensposition und Kinderzahl der Mutter. Beobachtungen = 7767, keine Doppelzählungen. Westdeutschland 1984-2008. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Bei Frauen zeigt das entsprechende Mosaikdiagramm in Abbildung 5.8 eine deutlich bessere Modellanpassung ($G^2 = 118$ gegen $G^2 = 241$ bei Männern, vgl. Tabelle 5.3), welche dazu führt, dass kaum signifikante Abweichungen zu beobachten sind. Dies wiederum kann gewissermaßen auf einen homogenen Lebensverlauf von Frauen zurückgeführt werden. Allerdings ist bei Frauen der Anteil der Nichterwerbstätigen aufgrund der Kinderbetreuungsphase erwartungsgemäß deutlich größer. Auffällig sind hier die signifikanten Abweichungen bei Frauen in den Einkommenspositionen 2 und 3 sowie 5, die allerdings in entgegengerichteten Zusammenhängen auftreten. Während es für die inaktiven Frauen von Position 2 und 3 signifikant weniger Haushalte ohne Kinder gibt, weisen die Haushalte nichterwerbstätiger Frauen in Einkommensposition 5 sowohl signifikant mehr Haushalte ohne Kinder als auch signifikant weniger Haushalte mit zwei und mehr Kindern auf. Bei den Berufsklassen I bis VIIabc beobachtet man einen etwa größeren Anteil an kinderlosen Haushalten, wie der Flächengröße der Zellen von oben nach unten zu

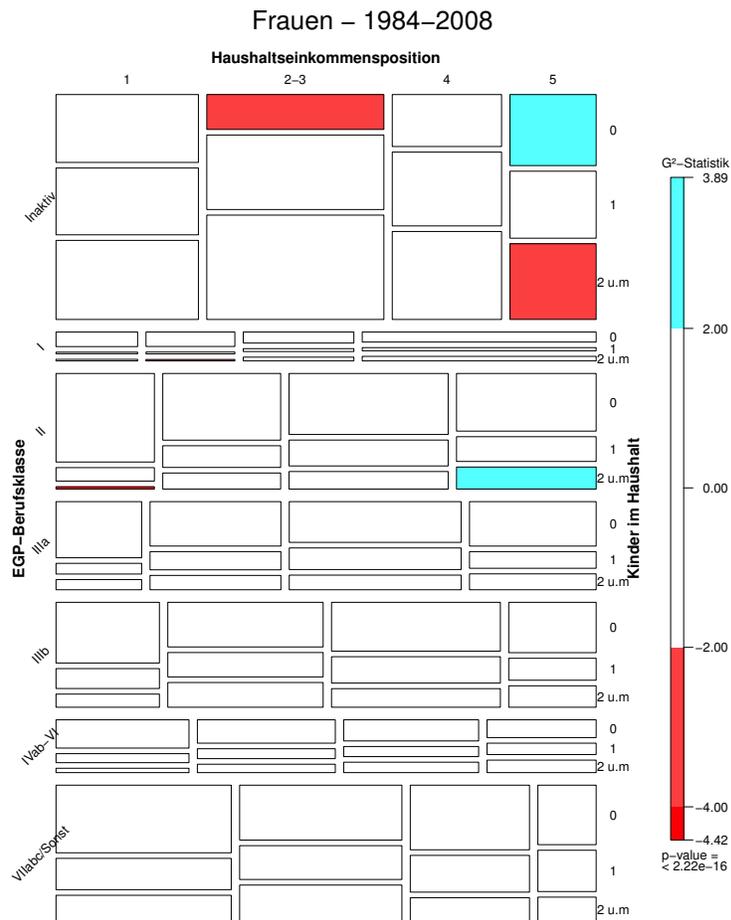


Abbildung 5.8.: Mosaikdiagramm von Frauen zwischen 20 und 45 Jahren nach EGP-Klassen, Haushaltseinkommensposition und Kinderzahl der Mutter. Beobachtungen = 7924, keine Doppelzählungen. Westdeutschland 1984-2008. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

entnehmen ist. Die Häufigkeiten der Haushalte mit Kindern nach Berufsklassen sind dagegen etwa gleichmäßig verteilt. Darüber hinaus leben erwerbstätige Frauen (insbesondere der Dienstklassen I, IIIa und IVab-IV) in der ersten Haushaltsposition tendenziell ohne Kinder. Es muss aber beachtet werden, dass die Zusammenhänge bei Frauen, die im Mosaikdiagramm dargestellt werden, eigentlich nur für die erwerbstätigen Frauen sinnvoll sind. Wie im Abschnitt 4.4 im Rahmen der Clusteranalyse diskutiert worden ist, implizieren Kinder und Familiengründung für Frauen eine mehr oder weniger vorläufige Einstellung der eigenen Erwerbstätigkeit. Im Mosaikdiagramm befinden sich also unter der Kategorie „inaktiv“ Frauen aus unterschiedlichen Qualifikationsniveaus und „potenziellen“ Berufsklassen, welche aufgrund der Kinderbetreuung nicht mehr erwerbstätig sind. Andererseits implizieren Perioden von Nichterwerbstätigkeit bei Frauen, dass das Haushaltseinkommen während der Inaktivitätsphase deutlich niedriger wird, wie in Abbildung 5.9 veranschaulicht wird. Im Durchschnitt beträgt die Einkommenskluft zwi-

schen nichterwerbstätigen und erwerbstätigen Frauen der Dienstklassen I-II und IIIa-b etwa 17 000 Eur bzw. 7 700 Eur pro Jahr. Wird dagegen das Einkommen der Frauen in den Klassen VIIabc mit dem Einkommen von nichterwerbstätigen Frauen verglichen, sieht man, dass nicht-erwerbstätige Frauen im Durchschnitt insbesondere ab 1995 über ein etwas höheres Einkommen als Frauen von Klassen VIIabc verfügen. Allerdings beträgt der Einkommensunterschied zwischen nichterwerbstätigen Frauen und Pensionierten sowie Arbeitslosen sogar etwa 10 000 Euro im Jahr.

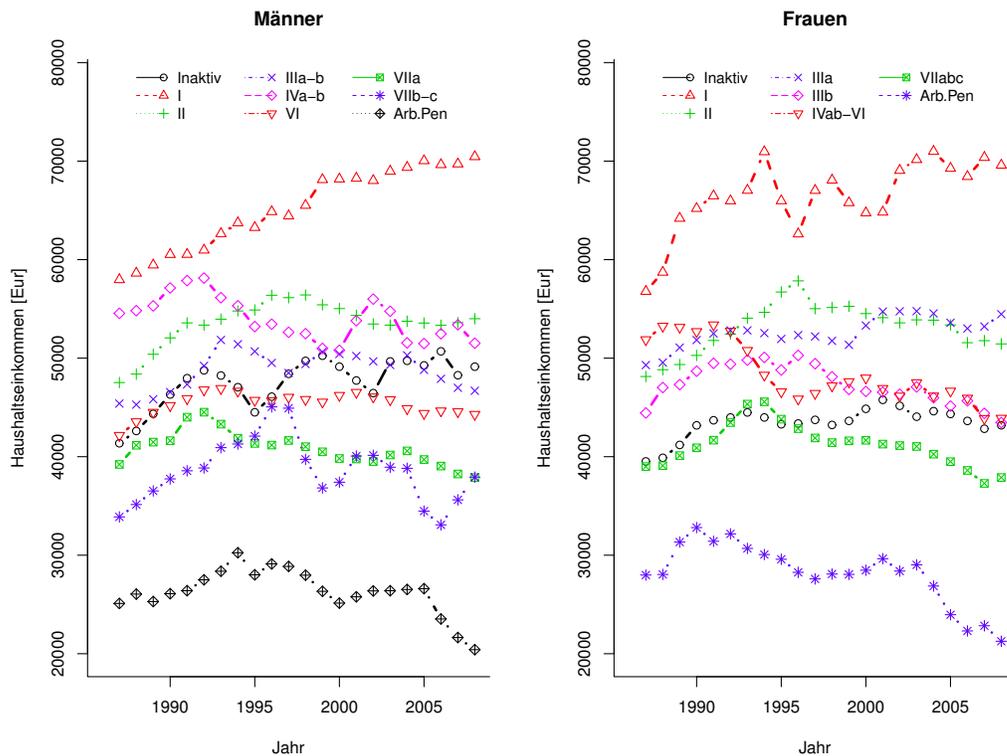


Abbildung 5.9.: Gleitende gewichtete Mittelwerte dritter Ordnung des Bruttohaushaltseinkommens nach EGP-Klassen. Westdeutschland 1984-2008. Männer und Frauen. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Auch wenn die theoretische Diskussion möglicher kausaler Zusammenhänge zwischen Erwerbstätigkeit und Fertilität erst in den Kapiteln 6 bis 8 stattfindet, sei hier vorläufig erwähnt, dass der eher nichtlineare Zusammenhang zwischen Haushaltseinkommen und Fertilität auf der Individualebene (vgl. Abbildung 5.2) bei Männern und Frauen vor allem auf die Spezialisierung der familialen Produktion zurückzuführen ist. Die höhere Fertilität der mittleren Einkommenspositionen (vgl. Abbildung 5.2 und 5.4) wird aber erzielt, indem Frauen nicht- oder teilzeiterwerbstätig werden bzw. sich für Perioden von Nichterwerbstätigkeit entscheiden. Das Ergebnis ist, dass das Haushaltseinkommen vermindert wird, sich in dem mittleren Rang zwischen 30 000 und 60 000 Eur im Jahr bewegt, aber tendenziell nicht unter 60% des Mittelwertes der Stichprobe sinkt, da das Einkommen des Partners die Einkommenseinbußen dieser Frau-

en teilweise kompensieren kann. In diesem Sinne sind die Männer von Klassen I, II und VI, für die eine positive Korrelation zwischen EGP-Berufsklasse, Einkommensposition und Kindern im Haushalt besteht und über ein Einkommen zwischen 30 000 und 60 000 Eur im Jahr verfügen, zum Teil die Partner der nichterwerbstätigen Frauen, für die man im Mosaikdiagramm in Abbildung 5.8 einen positiven Zusammenhang mit Fertilität feststellt. Daraus folgt im Allgemeinen, dass die Einkommenspositionen, die durch eine geschlechtsspezifische Arbeitsteilung charakterisiert sind, die höchste Anzahl von Kindern im Haushalt aufweisen. Da eine solche Arbeitsteilung das Haushaltsgesamteinkommen verringert, befinden sich Familien mit mehreren Kindern überwiegend in den mittleren Einkommenspositionen und nicht in den Extremen der Einkommensverteilung. Die nichtlineare Beziehung zwischen Einkommen und Kindern im Haushalt ist im Wesentlichen ein Nebeneffekt der familialen Arbeitsteilung von Männern und Frauen⁶ (vgl. Kreyenfeld/Geißler 2006; Eichhorst/Thode 2010 für einen Überblick auf europäischer Ebene). Anhand der loglinearen Modelle in Tabelle 5.3 werden die schon besprochenen Ergebnisse in dem Sinne ergänzt, dass die Abhängigkeit zwischen EGP-Berufsklasse und Haushaltsgröße bei Männern eher indirekt durch die Interaktion zwischen EGP-Klasse und Einkommen und bei Frauen direkt zu sein scheint. Wie man den Modellen mit und ohne Interaktion zwischen EGP-Berufsklassen und Kindern im Haushalt (d.h. solchen ohne den Term 1:3) entnimmt, ist die Beziehung zwischen Erwerbstätigkeit und Kindern im Haushalt für Frauen stärker, denn die entsprechenden G^2 -Anteile sind tendenziell in den Modellen ohne Interaktionsterm größer. Dagegen ergibt sich für Männer eine bessere Modellanpassung, wenn die Interaktion zwischen Berufsklasse und Einkommen (d.h. der Term 1:2) berücksichtigt wird. Die Beziehung für Frauen hätte also die Form Berufsklasse-Kinder-Einkommen, während bei Männern die Beziehung Berufsklasse-Einkommen-Kinder vorzuherrschen scheint.

5.1.4. Reichtumsprofile

In diesem Abschnitt werden die sogenannten Reichtumsprofile auf der Personenebene zunächst rein deskriptiv anhand des durchschnittlichen jährlichen Haushaltseinkommens vor Steuern und Staatstranfers sowie des Äquivalenzeinkommens untersucht. Die Reichtumsprofile beschreiben das Einkommen in Abhängigkeit des Alters und werden im Rahmen der Lebenszyklentheorie diskutiert (Lee et al. 2000; vgl. Chu/Lee 2006 und Chu et al. 2008 im Zusammenhang mit der Theorie der Lebensgeschichte). Obwohl die altersabhängige Einkommensverteilung in jeder SOEP-Welle Schwankungen unterliegt, werden an dieser Stelle die Mittelwerte des jeweiligen Einkommensstyps für die Altersklassen zwischen 20 und 80 Jahren über alle Erhebungsjahre berechnet. Das heißt, man aggregiert die Einkommensinformationen nach Altersklassen und vernachlässigt perioden- oder kohortenspezifische Veränderungen, um altersabhängige Reichtumsprofile gewinnen zu können. Natürlich ist dieses Vorgehen nicht unproblematisch, vor allem wenn man sich die im Kohortenvergleich relative Verspätung des Eintritts ins Erwerbsleben für die Kohorten ab 1960 vergegenwärtigt (vgl. Abbildung 4.11 im Abschnitt 4.3 sowie Wingerter 2011). Trotzdem ist nach der Lebenszyklentheorie zu erwarten, dass die Marginalverteilung des Einkommens zwischen 20 und 45 Jahren zunimmt und zwischen 46 und 80 Jahren abnimmt. Ein

⁶ Diese Schlussfolgerung wird ab Kapitel 6 eine zentrale Rolle bei der spieltheoretischen Diskussion des generativen Verhaltens haben.

verspäteter Eintritt in das Erwerbsleben bedeutet also auf der aggregierten Ebene eher eine verminderte Zuwachsrate des Einkommens, die den Modus der Marginalverteilung allmählich nach rechts verschiebt. Da es sich hier um die vergleichenden Reichtumsprofile zwischen Männern und Frauen ohne und mit Kindern handelt, sind diese zeitabhängigen Veränderungen der Einkommensverteilung im Moment für die Diskussion um den Kurvenverlauf des Haushaltseinkommens dieser Gruppen nicht relevant. In Abbildung 5.10 sind die Reichtumsprofile für Männer und Frauen mit und ohne Kindern nach dem Bruttohaushaltseinkommen bzw. dem Äquivalenzeinkommen dargestellt. Die Konfidenzintervalle sind anhand der t -Verteilung auf dem 0.05-Niveau berechnet. Zur Klassifizierung der Stichprobe wurde die Variable der endgültigen Kinderzahl herangezogen, die, wie schon in Abschnitt 4.4 angesprochen, für Männer retrospektiv nur ab 2001 erhoben wurde.

Der Kurvenverlauf in Abbildung 5.10a weist darauf hin, dass Kinder positiv mit dem durchschnittlichen Bruttohaushaltseinkommen der Väter zusammenhängen können. Obwohl dieser Verlauf vor dem 40. Lebensjahr nicht signifikant ist, werden Väter in den höheren Quantilen der Einkommensverteilung überproportional repräsentiert, so dass der Unterschied zwischen dem Einkommen von Vätern und allen anderen Befragungspersonen um etwa das Alter von 55 Jahren ca. 10,000 Eur beträgt. Dieser Unterschied ist teilweise auf eine Intensivierung der Erwerbstätigkeit von Vätern insbesondere nach der Geburt der Kinder zurückzuführen⁷. In diesem Sinne zeigte die Studie von M. Pollmann-Schult zur Untersuchung der gewünschten Arbeitszeit von Vätern auf, dass Männer eine Intensivierung ihres Arbeitsangebots anstreben, sobald sich Kinder im Haushalt befinden (Pollmann-Schult 2008: Tabelle 3 dort). Dieses Arbeitsangebot ist sogar von der Betriebsgröße sowie den Einstellungen zu Beruf und der Familie unabhängig, wobei das Erwerbseinkommen der Partnerin aber einen signifikanten Einfluss hat (Pollmann-Schult 2008: Tabellen 5 und 6 dort). Auf der anderen Seite ist das Reichtumsprofil von Müttern (Abbildung 5.10a) niedriger als das von Vätern, unterscheidet sich aber kaum signifikant von dem durchschnittlichen Einkommen kinderloser Männer und Frauen.

Werden nun die durchschnittlichen Mittelwerte des Äquivalenzeinkommens in Abbildung 5.10b betrachtet, zeigt sich bei den Respondenten mit Kindern eine Einkommensabnahme, die vor allem zwischen etwa dem 30. und 55. Lebensjahr der Eltern zu beobachten ist. Dieser Einkommensunterschied sollte allerdings nicht als „Verlust“, sondern als notwendige Investitionen in Kinder verstanden werden. Im Vergleich zum Bruttohaushaltseinkommen zeigt das Äquivalenzeinkommen aufgrund größerer Schwankungen der Haushaltsstruktur im Längsschnitt eine deutliche Zunahme der Varianz, die insbesondere für kinderlose Männer und Frauen zu breiteren Konfidenzintervallen führt. Merkwürdigerweise zeigt das Einkommen von Vätern eine stetige aber verlangsamte Zuwachsrate, die dazu führt, dass sie ab etwa dem 60. Lebensjahr überproportional in den oberen Quantilen der Äquivalenzeinkommensverteilung vertreten sind. Es scheint also, dass die höhere Produktivität von Vätern, die sich im Bruttohaushaltseinkommen ausdrückt, zur Erhaltung eines überdurchschnittlichen Einkommensniveaus im Alter genügt. Das Äquivalenzeinkommen der Mütter bleibt hingegen niedrig und nimmt im Alter sogar signifikant weiter ab. Andererseits liegen die Mittelwerte des Äquivalenzeinkommens der Frauen

⁷ Diese Intensivierung der männlichen Arbeit wurde auch unter sehr unterschiedlichen Produktionsformen und in mehreren Kulturen beobachtet, vgl. Turke 1988: 183, und Kaplan 1994: 763.

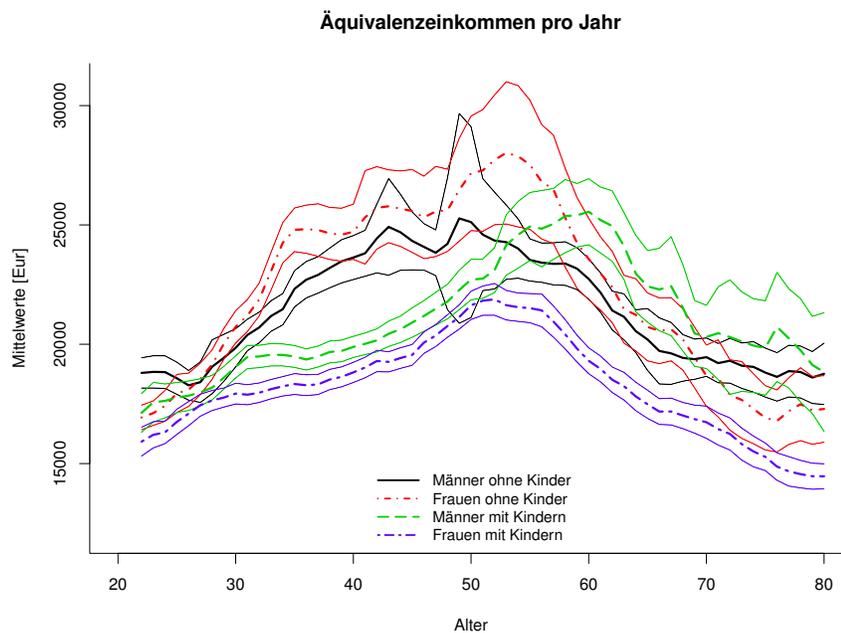
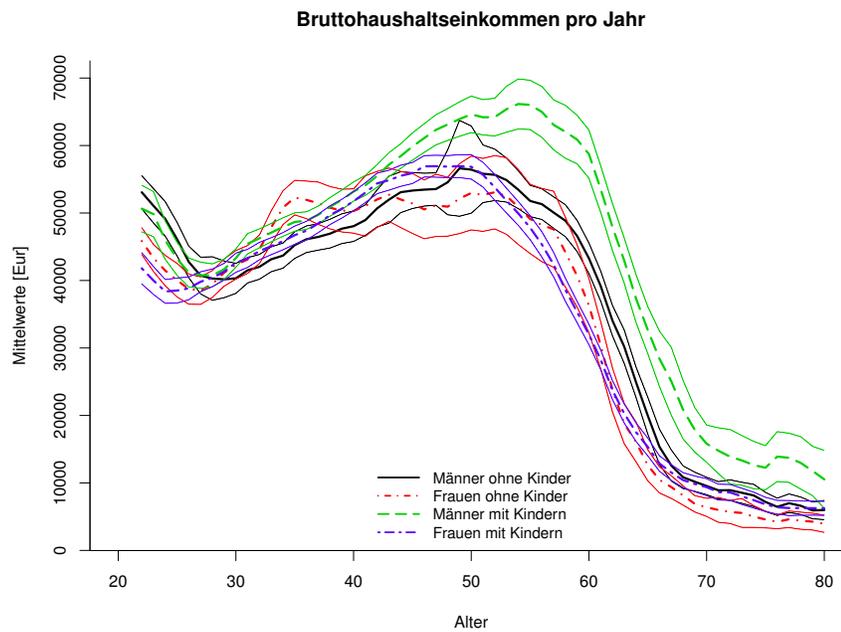


Abbildung 5.10.: Reichtumsprofile westdeutscher Männer und Frauen mit und ohne Kindern zwischen 1984-2008 bedingt durch das Alter. Gewichtete gleitende Mittelwerte dritter Ordnung: (a) Bruttohaushaltseinkommen vor Staatstransfers und (b) Äquivalenzeinkommen. Preisindex 2006, Männer ohne Kinder $n = 4909$ bzw. mit Kindern $n = 5427$; Frauen ohne Kinder $n = 5711$ bzw. mit Kindern $n = 10064$. Konfidenzintervalle auf dem 0.05-Niveau. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

ohne Kinder höher als die kinderloser Männer, da Frauen häufiger in einer festen Partnerschaft leben (vgl. Abbildung 5.13).

Die Unterschiede zwischen den Einkommensstypen im Lebensverlauf spielen eine große Rolle für die Finanzierung der Sozialsicherungssysteme (siehe Kapitel 8). Um diesen Zusammenhang deskriptiv analysieren zu können, wird an dieser Stelle das Haushaltseinkommen von der Haushaltsstruktur, den Staatstransfers und den Steuern bereinigt, indem vom Bruttohaushaltseinkommen vor Staatstransfers E_{Brutto} das Haushaltsäquivalenzeinkommen nach Staatstransfers E_{Aequiv} subtrahiert wird. Diese Einkommensdifferenz E_{Δ} lässt sich als die Subtraktion folgender Einkommensstypen formulieren:

$$\begin{aligned} E_{\Delta} &= E_{Brutto} - E_{Aequiv} \\ &= (\text{Erwerbseinkommen der Haushaltsmitglieder} + \text{Vermögen} + \\ &\quad \text{Private Transfers} + \text{Private Rente}) \\ &\quad - \alpha(E_{Brutto} + \text{Staatstransfers} + \text{Soziale Leistungen} - \text{Steuern}), \end{aligned}$$

wobei

E_{Brutto} = Erwerbsein. + Vermögen + Private Transfers + Private Rente, und

α = Summe der OECD-Äquivalenzgewichte der Haushaltsmitglieder (s. Abschnitt 4.4)

Die Mittelwerte der auf dieser Weise erhaltenen Differenz der Einkommensstypen werden in Abbildung 5.11a dargestellt. Die Linie um den Nullpunkt stellt das durchschnittliche Renteneintrittsalter, ab welchem die Lebensunterhaltskosten überwiegend durch Staatstransfers bezogen werden, dar. Obwohl es hier nicht die Absicht ist, zwischen verschiedenen Kausalitätsthesen zum Renteneintrittsalter zu unterscheiden, zeichnen sich sehr interessante Zusammenhänge zwischen beruflichem Lebenslauf und Fertilität. Ökonometrische Studien zum Erwerbsaustrittsverhalten haben darauf hingewiesen, dass die Erwerbchancen auf dem Arbeitsmarkt, Bildung und Einkommenshöhe wesentlich zur Entscheidung für oder gegen den Erwerbsaustritt beitragen (Radl 2007). Insbesondere korreliert die Chance eines frühen Renteneintritts negativ mit Bildung und einer vorherigen versicherungspflichtigen Beschäftigung (Radl 2007: 57, Tabelle 1; Brussig 2011: 8-11). Da anhand der Clusteranalyse des zweiten Kapitels verheiratete, mit Kindern lebende Männer in der Regel eine Vollzeitbeschäftigung ausüben, und nach Abbildung 5.10b ein bis etwa dem 60. Lebensjahr stetig zunehmender Zuwachs ihres Äquivalenzeinkommens vorliegt, ist der spätere Renteneintritt von Vätern vor allem auf ihre lebenslange höhere Produktivität und erhöhte Arbeitsmarktbeteiligung zurückzuführen.

Im Gegenteil dazu treten Frauen mit und ohne Kindern signifikant früher als Männer aus dem Erwerbsleben, wie Abbildung 5.11a zu entnehmen ist. Es wird in diesem Zusammenhang diskutiert, dass Erwerbsunterbrechungen und/oder Teilzeitarbeit von Müttern mit wichtigen negativen Folgen für das Sozialsicherungssystem einhergehen (vgl. Abbildungen 4.12 sowie Tabellen 4.4 und 4.6). So weist z.B. U. Klammer in Bezug auf die Auswirkungen unterbrochener Erwerbstätigkeit von Müttern hin: „Aus Lücken im Erwerbsleben werden auf diese Weise Lücken in der Versicherungsbiografie, der Schutz beim Eintreten allgemeiner sozialstaatlich anerkannter Risiken wie Arbeitslosigkeit, Krankheit, Alter entfällt in Teilen oder zur Gänze“ (Klammer 2006: 440). Dementsprechend scheinen die Reichtumsprofile in Abbildung 5.11a darauf hinzuweisen,

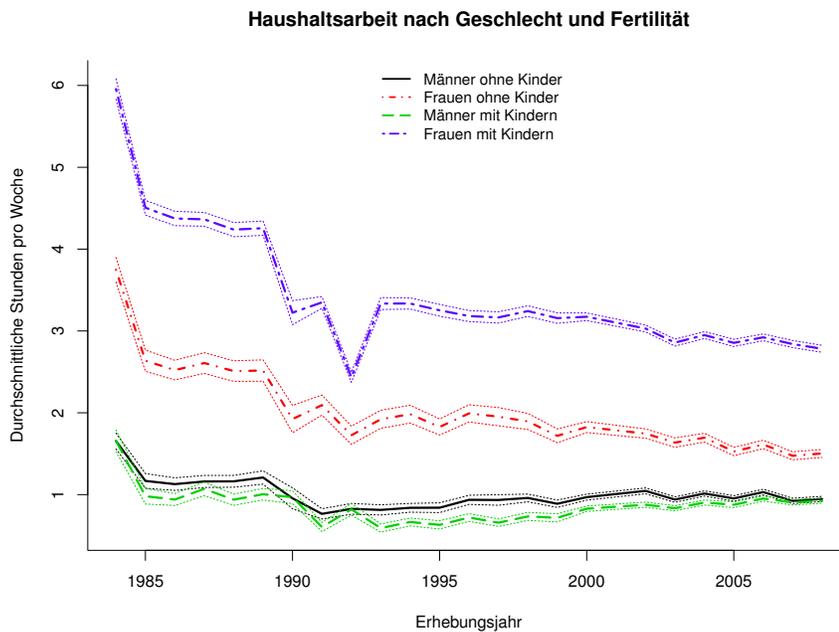
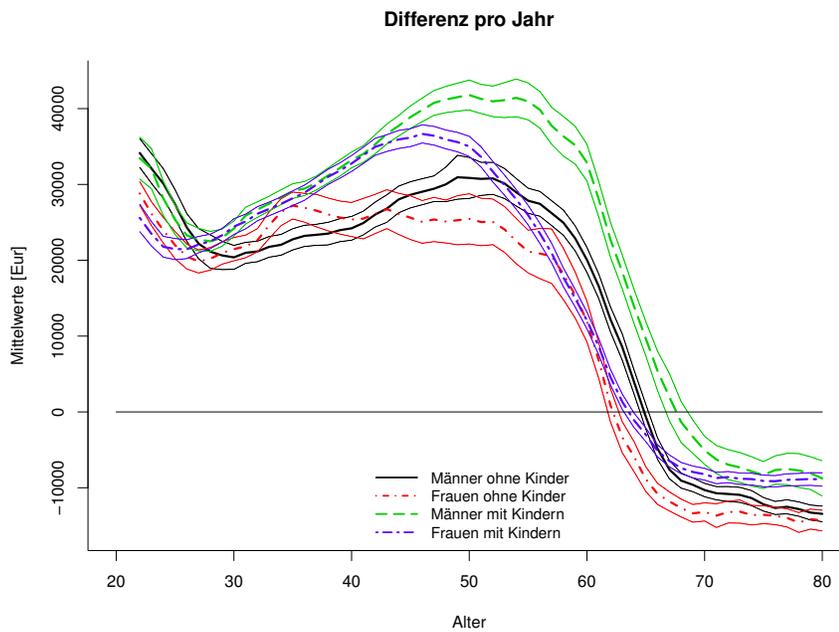


Abbildung 5.11.: (a) Gewichtete gleitende Mittelwerte der Differenz zwischen Bruttohaushaltseinkommen und Äquivalenzeinkommen. Männer und Frauen mit und ohne Kindern. Preisindex 2006. (b) Durchschnittliche Haushaltsarbeit und Besorgungen an Werktagen von Männern und Frauen zwischen 20 und 60 Jahren in Westdeutschland. 1984-2008. Männer ohne Kinder $n = 3359$ bzw. mit Kindern $n = 3680$; Frauen ohne Kinder $n = 3810$ bzw. mit Kinder $n = 7837$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

dass kinderlose Frauen, die von kinderbezogenen Erwerbsunterbrechungen nicht betroffen sind, im Alter höhere staatliche Transfers bekommen als Mütter. Es ist andererseits zu vermuten, dass ein Teil der Varianz bei dem plötzlichen Einkommenseinbruch des Kurvenverlaufs von Müttern in Abbildung 5.11a ab etwa dem 40. Lebensjahr auf Scheidungen und Trennungen zurückgeführt werden kann, denn (i) das größte Scheidungs- bzw. Trennungsrisiko tritt um das 40. Lebensjahr ein (Krack-Roberg 2011), und (ii) das geschätzte Armutsrisiko zwischen 1984 und 1997 bei getrennten Frauen im SOEP liegt um etwa 20% höher als bei Männern (Andreeff 2004). Das Resultat der Auflösung einer Partnerschaft wäre für die Mütter eine Verminderung des zur Verfügung stehenden Einkommens und gegebenenfalls auch eine Erhöhung des Risikos einer Frühverrentung.

Es muss zugleich betont werden, dass die erhöhte Produktivität von Vätern wahrscheinlich auf Selbstselektionseffekte, die Intensivierung der Arbeitsmarktteiligung aufgrund erhöhten Konsumniveaus des Haushalts und die familiäre Arbeitsteilung zurückgeführt werden kann. Obwohl eine weitere Differenzierung des Einflusses jeder Komponente zusätzliche statistische Analysen verlangt, die den Rahmen dieses Kapitels sprengen würden, ist aufgrund der vorherigen Ergebnisse zu erwarten, dass sich Mütter intensiver an der Haushaltsarbeit beteiligen als kinderlose Frauen bzw. Männer. In Abbildung 5.11b werden die durchschnittlichen Stunden an Werktagen dargestellt, die Männer und Frauen mit und ohne Kindern an Haushaltsarbeit leisten. Abbildung 5.11b veranschaulicht deutlich die überproportionale Beteiligung von Müttern an der Haushaltsarbeit und an Besorgungen (vgl. in den 1990er Jahre Hartmann 1998b sowie die Studie von Klaus/Steinbach 2002). Auch wenn eine Abnahme der geleisteten Stunden von Frauen mit Kindern an Werktagen zu konstatieren ist, ist der Anteil der weiblichen Arbeit an der Haushaltsproduktion etwa doppelt so groß wie der von Männern. Wie die Berechnungen von D. Schäfer mit Daten der amtlichen Statistik nahegelegt haben, beträgt die Arbeit der Haushaltsproduktion aller Bundesbürger im Jahr 2001 etwa 820 Mrd. Euro oder 29% des Bruttoinlandsprodukts (Schäfer 2004). Würde man also den Preis der unbezahlten Haushaltsarbeit durch die typischen Lohnsätze des Arbeitmarktes schätzen und anschließend gegen das Alter darstellen, erhielte man einen den Haushaltseinkommensprofilen in Abbildung 5.10 ähnlichen Verlauf, wobei Mütter aber eine überproportionale Produktivität aufwiesen. Es ist jedoch zu beachten, dass, auch wenn Mütter in der Stichprobe von Abbildung 5.11b überrepräsentiert sind, auch andere Studien belegen, dass ihre geleistete Haushaltsarbeit (und im Allgemeinen die von Frauen) in Westdeutschland etwa doppelt so groß wie die von Männern ist (Wengler et al. 2008: 23-25).

5.2. Sozioökonomische Lage von Partnerschaften und Fertilität

5.2.1. Soziodemographische Merkmale

Für diesen Abschnitt werden nur solche Befragungspersonen berücksichtigt, die in einer festen Partnerschaft leben, und für die Informationen über deren Partner vorliegen⁸ (vgl. Abschnitt 2.3.2). Im Hinblick auf die Haushaltsstruktur und die Anteile der Kinder im Haushalt von Partnerschaften, entnimmt man Abbildungen 5.12, dass die Zahl von partnerlosen Haushalten

⁸ SOEP-Variable PARTZ.

zugenommen hat. Auch wenn kein eindeutiger Trend zu beobachten ist, lässt sich feststellen, dass zwischen 1984 und 2008 die Zahl kinderloser Paare um etwa 0,10% und die Zahl der Paare mit Kindern unter 16 um rund 0,15% pro Jahr signifikant gestiegen sind. Gleichzeitig aber ist die Zahl der Paare in sonstigen und Mehrgenerationenhaushalten um etwa 0,11% pro Jahr geschrumpft. Bezüglich der Anzahl der Kinder im Haushalt ist der Anteil der Haushalte mit nur einem Kind um etwa 0,17% pro Jahr gestiegen, während die Anteile der Haushalte mit zwei Kindern hingegen um etwa 0,22% pro Jahr zugenommen haben. Die Zahlen der Haushalte ohne Kinder sowie mit 3 oder mehr Kindern weisen im Gegenteil keinen signifikant eindeutigen Trend auf.

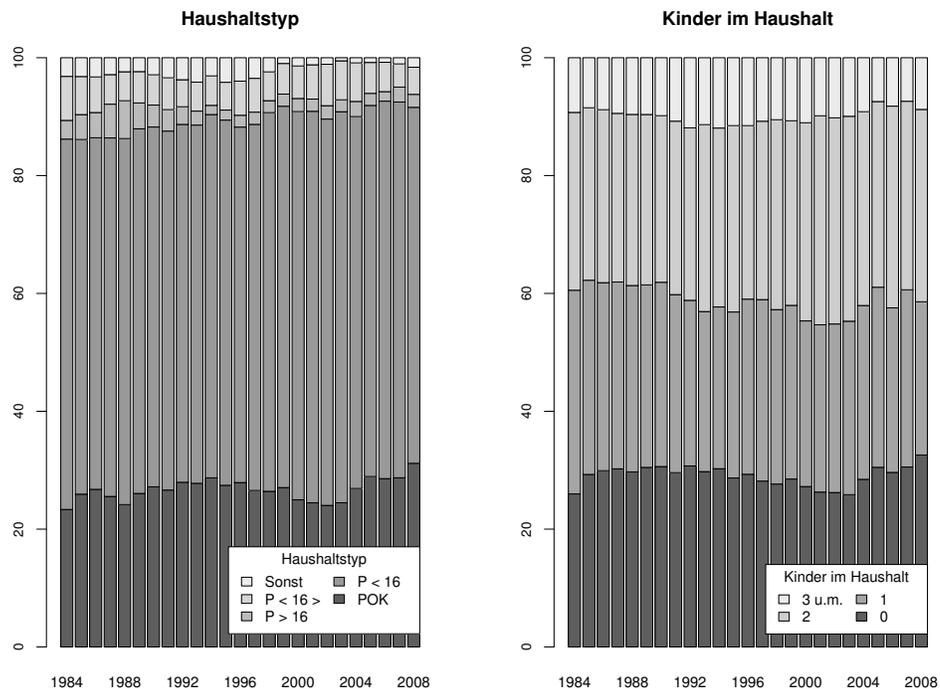


Abbildung 5.12.: Gewichtete Haushaltstypshäufigkeiten von Partnerschaften der Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland 1984-2008. Von unten nach oben: POK: Paar ohne Kinder, P < 16: Paar mit Kindern unter 16, P > 16: Paar mit Kindern über 16, P < 16 > 16: Paar mit Kindern unter und über 16, Sonst: Sonstige Haushalte und Mehrgenerationenhaushalte. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Man muss aber berücksichtigen, dass die Anteile der Kinder im Haushalt auf der Ebene der SOEP-Partnerschaften von der Verteilung der Kinderzahlen für die verschiedenen Kohorten abweicht, denn die Zahl von dritten und mehr Kindern ist im Allgemeinen deutlich gesunken, wie Tabelle 5.4 zu entnehmen ist. Obwohl die Fertilitätsbiographie im Fall von Männern insbesondere für die Jahrgänge vor etwa 1960 als sehr mangelhaft anzusehen ist (vgl. die Diskussion im Abschnitt 4.4), weist Tabelle 5.4 für beide Geschlechter auf eine deutliche Abnahme der Kin-

derzahlen von drei oder mehr Kindern hin, wobei der Anteil von zwei Kindern hingegen leicht gestiegen ist⁹. Bemerkenswerter sind aber die Unterschiede zwischen männlicher und weiblicher Fertilität trotz der sicherlich unterschätzten Werte bei Männern. Die Verteilungen suggerieren, dass nicht nur der Anteil kinderloser Männer höher als bei Frauen liegt, sondern auch der Anteil von drei und mehr Kindern geringer ist. Die männliche Fertilität der 1960er- (d.h. Jahrgänge 1951-1960) und 1970er-Kohorten (d.h. Jahrgänge 1961-1970) deuten darauf hin, dass der Anteil kinderloser Männer bei etwa 33% lag, der von Frauen derselben Kohorten hingegen zwischen 17% und 20%. Zugleich betrug der Anteil von zwei sowie drei und mehr Kindern bei Männern dieser Kohorten etwa 16% bzw. 13%, während er bei Frauen bei ca. 19% bzw. 16% lag.

Tabelle 5.4.: Gewichtete Anteile im Prozent der Kinderzahl von Männern und Frauen der angegebenen Kohorten in Westdeutschland. 0: Keine Kinder, 1: 1 Kind, 2: 2 Kinder, 3 u.m.: drei und mehr Kinder. Die Spalte „Welle“ weist auf das Erhebungsjahr hin, in dem die Häufigkeit der Kinderzahl berechnet worden ist. Die Kohorten 1930 enthält alle frühere Jahrgänge bis 1930. Querschnittsgewichtet. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Männer						
Kohorte	0	1	2	3 u.m.	n	Welle
1930	50	16	18	16	664	2000
1940	50	15	19	17	1002	2000
1950	37	25	27	11	1058	2000
1960	29	21	34	16	1356	2000
1970	35	20	32	13	1368	2008
1980	62	18	16	4	798	2008

Frauen						
Kohorte	0	1	2	3 u.m.	n	Welle
1930	32	22	24	23	1624	1984
1940	15	20	34	31	1103	2000
1950	15	27	39	19	1099	2000
1960	17	25	39	19	1467	2000
1970	20	25	39	16	1729	2008
1980	47	22	23	8	943	2008

Wie die Analyse männlicher Fertilität von C. Schmitt (2005) (auch mit SOEP-Daten) nahelegt, ist die Häufigkeit kinderloser Männer deutlich höher, wenn die Befragungsperson keinen Bildungsabschluss besitzt, teilzeiterwerbstätig ist und ein Bruttoerwerbseinkommen von weniger als 10.000 Eur in Preisen von 2002 zur Verfügung hat. Bei Frauen ergibt sich erwartungsgemäß ein teilweise asymmetrisches Muster zwischen Erwerbsstatus und Bruttoerwerbseinkommen: Kinderlose Frauen sind in der Gruppe der Vollzeiterwerbstätigen sowie in der Gruppe solcher Befragungspersonen überrepräsentiert, deren Erwerbseinkommen 2002 zwischen 40.000 und 50.000 Eur lag (Schmitt 2005: 25). Andererseits ist hier zu beachten, dass Kinderlosigkeit bei Frauen keinen eindeutig zunehmenden Trend aufweist, wenn als Vergleichskohorten die zwischen 1882-1930 geborenen Frauen herangezogen werden, denn der Anteil kinderloser Frauen

⁹ Allerdings entnimmt man den Berechnungen von T. Klein (2003, Abbildung 1b dort), dass männliche Kinderlosigkeit für die Kohorten 1933 bis 1959 zwischen etwa 20% und 30% liegt.

lag bei diesen Kohorten bei etwa 30% (zu ähnlichen Ergebnissen vgl. Hill/Kopp 1997: 30ff. und Kreyenfeld/Konietzka 2007: 27, Tabelle 5, dort mit Daten der Volkszählung 1970). Die starke Zunahme der kinderlosen Frauen der Kohorten 1971-1980 in Tabelle 5.4 ist überwiegend der noch nicht abgeschlossenen Fertilitätsphase geschuldet. Laut verschiedener Schätzungen würde die endgültige Kinderlosigkeit dieser Frauenkohorten nicht bei etwa 47%, wie es Tabelle 5.4 suggeriert, sondern bei etwa 27% liegen (Dorbritz/Ruckdeschel 2007). Wenn aber als Referenzpunkt die Fertilität der 1950er-Frauenkohorten genommen wird, zeichnet sich eine Zunahme von Kinderlosigkeit ab, da sich der Anteil kinderloser Frauen bei den Kohorten 1961-1970 mit abgeschlossener (oder fast abgeschlossener) Fertilität um etwa 10% erhöht hat. Wie aus einem Bericht des Statistischen Bundesamts über Kinderlosigkeit von Frauen im Kohortenvergleich mit Mikrozensusdaten hervorgeht, und wie man den Anteilen von zwei und drei oder mehr Kindern von Frauen in Tabelle 5.4 entnimmt, ist das weitere Sinken der Geburtenrate Anfang der 2000er Jahre gerade auf die hohe Kinderlosigkeit der mittleren Jahrgänge 1949 bis 1968 zurückzuführen, denn die endgültige Zahl der Kinder je Mutter für diese Kohorten stabilisierte sich bei einem Durchschnitt von zwei (Statistisches Bundesamt 2009b: 10).

Andererseits fällt auf, dass während der Anteil kinderloser Paaren in Abbildung 5.12 im SOEP für diese Altersklassen relativ konstant bei etwa 25% geblieben ist, sich die Anteile lediger und in einer Partnerschaft lebender Männer und Frauen in Abbildung 5.13 entgegengesetzt entwickelt haben. Wohnten im Jahr 1984 etwa 65% der 20- bis 45-jährigen Frauen mit dem (Ehe-)Partner, sind es im Jahr 2008 dagegen etwa 44% (vgl. Abschnitt 4.4), wobei der Anteil partnerloser Frauen in derselben Periode von 25,8% auf 46% gestiegen ist und damit den Anteil der in Partnerschaft lebenden Frauen überholt. Bei Männern ist ebenfalls schon der Anteil der Partnerlosen größer geworden und beträgt 2008 etwa 54%. Im Vergleich zum Jahr 1984 ist die Zahl der Alleinwohnenden also um knapp 15% gewachsen. Auch wenn man hier nicht die Zusammenhänge der Kohortengröße mit dem Heiratsmarkt berücksichtigt, ist der Studie von F. Martin mit Daten der amtlichen Statistik für ganz Deutschland zu entnehmen, dass mögliche Heiratsmarktungleichgewichte (*marriage squeeze*) durch Geburtenrückgang, Altersunterschiede zugunsten des Mannes in Partnerschaften und Geschlechterverhältnisse in den fertilitätsrelevanten Altersklassen einen kleineren Regressionsparameter als das Alter selbst aufweisen (Martin 2001: insbesondere Abbildung 8 und 9 dort). Folglich wären die Veränderungen der Zahl von Partnerschaften auf Verhaltensveränderungen und nicht auf rein demographische Bedingungen zurückzuführen. Obwohl hier nicht nach solchen Befragungspersonen, die eine sogenannte *Living-Apart-Together-Partnerschaft* haben, differenziert wurde, weist die Studie von J. Asendorpf (2008) ebenfalls anhand von SOEP-Daten darauf hin, dass diese Partnerschaftsform in den weiblichen Reproduktionsaltersklassen (wie die hier vorliegenden) eher als Vorstufe des Zusammenziehens wahrgenommen wird. Deshalb bedeutet der Anteilszuwachs der Alleinwohnenden, d.h. der Befragungspersonen, die nicht mit einem Partner leben (obwohl sie einen Partner haben können), hier eine Abnahme der Chancen zur Familiengründung, vorausgesetzt dass ein Haushalt mit Vater, Mutter und Kindern immer noch die angestrebte Familienform bleibt. Den Zusammenhang dieses verspäteten oder nicht stattfindenden Übergangs zur Familiengründung mit Fertilität hat J. Eckhard mit Daten der dritten Welle des DJI-Familien surveys zu schätzen versucht (Eckard 2006). Obwohl der Autor keine genaue Angaben zu den dort vorgestellten statistischen Modellen gibt, vermutet er anhand der dort dargestellten deskriptiven

Kreuztabellen, dass Partnerschaftslosigkeit oder Trennungsanfälligkeit bei den Kohorten 1940-1969 im Vergleich mit der Kohorte 1933-1939 negativ mit Fertilität korreliert ist. Dies würde teilweise eine nicht zu vernachlässigende Rolle bei der Abnahme der Geburtenraten spielen. In diesem Sinne hätte Partnerlosigkeit einen ähnlichen Effekt auf Fertilität wie Kinderlosigkeit, auch wenn die familiäre Haushaltszusammensetzung und die entsprechenden Kinderzahlen der Partnerschaften relativ stabil geblieben sind (vgl. Abbildung 5.12). Darüber hinaus hängt die Zunahme der Häufigkeit nichtehelicher Lebensgemeinschaften seit 1984 um etwa 15% auch negativ mit Fertilität zusammen, da diese Partnerschaftsform in Westdeutschland, wie im Rahmen der Regressionsmodelle in Abschnitt 6.1 angesprochen wird, mit einer vergleichsweise niedrigeren Fertilitätsrate als Ehen einhergeht.

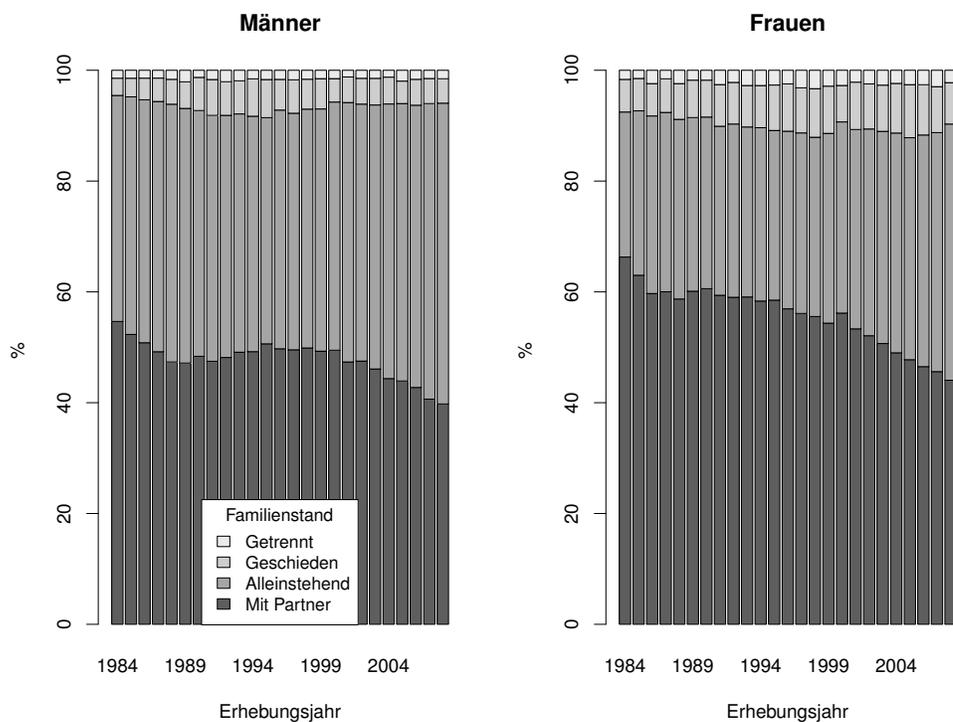


Abbildung 5.13.: Gewichtete Häufigkeiten des Familienstandes bei Männern und Frauen zwischen 20 und 45-Jahren in Westdeutschland 1984-2008. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Verteilung der Kinder im Haushalt nach Haushaltseinkommensposition für Frauen mit festem Partner in Abbildung 5.14 weist darauf hin, dass zwischen 1984 und 2008 im Durchschnitt etwa 31% und 43% der Partnerschaften in den Einkommenspositionen 1 bzw. 5 ohne Kinder im Haushalt leben. Dagegen liegt der Anteil kinderloser Partnerschaften in den Einkommenspositionen 2 und 3 bei nur etwa 22%. Familien mit zwei Kindern befinden sich vor allem in den Haushalten der Positionen 2 und 3 sowie 4 (durchschnittlich rund 34% bzw. 30%). Große Familien mit drei und mehr Kindern treten in der Einkommensposition 1 häufiger auf (etwa 11%), während ihr Anteil zwischen 1984 und 2008 bei der Einkommensposition 5 im Durchschnitt hin-

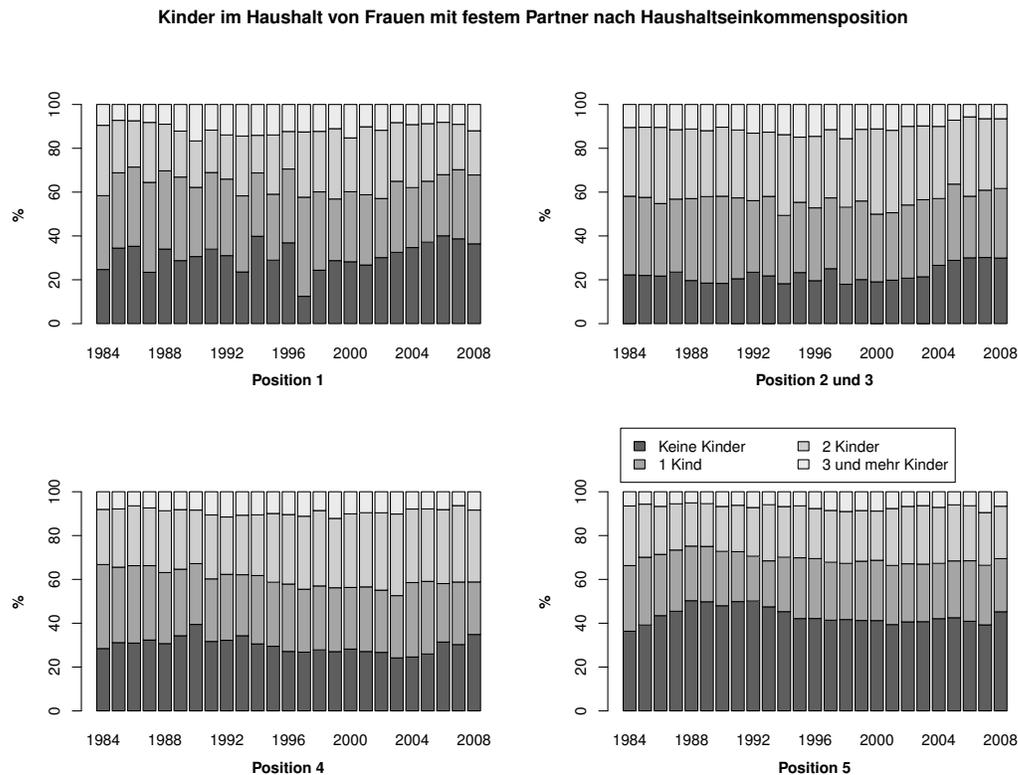


Abbildung 5.14.: Gewichtete Verteilung der Kinder unter 18 im Haushalt von Frauen zwischen 20 und 45 Jahren mit festem Partner bedingt durch die Haushaltseinkommensposition. Westdeutschland. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

gegen bei etwa 6% liegt. Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Partnerschaften der Einkommenspositionen 1, 4 und 5 häufiger ohne Kinder leben, während die in den Positionen 2 und 3 häufig mit einem und zwei Kindern zusammenwohnen. Große Familien sind insbesondere in der ersten Einkommensposition überrepräsentiert. Es muss aber darauf geachtet werden, dass die Anteile der Kinder im Haushalt für die Partnerschaften der ersten Position aufgrund geringerer Fallzahlen (und vielleicht instabiler finanzieller Situation) etwas stärker schwanken.

Betrachtet man andererseits das Alter bei Geburt des ersten Kindes nach Haushaltseinkommensposition sowohl für Frauen als auch für Männer ohne Berücksichtigung weiterer Geburten, wird ein ausdifferenzierter Blick auf Tempoeffekte bezüglich der Familiengründung gewonnen. Obwohl das Durchschnittsalter von Frauen bei der Geburt des ersten Kindes je nach verwendetem Datensatz variiert, ist festzustellen, dass es sich für die jüngeren Frauenkohorten erhöht hat. So weisen beispielsweise Studien mit Daten der Mikrozensus oder der amtlichen Statistik auf ein Durchschnittsalter von etwa 30 Jahren bei ersten Kindern für die Kohorte 1966-1970 hin (Kreyenfeld/Huinink 2003; Statistisches Bundesamt 2009a), während andere retrospektive Studien mit Daten der Erhebung „Geburten in Deutschland“ im Jahr 2006 (Pötzsch/Sommer 2009) von einem Durchschnittsalter von 26 Jahren für die Kohorte 1967-1971 ausgehen. In bei-

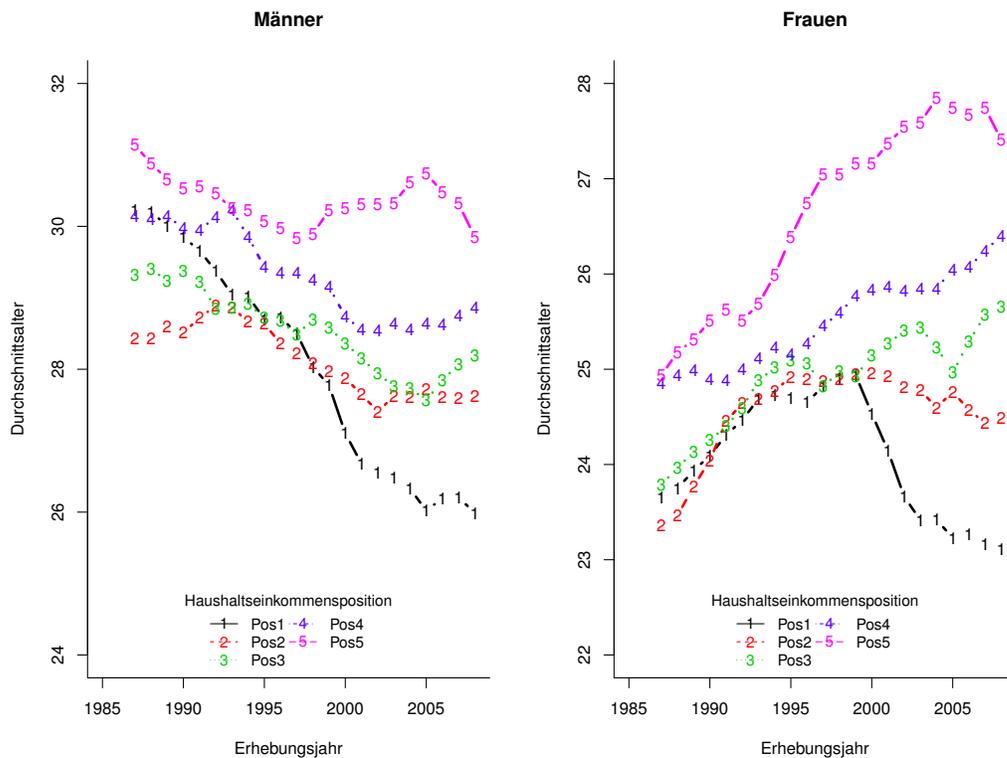


Abbildung 5.15.: Gleitende Mittelwerte dritter Ordnung des Alters bei der Geburt des ersten Kindes bei 20 bis 45-jährigen Männern und Frauen angegebener Haushaltseinkommenspositionen. Westdeutschland 1984-2008. Querschnittgewichtet. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

den Fällen hätte man also eine mehr oder weniger monotone Zunahme des Durchschnittsalters der Mütter bei der Geburt des ersten und zweiten Kindes. Zu beachten ist jedoch, dass man insbesondere in den 1980er und 1990er Jahren bei den Vätern wegen des schon an manchen Stellen erwähnten Erhebungsmangels männlicher Fertilität wenige Fälle zur Verfügung hatte. Deshalb lassen sich die hier beobachteten Trends nur mit Vorbehalt interpretieren. Zunächst wird in Abbildung 5.15 deutlich, dass das mittlere Alter der Mütter bei der Geburt des ersten Kindes insbesondere für die obere Einkommensposition stark zugenommen hat. Bei den Vätern der oberen Einkommensposition ist das Durchschnittsalter hingegen nach wie vor am höchsten, obwohl sich zwischen 1984 und 2008 eine leichte Abnahme von etwa einem Jahr bestätigen lässt. Bei der unteren Einkommensposition ist das Durchschnittsalter bei der Geburt des ersten Kindes am geringsten, so dass die Chancen einer Familiengründung für Männer und Frauen in Partnerschaften dieser Einkommensgruppe relativ höher liegt. Zwischen den Geschlechtern besteht jedoch merkwürdigerweise ein entgegengesetztes Muster, wobei das mittlere Alter der Väter gesunken ist, während das der Mütter zugenommen hat. Darüber hinaus zeigen die Wilcoxon-Tests (nicht angezeigt), dass die Abweichungen zwischen den Einkommensgruppen bezüglich des mittleren Alters bei der Geburt des ersten Kindes insbesondere für die Mütter

größer und signifikant geworden sind. Während im Jahr 1984 die Unterschiede zwischen den Mittelwerten für Väter und Mütter praktisch nur zwischen der unteren und oberen Einkommensposition signifikant waren, sind dies im Jahr 2008 bei den Müttern fast alle Unterschiede. Bei den Vätern hingegen besteht im Jahr 2008 ein signifikanter Unterschied nur zwischen der unteren und oberen Einkommensposition. Insbesondere ist das Durchschnittsalter in der unteren Einkommensposition zwischen 1984 und 2008 deutlich gesunken, auch wenn dieser Trend vor dem Jahr 2000 aufgrund mangelnder Datenlage verzerrt sein kann.

5.2.2. Einkommenslage von Partnerschaften

Die Einkommenslage von Partnerschaften wird durch die Spezialisierung des (Ehe-)Mannes auf den Arbeitsmarkt bzw. der (Ehe-)Frau auf die Haushaltsproduktion charakterisiert. Im Durchschnitt verdienen die Partner etwa drei mal mehr als ihre Partnerinnen in der ganzen Periode 1984-2008 (nicht gezeigt). Das ist auf den ersten Blick bemerkenswert, denn laut der amtlichen Statistik beträgt der sogenannte Gender-Pay-Gap in Deutschland, d.h. der Unterschied des Nettoerwerbseinkommens zwischen Männern und Frauen, im Jahr 2008 etwa 23%¹⁰ (nicht preisbereinigt). Um den Zusammenhang zwischen Erwerbseinkommen und Haushaltsstruktur analysieren zu können, wurde die relative Wahrscheinlichkeitsdichte des Erwerbseinkommens zwischen ledigen und mit dem Partner lebenden Befragungspersonen nach den Erläuterungen im Abschnitt C.1.3 gebildet.

Die relative Dichte $g(r)$ gibt das Verhältnis zwischen zwei Verteilungen wieder. In den Graphiken von Abbildung 5.16 wird das Verhältnis der Verteilung des Erwerbseinkommens von Partnerlosen im Vergleich zu der von Befragungspersonen in festen Partnerschaften wiedergegeben. Die relativen Dichten werden in den Erhebungsjahren 1984 und 2008 jeweils für Männer und Frauen berechnet, wobei die Referenzgruppe aus partnerlosen männlichen bzw. weiblichen Befragungspersonen im Jahr 1994 besteht. Dadurch werden die Einkommensverteilungen der Jahre 1984 und 2008 von Männern und Frauen in festen Partnerschaften mit der Einkommensverteilung des Jahres 1994 von partnerlosen Männern und Frauen verglichen. Falls sich Befragungspersonen in festen Partnerschaften 1984 oder 2008 in einem bestimmten Verteilungsquantil häufiger als Partnerlose im Jahr 1994 befinden, ist die Kurve der relativen Dichte größer eins. In diesem Fall liegt die Kurve oberhalb der Linie $g(r) = 1$. Falls sich genauso viele Befragungspersonen von der einen und der anderen Gruppe in einem bestimmten Verteilungsquantil befinden, schneidet die Kurve der relativen Dichte die Linie $g(r) = 1$. Auf dieser Weise werden über- oder unterproportionale Einkommensunterschiede zwischen Partnerlosen und Befragungspersonen in festen Partnerschaften direkt veranschaulicht. Die Ergebnisse für Männer in Abbildung 5.16 legen nahe, dass Familien- oder Partnerschaftsbildung bei Männern mit einer deutlichen Erhöhung ihres Erwerbseinkommens einhergeht. Im Vergleich mit Partnerlosen 1994 weisen Männer in festen Partnerschaften 1984 sowie 2008 einen überproportionalen Anteil in den letzten vier Dezilen auf. Dagegen ist die Kurve der relativen Dichte bei Frauen nicht nur komplexer, sondern weist zwischen 1984 und 2008 teilweise stärkere Veränderungen auf. Im Allgemeinen sind partnerlose Frauen in den ersten zwei Dezilen sowie zwischen Dezilen fünf

¹⁰ In der amtlichen Statistik berechnet man diesen Erwerbseinkommensunterschied als die Differenz des männlichen und weiblichen Bruttostundenlohns. Berücksichtigt werden aber nur diejenigen, die in Firmen mit mehr als 10 Mitarbeitern erwerbstätig sind (Eurostat www.epp.eurostat.ec.europa.eu/portal).

und neun überrepräsentiert. Frauen in festen Partnerschaften befinden sich hingegen vor allem zwischen Dezilen zwei und fünf. Allerdings deuten die Unterschiede der Kurven der relativen Dichte darauf hin, dass sich die Erwerbseinkommensverteilung von Frauen zwischen 1984 und 2008 etwas polarisiert haben kann, denn Frauen in festen Partnerschaften weisen im Vergleich zum Erhebungsjahr 1984 überproportionale Anteile sowohl im obersten als auch in den mittleren Quantilen auf. Diese Vermutung wird unten anhand von Einkommenspolarisierungsindizes unterstützt. Abbildung 5.16 weist auch darauf hin, dass das Endogenitätsproblem zwischen Erwerbseinkommen und Familiengründung für beide Geschlechter eine wesentliche Rolle spielt. Der Wechsel des ehelichen Zustands bei Männern geht in der Regel mit einer starken Zunahme des Erwerbseinkommens einher. Frauen in festen Partnerschaften sind im Vergleich zu ledigen Frauen hingegen ab etwa dem fünften Dezil unterrepräsentiert.

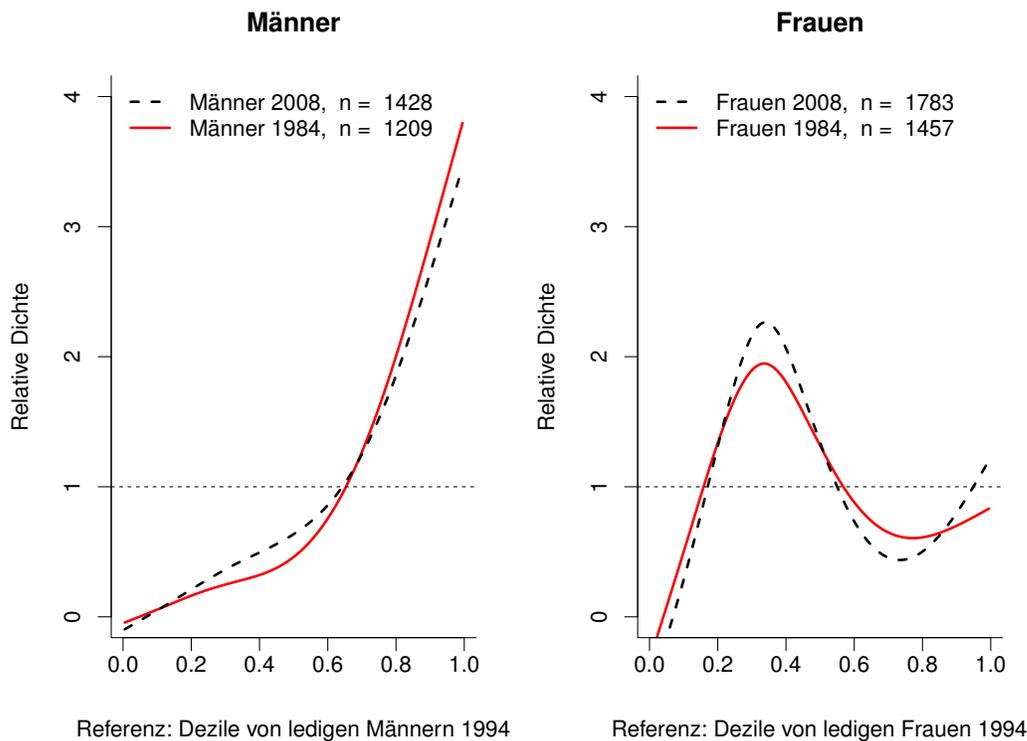


Abbildung 5.16.: Gewichtete relative Verteilungen des Nettoerwerbseinkommens zwischen ledigen und mit dem Partner lebenden Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland 1984-2008. Medianzentriert. Referenzgruppe: ledige Männer bzw. Frauen derselben Altersklassen im Jahr 1994. Für Ausreißer kontrolliert. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Spezialisierung von Partnerschaften, wobei der Mann Hauptverdiener ist, und die Frau hauptsächlich die Haushaltsarbeit und die Kinderbetreuung übernimmt, bleibt zwischen 1984 und 2008 für die SOEP-Partnerschaften besonders stabil. Dieses kann analytisch und zusammenfassend mittels der Median-Polarisierungsindizes (MPI) betrachtet werden, die ausführlich im

Abschnitt C.1.3 beschrieben sind. Wie dort erläutert wird, drückt der MPI im Wesentlichen die relativen Abweichungen der zu vergleichenden Verteilungen von der lageparameter-zentrierten relativen Verteilung aus. Der Index kann Werte zwischen -1 und 1 annehmen, wobei null (oder Werte in ihrer Nähe) bedeutet, dass es praktisch keine Polarisierung gibt¹¹. Das heißt, nur die Abweichungen jeder Verteilung von einem gemeinsamen Wert (hier Medianzentriert) betrachtet werden, um die relativen Häufigkeiten der Werte links oder rechts dieses gemeinsamen Punktes schätzen zu können. In Tabelle 5.5 werden die Verteilungen des Erwerbseinkommens jedes (Ehe-)Partners nach der Zahl der Kinder im Haushalt miteinander verglichen. Die Werte der MPI für Partnerschaften ohne Kinder weisen deutlich darauf hin, dass die Erwerbseinkommensunterschiede für diesen Haushaltstyp nicht nur gering sind, sondern auch innerhalb der Konfidenzintervalle sogar zugunsten der Frau liegen können (negative Werte). Aber mit zunehmender Zahl der Kinder im Haushalt nehmen insbesondere für die größten Haushalte mit drei oder mehr Kindern ebenfalls die MPI-Werte zu. Die Veränderung der Einkommensunterschiede zwischen den Partnern mit der Geburt von Kindern ist sehr stark und beträgt etwa eine Größenordnung. Ein Vergleich zwischen den rechten bzw. linken Konfidenzintervallengrenzen zwischen jeder Kategorie weist außerdem auf signifikante Unterschiede zwischen den Indizes für diese Partnerschaften hin. Im Längsschnitt ergibt sich gemäß Abschnitt 4.3, Abbildungen 4.11 und 4.12, dass die Polarisierung dank der erhöhten Arbeitsmarktbeteiligung von Müttern abgenommen hat, auch wenn diese Abnahme nach den Cox-Stuart-Tests nur für die Haushalte mit zwei Kindern signifikant ausgefallen ist.

Trotz der Einkommenseinbußen in den Haushalten von Familien weisen die Abbildungen 5.17 der Verteilung der Haushaltseinkommenspositionen darauf hin, dass gerade Familien im Vergleich mit ledigen Befragungspersonen eine günstigere Einkommensverteilung haben. Dieses Ergebnis ist bemerkenswert, denn die Haushaltseinkommenspositionen sind durch den Mittelwert dieses Einkommensstyps für alle betreffenden Altersklassen gebildet worden. Es scheint also, dass die Erhöhung des männlichen Nettoerwerbseinkommens sowie die Arbeitsteilung im Haushalt eher eine starke Zunahme der Ressourcenverfügbarkeit von Partnerschaften und gegebenenfalls von Familien hervorruft. Andererseits, weil das hier betrachtete Haushaltseinkommen vor staatlichen Subventionen und Steuern ermittelt wird, kann man in diesem Fall von Haushaltsproduktivität in dem Sinne reden, dass die erzielte Geldmenge jedes Haushaltes proportional vor allem zum Produktionsfaktor Erwerbstätigkeit des Mannes bzw. der Haushaltsarbeit der Frau ist (vgl. Lachmann 2006: Kap. 9). Dadurch können die Durchschnittswerte des Haushaltseinkommens als Vergleichsmaß der Produktivität zwischen den Familienhaushalten und denen von ledigen Befragungspersonen verwendet werden. In dem hier diskutierten Fall ist die Erhöhung der Haushaltsproduktivität von Partnerschaften nicht nur relativ, sondern, wie es Abbildung 5.17 entnommen werden kann, im Durchschnitt absolut höher als die von Partnerlosen. Dieser Zusammenhang kann auch anhand der Verteilung der Haushaltseinkommenspositionen durch Berechnung der linearen Trends erkannt werden. Während der lineare Zuwachs der ersten Einkommensposition bei den Partnerschaften praktisch stabil geblieben ist ($p > 0.1$), erhöhte sich ihr Anteil bei den Partnerlosen zwischen 1984 und 2008 hingegen signifikant um etwa 0.34% bzw. 0.43% pro Jahr ($p < 0.001$). Dagegen hat sich der Anteil von Partnerschaften der middle-

¹¹ Hier ist anzumerken, dass mit Polarisierung eine überproportionale Konzentration von Beobachtungen an beiden extremen der Verteilung im Vergleich zu den mittleren Quantilen gemeint ist.

Tabelle 5.5.: Median Polarisierungsindex (MPI) mit 95%-Konfidenzintervallen (KI-, KI+) zwischen Partnern in Bezug auf das Erwerbseinkommen nach der Anzahl von Kindern im Haushalt. Referenz: Erwerbseinkommen des Mannes. Letzte Reihe p-Werte des Cox-Stuarts-Tests. - Trend = Nullhypothese: Es liegt kein abnehmender Trend vor. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	Keine Kinder			1 Kind			2 Kinder			3 u.m. Kinder		
	KI-	MPI	KI+	KI-	MPI	KI+	KI-	MPI	KI+	KI-	MPI	KI+
1984	-0.04	0.05	0.14	0.24	0.34	0.44	0.54	0.62	0.70	0.47	0.61	0.75
1985	-0.05	0.04	0.14	0.23	0.34	0.45	0.51	0.59	0.67	0.37	0.53	0.69
1986	-0.04	0.05	0.14	-0.01	0.09	0.19	0.52	0.60	0.68	0.50	0.64	0.78
1987	-0.02	0.07	0.16	0.12	0.24	0.35	0.38	0.48	0.58	0.56	0.70	0.83
1988	-0.13	-0.04	0.06	0.22	0.33	0.45	0.46	0.56	0.65	0.55	0.69	0.83
1989	-0.03	0.06	0.16	0.23	0.35	0.47	0.37	0.48	0.59	0.57	0.70	0.83
1990	-0.02	0.07	0.16	0.08	0.19	0.30	0.32	0.43	0.55	0.54	0.67	0.80
1991	0.06	0.15	0.24	0.24	0.36	0.47	0.28	0.39	0.50	0.59	0.71	0.83
1992	-0.02	0.07	0.16	0.06	0.17	0.28	0.40	0.51	0.61	0.42	0.57	0.72
1993	-0.03	0.07	0.16	0.00	0.12	0.24	0.36	0.47	0.57	0.56	0.68	0.80
1994	0.01	0.10	0.18	0.08	0.20	0.31	0.30	0.39	0.49	0.50	0.62	0.74
1995	0.01	0.10	0.19	-0.10	0.00	0.09	0.41	0.50	0.60	0.60	0.71	0.82
1996	0.01	0.09	0.18	-0.03	0.06	0.16	0.35	0.44	0.52	0.56	0.68	0.80
1997	-0.01	0.08	0.17	0.11	0.20	0.30	0.09	0.18	0.28	0.53	0.65	0.77
1998	0.00	0.09	0.18	0.05	0.15	0.24	0.30	0.40	0.49	0.65	0.75	0.85
1999	-0.02	0.07	0.15	0.08	0.17	0.26	0.18	0.26	0.35	0.57	0.68	0.79
2000	-0.07	0.00	0.08	0.07	0.15	0.22	0.28	0.34	0.40	0.51	0.61	0.71
2001	-0.05	0.03	0.10	0.03	0.11	0.18	0.31	0.37	0.44	0.46	0.56	0.65
2002	-0.04	0.03	0.10	0.05	0.13	0.21	0.28	0.34	0.41	0.36	0.49	0.61
2003	-0.02	0.06	0.13	0.00	0.08	0.17	0.26	0.33	0.39	0.40	0.52	0.64
2004	0.06	0.14	0.21	-0.01	0.07	0.16	0.22	0.29	0.36	0.35	0.47	0.60
2005	0.00	0.08	0.15	0.04	0.13	0.21	0.24	0.31	0.39	0.50	0.62	0.74
2006	-0.16	-0.08	-0.01	0.14	0.23	0.32	0.19	0.27	0.34	0.52	0.65	0.77
2007	-0.06	0.02	0.10	0.19	0.27	0.36	0.19	0.26	0.34	0.48	0.61	0.74
2008	-0.07	0.01	0.09	0.11	0.20	0.30	0.13	0.21	0.30	0.50	0.63	0.76
Cox H_0	-Trend			-Trend			-Trend			-Trend		
p-Werte	0.387			0.194			0.000			0.194		

ren Einkommenspositionen 2 und 3 um etwa 0.27% bzw. 0.13% pro Jahr signifikant verringert. Trotz dieser Abnahme ist die Einkommensposition 4 dennoch stabil geblieben, während sich Position 5 um etwa 0.31% ($p < 0.001$) pro Jahr signifikant erhöht hat. Für die Partnerlosen ist die zeitliche Entwicklung sogar noch ungünstiger, denn gerade die oberen Einkommenspositionen haben um etwa 0.18% bzw. 0.25% signifikant abgenommen. Angesichts der wegen der Erhöhung der Produktivität von Partnerschaften ab Mitte der 1990er Jahre stetig vergrößerten Entfernung des durchschnittlichen Einkommens zwischen Partnerschaften und Partnerlosen (Abbildung 5.17 unten rechts), und angesichts der Zunahme von Einzelhaushalten (Abbildung 5.13), ist zu erwarten, dass sich das Armutsrisiko von Partnerlosen der Altersklassen 20 bis 45 Jahren noch stärker erhöht hat.

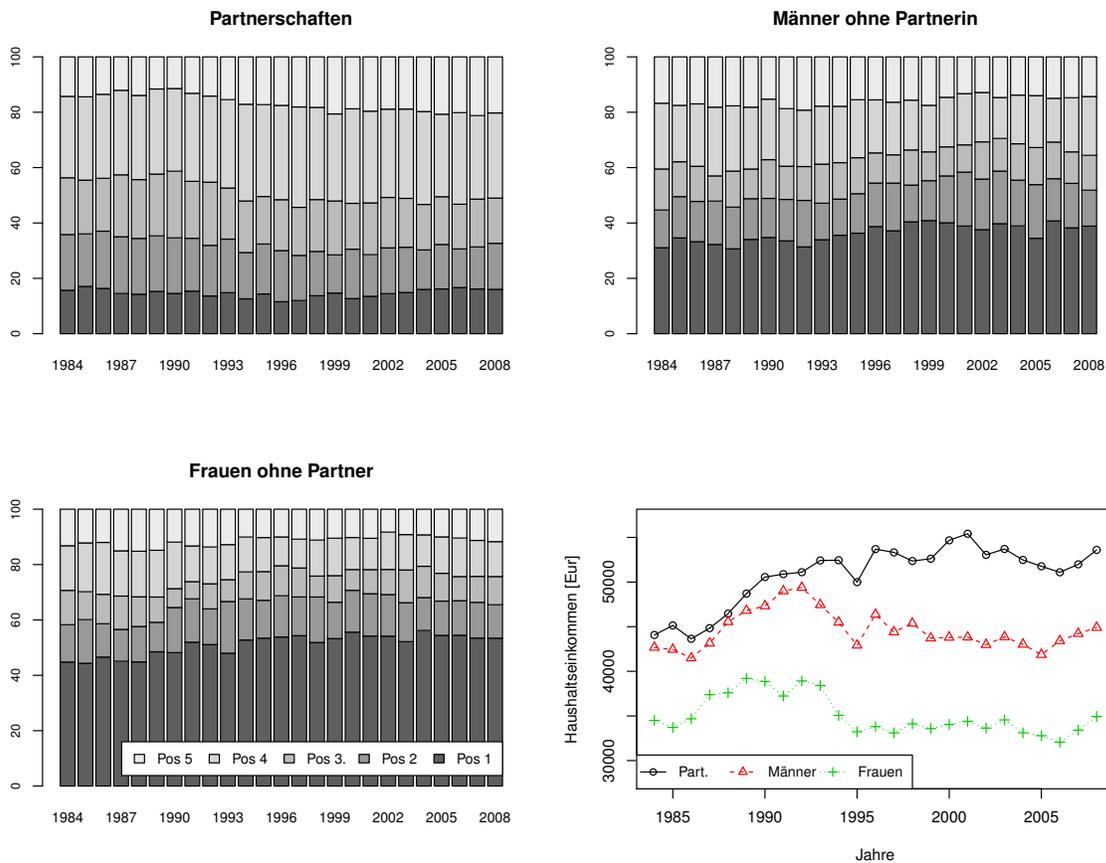


Abbildung 5.17.: Häufigkeiten der Haushaltseinkommenspositionen von Partnerschaften und von ledigen Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. Unten rechts durchschnittliches Haushaltseinkommen in Preisen von 2006. Querschnittsgewichte. Partnerschaften $n = 5.058$, Männer ohne Partnerin $n = 4.198$, Frauen ohne Partner $n = 3.816$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Aber um die amtlich definierte Armutsgefährdungsquoten abschätzen zu können, müssen die Einkommenspositionen gegenüber dem Median des Äquivalenzeinkommens nach Staatstransfers aufgestellt werden, wobei solche Personen als armutsgefährdet gelten, die in der unteren Äquiva-

lenzeinkommensposition klassifiziert werden, d.h. Personen, die weniger als 60% des Medians des jährlichen Äquivalenzeinkommens beziehen (Bundesregierung 2008: II.1.3; Andreß 1999; Burniaux u.a. 1998: 11ff.). In Abbildung 5.18 werden die gewichteten Häufigkeiten der Verteilung der Äquivalenzeinkommenspositionen dargestellt. Obwohl dieser Median im Fall von Partnerschaften (Abbildung 5.18 unten rechts) teilweise aufgrund höherer steuerlicher Belastung (hier nicht angezeigt) niedriger als der Mittelwert des Haushaltseinkommens vor Steuern liegt, ist die Verteilung der relativen Positionen von Partnerschaften der 20- bis 45-Jährigen nach wie vor günstiger als die Verteilung von Partnerlosen. Die linearen Trends der Häufigkeit jeder Position haben hier einen ähnlichen Verlauf wie bei dem Haushaltseinkommen vor Staatstransfers und vor Steuern, wobei die erste Einkommensposition der Partnerlosen um etwa 0,30% pro Jahr zugenommen hat ($p < 0,001$). Bei Partnerschaften ist der Anteil der Einkommensposition 2 sogar um etwa 0,22% pro Jahr gesunken ($p < 0,001$), während die Einkommensposition 5 mit einer ähnlichen Rate von 0,20% signifikant zugenommen hat ($p < 0,001$). Vergleicht man andererseits den Median bei den partnerlosen Frauen mit dem bei partnerlosen Männern und zugleich die entsprechenden Verteilungen der Äquivalenzeinkommenspositionen (Abbildung 5.18), lässt sich für diese Frauengruppe eine höhere Armutsgefährdung feststellen. Obwohl bei den Männern der Anteil der armutsgefährdeten Partnerlosen deutlich größer geworden ist, liegt gleichzeitig der Median des Äquivalenzeinkommens für Männer in der Gesamtbeobachtungsperiode immer noch höher als für partnerlose Frauen.

Diese Ergebnisse der relativen Einkommenspositionen stimmen im Allgemeinen mit den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes überein. Für alleinlebende Männer und Frauen hat das Statistische Bundesamt die Armutsgefährdungsquoten nach Staatstransfers (d.h. der Anteil der Individuen mit einem Äquivalenzeinkommen unter dem 60% des Medians nach Staatstransfers) 2005 auf etwa 23% bei Männern bzw. 21% bei Frauen geschätzt (Statistisches Bundesamt 2008: 802, Tabelle 4). Im Gegensatz dazu liegt das Armutsrisiko von Partnerschaften mit zwei Kindern für dieselbe Periode etwa 9%, was sehr nah an den in Abbildung 5.18 dargestellten Anteilen von etwa 10% liegt. Dennoch weisen die in diesem Abschnitt vorliegenden Ergebnisse darauf hin, dass sich in längsschnittlicher Perspektive die ökonomische Situation von Partnerlosen, insbesondere die der zahlenmäßig kleineren Gruppe partnerloser Frauen, verschlechtert hat. Je nachdem, welches Einkommen in Betracht gezogen wird, ist die Zunahme der Einkommensposition unter 60% des entsprechenden Referenzmaßes (d.h. Mittelwert bzw. Median) pro Jahr um etwa 0.30% signifikant größer geworden ($p < 0.001$), während gleichzeitig die mittleren bzw. die hohen Einkommenspositionen signifikant abgenommen haben ($p < 0.001$)¹².

Allerdings muss aufgrund der Investitionen in Kinder berücksichtigt werden, dass das Äquivalenzeinkommen von Partnerschaften in den unterdurchschnittlichen Dezilen kleiner ausfallen kann als bei alleinlebenden Personen. Dies kann verdeutlicht werden, wenn die Verteilung des Äquivalenzeinkommens von Partnerschaften mit der des Einkommens von Alleinstehenden anhand verschiedener Einkommensungleichheitsmaße verglichen wird. Gemäß den Erläuterungen in Abschnitt C.1.3 kann man den Median-Polarisierungsindex (MPI) des Äquivalenzeinkommens in zwei Teile zerlegen: Den unteren und den oberen Polarisierungsindex UPI bzw. OPI. Diese Einkommensungleichheitsmaße geben an, in welchem Ausmaß die Polarisierung des Äqui-

¹² Vgl. die Studie von J. Goebel und Mitarbeitern mit SOEP-Daten für ähnliche Ergebnisse, und die Studie von Giesecke und Verwiebe (Giesecke/Verwiebe 2008) über die Entwicklung der Bruttostundenlöhne im SOEP.

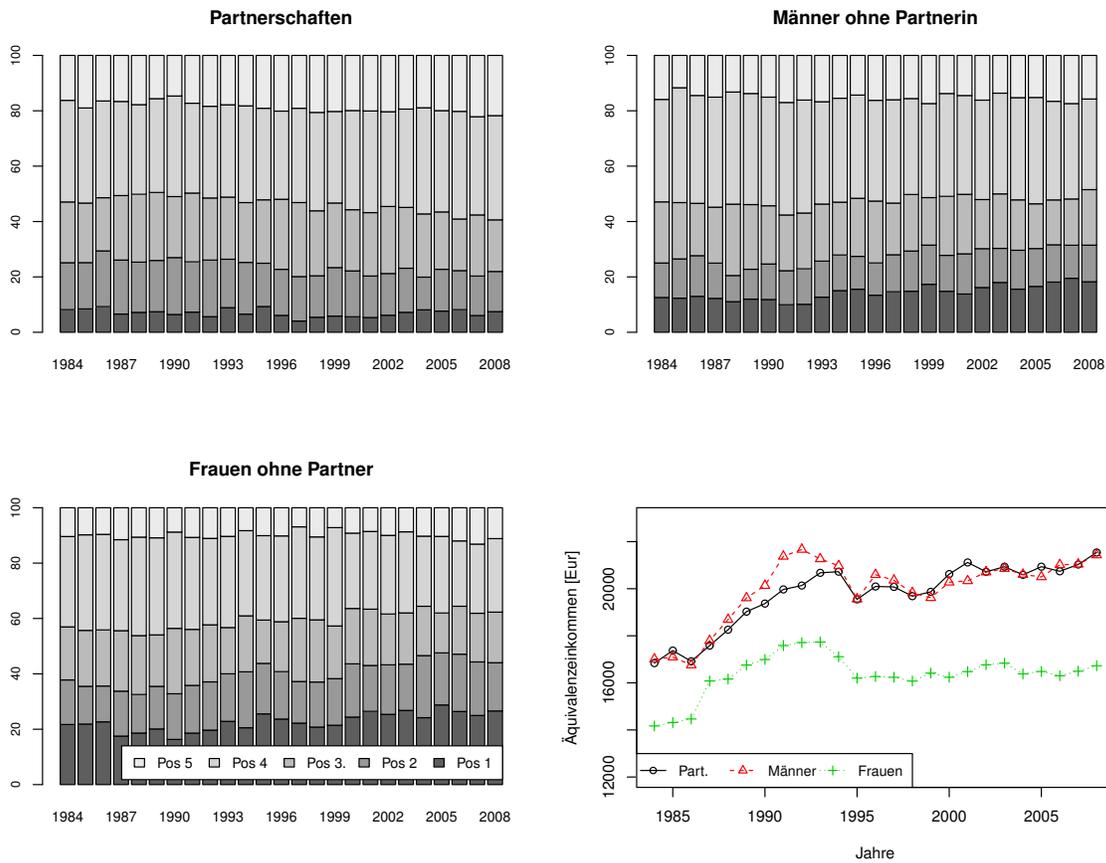


Abbildung 5.18.: Häufigkeiten der Äquivalenzeinkommenspositionen von Partnerschaften und von ledigen Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. Unten rechts durchschnittliches Äquivalenzeinkommen in Preisen von 2006. Querschnittsgewichte. Partnerschaften $n = 5.058$, Männer ohne Partnerin $n = 4.198$, Frauen ohne Partner $n = 3.816$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

valenzeinkommens bei Männern und Frauen zwischen 1984 und 2008 im unter- bzw. überdurchschnittlichen Teil der Einkommensverteilung stattgefunden hat. Wird als Referenzverteilung das Äquivalenzeinkommen von Alleinstehenden genommen, deuten negative (positive) Werte auf einen überproportionalen Anteil von Beobachtungen im unterdurchschnittlichen (überdurchschnittlichen) Bereich der Einkommensverteilung von Partnerschaften hin. Die Ergebnisse für Männer und Frauen können Tabellen D.1 und D.3 in Anhang D entnommen werden. Im Vergleich mit partnerlosen Männern weist die Verteilung des Äquivalenzeinkommens von Verheirateten bzw. von in einer Lebensgemeinschaft lebenden Männern in Tabelle D.1 auf eine Verschlechterung der Einkommenslage von Partnerschaften niedrigen Äquivalenzeinkommens hin, da der abnehmende Trend negativer Werte des OPI auf einen überproportionalen Anteil von Partnerschaften im unterdurchschnittlichen Bereich der Verteilung hinweist. Der si-

gnifikant zunehmende Trend der Gini-Koeffizienten¹³ bezieht sich also eher auf eine relative Verschlechterung der Einkommensposition von Familien niedrigen Einkommens. Die Einkom-

Erwerbsstatus der Partnerin nach der Zahl der Kinder im Haushalt – Partner in Vollzeit

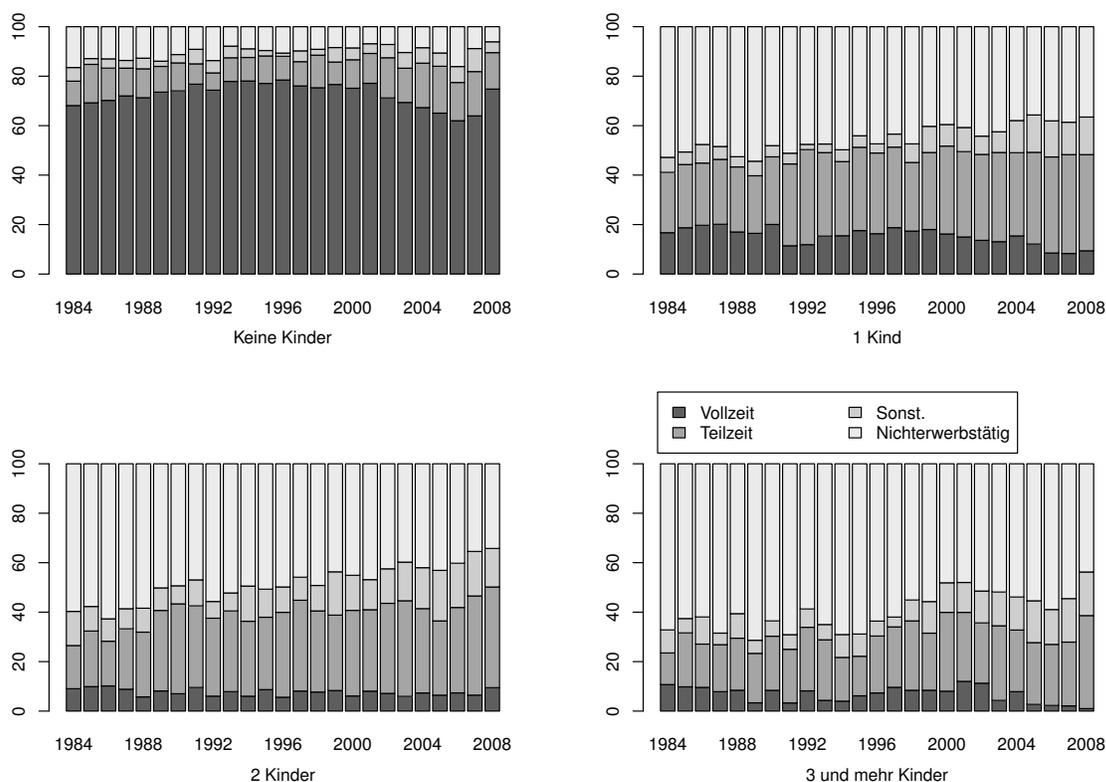


Abbildung 5.19.: Gewichtete Häufigkeiten des Erwerbsstatus von (Ehe-)Partnerinnen nach der Zahl der Kinder im Haushalt. Nur Partnerschaften mit vollzeiterwerbstätigem Partner. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

mensungleichheitsmaße für Frauen in Tabelle D.3 weisen darauf hin, dass die Polarisierung des Äquivalenzeinkommens in den Haushalten von Frauen viel ausgeprägter als bei Männern ausfällt. Der abnehmende Trend der Werte des OPI bei Frauen ist nicht nur signifikant, sondern die einzelnen Werte des OPI sind in jedem der Erhebungsjahre deutlich größer. Andererseits deutet der positive Trend des Entropie-Maßes darauf hin, dass sich Frauen in den letzten Jahren stärker in Bezug auf ihr Äquivalenzeinkommen unterscheiden – trotz einer nichtsignifikanten Zunahme der Gini-Koeffizienten. Wenn man statt des Äquivalenzeinkommens das Bruttohaushaltseinkommen von Männern und Frauen in Tabellen D.2 bzw. D.4 betrachtet, bestätigt sich die höhere Produktivität von Befragungspersonen mit festem Partner im Haushalt. Sowohl bei Männern als auch bei Frauen gibt es einen signifikanten Trend zunehmender Einkommenspola-

¹³ Zur Definition der Gini-Koeffizienten vgl. etwa Litz 2003: 108

risierung im überdurchschnittlichen Bereich der Haushaltseinkommensverteilung. Die Werte des OPI bei beiden Geschlechtern in Tabellen D.2 bzw. D.4 weisen auf eine Zunahme der Beobachtungen partnerloser Befragungspersonen im unterdurchschnittlichen Bereich der entsprechenden Verteilung hin.

In Bezug auf den Erwerbsstatus der Partner bestätigt Abbildung 5.19 das Hausfrauen- und Vereinbarkeitsmodell der Versorgerehe. In Abbildung 5.19 ist der Erwerbsstatus der Partnerin in jedem Erhebungsjahr nach der Zahl der Kinder im Haushalt dargestellt. Da etwa 90% der Partner vollzeiterwerbstätig sind (nicht gezeigt), werden nur solche Beobachtungen ausgewählt, bei denen der Partner diesen Erwerbsstatus aufweist. In Übereinstimmung mit Abbildungen 4.13 und 4.14 zeigt sich, dass die Geburt von Kindern in der Regel mit einer Reduktion des Arbeitsangebots der Mütter einhergeht. Weitere Analysen haben aber zugleich darauf hingewiesen (nicht gezeigt), dass diese Reduktion insbesondere für Partnerschaften der ersten Haushaltseinkommensposition ausgeprägt ist, so dass letztendlich das Armutsrisiko gewissermaßen von der Erwerbsbeteiligung der Partnerinnen abhängt (vgl. I. Becker 2002; Eggen 2006). Dieser Zusammenhang zwischen Arbeitsteilung, Einkommen und Fertilität wird in Abschnitt 7.3 ausführlich anhand theoretischer Erklärungsansätze diskutiert.

5.2.3. Partnerschaftskonstellationen und Partnermarkt

Nach den spieltheoretischen Annahmen in Abschnitt 3.5.3 und angesichts der differentiellen Fertilitätsraten nach Einkommensposition, die in Abschnitt 5.1 angesprochen wurden, ist zu erwarten, dass Veränderungen der sozioökonomischen Eigenschaften der Partnerschaften auch mit Veränderungen der spezifischen Fertilitätsraten und des Einkommensniveaus der Eltern zusammenhängen. Um einen Überblick der Richtung dieser Veränderungen erhalten zu können, werden an dieser Stelle die in Abschnitt 3.5.3 beschriebenen Partnerschaftskonstellationen durch die Variable Bildung operationalisiert, da sie ein wichtiges Selektionskriterium bei der Partnerwahl darstellt (vgl. zur kurzen Diskussion Feldhaus/Huinink 2006). Die Entstehung fester Partnerschaften im SOEP wird anhand von Random-Probit-Modellen in Abschnitt 6.3 multivariat analysiert. Die deskriptiven Ergebnisse in Abschnitt 4.2 hinsichtlich der sogenannten Bildungsexpansion unter Berücksichtigung der Fitnessauszahlungsmatrix in Tabelle 3.5 legen nahe, dass mit Veränderungen der sozioökonomischen Lage der Individuen entsprechende Veränderungen der Partnerschaftskonstellationen einhergehen. Diese Veränderungen sollen voraussetzungsgemäß keinem randomisierten Prozess entsprechen, sondern eher auf gezielte Sexualektionsmechanismen zurückzuführen sein. Es werden im Folgenden nur vier Bildungskategorien berücksichtigt: Hauptschule, Realschule, Abitur, Fachhochschule / Universität, wobei die beruflichen Ausbildungen schon in den entsprechenden Kategorien enthalten sind. Für die SOEP-Partnerschaften werden die Bildungskonstellationen in Tabelle 5.6 für die Erhebungsjahre 1984 bzw. 2008 dargestellt. Die Spaltenvariable entspricht dem Bildungsniveau des Mannes und die Zeilenvariable dem der Frau. Wie man diesen Tabellen entnehmen kann, folgt die Verteilung der Partnerschaftskonstellationen zwischen 1984 und 2008 für die 20- bis 45-jährigen Männer und Frauen in Westdeutschland mehr oder weniger den Veränderungen der Häufigkeiten der Bildungsabschlüsse, wie angesichts der Ergebnisse in Abschnitt 4.2 auch zu erwarten war. Dennoch weisen diese Tabellen darauf hin, dass die Unterschiede der Bildungsabschlüsse zwischen den

Partnern höchstens eine Stufe betragen, wobei Bildungshomogamie immer noch die häufigste Bildungsabschlusskombination der Ehepartner geblieben ist.

Allerdings bestätigt der Vergleich zwischen den beobachteten und den erwarteten Häufigkeiten für jede Paarkonstellation (erste und zweite Zeile in jeder Zelle von Tabellen 5.6), dass der durch Bildung operationalisierte Prozess der Partnerwahl kein randomisierter ist. Da 1984 die Mehrheit der hier betrachteten Altersklassen über einen Hauptschulabschluss verfügte, sind dementsprechend mehr Paarkonstellationen zu erwarten, bei denen mindestens einer der Partner einen Hauptschulabschluss hat. Die Pearson-Residuen (in der dritten Zeile jeder Zelle) weisen darüber hinaus auf eine größere Abweichung insbesondere zwischen Hauptschul- und Hochschulabschluss (45,5 bzw. 172,71) hin, auch wenn der Gesamtanteil von Akademikern sehr klein ist. Ebenfalls zeigen die Pearson-Residuen auf der Hauptdiagonale für die Paarkonstellationen 2008, dass die homogamen Partnerschaften den größten Beitrag zur Gesamtabweichung zwischen beobachteten und erwarteten Häufigkeiten leisten. Dies ist insbesondere angesichts der deutlichen Zunahme höherer Bildungsabschlüsse und der gleichzeitigen Abnahme der Hauptschulabschlüsse in der Gesamtbevölkerung bemerkenswert. Berechnet man die typischen Assoziationsmaße und Unabhängigkeitstests für Kontingenztafeln, die zur Schätzung der Korrelationsstärke zwischen kategorialen Variablen herangezogen werden (Bishop et al. 1975: 385ff.), lässt sich feststellen (Tabelle 5.7), dass die Bildungsexpansion entweder die Wahrscheinlichkeit zur Entstehung bildungshomogamer Partnerschaften leicht erhöht oder zumindest die Homogamieraten nicht wesentlich abgeschwächt hat. Die Studie von H. P. Blossfeld und A. Timm über Bildungshomogamie (auch anhand von SOEP-Daten der Wellen 1984-1994) kommt durch multivariate Dauermodelle zu ähnlichen Ergebnissen, wobei die Autoren aber gleichzeitig auf einen langfristigen Trend zur erhöhten Bildungshomogamie für Westdeutschland hinweisen (Blossfeld/Timm 2003).

Ein Grund für die Entstehung dieser Bildungshomogamie kann u.a. darin bestehen, dass die räumliche Vorstrukturierung des Alltags durch Bildungsinstitutionen, Stadtviertel, Berufswahl usw. Partnerschaftskonstellationen mit ähnlichen sozioökonomischen Merkmalen begünstigt. So zeigen die Analysen von T. Klein und A. Lengerer mit Daten der Konstanzer Partnerwahlstudie 1992 (Westdeutschland $n = 1.021$) und der Regionaluntersuchung 1996 (Westdeutschland $n = 1.423$), dass etwa 50% der Partnerschaften in diesen Stichproben durch Freunde und Bekannte (ca. 28%) oder im Schul- und Ausbildungskontext entstanden sind (Klein/Lengerer 2001: 274-275). Die geographische Nähe, die ein Bekanntschaftsnetzwerk und den Besuch bestimmter Institutionen voraussetzt, bahnt durch die persönliche Interaktion die Entstehung der in Abschnitt 3.5.3 angesprochenen Partnerschaftskonstellationen in dem Sinne an, dass die räumliche Verteilung der Familien, Haushalte und Individuen auch nicht randomisiert ist, sondern eher durch sozioökonomische Selbstorganisationsprozesse hervorgerufen wird¹⁴. Auch wenn die Transportmöglichkeiten etwa seit den 1970er Jahren günstiger und verbreiteter geworden sind, konnten T. Leopold und Mitarbeiter mit SOEP-Daten für Deutschland feststellen, dass etwa 75% der von den Autoren betrachteten jungen Erwachsenen in der Regel in einem Umkreis von etwa 100 km vom elterlichen Haushalt wohnen. Eine der Erklärungshypothesen beruht gerade auf der Annahme, dass insbesondere junge Erwachsenen von den sozialen Netzwerken und den

¹⁴ Vgl. die bahnbrechende Arbeit von T. Schelling (1969) über sozio-geographische Segregationsprozesse in den Städten und die Simulationsstudien, die von R. Axelrod (1997) und J. Epstein (2007) diskutiert werden.

Tabelle 5.6.: Häufigkeiten, erwartete Häufigkeiten, Zeilenanteile, Pearson-Residuen jeder Zelle und Pearson- X^2 -Test der Bildungsunterschiede in westdeutschen Partnerschaften 1984 und 2008. Männer und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren. Differenz zu 100% durch Rundung. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Frauen / Männer		1984			
	Haupt.	Real.	Abitur	F/H	Zeilen
Haupt.	525	125	22	41	713
	408.69	144.49	47.77	112.05	
	33.1	2.63	13.9	45.05	
	0.74	0.18	0.03	0.06	0.59
Real	147	88	30	61	326
	186.86	66.06	21.84	51.23	
	8.5	7.28	3.05	1.86	
	0.45	0.27	0.09	0.19	0.27
Abitur	15	18	22	24	79
	45.28	16.01	5.29	12.42	
	20.25	0.25	52.74	10.81	
	0.19	0.23	0.28	0.30	0.07
F/H	6	14	7	64	91
	52.16	18.44	6.1	14.3	
	40.85	1.07	0.13	172.71	
	0.07	0.15	0.08	0.70	0.08
Spalten	693	245	81	190	1209
$X^2 = 414.55$	d.f = 9	p = 0			
		2008			
	Haupt.	Real.	Abitur	F/H	Zeilen
Haupt.	166	44	11	19	240
	79.29	68.6	31.42	60.69	
	94.83	8.82	13.27	28.64	
	0.69	0.18	0.05	0.08	0.21
Real.	153	186	52	60	451
	148.99	128.91	59.04	114.06	
	0.11	25.28	0.84	25.62	
	0.34	0.41	0.12	0.13	0.40
Abitur	32	58	56	65	211
	69.71	60.31	27.62	53.36	
	20.4	0.09	29.16	2.54	
	0.15	0.27	0.27	0.31	0.19
F/H	20	33	28	140	221
	73.01	63.17	28.93	55.89	
	38.49	14.41	0.03	126.58	
	0.09	0.15	0.13	0.63	0.2
Spalten	371	321	147	284	1123
$X^2 = 429.10$	d.f = 9	p = 0			

Kenntnissen des regionalen Partner- und Arbeitsmarkts profitieren können¹⁵. (Leopold et al. 2011).

Tabelle 5.7.: Abhängigkeitsmaße und -tests der Kontingenztabelle 5.6. Männer und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Partnerschaften 1984	Partnerschaften 2008
Likelihood-Ratio-Statistik	355.92	404.31
Phi-Koeffizient	0.59	0.62
Kontingenzkoeffizient	0.51	0.53
Cramers V	0.34	0.36
Freiheitsgrade	9	9
$P(> X^2)$	<0.001	<0.001

Es werden an dieser Stelle die Fertilitätsraten der bildungsspezifischen Partnerschaftskonstellationen von Männern und Frauen auf Kohortenebene betrachtet. Hierzu werden sechs Kohorten bei Frauen und drei bei Männern gebildet, wobei die 1930er-Kohorte bei Frauen alle weiblichen Befragungspersonen enthält, die vor 1930 geboren sind, denn dadurch lassen sich die Zellen für die ältesten Geburtsjahrgänge besser besetzen. Bei den Männern können aufgrund mangelnder Fertilitätsdaten im SOEP nur drei Kohorten analysiert werden. Um möglichst große Stichproben von Individuen mit praktisch endgültiger Fertilität für eine gegebene Partnerschaftskonstellation erhalten zu können, werden die Kohorten in vier Erhebungsjahren bei den Partnerschaften von Frauen bzw. zwei von Männern betrachtet. Es wird eine Art Netto-reproduktionsrate für jede Partnerschaftskonstellation berechnet, indem die durchschnittliche Anzahl der weiblichen Kinder sowohl für die Frauen- als auch für die Männerkohorten ermittelt wird (vgl. Abschnitt B.3 und Gleichung (B.3.3) dort)¹⁶. Diese wird durch einen robusten 10%-gestutzten Mittelwert der endgültigen Kinderzahl je Partnerschaftskonstellation approximiert und anschließend mit dem Geschlechterverhältnis 0,4875 multipliziert, welches die erwartete durchschnittliche Zahl weiblicher Geburten wiedergibt (vgl. Keyfitz 1977: 2. Kap.). Robuste Konfidenzintervalle werden durch die windsorisierten Varianzen anhand der t -Verteilung auf dem 0.05-Signifikanzniveau gebildet (für Details vgl. Sachs 2006: Kap. 3; Wilcox 2003: Kap. 3). Die Partnerschaftskonstellationen haben als Zeilenvariable den Bildungsabschluss der (Ehe-)Partnerin bzw. des (Ehe-)Partners. Es werden nur drei Kategorien gebildet: „Hauptschulabschluss“, „Realschulabschluss“ und „Abitur/Hochschulabschluss“. Es muss allerdings beachtet werden, dass man hier nicht unbedingt von leiblichen Eltern je Partnerkonstellation ausgehen kann, denn die Variable „Kinderzahl“ entspricht nur derjenigen Befragungsperson, anhand derer man die Partnerschaft gebildet hat. In striktem Sinne ist also die Fertilität der Partnerschaftskonstellationen eigentlich als die Fertilität der (Ehe-)Partnerin bzw. des (Ehe-)Partners zu verstehen.

¹⁵ Bemerkenswerterweise haben schon 1964 W. Catton und R. Smircich eine inverse proportionale Beziehung zwischen der Wahrscheinlichkeit einer Ehe und der Entfernung der Haushalte der Eheschließenden vor der Ehe empirisch herausgefunden. Die Autoren schlussfolgern: „The average person, no matter how many potential spouses may be ‚available‘ to him in terms of physical location and normative considerations of exogamy and endogamy, can be intimately acquainted with only a few of them“ (Catton/Smircich 1964: 528-529).

¹⁶ Man beachte, dass die Netto-reproduktionsrate eigentlich nur im weiblichen Reproduktionsmodell definiert wird.

Die Ergebnisse für die Frauenkohorten in Abbildung 5.20 legen nahe, dass die Bildungsexpansion im Allgemeinen mit einer relativen Stabilität der Partnerschaftskonstellationen einhergeht, wobei Frauen mit Realschulabschluss allerdings in unterschiedlichen Partnerschaftskonstellationen anzutreffen sind. Die Fertilitätsunterschiede sind aufgrund der kleinen Stichproben und der teilweise daraus entstandenen hohen Varianz insbesondere bei den Frauen mit Abitur und Hochschulabschluss unscharf. Wenn man nur die Punktschätzungen betrachtet, nimmt die Fertilitätsrate mit zunehmendem Bildungsabschluss tendenziell ab. Für die Kohorten 1930 bis 1960 ergibt sich aber eine so große Varianz, dass von signifikanten Unterschieden nicht gesprochen werden darf. Allerdings sind die Varianzen für die späteren Kohorten 1960 bis 1970, bei denen die Zellen der höheren Abschlüsse häufiger besetzt sind, tendenziell größer als für die anderen Bildungsabschlüsse, so dass hier vielleicht nicht nur eine stichprobenbedingte größere Varianz, sondern tatsächlich ein ausgeprägter Unterschied im Fertilitätsverhalten von Frauen mit höheren Bildungsabschlüssen vorliegt. Da 10%-gestutzte Mittelwerte berechnet wurden, wäre diese (möglicherweise) größere Varianz nicht auf Kinderlosigkeit zurückzuführen¹⁷, denn Kinderzahlen auf dem ersten und zehnten Verteilungsdezil sind durch die nächstliegenden (größeren bzw. kleineren) Werte ersetzt worden¹⁸. Wenn die Intervalle der Fertilitätsraten über alle Kohorten betrachtet werden, lässt sich eine durchschnittliche Fertilitätsabnahme feststellen, die zusammen mit den Ergebnissen der Tabelle 5.4 zum Teil durch die Fertilitätsabnahme der Frauen mit Realschulabschluss und höheren Abschlüssen zurückzuführen ist. Auch wenn bei der Kohorte 1980 noch Geburten aufgrund eines Tempoeffektes abzuwarten sind, werden die Fertilitätsraten der Frauen höherer Bildungsabschlüsse wahrscheinlich unter dem 0.90-Fertilitätsniveau bleiben.

Bei den drei Männerkohorten in Abbildung 5.21 zeigt sich hinsichtlich der Punktschätzungen der Fertilitätsraten kleinere Werte als bei Frauen, wobei sich hier gewissermaßen ein U-förmiger Verlauf feststellen lässt, falls die Fertilitätsraten der Männer mit höheren Bildungsabschlüssen bei den jüngsten Kohorten 1971-1980 noch steigen. In diesem Fall ergäbe sich kein negativer Zusammenhang zwischen höheren Abschlüssen und Fertilität bei Männern. Angesichts der breiten Konfidenzintervalle kann man allerdings nicht auf signifikante Unterschiede schließen. Die „Nettofertilitätsraten“ der Partnerschaften von Männern sind im Allgemeinen allerdings deutlich kleiner als die von Frauen und liegen etwa 0.10 darunter. Allerdings gilt für beide Geschlechter, dass die durchschnittliche Zahl der weiblichen Kinder je Partnerschaftskonstellation weit entfernt von eins liegt. Da die Nettoerproduktionsrate jeder Partnerschaftskonstellation auf dem Bestandserhaltungsniveau mindestens eins betragen sollte, schrumpft insgesamt die „Bevölkerung“ der weiblichen sowie der männlichen Partnerschaften spätestens seit den Jahrgängen 1951 bis 1960. Wie in Kapitel 7 noch ausführlicher zu besprechen ist, bedeutet diese Abnahme der Nettofertilitätsraten indessen nicht, dass die Familienlinien aus Partnerschaften niedriger Fertilität unmittelbar aussterben, sondern dass die Bevölkerung nach den in

17 Dieser Punkt ist besonders relevant, wenn man die Studie von G. Bauer und M. Jacob mit Mikrozensusdaten heranzieht. Die Autoren stellten für die Kohorten 1964-1966 im Beobachtungsjahr 2004 einen etwas höheren Anteil von Kinderlosigkeit in den Partnerschaften von Frauen mit Abitur, Fach- oder Hochschulabschluss fest (Bauer/Jacob 2010, letzte Zeile in Tabelle 2 dort).

18 Außerdem ist zu beachten, dass sich homogame Partnerschaften nach dem Bildungsabschluss unterscheiden können d.h. die Fertilität der homogamen Partnerschaften mit Hauptschul- und Realschulabschluss oder höheren Abschlüssen kann verschieden sein.

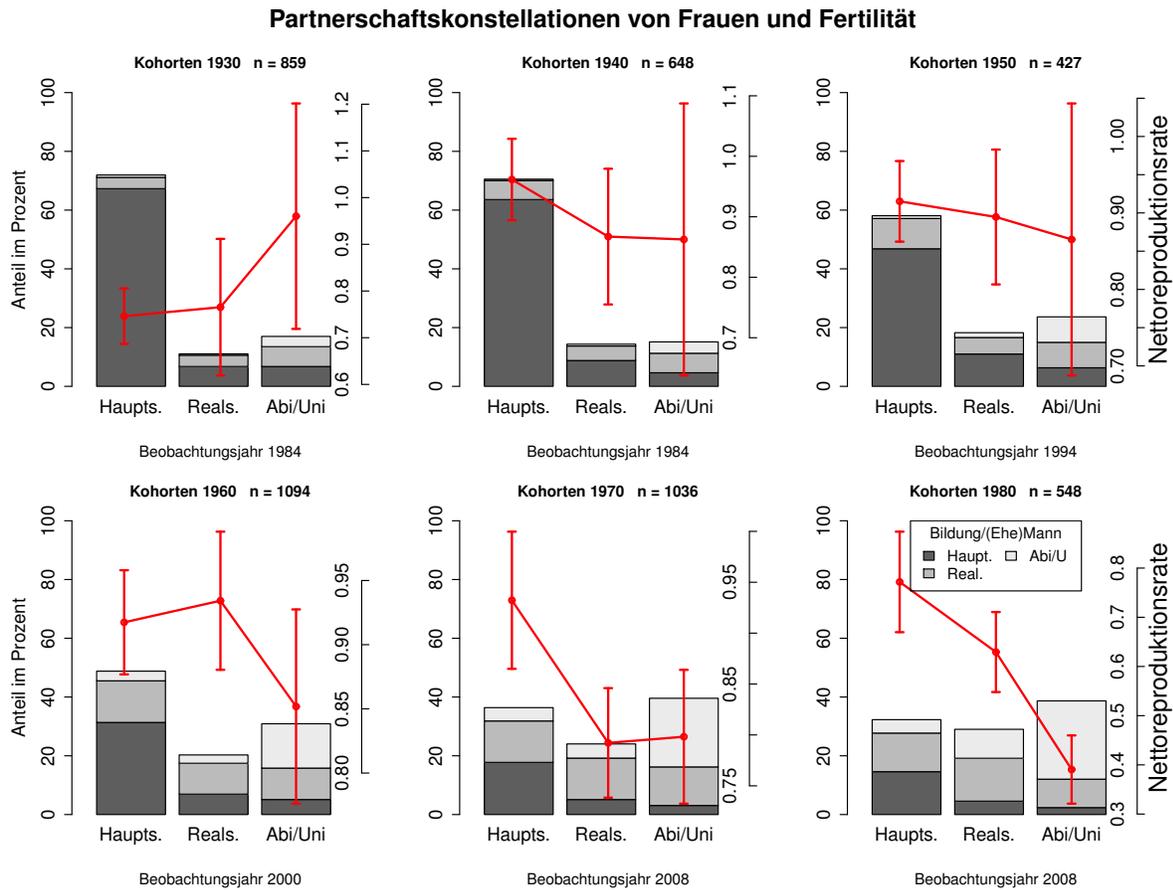


Abbildung 5.20.: Nettoreproduktionsraten der Partnerschaften von Frauen nach ihrem Bildungsabschluss für die angegebenen Kohorten in Westdeutschland. 10%-gestutzte Mittelwerte und Konfidenzintervalle auf dem 0.05-Niveau anhand windsorisierter Varianz. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Abschnitt B.3 beschriebenen demographischen Voraussetzungen zu einer bestimmten stabilen Bevölkerungsverteilung zu streben scheint.

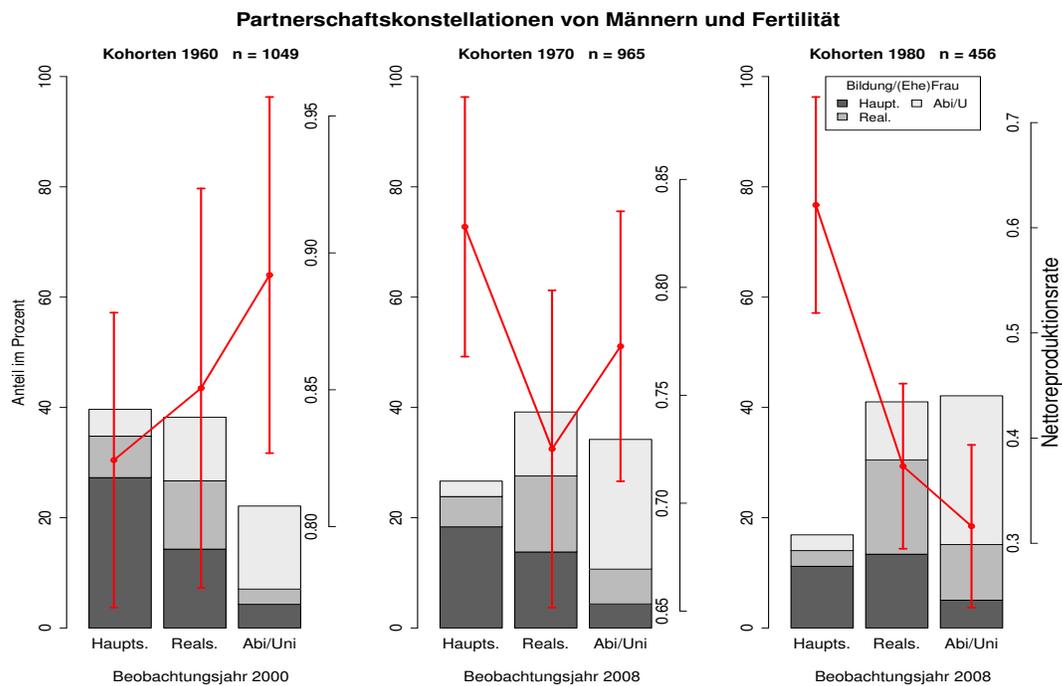


Abbildung 5.21.: Nettoreproduktionsraten der Partnerschaften von Männern nach ihrem Bildungsabschluss für die angegebenen Kohorten in Westdeutschland. 10%-gestutzte Mittelwerte und Konfidenzintervalle auf dem 0.05-Niveau anhand windsorierter Varianz. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

6. Hypothesenüberprüfung - Mikroebene (Generatives Verhalten)

In diesem Kapitel wird anhand statistischer Modelle die Plausibilität der in Abschnitt 3.6 formulierten Hypothesen überprüft. Es muss aber beachtet werden, dass diese Modelle keine Kausalitätsannahme voraussetzen. Sie modellieren nur bedingte Erwartungswerte, die mit bestimmten unabhängigen Variablen stark oder schwach signifikant zusammenhängen können. Eine kausale Interpretation der in dieser Dissertation verwendeten stochastischen Modelle ist (in der Regel) nicht zulässig, denn (i) die unabhängigen Variablen stellen keine Ursachen, sondern eine Art Begleitvariablen¹, und (ii) die Aggregation von individuellen Beobachtungen ist nicht von den zu erklärenden Phänomenen unabhängig. Um diesen letzten Punkt zu verdeutlichen, betrachte man eine beliebige abhängige Variable Y und einen Satz von unabhängigen Variablen X (im folgenden Holland 1986; Sobel 1995 und Sobel 2000). Gesucht wird der Effekt (im kausalen Sinne) von X auf Y . Um diesen Effekt schätzen zu können, muss der bedingte Erwartungswert $E[Y|X]$ die Bedingung vernachlässigbarer Behandlungsgruppe-Zuordnung $E[Y|X] = (E[Y] \perp \mathbf{1}_t)|X$ erfüllen (Rosenbaum/Rubin 1983: 43), wobei $\mathbf{1}_t$ und \perp Gruppenzuordnung bzw. stochastische Unabhängigkeit bezeichnen. Diese Bedingung ist aber in den vorliegenden stochastischen Modellen nicht erfüllt, auch wenn das SOEP eine randomisierte Stichprobe ist. Beispielsweise implizieren die Regressionsmodelle in den Abschnitten 6.2.1, 6.2.2 und 6.2.3, dass Kinder ihren Familien zufällig zugeordnet werden müssten. Da aber diese Bedingung im SOEP nicht erfüllt werden kann², stellen diese Modelle keine Effekte von Kovariaten, sondern individuen- und familienspezifische Abweichungen von den bedingten Erwartungswerten der entsprechenden abhängigen Variablen für eine bestimmte Stichprobe dar. Die kausale Interpretation der durch die Regressionsanalysen identifizierten Abhängigkeitsstrukturen erfolgt erst im Rahmen der Erklärungsansätze und Arbeitshypothesen aus Kapitel 3³. In diesem Sinne sind die aus den stochastischen Modellen abgeleiteten Inferenzen Hilfsmittel zur Bestätigung oder Nichtbestätigung der theoretischen Hypothesen. Von daher sind die Inferenzen im engen Sinne als *Zusammenhangsinferenzen* („associational inferences“) zu verstehen⁴ (Holland 1986: 945-946), die erst *in Verbindung mit den Arbeitshypothesen* Rückschlüsse auf Kausalitätsrichtung ermöglichen. Es ist zu beachten, dass diese Vorgehensweise als konservativ kritisiert werden kann (Pearl 2012; insbesondere Pearl 2009: 12-40).

1 In der englischsprachigen Literatur werden solche Variablen gelegentlich „concomitants“ genannt (Sobel 1995: 29ff).

2 Eine Alternative wäre die Schätzung eines Modells mit instrumentellen Variablen - vgl. Angrist 2005.

3 Vgl. Opp 2010 zur Einführung in die Diskussion über Kausalitätsaussagen in sozialwissenschaftlichen Studien; Schurz 2006: Kap. 4 zu einem wissenschaftstheoretischen Überblick über Kausalität, Hypothesenüberprüfung und Statistik sowie Spirtes et al. 2000 zu alternativen Methoden und Algorithmen in Kausalitätsanalysen.

4 In der ökonometrischen Literatur vgl. etwa Granger 1969: 426ff. und Greene 2000: 656ff. In der theoretischen Statistik vgl. auch Sobel 1995.

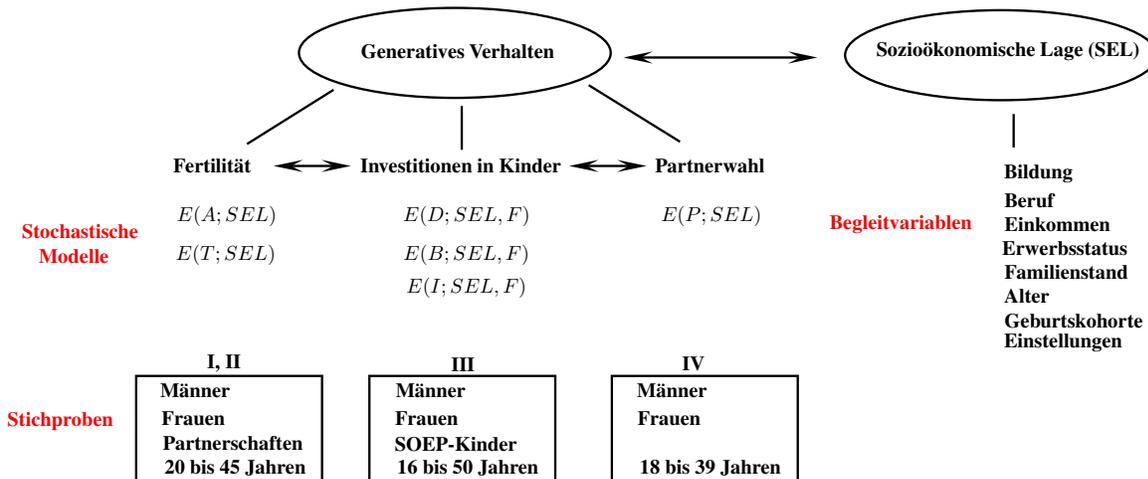


Abbildung 6.1.: Schematische Darstellung der Strategie zur Hypothesenüberprüfung. A : Anzahl der Kinder im Haushalt, T : Zeit bis zu Geburt erster und zweiter Kinder, D : Dauer der Ausbildung in Jahren, B : Berufsklasse, I : Erwerbseinkommen, F : Kinderzahl, P : Entstehung einer festen Partnerschaft.

Anhand von Abbildung 6.1 wird die Analysestrategie dieses Kapitels veranschaulicht. Jedes stochastische Modell entspricht dem bedingten Erwartungswert entsprechender abhängiger Variablen. In Übereinstimmung mit dem Ansatz von Assoziationsinferenzen bezeichnen die zweispitzigen Pfeile die Rückkopplungen zwischen den verschiedenen Dimensionen des generativen Verhaltens als auch zwischen diesem und der sozioökonomischen Lage. Damit soll betont werden, dass die vorliegenden Variablen und deren Beziehungen kein kausal suffizientes System im Sinne der Markov-Kausalitätsannahme darstellen⁵, d.h. es darf nicht davon ausgegangen sein, dass alle relevanten Variablen berücksichtigt worden sind (siehe Glymour 2001: 24ff.). Die Stichproben werden kurz in Tabelle A.2 beschrieben und in den entsprechenden Abschnitten näher diskutiert. Zugleich definieren die Begleitvariablen nach den Erläuterungen in Abschnitt 2.1 die sozioökonomische Lage (SEL) von Individuen. Wie Abbildung 6.1 zu entnehmen ist, wird anhand der theoretischen Erklärungsansätze davon ausgegangen, dass Fertilität, d.h. die Anzahl von Lebendgeborenen, in einer bestimmten noch zu überprüfenden Art und Weise mit den Investitionen in die Qualität von Kindern zusammenhängt. Da aber diese Investitionen durch mehrere Merkmale operationalisiert werden können, die wiederum die sozioökonomische Lage von Individuen charakterisieren, werden mehrere stochastische Modelle aufgestellt und in Zusammenhang mit den Arbeitshypothesen gebracht. Angesichts der spieltheoretischen Ansätze wird auch erwartet, dass die sozioökonomische Lage von Individuen mit der Wahrscheinlichkeit einer Partnerschaftsbildung einhergeht, da die Partnerwahl durch sozioökonomische Selektionsprozesse wesentlich geprägt wird.

⁵ Die Markov-Kausalitätsannahme lautet: „For any variable X and any set of variables Z that are not effects of X (and that do not include X as a member) and any causally sufficient set D of variables including Z and having X as a member, X is independent of Z conditional on the set of members of D that are direct causes of X – the set of parents of X in the directed graph of causal relations“ (Glymour 2001: 199).

6.1. Fertilität

Die abhängigen Variablen der zwei zu besprechenden statistischen Modelle sind die Anzahl der Kinder im Haushalt A bzw. die Zeit bis zur Geburt erster und zweiter Kinder T . Jede Variable bietet aber verschiedene Informationen über die Fertilitätsentwicklung in den SOEP-Stichproben. Die Anzahl von Kindern im Haushalt bezieht sich eher auf die Haushaltsstruktur, die Wartezeit bis zur Geburt erster und zweiter Kinder hingegen auf die Fertilitätsraten der 20- bis 45-jährigen Männer und Frauen im SOEP. Die statistischen Analysen von Fertilität in den folgenden Abschnitten modellieren die entsprechenden bedingten Erwartungswerte $E(A; X_A)$ bzw. $E(T; X_T)$, wobei X_A bzw. X_T die jeweiligen Design-Matrizen bezeichnen⁶. Da die Veränderungsraten der Haushaltsstruktur während des Lebensverlaufs im Vergleich zu den Fertilitätsraten kleiner sind, wurde die Anzahl der Kinder im Haushalt nur im Erhebungsjahr 1984 bzw. 2008 analysiert. Für jede abhängige Variable wurden Männer, Frauen und Partnerschaften getrennt behandelt. Tabelle 6.1 fasst die Regressionsmodelle und die verwendeten Stichproben zusammen (vgl. Tabelle A.2).

Tabelle 6.1.: Stochastische Modelle und abhängige Variablen zur Fertilitätsanalyse.

Bedingter Erwartungswert	Abhängige Variable	Stichproben
$E(A X_A)$	Anzahl von Kindern unter 18 im Haushalt	I und II
$E(T X_T)$	Zeit bis zur Geburt erster und zweiter Kinder	I und II

6.1.1. Anzahl der Kinder im Haushalt - Hurdle-Modelle

6.1.1.1. Individualebene

An dieser Stelle werden die im Anhang C.2.1 beschriebenen Hurdle-Modelle angewandt, die im Rahmen der allgemeinen Theorie der generalisierten Linearmodelle formuliert werden. Diese Modelle sind nicht nur dazu geeignet, den diskreten Charakter der abhängigen Variable Kinder im Haushalt und deren Nullenüberschuss zu berücksichtigen, sondern auch Signifikanzunterschiede bei Vorhandensein oder Abwesenheit von Kindern für dieselben sozioökonomischen Variablen zu entdecken, denn, wie dem Abschnitt C.2.1 entnommen werden kann, geht man von zwei unterschiedlichen Prozessen aus: Einer bezieht sich auf die Abwesenheit von Kindern, und der andere auf die Anzahl der Kinder im Haushalt. Damit wird versucht, der insbesondere bei Frauen auftretenden Endogenität zwischen Erwerbstätigkeit und Fertilität Rechnung zu tragen⁷. In den Regressionsmodellen wird für beide Geschlechter die Variable Kinder unter 18 im Haushalt als

⁶ Man muss hier beachten, dass ein Teil der Varianz der Fertilitätsraten auf unterschiedliche Fruchtbarkeit sowie auf Tempoefekte beim Einstellen des Nutzens kontrazeptiver Methoden zurückzuführen ist (Weinberg et al. 1994, Keiding et al. 2002). Dieser Varianzanteil kann mit den im SOEP zur Verfügung stehenden Variablen nicht modelliert werden.

⁷ Obwohl das Endogenitätsproblem zwischen Erwerbseinkommen und Fertilität fast ausschließlich in Bezug auf Frauen angenommen wird, tritt es auch bei Männern auf, wie in den Abschnitten 5.2 und 5.1.4 anhand der Einkommensunterschiede zwischen partnerlosen bzw. kinderlosen Männern gezeigt wird.

abhängige Variable betrachtet. Die unabhängigen Variablen der Regressionsmodelle in den Tabellen 6.2 und 6.3 entsprechen den typischen Eigenschaften, durch welche die sozioökonomische Lage des Individuums ermittelt wird (Dorau 2004; Geissler 2008: Kap. 5; Bundesregierung 2008). Diese unabhängigen Variablen sind der Logarithmus des Nettoerwerbseinkommens in Preisen von 2006, Familienstand, Bildungsniveau nach der CASMIN-Klassifizierung, Wohneigentum, relative Einkommensposition nach dem Bruttohaushaltseinkommen und die Berufserfahrung in Jahren. Darüber hinaus kontrolliert man sowohl Kohortenzusammenhänge und Migrationserfahrung der Befragungspersonen in den SOEP-Teilstichproben B (Einwanderer aus Türkei, Griechenland, Spanien, Italien und Jugoslawien), C (Ostdeutsche) und D (sonstige Einwanderer nach 1984) (vgl. Tabelle A.1) mittels Dummyvariablen als auch mögliche Stichprobenverzerrungen (Sample-Bias) durch Einführung einer metrischen Variable, welche die Gesamtanzahl der Wellen angibt, an denen jede Befragungsperson teilgenommen hat (nach Verbeek/Nijman 1992: 668; Baltagi 2005: 251-266). Der Lesbarkeit halber sind die Anpassungsmaße und Fallzahlen aller Hurdle-Modelle Tabelle D.8 im Anhang D zu entnehmen.

Die ersten zwei Spalten in den entsprechenden Regressionstabellen für den Fall $Y > 0$ entsprechen dem sogenannten Abzählprozess, wobei eine zensierte Poissonverteilung mit Log-Link-Funktion verwendet wird. Die nächsten Spalten entsprechen dem sogenannten Hurdle-Modell oder Nullprozess (d.h. das Modell für solche Werte mit $Y = 0$), wobei eine Binomialverteilung mit Probit-Link definiert ist (vgl. Winkelmann 2003: 138ff.). Der Abzählprozess gibt an, inwiefern weitere Geburten mit bestimmten Kovariaten zusammenhängen, während das Hurdle-Modell oder der Nullprozess die Wahrscheinlichkeit dafür angibt, dass sich Kinder in dem entsprechenden Haushalt befinden oder nicht. Um Alters- und Kohortenzusammenhänge von Periodenzusammenhängen einigermaßen abgrenzen zu können, werden darüber hinaus die Regressionen nur in den Erhebungsjahren 1984 (Tabellen 6.2 und 6.3) bzw. 2008 (Tabellen 6.4 und 6.5) nach Geschlecht getrennt geschätzt. Die Varianzschätzung der Koeffizienten wird mittels des Sandwich-Schätzers berechnet, der in Abschnitt C.2.1 beschrieben wird. Es wurde deshalb eine Kovarianzstruktur geschätzt, die gegenüber Heteroskedastizität (und Korrelationen erster Ordnung) robust ist (HAC). Die Stichprobe besteht aus Männern und Frauen im Alter von 20 bis 45 Jahren in Westdeutschland mit deutscher Staatsangehörigkeit. Die multivariate Analyse auf der Partnerschaftsebene wird erst im Abschnitt 6.1.1.2 besprochen. In Bezug auf die Modellspezifizierung wurden zwei Wald-Tests zur Überprüfung der Nullhypothesen $\beta_{Y=0}, \beta_{Y>0} = 0$ bzw. $\beta_{Y=0} = \beta_{Y>0}$ durchgeführt (vgl. Abschnitt C.2.1). Für jedes Modell waren alle Tests auf dem 0.001-Niveau signifikant.

Wie dem Nullprozess ($Y = 0$) bei Männern 1984 in Tabelle 6.2 zu entnehmen ist, hängt vor allem die Ehe mit der Wahrscheinlichkeit eines Kindes im Haushalt stark signifikant zusammen. Lebensgemeinschaften weisen ebenfalls einen signifikant positiven Zusammenhang auf, auch wenn dieser etwas kleiner als bei Ehen ausfällt. Die negativ signifikante Abhängigkeit des Erwerbseinkommens weist auf eine Einkommensschwelle hin, die vor der Gründung der eigenen Familie überwunden werden muss. Da mit dem Alter das Risiko einer Trennung bzw. einer Scheidung zunimmt (Krack-Roberg 2011), kann der signifikant negative Regressionsparameter des Alters bei Männern im Nullprozess eher auf das Scheitern der Partnerschaft zurückgeführt werden, da Kinder nach der Ehelösung normalerweise bei der Mutter bleiben. Für den Teil des Regressionsmodells mit $Y > 0$ sind kaum signifikante Zusammenhänge festzustellen. Die Ein-

Tabelle 6.2.: Hurdle-Modell für 20- bis 44-jährige Männer in Westdeutschland 1984. Abhängige Variable: Kinder unter 16 im Haushalt. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „. “: $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Männer 1984				
	Y > 0 β	Poisson Std.	Y = 0 β	Binomial Std.	
Interzept	-0.233	0.685	2.109	0.612	***
Alter	0.012	0.016	-0.056	0.016	***
Log(Nettoein.)	0.028	0.023	-0.034	0.017	*
Ohne Partner			Referenz		
Verheiratet	0.086	0.176	1.572	0.091	***
Lebenspartner	-0.240	0.310	0.313	0.140	*
Bildung			Referenz		
Ohne Absch.					
Hauptschule	-0.011	0.410	-0.098	0.252	
Realschule	-0.147	0.413	-0.267	0.265	
Abitur	-0.712	0.434	-0.471	0.263	.
Fachh. / Univ.	0.099	0.413	-0.413	0.278	
Eigentum			Referenz		
Eigentümer					
Hauptmieter	-0.219	0.067	** -0.462	0.076	***
Untermieter	-0.696	0.423	-0.475	0.301	
Einkommensposition			Referenz		
Position 1					
Position 2	-0.041	0.092	0.154	0.102	
Position 3	-0.204	0.096	* 0.110	0.103	
Position 4	-0.213	0.096	* 0.085	0.100	
Position 5	-0.252	0.117	* -0.017	0.132	
Kohorte 1940-1944			Referenz		
Kohorte 1945-54	0.119	0.121	-0.326	0.137	*
Kohorte 1955-1964	-0.388	0.239	-1.139	0.243	***
Berufserfahrung					
Vollzeit	-0.013	0.009	0.009	0.011	
Teilzeit	-0.006	0.032	-0.053	0.032	
Arbeitslos.	0.073	0.028	** -0.040	0.041	
Stichprobeverz.	0.006	0.003	. 0.003	0.004	
Einwanderer	0.152	0.301	0.360	0.435	

Tabelle 6.3.: Hurdle-Modell für 20- bis 44-jährige Frauen in Westdeutschland 1984. Abhängige Variable: Kinder unter 16 im Haushalt. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „. “: $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Frauen 1984					
	Y > 0 β	Poisson Std.	Y = 0 β	Binomial Std.		
Interzept	-0.539	0.521		0.682	.	
Alter	0.026	0.012	*	0.042	**	
Log(Nettoein.)	-0.038	0.011	***	-0.119	0.012	***
Ohne Partner			Referenz			
Verheiratet	0.219	0.150		0.639	0.091	***
Lebenspartner	-0.021	0.290		-0.428	0.143	**
Bildung						
Ohne Absch.			Referenz			
Hauptschule	-0.365	0.222		0.315	0.386	
Realschule	-0.257	0.223		0.191	0.389	
Abitur	-0.475	0.256	.	-0.347	0.400	
Fachh. / Univ.	-0.179	0.244		-0.089	0.405	
Eigentum						
Eigentümer			Referenz			
Hauptmieter	-0.187	0.062	**	-0.239	0.075	**
Untermieter	-0.384	0.363		-0.272	0.265	
Einkommensposition						
Position 1			Referenz			
Position 2	-0.057	0.086		0.154	0.106	
Position 3	0.016	0.102		0.225	0.117	.
Position 4	-0.150	0.095		0.190	0.105	.
Position 5	-0.082	0.104		0.067	0.122	
Kohorte 1940-1944			Referenz			
Kohorte 1945-54	0.423	0.117	***	0.853	0.148	***
Kohorte 1955-1964	0.140	0.209		0.263	0.238	
Berufserfahrung						
Vollzeit	-0.032	0.007	***	-0.045	0.008	***
Teilzeit	0.001	0.009		-0.014	0.012	
Arbeitslos.	-0.007	0.029		-0.032	0.036	
Stichprobeverz.	0.004	0.003		0.002	0.004	
Einwanderer	0.024	0.150		0.370	0.173	*

kommenspositionen 3 bis 5 sind auf dem 0.05-Niveau signifikant und negativ, und weisen auf kleinere Familien in den Haushalten von Männern höherer Einkommenspositionen im Vergleich zu den Familien der ersten Position hin. Da Mieter sowohl im Null- als auch im Abzählprozess negative Zusammenhänge aufweisen, ist davon auszugehen, dass Familien überwiegend in Wohneigentum zu finden sind. Dies kann im Sinne von ehespezifischem Kapital interpretiert werden (Bruederl/Kalter 2001; Becker 1973; Becker 1974). Wenn man nun die geschätzten Parameter des Nullprozesses bei Frauen in Tabelle 6.3 betrachtet, ist der Regressionsparameter des Nettoerwerbseinkommens erwartungsgemäß negativ. Genauso wie bei Männern erhöht die Ehe die Chancen, dass sich Kinder im Haushalt befinden, obwohl bei Frauen der Zusammenhang etwas kleiner ausfällt.

Im Unterschied zu Männern geht bei Frauen Berufserfahrung in Vollzeit mit einer signifikant kleineren Wahrscheinlichkeit von Kindern im Haushalt einher. Dieser negative Zusammenhang bleibt auch im Abzählprozess $Y > 0$ bestehen. Da in beiden Modellen das Alter signifikant und positiv und Bildung weder für $Y = 0$ noch für $Y > 0$ signifikant ist, wird anhand der Signifikanz berufsbezogener Regressionsparameter davon ausgegangen, dass Bildung indirekt sowohl durch die Art und Umfang einer Erwerbstätigkeit als auch durch Alterseffekte mit der Anzahl von Kindern im Haushalt zusammenhängt. Allerdings soll beachtet werden, dass die positive Signifikanz des Alters der Frauen in beiden Prozessen ($Y = 0$, $Y > 0$) eher auf die zeitliche Strukturierung des Lebensverlaufs als auf eine Fertilitätszunahme zurückzuführen ist (vgl. die Regressionsmodelle und Diskussion in Abschnitt 6.1.2). Ähnlich wie bei Männern scheint Wohneigentum bei Frauen auch eine bedeutende, signifikante Rolle im Familienbildungsprozess zu spielen. Im Gegenteil zu den Regressionen der Männer leben Frauen mit Migrationshintergrund signifikant häufiger mit Kindern. Im Abzählprozess dagegen unterscheidet sich die Haushaltsgröße der Frauen mit Migrationshintergrund von der einheimischer weiblicher Befragungspersonen nicht signifikant. Diese Ergebnisse müssen dennoch mit Vorsicht interpretiert werden, da die zugrunde liegenden Stichproben aus männlichen und weiblichen Befragungspersonen mit deutscher Staatsangehörigkeit bestehen. Es ist durchaus möglich, dass eingebürgerte Einwanderer eine besondere Migrantengruppe darstellen, die sich etwa durch eine größere Integrationsbereitschaft auszeichnet.

Hinsichtlich des Regressionsmodells der männlichen Stichproben im Jahr 2008 in Tabelle 6.4 fällt zunächst auf, dass Bildung im Nullprozess $Y = 0$ im Vergleich zum Regressionsmodell der Stichproben 1984 positiv und signifikant geworden ist. Da die Referenzkategorie aus Männern ohne Schulabschluss besteht, vermutet man, dass sich die Chancen zur Familiengründung für diese Gruppe verschlechtert haben. Da die Ehe nicht nur signifikant und positiv mit der Wahrscheinlichkeit von Kindern im Haushalt einhergeht, sondern zwischen 1984 und 2008 sogar größer geworden ist, wäre plausibel anzunehmen, dass gerade Männer ohne Schulabschluss mit einer schlechteren Verhandlungsposition auf dem Partnermarkt konfrontiert werden. Für diese Interpretation sprechen die Regressionsmodelle in den Abschnitten 6.3 und 6.1.2.1. Im Abzählprozess bei Männern in Tabelle 6.4 geht die Einkommensposition immer noch mit der Anzahl von Kindern signifikant und negativ einher. Im Gegenteil zum Regressionsmodell 1984 weisen Männer mit Migrationshintergrund 2008 einen signifikanten positiven Zusammenhang auf. In Bezug auf das Modell der Frauen 2008 in Tabelle 6.5 scheint, dass die Abhängigkeit zwischen Erwerbstätigkeit und Anzahl der Kinder im Haushalt erwartungsgemäß wichtiger geworden ist.

Tabelle 6.4.: Hurdle-Modell für 20- bis 44-jährige Männer in Westdeutschland 2008. Abhängige Variable: Kinder unter 16 im Haushalt. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „. “: $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Männer 2008					
	Y > 0 β	Poisson Std.	Y = 0 β	Binomial Std.		
Interzept	-1.068	0.643	.	0.573	0.640	
Alter	0.022	0.014	.	-0.060	0.016	***
Log(Nettoein.)	0.031	0.025	.	-0.013	0.017	
Ohne Partner			Referenz			
Verheiratet	0.268	0.224	.	2.186	0.092	***
Lebenspartner	-0.389	0.275	.	0.962	0.105	***
Bildung			Referenz			
Ohne Absch.			Referenz			
Hauptschule	0.326	0.423	.	1.046	0.324	**
Realschule	0.171	0.426	.	0.887	0.330	**
Abitur	0.309	0.434	.	0.731	0.332	*
Fachh. / Univ.	0.421	0.436	.	0.872	0.343	*
Eigentum			Referenz			
Eigentümer			Referenz			
Hauptmieter	-0.143	0.064	*	-0.613	0.079	***
Untermieter	-0.606	0.378	.	-0.522	0.215	*
Einkommensposition			Referenz			
Position 1			Referenz			
Position 2	-0.135	0.106	.	0.035	0.110	
Position 3	-0.186	0.109	.	-0.061	0.125	
Position 4	-0.247	0.101	*	-0.175	0.107	
Position 5	-0.273	0.121	*	-0.200	0.122	
Kohorte 1955-1964			Referenz			
Kohorte 1965-1974	0.159	0.101	.	-0.133	0.141	
Kohorte 1975-1988	-0.307	0.206	.	-0.913	0.230	***
Berufserfahrung			Referenz			
Vollzeit	-0.006	0.010	.	0.013	0.013	
Teilzeit	0.009	0.014	.	0.019	0.023	
Arbeitslos.	0.043	0.026	.	0.052	0.031	
Stichprobeverz.	-0.006	0.004	.	-0.001	0.005	
Ostdeutsche	-0.252	0.260	.	-0.240	0.169	
Einwanderer	0.210	0.095	*	0.027	0.124	

Tabelle 6.5.: Hurdle-Modell für 20- bis 44-jährige Frauen in Westdeutschland 2008. Abhängige Variable: Kinder unter 16 im Haushalt. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „. “: $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Frauen 2008					
	Y > 0 β	Poisson Std.		Y = 0 β	Binomial Std.	
Interzept	-1.911	0.543	***	-2.025	0.683	**
Alter	0.050	0.009	***	0.086	0.014	***
Log(Nettoein.)	-0.014	0.007	*	-0.100	0.011	***
Ohne Partner			Referenz			
Verheiratet	0.389	0.112	***	0.893	0.079	***
Lebenspartner	0.221	0.147		-0.085	0.091	
Bildung						
Ohne Absch.			Referenz			
Hauptschule	0.535	0.322	.	0.967	0.470	*
Realschule	0.570	0.323	.	0.889	0.467	.
Abitur	0.462	0.326		0.350	0.468	
Fachh. / Univ.	0.389	0.327		0.084	0.472	
Eigentum						
Eigentümer			Referenz			
Hauptmieter	-0.179	0.047	***	-0.431	0.067	***
Untermieter	-0.279	0.211		-0.672	0.189	***
Einkommensposition						
Position 1			Referenz			
Position 2	-0.009	0.076		-0.108	0.103	
Position 3	-0.155	0.081	.	-0.022	0.112	
Position 4	-0.094	0.074		-0.285	0.099	**
Position 5	-0.054	0.088		-0.394	0.104	***
Kohorte 1955-1964			Referenz			
Kohorte 1965-74	0.200	0.069	**	0.327	0.106	**
Kohorte 1975-1988	0.035	0.149		-0.487	0.205	*
Berufserfahrung						
Vollzeit	-0.060	0.005	***	-0.104	0.010	***
Teilzeit	-0.026	0.006	***	-0.013	0.014	
Arbeitslos.	-0.052	0.022	*	-0.084	0.028	**
Stichprobeverz.	0.001	0.003		-0.003	0.004	
Ostdeutsche	0.064	0.124		-0.045	0.123	
Einwanderer	0.162	0.073	*	0.017	0.102	

Auch wenn zunehmende Berufserfahrung in Vollzeit sowohl im Nullprozess als auch im Abzählprozess immer noch negativ und signifikant ist, geht aber auch zunehmende Erfahrung von Arbeitslosigkeit im Jahr 2008 ebenfalls negativ mit Kindern im Haushalt einher (zu ähnlichen Ergebnissen vgl. Schmitt 2008). Erfahrung in Teilzeit ist im Abzählprozess $Y > 0$ vergleichsweise positiver und stark signifikant geworden. Dieses Ergebnis kann gewissermaßen auf die Erweiterung des weiblichen Teilzeitarbeitsmarktes zurückgeführt werden (vgl. Abbildungen 4.12 und 5.19).

Im Vergleich zu Männern spielt das Haushaltseinkommen bei Frauen nur im Nullprozess $Y = 0$ eine signifikante Rolle. Während Männer 2008 in den Einkommenspositionen 4 und 5 tendenziell in kleineren Familien zu treffen sind, wohnen Frauen derselben Positionen häufiger ohne Kinder im Haushalt. Es wird aber in den Verweildauerregressionen des Abschnittes 6.1.2 darauf hingewiesen, dass das Einkommen einen positiven Zusammenhang mit den Geburtenraten erster und zweiter Kinder ausweist. Genauso wie bei Männern weisen Frauen mit Migrationshintergrund im Abzählprozess $Y > 0$ eine signifikant höhere Zahl von Kindern im Haushalt auf. Der Zusammenhang zwischen Bildung und Kindern im Haushalt der Frauen wird immer noch im Jahr 2008 eigentlich durch Berufserfahrung, Alter und Erwerbseinkommen vermittelt. Außer für Hauptschulabsolventinnen, die im Nullprozess eine höhere Wahrscheinlichkeit zur Familiengründung aufweisen, unterscheidet sich nicht die Anzahl von Kindern nach dem Schulabschluss der Mutter, wenn erwerbstätigkeitsbezogene Variablen kontrolliert werden. Diese Ergebnisse scheinen darauf hinzudeuten, dass Bildung eine wichtige Rolle insbesondere vor der Familiengründung spielt. Diese Interpretation wird in den Verweildauerregressionen in Abschnitt 6.1.2 unterstützt (vgl. Dornseiff/Sackmann 2003: 337; Schaeper 2007: 154ff.; Neyer u.a. 2007; Kaiser 1988).

6.1.1.2. Partnerschaftsebene

Um die Regressionsmodelle von Fertilität auf der Partnerschaftsebene so sparsam wie möglich zu gestalten, und gleichzeitig die wichtigsten sozioökonomischen Variablen berücksichtigen zu können, werden in den Modellen der Tabellen 6.6 und 6.7 statt der CASMIN-Klassifikation die Dauer der Ausbildung in Jahren für beide Partner verwendet. Im SOEP ist diese Variable folgendermaßen operationalisiert: (i) Kein Abschluss = 7 Jahre; (ii) Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung = 9 Jahre; (iii) Realschulabschluss ohne berufliche Ausbildung = 10 Jahre; (iv) Fachhochschulreife = 12 Jahre; (v) Abitur ohne berufliche Ausbildung = 13 Jahre; (vi) Berufliche Ausbildung = + 1.5 Jahre; (vii) Berufsfachschulen und Schulen des Gesundheitswesens = + 2 Jahre; (viii) Verwaltungsfachhochschulen = + 1.5 Jahre; (ix) Fachhochschulabschluss = + 3 Jahre; (x) Universitätsabschluss = + 5 Jahre. Darüber hinaus wurden die Bildungsunterschiede erster Stufe zwischen den Partnern kontrolliert (vgl. Wirth 2007), wobei jede Stufe einer Kategorie der CASMIN-Klassifikation entspricht. Beträgt der Bildungsunterschied eine Kategorie zugunsten des Mannes, spricht man von Hypergamie, falls er zugunsten der Frau ausfällt, spricht man von Hypogamie; andererseits von Isogamie. Außerdem wird für Lebensgemeinschaften kontrolliert, wobei Ehen die Referenzkategorie sind. Die abhängige Variable ist die Anzahl der Kinder unter 18 Jahren im Haushalt. Die unabhängigen Variablen sind ansonsten dieselben wie in den vorherigen Hurdle-Regressionen, wobei die Einkommenspositionen nach wie vor nach dem Haushaltseinkommen vor Staatstransfers und Steuern gebildet wurden. Alle

Wald-Tests zur Überprüfung der Nullhypothesen $\beta_{Y=0}, \beta_{Y>0} = 0$ bzw. $\beta_{Y=0} = \beta_{Y>0}$ für jedes Modell waren auf dem 0.001-Niveau signifikant.

Die Ergebnisse der Regressionsmodelle für das Jahr 1984 im Nullprozess $Y = 0$ weisen darauf hin, dass eine zunehmende Berufserfahrung in Vollzeit der Frau und ein höheres Haushaltseinkommen mit geringeren Chancen zur Gründung einer Familie zusammenhängen. Dagegen ist die Korrelation zwischen dem Erwerbseinkommen des Mannes und der Anzahl der Kinder im Haushalt positiv und signifikant. Da der Regressionskoeffizient des Erwerbseinkommens von Männern auf der Individualebene in Tabelle 6.2 hingegen negativ und signifikant ist, geht man anhand von Tabelle 6.6 aus, dass ein höheres Erwerbseinkommen 1984 nur im Partnerschaftskontext mit einer höheren Wahrscheinlichkeit von Kindern im Haushalt einhergeht. Isogame Partnerschaften weisen darüber hinaus signifikante Chancen zur Familiengründung auf. Im Abzählprozess $Y > 0$ gehen weder Bildungsunterschiede noch Lebensgemeinschaften mit der Anzahl weiterer Kinder im Haushalt signifikant einher. Der negative Zusammenhang zwischen Bildung des Mannes und Kindern im Haushalt im Nullprozess könnte sowohl auf Tempo- als auch auf Quantumeffekte zurückgeführt werden. Für das Erhebungsjahr 2008 legen die Ergebnisse in Tabelle 6.7 nahe, dass die Zusammenhangsstruktur vergleichsweise relativ stabil geblieben ist. Wichtige Unterschiede stellen das Bildungsniveau und die verschiedenen Formen der Berufserfahrung der Frauen dar. Das Bildungsniveau von Frauen in festen Partnerschaften 2008 weist eine signifikant negative Korrelation auf, die im Vergleich zu den Regressionsmodellen 1984 auf einen zunehmenden Einfluss des Bildungsniveaus zurückgeführt werden kann. Interessanterweise gehen längere Perioden von Arbeitslosigkeit bei Frauen in festen Partnerschaften mit keinem bzw. mit wenigen Kindern im Haushalt einher. Genauso wie in den Regressionsmodellen von Frauen auf der Individualebene in Tabelle 6.5 fällt Erfahrung in Teilzeit im Abzählprozess $Y > 0$ etwas positiver aus als alle anderen Formen von Berufserfahrung. Im Gegenteil zu dem Regressionsmodell 1984 spielen die Informationen des Partners 2008 keine signifikante Rolle in Bezug auf die Anzahl der Kinder im Haushalt.

Zusammenfassend deuten die Regressionsmodelle auf der Partnerschaftsebene in Tabellen 6.6 und 6.7 darauf hin, dass wesentliche Unterschiede in der Anzahl der Kinder im Haushalt vor allem durch die Erwerbstätigkeit, das Erwerbseinkommen und das Alter von Frauen charakterisiert werden. Allerdings lässt sich die Kausalitätsrichtung von Wohneigentum nicht eindeutig interpretieren, denn das Vorhandensein von Wohneigentum kann sowohl vor als auch nach der Geburt von Kindern mit Fertilität positiv korrelieren. Dennoch stimmt diese Zusammenhangsstruktur im Allgemeinen mit dem Modell der Versorgerehe überein, denn sowohl das Quantum als auch das Tempo von Fertilität werden durch die Veränderungen des Arbeitsangebots der Frau bestimmt⁸. Auch wenn dieser Befund mit der Annahme der beschränkten Erwerbstätigkeit von Frauen in der Theorie der Haushaltsökonomie übereinzustimmen scheint, spricht die negative Korrelation zwischen Kindern im Haushalt und Erfahrung von Arbeitslosigkeit gerade gegen diese Annahme. Denn angesichts der zunehmenden Arbeitsmarkteteiligung von Frauen zwischen 1984 und 2008 wären relativ stärkere positive Zusammenhänge zwischen Arbeitslosigkeit und Anzahl der Kinder im Haushalt zu erwarten, da der entgangene Nutzen aus einer Erwerbstätigkeit nach den Gleichungen (3.3.9) und (3.3.11) durch eine Zunahme von Fertilität

⁸ Dagegen hängen Lebensgemeinschaften in Ostdeutschland mit Fertilität positiv zusammen (Konietzka/Kreyenfeld 2002; Konietzka/Kreyenfeld 2005; BiB 2010: 11ff.).

Tabelle 6.6.: Hurdle-Modell für Partnerschaften der Frauen zwischen 20- bis 44 Jahren in Westdeutschland 1984. Abhängige Variable: Anzahl der Kinder unter 16 im Haushalt. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „.“: $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Partnerschaften 1984					
	Y > 0 β	Poisson Std.	Y = 0 β	Binomial Std.		
Interzept	-0.544	0.877	-2.047	1.239	.	
Informationen der Frau und des Haushalts						
Alter	0.038	0.016	*	0.093	0.026	***
Log(Nettoein.)	-0.018	0.013	.	-0.140	0.019	***
Bildungsjahre	-0.046	0.025	.	-0.029	0.041	
Eigentum						
Eigentümer			Referenz			
Haupt.	-0.215	0.069	**	-0.152	0.110	
Mieter	-0.986	0.551	.	0.698	0.443	
Einkommensposition						
Position 1			Referenz			
Position 2	-0.073	0.097		-0.181	0.193	
Position 3	-0.108	0.103		-0.207	0.198	
Position 4	-0.162	0.111		-0.304	0.196	
Position 5	-0.165	0.132		-0.572	0.225	*
Kohorte 1940-1944			Referenz			
Kohorte 1945-1954	0.343	0.137	*	0.801	0.239	***
Kohorte 1955-1964	0.199	0.232		0.683	0.357	.
Berufserfahrung						
Vollzeit	-0.037	0.008	***	-0.047	0.014	***
Teilzeit	-0.005	0.011		0.010	0.023	
Arbeitslos.	-0.019	0.035		-0.025	0.057	
Bildungsunterschied						
Hypogam			Referenz			
Isogam	-0.148	0.098		0.288	0.139	*
Hypergam	-0.137	0.127		0.259	0.217	
Ehe			Referenz			
Lebensgemeinschaft	-0.336	0.303		-0.972	0.159	***
Stichprobenverz.	0.007	0.004	*	0.002	0.005	
Informationen des Partners						
Alter	0.002	0.019		0.038	0.030	
Log(Nettoein.)	0.001	0.027		0.067	0.031	*
Bildungsjahre	0.021	0.023		-0.090	0.041	*
Kohorte 1940-1944			Referenz			
Kohorte 1945-1954	0.084	0.125		0.400	0.210	.
Kohorte 1955-1964	-0.361	0.243		0.002	0.334	
Berufserfahrung						
Vollzeit	-0.012	0.009		-0.022	0.017	
Teilzeit	0.009	0.032		-0.077	0.049	
Arbeitslos.	0.064	0.032	*	-0.074	0.066	

Tabelle 6.7.: Hurdle-Modell für Partnerschaften der Frauen zwischen 20- bis 44 Jahren in Westdeutschland 2008. Abhängige Variable: Anzahl der Kinder unter 16 im Haushalt. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „.“: $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Partnerschaften 2008				
	Y > 0 β	Poisson Std.	Y = 0 β	Binomial Std.	
Interzept	-0.458	0.632	-3.237	1.289	*
Informationen der Frau und des Haushalts					
Alter	0.038	0.013	** 0.148	0.031	***
Log(Nettoein.)	-0.007	0.011	-0.139	0.021	***
Bildungsjahre	-0.028	0.019	-0.115	0.041	**
Eigentum			Referenz		
Eigentümer					
Hauptmieter	-0.114	0.070	-0.606	0.117	***
Untermieter	-0.681	0.371	-0.632	0.445	
Einkommensposition			Referenz		
Position 1					
Position 2	-0.001	0.125	0.035	0.233	
Position 3	-0.085	0.119	0.079	0.229	
Position 4	-0.003	0.114	-0.326	0.227	
Position 5	0.023	0.129	-0.571	0.251	*
Kohorte 1955-1964			Referenz		
Kohorte 1965-1974	0.046	0.160	1.437	0.411	***
Kohorte 1975-1988	-0.014	0.213	1.515	0.495	**
Berufserfahrung					
Vollzeit	-0.073	0.008	*** -0.122	0.023	***
Teilzeit	-0.019	0.009	* 0.017	0.029	
Arbeitslos.	-0.053	0.025	* -0.141	0.057	*
Bildungsunterschied			Referenz		
Hypogam					
Isogam	-0.050	0.078	0.031	0.149	
Hypergam	-0.039	0.117	0.002	0.230	
Ehe			Referenz		
Lebensgemeinschaft	-0.701	0.176	*** -0.908	0.121	***
Stichprobenverz.	0.004	0.004	-0.004	0.007	
Informationen des Partners					
Alter	0.002	0.015	0.010	0.030	
Log(Nettoein.)	0.018	0.026	0.024	0.038	
Bildungsjahre	0.007	0.021	0.027	0.044	
Kohorte 1955-1964			Referenz		
Kohorte 1965-1974	0.164	0.112	0.314	0.274	
Kohorte 1975-1988	-0.382	0.218	0.022	0.384	
Berufserfahrung					
Vollzeit	-0.008	0.009	0.002	0.022	
Teilzeit	0.008	0.015	0.021	0.035	
Arbeitslos.	0.053	0.028	0.068	0.056	

ausgeglichen wird. Im Rahmen der Theorie der Lebensgeschichte könnte diese negative Korrelation hingegen teilweise als eine Strategie zur Verringerung finanzieller Risiken verstanden werden, da die Erwerbstätigkeit von Frauen eine immer wichtigere Einkommensquelle geworden ist. Man beachte, dass Erfahrung von Arbeitslosigkeit die (aktive) Suche nach Arbeit oder zumindest die Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit voraussetzt. In diesem Sinne spiegelt die negative Korrelation von Arbeitslosigkeit und Fertilität eine im Vergleich zum Erhebungsjahr 1984 erhöhte Erwerbsbeteiligung von Frauen wider. Dies würde wiederum die Nichtsignifikanz wichtiger Merkmale des Partners in den Regressionsmodellen 2008 teilweise erklären, da Fertilitätsunterschiede zwischen Partnerschaften zunehmend durch die innenpartnerschaftliche Arbeitsteilung geprägt wird. In diesem Sinne ist bei Männern anhand der noch zu besprechenden Regressionsmodelle in Abschnitt 6.3 zu erwarten, dass wichtige sozioökonomische Eigenschaften wie Erwerbseinkommen, Bildung und Alter insbesondere vor der Familiengründung, d.h. während des Partnerwahlprozesses, signifikant sind. Das Haushaltseinkommen von Individuen und Partnerschaften weist im Allgemeinen einen negativen Zusammenhang mit der Anzahl von Kindern im Haushalt auf. Zu beachten ist allerdings, dass sich die negativen Korrelationen des Haushaltseinkommens bei Frauen und Partnerschaften auf den Nullprozess beschränken; bei Männern hingegen auf den Abzählprozess. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass der von der Theorie der Haushaltsökonomie postulierte negative Zusammenhang zwischen Einkommen und Fertilität eigentlich den Übergang zur Familiengründung bei Frauen und Partnerschaften betreffen würden. Von daher bekommt aber die von B. Nauck geübte Kritik an die Theorie der Haushaltsökonomie empirische Unterstützung, da die optimale Entscheidung bei Frauen und Partnerschaften, aber nicht bei Männern, in höheren Einkommenspositionen Kinderlosigkeit zu sein scheint (siehe Abschnitt 3.4).

6.1.2. Geburt erster und zweiter Kinder - Verweildauermodelle

Im Folgenden wird der zeitliche Verlauf der Geburtenraten in Abhängigkeit von wichtigen sozioökonomischen und motivationalen Eigenschaften der Befragungspersonen anhand der parametrischen Verweildauermodelle dargestellt, die in Abschnitt C.2.3 detaillierter beschrieben werden. Insbesondere wird an dieser Stelle der Frage nachgegangen, inwieweit aus den Hypothesen 3.6.1, 3.6.2 und 3.6.6 gegebene sozioökonomische Eigenschaften der Befragungspersonen und Partnerschaften mit einer erhöhten oder verminderten Wahrscheinlichkeit zur Geburt eines Kindes einhergehen können. Grundlage der folgenden Abschnitte ist der in in Abbildung 6.2 dargestellte Zensierungsmechanismus der Zeit bis zur Geburt erster bzw. zweiter Kinder. Die abhängige Variable ist die Verweildauer bis zur Geburt eines Kindes. Der Beginn der Verweildauer ist das Alter der Befragungspersonen minus 19, damit alle Beobachtungen auf denselben Referenzpunkt bezogen werden können (vgl. Keiding 2006 zur Diskussion über die Wahl des Zeitursprungs). Dies ist angesichts der unterschiedlichen Eintrittszeitpunkte in das SOEP von Bedeutung. In Abbildung 6.2 nehme man beispielsweise an, dass Individuum j beim Eintritt in das SOEP älter als i ist. Da T in Bezug auf eine 20-jährige Person transformiert wird, berücksichtigt man die Verweildauern T_j und T_i unabhängig von der Kalenderzeit. Jede SOEP-Welle, etwa die Punkte A, B, C in Abbildung 6.2, stellt eine Episode dar, wobei zeitabhängige Kovariaten als Treppenfunktionen aufgefasst werden, die in der jeweiligen Welle konstant bleiben.

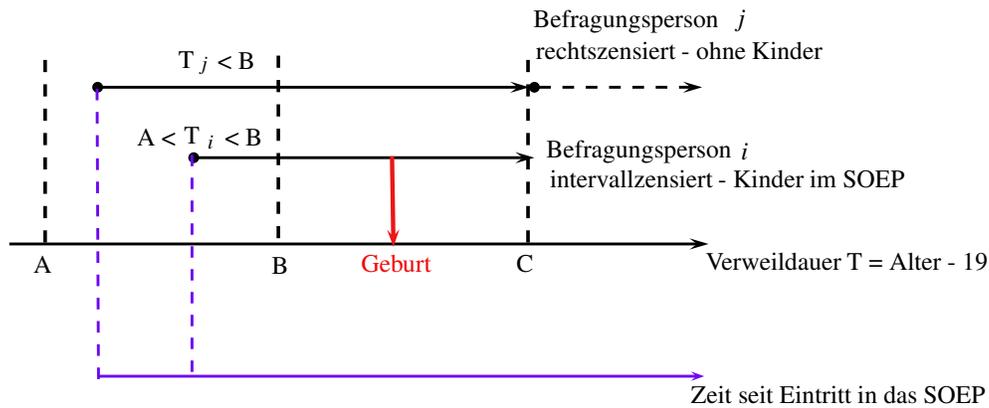


Abbildung 6.2.: Zensierungsmechanismus der Verweildauer bei den loglogistischen Regressionsmodellen in den Tabellen 6.8 bis 6.10.

Wie Abbildung 6.2 veranschaulicht, werden die Beobachtungen solcher Befragungspersonen, die eine Geburt im SOEP gehabt haben, mit Indikatorvariable $d_i = 3$ intervallzensiert. Alle anderen Befragungspersonen, die entweder älter als 45 Jahre im SOEP geworden sind oder zwischen 20 und 45 Jahren aus einem beliebigen Grund am SOEP nicht mehr teilgenommen haben und für die dementsprechend keine Informationen mehr vorliegen, werden mit $d_i = 0$ rechtszensiert. Der Grund dieser unterschiedlichen Zensierung besteht darin, dass für die SOEP-Geburten bekannt ist, dass sie zwischen zwei Wellen, etwa B und C in Abbildung 6.2, stattgefunden haben müssen⁹. Falls eine Geburt im SOEP stattfindet, schätzt man deren Eintrittszeitpunkt mittels $\log[F(b) - F(-b)] = \log[(e^b - 1)/(e^b + 1)]$ für ein b -breites Intervall etwa zwischen den Wellen B und C in Abbildung 6.2 (d.h. der genaue Ankunftszeit der Geburt bleibt unberücksichtigt¹⁰) (Therneau 1999: 74). Laut Gleichung (C.2.40) in Abschnitt C.2.3 impliziert dieser Zensierungsmechanismus einen Informationsgewinn in Form einer Erweiterung der zu maximierenden Likelihoodfunktion, wobei sich die Modellgüte aller hier berechneten Regressionen in Bezug auf das Modell ohne Kovariaten, d.h. $\beta = 0$, deutlich verbessert (vgl. Tabellen D.9 und D.10). Kohorteneffekte werden durch Schätzung kohortenspezifischer Skalierungsparameter σ berücksichtigt. Alterseffekte werden durch Gruppierung der Beobachtungen nach Altersklassen kontrolliert, wobei die Altersklasse der 20- bis 25-Jährigen als Referenzkategorie herangezogen wird. Stichprobenverzerrungen werden durch die Gesamtanzahl der Teilnahmen am SOEP sowie durch die Zeit zwischen dem Eintritt in das SOEP und der jeweiligen Welle kontrolliert (untere horizontale Achse in Abbildung 6.2). Die Varianz der Parameter wird anhand des Sandwich-Schätzers ermittelt, der in den Abschnitten C.2.1 und C.2.3 kurz beschrieben wird.

⁹ In diesem Sinne ist Intervallzensierung für feste Beobachtungszeiten eine häufig verwendete Alternative (vgl. etwa die Erläuterungen in Hosmer/Lemeshow 1999: 257ff.)

¹⁰ In diesem Sinne bemerken Diekmann und Mitter: „Wird davon ausgegangen, dass Ereignisse zu beliebigen Zeitpunkten auftreten können, aber nur gruppierte Daten vorliegen, so handelt es sich im Prinzip um ein Messfehlerproblem. Normalerweise hält sich die Verzerrung in Grenzen, wenn bei gruppierten Daten der Intervallmittelpunkt als „exakte“ Ankunftszeit zugrunde gelegt wird“ (Diekmann/Mitter 1990: 436).

Die statistischen Modelle für Männer basieren aufgrund der schon erwähnten Erhebungsprobleme männlicher Fertilität (vgl. Abschnitt 4.4) nur auf den Wellen 1998-2008.

Dem Problem der Interdependenz zwischen Fertilität, Erwerbstätigkeit und ehelichem Zustand wird begegnet, indem das Geburtsdatum der Kinder ein Jahr zurückgestellt wird. Da diese Zurückstellung sogar den Anfang der Schwangerschaft ausschließt, ist zu erwarten, dass die Änderungen der Kovariaten etwa zwischen den Wellen *A* und *B* teilweise die Abhängigkeitsstruktur darstellen können. Ebenfalls besteht die Möglichkeit, Veränderungen der Abhängigkeitsstruktur zwischen ersten und zweiten Geburten zu vergleichen, die wiederum auf Veränderungen des Lebensverlaufs vor und nach der Familiengründung schließen lassen. Die Ergebnisse der in Abschnitt C.2.3 beschriebenen Sensitivitätsanalyse (nicht angezeigt) weisen auf keinen überproportionalen Einfluss einzelner Beobachtungen hin. Dabei ist anzumerken, dass trotz der sehr unterschiedlichen Verweildauerwerte der Befragungspersonen alle Parameterschätzungen innerhalb des Konfidenzbereichs $1/2 * \chi_{0.5,r}^2$ für *r* Kovariaten liegen¹¹. In allen Verweildauerregressionsmodellen wird die Variable Berufserfahrung in „unterdurchschnittliche“ und „überdurchschnittliche Berufserfahrung“ kategorisiert.

6.1.2.1. Individualebene

In diesem Abschnitt werden die Hypothesen 3.6.1, 3.6.2 und 3.6.3 vor allem in den Regressionsmodellen von Tabelle 6.8, und Hypothese 3.6.6 in den Modellen von Tabelle 6.9 und 6.10 auf der Individualebene in Bezug auf die Geburtenraten erster und zweiter Kinder untersucht. Die Stichproben bestehen aus Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. Für die Kohorten 1945-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1988 werden eigene Grundhazardraten mit Skalierungsparametern σ_k berechnet, deren Schätzungen Tabelle D.9 entnommen werden können. Wie oben erwähnt wird die Zeit seit Eintritt in das SOEP bis zu der letzten Welle gemessen, an der die Befragungsperson teilnahm, und in den Regressionsmodellen als „Verweildauer 2“ bezeichnet. Zuerst werden die Ergebnisse der statistischen Modelle für Frauen in Tabelle 6.8 diskutiert. Die Regressionsparameter der Altersklassen nehmen gemäß der schematischen Darstellung in Abbildung 3.4 praktisch monoton zu, wobei die Verweildauer bis zur Geburt des ersten bzw. zweiten Kindes mit zunehmendem Alter verlängert wird. Höhere Bildungsabschlüsse sind ebenfalls mit verlängerter Wartezeit verbunden, wobei die Zusammenhänge stärker bei den ersten als bei den zweiten Kindern sind. Auch wenn Berufserfahrung mit längeren Wartezeiten bei Frauen einhergeht, wird die Geburt der zweiten Kinder erwartungsgemäß durch eine Teilzeitbeschäftigung begünstigt. Die Regressionsparameter für Auszubildende sind aufgrund kleinerer Fallzahlen mit Vorsicht zu interpretieren, auch wenn diese auf höhere Chancen einer Schwangerschaft hinweisen. Obwohl ein höheres Erwerbseinkommen mit längerer Wartezeit verbunden ist, nehmen die Chancen einer Geburt mit höherem Haushaltseinkommen zu, wenn die erste Einkommensposition als Referenz herangezogen wird. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass Frauen je nach Bildungsabschluss verschiedene Fertilitätsraten aufweisen, wobei allerdings eine gewisse, lagespezifische finanzielle Stabilität vorausgesetzt werden muss. Dieses Resultat unterstützt die Hypothese 3.6.3 der Theorie der Lebensgeschichte, da die zeitliche Strukturierung des Lebensverlaufs durch Bildungsabschlüsse und Arbeitsmarktbeteiligung einen relativ

¹¹ Man beachte beispielsweise, dass die obere Grenze für etwa 28 Kovariaten $1/2 * \chi_{0.5,r}^2 = 13.67$ wäre.

optimalen Zeitpunkt zur Geburt von Kindern „signalisieren“ können. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen der Random-Probit-Modelle in Tabelle 6.17 und den deskriptiven Ergebnissen der Clusteranalyse in Abschnitt 4.4 werden die ersten und die zweiten Kinder vor der Ehe bzw. in der Ehe geboren.

Die Ergebnisse der Regressionsmodelle von Männern in Tabelle 6.8 unterscheiden sich von den weiblichen Modellen in wichtigen Punkten. Im Allgemeinen sind weder Bildung noch Erwerbsstatus für die Wartezeit bis zur Geburt von Kindern signifikant. Nur bei den zweiten Kindern ist ein höheres Erwerbseinkommen signifikant und geht mit kürzerer Verweildauer einher. Dies entspricht dem männlichen Ernährermodell und stimmt mit den Ergebnissen der Regressionsmodelle des Erwerbseinkommens in Tabelle 6.16 überein. Familienstand spielt bei Männern erwartungsgemäß eine wichtigere Rolle als bei Frauen, denn die entsprechenden Regressionskoeffizienten sind nicht nur überall signifikant, sondern ebenfalls größer als die von Frauen. Interessanterweise verlängern ein höheres Haushaltseinkommen und eine überdurchschnittliche Berufserfahrung in Vollzeit die Wartezeiten bis zur Geburt der zweiten Kinder bzw. der ersten und zweiten Kinder. Die kleineren Regressionsparameter des Alters bei Männern sind wahrscheinlich eher auf die Altersunterschiede zwischen den Partnern zurückzuführen, denn die fertilitätsrelevanten Altersklassen von Männern und Frauen überschneiden sich im SOEP größtenteils (vgl. Abschnitt 2.3.2). Da bei Männern weder die Einkommensposition noch das Erwerbseinkommen für die Geburt der ersten Kinder signifikant sind, deutet die starke Signifikanz des Familienstands darauf hin, dass der optimale Zeitpunkt zur Geburt von Kindern bei Männern im Sinne von Hypothese 3.6.3 *nach* der Partnerschaftsgründung vielleicht durch die Bereitschaft der Partnerin signalisiert wird. Das Einkommen der Männer spielt dann für die ersten Kinder eine indirekte Rolle und wird durch die Partnerschaftsbildung statistisch kontrolliert. Befragungspersonen, die an mehreren Wellen teilgenommen haben, weisen andererseits eine signifikant kürzere Wartezeit bis zur Geburt von Kindern auf, die sowohl für Frauen als auch für Männer in allen Modellen etwa -0,02 beträgt. Diese Korrelation hängt allerdings eher von der Tatsache ab, dass die Erhebung von Geburten wahrscheinlicher wird, je länger Respondenten am SOEP teilnehmen.

Zur Operationalisierung der sozialpsychologischen Faktoren im Rahmen des VOC-Ansatzes bietet das SOEP ab 1990 einige Variablen an, die Einstellungen zu verschiedenen Lebensbereichen erheben sollen. Diese Operationalisierung der Faktoren der VOC-Theorie basiert einerseits auf der Annahme, dass Einstellungen Auskunft über die Präferenzen der Individuen geben können, da sie als wertende Haltung einer Person in Bezug auf Gegenstände oder soziale Sachverhalte definiert werden können (Hannover et al. 2004). Andererseits erlaubt die Tatsache, dass Einstellungen im SOEP in Abständen von etwa drei Jahren erhoben werden, eine relativ lange Beobachtungszeit dieser Variablen. Man darf dennoch nicht unbedingt von Einstellungen auf beobachtetes Verhalten schließen. Sozialpsychologische Studien schätzen in diesem Sinne die Korrelation von Verhalten und Einstellungen auf ca. $r = .30$. Deshalb postuliert die sogenannte Theorie des geplanten Verhaltens, dass der Zusammenhang zwischen Einstellungen und Verhalten durch die Verhaltensabsicht, die Relevanz der Einstellung für den Rezipient, die angenommene Einstellung relevanter Bezugspersonen und die subjektive Kontrollierbarkeit (oder abgeschätzte Durchführbarkeit einer Verhaltensweise) beschrieben werden sollte (Hannover et al. 2004). Da Fragen zu Einstellungen im SOEP nicht bei jeder Welle gestellt werden, wer-

Tabelle 6.8.: Loglogistische Verweildauerregression zur Geburt von Kindern. Abhängige Variable: Dauer bis zur Geburt erster und zweiter Kinder. Männer und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland zwischen 1998-2008 bzw. 1984-2008. Vgl. Tabelle D.9 für Anpassungsmaße. „***“ $p < 0.001$, „**“ $p < 0.01$, „*“ $p < 0.05$, „.“ $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Frauen						Männer					
	1. Kind			2. Kind			1. Kind			2. Kind		
	β	Std		β	Std.		β	Std.		β	Std	
Interzept	1.41	0.13	***	1.71	0.09	***	1.84	0.09	***	2.02	0.12	***
Alter 20-25						Referenz						
Alter 25-30	0.63	0.01	***	0.66	0.01	***	0.58	0.02	***	0.59	0.03	***
Alter 30-35	1.07	0.02	***	1.11	0.01	***	0.95	0.03	***	0.95	0.03	***
Alter 35-40	1.51	0.03	***	1.55	0.02	***	1.26	0.03	***	1.26	0.03	***
Alter 40-45	1.97	0.06	***	1.98	0.05	***	1.55	0.04	***	1.53	0.04	***
Verweildauer 2	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***	0.03	0.00	***	0.03	0.00	***
Bildung						Referenz						
Kein Abschluss						Referenz						
Hauptschule	0.19	0.05	***	0.09	0.04	*	0.01	0.04		0.00	0.04	
Realschule	0.18	0.05	**	0.06	0.04		0.02	0.04		0.02	0.04	
Abitur	0.26	0.05	***	0.11	0.04	**	0.04	0.04		0.00	0.04	
Fach. / Univ.	0.28	0.05	***	0.09	0.05	.	0.05	0.04		0.02	0.04	
Berufserfahrung						Referenz						
Unterdurchschnittlich						Referenz						
Vollzeit	0.16	0.01	***	0.11	0.01	***	0.09	0.01	***	0.09	0.01	***
Teilzeit	0.08	0.02	***	0.09	0.01	***	0.02	0.01		-0.01	0.01	
Arbeitslos.	0.08	0.01	***	0.09	0.02	***	0.04	0.01	**	0.03	0.01	*
Erwerbsstatus						Referenz						
Vollzeit						Referenz						
Teilzeit	0.01	0.02		-0.05	0.01	***	0.00	0.02		0.04	0.03	
Ausbildung	-0.25	0.02	***	-0.25	0.02	***						
Irregulär	0.02	0.03		-0.03	0.02		-0.01	0.02				
Nichterwebst.	0.21	0.12	.	0.02	0.08		0.10	0.08		-0.01	0.11	
Log(Erwerbseink.)	0.02	0.01	*	0.02	0.01	*	0.00	0.01		-0.02	0.01	*
Berufsklasse						Referenz						
Inaktiv						Referenz						
I	0.04	0.10		-0.06	0.07		0.05	0.07		0.10	0.08	
II	0.05	0.10		-0.01	0.07		0.08	0.07		0.12	0.08	
IIIa (b Mann)	0.05	0.10		-0.04	0.07		0.10	0.07		0.14	0.08	.
IIIb	0.04	0.10		-0.01	0.07							
IV ab (VI Frau)	0.02	0.10		-0.05	0.07		0.10	0.07		0.13	0.08	
VI (Mann)							0.08	0.07		0.12	0.08	
VIIa (Mann)							0.08	0.07		0.13	0.08	
VII (a Frau)bc	0.02	0.10		-0.04	0.07		0.10	0.08		0.13	0.09	
Arbeitslos./pens.	-0.02	0.02		0.02	0.02		-0.02	0.02		-0.01	0.03	
Nicht angegeb.	0.05	0.10		-0.03	0.07		0.05	0.07		0.10	0.08	
Einkommen						Referenz						
Position 1						Referenz						
Position 2	-0.02	0.01		-0.01	0.01		0.00	0.01		0.01	0.01	
Position 3	-0.06	0.01	***	-0.04	0.01	**	-0.02	0.01		0.01	0.01	
Position 4	-0.05	0.01	***	-0.02	0.01	*	0.00	0.01		0.02	0.01	.
Position 5	-0.07	0.01	***	-0.04	0.01	**	-0.01	0.01		0.03	0.01	**
Ohne Partner						Referenz						
Verheiratet	-0.01	0.01		-0.06	0.01	***	-0.08	0.01	***	-0.14	0.02	***
Lebensgem.	-0.03	0.01	**	-0.03	0.01	*	-0.08	0.01	***	-0.09	0.01	***
Stichprobenverz.	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***	-0.03	0.00	***	-0.02	0.00	***

Tabelle 6.9.: Loglogistische Verweildauerregression zur Geburt von Kindern in Abhängigkeit von Einstellungen zu verschiedenen Lebensbereichen. Abhängige Variable: Dauer bis zur Geburt erster und zweiter Kinder. Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland, 1990-2008. Vgl. Tabelle D.10 für Anpassungsmaße und Fallzahlen. „***“ $p < 0.001$, „**“ $p < 0.01$, „*“ $p < 0.05$, „.“ $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Frauen											
	1. Kind						2. Kind					
	β	M1 Std		β	M2 Std.		β	M1 Std.		β	M2 Std	
Interzept	1.50	0.10	***	1.49	0.15	***	1.73	0.09	***	1.68	0.15	***
Alter 20-25	Referenz											
Alter 25-30	0.63	0.02	***	0.63	0.02	***	0.66	0.01	***	0.66	0.01	***
Alter 30-35	1.00	0.02	***	1.00	0.02	***	1.06	0.02	***	1.05	0.02	***
Alter 35-40	1.39	0.03	***	1.39	0.03	***	1.46	0.02	***	1.45	0.02	***
Alter 40-45	1.74	0.07	***	1.75	0.07	***	1.81	0.04	***	1.80	0.04	***
Verweildauer 2	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***
Bildung / Jahre	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***	0.00	0.00		0.00	0.00	
Erwerbsstatus	Referenz											
Vollzeit												
Teilzeit	0.00	0.02		0.00	0.06		-0.02	0.02		0.06	0.03	.
Ausbildung	-0.22	0.03	***	-0.27	0.09	**	-0.18	0.03	***	-0.24	0.09	**
Irregulär	-0.02	0.04		0.07	0.10		-0.02	0.03		-0.01	0.06	
Nichterwebst.	-0.02	0.07		0.02	0.14		-0.06	0.07		0.01	0.15	
Berufserfahrung	Referenz											
Unterdurchschnitt.												
Vollzeit	0.17	0.02	***	0.17	0.02	***	0.10	0.02	***	0.10	0.02	***
Teilzeit	0.09	0.03	***	0.09	0.03	***	0.08	0.02	***	0.08	0.02	***
Arbeitslos.	0.08	0.02	***	0.08	0.02	***	0.10	0.02	***	0.10	0.03	***
Log(Erwerbseink.)	0.01	0.01		0.00	0.02		0.00	0.01		0.00	0.02	
Isei	-0.02	0.01		-0.01	0.01		0.00	0.01		-0.01	0.01	
Einkommen	Referenz											
Position 1												
Position 2	-0.01	0.02		-0.01	0.02		-0.02	0.01		-0.02	0.01	
Position 3	-0.05	0.02	**	-0.05	0.02	**	-0.02	0.01		-0.03	0.01	.
Position 4	-0.04	0.02	*	-0.04	0.02	*	-0.03	0.01	*	-0.03	0.01	*
Position 5	-0.07	0.02	***	-0.07	0.02	***	-0.03	0.02		-0.03	0.02	.
Ohne Partner	Referenz											
Verheiratet	0.02	0.02		0.02	0.02		-0.01	0.02		-0.01	0.02	
Lebensgem.	0.00	0.02		0.00	0.02		-0.02	0.02		-0.02	0.02	
Stich.verz.	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***
Wichtigkeit von	Referenz											
Politik	-0.01	0.01		-0.01	0.01		0.00	0.01		0.00	0.01	
Beruf	0.00	0.01		0.01	0.02		0.00	0.01		0.01	0.01	
Religion	-0.01	0.01		-0.01	0.01		0.01	0.01	.	0.01	0.01	.
Wohnung	-0.01	0.01		-0.01	0.01		-0.02	0.01	*	-0.02	0.01	*
Ehe	0.01	0.01		0.01	0.01		0.01	0.01		0.01	0.01	
Kinder	0.05	0.01	***	0.06	0.05		0.04	0.01	***	0.08	0.08	
Interaktionen	Referenz											
Log(Erwerbsein.):Kinder				0.00	0.01					0.00	0.01	
Beruf:Kinder				0.00	0.01					-0.01	0.01	
Erwerbss.:Kinder	Referenz											
Vollzeit												
Teilzeit				0.00	0.02					-0.05	0.02	**
Ausbildung				0.02	0.03					0.02	0.04	
Irregulär				-0.04	0.04					0.00	0.03	
Nichterwerbstätig				-0.02	0.05					-0.05	0.08	

den die Werte der vorangegangenen Erhebung zwischen den Messungen konstant gehalten¹². Die Variablen, die sich auf die wahrgenommene Wichtigkeit von Politik, Religion, Ehe und Kinder beziehen, sollten dem Bereich der sozialen Anerkennung und den affektiven und statusbezogenen Komponenten zugeordnet werden. Die Variablen, welche die Wichtigkeit von Beruf und eigener Wohnung erfassen, sollten hingegen eher dem Bereich des physischen Wohlbefindens entsprechen. Einstellungen werden im SOEP folgendermaßen Likert-skaliert: 1 = sehr wichtig, 2 = wichtig, 3 = weniger wichtig, 4 = unwichtig. Die Beobachtungszeit der Regressionsmodelle für Frauen in Tabelle 6.9 beschränkt sich auf die Periode 1990-2008, da ab diesem Zeitpunkt Informationen zu Einstellungen vorliegen. In Bezug auf Gleichung (3.4.7) bedeutet die Berücksichtigung von Einstellungen als bedingende Kovariaten, dass die Nutzenfunktion durch die Wartezeit bis zur Geburt von Kindern operationalisiert wird. Pro Geschlecht werden jeweils zwei Modelle für die ersten und zweiten Kinder geschätzt. Modell 1 (M1) enthält praktisch dieselben Variablen wie Tabelle 6.8 plus Einstellungen zu verschiedenen Lebensbereichen. Allerdings werden Berufsstatus und Bildung der Sparsamkeit des Modells halber nicht durch das EGP-Berufsschema bzw. durch die CASMIN-Klassifizierung, sondern durch den ISEI-Berufsstatus bzw. durch die Bildungsjahre gemessen. Modell 2 (M2) erweitert Modell 1 und berücksichtigt die Interaktionen zwischen Wichtigkeit von Kindern sowie Nettoerwerbseinkommen und Erwerbsstatus.

In Tabelle 6.9 sind die Ergebnisse für Frauen dargestellt. Ein Vergleich mit Tabelle 6.8 weist darauf hin, dass Vorzeichen und Signifikanz der verschiedenen Regressionsparameter sehr ähnlich ausfallen. So weisen z.B. Berufserfahrung und Alter positive, stark signifikante Zusammenhänge auf, Haushaltseinkommen dagegen meist negativ signifikante. Für die ersten Kinder lässt sich ein signifikanter Institutioneneffekt von Bildung feststellen, der allerdings bei den zweiten Geburten keine Rolle mehr spielt. In den Modellen ohne Interaktionsterme M1 hängt die Wichtigkeit von Kindern erwartungsgemäß stark mit den Geburtenraten der ersten und zweiten Kinder zusammen, wobei gilt, dass je unwichtiger Kinder wahrgenommen werden, desto länger die Wartezeit bis zu deren Geburt ist. Die wahrgenommene Wichtigkeit einer eigenen Wohnung bei den zweiten Kindern in den Modellen M1 und M2 ist darüber hinaus negativ und signifikant mit einer kürzeren Wartezeit einer Geburt verbunden. Dieses Ergebnis stimmt mit dem Vorzeichen und Signifikanz entsprechender Regressionsparameter in den Hurdle-Modellen in Abschnitt 6.1.1 auf der Individual- und Partnerschaftsebene überein, wobei eine eigene Wohnung signifikant positiv mit der Zahl von Kindern im Haushalt zusammenhängt. Hinsichtlich der Interaktionsmodelle M2 in Tabelle 6.9 lässt sich erkennen, dass bei zweiten Geburten eine Erwerbstätigkeit in Teilzeit mit kürzeren Wartezeiten einhergeht. Das war angesichts der deskriptiven Ergebnisse der Kapitel 4 und 5 auch teilweise zu erwarten. Dennoch bestehen in den Modellen M2 außer dieser Interaktion zwischen Erwerbsstatus und wahrgenommener Wichtigkeit von zweiten Kindern keine weitere Interaktions-Zusammenhänge. Dies impliziert, dass weder die Höhe des Erwerbseinkommens noch die Art der Erwerbstätigkeit signifikant sind, wenn die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern kontrolliert wird. Diese Zusammenhänge können eher auf Anpassung der Erwerbstätigkeit von Frauen, für die Kinder wichtig sind, zurückgeführt werden, so dass die These von J. Schröder und J. Brüderl für Westdeutschland unterstützt wird,

¹² Beispielsweise wird die Variable „Wichtigkeit von Kindern“ nur fünfmal erhoben (1990, 1992, 1995, 2004 und 2008), so dass z.B. die Werte von 1993 und 1994 eigentlich den Werten für das Jahr 1992 entsprechen.

nämlich, dass „Frauen mit starker Kindorientierung eher nicht erwerbstätig sind als Frauen mit geringer Kindorientierung“ (Schröder/Brüderl 2008: 133).

Die Regressionsmodelle M1 und M2 für Männer in Tabelle 6.10 weisen einerseits darauf hin, dass nach wie vor Alter, Berufserfahrung und teilweise Haushaltseinkommen mit längeren Wartezeiten bis zur Geburt der ersten und zweiten Kinder einhergehen. Andererseits ist das Erwerbseinkommen mit kürzeren Wartezeiten bis zur Geburt zweiter Kinder verbunden. Bezüglich der Zusammenhänge zwischen Einstellungen und Fertilität liegen allerdings keine signifikanten Unterschiede vor. Weder in den Modellen M1 noch in den Interaktionsmodellen M2 gehen Bildung und die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern mit signifikanten Zusammenhängen einher. Dagegen ist der Familienstand hoch signifikant, wobei sowohl Ehen als auch Lebensgemeinschaften mit kürzeren Wartezeiten zusammenhängen. Man beachte, dass die Regressionsparameter des ehelichen Zustands bei Frauen in Tabelle 6.9 nicht signifikant sind, wenn die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern kontrolliert wird. Diese geschlechtsspezifische Signifikanz einer Partnerschaft weist darauf hin, dass der entscheidende Faktor für die Geburt von Kindern bei Frauen der Kinderwunsch, bei Männern hingegen eine feste (institutionalisierte) Partnerschaft ist. In diesem Sinne hängt die männliche Fertilität vom Vorhandensein einer Partnerin ab, wobei die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern bei Männern eher indirekt durch den Kinderwunsch der Partnerin vermittelt wird. Die Ergebnisse der Regressionsmodelle der Partnerschaftsbildung bei Männern und Frauen (siehe Tabelle 6.17) scheinen diese Schlussfolgerung zu bestätigen, denn die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern geht nur bei Frauen mit erhöhten Chancen zur Gründung einer Partnerschaft einher. Folglich ist zu erwarten, dass die Chancen zur Partnerschaftsbildung und damit die Fertilität von Männern *ceteris paribus* indirekt von der wahrgenommenen Wichtigkeit von Kindern bei Frauen abhängt. Dies impliziert, dass die Hypothesen des VOC-Ansatzes mit den hier verwendeten Variablen und Methoden nicht für beide Geschlechter bestätigt werden können, denn die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern ist nur bei Frauen statistisch signifikant. Interessanterweise spricht die etwas höhere Sensitivität von Frauen auf Veränderungen von Erwerbstätigkeit, Einkommen, Alter und Bildung für eine größere Anpassungsfähigkeit ihres generativen Verhaltens. Männer reagieren hingegen eher auf die Veränderungen des generativen Verhaltens von Frauen¹³.

In Bezug auf die Theorie der Haushaltsökonomie signalisieren die negativen Regressionsparameter des Haushaltseinkommens bei Frauen, dass die Budgetbedingungen eher im Sinne einer (weiblichen) Strategie der Risikominimierung und nicht im Sinne einer Nebenbedingung der Nutzenmaximierung aufgefasst werden sollten. Denn im Vergleich mit Frauen der ersten Position weisen Frauen in höheren Haushaltseinkommenspositionen kürzere Wartezeiten bis zur Geburt von Kindern auf. Obwohl sich argumentieren lässt, dass der Nutzen von Kindern gemäß Gleichung (3.3.8) $\partial_n U = \lambda p_c q$ für die höheren Einkommenspositionen größer ist, muss für die unteren Einkommenspositionen ein negativer Substitutionseffekt angenommen werden. Nach den Annahmen der Haushaltsökonomie erwartet man hingegen, dass Haushalte der unteren Einkommenspositionen ihre Nachfrage nach Kindern „niedriger“ Qualität erhöhen. Es zeigt sich demnach in diesem Fall ein Einkommenseffekt, der letztendlich den Annahmen der Haushaltsökonomie widerspricht. Die Interpretation des positiven Effekts der Haushaltseinkommensposition auf die Geburtenrate als Risikominimierung ist deshalb für die hier vorliegenden

¹³ Siehe Baumeister 2000 für eine ausführliche Diskussion über geschlechtsspezifisches Sexualverhaltensrepertoire.

Tabelle 6.10.: Loglogistische Verweildauerregression zur Geburt von Kindern in Abhängigkeit von Einstellungen zu verschiedenen Lebensbereichen. Abhängige Variable: Dauer bis zur Geburt erster und zweiter Kinder. Männer zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland, 1998-2008. Vgl. Tabelle D.10 für Anpassungsmaße und Fallzahlen. „***“ $p < 0.001$, „**“ $p < 0.01$, „*“ $p < 0.05$, „.“ $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Männer											
	1. Kind						2. Kind					
	β	M1 Std		β	M2 Std.		β	M1 Std.		β	M2 Std	
Interzept	1.77	0.09	***	1.82	0.16	***	2.21	0.15	***	2.21	0.25	***
Alter 20-25	Referenz											
Alter 25-30	0.60	0.03	***	0.60	0.03	***	0.58	0.04	***	0.58	0.04	***
Alter 30-35	0.99	0.03	***	0.99	0.03	***	0.96	0.05	***	0.96	0.05	***
Alter 35-40	1.28	0.03	***	1.29	0.03	***	1.24	0.05	***	1.24	0.05	***
Alter 40-45	1.55	0.05	***	1.55	0.05	***	1.51	0.06	***	1.51	0.06	***
Verweildauer2	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***	0.02	0.00	***
Bildung / Jahre	0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00	
Erwerbsstatus	Referenz											
Vollzeit												
Teilzeit	-0.03	0.03		-0.08	0.08		0.02	0.04		0.13	0.12	
Ausbildung	-0.04	0.03		0.01	0.10							
Irregulär	-0.03	0.03		0.11	0.09							
Nichterwebstätig	0.01	0.07		0.11	0.14		-0.25	0.12		-0.25	0.22	
Berufserfahrung	Referenz											
Unterdurchschnitt.												
Vollzeit	0.11	0.02	***	0.11	0.02	***	0.10	0.02	***	0.10	0.02	***
Teilzeit	0.00	0.02		0.00	0.02		-0.01	0.02		-0.01	0.02	
Arbeitslos.	0.03	0.02		0.03	0.02		0.05	0.02	*	0.05	0.02	*
Log(Erwerbseink.)	0.00	0.01		0.00	0.02		-0.03	0.02	*	-0.03	0.03	
Isei	0.00	0.01		0.00	0.01		-0.01	0.01		-0.01	0.01	
Einkommen	Referenz											
Position 1												
Position 2	-0.02	0.02		-0.02	0.02		0.01	0.01		0.01	0.01	
Position 3	-0.02	0.02		-0.02	0.02		0.01	0.02		0.01	0.02	
Position 4	-0.01	0.02		-0.01	0.02		0.03	0.02		0.03	0.02	
Position 5	0.00	0.02		-0.01	0.02		0.05	0.02	*	0.05	0.02	**
Ohne Partner	Referenz											
Verheiratet	-0.06	0.02	***	-0.06	0.02	***	-0.11	0.02	***	-0.11	0.02	***
Lebensgem.	-0.07	0.02	***	-0.06	0.02	***	-0.07	0.02	***	-0.07	0.02	***
Stich.verz.	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***	-0.02	0.00	***
Wichtigkeit von	Referenz											
Politik	0.00	0.01		0.00	0.01		-0.01	0.01		-0.01	0.01	
Beruf	0.01	0.01		-0.03	0.03		0.00	0.01		-0.02	0.02	
Religion	0.00	0.01		0.00	0.01		0.01	0.01		0.01	0.01	
Wohnung	0.00	0.01		0.00	0.01		-0.01	0.01		-0.01	0.01	
Ehe	0.00	0.01		0.00	0.01		-0.01	0.01		-0.01	0.01	
Kinder	0.02	0.01		0.00	0.06		0.00	0.01		0.00	0.12	
Interaktionen	Referenz											
Log(Erwerbsein.):Kinder				0.00	0.01					0.00	0.02	
Beruf:Kinder				0.02	0.01					0.01	0.01	
Erwerbss.:Kinder	Referenz											
Vollzeit												
Teilzeit				0.03	0.04					-0.05	0.05	
Ausbildung				-0.03	0.05							
Irregulär				-0.06	0.03							
Nichterwebstätig				-0.04	0.06					-0.01	0.12	

Ergebnisse geeigneter, denn sie sagt einfach aus, dass die Entscheidung insbesondere für oder gegen die erste Geburt von der Verfügbarkeit eines relativ ausreichenden Einkommens abhängt. Da männliche Fertilität stärker von der Bildung einer festen Partnerschaft abhängt, lässt sich anhand der Auszahlungsmatrix in Tabelle 3.5 folgern, dass die Erhöhung des Niveaus wichtiger Dimensionen der sozioökonomischen Lage von Frauen einen stärkeren Selektionsdruck auf Männer oder gegebenenfalls eine stärkere innengeschlechtliche Konkurrenz hervorrufen kann. Eine solche Situation läge vor, falls solche Männer bevorzugt werden, die überdurchschnittliche Ausprägungen wichtiger sozioökonomischer Merkmale ausweisen (im Sinne von höheren Bildungsabschlüssen, Einkommen usw.). Folgen dieser Sexualselektion könnten die Erhöhung des verfügbaren Einkommens und des Bildungsniveaus von Kindern in solchen Partnerschaften sein, die höhere Bildungsabschlüsse, höhere Berufsklassen und stärkere Arbeitsmarktbeteiligung aufweisen. Die Ergebnisse der deskriptiven Analyse von Bildungshomogamie und des Bildungsniveaus von Kindern in Tabelle 5.6 bzw. Tabelle 6.13 können in diesem Sinne interpretiert werden. Darüber hinaus könnte der in den Hurdle-Regressionen des Abschnittes 6.1.1 diskutierte negative Zusammenhang zwischen Zahl der Kinder im Haushalt und Haushaltseinkommen zum Teil auf eine risikoärmere Umwelt, höhere Investitionen in Kinder, verlängerte Beteiligungsperioden am Bildungssystem und Arbeitsmarkt sowie eine geringere Kinderorientierung zurückgeführt werden.

6.1.2.2. Partnerschaftsebene

Zur Schätzung der Regressionsparameter in Tabelle 6.11 werden neben den individuellen Merkmalen beider Partner die Bildungsunterschiede erster Ordnung zwischen den Partnern und Wohneigentum berücksichtigt. Die Geburtskohorte des Mannes wird als unabhängige Variable behandelt, während die Geburtskohorte der Frau als Gruppierungsvariable zur Schätzung von kohortenspezifischen Hazardraten herangezogen wird. Es wird darüber hinaus der ISEI-Indikator als Operationalisierung des Berufsstatus verwendet, um eine sparsamere Formulierung der Modelle zu gewinnen. Der ISEI-Berufsstatus nimmt Werte zwischen 16 und 90 an, wobei kleinere Zahlen auf einen niedrigen sozioökonomischen Status hinweisen (Ganzeboom/Treiman 1996; Ganzeboom 1992 et al.). Die Vorzeichen und Signifikanzwerte der Haushaltseinkommensposition in Tabelle 6.11 stimmen mit denen der Hurdle-Regressionen auf der Partnerschaftsebene in Tabellen 6.6 und 6.7 überein, da Haushalten der Einkommensposition 1 (Referenzkategorie) größere Chancen zur Geburt erster Kinder aufweisen als die der oberen Positionen. Für die zweiten Geburten zeigen sich hingegen keine signifikanten Unterschiede mehr. Stattdessen ist hier der Erwerbsstatus der Frau viel wichtiger, da Teilzeitbeschäftigung und Ausbildung mit signifikant kürzeren Wartezeiten einhergehen.

Auf der Partnerschaftsebene hängt die Wartezeit bis zur Geburt der ersten und zweiten Kinder vom Bildungsniveau der (Ehe-)Partnerin nicht ab. Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass Frauen unterschiedlicher Bildungsniveaus unter Berücksichtigung altersspezifischer Übergänge, Einkommen und Informationen des Partners ähnliche Geburtenraten aufweisen, auch wenn sich die endgültigen Kinderzahlen je nach Bildungsabschluss unterscheiden können (vgl. Abbildungen 5.20 und 5.21). Bemerkenswert ist aber der Befund, dass Unterschiede der weiblichen Geburtenraten auf der aggregierten Ebene eher durch Institutionseffekte des Bildungssystems und nicht durch das Bildungsniveau an sich beeinflusst werden, wobei das Bildungsniveau des

Partners weder für die ersten noch für die zweiten Kinder signifikant sind. Bezüglich der Berufserfahrung von Frauen weisen die Parameterschätzungen auf einen negativen Zusammenhang zwischen Erwerbstätigkeit bzw. Arbeitslosigkeit und weiblicher Fertilität hin. Die Parameter des Erwerbsstatus implizieren bei nichterwerbstätigen Frauen verlängerte Wartezeiten bis zur Geburt der ersten Kinder, während bei den (Ehe-)Männern eine Beschäftigung in Teilzeit mit einer Verschiebung der Geburt des ersten Kindes einhergeht. Erfahrung von Arbeitslosigkeit scheint dagegen keinen signifikanten Effekt zu haben¹⁴. Berufserfahrung in Vollzeit hat für beide Partner einen stark verlangsamenden Effekt auf die Geburt des ersten Kindes, was teilweise mit einer längeren Wartezeit bis zur Geburt der Kinder (bzw. mit Geburtenverzicht) bei berufsorientierten Partnerschaften zusammenhängen kann. Bei den zweiten Geburten wird der entsprechende Regressionsparameter der Berufserfahrung der (Ehe-)Partnerin in Vollzeit fast halbiert, so dass wahrscheinlich die erste Geburt hier die Wahrscheinlichkeit einer zweiten Geburt trotz des starken negativen Alterseffekts erhöhen kann. Erwartungsgemäß geht Erwerbstätigkeit von Frauen in Teilzeit zwischen der ersten und zweiten Geburt mit kürzeren Wartezeiten einher. Bei Männern scheint eine überdurchschnittliche Berufserfahrung in Teilzeit interessanterweise, einen positiven Einfluss auf die Geburtenrate zweiter Kinder zu haben. Teilweise in Übereinstimmung mit den Ergebnissen der Random-Probit-Modelle zur Analyse der Partnerschaftsbildung werden zweite Kinder vor allem in Ehen geboren; Lebensgemeinschaften weisen vergleichsweise signifikant längere Wartezeiten bei zweiten Geburten auf.

Tabelle 6.11.: Loglogistische Verweildauerregressionen zur Geburt von Kindern in Partnerschaften. Abhängige Variable: Dauer bis zur Geburt erster und zweiter Kinder. Partner zwischen 20 und 45 Jahren zwischen 1984-2008. Vgl. Tabelle D.9 für Anpassungsmaße und Fallzahlen. „***“ $p < 0.001$, „**“ $p < 0.01$, „*“ $p < 0.05$, „.“ $p < 0.1$. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Partnerschaften					
	1. Kind			2. Kind		
	β	Std.		β	Std.	
Interzept	1.708	0.137	***	1.870	0.127	***
Variablen der Frau						
Alter 20-25			Referenz			
Alter 25-30	0.533	0.014	***	0.582	0.012	***
Alter 30-35	0.907	0.019	***	0.955	0.017	***
Alter 35-40	1.240	0.028	***	1.300	0.022	***
Alter 40-45	1.592	0.063	***	1.650	0.056	***
Verweildauer 2	0.016	0.002	***	0.012	0.001	***
Bildung						
Kein Abschluss			Referenz			
Hauptschule	0.039	0.065		-0.018	0.046	
Realschule	0.027	0.065		-0.032	0.047	
Abitur	0.059	0.067		-0.024	0.050	
Fach. / Univ.	0.100	0.070		-0.025	0.053	
Berufserfahrung						
Unterdurchschnittlich			Referenz			

Fortgesetzt auf der nächsten Seite ...

¹⁴ An dieser Stelle lassen sich die Ergebnisse von M. Gebel und J. Giesecke mit SOEP-Daten anhand von Verweildauerregressionen nicht bestätigen, dass Phasen von Arbeitslosigkeit bei den (Ehe-)Partnern in Westdeutschland die Zeit bis zur ersten Geburt verschieben (Gebel/Giesecke 2009)

	1. Kind		2. Kind			
	β	Std.	β	Std.		
Vollzeit	0.134	0.012	***	0.088	0.010	***
Teilzeit	0.058	0.015	***	0.060	0.012	***
Arbeitslos.	0.074	0.014	***	0.085	0.013	***
Erwerbsstatus						
Vollzeit			Referenz			
Teilzeit	0.010	0.018		-0.035	0.012	**
Ausbildung	-0.169	0.035	***	-0.172	0.033	***
Irregulär	0.023	0.029		-0.034	0.020	.
Nichterwebstätig	0.126	0.058	*	0.026	0.057	
Log(Erwerbseink.)	0.017	0.008	*	0.014	0.008	.
Isei	0.000	0.000		0.000	0.000	
Variablen des Haushalts						
Einkommen						
Position 1			Referenz			
Position 2	0.008	0.016		0.002	0.011	
Position 3	0.032	0.018	.	0.001	0.012	
Position 4	0.057	0.018	**	0.004	0.012	
Position 5	0.027	0.020		-0.006	0.015	
Verheiratet						
Lebensgem.	-0.003	0.009		0.034	0.009	***
Stich.verz.	-0.014	0.001	***	-0.013	0.001	***
Eigentümer						
Mieter	0.018	0.011		0.018	0.009	.
Untermieter	-0.041	0.028		-0.027	0.019	
Bildungsunterschied						
Hypergam			Referenz			
Hypogam	0.007	0.016		0.001	0.014	
Isogam	-0.033	0.023		-0.022	0.020	
Variablen des Partners						
Alter 20-25						
Alter 25-30	0.060	0.021	**	0.086	0.019	***
Alter 30-35	0.113	0.024	***	0.149	0.022	***
Alter 35-40	0.148	0.029	***	0.202	0.026	***
Alter 40-45	0.185	0.040	***	0.258	0.033	***
Bildung						
Kein Abschluss			Referenz			
Hauptschule	-0.116	0.059	.	-0.040	0.039	
Realschule	-0.077	0.060		-0.026	0.040	
Abitur	-0.044	0.061		-0.013	0.043	
Fach. / Univ.	-0.060	0.061		-0.022	0.045	
Erwerbsstatus						
Vollzeit			Referenz			
Teilzeit	0.064	0.032	*	0.022	0.025	
Ausbildung	0.006	0.027		-0.024	0.024	
Irregulär	0.007	0.035		-0.001	0.035	
Nichterwebstätig	-0.023	0.050		-0.115	0.060	.
Log(Erwerbseink.)	-0.003	0.006		-0.012	0.008	
Isei	0.000	0.000		0.000	0.000	
Berufserfahrung						
Unterdurchschnittlich			Referenz			
Vollzeit	0.031	0.015	*	0.032	0.012	**
Teilzeit	-0.012	0.014		-0.031	0.013	*
Arbeitslos.	0.020	0.015		0.007	0.012	
Kohorte 1940-1944						
Kohorte 1945-54	-0.010	0.070		-0.052	0.061	
Kohorte 1955-1964	-0.121	0.070	.	-0.149	0.066	*
Kohorte 1965-74	-0.161	0.073	*	-0.175	0.070	*

Fortgesetzt auf der nächsten Seite ...

	1. Kind		2. Kind	
	β	Std.	β	Std.
Kohorte 1974-1988	-0.089	0.082	-0.025	0.084

Bezüglich der Hypothesen 3.6.1 und 3.6.2 der Haushaltsökonomie deuten die Ergebnisse auf der Partnerschaftsebene in Tabelle 6.11 darauf hin, dass (i) die Einkommensposition zwar signifikant mit niedrigen Geburtenraten verbunden ist, aber lediglich hinsichtlich der Geburt der ersten Kinder und (ii) die Hypothese der Opportunitätskosten nicht bestätigt werden kann, da Nichterwerbstätigkeit weder bei den ersten noch den zweiten Kindern eine verkürzende Auswirkung auf die Geburtenraten hat. Darüber hinaus sind die Korrelationen zwischen den verschiedenen Schulabschlüssen und den Geburtenraten nicht mehr signifikant. Dies kann wiederum auf die Tatsache zurückgeführt werden, dass die Arbeitsmarktbelastung der (Ehe-)Partner kontrolliert werden kann. Da aber auf der Individualebene bei Frauen die Regressionsmodelle in den Tabellen 6.8 und 6.9 auf starke signifikante Korrelationen zwischen Bildung und Geburtenraten hinweisen, lässt sich schlussfolgern, dass diese „Bildungseffekte“ teilweise durch Vernachlässigung des Partnerschaftskontexts zustande kommen. Folglich ist der Zusammenhang zwischen Geburtenraten und Bildung indirekt durch die Partnerschaftsstruktur und Arbeitsteilung der familialen (Re-)Produktion bestimmt. Anhand der Abbildungen 1.1 und 3.3 lassen sich diese Zusammenhänge im Sinne der Theorie der Lebensgeschichte folgendermaßen interpretieren. Jede sozioökonomische Lage, die durch die Ausprägung wichtiger sozioökonomischer Variablen wie Bildung, Berufsklasse, Einkommen usw. charakterisiert ist, favorisiert gewissermaßen einen bestimmten zeitlichen Verlauf in jedem Zweig des Entscheidungsbaums in Abbildung 1.1. Da der günstigste Zeitpunkt der Reproduktion für die Individuen einer bestimmten Lage nicht absolut, sondern relativ ist, folgt, dass die Wartezeit bis zur Geburt von Kindern für jede sozioökonomische Lage von einem bestimmten vorstrukturierten Zeitallokationsverlauf abhängen sollte. Unter Kontrolle dieses lagespezifischen Zeitallokationsverlaufs durch geeignete Proxy-Variablen ergibt sich, dass die Wartezeit bis zur Geburt von Kindern in festen Partnerschaften eher schwache Korrelationen etwa mit Bildung, Einkommen und Berufsklasse aufweist, denn Partnerschaften in jeder sozioökonomischen Lage würden ihrem Referenzpunkt gemäß den „günstigsten“ Zeitpunkt zur Reproduktion wählen. Falls eine Schwangerschaft unter ungünstigen sozioökonomischen (Risiko-)Bedingungen stattfindet, erhöht sich dem entsprechend das Risiko eines Schwangerschaftsabbruchs (vgl. unten Abschnitt 7.3 und Tabelle 7.9).

Im Rahmen der Theorie der Lebensgeschichte ist diese Interpretation selbstverständlich, denn Individuen stehen voraussetzungsgemäß vor Ressourcenallokationsdilemmata, die teilweise durch Zeitallokationsstrategien gelöst werden müssen. So verlängert beispielsweise die Berufserfahrung der (Ehe-)Partnerin sowohl in Form von Voll- und Teilzeitarbeit als auch Arbeitslosigkeit die Verweildauer bis zur Geburt von Kindern, auch wenn mit zunehmender Berufserfahrung das Nettoerwerbseinkommen signifikant vergrößert werden kann (vgl. Tabelle 6.16). Berücksichtigt man zugleich, dass die Entstehung einer Partnerschaft die Erfüllung oder den Besitz bestimmter sozioökonomischer Eigenschaften verlangt, die auf dem Partnermarkt als wertvoll wahrgenommen werden, wird deutlich, dass jeder „Spielzug“ zwischen Männern und Frauen auf

dem Partnermarkt auch einen um Zeit konkurrierenden Prozess darstellt. Da dieser Partnerwahlprozess auch mit den Investitionen in Kinder einhergeht, wird in den nächsten Abschnitten der Frage nachgegangen, wie die sozioökonomischen Merkmale der Eltern und ihre Fertilität mit den sozioökonomischen Eigenschaften ihrer Kinder zusammenhängen.

6.2. Investitionen in Kinder

Dieses Kapitel widmet sich der systematischen Überprüfung der Hypothesen 3.6.1 bis 3.6.5, die aus der Theorie der Haushaltsökonomie und der Lebensgeschichte abgeleitet sind. Man denke beispielsweise an das Quantität-Qualität-Problem der Haushaltsökonomie oder an die ressourcen- und risikoabhängigen Abgleichungsprobleme der Theorie der Lebensgeschichte. Hierzu werden Bildung, Berufsklasse und Erwerbseinkommen als Indikatoren der Qualität von Kindern interpretiert. In der soziologischen Forschung haben die klassischen Arbeiten von O. Duncan, W. Sewell und Mitarbeitern in den USA mehrmals signifikante Zusammenhänge zwischen sozialer Herkunft und dem Lebenszyklus von Kindern nachgewiesen (Blau/Duncan 1967; Sewell et al. 1969; Duncan/Hodge 1963). Diese Forschungstradition konzentrierte sich allerdings auf die soziale Mobilität bzw. die sozialpsychologischen Faktoren des sozioökonomischen Erfolges von Individuen innerhalb und zwischen Kohorten. Kausale Beziehungen zwischen unabhängigen und abhängigen Variablen wurden darüber hinaus durch sogenannte Pfadanalysen formalisiert (siehe etwa Duncan 1966 und Blau/Duncan 1967: Kap. 5), die auf der Anwendung rekursiver linearer OLS-Regressionsmodelle zur Schätzung von Übergangskoeffizienten zwischen „Zuständen“ des Lebenszyklus beruhen¹⁵. In der vorliegenden Dissertation wird aber eine solche Analysestrategie nicht verwendet, denn (i) die Annahme unkorrelierter Residuen zwischen den Regressionsgleichungen ist wegen Heterogenität nicht zu rechtfertigen, (ii) einige abhängige Variablen können nicht durch Kleinst-Quadrate-Methoden geschätzt werden, da sie nicht normalverteilt sind, und (iii) Pfadanalyse können leicht mit Kausalaussagen verwechselt werden. Wie am Anfang dieses Kapitels erwähnt, sind die in dieser Dissertation verwendeten Regressionsmodelle Schätzungen bedingter Erwartungswerte und implizieren im Grunde genommen keine Kausalität. Sie drücken eher statistische Abhängigkeitsrelationen, die im Sinne der in Kapitel 3 dargestellten Erklärungsansätze interpretiert werden können. Beruhend auf den theoretischen Überlegungen in Abschnitt 2.1 werden sowohl verschiedene Dimensionen der sozioökonomischen Lage von Eltern wie z.B. Berufsklasse, Bildungsniveau und Einkommensposition als auch die Fertilität der Mutter und die Geburtenfolge als unabhängige Variablen herangezogen, um die bedingten Erwartungswerte des Bildungsniveaus D , der Berufsklasse B und des Erwerbseinkommens I der Kinder schätzen zu können. Bezeichnet man mit SEL und F solche Variablen, die sich auf sozioökonomische Dimensionen bzw. auf Fertilität der Eltern beziehen, sind die in diesem Kapitel geschätzten bedingten Erwartungswerte und die verwendeten Stichproben im Allgemeinen durch die Beziehungen in Tabelle 6.12 definiert (vgl. Tabelle A.2).

Diese Modelle sollen die Abhängigkeitsstruktur zwischen verschiedenen relevanten Merkmalen von Individuen und Familien an jedem Knoten des Entscheidungsbaums in Abbildung 1.1 abschätzen lassen. Man beachte, dass man damit keine Rückkopplungseffekte ausschließt, wie dies in der Pfadanalyse der Fall ist (Duncan 1966: 5ff.). So können wichtige sozioökonomische

¹⁵ Man beachte, dass Pfadanalysen eigentlich im Rahmen der Markovtheorie einzubetten sind. Vgl. Abschnitt 7.1.

Tabelle 6.12.: Stochastische Modelle und abhängige Variablen zur Analyse der Investitionen in Kinder.

Bedingter Erwartungswert	Abhängige Variable	Stichproben
$E(D SEL, F)$	Bildungsjahre	III
$E(B SEL, F)$	Berufsklasse	III
$E(I SEL, F)$	Erwerbseinkommen	III

Merkmale der Eltern beispielsweise nicht nur „verursachende“ Variablen des Bildungsniveaus von Kindern, sondern auch wichtige Kovariaten ihrer eigenen Fertilität sein. Um solche direkte und indirekte Zusammenhänge abschätzen zu können, werden also für jeden bedingten Erwartungswert mehrere Modelle spezifiziert, welche einigermaßen für Rückkopplungen und indirekte Zusammenhänge kontrollieren sollen. Die Wahl von Mixed-Modellen wird einerseits darauf zurückgeführt, dass Heterogenität etwa aufgrund unberücksichtigter Variablen kontrolliert werden muss. Andererseits nutzen fast alle Modelle den längsschnittlichen Charakter des SOEP-Datensatzes aus. Dies führt dazu, dass bei der Schätzung der Parameter u.a. die Korrelation der Residuen für jede Beobachtungseinheit je Gruppierungsstufe miteinbezogen wird.

Die Stichprobe, die zur Analyse der Investitionen in Kinder gebildet wird, besteht aus solchen Befragungspersonen, deren Eltern ebenfalls am SOEP teilgenommen haben, und für die dementsprechend genaue Informationen vorliegen (Stichprobe III in Tabelle A.2 und Abbildung 6.1). Damit werden mit Hilfe der SOEP-Haushalte Familienlinien rekonstruiert, durch welche die Beziehungen zwischen Fertilität und sozioökonomischer Lage der Kinder näher untersucht werden sollen. Obwohl die Befragung erwachsener Kinder in der Praxis schwieriger ist (Frick et al. 2005: 27), kann der Lebenslauf von etwa 2742 Familien rekonstruiert werden. Es muss hier aufgrund der Beschränkungen des SOEP-Datensatzes betont werden, dass die in den folgenden Abschnitten dargestellten Ergebnisse nur solche Familien betreffen, in denen beide Elternteile einen gemeinsamen Haushalt führen. Kinder aus den Haushalten von Alleinerziehenden, welche nach Angaben des Statistischen Bundesamts etwa 20% aller Familienformen im Jahr 2009 entsprechen (Statistisches Bundesamt 2010d), werden nicht berücksichtigt. Auf die Diskussion möglicher Folgen dieser Beschränkung der Analyse wird im Laufe dieses Kapitels eingegangen. Da im SOEP Familien mit mehr als fünf Kindern sehr selten vorkommen, ist die Anzahl der berücksichtigten Kinder je Familie auf fünf beschränkt, womit praktisch alle Familien berücksichtigt worden sind (etwa 97% aller Fälle). Die Verteilung der Variablen Alter, Bildung und Haushaltsstruktur der Kinder zusammen mit der Stichprobengröße des jeweiligen Erhebungsjahres sind den Tabellen D.5, D.6 bzw. D.7 zu entnehmen.

6.2.1. Bildungsniveau von Kindern

In diesem Abschnitt wird der Frage nachgegangen, welche Zusammenhänge zwischen dem Bildungsabschluss von Kindern, der sozioökonomischen Lage der Eltern und der Kinderzahl der Mutter im intergenerationellen Kontext vorliegen können. Wie etwa nach der Studie von B. Schimpl-Neimann (Schimpl-Neimanns 2000; vgl. auch Hovenstadt/Stegelman 2007) über den Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Bildungsbeteiligung auszugehen ist, hängt die

Verteilung der Bildungsabschlüsse der Kinder immer noch signifikant vom Bildungsgrad der Eltern ab. Die Frage, inwiefern dieser Einfluss und die Investitionen in die Bildung von Kindern mit der Fertilität der Eltern interagieren, bildet den Schwerpunkt dieses Abschnittes (vgl. die Studie von Riphahn/Trübswetter 2011, in der Fertilität auch berücksichtigt wird). Nach den Annahmen der Theorie der Haushaltsökonomie in den Hypothesen 3.6.1 und 3.6.2 wird erwartet, dass die Kinderzahl der Mutter einen stark negativen Zusammenhang mit dem Bildungsniveau der Kinder hat. Auch wenn in der Theorie der Haushaltsökonomie voraussetzungsgemäß alle Kinder dieselbe Qualität haben (Becker/Tomes 1976: S144), ist es nicht nur im Rahmen der Theorie der Lebensgeschichte, sondern auch aus den Ergebnissen einiger Studien über soziale Mobilität möglich (etwa Blau/Duncan 1967: 307ff.), dass die Geburtenfolge auch eine wichtige Rolle bei der familialen Ressourcenallokation spielt (Black et al. 2005; Blake 1989). Hierdurch können auch solche Phänomene analysiert werden, die etwa mit Einzelkindfamilien zusammenhängen. Deswegen wird neben der Kinderzahl der Mutter auch kontrolliert, ob Respondenten erste, zweite oder Kinder höherer Ordnung sind.

Um die Fragestellung dieses Abschnittes bearbeiten zu können, wird an dieser Stelle ein lineares Mixed-Modell geschätzt, wobei Beobachtungen nach Familien aggregiert werden (vgl. Abschnitt C.2.2.3). Die abhängige Variable ist die in Abschnitt 6.1.1.2 beschriebene Dauer der Ausbildung von Kindern in Jahren. Da im Mittelpunkt des Interesses die höchste Zahl von Bildungsjahren steht, werden die Daten der Befragungspersonen nur im Erhebungsjahr, in dem zum ersten Mal die abhängige Variable ihr Maximum erreicht, selektiert. Im Fall einer Befragungsperson, für die beispielsweise Beobachtungen aus zehn verschiedenen Erhebungsjahren vorliegen, wird nur das Erhebungsjahr berücksichtigt, in dem die Variable „Dauer der Ausbildung in Jahren“ das erste Mal ihr Maximum erreicht. Damit hat man ein nahezu abgeschlossenes (formales) Bildungsniveau als abhängige Variable. Es werden insgesamt vier Modelle für beide Geschlechter geschätzt. Neben den familienspezifischen Random-Effekten wird auch eine Varianzstruktur spezifiziert, die von der Kinderzahl der Mutter abhängt. Die Parameter dieser Varianzstruktur δ_1 und δ_3 entsprechen den Kategorien „1 Kind“ und „3 oder mehr Kinder“, wobei die Kategorie „2 Kinder“ als Referenz verwendet wird. Sowohl die Varianzstruktur als auch die Random-Effekte-Struktur wurden durch entsprechende Log-Likelihood-Ratio-Tests überprüft, welche signifikant auf dem 0.001-Niveau waren. Die unabhängigen Variablen sind das Bildungsniveau der Eltern in der CASMIN-Klassifikation, die Geburtenfolge (d.h. ob der Respondent, erstes, zweites, drittes oder Kind höherer Ordnung ist), das Alter der Kinder und deren Eltern, die Haushaltseinkommensposition sowie die EGP-Berufsklasse der Eltern, die Kohorte und das Geschlecht der Kinder. Darüber hinaus wird wie bei den in Abschnitt 6.1.1 dargestellten Hurdle-Regressionen die Stichprobenverzerrung kontrolliert, indem die Gesamtanzahl der Wellen berücksichtigt wird, an denen jede Befragungsperson teilnahm. Die Ergebnisse der Regressionsmodelle werden in Tabelle 6.13, und die Anpassungsmaße in Tabelle D.11 gezeigt.

Die Ergebnisse im Modell 1 weisen darauf hin, dass das Bildungsniveau von Kindern statistisch signifikant, und mit der Kinderzahl der Mutter negativ verbunden ist. Das Bildungsniveau der Eltern, insbesondere das der Väter, ist erwartungsgemäß stark signifikant. Berücksichtigt man im Modell 2 die Berufsklasse der Eltern und deren Haushaltseinkommensposition, wird der Regressionsparameter der Kinderzahl der Mutter fast halbiert, aber bleibt immer noch stark signifikant und negativ. Dagegen ist das Bildungsniveau der Eltern lediglich für Väter mit Hoch-

Tabelle 6.13.: Lineares Mixed-Modell. Abhängige Variable: Bildung in Jahren. Männer und Frauen im Alter von 28 bis 60 Jahren. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „.“: $p < 0.1$. Westdeutschland. Anpassungsmaße und Fallzahlen in Tabelle D.11. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Modell 1			Modell 2			Modell 3			Modell 4		
	β	Std.		β	Std.		β	Std.		β	Std.	
Interzept	4.81	0.54	***	1.42	0.68	*	3.16	0.60	***	0.73	0.69	
Alter	0.25	0.01	***	0.26	0.01	***	0.21	0.01	***	0.23	0.01	***
Kinderzahl / Mutter	-0.22	0.03	***	-0.16	0.03	***	-0.11	0.04	**	-0.06	0.04	.
Bildung / Vater	Referenz											
Hauptschule												
Realschule	1.13	0.48	*	0.44	0.50		0.75	0.48		0.41	0.50	
Abitur	1.56	0.49	**	0.78	0.50		1.07	0.48	*	0.74	0.51	
Fach. / Uni.	2.46	0.49	***	1.41	0.51	**	1.73	0.49	***	1.34	0.51	**
Bildung / Mutter	Referenz											
Hauptschule												
Realschule	0.02	0.39		-0.01	0.39		-0.23	0.38		-0.05	0.39	
Abitur	0.64	0.40		0.47	0.40		0.29	0.39		0.40	0.40	
Fach. / Uni.	0.95	0.41	*	0.69	0.41	.	0.38	0.40		0.57	0.41	
Frau	0.26	0.06	***	0.26	0.06	***	0.28	0.06	***	0.27	0.06	***
Respondent ist ...	Referenz											
1. Kind												
2. Kind							-0.29	0.07	***	-0.31	0.07	***
3. Kind und höher							-0.61	0.11	***	-0.68	0.11	***
Alter / Vater				0.03	0.01	***	0.04	0.01	***	0.04	0.01	***
Alter / Mutter				0.00	0.01		0.03	0.01	*	0.03	0.01	*
EGP / Vater	Referenz											
Inaktiv												
I und II				0.22	0.19		0.32	0.19	.	0.17	0.19	
IIIa-b				0.06	0.22		0.15	0.22		0.01	0.22	
IV				0.14	0.21		0.21	0.22		0.09	0.21	
VI				-0.02	0.19		0.01	0.20		-0.05	0.19	
VIIa-c				-0.07	0.20		-0.12	0.20		-0.10	0.20	
Arb. / Pen.				-0.28	0.20		-0.43	0.21	*	-0.29	0.20	
EGP / Mutter	Referenz											
Inaktiv												
I und II				0.29	0.12	*	0.42	0.12	**	0.31	0.12	**
IIIa-b				0.04	0.09		0.16	0.10	.	0.07	0.09	
IV				-0.07	0.17		0.09	0.17		-0.04	0.17	
VI				0.05	0.20		0.14	0.20		0.09	0.20	
VIIa-c				-0.16	0.10		-0.08	0.11		-0.13	0.11	
Arb. / Pen.				-0.25	0.13	*	-0.37	0.13	**	-0.25	0.13	.
Einkommensposition	Referenz											
Eltern	Referenz											
Position 1												
Position 2				0.02	0.16					0.00	0.16	
Position 3				0.21	0.15					0.21	0.15	
Position 4				0.36	0.14	**				0.37	0.14	**
Position 5				0.43	0.14	**				0.48	0.14	**
Eltern / Mietwohnung				-0.37	0.08	***				-0.35	0.08	***
Stichprobenverz.				0.02	0.00	***				0.02	0.00	***
Kohorten / Kinder	Referenz											
Kohorten 1930-1960	Referenz											
Kohorten 1961-1970				1.57	0.16	***				1.63	0.16	***
Kohorten 1971-1980				1.91	0.17	***				1.95	0.16	***
Kohorten 1981-1991				1.60	0.17	***				1.65	0.17	***
Ostdeutscher				-0.71	0.34	***				-0.61	0.34	*
Einwanderer				-0.11	0.15					-0.09	0.15	

schulabschluss signifikant. Gleichzeitig weisen die Kinder von Müttern in den höheren Berufsklassen im Vergleich mit nichterwerbstätigen Müttern signifikant höhere Bildungsabschlüsse auf. Die finanzielle Lage von Familien zeigt ebenfalls einen signifikanten positiven Zusammenhang, wobei nicht nur das Haushaltseinkommen, sondern auch das Wohneigentum beachtet werden sollte. Ein Vergleich der Regressionskoeffizienten der Kinderzahl der Mutter und der Geburtenfolge zwischen Modell 1 und 2 legt nahe, dass die Berufsklasse der Eltern mit der Familiengröße interagiert. Die Koeffizienten der Bildungsabschlüsse der Eltern im Modell 2 sind hingegen signifikant und ähnlicher Größenordnung als im Modell 1, auch wenn eine von der Kinderzahl der Mutter abhängige Varianzstruktur berücksichtigt wird. In Modell 3 wird im Vergleich mit Modell 1 die Assoziation zwischen der Kinderzahl der Mutter und dem Bildungsniveau der Kinder fast halbiert, und ist jetzt nur auf dem 0.05-Niveau signifikant, wenn die Geburtenfolge kontrolliert wird. Die in Abschnitt 4.2 angesprochene Bildungsexpansion spiegelt sich an den Dummyvariablen der Kohorten und des Geschlechts wider: Jüngere Kohorten, und insbesondere Frauen, weisen ein höheres Bildungsniveau als ältere Kohorten auf. Wie den Modellen 3 und 4 zu entnehmen ist, besitzen Einzel- und erste Kinder ein höheres Bildungsniveau als weitere Kinder. Bemerkenswerterweise ist die Fertilität der Mutter in Modell 4 sogar nicht mehr signifikant, wenn das Haushaltseinkommen, Wohneigentum und Kohorten der Kinder kontrolliert werden. Diese Ergebnisse können anhand von Abbildung 6.3 näher untersucht werden. Wenn nur die Fertilität der Mutter berücksichtigt wird, ergeben sich die kumulierten Anteile je Bildungsabschluss für eine bestimmte Familiengröße (Abbildung 6.3). Wird aber die Geburtenfolge berücksichtigt, erhält man die Anteile jedes Kindes an den entsprechenden Abschlüssen. So sind Einzel- und erste Kinder in den höheren Bildungsabschlüssen zum Teil unabhängig von der Kinderzahl der Mutter überrepräsentiert. Wenn das Haushaltseinkommen der Eltern und die Geburtenfolge in Modell 4 kontrolliert werden, ist die Kinderzahl der Mutter von daher nicht mehr signifikant, denn Einzelkinder sind vor allem in Familien höherer Einkommenspositionen zu treffen. Dagegen bleibt der Regressionsparameter der Geburtenfolge stark signifikant, weil sie und das Bildungsniveau über alle Einkommenspositionen und über alle Familiengrößen statistisch voneinander abhängen. Im Zusammenhang mit der Erwerbstätigkeit der Mütter (Abbildung 5.4) und den Anteilen der Kinderzahl je Haushaltseinkommensposition (Abbildung 5.14) implizieren die Ergebnisse des Modells 4, dass insbesondere zweite und weitere männliche Kinder in den Einkommenspositionen 1 bis 3, deren Mütter niedrigere Arbeitsmarktbeteiligungsquoten aufweisen, im Durchschnitt signifikant niedrigere Bildungsabschlüsse besitzen. Es muss allerdings beachtet werden, dass die zugrunde liegende Stichprobe relativ jung ist, und deshalb aufgrund der Bildungsexpansion einen niedrigen Anteil von Hauptschulabsolventen aufweist. Da aber die relativen Bildungsunterschiede zwischen Geschwistern den Schwerpunkt der Analyse bilden, ergibt sich, dass ein starker Zusammenhang zwischen Bildung und sozialer Herkunft trotz der Erhöhung des allgemeinen Bildungsniveaus der Stichprobe bestehen bleibt.

Die Ergebnisse der vorherigen stochastischen Modelle scheinen im Allgemeinen, die Hypothesen 3.6.1 und 3.6.2 der Theorie der Haushaltsökonomie zu bestätigen, insofern die Regressionskoeffizienten der Kinderzahl der Mutter negativ und signifikant sind. Darüber hinaus haben Kinder aus kleineren Familien, in denen Eltern (insbesondere der Vater) höhere Bildungsabschlüsse und hohes Einkommen aufweisen, ein überdurchschnittliches Bildungsniveau und damit eine im Beckerschen Sinne höhere Qualität. Die stabilen, stark signifikanten Parameter der Geburten-

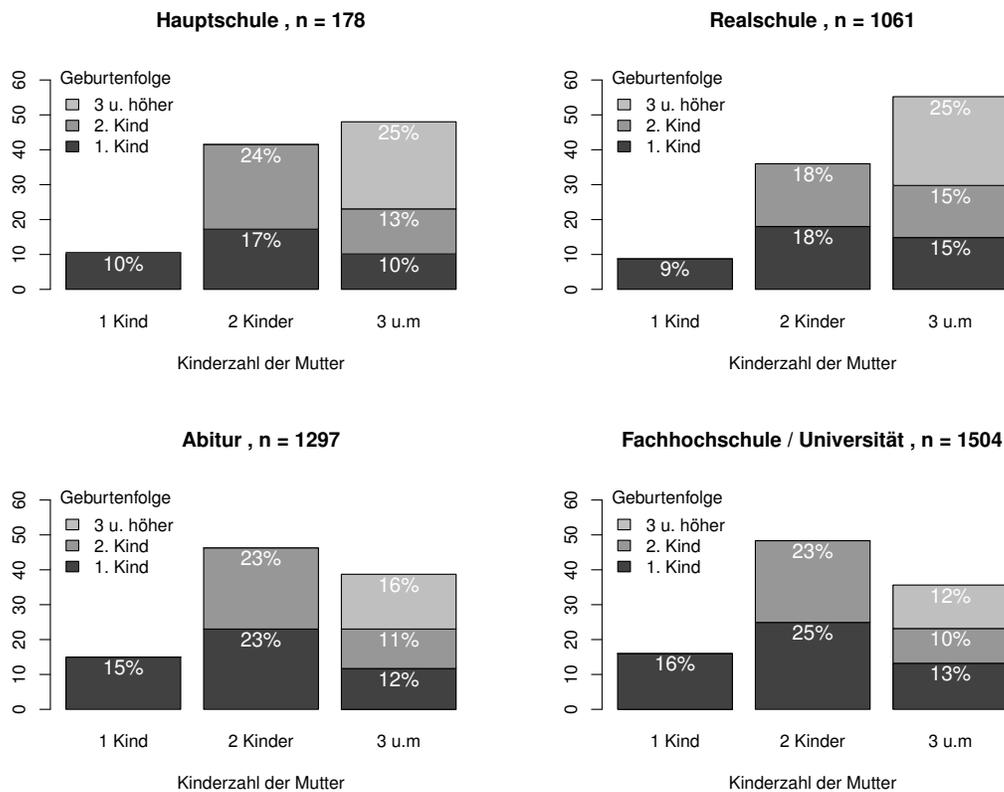


Abbildung 6.3.: Gewichtete Anteile der Bildungsabschlüsse von Kindern nach Geburtenfolge und Fertilität der Mutter für die Stichprobe der statistischen Modelle in Tabelle 6.13. *n*: Befragungspersonen je Bildungsabschluss. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

folge deuten aber auf eine Geschwisterkonkurrenz oder zumindest auf eine ungleiche Verteilung von Ressourcen innerhalb von Familien im Sinne der Theorie der Lebensgeschichte hin. Erste Kinder können demgemäß einen ressourcenabhängigen Vorteil gegenüber ihren später geborenen Geschwister haben. Ein Vergleich zwischen Modell 3 und 4 weist darauf hin, dass es kein vom Bildungsniveau und Einkommen der Eltern unabhängiges Quantität-Qualitäts-Problem gibt, wie die Haushaltsökonomie annimmt¹⁶. Nach der Theorie der Haushaltsökonomie würde man statt dieses systematischen Bildungsgradienten zwischen Geschwistern erwarten, dass jedes Kind aus großen Familien einen niedrigen Bildungsabschluss aufweist. Das Bildungsgefälle zwischen ersten und weiteren Kindern weist aber darauf hin, dass höhere Kinderzahlen eher mit einer Verknappung verfügbarer Familienressourcen *nach* der Geburt zusätzlicher Kinder als mit einem Austausch zwischen Quantität und Qualität *vor* der Geburt von Kindern ver-

¹⁶ In diesem Sinne argumentieren Angrist und Mitarbeiter in ihrer Studie mit Daten aus Israel: „The fact that people raised in large families end up with less schooling than those raised in smaller families need not be due to family size per se. Rather, this correlation may simply reflect differences in parental education, earnings potential, or other potentially unobserved factors that affect both fertility and the home environment“ (Angrist et al. 2005: 2).

bunden sind¹⁷. Es ist viel plausibler, auch angesichts anderer empirischer Studien für Deutschland (Schneider 2004; Hovestadt/Stegelmann 2007; Kratzmann/Schneider 2009; Überblick in Maaz et al. 2010), anzunehmen, dass niedrige Bildungsabschlüsse und niedriges Einkommen der Eltern mit einem niedrigen Bildungsniveau ihrer Kinder (insbesondere zweiter und weiterer Kinder) zusammenhängen. Da aber das Haushaltseinkommen vor allem durch eine niedrigere Erwerbsbeteiligung der Mutter beeinflusst wird, verstärkt sich die Korrelation zwischen Familiengröße und Erwerbstätigkeit der Mütter, wie den stabilen und signifikanten Parametern der ersten EGP-Berufsklasse bei den Müttern in den Modellen 2 bis 4 in Tabelle 6.13 zu entnehmen ist. Vor allem wenn man anhand von Abbildungen 5.1 und 5.2 berücksichtigt, dass sich größere Haushalte nicht auf eine einzige Haushaltseinkommensposition konzentrieren, ist eher davon auszugehen, dass nicht die Kinderzahl an sich, sondern die sozioökonomischen Eigenschaften der Eltern in Zusammenhang mit der Familiengröße eine Schlüsselrolle spielen¹⁸. Es lässt sich daraus schlussfolgern, dass die Konzentration von Ressourcen in Familien mit nur einem Kind *ceteris paribus* mit erhöhten Bildungschancen von Einzelkindern, die Verknappung von Ressourcen in den Haushalten von Alleinerziehenden oder von Geschiedenen hingegen mit unterdurchschnittlichen Bildungsabschlüssen der Kinder einhergeht (siehe dazu die Ergebnisse der Clusteranalyse in Tabelle 4.5).

Der Mechanismus des Zusammenhangs zwischen Bildungsniveau der Kinder und sozialer Herkunft kann anhand der Boudonschen Theorie von primären und sekundären Effekten analysiert werden (Boudon 1973; Goldthorpe 1996). Diese Theorie sagt im Allgemeinen aus, dass das Bildungsniveau und die Berufsklasse der Eltern einen positiven Effekt auf das Bildungsniveau der Kinder haben, da nicht nur schulische Leistungen, sondern auch Bildungsaspirationen (oder der wahrgenommene Nutzen von Bildung) positiv im Rahmen der familialen Sozialisation beeinflusst werden¹⁹. In Deutschland weist beispielsweise die Studie von S. Schindler und D. Reimer mit Daten des Hochschul-Informations-Systems (HIS) der Jahre von 1983 bis 1999 über die Effekte sozialer Herkunft auf Bildung darauf hin, dass die Berufsklassen der Eltern tatsächlich eine wesentliche Rolle nicht nur für das schulische Leistungsniveau (Primäreffekte), sondern für die Bildungsentscheidungen und die wahrgenommene Bedeutung der verschiedenen Bildungswege (Sekundäreffekte) spielen (Schindler/Reimer 2010: insb. Tabellen 2 und 5 dort). Insbesondere im deutschen Bildungssystem verstärken sich diese Effekte, da die Bildungswege von Kindern sehr früh an den sogenannten „Gelenkstellen von Bildungsverläufen“ differenziert werden (Maaz

17 In Bezug auf Familiengröße und sozioökonomischen Erfolg von Kindern fasst beispielsweise J. Blake ihre umfangreiche Studie in den USA folgendermaßen zusammen: „Why is number of siblings assumed to have negative effects on child and adult achievement outcomes? Our main hypothesis is that this effect occurs because of a dilution of familial resources available to children in large families, and a concentration of such resources in small ones [...] Paramount among the divisible resources are the parents' time, emotional and physical energy, attention, and ability to interact with children as individuals“ (Blake 1989: 10-11; vgl. auch in diesem Sinne Blau/Duncan 1967: 302).

18 Man beachte, dass der Anteil der Haushalte von Männern mit drei und mehr Kindern zwischen 1984 und 2008 im Durchschnitt in den Haushaltseinkommenspositionen 1, 2 und 3, 4 und 5 etwa 4,9%, 7,2%, 5,6% bzw. 5% betrug. Bei Frauen ergeben sich für dieselbe Periode etwa 5,8%, 8,48%, 7% bzw. 6%.

19 Die Sekundäreffekte sind eigentlich auf Referenzpunktabhängigkeit zurückzuführen: „Pour chaque position sociale, les combinaisons des risque, de coût, de bénéfice attachés aux alternatives permet d'ordonner les utilités de ces combinaisons“ (Boudon 1973: 67).

et al. 2010)²⁰. In diesem Sinne hat die Studie von C. Gresch und Mitarbeitern (2010) geschätzt, dass SchülerInnen mit Gymnasialempfehlung etwa eine 48-mal so hohe Chance auf das Gymnasium zu wechseln haben als SchülerInnen, die keine Empfehlung bekommen hatten²¹. Da der zukünftige Bildungsverlauf von Kindern schon an dieser Stelle teilweise wegen der starken Irreversibilität des Lebensverlaufs festgelegt wird, befindet sich hier eine starke Verbindung zwischen sozialer Herkunft von Kindern und deren Bildungsniveau.

Wie in den nächsten Abschnitten allerdings noch gezeigt wird, hängen weitere Indikatoren der Qualität von Kindern in der Regel weder von der Fertilität der Mutter noch von der Geburtenfolge statistisch signifikant ab. Zu beachten ist an dieser Stelle, dass ein Quantität-Qualitäts-Problem im Beckerschen Sinne vor allem in solchen Ländern auftreten wird, wo Eltern die Bildung ihrer Kinder finanzieren müssen, denn für Haushalte mit niedrigem Einkommen stellt eine Fertilitätsabnahme die wichtigste Strategie zur Erhöhung des verfügbaren Einkommens dar. Da Bildung in China hauptsächlich von den Eltern finanziert wird, scheint die Studie von Li und Mitarbeitern mit chinesischen Zensusdaten beispielsweise diese These zu belegen (Li et al. 2008). Anhand von Instrumentalvariablenregressionen stellten sie negative Korrelationen zwischen Kinderzahl der Mutter und Bildungsniveau der Kinder fest. Kontrolliert man aber den Bildungsabschluss der Eltern, gilt der negative Zusammenhang nur für Eltern mit niedrigem Bildungsabschluss (s. Tabelle 6 in Li et al. 2008). Daraus folgt, dass die negative Korrelation zwischen Fertilität und Bildungsniveau der Kinder eher indirekt zu interpretieren ist und das Ergebnis einer sogenannten bindenden Budgetbedingung sein kann, d.h. das Nutzenfunktionsmaximum kann nicht für ein gegebenes Einkommensniveau erreicht werden (siehe Jehle/Reny 2001: 499). In solchen Ländern, wo Bildung überwiegend staatlich finanziert wird, und das verfügbare Pro-Kopf-Einkommen hoch ist, sind hingegen keine negative Zusammenhänge zwischen Fertilität und weiteren Indikatoren der Qualität von Kindern zu erwarten. Die Studien von Black 2005 für Norwegen und von Angrist 2005 für Israel weisen in diese Richtung.

Die Ergebnisse der Modelle in Tabelle 6.13 können dagegen leichter durch Berücksichtigung der Hypothese 3.6.4 und der Nutzenfunktion der Prospekttheorie (PT-Nutzenfunktion) interpretiert werden. Einerseits wird davon ausgegangen, dass die sozioökonomische Lage der Eltern ein Referenzpunkt zur Beurteilung des Nutzens von Bildung ist, wobei sich eine Art Bildungskontinuität zwischen Eltern und Kindern ergibt. Gewissermaßen kann man die Ergebnisse der linearen Modelle eher als einen Status-Quo-Erhaltungs-Prozess betrachten, wobei Einkommens- und Fertilitätsunterschiede die Mechanismen der sozialen Differenzierung verstärken. Dies kann anhand des Entscheidungsbaums in Abbildung 1.1 verdeutlicht werden. Für eine gegebene sozioökonomische Lage der Eltern wären Kosten und wahrgenommener Nutzen der verschiedenen Bildungswege charakteristisch. Wenn man darüber hinaus beachtet, dass nicht nur das verfügbare Einkommen, sondern auch die Verteilung der familialen Ressourcen zwischen den Familienmitgliedern die Investitionen der Eltern begrenzen, können Einkommensunterschiede in Bildungsunterschiede umgesetzt werden, ohne dass dabei Eltern a priori ein vorgegebenes Bildungsniveau ihrer Kinder festlegen müssen. Es muss aber hier anhand der Risikobedingungen

20 In Bezug auf Migrationserfahrung lässt sich beispielsweise erkennen, dass Kinder mit Migrationshintergrund in Westdeutschland eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, die Hauptschule zu besuchen als andere Gruppen (vgl. etwa Bildungsbericht 2010; Datenreport 2010: Kap. 3; Lüdemann/Schwerdt 2010: 18).

21 Diese Studie verwendete Daten aus solchen Bundesländern, in denen die Übergangsempfehlung erst nach der 4. Klasse erteilt wird. Insgesamt nahmen 5183 SchülerInnen an der Studie teil.

einer bestimmten sozioökonomischen Lage berücksichtigt werden, dass ein höheres Bildungsniveau nicht unbedingt die beste Alternative sein muss. Dies gilt insbesondere für das duale Ausbildungssystem in Deutschland, das nicht nur kürzere Bildungszeiten, sondern auch einen schnelleren Übergang in den Arbeitsmarkt ermöglichen kann (vgl. etwa Gangl 2003; Leszczensky et al. 2011: 53ff.; Bildungsbericht 2010: 111ff.). Gerade für relativ große Familien könnte das duale Ausbildungssystem eine bessere Alternative sein, auch wenn sie mit einem niedrigeren formalen Bildungsniveau einhergeht. Dass diese lagespezifische Referenzabhängigkeit bezüglich der Bildungswege sehr wichtige Folgen für die berufliche Positionen von Kindern hat, wird in den nächsten Abschnitten anhand der Analyse der Berufsklasse und des Erwerbseinkommens von Kindern näher diskutiert.

6.2.2. EGP-Berufsklasse von Kindern

Die stochastischen Modelle des vorherigen Abschnittes haben darauf hingewiesen, dass die Investitionen in Bildung nicht direkt von der Fertilität der Mutter abhängen, sondern auch vom Bildungsniveau der Eltern, deren EGP-Berufsklasse und ihrem Einkommensniveau. Es bietet sich an dieser Stelle die weitere Überprüfung der Hypothesen 3.6.1 bis 3.6.4 an. Diesmal wird die Qualität von Kindern mit der Variable EGP-Berufsklasse untersucht. Zu diesem Zweck werden vier kumulierte Probit-Mixed-Modelle (für jedes Geschlecht zwei) geschätzt, die in Abschnitt C.2.2.1 näher beschrieben werden. Die Regressionsparameter jedes Modells und deren Anpassungsmaße werden in Tabelle 6.14 bzw. D.11 dargelegt. Um das kumulierte Probit-Modell überhaupt verwenden zu können, muss angenommen werden, dass die EGP-Klassen einer hierarchischen (geordneten) Struktur entsprechen. Obwohl das EGP-Berufsschema nicht unbedingt als vertikales Statusschema konzipiert worden ist, können die jeder Berufsklasse spezifischen fachlichen Qualifikationen, Kontrollbefugnisse und Besoldungsstufen als eine Art Hierarchie aufgefasst werden. Erikson, Goldthorpe und Portocarrero betrachten das EGP-Berufsschema in diesem Fall als eine Art „scale of general desirability“ (Erikson et al. 1979: 416; vgl. Goldthorpe 1996: 486)²². Die abhängige Variable des kumulierten Mixed-Modells wird also durch die EGP-Berufsklassen plus die zwei zusätzliche Kategorien „Arbeitslos“ und „Inaktiv“ gebildet, welche der vorletzten bzw. der letzten Kategorie entsprechen. Diese Anordnung der Kategorien impliziert eine Statushierarchie in Bezug auf Arbeitsmarktbeteiligung und Berufsposition. So signalisiert der Zustand Arbeitslosigkeit eine höhere Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit als der Zustand der Nichterwerbstätigkeit, denn Nichterwerbstätige stehen im Grunde genommen nicht dem Arbeitsmarkt zur Verfügung, auch wenn die Entscheidung dafür freiwillig getroffen wird.

Gemäß den Erläuterungen in Abschnitt C.2.2.1 wird mit den kumulierten Random-Probit-Modellen die Wahrscheinlichkeit dafür geschätzt, dass man sich in einer bestimmten Berufsklasse befindet. Die Random-Effekts-Struktur ist in diesen Modellen diesmal zweistufig. Die Beobachtungen von Kindern werden in Familien eingebettet, so dass hier die Varianz geschätzt wird, die auf familien- bzw. individuenspezifische unbeobachtete Eigenschaften zurückzuführen ist. Die

²² Eine andere Möglichkeit zur multivariaten statistischen Analyse der Berufsklassen wäre das Multinomial-Logit-Modell. Aber die (starke) Annahme von irrelevanten Alternativen bei dem Multinomial-Logit-Modell in Bezug auf die Berufswahl wurde durch den Hausman-Test für ein Modell mit dem Alter als einziger Kovariate verworfen ($p < 0.001$). Vgl. Greene 2000: Absch. 19.7 zum Multinomial-Logit-Modell und Hausman-Test.

Likelihood-Ratio-Tests zur Überprüfung der Aufnahme von Random-Effekten waren für alle Modelle mit $p < 0.001$ signifikant, wobei ein Modell ohne Kovariaten und ohne Random-Effekte mit dem jeweiligen Modell verglichen worden ist. Um mit größeren Stichproben die Modelle schätzen zu können, wurden Befragungspersonen (die SOEP-Kinder) zwischen 28 und 60 Jahren in der Periode 1984-2008 betrachtet. Familienbezogene unabhängige Variablen sind das Bildungsniveau in Jahren jedes Elternteils, die Haushaltseinkommensposition, das Wohnungseigentum, die engtütige Kinderzahl der Mutter und die EGP-Berufsklassen der Eltern. Um eine sparsamere Modellformulierung erhalten zu können, wird die EGP-Variable der Eltern in eine neue Variable mit den Kategorien: „Inaktiv“ (Nichterwerbstätige und Pensionierte), „Dienstklassen“ (Klassen I bis IV) und „Sonstige“ (Klassen IV-VII) transformiert. Die unabhängigen Variablen der Kinder sind das Alter, das Bildungsniveau in der CASMIN-Klassifikation, die Kohorte, der Familienstand (ohne Partner, verheiratet, oder in nichtehelicher Lebensgemeinschaft lebend), die Geburtenfolge und die Kontrollvariable für die SOEP-Teilnahme. Darüber hinaus wurde eine Dummy-Variable eingeführt, welche den Wert null annimmt, falls Eltern und Kindern einen gemeinsamen Haushalt bilden, und eins im anderen Fall. Damit soll der Auszug aus dem elterlichen Haushalt kontrolliert werden²³.

Bei der Interpretation der geschätzten Parameter der kumulierten Probit-Modelle in Tabelle 6.14 muss aber beachtet werden, dass der Einfluss jeder Variable nicht unbedingt eindeutig ist (vgl. Greene 2000: 875ff.). Im Allgemeinen bedeuten positive oder negative Regressionskoeffizienten allerdings eine Verschiebung von Wahrscheinlichkeitsmasse nach rechts bzw. links. Um die Diskussion der Ergebnisse in Tabelle 6.14 zu vereinfachen, werden in Abbildungen 6.4 und 6.5 die Abweichungen der geschätzten Wahrscheinlichkeiten in Bezug auf die familienspezifischen Random-Effekte auf dem 5%-Quantil nach Bildungsgrad gezeigt²⁴. In diesen Abbildungen werden die geschätzten Wahrscheinlichkeiten der Berufsklassen nach Bildungsabschluss der Befragungspersonen aus den Modellen 2 und 4 dargestellt. Positivere oder negativere Parameter verschieben die entsprechenden Kurven nach rechts bzw. nach links. Erwartungsgemäß sind die Regressionsparameter der Fertilität der Mutter und des Bildungsniveaus der Eltern in den Modellen 1 und 3 in Tabelle 6.14 positiv stark signifikant. Werden aber für beide Geschlechter die Modelle 2 und 4, in denen die Schlusabschlüsse der Kinder kontrolliert werden, mit den Modellen 1 bzw. 3 verglichen, treten geschlechtsspezifische Korrelationen zwischen der Fertilität der Mutter und der Berufsklasse ihrer Kinder auf. Während bei Männern die Korrelation zwischen Fertilität der Mutter und Berufsklasse durch das Bildungsniveau vollständig wiedergegeben wird, besteht bei den Töchtern immer noch eine signifikant positive Abhängigkeit. In diesem Fall lässt sich also vermuten, dass die Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen nicht nur durch das Bildungsniveau, sondern auch durch die Größe ihrer Herkunftsfamilie beeinflusst werden kann. Da Erwerbsunterbrechungen im beruflichen Verlauf von Frauen insbesondere durch Kinderbetreuung bedingt werden, könnte dieses Ergebnis wiederum darauf zurückgeführt werden, dass höhere Kinderzahlen der Mutter eventuell positiv die Fertilität der Töchter aufgrund familialer Sozialisationsprozesse beeinflussen. Beispielsweise fanden L. Juang und K. Silbereisen mit Daten der Shell Jugend-Studie 1991 und 1996 heraus, dass bei jungen Erwachsenen familienorientierte

²³ Man beachte, dass es sich um verschiedene Haushalte und nicht unbedingt um verschiedene Wohnungen handelt (siehe die Definitionen und Literaturangaben in Abschnitt 2.3.1).

²⁴ Es wurde der 5%-Quantil gewählt, um die Bildungsunterschiede deutlicher betonen zu können.

Übergänge im Lebensverlauf positiv durch eine höhere Zahl von Geschwistern beeinflusst werden²⁵ (Juang/Silbereisen 2001: 169). Dies wird ebenfalls durch den signifikanten Parameter der dritten Haushaltseinkommensposition der Eltern in Modellen 3 und 4 unterstützt, denn relativ große Familien konzentrieren sich in den Positionen des mittleren Einkommens (siehe Abbildung 5.14).

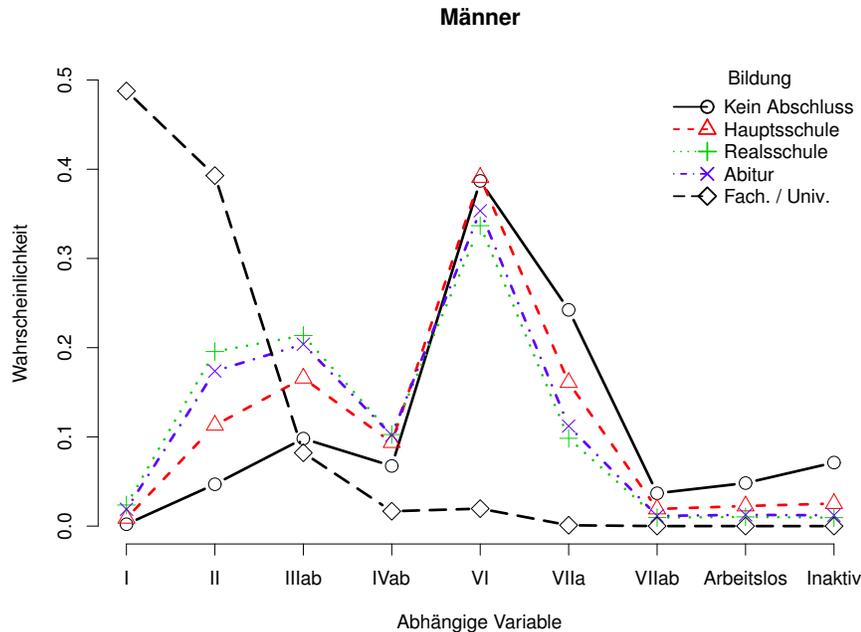


Abbildung 6.4.: 5%-Quantil der familienspezifischen Random-Effekte in Bezug auf die geschätzten Wahrscheinlichkeiten des kumulierten Probit-Modells von Söhnen in Tabelle 6.14. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Wenn die Zusammenhänge zwischen Bildung und Berufsklasse für beide Geschlechter in den Modellen 2 und 4 und Abbildung 6.4 bzw. 6.5 betrachtet werden, ist klar, dass die Bildungsabschlüsse von Kindern hinsichtlich ihrer Berufsklasse eine Schlüsselrolle spielen²⁶. Ein höherer Bildungsabschluss geht mit einer größeren Wahrscheinlichkeit einher, dass sich Respondenten in den oberen Dienstklassen befinden²⁷. Man beachte, dass die Geburtenfolge, die negativ mit

²⁵ Evidenz für die USA z.B. in Baumeister 2000: 355ff.

²⁶ Dieses Ergebnis stimmt im Grunde genommen mit der Analyse der Entwicklung der absoluten (aber nicht relativen) Bildungsrenditen von J. Schierer (2006) auch mit SOEP-Daten überein. Obwohl der Autor die Übergänge zwischen CASMIN-Bildungsabschlüssen und EGP-Berufsklassen untersucht, findet er anhand linearer Regressionen mit Trendindikator (für die erwerbstätigen Befragungspersonen) heraus, dass zwischen 1984 und 2000 eher eine Aufwertung akademischer Bildung in Bezug auf absolute berufliche Bildungsrenditen als eine den Wert von Bildung entwertende Bildungsinflation zu konstatieren ist (Schieler 2006: 59ff.).

²⁷ Zu beachten sind hier frühere Studien zu Berufsmobilität in Westdeutschland, die sowohl auf eine Abnahme der sozialen Schließung der oberen Dienstklasse im Längsschnitt als auch auf eine gewisse Kontinuität der Reproduktionsmuster im Querschnitt hingewiesen haben (Hartmann 1998: Tabelle 11 dort; und Müller/Pollak 2004: Tabellen 4.5 und 4.9 dort).

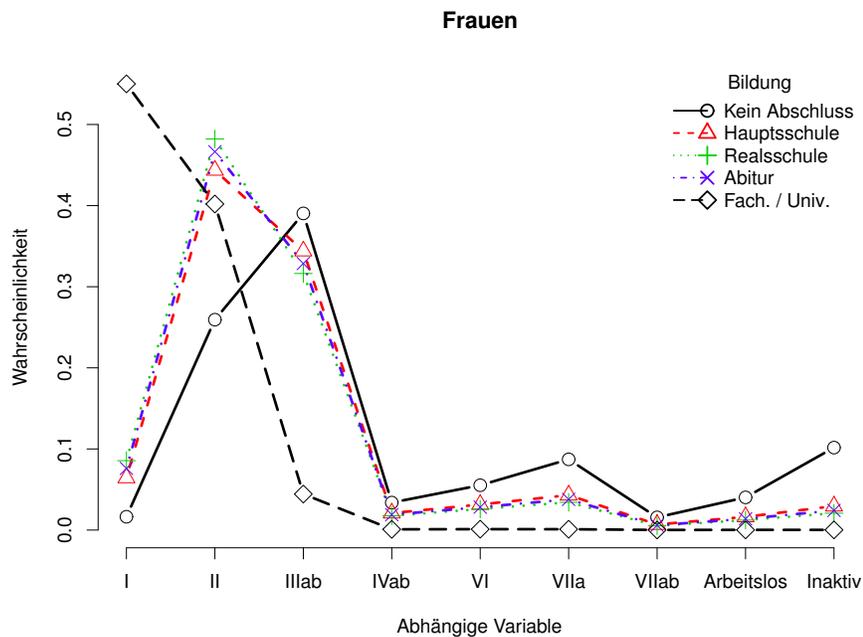


Abbildung 6.5.: 5%-Quantil der familienspezifischen Random-Effekte in Bezug auf die geschätzten Wahrscheinlichkeiten des kumulierten Probit-Modells von Töchtern in Tabelle 6.14. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

dem Bildungsniveau der Kinder zusammenhängt, weder bei Männern noch bei Frauen signifikant ist. Das deutet darauf hin, dass die Ungleichheit zwischen Geschwistern nur durch das Bildungsniveau ausgedrückt wird. Andererseits hat die Haushaltseinkommensposition der Eltern für Männer in den Modellen 1 und 2 eine ähnliche Abhängigkeitsstruktur wie Bildung, wobei ein höheres Einkommen der Eltern mit besseren Chancen einer höheren Berufsklassenposition signifikant und stark zusammenhängt. Bei Frauen sind die Korrelationen zwischen Haushaltseinkommensposition der Eltern und Berufsklasse (abgesehen von dem positiven Zusammenhang mit der dritten Einkommensposition) hingegen praktisch nicht signifikant. Stattdessen sind die Kohortenzusammenhänge bei Frauen teilweise stärker als bei Männern ausgeprägt und wahrscheinlich auf die Erhöhung der Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen der jüngeren Kohorten zurückzuführen (vgl. Abbildung 4.8). Andererseits entspricht der geschlechtsspezifische Zusammenhang zwischen Familienstand und Berufsklasse in den Modellen für Männer und Frauen den deskriptiven Ergebnissen der Clusteranalyse in den Tabellen 4.3 und 4.5, wobei Männer und Frauen in Partnerschaften eine traditionelle Arbeitsteilung aufweisen. Die Abhängigkeitsrelation zwischen Familienstand und Berufsklasse bei Männern ist allerdings direkt durch das Ausziehen aus dem elterlichen Haushalt geprägt, wie den entsprechenden Regressionsparametern in den Modellen 1 und 2 zu entnehmen ist. Verheiratete Frauen weisen sowohl im Modell 3 als auch im Modell 4 dagegen einen positiven Zusammenhang zwischen Berufsklasse und Familienstand auf, auch wenn das Ausziehen aus dem elterlichen Haushalt im Modell 4 kontrolliert wird. Diese

Ergebnisse deuten darauf hin, dass das Ausziehen aus dem elterlichen Haushalt bei Männern ein Schlüsselereignis in ihrem beruflichen Lebenslauf darstellt, während dies bei Frauen die Ehe ist, insofern die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeitsunterbrechung mit der Ehe stark signifikant zunimmt, unabhängig davon, ob sie aus dem elterlichen Haushalt ausgezogen sind oder nicht. Gewissermaßen weisen verheiratete Männer schon eine Art Selektionsvorteil vor der Ehe auf²⁸, der sich möglicherweise im Laufe der Ehe intensivieren, und zu einer deutlichen Erhöhung des Haushaltseinkommens führen kann (vgl. Abschnitt 5.2). Auf der anderen Seite muss auch beachtet werden, dass die Stichprobenverzerrung bei Männern in den Regressionsmodellen in Tabelle 6.14 signifikant ist, und dementsprechend ein Selektionsprozess existiert, wobei je länger die Befragungsperson am SOEP teilnimmt, desto größer die Verschiebung von Wahrscheinlichkeitsmaßen nach links ist. Diese Verzerrung ist allerdings nicht unbedingt auf eine größere Kooperationsbereitschaft gebildeter Männer zur SOEP-Teilnahme zurückzuführen (zur Diskussion Schräpler 2000), denn Feldsituationen bei der Erhebung können auch eine wichtige Rolle insbesondere für junge Erwachsene spielen, wie in Abschnitt A.2 erwähnt worden ist. Es liegt die Vermutung nahe, dass solche Kinder, die am SOEP länger teilnehmen, vergleichsweise bessere Chancen auf dem Arbeitsmarkt haben. Dies würde wiederum die geographische Mobilität beschränken, die letztendlich mit besserer Erreichbarkeit einhergehen kann.

In Bezug auf die Hypothesen 3.6.1 und 3.6.2 spiegelt sich hier zum Teil der Zusammenhang zwischen Fertilität und Bildungsniveau der Kinder wieder. Allerdings treten bei der Berufsklasse der Kinder geschlechtsspezifische Korrelationen auf, welche durch das Familienmodell des männlichen Ernährers geprägt werden. Während bei Männern unter Kontrolle ihres Bildungsniveaus die Fertilität der Mutter und ihre Geburtenfolge statistisch unabhängig von der Berufsklasse sind, ist die Erwerbsbeteiligung von verheirateten Töchtern mit niedrigen Bildungsabschlüssen von der Fertilität der Mutter signifikant abhängig. Dies impliziert, dass die Qualität von Kindern in Bezug auf ihre Stellung in der Berufshierarchie bei Frauen einen direkten und bei Männern einen durch Bildung vermittelten Zusammenhang mit der Fertilität der Mutter aufweist. Im Sinne der Haushaltsökonomie in Gleichung (3.3.9) würde man diese geschlechtsspezifischen Korrelationen als Opportunitätskosten interpretieren, d.h. Mütter mit niedrigen Bildungsabschlüssen würden eine Unterbrechung ihrer Erwerbstätigkeit bevorzugen, denn ihr aufgrund der Kinderbetreuung entgangenes Einkommen würde die Betreuungskosten voraussetzungsgemäß nicht wesentlich übersteigen. Allerdings ist diese Interpretation des Zusammenhangs zwischen Arbeitsmarktbeteiligung von Müttern (und im Allgemeinen von Frauen mit niedrigen Abschlüssen) und Fertilität zweifelhaft. Dies kann beispielsweise anhand der Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bei nichterwerbstätigen Frauen näher untersucht werden.

Im SOEP werden nichterwerbstätige Personen gefragt, wann sie eine Erwerbstätigkeit aufnehmen möchten. Mögliche Antworten lauten: „möglichst sofort“, „innerhalb des kommenden Jahres“, „in 2 bis 5 Jahren“, „erst später, in mehr als 5 Jahren“. In Tabelle 6.15 werden die Präferenzen nichterwerbstätiger Frauen nach Bildungsabschluss für die Erhebungsjahre 2004 bis 2008 dargestellt (keine Doppelzählungen). Damit eine bessere Zellbesetzung erzielt werden kann, wurden die Antwortkategorien „in 2 bis 5 Jahren“ und „erst später“ in einer einzigen

²⁸ In der Literatur werden Vorteile verheirateter Männer auf dem Arbeitsmarkt oft mit dem Begriff „marital premium“ bezeichnet (vgl. etwa Korenman/Neumark 1991 mit Daten aus den USA).

Tabelle 6.14.: Kumuliertes Probit-Mixed-Modell. Abhängige Variable EGP-Berufsklassen. Männer und Frauen im Alter 28-60. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „.“: $p < 0.1$. Westdeutschland. Anpassungsmaße und Fallzahlen in Tabelle D.11. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Männer						Frauen					
	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 4		Modell 3		Modell 4	
	β	Std.		β	Std.		β	Std.		β	Std.	
Interzepte $\theta_{i,j}$												
1—2	-5.34	0.49	***	-4.70	0.46	***	-3.56	0.50	***	-3.08	0.54	***
2—3	-4.20	0.49	***	-3.49	0.46	***	-2.06	0.49	***	-1.54	0.54	**
3—4	-3.64	0.49	***	-2.88	0.46	***	-1.06	0.49	*	-0.52	0.54	
4—5	-3.40	0.49	***	-2.63	0.46	**	-0.97	0.49	*	-0.42	0.54	
5—6	-2.41	0.49	***	-1.58	0.46	*	-0.80	0.49	.	-0.25	0.54	
6—7	-1.69	0.49	***	-0.82	0.46		-0.49	0.49		0.06	0.54	
7—8	-1.54	0.49	***	-0.66	0.46		-0.42	0.49		0.13	0.54	
8—9	-1.27	0.49	**	-0.37	0.46		-0.22	0.49		0.33	0.54	
Alter	-0.05	0.01	***	-0.03	0.01	***	-0.04	0.01	***	-0.03	0.01	***
Bildung												
Ohne Abschluss						Referenz						
Hauptschule				-0.49	0.20	*				-0.62	0.29	*
Realschule				-0.88	0.22	***				-0.77	0.29	**
Abitur				-0.79	0.22	***				-0.70	0.30	*
Fach. / Univ.				-2.83	0.23	***				-2.26	0.31	***
Kinderzahl / Mutter	0.13	0.05	**	0.00	0.02		0.12	0.04	**	0.12	0.05	*
EGP-Vater												
Inaktiv / Pension.						Referenz						
Dienstklassen	0.27	0.07	***	0.35	0.08	***	-0.04	0.09		-0.02	0.09	
Sonstige	0.06	0.07		0.10	0.07		0.20	0.08	*	0.20	0.08	*
EGP-Mutter												
Inaktiv / Pension.						Referenz						
Dienstklassen	0.02	0.07		0.02	0.07		-0.03	0.09		0.06	0.09	
Sonstige	0.08	0.08		0.10	0.08		0.10	0.10		0.10	0.10	
Bildung / Vater	-0.07	0.02	**	0.04	0.02		-0.05	0.02	*	0.01	0.02	
Bildung / Mutter	-0.06	0.03	*	-0.02	0.03		0.01	0.03		0.06	0.03	*
Einkommensposition der Eltern												
Position 1						Referenz						
Position 2	-0.05	0.07		-0.11	0.07		0.05	0.09		0.05	0.09	
Position 3	-0.21	0.08	**	-0.28	0.08	***	0.19	0.09	*	0.22	0.09	*
Position 4	-0.19	0.07	**	-0.25	0.07	***	0.05	0.08		0.04	0.09	
Position 5	-0.34	0.08	***	-0.47	0.08	***	-0.07	0.09		-0.09	0.09	
Eltern / Mietwohnung	0.13	0.09		0.03	0.09		0.22	0.10	*	0.08	0.09	
Respondent ist ...												
1. Kind						Referenz						
2. Kind				-0.05	0.10					-0.08	0.11	
3. od. höher				0.09	0.20					0.07	0.17	
Stichprobenverz.	-0.02	0.01	*	-0.01	0.01	.	0.01	0.01		0.01	0.01	
Kohorte 1961-1970	-0.38	0.17	*	-0.30	0.15	.	-0.66	0.20	**	-0.62	0.19	**
Kohorte 1971-1980	-0.38	0.18	*	-0.21	0.17		-0.49	0.21	*	-0.31	0.19	
Verheiratet	-0.46	0.07	***	-0.11	0.07		0.81	0.07	***	0.86	0.08	***
Lebensgem.	-0.32	0.07	***	-0.02	0.06		-0.15	0.09	.	-0.11	0.10	
Ausgezogen / ja				-0.56	0.07	***				-0.04	0.10	

Kategorie („> 2 Jahre“) zusammengefasst. Aus demselben Grund wurden Frauen mit Abitur, Fachhochschul- und Universitätsabschluss zusammengefasst. Die gewichteten Prozentanteile beziehen sich auf die Marginalsummen der Zeilen des jeweiligen Bildungsabschlusses. Auf der letzten Zeile sind die Gesamtanteile der Antworten von Frauen angegebener Bildungsabschlüsse dargestellt. Nach der Opportunitätskosten-These sollten gerade nichterwerbstätige Frauen mit höheren Abschlüssen die höchste Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit aufweisen. Nach Tabelle 6.15 ist dennoch die Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit von nichterwerbstätigen Frauen mit Hauptschulabschluss sowohl in Haushalten ohne Kinder als auch mit einem oder zwei Kindern am höchsten. Dies gilt nicht nur in Bezug auf die Kinder im Haushalt, sondern auch für die Gesamtanteile (vorletzte Zeile in Tabelle 6.15), bei denen die Bereitschaft zur Aufnahme einer Tätigkeit nur nach dem Bildungsabschluss betrachtet wird. Allerdings muss man berücksichtigen, dass bei Frauen ohne Kindern und mit Abitur oder Hochschulabschluss auch weitere Qualifikationsstufen mitverantwortlich für eine Nichterwerbstätigkeit sein können (etwa Masterstudiengänge oder ähnliche Weiterqualifizierungsangebote). Insgesamt aber wird eine negative Korrelation zwischen Erwerbstätigkeitsbereitschaft und Anzahl der Kinder im Haushalt nachgewiesen²⁹, wobei gilt, dass je größer der Haushalt, desto häufiger auf eine Erwerbstätigkeit in den nächsten zwei oder mehr Jahren verzichtet wird. Sogar die Gesamtanteile weisen auf eine etwas höhere Bereitschaft zur Nichterwerbstätigkeit mit zunehmenden Bildungsabschluss hin. Da der Hauptschulabschluss mit einer kürzeren Ausbildungszeit einhergeht, kann die höhere Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bei den Frauen dieses Abschlusses ceteris paribus auf einen höheren Druck zum Ausgleich fehlender Einkommensverluste im Haushalt bzw. auf eine ungünstigere Position auf dem Arbeitsmarkt zurückgeführt werden.

Tabelle 6.15.: Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bei nichterwerbstätigen Frauen zwischen 2004 und 2008 nach Bildungsabschluss und Anzahl der Kinder im Haushalt. Keine Doppelzählungen. Gewichtete Anteile in Prozent. Frauen im Alter zwischen 20 und 50 Jahren. n = 1146. Differenz zu 100% durch Rundung. Westdeutschland. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Kinder im Haushalt	Hauptschule			Realschule			Abi., Fach. und Univ.		
	Sofort	< 1 Jahr	> 2 Jahre	Sofort	< 1 Jahr	> 2 Jahre	Sofort	< 1 Jahr	> 2 Jahre
Keine Kinder	61	20	19	54	25	21	30	21	49
1 Kind	44	23	33	27	25	48	21	28	51
2 Kinder	24	16	60	27	16	57	12	20	68
3 und mehr	24	30	46	18	23	59	30	19	51
Gesamtanteile									
Bereitschaft	15	7	12	12	8	15	7	7	17
Nichterwerbs.		34			35			31	

Diese Ergebnisse stimmen mit den Befunden der Studie über Erziehungsurlaub von N. Schneider und H. Ross (1998) mit Daten des Bamberger-Ehepaar-Panels für Westdeutschland im Allgemeinen überein. In dieser Studie wurden 520 Mütter nach ihren Gründen befragt, warum sie Erziehungsurlaub genommen haben. Finanzielle oder erwerbseinkommensbezogene Gründe

²⁹ Man beachte, dass Akademikerinnen seltener drei und mehr Kinder haben. Siehe Abbildung 5.5.

spielten dabei eine nebengeordnete Rolle. Aus einer Liste mit 14 möglichen Gründen wurden folgende am häufigsten benannt: (i) „Ich wollte ganz für das Kind da sein.“ (70%); (ii) „Ich will nicht berufstätig sein, solange mein Kind klein ist.“ (67%); (iii) „Es war für mich selbstverständlich, dass ich zu Hause bleibe, wenn ein Kind kommt.“ (63%); (iv) „Um mein Kind stillen zu können.“ (60%); (v) „Finanzielle Gründe: ich verdiene weniger.“ (33%) (Schneider/Rost 1998: 221). In Bezug auf Schulbildung gaben Frauen mit Abitur deutlich häufiger an (90%), Erziehungsurlaub aufgrund des Stillens genommen zu haben. Dagegen dominiert bei Hauptschulabsolventinnen die Vorstellung der traditionellen Mutterrolle (89%). Aber auf das Einkommen von Ehefrauen bezogen konstatierten die Autoren:

„In jeder vierten Ehe unserer Stichprobe hat zum Zeitpunkt der Geburt die Frau mehr oder gleichviel verdient wie ihr Mann. Dennoch haben die meisten dieser Frauen Erziehungsurlaub genommen [...] Überraschend ist ganz allgemein festzustellen, dass sich die angegebenen Begründungen, von einer Ausnahme abgesehen, nicht von denen der Frauen mit den geringeren Einkünften als ihre Ehemänner unterscheiden. Signifikant häufiger wird von den Frauen, die Erziehungsurlaub nehmen, obwohl sie mehr oder gleichviel verdienen wie ihr Mann, nur genannt, dass sie zu Hause bleiben, um das Kind zu stillen“ (Schneider/Rost 1998: 224).

Zusammen mit Tabelle 6.15 unterstützen diese Ergebnisse nicht die Opportunitätskosten-These, sondern deuten eher darauf hin, dass die geringere Erwerbstätigkeitsquote von Müttern mit geringeren Bildungsabschlüssen von mehreren Faktoren abhängt. Die Mischung aus Erziehungsurlaub, niedrigem Bildungsniveau, einer traditionellen partnerschaftlichen Arbeitsteilung und ungünstigen Chancen auf dem Arbeitsmarkt für gering qualifizierte Frauen beeinflussen die Wahrscheinlichkeit zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bei Müttern negativ. Im Gegenteil zu der Opportunitätskosten-These scheint es so zu sein, dass die Hausfrauenrolle insbesondere für gering qualifizierte Mütter erst durch eine hohe Kinderorientierung und durch eine traditionelle Mutterrolle unter ungünstigen Arbeitsmarktbedingungen verstärkt wird. Die Schlussfolgerung der Haushaltsökonomie in Bezug auf das Erwerbseinkommen von Frauen und die Opportunitätskosten beruht auf den Voraussetzungen, dass nur Frauen Kinder betreuen können (bzw. wollen), und es keine andere intrafamiliäre Zeitallokationsstrukturierung der Haushaltsproduktion und Erwerbstätigkeit gibt. Aber es muss bedacht werden, dass die Erhöhung der Arbeitsmarktbeziehung von Frauen eine deutliche Zunahme des Haushaltseinkommens impliziert. In diesem Sinne kann im Gegensatz zu der Haushaltsökonomie aber in Übereinstimmung mit der Theorie der Lebensgeschichte erwartet werden, dass eine Verbesserung des Haushaltseinkommens durch die Erwerbstätigkeit von Frauen *ceteris paribus* die intergenerationellen Effekte der sozioökonomischen Lage der Eltern verstärkt. So wären die Opportunitätskosten w_o eigentlich als Investitionen in die Nachkommen zu interpretieren, d.h. Erwerbstätigkeit wird präferiert, da sie das Gesamteinkommen des Haushalts und damit den reproduktiven und beruflichen Erfolg der Nachkommen deutlich erhöhen kann³⁰.

Die Ergebnisse dieses Multinomialmodells scheinen andererseits mit der Diskussion von R. Erikson und J. Goldthorpe (1992) über die Erhaltung sozialer Ungleichheit auf dem Arbeitsmarkt übereinzustimmen. Die Arbeit dieser Autoren beschäftigte sich mit der Analyse von

³⁰ Man muss allerdings an dieser Stelle auch eine Erhöhung der Produktivität der Haushaltsarbeit voraussetzen, welche eine der Bedingungen ist, damit eine von der Haushaltsproduktion freie Zeit verfügbar wird. Die Beziehung zwischen geschlechtsspezifischer Haushaltsarbeit und Produktivität der gesellschaftlichen Arbeit spielt eine wesentliche Rolle. Zur weiteren Diskussion und empirischen Ergebnissen vgl. etwa Heisig 2011 und die dort angegebene Literatur.

Berufsmobilität von Männern und Frauen in etwa fünfzehn verschiedenen Ländern im 20. Jahrhundert, wobei die Autoren im Allgemeinen eine Erhaltung sozialer Ungleichheit hinsichtlich der Berufsmobilität konstatiert haben. Da sie ihre Befunde weder mit klassischen liberalen noch mit marxistischen oder funktionalistischen Erklärungsmodellen interpretieren konnten, schlussfolgern Erikson und Goldthorpe: „[...] rather than viewing the lack of variation in class inequalities as being no more than the automatic outcome of the functional viability, or non-viability, of differing structures within a selective environment, we will need to see it also as the outcome of individuals and groups acting in pursuit of their interests and goals“ (Erikson/Goldthorpe 1992: 393). Dennoch bedeutet dies laut Hypothese 3.6.4, dass die ungleiche Verteilung der Berufsklassen zum Teil durch das Streben von Familien nach der Erhaltung einer bestimmten sozioökonomischen Lage entsteht bzw. fortbesteht. Da aber die Erhaltung dieser Lagen auch zur ungleichen Verteilung von Vorteilen und Nachteilen führt, bestehen ebenfalls mehr oder weniger unterschiedliche Risikobedingungen in jeder sozioökonomischen Lage, welche die Chancen der Nachkommen auf dem Arbeitsmarkt mitbestimmen. Zugleich kann aber familienspezifische und arbeitsmarktstrukturelle Ungleichheit die Fortsetzung einer traditionellen Arbeitsteilung in Westdeutschland begünstigen, die den Arbeitsmarktwert von Bildung wesentlich prägt. Im nächsten Abschnitt wird diese ungleiche Verteilung von Bildungsabschlüssen und Berufsklassen mit einer entsprechenden ungleichen Verteilung des Nettoerwerbseinkommens in Zusammenhang gebracht, welche letztendlich die geschlechtsspezifische Tradierung oder „Vererbung“ einer bestimmten sozioökonomischen Lage unter sozialstrukturellen Rahmenbedingungen begünstigt.

6.2.3. Erwerbseinkommen von Kindern

An dieser Stelle wird anhand der in Abschnitt C.2.2.3 beschriebenen linearen Random-Effekte-Regressionen dem Zusammenhang zwischen der sozioökonomischen Lage der Eltern, der Fertilität der Mutter, der Berufsklasse der Kinder und deren Erwerbseinkommen analytisch nachgegangen. Um die Chancen auf dem Arbeitsmarkt und die Höhe des Reichstumsprofils von männlichen und weiblichen Nachkommen vergleichen zu können, werden vier Modelle für beide Geschlechter geschätzt. Die abhängige Variable ist das logarithmierte Nettoerwerbseinkommen in Preisen von 2006. Das erste Modell berücksichtigt nur sozioökonomische Eigenschaften der Eltern, die Kinderzahl der Mutter und das Alter der Befragungspersonen. In den Modellen 2 bis 4 werden zusätzlich weitere Merkmale der Befragungspersonen kontrolliert, die mit der Fertilität der Mutter interagieren können. Um das insbesondere für Frauen auftretende Endogenitätsproblem zwischen Erwerbstätigkeit und Kindern im Haushalt einigermaßen umgehen zu können, werden einerseits nur solche Beobachtungen berücksichtigt, für die das Erwerbseinkommen größer Null ist, und andererseits zwei Varianzstrukturen spezifiziert (vgl. Abschnitt C.2.2.3): Im Modell 3 ist die Varianzstruktur durch die Variable Geschlecht, im Modell 4 durch die Interaktion zwischen Geschlecht und Erwerbsstatus bestimmt. Kinder im Haushalt werden mittels einer dichotomen Dummyvariable kontrolliert, die den Wert null annimmt, falls sich keine Kinder im Haushalt befinden, und sonst den Wert eins. Man beachte, dass diese Dummy-Variable nicht mit der Zählvariable „Anzahl von Kindern im Haushalt“ identisch ist, die als abhängige Variable der Hurdle-Regressionen in den Abschnitten 6.1.1.1 und 6.1.1.2 herangezogen worden ist. Die auf die Eltern bezogenen unabhängigen Variablen sind die Haushaltsein-

kommensposition, die endgültige Kinderzahl der Mutter, den Berufsstatus gegeben durch den ISEI-Indikator, die Bildung jedes Elternteils in Jahren, und das Wohneigentum. Merkmale der Nachkommen sind das Alter, der Quadrat des Alters (da man aus den konkaven Reichtumsprofilen negative Effekte des Quadrat des Alters erwartet), die EGP-Berufsklasse, der ehelichen Zustand, das Bildungsniveau in Jahren, das Wohnungseigentum, die Berufserfahrung in Voll- und Teilzeit, die Geburtenfolge sowie die Kohorte.

Den Erläuterungen in Abschnitt C.2.2.3 folgend wird hier ein lineares Mixed-Modell mit autokorrelierten Residuen erster Ordnung mit familien- und individuenspezifischen Random-Effekten geschätzt. Diese Spezifizierung des Modells wird anhand von zwei Likelihood-Ratio-Tests ausgewählt. Zuerst wird die Nullhypothese überprüft, die besagt, dass das gepoolte, d.h. $b_i = 0, \forall i$ und das Random-Modell $b_i \neq 0$ nicht signifikant verschieden sind. Danach wird die Nullhypothese von sphärischen idiosynkratischen Residuen gegen die Alternative von autokorrelierten idiosynkratischen Residuen erster Ordnung zwischen zwei Random-Modellen überprüft. Beide Tests waren signifikant unter dem 0.001-Niveau. Darüber hinaus werden ein Modell mit und eins ohne geschlechtsspezifische Varianzstruktur geschätzt und mittels eines Likelihood-Ratio-Tests miteinander verglichen. Der Test ist signifikant ($p < 0.001$) und das Modell mit geschlechtsspezifischer Varianz zeigt eine bessere Anpassungsgüte von $AIC = 5488$ im Vergleich mit dem Modell ohne Varianzstruktur mit $AIC = 5960$. Die Varianzstruktur in Modell 4, die aus der Interaktion der Variablen Geschlecht und Erwerbsstatus besteht, wird ebenfalls mittels Likelihood-Ratio-Tests überprüft und bestätigt ($p < 0.001$). Da für die ganze Stichprobe im SOEP die Anzahl von Beobachtungen mit imputiertem Nettoerwerbseinkommen etwa 13% beträgt (Frick/Grabka 2007: 15; Diskussion in Abschnitt A.3), wird eine Dummyvariable eingeführt, die den Wert null annimmt, falls das Einkommen nicht imputiert worden ist, und eins im anderen Fall. Damit wird versucht, Auskunftsverweigerungen zu kontrollieren. Migrationserfahrung aus Ostdeutschland oder aus den Ländern der Teilstichproben B und D wird ebenfalls wie in den Hurdle-Modellen im Abschnitt 6.1.1.1 durch eine entsprechende Dummyvariable berücksichtigt. Referenzkategorie sind deutsche Befragungspersonen aus allen anderen Teilstichproben („Altbewohner“). Genauso wie in den Regressionsmodellen der Berufsklassen in Abschnitt 6.2.2 wird eine Dummy-Variable ins Modell 4 eingeführt, die den Auszug aus dem elterlichen Haushalt kontrolliert. Die Regressionsparameter und Anpassungsmaße der statistischen Modelle sind in Tabelle 6.16 bzw. D.11 dargestellt.

Die Ergebnisse des Modells 1 weisen darauf hin, dass die Kinderzahl der Mutter keinen direkten signifikanten Zusammenhang auf dem 0.05-Niveau mit dem Erwerbseinkommen von Kindern hat. Dagegen korrelieren Haushaltseinkommensposition der Eltern direkt mit dem Erwerbseinkommen der Kinder. Diese positive stark signifikante Beziehung ist sogar unter Kontrolle der Berufsklasse und des Bildungsniveaus von Kindern im Modell 2 robust. Das Nettoerwerbseinkommen nimmt mit höheren Berufsklassen der Kinder praktisch monoton ab, wenn das Einkommen der Befragungspersonen der höheren Dienstklasse I als Referenzkategorie herangezogen wird (vgl. Abbildung 5.9). Diese Ergebnisse stimmen im Grunde genommen mit den Schlussfolgerungen von Giesecke und Verwiebe 2008 (auch anhand von SOEP-Daten) überein, nach welchen die EGP-Dienstklassen I und II zwischen 1998 und 2005 relative Lohnzuwächse erzielt haben. Da weder der ISEI-Statusindikator noch das Bildungsniveau der Eltern im Allgemeinen einen signifikanten Zusammenhang in den Modellen 2 bis 4 (Tabelle 6.16) aufweist, ist

Tabelle 6.16.: Lineare Mixed-Modelle. Abhängige Variable logarithmiertes Nettoerwerbseinkommen. Männer und Frauen zwischen 28 und 50 Jahren mit positivem Erwerbseinkommen in Westdeutschland, 1984-2008. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „.“: $p < 0.1$. Anpassungsmaße und Fallzahlen in Tabelle D.11. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Modell 1			Modell 2			Modell 3			Modell 4		
	β	Std.		β	Std.		β	Std.		β	Std.	
Interzept	4.16	0.37	***	5.14	0.36	***	5.01	0.34	***	5.45	0.24	***
Alter	0.14	0.02	***	0.07	0.02	**	0.08	0.02	***	0.07	0.01	***
Alter²	0.00	0.00	***	0.00	0.00	***	0.00	0.00	***	0.00	0.00	***
Isei/Vater	0.00	0.00	*	0.00	0.00	*	0.00	0.00	**	0.00	0.00	.
Bildung/Vater	0.00	0.01		-0.01	0.01		-0.01	0.01		0.00	0.00	
Isei/Mutter	0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00		0.00	0.00	.
Bildung/Mutter	0.01	0.01		0.00	0.01		0.00	0.01		0.01	0.01	
Einkommensposition der Eltern												
Position 1						Referenz						
Position 2	0.05	0.02	**	0.05	0.02	**	0.06	0.02	***	0.04	0.01	**
Position 3	0.06	0.02	**	0.05	0.02	**	0.06	0.02	***	0.04	0.01	**
Position 4	0.06	0.02	**	0.05	0.02	**	0.07	0.02	***	0.06	0.01	***
Position 5	0.10	0.02	***	0.09	0.02	***	0.11	0.02	***	0.10	0.02	***
Kinderzahl/Mutter	-0.02	0.01		-0.01	0.01		-0.01	0.01		-0.02	0.01	*
EGP-Berufsklassen												
I						Referenz						
II				-0.07	0.02	**	-0.07	0.02	***	-0.06	0.02	***
IIIa-b				-0.15	0.03	***	-0.11	0.02	***	-0.09	0.02	***
IV a-b				-0.18	0.04	***	-0.10	0.03	**	-0.05	0.03	***
VI				-0.09	0.03	**	-0.12	0.03	***	-0.12	0.02	***
VIIa				-0.27	0.03	***	-0.26	0.03	***	-0.18	0.02	***
VIIb-c				-0.23	0.07	**	-0.31	0.07	***	-0.42	0.05	***
Inaktiv				-0.21	0.04	***	-0.16	0.03	***	0.00	0.03	
Erwerbstätigkeit												
Vollzeit										Referenz		
Sonstige										-0.73	0.03	***
Bildung/Jahre				0.07	0.01	***	0.07	0.00	***	0.03	0.00	***
Berufserfahrung												
Vollzeit				0.05	0.00	***	0.05	0.00	***	0.02	0.00	***
Teilzeit				-0.01	0.01		-0.01	0.01		0.00	0.01	
Arbeitslos				-0.02	0.01		-0.02	0.01		-0.03	0.01	**
Eltern / Mietwohnung							-0.01	0.02		-0.01	0.02	
Kinder / Mietwohnung							0.04	0.01	**	-0.03	0.01	*
Respondent ist ...												
1. Kind						Referenz						
2. Kind							0.00	0.03		0.01	0.02	
3. od. höher							0.02	0.05		0.06	0.03	.
Frau							-0.39	0.03	***	-0.25	0.02	***
Alleinlebend												
Verheiratet							0.06	0.02	**	0.05	0.02	**
Lebensgem.							0.02	0.02		-0.01	0.02	
Stich.verz							0.01	0.00	*	0.00	0.00	*
Kinder im Haushalt / ja							0.00	0.02		0.06	0.01	***
Kohorte 1930-1960						Referenz						
Kohorte 1961-1970							0.06	0.04		0.06	0.03	*
Kohorte 1971-1980							0.07	0.05		0.08	0.03	*
Imputiert							-0.21	0.02	***	-0.26	0.02	***
Ausgezogen / ja										0.12	0.02	***

die Qualität von Kindern bezüglich ihres Erwerbseinkommens praktisch von der Haushaltseinkommensposition der Eltern direkt abhängig³¹.

In Bezug auf die starken und positiven Zusammenhänge des Familienstands, des Vorhandenseins von Kindern im Haushalt und des Erwerbseinkommens bei verheirateten Befragungspersonen im Modell 4 muss man beachten, dass diese Zusammenhänge eigentlich durch die Modellierung der Varianzstruktur entstehen, die nicht – wie im Modell 3 – nur vom Geschlecht, sondern von der Interaktion zwischen Geschlecht und Erwerbsstatus abhängt. Die Umkehrung des Vorzeichens der Variable „Kinder im Haushalt“ entspricht sowohl dem überproportionalen Anteil verheirateter Männer in den oberen Dezilen der Erwerbseinkommensverteilung als auch der Arbeitsteilung westdeutscher Partnerschaften (vgl. die deskriptiven Ergebnisse in Abbildungen 5.17, 5.18 und die Einkommensungleichheitsmaße in Tabelle 5.5). In diesem Sinne hängt die reproduktive Strategie des männlichen Hauptverdieners und der teilzeit- oder nichterwerbstätigen Frau positiv mit dem Erwerbseinkommen des Mannes zusammen, auch wenn sich die Arbeitsmarkteteiligung und die beruflichen Qualifikationen der Kohorten von Frauen ab den 1960er Jahren im Vergleich zu früheren Frauenkohorten deutlich erhöht haben (vgl. Abbildung 4.11). Zugleich bestätigt sich, dass die sogenannte Gender-Pay-Gap einen großen und stark signifikanten Faktor des Erwerbseinkommens darstellt. Die Einkommensunterschiede zwischen den Geschlechtern betragen etwa 24%, auch wenn sowohl der Erwerbsstatus als auch (in der Varianzstruktur im Modell 4) Erwerbsstatus und Kinder im Haushalt kontrolliert werden³² (vgl. dazu Abbildung 5.19). Die Signifikanz der Kinderzahl der Mutter in Modell 4 bezieht sich eher auf den positiven Zusammenhang zwischen der Berufsklasse der Töchter und der Fertilität der Mutter in den kumulierten Probit-Modellen (Tabelle 6.14), da die positive Beziehung zwischen Erwerbseinkommen und Kindern im Haushalt nur für Männer gilt (vgl. Abbildung 5.3 und 5.4). Andererseits zeigt Migrationserfahrung keine signifikanten Korrelationen mit dem Erwerbseinkommen (nicht gezeigt). Dieses Ergebnis bedeutet, dass die Aussichten eingebürgerter Migranten auf dem Arbeitsmarkt im Sinne höheren Erwerbseinkommens von denselben Faktoren abhängt wie bei Einheimischen in Westdeutschland. Die Signifikanz der Kontrollvariable „Stichprobenverzerrung“ weist darauf hin, dass eine relativ günstige Position auf dem Arbeitsmarkt mit höheren Chancen einer weiteren Teilnahme am SOEP einhergeht.

Hinsichtlich der Hypothesen der Theorie der Haushaltsökonomie (3.6.1 und 3.6.2) weisen die Ergebnisse der Regressionsmodelle in Tabelle 6.16 darauf hin, dass das Erwerbseinkommen von Kindern direkt mit dem Haushaltseinkommen der Eltern zusammenhängt. Die Kinderzahl der Mutter ist signifikant, solange die Varianz im Erwerbseinkommen von Kindern durch die Interaktionen zwischen Geschlecht und Erwerbsstatus explizit modelliert wird. Das Bildungsniveau der Eltern weist dagegen keinen direkten Zusammenhang mit dem Erwerbseinkommen von Kindern auf. Es scheint also, dass die stärksten direkten Zusammenhänge zwischen sozioökonomischer Herkunft und Erwerbseinkommen von Kindern durch das Haushaltseinkommen der Eltern charakterisiert werden. Dieser Zusammenhang bleibt bestehen, sogar wenn das Auszie-

31 Als Vergleich siehe die Studie von Schömann 1994 zum Erwerbseinkommen im Lebensverlauf für westdeutsche Kohorten 1929 bis 1951 mit Daten der Lebensverlaufstudie des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung sowie die Studie von Gangl 2003 für Arbeitsmarktpositionen unterschiedlicher Bildungsabschlüsse mit Daten des Europäischen Labour Force Survey (EULFS) von 1992 bis 1997.

32 Nach Angaben des Statistischen Bundesamts betrug der Verdienstunterschied zwischen Männern und Frauen 2008 ca. 23% (Statistisches Bundesamt 2008b).

hen der Kinder aus dem elterlichen Haushalt kontrolliert wird. Man kann also gewissermaßen von einer Status-Quo-Erhaltung im Sinne der Hypothese 3.6.4 ausgehen. Allerdings weisen die geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Regressionsparametern der Modelle 3 und 4 darauf hin, dass der Arbeitsmarktwert von Bildung, beruflicher Erfahrung und Alter bei Frauen *ceteris paribus* deutlich niedriger als bei Männern liegt, auch wenn Frauen nach den Regressionsmodellen in Tabelle 6.13 ein ebenfalls signifikant höheres Bildungsniveau aufweisen. In diesem Sinne ist die Qualität von männlichen und weiblichen Kindern im Prinzip nicht gleich, denn arbeitsmarktstrukturelle und sozialisierungsabhängige Faktoren können einen wesentlichen Einfluss auf den Wert jeder „Qualitätseinheit“ haben. Aus der Perspektive der evolutionären Spieltheorie würde man gerade aus diesem Grund erwarten, dass Frauen bei der Partnerwahl ein größeres Gewicht auf die finanzielle und arbeitsmarktbezogene Stabilität ihres potenziellen Partners setzen als Männer. Diese Schlussfolgerung wird im nächsten Kapitel näher behandelt.

6.3. Partnerwahl

In diesem Abschnitt wird anhand eines statistischen multivariaten Modells der Frage nachgegangen, wie bestimmte Ausprägungen wichtiger sozioökonomischer Merkmale mit den Chancen auf dem Partnermarkt einhergehen können. Diese Dimension des generativen Verhaltens ist nach den spieltheoretischen Annahmen besonders relevant, da Fitness als zukünftige Repräsentation der eigenen Gene in einer Referenzbevölkerung nicht unbedingt mit höheren periodenspezifischen Fertilitätsraten, sondern eher mit langfristiger Kontinuität und reproduktivem Erfolg einer Familienlinie unter bestimmten Risikobedingungen verbunden ist. Da die Bildung einer Partnerschaft wesentlich für die Kontinuität von Familienlinien und für die Größe ihrer zukünftigen genetischen Repräsentation ist (solange künstliche Befruchtungen meistens nur in physiologisch bedingten Situationen Anwendung finden), werden solche Individuen, die einen höheren sozioökonomischen Status haben, als zukünftige Partner bevorzugt, da mit ihnen bessere Bedingungen für die Erhöhung der Fitnessauszahlung erwartet werden. Daher kann sich die Elterngeneration eine niedrigere Fertilitätsrate unter gegebenen Sterblichkeitsraten leisten, solange die Kinder eine höhere Wahrscheinlichkeit haben werden, eine Partnerschaft mit einem zu deren sozioökonomischen Lage passenden Partner zu bilden.

Um den Zusammenhang zwischen Partnerschaftsbildung und sozioökonomischer Lage im Sinne von Hypothese 3.6.4 testen zu können, wird im Folgenden die Partnerschaftsbildung der SOEP-Respondenten der Stichprobe IV in Tabelle A.2 anhand von zwei Random-Probit-Modellen analysiert (Details in Abschnitt C.2.2.2). Dieses Modell bietet sich an, da hier nicht die Zeit bis zur Partnerschaftsbildung interessiert³³, sondern ob Respondenten überhaupt eine Partnerschaft bilden. Die Stichprobe besteht dementsprechend aus solchen Respondenten zwischen 18 und 39 Jahren, die bei ihrer ersten SOEP-Teilnahme noch alleinlebend waren und im Laufe der SOEP-Studie eine feste Partnerschaft gebildet haben³⁴. Die abhängige Variable ist eine Dummyvariable, die den Wert null annimmt, solange die Respondenten alleinlebend bleiben,

³³ Sonst wären Verweildauermodelle wie im Kapitel 7 empfohlen.

³⁴ Man erinnere sich daran, dass Informationen über die Partner vorliegen, wenn beide im gemeinsamen Haushalt wirtschaften und am SOEP teilnehmen. Aus diesem Grund werden die Living-Apart-Partnerschaften hier nicht weiter untersucht.

und sonst den Wert eins. Darüber hinaus wurden Respondenten nur bis auf die erste im SOEP erhobene Partnerschaftsbildung beobachtet, denn weder das Bestehen noch die Entstehung weiterer Partnerschaften sollen analysiert werden. Auch wenn in den kumulierten Probit- und linearen Mixed-Modellen der Familienstand eine unabhängige Variable war, rechtfertigt sich die Behandlung des Familienstands als abhängige Variable, da man hier nur die Zeitspanne zwischen Eintritt in die SOEP-Studie und erster (im SOEP erhobenen) festen Partnerschaft betrachtet, so dass sich der Zusammenhang zwischen Berufsklasse, Einkommensposition und Familienstand ganz spezifisch auf die Entstehung von Partnerschaften bezieht, und nicht auf später auftretende Rückkopplungsprozesse wie z.B. den der Arbeitsteilung bei der Haushaltsproduktion.

Da die Hypothese 3.6.6 des Value-of-Children-Ansatzes (VOC) besagt, dass der subjektive Wert von Kindern positiv und signifikant mit der Wahrscheinlichkeit zur Bildung einer Partnerschaft in affinalverwandtschaftlichen Gesellschaften zusammenhängt, werden in den folgenden Random-Probit-Modellen neue unabhängige Variablen herangezogen, die diese Hypothese zu überprüfen helfen. Gemäß der Regressionsgleichung (3.4.7) (im Rahmen des VOC-Ansatzes) wird davon ausgegangen, dass eine Operationalisierung der Faktoren Status, Affekt und Verhaltensbestätigung und Wohlbefinden einen signifikanten Zusammenhang mit den Geburtenraten und mit der Partnerschaftsbildung haben, da sie den Wert von Kindern und implizit den von Familien bestimmen. In den Random-Probit-Modellen in Tabelle 6.17 wurden drei Variablen herangezogen, welche die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern, Ehe und Selbstverwirklichung der Respondenten erfassen. Genauso wie in den Verweildauerregressionen der Tabellen 6.9 und 6.9 sind diese Variablen Einstellungen und operationalisieren den wahrgenommenen Wert von Kindern und Familie. Jede Variable verwendet das folgende Likert-Antwortschema: 1 = sehr wichtig, 2 = wichtig, 3 = weniger wichtig, 4 = unwichtig. Die Variablen „Wichtigkeit von Kindern“ und „Wichtigkeit der Ehe“ entsprechen dem Faktor „Affekt“, und die Variable „Wichtigkeit von Selbstverwirklichung“ dem Faktor „Status und Wohlbefinden“. Weitere sozioökonomische Variablen sind Dauer der Ausbildung in Jahren, Haushaltseinkommensposition, Erwerbstätigkeit, ISEI-Indikator, Kohorte, Alter sowie Migrationserfahrung. Da feste Partnerschaften nicht selten erst durch das Auftreten einer Schwangerschaft gebildet werden, wird eine Dummyvariable definiert, die den Zusammenhang zwischen Schwangerschaft und Bildung einer festen Partnerschaft kontrolliert. Hierfür wird ermittelt, ob die Befragungsperson ein erstes Kind während ihrer SOEP-Teilnahme bekommen hat. Falls eine Geburt vorliegt, wird das Alter bei der Geburt des Kindes berechnet. Die Dummyvariable nimmt dann den Wert (i) null, wenn die Befragungsperson kein Kind während der Beobachtungszeit bekommen hat; (ii) eins, wenn das Alter der Befragungsperson kleiner oder gleich dem Alter bei der Geburt des ersten Kindes ist; (iii) zwei, wenn das Alter der Befragungsperson größer als das Alter bei der Geburt des ersten Kindes ist. Diese Variable wird nur in den Modellen M2 in Tabelle 6.17 kontrolliert. Auch wenn bei der Partnersuche physische Merkmale eine sehr wichtige Rolle spielen, bietet der SOEP-Datensatz hierfür wenige Möglichkeiten an. Um solche Merkmale einigermaßen berücksichtigen zu können, wird als Indikator die Körpermassenzahl (BMI) verwendet. Random-Effekte werden auf der Individualebene geschätzt. Darüber hinaus wird eine altersabhängige Autokorrelationsstruktur $AR(1)$ eingeführt. Die Eignung dieser Random-Probit-Modelle wird anhand von Likelihood-Ratio-Tests überprüft, wobei normale Probit-Modelle ohne Random-Effekte und

Autokorrelationsstruktur als Vergleichsmodelle geschätzt werden. Alle Tests sind auf dem 0.001-Niveau signifikant.

Tabelle 6.17.: Random Probit-Modell. Abhängige dichotome Variable: Partnerschaftsbildung im SOEP. Männer und Frauen zwischen 18 und 39 Jahren. Westdeutschland. „***“: $p < 0.001$, „**“: $p < 0.01$, „*“: $p < 0.05$, „.“: $p < 0.1$. Anpassungsmaße und Fallzahlen in Tabelle D.11. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

	Männer						Frauen					
	β	M1 Std		β	M1 Std.		β	M1 Std.		β	M2 Std	
Interzept	-2.79	0.83	***	-2.40	0.71	***	-2.23	0.58	***	-1.95	0.51	***
Bildung / Jahre	0.03	0.01	*	0.03	0.01	*	0.02	0.01		0.04	0.01	***
Einkommensposition												
Position 1						Referenz						
Position 2	-0.27	0.09	**	-0.30	0.09	**	0.11	0.09		0.11	0.09	
Position 3	0.06	0.09		0.05	0.09		0.37	0.09	***	0.37	0.09	***
Position 4	0.04	0.07		0.03	0.07		0.45	0.07	***	0.43	0.07	***
Position 5	-0.42	0.07	***	-0.39	0.07	***	0.03	0.07		0.04	0.07	
Erwerbsstatus												
Vollzeit						Referenz						
Teilzeit	-0.40	0.13	**	-0.35	0.13	**	0.11	0.10		0.07	0.10	
Ausbildung	-0.61	0.11	***	-0.62	0.11	***	-0.43	0.10	***	-0.42	0.10	***
Irr. Teilzeit	-0.54	0.13	***	-0.44	0.13	***	-0.29	0.12	*	-0.26	0.12	*
Nichterwerbstätig	-0.68	0.07	***	-0.66	0.07	***	-0.21	0.06	**	-0.22	0.06	***
Alter	0.03	0.01	***	0.02	0.01	***	0.02	0.01	*	0.00	0.01	
Kohorten 1955-1966	0.83	0.75		0.36	0.63		0.53	0.47		0.20	0.41	
Kohorten 1967-1991	0.90	0.76		0.53	0.63		0.55	0.47		0.26	0.41	
Migrationserfahrung												
Ostdeutschland	0.16	0.14		0.22	0.14		0.15	0.13		0.16	0.12	
Einwanderer	0.15	0.09		0.03	0.09		0.08	0.09		0.03	0.09	
BMI	0.01	0.01		0.00	0.01		0.01	0.01		0.01	0.01	
Wichtigkeit von ...												
Ehe	-0.38	0.05	***	-0.36	0.04	***	-0.41	0.05	***	-0.39	0.05	***
Kindern	-0.02	0.03		0.03	0.03		-0.07	0.03	*	0.01	0.03	
Selbstverwirklichung	0.03	0.04		0.00	0.04		0.01	0.04		0.02	0.04	
Stichprobenverz.	0.01	0.00	*	-0.01	0.00	.	0.01	0.00	.	-0.01	0.00	.
Geburt des 1. Kindes												
Ohne Kinder						Referenz						
Vor der Geburt				0.80	0.06	***				0.60	0.06	***
Nach der Geburt				1.56	0.13	***				0.63	0.10	***

Das Modell M1 zeigt nur bei Männern eine positive Beziehung zwischen Bildung und Entstehung einer festen Partnerschaft. Wenn aber die Geburt des ersten Kindes kontrolliert wird, ist Bildung nicht nur bei Männern, sondern auch bei Frauen positiv und stark signifikant. Diese Veränderung der Signifikanz von Bildung weist bei Frauen auf eine Interaktion zwischen der Geburt des ersten Kindes, dem Alter und der wahrgenommenen Wichtigkeit von Kindern hin. Das Modell M2 besagt, dass höher qualifizierte Frauen eine größere Wahrscheinlichkeit zur Bildung einer festen Partnerschaft aufweisen, nachdem Kinder geboren werden³⁵. Man beachte, dass die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern bei Frauen eine signifikante Rolle spielt, so-

³⁵ Man beachte außerdem, dass für Frauen ohne beruflichen Abschluss das Risiko der Partnerlosigkeit nimmt bei den jüngeren Kohorten zu, wie der Studie von A. Lengerer mit Mikrozensusdaten zu entnehmen ist (Lengerer 2011: 205-208).

lange eine Schwangerschaft nicht kontrolliert wird. Beim Vorliegen einer Schwangerschaft aber ist die Einstellung gegenüber Kindern hinsichtlich der Bildung einer Partnerschaft nicht mehr signifikant. Bei Männern ist in beiden Modellen die Abhängigkeitsstruktur zwischen Alter, wahrgenommener Wichtigkeit von Kindern und Bildung hingegen nahezu unverändert geblieben. Der Erwerbsstatus spielt sowohl im männlichen als auch im weiblichen Modell eine wesentliche Rolle, obwohl geschlechtsspezifische Unterschiede festzustellen sind. In Übereinstimmung mit dem Versorgungshemodell weisen die Modelle M1 und M2 bei Männern darauf hin, dass die Chancen zur Bildung einer Partnerschaft nur für vollzeiterwerbstätige Männer positiv ausfallen. Erwerbstätige Frauen in Voll- oder Teilzeit unterscheiden sich hingegen nicht. Nur die Ausbildungsphase ist bei Frauen mit der Entstehung einer Partnerschaft stark negativ korreliert, und weist eher auf Institutioneneffekte hin.

Die Regressionskoeffizienten der Haushaltseinkommensposition können darauf hindeuten, dass Frauen mittlerer Einkommenspositionen, die wiederum höhere Fertilität aufweisen (Abbildungen 5.1 und 5.2), ebenfalls höhere Chancen zur Bildung einer Partnerschaft haben. Dieses Ergebnis unterstützt den schon in Abschnitt 6.2.2 vermuteten Sozialisationseffekt größerer Haushalte auf die Fertilität und Erwerbstätigkeit der Töchter. Da Männer der fünften Einkommensposition überwiegend ohne Kinder im Haushalt leben (Abbildung 5.1), ist aufgrund des starken positiven Zusammenhangs zwischen Partnerschaftsbildung und Vollzeitbeschäftigung das negative Vorzeichen der Haushaltseinkommensposition eher auf Alterseffekte zurückzuführen. Vollzeiterwerbstätige Männer der ersten Einkommensposition bilden *ceteris paribus* eine Partnerschaft früher. Diese Zusammenhänge scheinen mit den Ergebnissen von J. Brüderl aus dem Jahr 1994 mit einer deutlich größeren Mikrozensus-Stichprobe ($n = 15,067$) übereinzustimmen (Brüderl 1994)³⁶. Erwartungsgemäß geht eine geringere Wertschätzung der Ehe mit einer signifikant kleineren Wahrscheinlichkeit zur Gründung einer Partnerschaft einher; die subjektive Einstellung gegenüber der Selbstverwirklichung spielt hingegen weder bei Männern noch bei Frauen eine signifikante Rolle. In diesem Sinne ist eher die Einstellung gegenüber der Ehe, und nicht erst individualistische Motive, wie aus der Annahme eines Individualisierungsschubs zu erwarten ist (Meyer 1992: 133ff.), für die Bildung einer Partnerschaft maßgebend.

Die positiven Korrelationen zwischen dem Bildungsniveau und der Entstehung einer Partnerschaft unterstützen die Hypothese 3.6.4, da elterliche Investitionen mit einer erhöhten Wahrscheinlichkeit zur Partnerschaftsbildung einhergehen können. Bei Frauen muss allerdings eine familienorientierte Einstellung vorausgesetzt werden, welche die Chancen einer Schwangerschaft erhöht, damit Bildung positiv mit der Entstehung einer Partnerschaft zusammenhängt³⁷. Darüber hinaus weisen die Regressionsparameter des Erwerbsstatus auf die implizierten Selekti-

36 Diese Studie untersucht u.a. das Timing der Partnerschaftsbildung in Westdeutschland zwischen 1980-1988 und 1991. Obwohl sie u.a. auf einem generalisierten log-logistischen Modell ohne Random-Effekte beruht, stehen deren Inferenzen im Grunde genommen im Einklang mit dem obigen Random-Probit-Modell. In Bezug auf den Humankapital-Effekt niedriger Bildung auf die Chancen zur Partnerschaftsbildung schreibt der Verfasser: „Der Heiratsprozeß beginnt für diese Gruppe [Männer niedriger Bildung] sehr früh und erreicht noch im Teenageralter sein Maximum. Dann tritt jedoch der stark negative Effekt niedriger Bildung auf, und die Heiratsrate bewegt sich auf ein sehr niedriges Niveau“ (Brüderl 1994: 68).

37 Zu teilweise anderen Ergebnissen vgl. etwa die frühere Studie von Blossfeld/Huinink (1991: 158) mit Daten der Lebensverlaufstudie des Max-Planck-Instituts über die Zusammenhänge zwischen Bildungsniveau (von Frauen) und Partnerschaftsbildung. Für einen Überblick vgl. Huinink 2000 und zur Familiengründung von Hochschulabsolventinnen Schaeper 2007.

onseffekte des Versorgungshemodells hin, denn vollzeiterwerbstätige Männer zeigen eine signifikant bessere Position auf dem Partnermarkt. In diesem Sinne werden solche Männer bevorzugt, die dem Bild des männlichen Ernährers nahekommen. Zu beachten ist allerdings, dass der Regressionsparameter der Wichtigkeit von Kindern eine Größenordnung kleiner als der Koeffizient der Wichtigkeit der Ehe ist. Daraus folgt, dass die negative Korrelation zwischen Arbeitsmarkt-beteiligung von Frauen und Kindern im Haushalt in den Hurdle-Modellen des Abschnitts 6.1.1.1 zu einem signifikanten Teil durch eine verminderte Bereitschaft zur Partnerschaftsbildung zu erklären ist, da die Entstehung einer Partnerschaft in der Regel der Familiengründung vorangeht (vgl. Abschnitt 2.2).

Angesichts der starken Zusammenhänge zwischen der Geburt des ersten Kindes und der Entstehung einer festen Partnerschaft und angesichts der Nichtsignifikanz der wahrgenommenen Wichtigkeit von Kindern bei Frauen im Modell M2 könnte man schlussfolgern, dass nicht so sehr der Kinderwunsch, sondern der Partnerwunsch und die damit verbundene Erhöhung der Chancen zur Geburt des ersten Kindes maßgeblich zur Bildung einer Partnerschaft sowohl bei Männern als auch bei Frauen beiträgt. In diesem Sinne ist die Hypothese 3.6.6 des VOC-Ansatzes nur geschlechtsspezifisch zu bestätigen, denn der als Einstellung operationalisierte Nutzen von Kindern bei Männern scheint, keinen signifikanten Zusammenhang mit der Entstehung einer Partnerschaft zu haben. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Bildung einer Partnerschaft unter Kontrolle einer Schwangerschaft einen eigenen Nutzen hat, der vom Nutzen von Kindern (insbesondere bei Männern) unabhängig ist. Dies ist besonders relevant, da die Fertilitätsraten erster und zweiter Kinder bei Männern direkt von einer Partnerschaft und bei Frauen direkt vom Kinderwunsch abhängen (Tabellen 6.9 und 6.10). Überraschenderweise ist die Körpermassenzahl (BMI) nicht signifikant, so dass man an ihrer Tauglichkeit als Proxy-Variable für physische Merkmale zweifeln kann. Die Regressionsparameter der Kohorten sind ebenfalls nicht signifikant, und deuten auf relativ stabile Partnerwahlmechanismen hin. Das bedeutet, dass sozialpsychologische Variablen, der Erwerbstätigkeitstatus, das Bildungsniveau, das Einkommen, das Alter und die Geburt des ersten Kindes praktisch alle signifikante Unterschiede zwischen den Kohorten erfassen. Dies ist angesichts der sozialstrukturellen Veränderungen des Bildungssystems und der Berufsklassen zunächst überraschend, denn diese Stabilität könnte darauf hinweisen, dass sich der Prozess der Partnerschaftsbildung zwar an verändernde Rahmenbedingungen angepasst hat, im Grunde genommen aber ähnliche systematische Zusammenhänge zwischen den Kohorten aufweist.

7. Hypothesenüberprüfung - Makroebene (Bevölkerungsentwicklung)

Die Aufgabe der nächsten Abschnitte ist die Analyse der möglichen demographischen Folgen unterschiedlicher Strategien des generativen Verhaltens, die mit einer bestimmten lagespezifischen Zeitallokationsstruktur einhergehen können. Nach den Überlegungen des Abschnitts 3.5 wird erwartet, dass für ausreichend große Zeiträume die Chancen des Fortbestehens einer Familienlinie erhöht werden können, indem die relativen Aussterbensrisiken von Familienlinien in jeder sozioökonomischen Lage teilweise durch geeignete Reproduktionsstrategien kompensiert werden. Anhand der demographischen Annahmen und Methoden in Abschnitt B.3 werden mögliche Fitnessauszahlungen der Individuen nach den fünf relativen Haushaltseinkommenspositionen geschätzt, wobei die zentralen Annahmen der Theorie der Lebensgeschichte eine wichtige Rolle spielen. Es werden die mathematischen Voraussetzungen dargestellt, nach denen sich die Bevölkerungsentwicklung durch die Einkommensverteilung modellieren lässt. Der Schwerpunkt liegt auf der Markovkettentheorie, anhand derer die Schätzung der Parameter des dazugehörigen Lebenszyklusdiagramms (Abbildung 7.1) im einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodell sowie die Schätzung der entsprechenden asymptotischen stabilen Bevölkerungsverteilung erfolgt. Da diese Parameter aber mit den Schätzungen des altersabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells übereinstimmen müssen, werden die intrinsischen Wachstumsraten und andere wichtige demographische Kennzahlen mittels klassischer altersabhängiger Methoden berechnet und diskutiert. Anschließend werden mit den SOEP-Stichproben die Parameter des einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells geschätzt und Schlussfolgerungen für die deskriptiven und analytischen Ergebnisse gezogen.

7.1. Markovkettentheorie und einkommensabhängige Bevölkerungsprojektion

In diesem Abschnitt werden die theoretischen Grundlagen beschrieben, die für eine Analyse des Bevölkerungswachstums in Abhängigkeit von der Einkommensverteilung der Bevölkerung geeignet sind. Ebenso wie die altersabhängigen Bevölkerungswachstumsmodelle, die in Abschnitt B.3 beschrieben werden, ermöglichen diese einkommensabhängigen demographischen Modelle die Schätzung der intrinsischen Wachstumsraten r sowie der asymptotischen Einkommensverteilung der Bevölkerung¹. Da die Markovkettentheorie die Existenz einer asymptotischen Bevölkerungsverteilung unter bestimmten noch zu besprechenden Bedingungen gewährleistet, ist es anhand dieser Theorie möglich, eine Schätzung der Fitnessauszahlungen von Individuen in jeder Ein-

¹ Vgl. die Darstellung einkommensabhängiger Bevölkerungswachstumsmodelle in Chu 1998 und die Studie von Cheng/Chu 1997 mit Daten aus Taiwan.

kommensposition vorzunehmen. Es soll aber nach den Erläuterungen in Abschnitt 2.1 beachtet werden, dass das Haushaltseinkommen nur eine Dimension der sozioökonomischen Lage von Partnerschaften und Individuen darstellt. In diesem Abschnitt wird mit Hilfe des Haushaltseinkommens versucht, die Hypothese 3.6.5 der Theorie der Lebensgeschichte zu überprüfen, indem Einkommen als eine Art Proxy-Variable der sozioökonomischen Lage behandelt wird. Es muss andererseits betont werden, dass das einkommensabhängige Bevölkerungsmodell von spezifischen historischen Randbedingungen der Einkommensverteilung abhängt, so dass es – wie auch innerhalb des altersabhängigen demographischen Modells für vorgegebene Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten – eigentlich eine Bevölkerungsprojektion der zu einem bestimmten Zeitpunkt gültigen sozioökonomischen Bedingungen darstellt. Den Schwerpunkt dieses Abschnittes bildet die Modellierung des Bevölkerungswachstums nicht anhand der Häufigkeit von Individuen unterschiedlicher sozioökonomischer Lagen, wie dies in der evolutionären Spieltheorie der Fall ist, sondern anhand der Fertilitäts- und Übergangsraten zwischen den Haushaltseinkommenspositionen. Die folgenden Sätze und Begriffe sind aber keine systematische Behandlung der Markovkettentheorie. Für Beweise und weitere Schlussfolgerungen wird auf die entsprechende Fachliteratur verwiesen, die für diesen Abschnitt verwendet worden ist (Heller et al. 1978; Meyn/Tweedie 1993; Guttorp 1995; Meyer 2000).

Es seien N eine Zufallsvariable und T ein Parameter, die sogenannte Prozesszeit, im reellen Intervall $[0, \infty)$. Die Menge der Zufallsvariablen $\{N_t\}_{t \in T}$ auf einem vorgegebenen Wahrscheinlichkeitsraum heißt stochastischer Prozess. Der Vektor N_t bezeichne hier die Bevölkerungsverteilung nach einem beliebigen Merkmal (etwa Alter, Einkommen usw.) zum Zeitpunkt t . Ist diese Verteilung nach Kategorien klassifiziert (z.B. Altersklassen, Einkommenspositionen), erhält man eine endliche Anzahl von Kategoriekombinationen $S \equiv \{S_j\}$, die den Zustandsraum des stochastischen Prozesses bilden. Eine diskrete Markovkette ist ein stochastischer Prozess, welcher der sogenannten Markovannahme

$$P(N_{t+1} = S_j | N_t = S_{it}, \dots, N_0 = S_{i0}) = P(N_{t+1} | N_t = S_{it}) \quad (7.1.1)$$

genügt (Meyer 2000: 687). Gleichung (7.1.1) bedeutet u.a., dass der Zustand der Zufallsvariable N_{t+1} zum Zeitpunkt $t + 1$ nur vom vorangegangenen Zustand zum Zeitpunkt t abhängt. In alters- und einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodellen bestimmen die verschiedenen Häufigkeiten der Zustände S_{it} die Altersklassen- bzw. Einkommenspositionsverteilung zum Zeitpunkt t . Darüber hinaus definiert man p_{ijt} als die Wahrscheinlichkeit dafür, dass sich die Markovkette im Zustand S_j zum Zeitpunkt t befindet unter der Annahme, dass sie zum Zeitpunkt $t - 1$ im Zustand S_i war. Werden alle möglichen Zustände betrachtet, welche die Kette annehmen kann, erhält man eine nichtnegative Matrix $\mathbf{P}_t = (p_{ijt})$, die sogenannte Übergangsmatrix, deren Einträge die Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen Zuständen sind. Addieren sich die Zeilen zu eins, wird sie „stochastische Matrix“ genannt und beschreibt die entsprechende Markovkette in Gleichung (7.1.1). Die Zeilensumme Eins besagt, dass man aus einem vorangegangenen Zustand zu irgendeinem (nicht unbedingt anderen) Zustand mit Wahrscheinlichkeit Eins übergeht. Obwohl bei sozialen, und im Allgemeinen bei anderen komplexen Prozessen, die Übergangswahrscheinlichkeiten eher zeitabhängig sind, wird für beliebige Zeitpunkte t_l, t_k typischerweise Zeitunabhängigkeit angenommen, d.h. $p_{ij}(t_l) = p_{ij}(t_k)$. In diesem Fall heißt die entsprechende Markovkette stationär. Da es sich in diesem Fall um intergenerationelle Übergangswahrschein-

lichkeiten zwischen Einkommenspositionen in den fertilitätsrelevanten Altersklassen handelt², werden langsame Veränderungsrate der Wahrscheinlichkeiten vorausgesetzt. Denn in der Regel wird für diese Altersklassen eine Generation benötigt, um von einer Einkommensposition zu einer anderen zu gelangen. Sozialer Auf- und Abstieg auf der aggregierten Ebene findet dadurch nur in Generationenintervallen statt. Da außerdem die Bevölkerungsprojektionen aus den momentanen Übergangswahrscheinlichkeiten abgeleitet werden, ist die Annahme einer stationären Markovkette zur Schätzung sozialer Mobilität einigermaßen gerechtfertigt, wenn auch nicht unproblematisch.

An dieser Stelle soll auf zwei wichtige Eigenschaften von Markovketten hingewiesen werden: Irreduzibilität und positive Rekurrenz. Dafür sei $p_{ij,t=k}$ die Wahrscheinlichkeit, dass der Zustand S_i den Zustand S_j in einem endlichen beliebigen Zeitpunkt k erreicht. Ist diese Wahrscheinlichkeit größer null, und gilt dies auch für die andere Richtung (von S_j zu S_i), sagt man, dass die Zustände kommunizieren, d.h. $S_i \leftrightarrow S_j$. Wenn alle Zustände miteinander kommunizieren, d.h. man von jedem Zustand zu jedem anderen gelangt, ist die entsprechende Markovkette irreduzibel³. Für die Einkommenspositionsverteilung ist sofort deutlich, dass eben diese Bedingung gegeben ist. Wird darüber hinaus verlangt, dass man für alle Zeitpunkte vom jedem beliebigen Anfangszustand zu jedem anderen gelangt, erhält man die Voraussetzung der positiven Rekurrenz. Um deren formale Definition zu gewinnen, wird die sogenannte Verteilung des ersten Überganges f_{ij} :

$$f_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij,n} \quad (7.1.2)$$

eingeführt, welche die Wahrscheinlichkeit dafür angibt, dass das System ausgehend vom Zustand S_i mindestens einmal den Zustand S_j erreicht (Heller et al. 1978: 41). Der Zustand S_i heißt „rekurrent“, wenn $f_{ii} = 1$, und „positiv-rekurrent“, wenn sein Erwartungswert μ_{ii} endlich ist, d.h. $\mu_{ii} < \infty$. Für die Einkommenspositionen bedeutet diese Eigenschaft, dass jede Position in einer bestimmten Zeit erreicht werden kann, so dass es immer die Möglichkeit zur sozialen Mobilität gibt – in welche Richtung auch immer. Falls man aber nur zu bestimmten Zeiten zu einem beliebigen Zustand gelangt, d.h. die Wahrscheinlichkeit $p_{ii,n}$, dass man ausgehend vom Zustand i wieder den Zustand i erreicht für alle Zeiten n , die nicht durch die Periode d teilbar sind, null ist, ist der Zustand i periodisch mit Periode d . Ist dagegen $d = 1$, heißt der Zustand aperiodisch. Periodizität ist für die vorliegende Diskussion wichtig, insofern nicht erwartet wird, dass bestimmte Einkommenspositionen periodisch erreichbar sind. Mit den oben eingeführten Begriffen ist es nun möglich, den wichtigen Satz über die Existenz einer asymptotischen Verteilung einer Markovkette zu betrachten, anhand dessen die Fitnessauszahlungen und die asymptotische Verteilung der verschiedenen Einkommensposition geschätzt werden können.

Satz 7.1.1. *Es seien e ein Spaltenvektor von Einsen, μ_{ii} die Erwartungswerte der Verteilung erster Übergänge aus Gleichung (7.1.2), und \mathbf{P} die Übergangsmatrix einer Markovkette. Eine*

² Nach Abbildung 5.10 variiert die Einkommensposition von Respondenten während ihrer Lebensspanne. Im Lebensverlauf von Respondenten zwischen 20 und 45 Jahren kommen Übergänge zwischen Einkommenspositionen allerdings seltener vor. Werden die Einkommenspositionenwechsel der 20- bis 45-jährigen Respondenten mit mehr als drei Erhebungsjahren zwischen 1984 und 2008 ermittelt (nicht angezeigt), erhält man, dass in knapp 61% der Fälle kein Einkommensübergang stattgefunden hat.

³ Das heißt, es gibt nur eine Äquivalenzklasse „ \leftrightarrow “.

irreduzible positiv-rekurrente Markovkette hat eine einzige asymptotische Verteilung π genau dann, wenn

$$\pi = \lim_{t \rightarrow \infty} \{p_{it}\}_{i \in S} = \frac{1}{\mu_{ii}} \quad i \in S \quad (7.1.3)$$

mit

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P}^t = e\pi^T \quad \text{und} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{p}_t^T = \pi^T \quad (7.1.4)$$

gilt (Beweise etwa in Heller et al. 1978: 72-74; Guttorp 1995: 37).

Diese Gleichungen sagen aus, dass sich über eine hinreichend große Zeit t die Übergangswahrscheinlichkeiten p_{ij} zwischen Zuständen bestimmten konstanten endlichen Werten annähern, welche die asymptotische Verteilung der Markovkette definieren. Wird die Verteilung der Einkommenspositionen beispielsweise als eine irreduzible nicht-rekurrente Markovkette betrachtet, wird eine stabile Einkommensverteilung für vorgegebene Übergangswahrscheinlichkeiten nach einem hinreichend großen Zeitraum erwartet, die unabhängig von der Ausgangseinkommensverteilung ist. Dies folgt unmittelbar aus Gleichung (7.1.4) für etwa J Zustände, denn

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{P}_t = \begin{pmatrix} \mu_{11}^{-1} & \mu_{22}^{-1} & \cdots & \mu_{JJ}^{-1} \\ \mu_{11}^{-1} & \mu_{22}^{-1} & \cdots & \mu_{JJ}^{-1} \\ \vdots & & & \vdots \\ \mu_{11}^{-1} & \cdots & & \mu_{JJ}^{-1} \end{pmatrix}. \quad (7.1.5)$$

Aus dieser Gleichung ergibt sich, dass die Grenzverteilung eine hypothetische Situation darstellt. Denn unabhängig davon, in welcher Einkommensposition sich die vorangegangene Generation befand, ergibt sich für große t die gleiche asymptotische Verteilung π für alle zukünftigen Generationen. Die Verteilung π weist auf die Richtung hin, in welche die Einkommenspositionen wachsen bzw. schrumpfen, d.h. ob für bestimmte vorgegebene Übergangswahrscheinlichkeiten eher eine stärkere Einkommenspolarisierung oder eine gleichmäßige Verteilung der Individuen in den Einkommenspositionen zu erwarten ist. Angesichts der Unwiederholbarkeit sozialer Prozesse ermöglicht es die Betrachtung dieser Grenzverteilung, die zu einer bestimmten Zeit wirkenden Bedingungen der Einkommensverteilung zu untersuchen. Diese Grenzverteilung lässt sich abschätzen, indem die Markovannahme (7.1.1) in Matrixform folgendermaßen umformuliert wird:

$$N_k^T = N_{k-1}^T \mathbf{P}, \dots, = N_0^T \mathbf{P}^k.$$

Daraus folgt zusammen mit den Gleichungen (7.1.3) und (7.1.4), dass für die asymptotische Verteilung gilt:

$$\pi = \pi \mathbf{P} \quad \text{mit} \quad \|\pi\|_1 = \sum_i^J \pi_i = 1. \quad (7.1.6)$$

Anhand dieser Beziehungen lässt sich die Grenzverteilung durch das Gleichungssystem

$$(\mathbf{I} - \mathbf{P}^T)\pi = 0 \quad \text{mit} \quad \sum_i^J \pi_i = 1. \quad (7.1.7)$$

berechnen, wobei I eine passende Identitätsmatrix ist. Um die asymptotische Verteilung schätzen zu können, muss zuerst die Übergangsmatrix \mathbf{P} aufgestellt werden, die der zugrunde liegenden Markovkette entspricht.

Um die Argumentation zu verdeutlichen, wird an dieser Stelle das Lebenszyklusdiagramm der einkommensabhängigen Bevölkerungsprojektion nach den in Abschnitt B.3 beschriebenen Aufstellungsregeln eingeführt (Abbildung 7.1). Wie in Abschnitt B.3 diskutiert, dient dieses Diagramm – auch „orientierter Graph“ genannt (Heller et al. 1978: 32ff.) – nicht nur der Veranschaulichung der dazugehörigen Markovkette und des Bevölkerungswachstumsmodells, sondern ist auch der Bevölkerungsprojektionsmatrix isomorph. In Abbildung 7.1 wird von fünf Einkommenspositionen ausgegangen, welche die Ecken des Lebenszyklusdiagramms bilden. Die Bögen zwischen Einkommensposition i und j sind anhand der Pfeilrichtungen orientiert und entsprechen deren Übergangswahrscheinlichkeiten p_{ij} . Die Folge von einem Anfangszustand zu einem Endzustand heißt „Pfad“. Da es hier um beliebige auf- oder abwärtsgerichtete Einkommensübergänge zwischen Generationen geht, sind die Übergangswahrscheinlichkeiten eigentlich bedingte Wahrscheinlichkeiten, d.h. sie drücken aus, dass man ausgehend von der elterlichen Haushaltseinkommensposition i in der darauffolgenden Generation zur Position j gelangt. Die Übergangswahrscheinlichkeiten werden als $P(X = i|Y = j)$ definiert, wobei X und Y Zufallsvariablen sind, deren Realisierung die Einkommensposition der Eltern- bzw. Kinderkohorten für eine bestimmte Periode wiedergibt. Es wird darüber hinaus vorausgesetzt, dass sich Individuen beim Erreichen einer bestimmten Einkommensposition mit den charakteristischen Fertilitätsraten F_i jeder Position fortpflanzen. Diese Voraussetzung wird teilweise durch die Ergebnisse in den Tabellen 5.2 gerechtfertigt, obwohl die Fertilitätsunterschiede zwischen den Einkommenspositionen nicht überall signifikant sind.

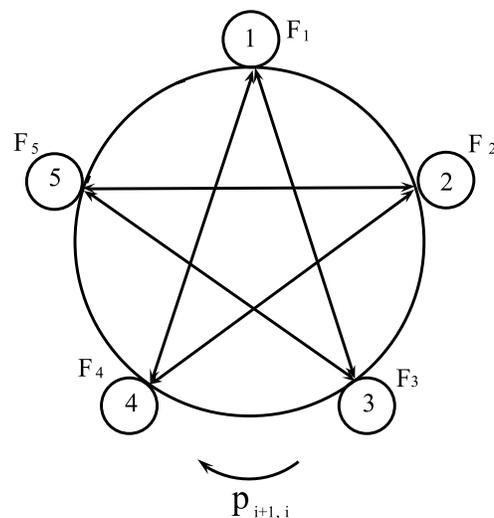


Abbildung 7.1.: Lebenszyklusdiagramm des einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells. Eigene Darstellung.

Nach Satz 7.1.1 hat die Projektionsmatrix des einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells genau dann eine Grenzverteilung, wenn die zugrunde liegende Markovkette irreduzibel und positiv-rekurrent ist. Für die Projektionsmatrix bedeuten diese Bedingungen, dass sie primitiv sein muss, d.h. sie darf nur einen einzigen Eigenwert λ_1 haben, der betragsmäßig der größte Eigenwert ist (vgl. Minc 1988: 47). Wenn die Matrix primitiv ist, können die intrinsische Wachstumsrate sowie die asymptotische Bevölkerungsverteilung nach Gleichung (B.3.9) in Abschnitt B.3 geschätzt werden. Dafür soll gezeigt werden, dass der größte gemeinsame Teiler der Bögenlängen im Lebenszyklusdiagramm eins ist (Berman 1984). Durch Inspektion wird sofort deutlich, dass das Lebenszyklusdiagramm tatsächlich diese Bedingung erfüllt, da die kleinste Bogenlänge eins ist, und alle Zustände miteinander verbunden sind. Also ist die entsprechende Projektionsmatrix primitiv – sie hat einen einzigen Eigenwert λ_1 , der betragsmäßig der größte Eigenwert ist – und die Bevölkerung hat deshalb eine durch die Gleichung (B.3.10) gegebene stabile Verteilung. Um das Bevölkerungswachstumsmodell in Abbildung 7.1 aus sozialwissenschaftlicher Sicht als Markovkette erfassen zu können, müssen darüber hinaus folgende Annahmen erfüllt sein (nach Fararo 1978: 440ff.):

- *Annahme 1:* Die Bevölkerung besteht aus Familienlinien, wobei nur ein Sohn bzw. eine Tochter eines vorgegebenen Vaters bzw. einer vorgegebenen Mutter entlang dieser Familienlinie verfolgt wird.
- *Annahme 2:* Die intergenerationellen Übergangswahrscheinlichkeiten p_{ij} von einer Einkommensposition zu einer anderen (oder zu sich selbst) erfüllen die Markovannahme (7.1.1). Darüber hinaus ist diese Markovkette stationär.
- *Annahme 3:* Der zeitliche Einkommenspositionsverlauf einzelner Familien auf dem Lebenszyklusdiagramm hängt nicht vom Verlauf anderer Familien ab.

Sicherlich sind diese Annahmen nicht unproblematisch. Familien können aus mehreren Kindern bestehen, die im Erwachsenenalter zu ganz unterschiedlichen Endzuständen kommen können. Es können auch intergenerationelle signifikante Effekte dritter Ordnung auftreten, so etwa zwischen Großeltern und Enkelkindern. Familien können darüber hinaus miteinander kooperieren (bzw. konkurrieren), so dass sich gemeinsame Übergangswahrscheinlichkeiten ergeben können. Dennoch haben die kumulierten Probit- und Linear-Mixed-Modelle der EGP-Klassen bzw. des Nettoerwerbseinkommens in Kapitel 6 darauf hingewiesen, dass die Geschwisterzahl und die Fertilität der Mutter in der Regel keine direkten signifikanten Zusammenhänge mit diesen Aspekten des beruflichen Verlaufs der Nachkommen aufzeigen. Da die Einkommensposition der Eltern in beiden Modellen oft eine signifikante Variable war, wird angenommen, dass die Position der Geschwister hauptsächlich durch die Einkommensposition der Eltern und nicht direkt durch die Einkommensposition anderer Geschwister bedingt wird, auch wenn ein Bildungsgefälle zwischen Geschwistern zu beobachten ist. Die Annahme 2 ist in dem Sinne zulässig, dass die sozioökonomische Lage der Nachkommen hauptsächlich durch die Humankapitalinvestitionen der Eltern und durch die privaten Transfers der Eltern an ihre Kinder geprägt wird. Die Ergebnisse des Alters-Survey 1996 für ganz Deutschland haben darauf hingewiesen, dass der Großteil der erbrachten privaten Transfers Schenkungen entspricht, die hauptsächlich von den 40- bis 85-jährigen Eltern an ihre erwachsenen Kinder gemacht worden sind (Szydlik 1999: 12). Die Höhe und Häufigkeit

von privaten Transfers von Eltern an die Kinder waren noch größer (etwa 40% nach Szydlík 1999: 12), wenn zusätzlich außerordentliche oder nicht-periodische Transfers bzw. Sachgeschenke u.ä. berücksichtigt wurden. Der Prozentanteil der Schenkungen der Großeltern an ihre Enkel betrug hingegen ca. 10,5%. In Bezug auf Annahme 3 gewährleistet die Stichprobenrandomisierung, dass für die SOEP-Stichproben keine direkte Abhängigkeit zwischen den Familienlinien besteht.

Unter Verwendung dieser Annahmen wird im Folgenden anhand der westdeutschen SOEP-Stichprobe die Methode zur Schätzung der intergenerationellen Übergangswahrscheinlichkeiten dargestellt (vgl. Tabelle A.2, Stichprobe III). In der Literatur zur Einkommensmobilität gibt es grundsätzlich drei Typen von Übergangsmatrizen, die sich aus praktischer Sicht in der Methode der Stichprobenzerlegung nach Einkommensklassen voneinander unterscheiden (nach Formby et al. 2003). Bei den sogenannten exogenen Übergangsmatrizen werden vorgegebene Einkommensintervalle als Klassifizierungskategorien festgelegt, die von der beobachteten Einkommensverteilung unabhängig sind. Bei den quantil- bzw. mittelwertabhängigen Übergangsmatrizen werden die Einkommensintervalle hingegen durch die beobachteten Einkommensverteilung bestimmt, wobei im ersten Fall die Quantile, und im zweiten Fall die relativen Einkommenspositionen zum Mittelwert bzw. zum Median herangezogen werden. Es ist klar, dass je nachdem welcher Übergangsmatrixtyp zugrunde liegt, unterschiedliche Informationen über die Einkommensmobilität gewonnen werden können. Nach der Diskussion in Abschnitt 3.2 über die Bedeutung des Referenzpunktes für das Entscheiden unter Unwissenheit kommt in diesem Abschnitt nur die mittelwertsabhängige Übergangsmatrix in Frage, denn sie berücksichtigt die relativen Verschiebungen der sozioökonomischen Lagen, die wiederum Rahmenbedingungen des generativen Verhaltens konstituieren. Darüber hinaus wird das preisbereinigte Haushaltseinkommen vor Staatstransfers und Steuern herangezogen, damit mögliche Effekte von Staatsinterventionen einigermaßen kontrolliert werden können. Auf diese Weise werden sozialpolitische Effekte als Randbedingungen angenommen, welche allen einzelnen Familienlinien gemeinsam sind. Das durchschnittliche gewichtete Einkommen bezieht sich auf die gesamte westdeutsche Stichprobe des jeweiligen Erhebungsjahres. Die Einkommenspositionen werden in Tabelle 5.1 definiert, wobei Haushalten in Einkommensposition 1 das niedrigste Haushaltseinkommen aufweisen.

Zur Identifizierung der Familienlinien wurden nur Väter berücksichtigt, denn für die hier untersuchten Elternkohorten (1922-1950) war der Haushaltsvorstand und Hauptverdiener in der Regel der Vater, so dass dessen Einkommensposition informationsreicher als die der Mütter ist. Darüber hinaus wurden nur solche Väter ausgewählt, die am SOEP teilgenommen haben und für die auch Einkommensangaben vorliegen. Die Kinderkohorten bestehen aus Männern und Frauen, die zwischen 1960 und 1975 geboren worden sind. Wegen dieser Beschränkung der Geburtskohorten kann aus dem SOEP-Datensatz nur eine begrenzte Zahl von Familienlinien rekonstruiert werden. Das Jahr 2000 wurde als Beobachtungszeitpunkt ausgewählt, damit zwei Bedingungen erfüllt werden können. Zum ersten wird versucht, die höchste Fallzahl von Familienlinien zu erhalten. Zum zweiten ist es nötig, einen solchen Beobachtungszeitpunkt auszuwählen, für den eine gewisse Einkommensstabilität angenommen werden kann, denn die Clusteranalyse und die Reichtumsprofile in Abschnitt 4.4 bzw. 5.1.4 haben darauf hingewiesen, dass das Einkommen im Lebensverlauf von Individuen erst nach etwa dem 25. Lebensjahr eine gewisse Stabilität erreicht. Da nach Annahme 2 die zugrunde liegende Markovkette als

stationär angenommen wird, empfiehlt sich, dass man von mehr oder weniger endgültigen Einkommenspositionen der Eltern- und Kinderkohorten ausgeht. Diese willkürliche Festlegung von künstlichen Generationen kann allerdings problematisch werden, wie beispielsweise T. Fararo ausführlicher diskutiert (Fararo 1978: 445). Ein Grund dafür ist, dass sich diese Generationen über mehrere Kohorten erstrecken, und dadurch die Einkommensübergänge nicht gleichzeitig für jede Familienlinie stattfinden. Deshalb liegt das Alter der Väter im Jahr 2000 zwischen 50 und 83 und das der Kindergeneration zwischen 28 und 40 Jahren.

Um genauere Schätzungen erhalten zu können, wurden Querschnittshochrechnungsfaktoren verwendet. Dies war notwendig, denn die tatsächliche Zahl von Familienlinien beträgt 427 für Männern bzw. 289 für Frauen. Auch wenn diese Hochrechnungsfaktoren für die Eltern und die Kindergeneration im SOEP vorhanden sind, erweist sich die Tatsache, dass Hochrechnungsfaktoren der Familienlinien erst geschätzt werden müssen, als besonders problematisch. Da das SOEP (und im Allgemeinen sozioökonomische Erhebungen) keine „Familienhochrechnungsfaktoren“, sondern lediglich Personen- bzw. Haushaltshochrechnungsfaktoren, die nicht unmittelbar Familienhochrechnungsfaktoren gleichzusetzen sind (vgl. Lengerer et al. 2005), anbietet, werden anhand des diskreten Bayesschen Satzes die Übergangswahrscheinlichkeiten in zwei Schritten geschätzt. Es seien also X und Y wie oben Zufallsvariablen, die der Einkommensposition der Väter bzw. der von den Kindern im Jahr 2000 entsprechen. Nach dem Bayesschen Satz kann die Übergangswahrscheinlichkeit der Einkommensposition j des Vaters zur Einkommensposition i der Kinder durch

$$P(X = i|Y = j) = \frac{P(Y = j|X = i)P(X = i)}{\sum_{k=1}^5 P(Y = j|X = k)P(X = k)} \quad i, j = 1, \dots, 5 \quad (7.1.8)$$

geschätzt werden. Die bedingten Wahrscheinlichkeiten $P(Y = j|X = i)$ und die a-priori Wahrscheinlichkeiten $P(X = i)$ können durch die Hochrechnungsfaktoren der Väter bzw. der Kinder geschätzt werden, indem die Kontingenztabelle der Einkommensposition der Väter bedingt durch die Einkommensposition der Kinder aufgestellt wird. Man verfährt folgendermaßen: Es seien $n_{j|i}$ die Häufigkeit der Väter in Einkommensposition j bedingt durch die Einkommensposition i ihrer Kinder und $w_j^{(v)}$ die individuellen Querschnittsgewichte der Väter. Die gewichteten Häufigkeiten $n_{ij}^{(G)}$ der Einkommenspositionen von Vätern und Kindern in jeder Zelle werden also durch

$$n_{ij}^{(G)} = \sum_{j=1}^{n_{j|i}} w_j^{(v)} \quad (7.1.9)$$

definiert. Damit lassen sich die bedingten Wahrscheinlichkeiten $P(Y = j|X = i)$ durch Teilung mit der Marginalsumme der jeweiligen Zeile berechnen:

$$\hat{P}(Y = j|X = i) = \frac{n_{ij}^{(G)}}{\sum_{j=1}^5 n_{ij}^{(G)}}. \quad (7.1.10)$$

Die a-priori-Wahrscheinlichkeiten $P(X_i)$ können analog abgeleitet werden. Seien n_i die Häufigkeiten der Einkommenspositionen der Kinder und $w_i^{(k)}$ ihre individuellen Querschnittsgewichte.

Die gewichteten Häufigkeiten $n_i^{(G)}$ und die entsprechenden geschätzten $P(X_i)$ werden durch

$$n_i^{(G)} = \sum_{i=1}^{n_i} w_i^{(k)} \quad (7.1.11)$$

bzw.

$$\hat{P}(X_i) = \frac{n_i^{(G)}}{\sum_{i=1}^5 n_i^{(G)}} \quad (7.1.12)$$

berechnet. Die so erhaltenen Übergangswahrscheinlichkeiten $P(X = i|Y = j)$ werden deshalb indirekt durch eine Art Familienhochrechnungsfaktor geschätzt, da die Einkommenspositionsverteilung der Väter und Kinder an ihre eigenen Randverteilungen mittels $w_j^{(v)}$ bzw. $w_i^{(k)}$ hochgerechnet und miteinander kombiniert werden. Durch die Gleichungen (7.1.10) und (7.1.12) können anschließend die gesuchten Übergangswahrscheinlichkeiten $P(X = i|Y = j)$ mittels Gleichung (7.1.8) geschätzt werden. Um andererseits die asymptotische Verteilung π der entsprechenden Markovkette zu schätzen, ist nach Satz 7.1.1 zu zeigen, dass sie irreduzibel und positiv-rekurrent ist. Diese Eigenschaften können aber anhand der Übergangsmatrix selbst überprüft werden. Falls die entsprechenden Übergangsmatrizen nur einen einzigen Eigenwert vom Betrag eins besitzen, ist die entsprechende Markovkette irreduzibel und positiv-rekurrent (Beweis in Heller et al. 1978: 111). Da beide Übergangsmatrizen diese Bedingung erfüllen, lassen sich auch die entsprechenden Grenzverteilungen für Männer und Frauen aus Gleichung (7.1.7) berechnen⁴. Die Punktschätzungen der Übergangsmatrizen und deren asymptotischen Verteilungen werden in Tabelle 7.1 und Tabelle 7.2 für Männer bzw. Frauen dargestellt. Das vollständige Bevölkerungswachstumsmodell in Abbildung 7.1 wird erst in Abschnitt 7.3 behandelt.

Tabelle 7.1.: Intergenerationelle Übergangsmatrix westdeutscher Söhne der Kohorten 1960-1975 sowie asymptotische Verteilung $\hat{\pi}$. Einkommenspositionen in Tabelle 5.1 beschrieben. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Väter / Söhne	Position 1	Position 2	Position 3	Position 4	Position 5
Position 1	0.3266	0.0774	0.1912	0.2393	0.1656
Position 2	0.0351	0.7201	0.1060	0.0287	0.1102
Position 3	0.0800	0.1271	0.6164	0.1046	0.0719
Position 4	0.1483	0.0812	0.0316	0.6063	0.1326
Position 5	0.1160	0.0668	0.0534	0.0679	0.6958
$\hat{\pi}$	0.12	0.23	0.18	0.19	0.28

Wie den beiden Übergangsmatrizen zu entnehmen ist, sind die Übergangsraten auf der Diagonale in der Regel am kleinsten. Damit ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Sohn in der nachfolgenden Generation dieselbe Einkommensposition wie der Vater hat, normalerweise größer als die Wahrscheinlichkeit intergenerationaler Einkommensmobilität. Es ist zu vermuten, dass die Signifikanz und Vorzeichen der Regressionskoeffizienten der elterlichen Einkommensposition

⁴ Zur Lösung der entsprechenden Gleichungssysteme wurden die numerischen Verfahren des Programms Mathematica benutzt.

Tabelle 7.2.: Intergenerationelle Übergangsmatrix westdeutscher Töchter der Kohorten 1960-1975 sowie asymptotische Verteilung $\hat{\pi}$. Einkommenspositionen in Tabelle 5.1 beschrieben. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Väter / Töchter	Position 1	Position 2	Position 3	Position 4	Position 5
Position 1	0.2514	0.1561	0.1337	0.2066	0.2522
Position 2	0.2521	0.5069	0.0310	0.0198	0.1902
Position 3	0.2135	0.0851	0.2262	0.3194	0.1558
Position 4	0.1352	0.0157	0.2103	0.4010	0.2378
Position 5	0.1867	0.0458	0.0540	0.2008	0.5126
$\hat{\pi}$	0.19	0.12	0.12	0.24	0.31

in den statistischen Modellen des Kapitels 6 gerade mit dieser überhöhten Bleibewahrscheinlichkeit übereinstimmen. Auf der anderen Seite deuten die Schätzungen allerdings darauf hin, dass Männer tendenziell größere Bleibewahrscheinlichkeiten aufweisen als Frauen. Diese Wahrscheinlichkeitsunterschiede bewirken, dass die asymptotische Verteilung $\hat{\pi}$ bei Männern linear zunehmend und bei Frauen eher U-förmig ausfällt. Dennoch besteht für beide Geschlechter die Möglichkeit einer aufwärtsgerichteten Einkommensmobilität, da in den entsprechenden Grenzverteilungen die höchste Einkommensposition deutlich häufiger besetzt wird. Besonders auffällig sind die größeren Wahrscheinlichkeiten der Frauen in der ersten und fünften Einkommenspositionen (Spalte 1 und 5, Tabelle 7.2) im Vergleich zu den Wahrscheinlichkeiten für Männer derselben Positionen (Spalte 1 und 5, Tabelle 7.1). Dieses Ergebnis spricht für eine Einkommenspolarisierung bei Frauen, die anhand der Regressionsmodelle in Kapitel 6 interpretiert werden kann: Einerseits haben Frauen im Durchschnitt ein höheres Bildungsniveau, andererseits erleben sie häufiger Perioden von Nichterwerbstätigkeit und verdienen im Durchschnitt weniger als Männer. Diese geschlechtsspezifischen Zusammenhänge und die Interpretation der Übergangswahrscheinlichkeiten im Generationenwechsel können durch die sogenannte Durchschnittsverbleibdauer, die von S. J. Preis vorgeschlagen worden sind (Prais 1955), näher analysiert werden. Sie bezeichnet die durchschnittliche Anzahl von Generationen T , die Familienlinien in einer bestimmten Einkommensposition bleiben, d.h. den Erwartungswert der Dauerzeit in einer bestimmten Einkommensposition. Nach S. J. Preis kann die intergenerationale Durchschnittsverbleibdauer $\hat{E}(T)$ und deren Varianz $\hat{\sigma}^2(T)$ durch

$$\hat{E}(T) = 1/(1 - p_{ii}), \quad \hat{\sigma}^2(T) = p_{ii}/(1 - p_{ii}) \quad (7.1.13)$$

geschätzt werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7.3 dargestellt.

Die Standardabweichungen zusammen mit der Durchschnittsverbleibdauer für Männer in Tabelle 7.3 weisen darauf hin, dass die erste Einkommensposition durch höhere Mobilitätsraten gekennzeichnet ist, während die zweite und fünfte Einkommenspositionen längere Verbleibzeiten aufweisen. Bei Frauen hingegen zeigen die erste und dritte Einkommenspositionen die höchsten Übergangsraten aus. Im Vergleich ergibt sich, dass Frauen im Allgemeinen höhere Übergangsraten als Männer aufweisen, da die Zahl von Familienkohorten in einer bestimmten Einkommensposition tendenziell kleiner ist.

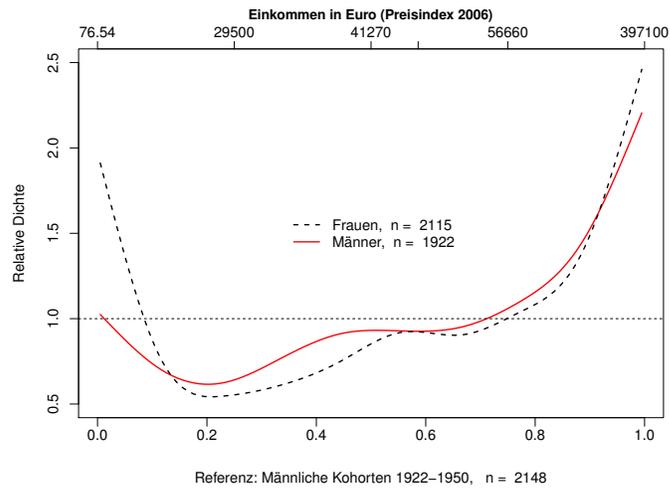
Tabelle 7.3.: Durchschnittsverbleibdauer $\hat{E}(T)$ und deren Standardabweichung $\hat{\sigma}(T)$ nach Gleichung (7.1.13). Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Dichte	Männer		Frauen	
	E(T)	Std(T)	E(T)	Std(T)
P(X = k Y = 1)	1.48	0.85	1.34	0.76
P(X = k Y = 2)	3.57	3.03	2.03	1.72
P(X = k Y = 3)	2.61	2.05	1.29	1.01
P(X = k Y = 4)	2.54	1.98	1.67	1.30
P(X = k Y = 5)	3.29	2.74	2.05	1.71

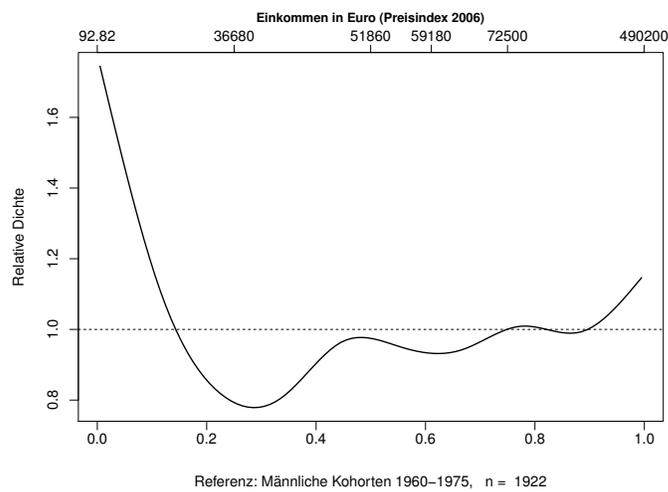
Angesichts der dargestellten geschlechtsspezifischen Einkommensmobilität stellt sich die Frage, ob diese Übergangswahrscheinlichkeiten nur vom Lebensverlauf und sozioökonomischen Eigenschaften der ausgewählten Familien abhängen oder ob sie im Gegenteil den entsprechenden Kohorten der gesamten Stichprobe zugeordnet werden können⁵. Nach der Diskussion über Einkommensverteilung in Abschnitt 5.1 hängen die Übergangswahrscheinlichkeiten teilweise mit strukturellen und historischen Bedingungen zusammen, die den hier untersuchten Kohorten gemeinsam sind. Unter diese Bedingungen fallen beispielsweise die Bildungsexpansion, die geschlechtsspezifische Arbeitsmarktsegregation, die Berufswahl, die Kinderbetreuungsinfrastruktur sowie die zunehmende Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen. Um mögliche Kohorten- und Periodeneffekte einigermaßen zu kontrollieren, welche die Analyse der Übergangswahrscheinlichkeiten verzerren könnten, werden nun die relativen Haushaltseinkommensverteilungen der männlichen Kohorten 1922-1950 ($n = 2149$) und 1960-1975 ($n = 1922$) sowie der weiblichen Kohorten 1960-1975 ($n = 2115$), nach der im Abschnitt C.1.3 beschriebenen Methode der relativen Dichte, analysiert. Um zu verdeutlichen, dass es sich um dieselben Kohorten handelt, werden die Kohorten 1922-1950 als die Väter- und die Kohorten 1960-1975 als die Kinderkohorten bezeichnet. Diesmal werden alle Befragungspersonen in Westdeutschland berücksichtigt, um deutlich größere Stichproben erhalten zu können. Eventuelle Alterseffekte von zu jungen oder zu alten Nachkommen werden kontrolliert, indem die männlichen Kohorten 1922-1950 im Jahr 1984 (d.h. im Alter von 34-64) sowie die männlichen und weiblichen Kohorten 1960-1975 im Jahr 2008 (d.h. im Alter 33-48) beobachtet werden. Mit diesen Altersgrenzen lassen sich nach den Reichtumsprofilen in Abschnitt 5.1.4 mehr oder weniger endgültige Einkommenspositionen für Erwachsene erwarten.

In Abbildung 7.2a werden die Kurven der relativen Dichten zwischen der Einkommensverteilung der Väterkohorten 1922-1950 und der Einkommensverteilung der männlichen und weiblichen Kinderkohorten gezeigt. Die untere und die obere horizontale Achse entsprechen den Dezilen bzw. den originalen Dezilwerten des Haushaltseinkommens der Väterkohorten in Euro von 2006. Wie in Abschnitt C.1.3 besprochen wird, stellt die relative Dichte das Verhältnis zwischen den Dichten der zu vergleichenden Zufallsvariablen dar. Falls die Einkommensverteilung der Kinderkohorten einen überproportionalen Anteil in einem bestimmten Quantil aufweist, erhält man im Vergleich mit der Einkommensverteilung der Väterkohorten größere Werte der

⁵ Zur Diskussion von Zeiteffekten in sozialwissenschaftlichen Studien vgl. etwa Alwin/McCammon 2003: 28.



(a)



(b)

Abbildung 7.2.: Relative Dichte des Haushaltseinkommens. (a) Referenz: männliche Kohorten 1922–1950, Vergleichsgruppen: männliche Kohorten 1960–1975 (gestrichelte Linie) und weibliche Kohorten 1960–1975 (durchgezogene rote Linie). (b) Referenz: männliche Kohorten 1960–1975, Vergleichsgruppe: weibliche Kohorten 1960–1975. Westdeutschland. Preisindex von 2006. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

relativen Dichte $g(r)$. In diesem Fall übersteigt die Kurve der relativen Dichte die Gleichgewichtslinie $g(r) = 1$. Bei den männlichen Kinderkohorten in Abbildung 7.2a (durchgezogene rote Linie) sieht man, dass die Wahrscheinlichkeit dafür, dass sich Beobachtungen der männlichen Kinderkohorten zwischen dem ersten und achten Quantil finden lassen, im Vergleich zu den Väterkohorten kleiner ist. Dagegen sind die Chancen, dass man eine Beobachtung der Kinderkohorten in den obersten Quantilen findet, etwa zwischen 1,5- und 2-mal größer als bei den Väterkohorten. Im Fall der Frauen zeigt sich in Abbildung 7.2a (gestrichelte Linie) ein u-förmiger Verlauf, welcher eher für eine Einkommenspolarisierung spricht, da die Chancen vergleichsweise größer sind, dass sich Beobachtungen der weiblichen Kinderkohorten im ersten Dezil sowie in den letzten zwei Dezilen befinden. Vergleicht man aber die Einkommensverteilung zwischen Männern und Frauen der Kinderkohorten in Abbildung 7.2b, wobei diesmal die männlichen Kinderkohorten die Referenzgruppe bilden, erkennt man bei Frauen ebenfalls einen u-förmigen Verlauf der relativen Dichte. Dieses Ergebnis bestätigt, dass die Einkommenspolarisierung bei Frauen nicht nur in Bezug auf die Väterkohorten, sondern auch im Vergleich mit Männern des selben Alters besteht. Dieser Befund stimmt mit den asymptotischen Verteilungen der letzten Zeilen der Tabellen 7.1 und 7.2 überein, insofern Frauen in der ersten und fünften Einkommensposition vergleichsweise überrepräsentiert sind. Es lässt sich deshalb feststellen, dass die Übergangsmatrizen nicht nur der Einkommensmobilität der Familienlinien, sondern teilweise auch der Mobilität zwischen den Kohorten 1922-1950 und 1960-1975 Rechnung tragen.

7.2. Altersabhängige Bevölkerungsprojektion

Im folgenden Abschnitt wird anhand der Sterbetafeln und der Altersklassenverteilungen der amtlichen Statistik in Westdeutschland das asymptotische Verhalten des Bevölkerungswachstums analysiert. In diesen Berechnungen wird die Bevölkerungsaußenwanderung, die bei den Voraussberechnungen des Statistischen Bundesamts eine wichtige Rolle spielt, allerdings nicht berücksichtigt. Da die zugrunde liegenden Stichproben der amtlichen Statistik im Vergleich zum SOEP etwa dreimal so groß sind und praktisch alle in Deutschland lebenden Personen umfassen, wird hier davon ausgegangen, dass das altersabhängige Bevölkerungsmodell die „wahren“ intrinsischen Wachstumsraten darstellt, mit denen die Anpassung des einkommensabhängigen Modells verglichen werden kann. Um einen umfassenden Überblick der Bevölkerungsentwicklung zu gewinnen, werden für die Jahrzehnte zwischen 1934 und 2008 die intrinsischen Wachstumsraten r_2 nach Gleichung (B.3.5) und die asymptotischen Bevölkerungsverteilungen nach Gleichung (B.3.10) berechnet. Nach den Erläuterungen in Abschnitt B.3 ist es dabei notwendig, die altersabhängige Projektionsmatrix (B.3.8) aufzustellen. Dafür werden die Überlebenswahrscheinlichkeiten der Altersklassen p_x , die altersspezifischen Fertilitätsraten (von Frauen) F_x und die für das vorgegebene Jahr gültige Altersklassenverteilung X von Männern und Frauen verwendet. Die detaillierte Beschreibung der Sterbetafeln und der Schätzungsmethoden der Überlebenswahrscheinlichkeiten werden in Abschnitt B.1 dargestellt. Darüber hinaus wird das durchschnittliche Alter μ der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder und die entsprechende Standardabweichung in der stationären Bevölkerungsverteilung geschätzt, um Tempoeffekte analysieren zu können. Dieses Durchschnittsalter μ wird anhand der Nettoerproduktionsraten und der Momente der Altersverteilung nach den Formeln, die in Abschnitt B.2 detailliert beschrieben

worden sind, geschätzt. Es werden ebenfalls die Eigenwerte λ der entsprechenden Projektionsmatrizen aus Gleichung (B.3.8) und die intrinsischen Wachstumsraten r_1 nach Gleichung (B.3.9) berechnet. Um die intrinsischen Wachstumsraten für Männer berechnen zu können, werden die weiblichen altersspezifischen Fertilitätsraten durch das Geschlechterverhältnis 0.513 multipliziert (vgl. Keyfitz 1977: Kap. 2). Tabelle 7.4 fasst die Ergebnisse zusammen.

Tabelle 7.4.: Intrinsische Wachstumsraten westdeutscher Männer und Frauen in verschiedenen Jahren. Die intrinsische Rate r_1 wird durch den Eigenwert λ der entsprechenden Projektionsmatrizen nach Gleichung (B.3.9) und r_2 durch das Iterationsfunktional in Gleichung (B.3.5) berechnet. Nettoreproduktionsrate R_0 , μ Durchschnittsalter von Frauen in der stationären Bevölkerungsverteilung bei der Geburt von Kindern und *Std.* deren Standardabweichung. Quelle: Sterbetafeln und Altersklassenverteilungen des Statistischen Bundesamts, eigene Berechnungen.

Jahr	Männer				Frauen					
	λ	r_1	r_2	R_0 aus r_1	λ	r_1	r_2	R_0 aus r_1	μ	Std.
1934	0.9791	-0.0042	-0.0042	0.8903	0.9749	-0.0051	-0.0051	0.8697	25.65	6.31
1950	0.9914	-0.0017	-0.0017	0.9534	0.9873	-0.0026	-0.0026	0.9319	26.45	6.12
1960	1.0192	0.0038	0.0038	1.1105	1.0139	0.0028	0.0028	1.0790	25.81	5.90
1970	0.9994	-0.0001	-0.0001	0.9967	0.9899	-0.0020	-0.0020	0.9459	24.82	6.09
1980	0.9418	-0.0120	-0.0120	0.7190	0.9362	-0.0132	-0.0132	0.6957	25.01	5.22
1990	0.9477	-0.0107	-0.0107	0.7442	0.9410	-0.0122	-0.0122	0.7159	26.19	5.30
2000	0.9444	-0.0114	-0.0114	0.7302	0.9375	-0.0129	-0.0129	0.7012	26.91	5.55
2008	0.9414	-0.0121	-0.0121	0.7173	0.9345	-0.0136	-0.0136	0.6889	28.10	5.55

Wie den Schätzungen der intrinsischen Wachstumsraten zu entnehmen ist, weist die Bevölkerung in Westdeutschland praktisch für das ganze 20. Jahrhundert negative Wachstumsraten auf, welche abgesehen vom Babyboom der 1960er Jahre sogar einem abnehmenden Trend unterliegen. Dementsprechend liegen die Nettoreproduktionsraten der männlichen und weiblichen Bevölkerung in diesem Zeitraum nicht nur unterhalb des Erhaltungsniveaus von eins, sondern nehmen kontinuierlich ab. Insbesondere Frauen zeigen stärkere abnehmende Wachstumsraten als Männer, da das Geschlechterverhältnis bei der Geburt von Kindern unter diesen Sterblichkeitsraten zugunsten der Männer ausfällt. Andererseits tritt neben diesen Quantumeffekt ein Tempoeffekt⁶, der sich in der Zunahme des Durchschnittsalters der Mutter in der stationären Bevölkerungsverteilung und in der entsprechenden Schrumpfung der Geburtenstreuung insbesondere nach dem Babyboom der 1960er Jahre ausdrückt. Anschaulich formuliert entspricht dieser Tempoeffekt einer Abnahme der Fläche unter der Fertilitätskurve in Abbildung 3.4, wobei aber die Geburtenverteilung bei Frauen aufgrund des erhöhten Alters bei der Geburt der Kinder linksschiefer geworden ist (vgl. Abbildung 5.15). Da Männer und Frauen in Westdeutschland – wie die Ergebnisse vorheriger Kapitel nahe legen – tendenziell erst mit der Ehe (und in verminderter Weise mit der Entstehung einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft) eine Familie gründen, hängen diese Tempoeffekte teilweise mit dem Anstieg des durchschnittlichen Alters bei der Eheschließung sowie mit der Verlängerung der Ausbildungsphase zusammen.

⁶ Tempo- und Quantumeffekt beziehen sich auf Veränderungen beim Zeitpunkt der Geburten bzw. auf die periodenspezifische Gesamtzahl von Kindern (vgl. Lutz 2006 und die Definition der zusammengefassten Geburtenziffer in Abschnitt B.2).

Um zu überprüfen, inwiefern die veränderten Überlebenswahrscheinlichkeiten einen Effekt auf das Fertilitätstempo der stationären Bevölkerung ausüben, wird an dieser Stelle eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt, wobei die Differenz des Durchschnittsalters bei der Geburt der Kinder zwischen zwei Perioden in eine Sterblichkeits- und eine Fertilitätskomponente zerlegt wird. Erwartungsgemäß hat Fertilität einen stärkeren Effekt auf das Durchschnittsalter bei der Geburt der Kinder, da die Veränderungen der Sterblichkeitsraten in Westdeutschland ab etwa den 1930er Jahren vergleichsweise niedriger ausfallen als die der Fertilitätsraten. Da nach den Gleichungen (B.2.2) und (B.2.3) das Durchschnittsalter μ eine Funktion der Überlebenswahrscheinlichkeiten sowie der Fertilitätsraten ist, kann man diese Größen zwischen zwei Perioden austauschen, um die relativen Veränderungen des Durchschnittsalters abschätzen zu können. Betrachtet man beispielsweise zwei Jahre (Beobachtungsperioden 1 und 2), kann man das Durchschnittsalter μ_1 der Periode 1 durch Einsetzen der Überlebenswahrscheinlichkeiten L_x bzw. Fertilitätsraten F_x der Periode 2 neu berechnen. Auf diese Weise werden die Veränderungen des Durchschnittsalters, die nur auf Sterblichkeitsraten zurückzuführen sind, von denen, die nur auf Fertilitätsraten zwischen Perioden 1 und 2 beruhen, getrennt. Definiert man also $\mu_m = \mu(L_x^{(2)}, F_x^{(1)})$ als die Sterblichkeitseffekte und $\mu_f = \mu(L_x^{(1)}, F_x^{(2)})$ als die Fertilitätseffekte zwischen Perioden 1 und 2, erhält man die relativen Effekte dieser Größen auf das Durchschnittsalter bei der Geburt von Kindern in der stationären Bevölkerung aus den folgenden Sterblichkeits- und Fertilitätsdifferenzen Δ_m bzw. Δ_f (nach Keyfitz 1977: 189):

$$\Delta_m = \mu_m - \mu_1, \quad \Delta_f = \mu_f - \mu_1. \quad (7.2.1)$$

Da sich die Effekte von veränderten Sterblichkeits- und Fertilitätsraten gegenseitig aufheben und zu null summieren können, wird zusätzlich ein Interaktionsterm Δ_I berechnet, der durch

$$\Delta_I = (\mu_2 - \mu_f) - (\mu_m - \mu_1)$$

bestimmt wird, wobei μ_2 das Durchschnittsalter in Periode 2 ist. Aus Gleichung (7.2.1) lässt sich entnehmen, dass negative Werte der Sterblichkeitsdifferenz Δ_m einer Abnahme von μ_m entsprechen, d.h., die Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeiten ist vor allem auf die jüngeren Altersklassen zurückzuführen. Umgekehrt deuten positive Werte von Δ_m auf eine Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeiten der älteren Altersklassen. Analog werden die Werte von Δ_f interpretiert: Negative Werte entsprechen einer Zunahme der Fertilitätsraten der jüngeren, positive Werte einer Zunahme der älteren Altersklassen.

Wie in Tabelle 7.5 erwartungsgemäß abzulesen ist, sind die Sterblichkeitseffekte für die stationäre Bevölkerung zwischen 15 und 45 Jahren tendenziell positiv und weisen auf eine Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeiten vor allem älterer Altersklassen hin. Ebenfalls entspricht der Fertilitätseffekt einer Zunahme des Durchschnittsalters bei der Geburt der Kinder. Allerdings zeigt sich, dass die Veränderungen der Überlebenswahrscheinlichkeiten deutlich kleiner sind und etwa zwischen 1% und 9% liegen. Dennoch fallen diese Effekte insgesamt geschlechtsspezifisch aus. Während sich bei Männern beide Effekte praktisch aufheben, zeigt sich für Frauen aufgrund des stärkeren Effektes von Fertilität abnehmende Werte des Durchschnittsalters zwischen 11% und 3,4%. Besonders auffällig ist die Umkehrung des Sterblichkeitseffektes bei Frauen in den Jahren 2000 bis 2008, die mit der Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeit jüngerer Altersklassen zu erklären ist und die sogar zu einer positiven Interaktion zwischen Sterblichkeit und

Tabelle 7.5.: Sensitivitätsanalyse der Effekte veränderter Überlebenswahrscheinlichkeiten und Fertilitätsraten auf das Durchschnittsalter bei der Geburt von Kindern in der stationären Bevölkerung. Quelle: Sterbetafeln und Bevölkerungsverteilungstabellen des Statistischen Bundesamtes, eigene Berechnungen.

Jahre	Männer			Frauen		
	Sterblichkeit	Fertilität	Interaktion	Sterblichkeit	Fertilität	Interaktion
1932-1950	0.035	0.744	-0.002	0.085	0.804	-0.111
1950-1960	0.015	-0.658	-0.002	0.051	-0.614	-0.081
1960-1970	0.033	-0.996	0.001	0.038	-0.962	-0.038
1970-1980	-0.026	0.178	0.006	0.010	0.182	-0.034
1980-1990	0.011	1.179	0.000	0.029	1.207	-0.046
1990-2000	0.007	0.710	0.001	0.021	0.732	-0.035
2000-2008	0.006	1.188	0.000	-0.055	1.203	0.045

Fertilität führt. Zu beachten ist hier, dass der Babyboom der 1960er Jahre vor allem auf eine starke Zunahme der Fertilitätsraten jüngerer Altersklassen zurückzuführen ist, worauf das negative Vorzeichen der Fertilitätsdifferenz Δ_f hinweist. Angesichts der Regressionskoeffizienten der Altersklassen in den Verweildauerregressionen in Abschnitt 6.1.2 kann man den Babyboom im Grunde genommen als einen Tempoeffekt interpretieren, wobei Familien früher gegründet worden sind. Da mit zunehmenden Alter die Chancen einer Schwangerschaft deutlich kleiner werden, hängt ein früherer Eintritt ins Familienleben wegen einer erhöhten Wahrscheinlichkeit einer Schwangerschaft mit zunehmenden intrinsischen Wachstumsraten zusammen. Die Folgen der abnehmenden intrinsischen Wachstumsraten und des Durchschnittsalters bei der Geburt von Kindern können darüber hinaus veranschaulicht werden, indem die durch die stetige Wirkung von periodenspezifischen Sterblichkeits- und Fertilitätsraten verursachte Altersverteilung betrachtet wird. Nach den Erläuterungen in Abschnitt B.3 ist es anhand von Gleichung (B.3.10) möglich, die asymptotische Altersklassenverteilung N_{Stabil} aus den entsprechenden Eigenvektoren der Projektionsmatrizen zu berechnen. Da die Referenzverteilung N_0 in Gleichung (B.3.10) beliebig sein kann, wird die Altersverteilung von Männern und Frauen im Jahr 1934 als Referenzverteilung gewählt, damit die Veränderungen der Altersverteilung zwischen 1934 und 2008 leichter zu interpretieren sind. Es muss hier bemerkt werden, dass Nettoreproduktionsraten kleiner eins nicht unbedingt mit dem Aussterben einer Bevölkerung einhergehen, sondern eher zu einer Umverteilung einer (kleineren) Bevölkerung führen, die je nach Vorzeichen und Betrag der intrinsischen Wachstumsraten mit einer höheren oder niedrigeren Besetzung bestimmter Altersklassen einhergeht.

In Abbildung 7.3 sind die unterschiedlichen asymptotischen Altersverteilungen N_{Stabil} von Männern und Frauen in den Jahren 1934, 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 und 2008 dargestellt. Da die Referenzbevölkerung N_0 die männliche bzw. weibliche Bevölkerung im Jahr 1934 ist, sagen die dargestellten Kurven aus, wie die Altersverteilung dieser Bevölkerung aussehen würde, hätten die periodenspezifischen Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten der anderen Jahre gegolten. Wenn die Kurven der Jahre 1934, 1950 und 1970 betrachtet werden, stellt sich heraus, dass die Fertilitäts- und Mortalitätsprofile dieser Jahre praktisch äquivalent sind. Für die Jahre ab 1970 lässt sich hingegen eine deutliche Abnahme der jüngeren Altersklassen bis etwa

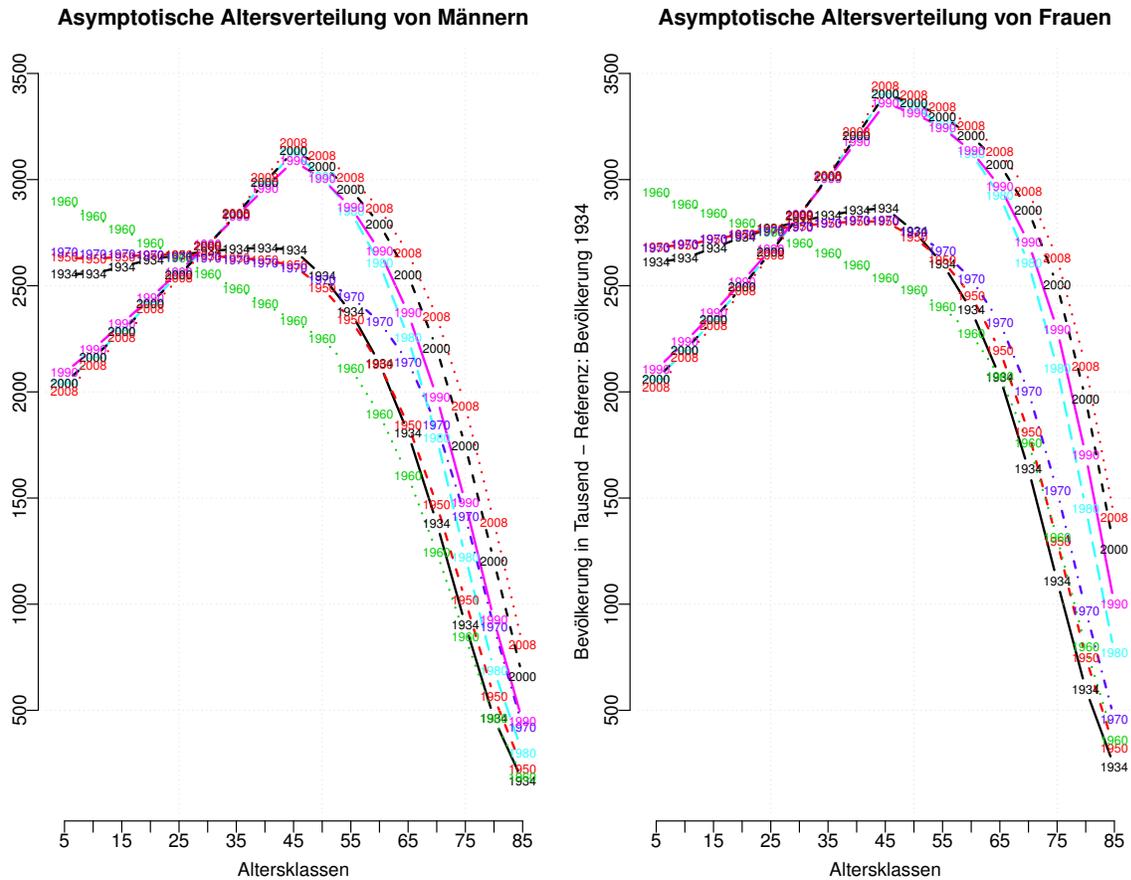


Abbildung 7.3.: Asymptotische Altersklassenverteilung in Westdeutschland für ausgewählte Jahre. Berechnungen nach Gleichung (B.3.10). Eigenvektoren w sind anhand der amtlichen Sterbetafeln für jedes angegebene Jahr berechnet. Anfangspopulation N_0 umfasst immer Männer bzw. Frauen zwischen 0 und 45 Jahren in Westdeutschland im Jahr 1934. Quelle: Sterbetafeln und Bevölkerungsverteilungstabellen des Statistischen Bundesamtes, eigene Berechnungen.

25 Jahre und ein sehr steiler Zuwachs der Altersklassen ab etwa 30 Jahre bestätigen. Entgegengerichtet verläuft die Kurve 1960: Die jüngsten Altersklassen sind etwa im Vergleich mit der Verteilung der 2000er Jahre deutlich überproportional besetzt. Wenn man aber berücksichtigt, dass das Fertilitäts- und Mortalitätsprofil im Jahr 1960 eher eine Ausnahme gewesen zu sein scheint, kann man davon ausgehen, dass es die Profile ab den 1970er Jahren gewesen sind, die maßgeblich zur Veralterung der westdeutschen Bevölkerung beigetragen haben. Insbesondere die Altersverteilung von Frauen ist durch diese Entwicklung stärker betroffen, da die Überlebenswahrscheinlichkeiten von Frauen über alle Erhebungsjahre hin signifikant größer als die der Männer sind. Obwohl die instrischen Wachstumsraten des weiblichen Modells in der Regel kleiner als die von Männern ausfallen (s. Tabelle 7.4), implizieren die geschlechtsspezifischen Überlebenswahrscheinlichkeiten, dass Frauen in den älteren Altersklassen ab etwa 35 Jahre überproportional repräsentiert sind und zahlenmäßig den Großteil der Bevölkerung ausmachen. Die Kurven ab 1980 beschreiben nichts anderes als die letzte Stufe der demographischen Entwicklung in Westdeutschland, wobei sowohl niedrige Sterblichkeitsraten im Alter als auch niedrige Fertilitätsraten charakteristisch sind (s. Überblick in Kirk 1996).

Einige Aspekte der langfristigen demographischen Konsequenzen dieser Umverteilung können intensiver mithilfe eines Vergleichs der Alten- (AQ), Jugend- (JQ) und Gesamtquotienten (GQ) der stabilen und der beobachteten Bevölkerungsverteilung analysiert werden. Die Berechnungsmethoden der Altersklassenquotienten werden in Abschnitt B.2 angegeben. Erwähnt sei hier nur, dass zur Berechnung dieser Quotienten die periodenspezifischen Altersklassenverteilungen verwendet werden. Das heißt, die Anfangsverteilung N_0 in Gleichung (B.3.10) beschränkt sich nicht mehr auf das Jahr 1934, sondern nimmt die Werte der Altersklassenverteilung entsprechenden Erhebungsjahres an.

Tabelle 7.6.: Altenquotient (AQ), Jugendquotient (JQ) und Gesamtquotient (GQ) nach den Definitionen in Abschnitt B.2 für die stationäre Bevölkerung im Vergleich mit den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes für die beobachtete Bevölkerung (Statistisches Bundesamt 2006: 44ff., beide Geschlechter). Männer und Frauen in Westdeutschland. Quelle: Bevölkerungsverteilungstabellen des Statistischen Bundesamtes, eigene Berechnungen.

Jahr	Stationäre Bevölkerung						Destatis beobachtet		
	Männer			Frauen			AQ	JQ	GQ
1934	0.23	0.51	0.74	0.26	0.49	0.75	-	-	-
1950	0.25	0.52	0.78	0.29	0.50	0.79	0.16	0.51	0.67
1960	0.23	0.60	0.83	0.31	0.56	0.87	-	-	-
1970	0.33	0.52	0.85	0.33	0.49	0.83	0.25	0.53	0.78
1980	0.28	0.39	0.67	0.40	0.37	0.76	-	-	-
1990	0.32	0.40	0.72	0.43	0.37	0.80	0.24	0.34	0.58
2000	0.36	0.39	0.75	0.47	0.36	0.83	-	-	-
2008	0.39	0.38	0.77	0.49	0.36	0.84	0.34	0.30	0.64

Wie man Tabelle 7.6 entnimmt, sind die Effekte der altersbezogenen Umverteilung der Bevölkerung rückgekoppelt. Die Zunahme des Jugendquotienten wird durch eine Abnahme des Altenquotienten begleitet, so dass im Allgemeinen der Gesamtquotient für zwei unterschiedliche

Sterblichkeits- und Fertilitätsraten ähnlich sein kann. Beispielsweise nähern sich die Gesamtquotienten (GQ) der Jahre 1950 und 2000 in der stabilen und teilweise auch in der beobachteten Bevölkerungsverteilung an. Für große Zeiträume lassen sich mehr oder weniger konstante Verhältnisse zwischen den Altersklassen prognostizieren. Unter konstanten Fertilität und Sterblichkeitsraten würde diese Tatsache das Ende der demographischen Transition charakterisieren (vgl. Chesnais 1986 und Abschnitt 1.1). In Zusammenhang mit den Reichtumsprofilen in Abbildung 5.10 implizieren die asymptotischen Altersklassenquotienten, dass Ressourcen überwiegend von jüngeren zu älteren Individuen übertragen werden. Das Ausmaß der finanziellen Kosten dieser Umverteilung ist für die erwerbsfähigen Altersklassen allerdings nicht eindeutig, hängt es auch teilweise davon ab, wie die Lebensunterhaltskosten der nichterwerbstätigen Altersklassen das Reichtumsprofil von Erwerbspersonen modifizieren. Die asymptotischen Verteilungen sagen aus, dass die Alterung der Bevölkerung *ceteris paribus* eine obere Grenze hat. Aber sie erlauben ohne weitere Berechnungen und Annahmen keine unmittelbaren Schlussfolgerungen der makroökonomischen Konsequenzen einer älteren bzw. jüngeren Bevölkerung für etwa die Sozialversicherungssysteme (siehe Diskussion in Kapitel 8; vgl. auch Lee 2003 bzgl. Gesundheitspolitik und EU-Kommission 2006 bzgl. Rentenversicherungssysteme). Auf der Individualebene ist angesichts der signifikanten Zusammenhänge zwischen der Einkommensposition der Eltern und wichtigen sozioökonomischen Eigenschaften der Nachkommen zu erwarten (s. Kapitel 6), dass Investitionen in Kinder – im Sinne von Intensivierung der Humankapitalbildung, Verlängerung der Wartezeit bis zur Geburt von Kindern u.ä. – auch von der verlängerten Lebensspanne geprägt werden können.

7.3. Einkommensabhängige Bevölkerungsprojektion

In diesem Abschnitt wird das vollständige Bevölkerungswachstumsmodell des Lebenszyklusdiagramms in Abbildung 7.1 mit Hilfe der SOEP-Daten geschätzt. Zwei Ziele stehen dabei im Mittelpunkt: (i) Die Überprüfung von Hypothese 3.6.5, welche die darwinsche Fitness differenzieller Fertilitätsraten betrifft und (ii) die Analyse der asymptotischen Einkommensverteilung unter vorgegebenen Fertilitäts- und Einkommensmobilitätsraten. Um das einkommensabhängige Modell schätzen zu können, werden die Übergangswahrscheinlichkeiten aus den Tabellen 7.1 und 7.2 verwendet und die Fertilitätsraten der fünf Haushaltseinkommenspositionen durch die gewichteten arithmetischen Mittelwerte der Kinder unter 18 im Haushalt multipliziert mit dem Geschlechterverhältnis geschätzt. Die Wahl der Kinder im Haushalt als Proxy-Variable für Fertilität rechtfertigt sich zweifacher Hinsicht, auch wenn sie nicht unproblematisch ist, wie unten noch verdeutlicht wird. Zum einen benötigt man eine Variable, die den Vergleich zwischen dem männlichen und dem weiblichen Reproduktionsmodell erlaubt. Zum anderen ist die männliche Fertilität durch die Variable „Kinderzahl“ vor allem für die ersten Panelwellen deutlich untererfasst (vgl. Abschnitt 4.4 und Tabelle 5.4). Darüber hinaus werden, um eine Sensitivitätsanalyse durchführen zu können, die Fertilitätsraten der Einkommenspositionen für die Altersklassen 20 bis 45 Jahre sowohl im Jahr 1984 als auch 2008 geschätzt. Um die Reproduktionsmodelle realitätsnäher schätzen zu können, werden zugleich die von Kroll und Lampert (2008) mittels SOEP-Daten geschätzten relativen Sterblichkeitsraten je Einkommensposition berücksichtigt. Dabei sollte das Risikoniveau der soziogeographischen Umwelt einigermaßen widerspiegelt

werden, das – wie in Abschnitt 3.5.2 bereits angesprochen – die Entscheidungen von Individuen maßgeblich beeinflusst. Die Projektionsmatrix \mathbf{P} des Lebenszyklusdiagramms in Abbildung 7.1 kann nun folgendermaßen definiert werden:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11}F_1w_{11} & p_{12} & \cdots & p_{15} \\ p_{21} & p_{22}F_2w_{22} & \cdots & p_{25} \\ \vdots & & & \vdots \\ p_{51} & \cdots & & p_{55}F_5w_{55} \end{pmatrix}, \quad (7.3.1)$$

wobei w_{ii} die Sterblichkeitsraten, p_{ij} die intergenerationellen Übergangswahrscheinlichkeiten und F_i die Fertilitätsraten jeder Einkommensposition bezeichnen. Wie in Abschnitt B.3 kurz erwähnt wird, verlangt die Existenz einer asymptotischen Verteilung des einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells die Primitivität der Projektionsmatrix in Gleichung (7.3.1), denn nur dann ist die zugrunde liegende Markovkette irreduzibel und nicht-rekurrent (vgl. Abschnitt 7.1). Ein hinreichendes Kriterium dafür ist die Existenz eines Eigenwertes λ_1 , der im absoluten Betrag größer ist als alle anderen Eigenwerte (Minc 1988: 47). Die unten noch zu besprechenden Projektionsmatrizen erfüllten diese Bedingung. Aus diesem Grund ist es möglich, die intrinsischen Wachstumsraten nach Gleichung (B.3.9) mit $\log \lambda_1 = r\tau$ zu berechnen. Da in den einkommensabhängigen Modellen die Fortpflanzung jeder Einkommensposition praktisch mit einem Generationenwechsel übereinstimmt, wurde die Intervallskalierung der Zeit $\tau = 24$ gesetzt.

Tabelle 7.7.: Intrinsische Bevölkerungswachstumsraten im alters- und einkommensabhängigen Modellen. Eigenwerte λ_1 der Projektionsmatrizen des einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells für westdeutsche Männer und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren nach Gleichung (7.3.1). Differenzielle Sterblichkeitsraten aus Kroll/Lampert 2008 entnommen. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	λ_1	Einkommensabhängige r	Altersabhängige r
Männer			
1984	0.5859	-0.0223	-0.0120
2008	0.5693	-0.0235	-0.0121
Frauen			
1984	0.7690	-0.0109	-0.0133
2008	0.7550	-0.0117	-0.0135

In Tabelle 7.7 sind die intrinsischen Wachstumsraten westdeutscher Männer und Frauen im Alter 20 bis 45 Jahren eingetragen. Die Wachstumsraten für 1984 und 2008 im einkommensabhängigen Modell wurden durch Einsetzen der Fertilitätsraten für das Jahr 1984 bzw. 2008 berechnet, wobei die Übergangswahrscheinlichkeiten in den Tabellen 7.1 und 7.2 sowie die einkommensabhängigen Sterblichkeitsraten in Tabelle 7.8 konstant gehalten werden. Da die Schätzungen der intrinsischen Wachstumsraten anhand der Sterbetafeln in der vierten Spalte der Tabelle praktisch den „wahren“ Wert darstellen, ist davon auszugehen, dass die Schätzungen des einkommensabhängigen Modells insbesondere für Frauen in der Nähe dieses „wahren“ Wertes liegen. Für Männern gilt allerdings, dass die negativeren Wachstumsraten des einkommensabhängigen Modells teilweise auf die Untererfassung männlicher Fertilität zurückgeführt werden können,

wenn man berücksichtigt, dass im Fall einer Scheidung oder Trennung Kinder üblicherweise in den von Frauen geführten Haushalten bleiben⁷. Allerdings sind die instrinsischen Wachstumsraten von Männern in derselben Größenordnung wie die aus dem altersabhängigen Bevölkerungswachstumsmodell. Wenn man nun die beobachtete Altersverteilung N_0 und die durch Gleichung (B.3.10) berechnete asymptotische Einkommenspositionsverteilung π in Tabelle 7.8 betrachtet, ergibt sich – ähnlich wie im Fall des altersabhängigen Modells – ein ausdifferenziertes Bild des Wachstumsprozesses der Bevölkerung. Die Zeilen der Tabelle stellen folgende Größen dar: Die einkommensspezifischen Fertilitätsraten F , die Anfangsverteilungen N_0 der Bevölkerung nach Einkommensposition, die asymptotischen Verteilungen $\hat{\pi}$ gegeben diese Fertilitätsraten sowie die asymptotischen Einkommensverteilungen $\hat{\pi}(3 \times F)$ im hypothetischen Fall einer Verdreifachung der Fertilitätsraten des jeweiligen Erhebungsjahres.

Wie man den Ergebnissen der Tabelle 7.8 entnimmt, gehen die Fertilitätsraten 1984 und 2008 bei Männern mit einer Erhöhung des Anteiles der ersten und eine Abnahme des Anteiles der fünften Einkommensposition in der asymptotischen Verteilung $\hat{\pi}$ einher. Für die Anfangsverteilung im Erhebungsjahr 2008 wird deutlich, dass die Anteile der mittleren Einkommenspositionen 2 und 3 deutlich zunehmen, während die höchsten Positionen 4 und 5 um etwa 6% schrumpfen. Vergleicht man nun die Effekte einer Verdreifachung der einkommensspezifischen Fertilitätsraten auf die asymptotische Verteilung $\hat{\pi}$, lässt sich für die Anfangspopulation sowohl 1984 als auch 2008 eine deutliche Zunahme der fünften Einkommensposition und eine Abnahme der ersten beobachten. Ein ähnliches Muster weisen die Schätzungen für Frauen auf. Bei den normalen Fertilitätsraten nimmt der Anteil der fünften Einkommensposition in der asymptotischen Verteilung ab, wobei die Anteile der mittleren Positionen zunehmen. Bei einer Verdreifachung der Fertilitätsraten hingegen wächst 1984 sowie 2008 der Anteil der fünften Einkommensposition asymptotisch deutlich stärker als die Anteile aller anderen Positionen. Aus der Perspektive der Markovtheorie weisen diese Ergebnisse darauf hin, dass höhere Fertilitätsraten – gegeben die hier geschätzten Übergangsraten – die für Westdeutschland geschätzte Aufwärtseinkommensmobilität beschleunigen. Bei niedriger Fertilität werden dagegen in jeder Generation die mittleren Einkommenspositionen 2 und 3 häufiger besetzt, denn in diesem Fall charakterisieren langsamere Übergangsraten die asymptotische Verteilung. Die höheren Fertilitätsraten der mittleren Einkommenspositionen 2 und 3 führen langfristig zu einer erhöhten Repräsentation dieser Positionen, teilweise unabhängig von der Anfangsverteilung. Aufgrund der deskriptiven Ergebnisse der Clusteranalyse in Abschnitt 4.4 und nach der in Westdeutschland immer noch herrschenden Form der Arbeitsteilung von Partnerschaften (s. Abbildung 5.19) kann gerade das männliche Ernährermodell für Positionen 2 und 3 langfristig den reproduktiven Erfolg der Eltern erhöhen. Partnerschaften der fünften Einkommensposition sind wegen der längeren intergenerationellen Verbleibdauer in der Lage, unter günstigen Bedingungen von Einkommensmobilität ihre im Vergleich mit der Fertilität von Positionen 2 und 3 niedrigere Fertilitätsraten zum Teil zu kompensieren, wie den asymptotischen Verteilungen $\hat{\pi}(3 \times F)$ abzulesen ist. Zu beachten ist hier, dass sich Einkommensungleichheit auf der Populationsebene für Individuen der höchsten

⁷ Obwohl 2009 etwa 19% aller Familienformen in Deutschland den Alleinerziehenden entsprechen, sind fast 90% davon Frauen (Statistisches Bundesamt 2010d: 14). Wird dementsprechend vorausgesetzt, dass die männliche Fertilität um etwa 80% untererfasst wird, beträgt die instrinsische Wachstumsrate des einkommensabhängigen Modells bei Männern 1984 etwa $r = -0.0121$, die in der Nähe der Wachstumsrate des altersabhängigen Modells liegt.

Einkommenspositionen lohnen kann, da sie hierdurch eine größere Repräsentation der eigenen Familienlinie in zukünftigen Kohorten einer Bevölkerung erwarten können.

Tabelle 7.8.: Fertilitätsraten der Haushaltseinkommenspositionen 1984 und 2008 von Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. N_0 : beobachtete gewichtete Einkommenspositionenverteilung. Asymptotische Verteilungen $\hat{\pi}$ bzw. $\hat{\pi} (3 \times F)$ nach Gleichung (B.3.10) berechnet. Relative Sterblichkeitsraten aus Kroll/Lampert 2008 entnommen. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Männer					
Einkommensposition	Position 1	Position 2	Position 3	Position 4	Position 5
Sterblichkeitsraten	1.61	1.19	1.01	0.84	0.60
1984					
Fertilität 1984 (F_{1984})	0.36	0.54	0.50	0.47	0.41
N_0 1984	0.17	0.16	0.18	0.29	0.19
$\hat{\pi}$	0.24	0.15	0.19	0.21	0.21
$\hat{\pi} (3 \times F_{1984})$	0.16	0.15	0.16	0.21	0.32
2008					
Fertilität 2008 (F_{2008})	0.27	0.45	0.47	0.43	0.38
N_0 2008	0.21	0.11	0.12	0.28	0.27
$\hat{\pi}$	0.25	0.14	0.19	0.21	0.21
$\hat{\pi} (3 \times F_{2008})$	0.17	0.14	0.17	0.21	0.32

Frauen					
Einkommensposition	Position 1	Position 2	Position 3	Position 4	Position 5
Sterblichkeitsraten	1.57	0.94	0.92	0.72	0.65
1984					
Fertilität 1984 (F_{1984})	0.46	0.59	0.61	0.51	0.49
N_0 1984	0.19	0.17	0.18	0.29	0.18
$\hat{\pi}$	0.20	0.17	0.23	0.21	0.19
$\hat{\pi} (3 \times F_{1984})$	0.16	0.19	0.19	0.21	0.24
2008					
Fertilität 2008 (F_{2008})	0.39	0.51	0.50	0.50	0.44
N_0 2008	0.26	0.11	0.12	0.25	0.25
$\hat{\pi}$	0.20	0.17	0.23	0.21	0.19
$\hat{\pi} (3 \times F_{2008})$	0.17	0.18	0.19	0.23	0.24

Da die Fertilitätsraten die Übergangsdynamik beschleunigen oder verlangsamen, weisen die asymptotischen Anteile der ersten Position an den Verteilungen $\hat{\pi}$ bei Männern darauf hin, dass langsamere Übergangsraten zwischen den Positionen zu einer stärkeren Besetzung der unteren Einkommensposition führen können, da jede Generation in der zugrunde liegenden Markovkette länger in den unterdurchschnittlichen Positionen verbleibt. In diesem Sinne ist der Selektionsdruck für die männlichen Befragungspersonen der unteren Einkommensposition erwartungsgemäß ausgeprägter, wenn die Übergangsraten zwischen den Positionen kleiner ausfallen. Langfristig lohnt es sich deshalb unter bestimmten Bedingungen, dass Individuen mit relativ schlechteren Reproduktionschancen und vermindertem Einkommen eine höhere Kinderzahl anstreben, damit das Risiko des Aussterbens der eigenen Familienlinie vermindert, und

eventuell die Chancen zur Verbesserung der Einkommensposition der zukünftigen Generationen erhöht werden können (d.h. Risikoverteilung entlang der Generationen)⁸.

Da erhöhte Übergangsraten zwischen Einkommenspositionen einer Erhöhung der Fertilität entsprechen, wie man dem Vergleich zwischen den asymptotischen Verteilungen $\hat{\pi}$ und $\hat{\pi}(3 \times F)$ entnimmt, lohnt es sich alternativ auch in Perioden hoher Einkommensmobilität, die Kinderzahl zu reduzieren. Für die Effekte einer solchen reproduktiven Strategie sprechen einige empirische Befunde. Wie die Studien der demographischen Transition in Nordvietnam und Bangladesh von J. Bryant und J. Caldwell nahelegen (Bryant 1998; Bryant 2007; Caldwell et al. 1999), können verbesserte Chancen sozialen Aufstiegs die Fertilitätsraten verringern, da Familien die Möglichkeit sehen (oder haben), ihren Nachkommen eine bessere sozioökonomische Lage zu sichern. Da in Westdeutschland die Übergangswahrscheinlichkeiten eher für eine aufwärtsgerichtete Einkommensmobilität sprechen (insbesondere bei Männern, vgl. Tabelle 7.3), ist es auch für die westdeutschen Stichproben plausibel davon auszugehen, dass die im SOEP stattgefundene Fertilitätsabnahme (vgl. Abbildungen 5.14 und Tabelle 7.8) zum Teil dem Streben nach einer Verbesserung der eigenen sozioökonomischen Lage bzw. der Erhaltung günstiger sozioökonomischer Bedingungen, die langfristig den Anteil der eigenen Familienlinie in der Bevölkerung erhalten oder sogar erhöhen können, zugeschrieben werden kann.

In Verbindung mit den stochastischen Regressionsmodellen in Kapitel 6 weisen die Ergebnisse des einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodells auf zwei Reproduktionsstrategien hin, die je nach sozioökonomischer Lage langfristig in Bezug auf Fitness äquivalent sein können. Einerseits können höhere Investitionen in die Qualität von Kindern (im Sinne von Bildung, Einkommen und Berufsklasse) unter den Bedingungen einer risikoarmen Umwelt und niedriger periodenspezifischer Fertilität die intergenerationelle Erhaltung einer hohen sozioökonomischen Lage sichern. Andererseits kann eine relativ höhere periodenspezifische Fertilität die Chancen des intergenerationellen sozialen Aufstiegs und/oder die Chancen des Fortbestehens der eigenen Familienlinie in einer bestimmten sozioökonomischen Lage erhöhen. Für lange Zeiten t sind beide Strategien in dem Sinne äquivalent, dass sie unter bestimmten sozioökonomischen Risikobedingungen die Anteile jeder Familienlinie erhöhen. Es muss hier aber betont werden, dass die Möglichkeit höherer Fitnessauszahlungen der Positionen 2, 3 und 5 im Vergleich zu den Positionen 1 und 4 nur die Annahme individueller lokaler Fitnessmaximierung voraussetzt. Dies kann verdeutlicht werden, indem die asymptotischen Verteilungen der Altersklassen in Abbildung 7.3 mit denen der Einkommenspositionen in Tabelle 7.8 folgendermaßen verglichen werden. Obwohl die Alterung der Bevölkerung (Abbildung 7.3) bestimmte gesellschaftliche Kosten verursacht, die letztendlich von jedem Gesellschaftsmitglied getragen werden müssen, zeigen die asymptotischen Verteilungen der Einkommenspositionen (Tabelle 7.8), dass niedrige

⁸ In diesem Sinne lässt sich die Argumentation von P. Sorokin interpretieren, nach der das Aussterben der „oberen Familien“ („dying of the upper families“) eine Art „soziales Vakuum“ entstehen lässt, und dadurch soziale Mobilität praktisch erzwungen wird: „Whatever may be the concrete causes of lower fertility, higher sterility, and an exceptionally high mortality (during some periods) of the upper social classes, these demographic conditions make social mobility necessary and inevitable. And the greater the difference in the number of surviving children of the upper and the lower strata, the more intensive the vertical circulation caused by this factor will be“ (Sorokin 1964: 359, Hervorhebung im Original). Bemerkenswerterweise scheint diese Modellierung sozialer Mobilität andererseits im Sinne der Erneuerung einer Bevölkerung (s. Gleichung B.3.1) ebenfalls geeignet zur Beschreibung der Entstehung und Besetzung von freien Arbeitsplätzen auf dem Arbeitsmarkt zu sein. Vgl. auch die Studie von H.P. Blossfeld (1986) über Berufschancen in Deutschland.

Fertilitätsraten und tradierte Einkommensungleichheit in einer bestimmten sozioökonomischen Umwelt fitnesserhöhend wirken können, solange entweder bestimmte Ressourcen für die eigene Familienlinie gesichert, Mobilitätschancen ausgenutzt werden oder eine relativ höhere Fertilität besteht. Wie T. Tivig und Mitarbeiter näher diskutieren (Tivig et al. 2011: 12-15), spielt die Unstimmigkeit zwischen dem individuellen generativen Verhalten und dessen gesellschaftlichen Folgen eine wichtige Rolle bei der Gestaltung bevölkerungspolitischer Maßnahmen. Obwohl diese Unstimmigkeit im Rahmen der Theorie der Lebensgeschichte wegen der zentralen Annahme lokaler Fitnessmaximierung eher unproblematisch ist, da jedes Individuum eine relativ günstige Partnerschaftskonstellation mit höherer Fitnessauszahlung anstrebt⁹, entstehen auf der Makroebene sogenannte externe Effekte oder emergente Eigenschaften des sozialen Systems¹⁰, d.h. solche Phänomene, die eben nicht aus der individuellen Fitnessmaximierung abzuleiten sind (z.B. die Problematik der Finanzierung des Sozialversicherungssystems). Die Annahme lokaler individueller Fitnessmaximierung impliziert also, dass nicht vom generativen Verhalten der westdeutschen Bevölkerung, sondern vom generativen Verhalten der Individuen in bestimmten sozioökonomischen Lagen gesprochen werden sollte.

Im Sinne der Theorie der Lebensgeschichte ist zu erwarten, dass Individuen unabhängig davon, ob damit nachteilige sozial emergente Phänomene entstehen, den relativ besten Zeitpunkt zur Reproduktion auszuwählen trachten. Dieser Zusammenhang kann anhand der gemeldeten Schwangerschaftsabbrüche näher analysiert werden. Aus der Perspektive der Theorie der Lebensgeschichte hängt die Entscheidung für oder gegen eine (un-)gewollte Schwangerschaft maßgeblich von der individuellen Ressourcenverfügbarkeit und vom erwarteten reproduktiven Erfolg der Nachkommen ab (s. Abschnitt 3.5 und Hill/Low 1992). Für die Individuen wären sowohl die niedrige Fertilität auf der aggregierten Ebene in Westdeutschland als auch staatlich finanzierte Fertilitätsinzentive daher irrelevant für ihre Entscheidung für oder gegen einen Schwangerschaftsabbruch. Wie man Tabelle 7.9 entnimmt, ist der Anteil von Schwangerschaftsabbrüchen an allen Empfängnissen hoch. Allerdings sind die Abbrüche nicht gleichmäßig über alle Altersklassen verteilt. Die jüngste Altersklasse zeigt im Vergleich mit der Anzahl der Lebendgeborenen einen deutlich überproportionalen Anteil an Schwangerschaftsabbrüchen, wobei 10 Lebendgeborenen etwa 7 Abbrüche entsprechen. Mit zunehmendem Alter nimmt der Anteil von Schwangerschaftsabbrüchen stark bis zu den Altersklassen der 30- bis 35-jährigen Frauen ab und steigt danach für die Altersklassen ab 35 Jahre. In Folge dieser gezielten Natalitätskontrolle nimmt die TFR im Jahr 2008 (aber ähnlich für andere Jahre) etwa 16% von 1,60 auf 1,37 ab. Obwohl die Chancen einer Schwangerschaft gerade für die jüngsten Altersklassen am größten sind – wie man den Regressionsparametern in Tabelle 7.9 entnimmt – wird eine Schwangerschaft gerade in den Altersklassen bis etwa 25 Jahre überproportional häufig abgebrochen. Im Zusammenhang mit den Regressionsparametern in Tabelle 6.8 liegt nahe, dass insbesondere junge Frauen ohne Partner, die sich immer noch in der Ausbildungsphase befinden und der ersten

9 Im Rahmen der Evolutionstheorie könnte man auch sagen: „Die natürliche Selektion fördert Merkmale, die zur Erhöhung des persönlichen Reproduktionserfolgs beitragen und zwar unabhängig von dem Effekt, den diese Merkmale auf die Population als ganze ausüben“ (Voland/Engel 2000: 405).

10 In der Wissenschaftstheorie bezeichnet man Eigenschaften eines Systems als „emergent“, die nicht von den Eigenschaften einzelner Bestandteile abgeleitet werden, und dennoch aus dem Bestandteilesystem entstehen (oder genauer: auf das System supervenieren) (vgl. im Allgemeinen Kim 2006 und spezifisch in der Soziologie Heintz 2004).

Einkommensposition zuzurordnen sind, gemessen an älteren Frauen höherer Einkommenspositionen mit Partner und abgeschlossener Ausbildung eine überproportionale Wahrscheinlichkeit für einen Schwangerschaftsabbruch aufweisen. Tatsächlich weist die früher zitierte Studie von J. Roloff 2004 darauf hin, dass sowohl Bildung, Partnerschaftsstatus als auch die finanzielle Lage von Frauen mit ihrer Entscheidung für oder gegen die Austragung einer ungewollten Schwangerschaft in dem oben genannten Sinne einhergehen¹¹.

Tabelle 7.9.: Schätzung der zusammengefassten Geburtenziffer 2008 mit und ohne Berücksichtigung von Schwangerschaftsabbrüchen. n = Zahl der Frauen angegebener Altersklassen. Alle Empfängnisse = Lebendgeborene + Schwangerschaftsabbrüche. Parameter β wurden den Verweildauermodellen für Frauen in Tabelle 6.8 entnommen. Quelle der Zahl der Lebendgeborenen, Schwangerschaftsabbrüche und Zahl der Frauen angegebener Altersklassen: Statistisches Bundesamt, Deutschland, eigene Berechnungen.

Altersklassen	20	25	30	35	40	45	Insgesamt
Lebendgeborene.	16,680	93,030	194,414	213,977	129,980	34,433	682,514
Schwan.abbrüche	11,942	27,131	25,425	21,438	15,965	8,530	110,431
Verhältnis %	71.6	29.2	13.1	10.0	12.3	24.8	16.2
Alle Empfängnisse	28,622	120,161	219,839	235,415	145,945	42,963	792,945
n Frauen	2 183 869	2 403 638	2 461 136	2 320 977	2 756 448	3 441 360	15 567 428
TRF-Ohne	7.64	38.70	78.99	92.19	47.15	10.01	1.37
TFR-Mit	13.11	49.99	89.32	101.43	52.95	12.48	1.60
Erste Geb. β		Referenz	0.63	1.07	1.51	1.97	
Zweite Geb. β		Referenz	0.66	1.11	1.55	1.98	

Betrachtet man die individuellen Fertilitätsverläufe angesichts der asymptotischen Einkommensverteilung in Tabelle 7.8, kann man davon ausgehen, dass sich die reproduktiven Strategien lohnen, solange die sozioökonomische Lage der Nachkommen nicht von externen Staatstransfers, sondern von der eigenen Produktivität abhängt – auch wenn man theoretisch das ganze Spektrum staatlicher Maßnahmen und Leistungen in Anspruch nehmen könnte. Dies ist insbesondere für die Veränderungen der Altersstruktur der deutschen Bevölkerung in Abbildung 7.3 relevant, denn es ist nicht zu erwarten, dass Individuen durch ihr eigenes generatives Verhalten eine Umkehrung der Bevölkerungspyramide anstreben. Eine solche Anpassung der Individuen wäre auch nicht unbedingt angemessen, zieht man in Betracht, dass die Gesamtquotienten der Altersklassenverteilung in Tabelle 7.6 die Effekte der Veränderungen der Altersverteilung sowohl für die asymptotische als auch für die beobachtete Bevölkerung nicht eindeutig (d.h. ohne weitere Rechnungen und Simulationen) interpretieren lassen. Aus Perspektive des Individuums scheint es lohnenswerter, die eigene beschränkte sozioökonomische Umgebung im Sinne der Prospekt-Theorie in Definition 3.5.1 als Referenzpunkt für Entscheidungen in risikobehafteten Situationen heranzuziehen, als mögliche durch die Entscheidungen aller anderen Individuen emergenten Eigenschaften einer bestimmten Bevölkerung. Der Grund des Vorteiles einer individuumszentrierten Fertilitätsentscheidung könnte darin liegen, dass Investitionen in Humankapital

¹¹ Man beachte hier, dass Schwangerschaftsabbrüche eigentlich Kindestötung äquivalent sind, insofern das Leben des Individuums schon bei der Eibefruchtung anfängt (zur kurzen Diskussion Scrimshaw 1984). Deswegen stimmen im Allgemeinen die Gründe für einen Schwangerschaftsabbruch mit denen für eine Kindestötung in interkulturellen Studien überein. Vgl. dazu die Studien von Daly/Wilson 1984, Schiefenhoewel 1989 und Irwin 1989.

und in den sozioökonomischen Status der Nachkommen einen besseren Schutz vor nachteiligen Effekten schwankender konjunktureller Umstände innerhalb einer Gesellschaft bzw. Volkswirtschaft bieten. Da Staatstransfers eher mit einer schon vorhandenen prekären sozioökonomischen Lage korrelieren – d.h. zahlreiche Leistungen gerade zur Verbesserung der sozialen und finanziellen Situation von einkommensschwachen Familien erbracht werden — (vgl. BMFSFJ 2008), ist zu erwarten, dass die Vermeidung prekärer Verhältnisse paradoxerweise mit einer geringeren Wirkung von Staatstransfers auf fertilitätsbezogene Entscheidungen einhergeht.

8. Schlussfolgerungen

Aus den Ergebnissen und der Diskussion in Kapitel 6 und 7 geht hervor, dass sich die Hypothesen 3.6.4 und 3.6.5, die auf der Theorie der Lebensgeschichte beruhen, teilweise empirisch plausibilisiert haben. Die Analysen der Geburtenraten in den Verweildauerregressionen in Abschnitt 6.1.2 haben darauf hingewiesen, dass Individuen je nach eigener Lage ökonomische (und eventuell soziale) Risiken in Bezug auf Familiengründung zu vermindern versuchen, indem eine gewisse finanzielle Stabilität mit einem Partner angestrebt wird. Die statistischen Modelle von Bildung, Berufsklasse und Erwerbseinkommen von Kindern deuten außerdem darauf hin, dass die sozioökonomischen Eigenschaften der Eltern durch Investitionen in Bildung „vererbt“ werden. Auch wenn Frauen mittlerweile ein höheres Bildungsniveau als Männer aufweisen, fallen die Bildungsrenditen von Frauen insbesondere durch Anpassung der beruflichen Karriere an den Familienzyklus durchschnittlich niedriger aus. Die starke Abhängigkeit zwischen sozialer Herkunft und Bildungsniveau kann darüber hinaus gemäß der Annahmen der Theorie der Lebensgeschichte als eine Strategie von Familien zur Status-Quo-Erhaltung interpretiert werden, auch wenn diese Erhaltung mit sozialer Ungleichheit einhergeht. Das männliche ErnährermodeLL, das durch eine Spezialisierung der familialen Haushaltsarbeit charakterisiert wird, entspricht einer reproduktiven Strategie, die gegebenenfalls mit einer höheren Fitnessauszahlung durch höhere Fertilität verbunden ist. Zugleich kann sich eine niedrige Kinderzahl langfristig lohnen, wenn Kindern – und insbesondere Einzel- und ersten Kindern in kleineren Familien – höhere Bildungsinvestitionen zugeteilt werden, die wiederum ihre Chancen auf dem Partner- und Arbeitsmarkt begünstigen können. Die Partnerwahl der Eltern orientiert sich daher an den sozioökonomischen Merkmalen des potenziellen Partners, da diese ihrerseits signifikant mit der sozioökonomischen Lage der Nachkommen einhergehen (siehe Tabelle 6.17). Es muss allerdings beachtet werden, dass die Analysen der asymptotischen Einkommensverteilung keinen endgültigen Beweis differenzieller Fitnessauszahlungen darstellen. Dafür müsste man über fertilitätsrelevante Informationen von Familienlinien über mehrere Generationen verfügen. Aus demselben Grund wurde nicht der Frage nachgegangen, wie sich die Fitnessauszahlungsmatrizen bestimmter Partnerschaftskonstellationen auf die Bevölkerungsentwicklung in einem frequenzabhängigen Wachstumsmodell auswirken können.

Andererseits deuteten die Ergebnisse der statistischen Modelle darauf hin, dass die Hypothesen 3.6.1 und 3.6.2, die aus den Annahmen der Theorie der Haushaltsökonomie entstanden sind, nur zum Teil zutreffen. Auch wenn tatsächlich eine negativ signifikante Korrelation zwischen Fertilität der Mutter und Bildungsniveau der Kinder besteht, weisen die anderen Parameter entsprechender statistischer Modelle darauf hin, dass diese Korrelation nicht auf ein unabhängiges Quantität-Qualitäts-Dilemma, sondern eher auf das Fortbestehen einer sozioökonomischen Lage zwischen Eltern und Kindern unter begrenzten Ressourcen zurückzuführen ist. Darüber hinaus scheint es, die Geburtenfolge in Bezug auf das Bildungsniveau von Kindern eine wichtigere Rolle

als die endgültige Kinderzahl zu spielen. Im Sinne der Theorie der Lebensgeschichte kann gefolgert werden, dass diese Unterschiede zwischen Geschwistern auf innerfamiliäre Konkurrenz um Ressourcen oder auf deren Verknappung nach der Geburt zusätzlicher Kinder zurückzuführen ist. Die Opportunitätskostenthese der Theorie der Haushaltsökonomie zeigte sich in den Analysen der Berufsklassen wenig plausibel, denn Berufsunterbrechungen von Frauen werden möglicherweise eher durch familienorientierte Einstellungen sowie arbeitsmarktstrukturelle Umstände begünstigt. Dagegen deutet der Zusammenhang zwischen Familiengröße und Erwerbstätigkeit auf Sozialisationsprozesse familienorientierter Frauen hin, welche die Gründung einer Familie begünstigen und damit den Umfang einer Erwerbstätigkeit mitbestimmen können. Zum anderen können die Annahmen des VOC-Ansatzes in Form der Hypothese 3.6.6 durch Berücksichtigung von Einstellungen gegenüber familienbezogenen Lebensbereichen nicht unterstützt werden, denn die wahrgenommene Wichtigkeit von Kindern hat nur bei Frauen einen direkten Zusammenhang mit Fertilität. Andere Einstellungen, die sich auf physisches Wohlbefinden und soziale Anerkennung beziehen, weisen keine signifikanten Beziehungen mit den Geburtenraten erster und zweiter Kinder auf. In diesem Sinne lässt sich der Zusammenhang zwischen Einstellungen und Fertilität einfacher in spieltheoretische Ansätze einbetten, da sich die Partnerwahl der Eltern auch nach den Einstellungen ihrer potenziellen Partner orientieren kann. Die Wichtigkeit von Partnerschaft und Kindern scheint für die westdeutschen Stichproben in zwei Lebensbereiche zu unterteilen zu sein, die unabhängig voneinander verwirklicht werden können. In Anlehnung an den Entscheidungsbaum in Abbildung 1.1 können anhand von Abbildung 8.1 die wichtigsten Ergebnisse dieser Dissertation folgendermaßen schematisch dargestellt werden.

Die stochastischen Modelle zur Analyse der Entstehung einer festen Partnerschaft in Tabelle 6.17 haben darauf hingewiesen, dass spezifische Ausprägungen wichtiger sozioökonomischer Variablen wie Bildung, Berufsklasse, Einkommen und Erwerbsstatus die Wahrscheinlichkeit einer Familiengründung signifikant erhöhen können. Diese Merkmale definieren laut der Argumentation in Abschnitt 2.1 wichtige Dimensionen der sozioökonomischen Lage von Individuen. Man denke beispielsweise an zwei verschiedene sozioökonomische Lagen, wie sie in Abbildung 8.1 dargestellt werden. Es wird angenommen, dass Männer s_{2m} und Frauen s_{2f} der zweiten sozioökonomischen Lage niedrigere Bildungsabschlüsse und – nach den stochastischen Modellen des Erwerbseinkommens in Tabelle 6.16 – niedrigeres Einkommen als Männer s_{1m} und Frauen s_{1f} der Lage 1 aufweisen. Wegen der Bildungshomogamie sind die Chancen (Tabelle 5.6), dass zwei Individuen mit ähnlichem Bildungsniveau eine Partnerschaft bilden, deutlich höher. Von daher werden die Partnerschaftskonstellationen (s_{2m}, s_{2f}) bzw. (s_{2m}, s_{2f}) an den Zeitpunkten P_1 und P_2 begünstigt. Allerdings werden die Partnerschaften der Individuen in Lage 1 wegen Institutioneneffekten nach den Verweildauerregressionsmodellen in Abschnitt 6.1.2 später gebildet, also $P_2 < P_1$.

Wegen der Erhöhung der Chancen einer Geburt nach der Entstehung einer festen Partnerschaft werden Kinder in den Haushalten der Partnerschaftskonstellationen in Lage 2 früher als in den Haushalten der Partnerschaften in Lage 1 geboren (vgl. Abbildung 5.15 und Kreyenfeld 2007). Nach der Geburt des Kindes ändert sich allerdings der Erwerbsstatus von Männern und insbesondere der von Frauen, wie den stochastischen Modellen der Berufsklassen in Tabelle 6.14, den Verweildauerregressionen zur Geburt von Kindern in Abschnitt 6.1.2 sowie den Abbildungen 5.3, 5.4 und 5.19 zu entnehmen ist. Das männliche Ernährermodell bedingt in der Beobach-

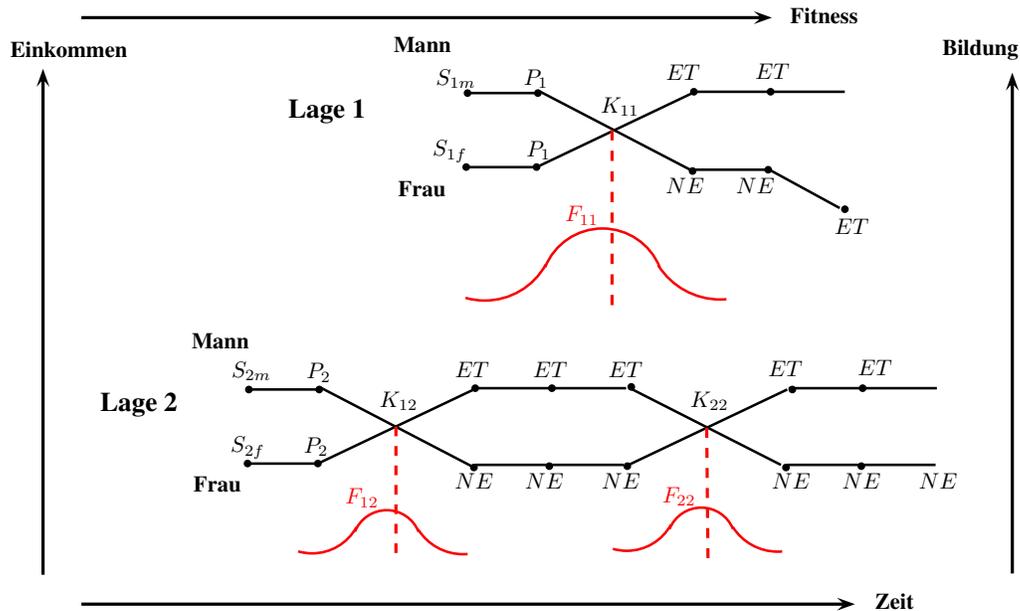


Abbildung 8.1.: Schematische Darstellung des Entscheidungsbaumes von Partnerschaftskonstellationen im Lebensverlauf nach den Ergebnissen der stochastischen Modelle und deskriptiven Statistiken in den Kapiteln 4 bis 7. P: Zeitpunkt der Partnerschaftsbildung, ET: erwerbstätig, NE: nichterwerbstätig, K: Zeitpunkt der Geburt von Kindern.

tungsperiode 1984 bis 2008 immer noch die häufigste Arbeitsteilung von Partnerschaften in Westdeutschland, wobei dadurch sowohl das Hausfrauen- als auch das Vereinbarkeitsmodell, die in Abschnitt 2.2 beschrieben sind, verstanden werden. Allerdings ist den Berufsklassen-Regressionen in Tabelle 6.14 und den linearen Modellen des Erwerbseinkommens in Tabelle 6.17 zu entnehmen (vgl. auch Abbildung 5.4), dass Frauen mit höheren Bildungsabschlüssen (wie z.B. solche aus Lage 1) mit einer höheren Wahrscheinlichkeit erwerbstätig werden, nachdem Kinder geboren werden. Dagegen sind die männlichen Partner sowohl in Lage 1 als auch in Lage 2 (vgl. Abbildung 5.19 und die Kommentare dazu) in der Regel vollzeit erwerbstätig. Da Haushaltseinkommen bei Frauen in den Verweildauerregressionen in Tabelle 6.9 die Wartezeit bis zur Geburt von Kindern verkürzt, ist davon auszugehen, dass Partnerschaften (insbesondere aber Frauen) auf den für ihre jeweilige sozioökonomische Lage günstigsten Zeitpunkt K warten, zu dem die Fitness-Erwartungen F relativ optimal sind. Allerdings sind nach den einkommensabhängigen Bevölkerungsprojektionen in Tabelle 7.8 (auch aufgrund von Alterseffekten) höhere Fertilitätsraten der einkommensschwachen Partnerschaftskonstellationen der Lage 2 zu erwarten (s. Abbildung 5.14). Auch wenn die Partnerschaftskonstellationen der Lage 1 vielleicht eine niedrigere Fertilität aufweisen, ist anhand der linearen Mixed-Modellen des Bildungsniveaus von Kindern in Tabelle 6.13 sowie der anderen Regressionsmodelle in Kapitel 6 davon auszugehen, dass die Nachkommen der Partnerschaftskonstellationen der Lage 1 eine deutlich bessere Ausgangsposition auf dem Arbeits- und Partnermarkt haben. Die sozioökonomischen Vorteile eines höheren Einkommens, höherer Bildungsabschlüsse und längerer Bleibezeiten in den

oberen Einkommenspositionen¹ könnten wiederum die genetische Repräsentation der eigenen Familienlinie in künftigen Kohorten sichern, wie sich dem einkommensabhängigen Bevölkerungswachstumsmodell in Tabelle 7.8 ableiten lässt. In diesem Sinne und nach den Erläuterungen in Abschnitt 3.5.3 lässt sich folgende Aussage von E. Voland und C. Engel plausibilisieren: „Fitness maximization requires not only that the number of children is adjusted to the prevailing socio-ecological conditions, but also the advantageous social placement of one’s offspring by means of their socialization, marriage endowment with property, etc. In other words, fitness maximization also requires the allocation of the best living chances possible for the children because, on an average, optimal social placement translates – by whatever proximate mechanisms – into parental fitness gains” (Voland/Engel 1989; siehe auch Voland 1990).

Darüber hinaus weisen die Ergebnisse der Kapitel 4 bis 7 darauf hin, dass die sozioökonomische Lage als ein teilweise selbsterzeugter Referenzrahmen verstanden werden kann, hinsichtlich dessen das generative Verhalten von Männern und Frauen optimiert wird. Allerdings weisen die Unterschiede zwischen männlicher und weiblicher Fertilität (Tabelle 5.4) sowie die geschlechtsspezifische Wahrscheinlichkeit der Gründung einer Partnerschaft (Tabelle 6.17) und nicht zuletzt die entsprechenden Parameter der Verweildauerregressionen zur Geburt von Kindern (Tabelle 6.8) darauf hin, dass Männer einer stärkeren Sexualektion ausgesetzt sind. Dies kann unter Berücksichtigung der Auszahlungsmatrix in Tabelle 3.5 veranschaulicht werden. Das männliche Ernährermodell, das vor allem durch die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung der Haushaltsproduktion gekennzeichnet ist, impliziert, dass die Chancen zur Familiengründung für Männer mit unterdurchschnittlichem Einkommen vergleichsweise kleiner ausfallen. Aus einer spieltheoretischen Perspektive ist der erwartete Fitnesswert der Partnerschaften mit Männern niedrigen Einkommens also kleiner, da das Risiko verminderter Investitionen in das Humankapital von Kindern höher ist. Da Frauen sich eher für Männer mit höherem Einkommen entscheiden, folgt aus den Annahmen der evolutionären Spieltheorie, dass die Fertilität der Männer in den unterdurchschnittlichen Erwerbseinkommenspositionen deutlich abnimmt. Dies kann auch anhand Abbildung 5.3 sowie der Regressionparameter des Erwerbsstatus in Tabelle 6.8 gezeigt werden. In diesem Fall stimmen die Ergebnisse teilweise mit den Annahmen der Theorie des Elterninvestments von Trivers (1972) überein (vgl. Abschnitt 2.2), da Präferenzen bei der Partnerwahl mit der Arbeitsallokation der elterlichen Fürsorge einhergehen.

Allerdings muss betont werden, dass das männliche Ernährermodell, welches immer noch die dominante reproduktive Strategie in Westdeutschland ist, nur eine Möglichkeit einer solchen Arbeitsallokation darstellt. Der europäische Vergleich ergibt, dass in skandinavischen Ländern (aber auch in Ostdeutschland) das Doppelpersogermmodell mit und ohne staatliche Kinderbetreuung deutlich häufiger als in Westdeutschland vorkommt (Lindecke 2007; Kroehnert/Klingholz 2005). Aus Sicht der Hypothesen der Theorie der Lebensgeschichte stellt das männliche Ernährermodell eine reproduktive Anpassungsstrategie dar, die unter den geschlechtsspezifischen sozioökonomischen Bedingungen in Westdeutschland die individuelle Fitness erhöht². Aus der

1 Vgl. die intergenerationellen Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen Einkommenspositionen in Tabellen 7.1 und 7.2.

2 Zu erwähnen sei hier, dass einige sozialpädiatrische Studien auf negative Auswirkungen frühkindlicher Kinderbetreuung auf die psychoemotionale Entwicklung von Kleinkindern hingewiesen haben (Überblick in Böhm 2011). Da psychoemotionale Stabilität in der Frühkindheit mit der schulischen Leistung korreliert, kann das männliche Ernährermodell auch diesbezüglich eine wichtige Rolle spielen.

Perspektive des Arbeitsmarktes impliziert dieses Ernährermodell eine Ausgrenzung weiblicher Erwerbstätigkeit, dadurch dass sich Frauen dem Arbeitsmarkt entziehen oder ihre Arbeitsmarktbeteiligung auf den Teilzeitarbeitsmarkt begrenzen. Anhand von Abbildung 4.12 lässt sich für Westdeutschland sogar von einer Abnahme einer Vollzeitbeschäftigung, und Zunahme von Teilzeitstellen konstatieren (siehe Kreyenfeld u.a. 2007b für ähnliche Ergebnisse). Wie B. Pfau-Effinger ausführlich anhand der Geschlechter- und Familienbeziehungen in Finnland diskutiert, spielen tradierte reproduktive Strategien und die damit verbundene Bedeutung privater bzw. öffentlicher Kinderbetreuung eine wichtige Rolle in der Arbeitsallokation zwischen Mann und Frau: „Da die kulturelle Bedeutung privater Kinderbetreuung und -erziehung gering ist und es eine lange Tradition der kontinuierlichen Vollzeitbeschäftigung von Frauen gibt, fehlt in Finnland bislang das typische Rekrutierungsreservoir für Teilzeitstellen wie es in Ländern besteht, in denen das Familienmodell der Versorgerehe traditionell eine größere Rolle spielt“ (Pfau-Effinger 2000: 194). Die Prävalenz des männlichen Ernährermodells wird also einerseits durch diese Beschränkung weiblicher Erwerbstätigkeit auf den Teilzeitarbeitsmarkt gefördert, da die Erwerbschancen von (insbesondere geringqualifizierten) Frauen auf dem westdeutschen Arbeitsmarkt relativ ungünstiger sind (siehe Abbildung 6.5 und den Regressionsparameter der Variable „Geschlecht“ im stochastischen Modell des Erwerbseinkommens in Tabelle 6.16 sowie Schiek 2007). Andererseits muss man auch berücksichtigen, dass das männliche Ernährermodell eine Kinderbetreuungsstrategie voraussetzt, nach der Kinder (insbesondere solche unter 3 Jahren) in erster Linie von ihren Müttern betreut werden sollten. Einige Befragungen zu Einstellungen westdeutscher Mütter bezüglich Kinderbetreuungsstrategien weisen dementsprechend darauf hin³, dass die Entscheidung für eine Erwerbsunterbrechung bewusst ist und von der Annahme ausgeht, dass sich Mütter den Kindern widmen sollten (vgl. die Diskussion über die Studie von Schneider/Rost 1998 im Abschnitt 6.2.2).

Das männliche Ernährermodell wird von manchen Autoren als Hauptursache der zweiten demographischen Transition in Westdeutschland (oder des weiteren Geburtenrückgangs ab den 1970er Jahren) gesehen (Kröhnert/Klingholz 2005; Wroblewski/Leitner 2005). Diese These wird insbesondere in Ländervergleichstudien entwickelt, welche die skandinavische Familien- und Arbeitsmarktpolitik mit den deutschen Verhältnissen vergleichen. So wird anhand sozioökonomischer Indikatoren geschlussfolgert, dass eine höhere Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen wie in Schweden, Norwegen, Finnland und Dänemark die Fertilitätsraten erhöhe, solange Kinderbetreuung und gleichzeitige Erwerbstätigkeit von Frauen durch familien- und arbeitsmarktpolitische Maßnahmen ermöglicht würden. Die niedrigere Geburtenzahlen in Deutschland werden als eine Art „Geburtsstreik“ berufsorientierter Frauen interpretiert. Prägnant schreiben A. Wroblewski und A. Leitner hierzu: „Ist die Erwerbstätigkeit nicht mit Betreuungspflichten vereinbar, so müssen sich Frauen zwischen Karriere und Kindern entscheiden, womit einerseits negative Effekte auf die Geburtenrate verbunden sind und andererseits Frauenerwerbstätigkeit als marginalisierte und atypische Beschäftigungsform determiniert wird“ (Wroblewski/Leitner 2005: 201). Sobald aber eine Lebensverlaufperspektive eingenommen wird, sind die Zusammenhänge nicht eindeutig kausal zu interpretieren. Berücksichtigt man beispielsweise, dass der

³ Vgl. Dorbritz 2007 für einen kurzen Bericht über die Ergebnisse aus zwei Umfragen des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung (BiB): Der Population Policy Acceptancy Study (2003) und dem Generations- und Gender-Survey (2005).

Übergang in das Erwachsenenleben in skandinavischen Ländern früher stattfindet (BMFSFJ 2006: II.2, 22ff.), muss angesichts der Verweildauerregressionen in Abschnitt 6.1.2 die Chancen zur Partnerschaftsbildung und damit zur Geburt von Kindern höher eingeschätzt werden. Bei internationalen Vergleichen ist außerdem zu beachten, dass generatives Verhalten im Sinne der Prospekttheorie (siehe Abschnitt 3.5.2) auch vom Referenzpunkt abhängig ist. Das impliziert, dass die relative sozioökonomische Lage und ihre entsprechenden Risiken mit unterschiedlichen Geburtenziffern auf der Makroebene einhergehen können. Beispielsweise scheint es so zu sein, dass Länder mit höheren Geburtenziffern auch höhere Anteile von Schwangerschaftsabbrüchen aufweisen. Die Anteile der Abbrüche an Lebendgeborenen in Tabelle 8.1 scheinen darauf hinzuweisen, dass die Chancen einer Geburt in Frankreich, Norwegen, Schweden und Island deutlich größer ist als in Deutschland oder Spanien. Auch wenn die entsprechenden Gesetze zu Schwangerschaftsabbrüchen und Kontrazeptionen in jedem Land nach den Kriterien vom Department of Economics and Social Affairs der Vereinten Nationen sehr ähnlich sind⁴, deuten diese Kennzahlen darauf hin, dass Spanien und Deutschland ein vergleichsweise risikoscheues generatives Verhalten aufweisen, denn sowohl eine höhere Fertilität als auch höhere Schwangerschaftsabbruchsraten gehen mit einem erhöhten sozioökonomischen und physiologischen Risiko einher.

Die Daten in Tabelle 8.1 weisen nicht nur darauf hin, dass die SAR-Raten von Frauen in den skandinavischen Ländern höher liegen, sondern auch darauf, dass trotz besserer Kinderbetreuungsinfrastruktur, familienfreundlicher Arbeitsmarktmaßnahmen und finanzieller staatlicher Leistungen⁵ der Anteil der Schwangerschaftsabbrüche an Lebendgeborenen in diesen Ländern sogar noch höher als in Deutschland und Spanien liegt. Im Zusammenhang mit dem Anteil der außerehelichen Geburten an allen lebend geborenen Kindern lässt sich schließen, dass die Ehe in Spanien und Deutschland eine wichtigere Rolle bei der Familiengründung spielt als in den anderen Ländern, auch wenn sich der Anteil außerehelicher Geburten in Spanien und Deutschland ebenfalls erhöht hat (Billari/Kohler 2004; Kuijsten 2002: 36). Der Zusammenhang zwischen Erwerbstätigkeit von Frauen und Fertilität auf der aggregierten Ebene kann also sowohl positiv als auch negativ ausfallen, je nachdem auf welche Weise die Dimensionen des generativen Verhaltens, d.h. Partnerschaftsbildung, Fertilität und Kinderfürsorge durch sozioökonomische und physiologische Veränderungen im Lebensverlauf der Individuen betroffen sind. Auf europäischer Ebene ist die Umkehrung der Korrelation zwischen Erwerbstätigkeit von Frauen und Fertilität im Zeitraum 1975-1996 zum Teil auf den großen Fertilitätsrückgang südeuropäischer Staaten wie Italien, Spanien, Portugal und Griechenland, zum anderen Teil auf

4 Ausführliche Dokumentation unter <http://www.un.org/esa/population/publications/publications.htm>. Hier sei anzumerken, dass Schwangerschaftsabbrüche in den Ländern der Tabelle 8.1 einer Anmeldepflicht unterliegen und in Krankenhäusern bzw. in staatlich anerkannten Kliniken oder Praxen durchgeführt werden. In allen Ländern ist eine Schwangerschaftsabbruch im Allgemeinen in folgenden Fällen zulässig: 1. Lebensgefahr der Mutter, 2. Risiken für die physische Gesundheit der Mutter, 3. Risiken für die psychische Gesundheit der Mutter, 4. Vergewaltigung oder Inzucht, 5. Behinderungen des Fötus, 6. Finanzielle Risiken, 7. Auf Antrag der Mutter. In Spanien ist allerdings ein Schwangerschaftsabbruch wegen Gründe 6 und 7 nicht möglich. Es lässt sich außerdem nicht ausschließen, dass es auch länderspezifische Messfehler gibt, welche eine Untererfassung der Abbrüche hervorruft. Allerdings aufgrund der ähnlichen rechtlichen Bedingungen, sind die Daten im Prinzip vergleichbar.

5 Vgl. dazu die ausführliche Zusammenfassung familienbezogener Sozialleistungen und Arbeitsmarktmaßnahmen in Wroblewski/Leitner 2005.

Tabelle 8.1.: Schwangerschaftsabbrüche in verschiedenen europäischen Ländern. Anteil von Abbrüchen an allen Lebendgeborenen angegebener Erhebungsjahre. SAR: Specific Activity Rate der Altersklassen 15-75. AE: Anteil außerehelicher Geburten. Quellen: United Nations Demographic Statistics (<http://data.un.org>), International Labour Organisation (ILO) und Eurostat (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>). Angesichts fehlender Daten entsprechen die SAR-Werte für Island dem Jahr 2002 bzw. 2006. Für Schweden enthalten die SAR-Werte nicht die Altersklassen 70-75.

Land	Jahr	Lebend.	Abbrüche	Anteil %	TFR	AE	SAR	
							Männer %	Frauen %
Deutschland	2004	705,622	129,650	18.37	1.36	28	65	49
	2005	685,795	124,023	18.08	1.34	29	66	50
Frankreich	2004	767,816	209,907	27.34	1.92	47	62	50
	2005	774,355	205,392	26.52	1.94	48	62	50
Island	2004	4,234	889	21.00	2.04	64	83	74
	2005	4,280	867	20.26	2.05	66	83	73
Norwegen	2004	56,951	14,071	24.71	1.83	51	70	63
	2005	56,756	13,989	24.65	1.84	52	70	63
Spanien	2004	454,591	84,985	18.69	1.33	25	57	38
	2005	466,371	91,664	19.65	1.35	27	58	40
Schweden	2004	100,928	34,454	34.14	1.75	55	78	74
	2005	101,346	34,978	34.51	1.77	55	79	75

die mehr oder weniger stabilen Fertilitätsraten skandinavischer Länder zurückzuführen⁶ (Kögel 2004; vgl. auch Billari/Kohler 2004). In diesem Sinne ist nicht notwendig, dass höhere Erwerbsbeteiligungsquoten von Frauen höhere Fertilitätsraten auf der aggregierten Ebene hervorrufen. Dieser Befund kann anhand von Abbildung 8.1 veranschaulicht werden. Der Entscheidungspfad bis zur Geburt von Kindern beinhaltet auch Bildungs- und Berufsverläufe sowie die Entstehung einer festen Partnerschaft. Es geht dabei nicht nur um die Entscheidung zwischen Kindern und Karriere, sondern auch um die Wahl zwischen verschiedenen Bildungs- und Berufswegen, zwischen der Gründung einer festen Partnerschaft und Single-Dasein, zwischen privater oder öffentlicher Kinderbetreuung und zwischen Teil- oder Vollzeitberufstätigkeit. Vor allem ist die Entscheidung für oder gegen Kinder fast ausschließlich im Paarkontext möglich und impliziert deshalb die Koordination und das Einverständnis beider Partner hinsichtlich bestimmter (tradierter) Reproduktions- und Arbeitsallokationsstrategien.

Auf der aggregierten Ebene ist zu befürchten, dass niedrige Erwerbsbeteiligungsquoten von Frauen bei gleichzeitig niedrigen Fertilitätsraten das durch das Umlageverfahren finanzierte Alterssicherungssystem in Deutschland gefährden⁷. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass die

⁶ Nach der Studie von N. Ahn und P. Mira haben eher die hohen Arbeitslosenquoten in den 1980er und 1990er Jahren die Schlüsselrolle beim Fertilitätsrückgang südeuropäischer Länder gespielt (Ahn/Mira 2002: 679).

⁷ Wenn die politischen Maßnahmen zur Förderung der Erwerbsbeteiligungsquoten von Frauen vor dem Hintergrund eines „Fachkräfteengpasses“ und eines „unausgeschöpften Arbeitskräftepotenzials“ diskutiert werden (etwa Eichhorst 2011), sollte berücksichtigt werden, dass sozioökonomische Prozesse nicht unmittelbar auf rein demographische zurückzuführen sind. Vor dieser Entwicklung warnt richtigerweise E. Barlösius: „Besonders verbreitet ist Demographisierung auf dem Gebiet von Arbeit und Ökonomie. Dies bedeutet, dass die gegenwärtige ökonomische Krise sowie die Neuerungen durch die Wissensgesellschaft und die Globalisierung vorwiegend als demographische Herausforderungen interpretiert werden. Dabei wird mit erstaunlicher Leichtigkeit die

Finanzierungsprobleme der Rentenversicherung deutlich komplexer sind und von anderen wichtigen demographischen und arbeitsmarktbezogenen Faktoren abhängen. Nach G. Bäcker und Mitarbeitern kann man folgende Faktoren identifizieren, die das Gleichgewicht von Einnahmen und Ausgaben in der Rentenversicherung stören (Bäcker et al. 2008: 469ff.):

1. Rentenausgabenseite:

- a) die Zahl der Rentner bzw. die Zahl der Renten, die u.a. vom Anteil der Rentenberechtigten an der Bevölkerung, der Lebenserwartung und dem Rentenzugangsalter abhängen
- b) die durchschnittliche Rentenhöhe, die u.a. von der jeweiligen Rentenbemessung und -anpassung beeinflusst wird

2. Beitragsannahmenseite:

- a) die Zahl der versicherungs- und beitragspflichtigen Beschäftigten, die u.a. durch den Anteil der versicherungspflichtigen Beschäftigten an den Erwerbstätigen determiniert ist
- b) die durchschnittliche Höhe des versicherungspflichtigen Bruttoentgelts, die vom Lohnsatz der beitragspflichtigen Beschäftigten je Stunde sowie von der Arbeitszeit je Beschäftigten abhängt

Da das Verhältnis zwischen Erwerbstätigen und beitragszahlenden Beschäftigten ein maßgebendes Kriterium für die Höhe der Beitragsannahmen ist, haben demographische Entwicklungen wie die in Abbildung 7.3 dargestellte keinen deterministischen Charakter auf das Finanzierungsgleichgewicht des Rentensystems. Die demographiebedingten Reformen der Alterssicherung sind ein gutes Beispiel der Handlungsmöglichkeiten, die zur Verminderung negativer Effekte der Bevölkerungsalterung verwendet werden können. Diese Reformen haben sich vor allem auf (i) die Einführung des sogenannten Nachhaltigkeitsfaktors, der eine Abkopplung der Rentenerhöhungen von den Einkommenszuwächsen der Beschäftigten erzielt (Bäcker et al. 2008: 425 ff.), und (ii) die Erhöhung des gesetzlichen Renteneintrittsalters beschränkt (Sachverständigenrat 2011: 161). Wenn man bedenkt, dass andere arbeitsmarktpolitische Maßnahmen möglich sind⁸, um die demographiebedingten Finanzierungsprobleme der Rentenversicherung zu lösen, ist die Förderung höherer Beschäftigungsquoten von Frauen eher aufgrund der Verbesserung der Beschäftigtenstruktur sowie des Beschäftigungs- und Einkommensniveaus von Frauen an sich und nicht wegen höherer Fertilität anzustreben. Wie die statistischen Modelle für Frauen in den Verweildauerregressionen der Tabelle 6.8 gezeigt haben, können die negativen Zusammenhänge zwischen Berufserfahrung und Wartezeit bis zur Geburt des ersten Kindes durch eine höhere Haushaltseinkommensposition teilweise kompensiert werden. Dadurch kann eine Erhöhung des Haushaltseinkommens durch eine höhere Arbeitsmarkteteiligung von Frauen, zusammen mit

Bevölkerungsgröße mit ökonomischer Stärke bzw. Schwäche gleichgesetzt [...] und dies, obwohl in der demographischen Forschung Konsens besteht, dass die Grundannahme von Malthus, dass die Bevölkerungsgröße die wirtschaftlichen Entwicklungschancen bestimmt, zu verwerfen sei“ (Barlösius 2007: 29).

⁸ Möglichkeiten sind u.a. die Reduktion von Arbeitslosenquoten, die Ausweitung der Alterserwerbstätigkeit, die Förderung gesunder Arbeitsplatzgestaltung und eine strategische Einwanderungspolitik (Bäcker et al. 2008: 473).

familienpolitischen Maßnahmen zur Ausweitung des Angebots privater und öffentlicher Kinderbetreuungsinfrastruktur, mit einer Verkürzung der Wartezeit bis zur Geburt der (ersten) Kinder (und damit zu höheren periodenspezifischen Geburtenziffern) führen (Tempoeffekt) (vgl. Wrohlich 2004; Eichhorst 2011). Dennoch deuten die Ergebnisse der Population Policy Acceptance Study (PPAS) (2003) darauf hin⁹ (Dorbritz 2005; Roloff 2007), dass sich die Entscheidung für oder gegen (mehr) Kinder nicht so einfach durch politische Maßnahmen externalisieren lässt, wie man anlässlich der Ansätze der Theorie der Lebensgeschichte für reproduktive Investitionen erwarten würde (s. Abschnitt 3.5). Auch wenn die Mehrheit der befragten Frauen (91%) in der PPA-Studie flexible Arbeitszeiten für berufstätige Eltern mit kleinen Kindern befürwortet, möchten etwa 74% der Frauen ohne Kinderwunsch kein (weiteres) Kind haben, auch wenn sie bessere Leistungen für die Kinderbetreuung bekämen. Da diese Frauen auch der Einführung besserer Kinderbetreuungsleistungen erste Priorität geben, bestätigt sich hier die Annahme der Theorie der Lebensgeschichte, dass Reproduktion im Eigeninteresse erfolgt, und sich nicht durch externe bevölkerungspolitische Inzentiven einfach beeinflussen lässt. In diesem Sinne schlussfolgert J. Roloff aus ihrer Analyse der PPA-Studie: „Ganz allgemein lässt sich feststellen, dass, außer temporären Effekten, mit einer Familienpolitik nur erreicht werden kann, dass Frauen ihren Kinderwunsch voll realisieren und zudem ihre gewünschten Geburten zeitlich vorziehen können“ (Roloff 2007: 140)¹⁰. Dass diese Schlussfolgerung auch auf Männer zutrifft, folgt beispielsweise aus dem negativen Zusammenhang zwischen Bildung und Geburt erster Kinder, der den entsprechenden Regressionsparametern der Verweildauerregressionen in Tabelle 6.8 zu entnehmen ist.

Die Ergebnisse der stochastischen Modelle in Kapitel 6 weisen darauf hin, dass die Sexualselektionskriterien bei der Partnerwahl einen nicht zu vernachlässigenden Faktor zur Entstehung sozialer Ungleichheit darstellen. Angesichts der Verschlechterung der finanziellen Situation von Partnerschaften niedrigen Äquivalenzeinkommens (vgl. Tabellen D.1 und D.3) und der Erhöhung der Produktivität von Partnerschaften, die über höhere Bildungsabschlüsse und Erwerbseinkommen verfügen (siehe Tabellen D.2 und 6.17), ist aus der individuellen Entscheidungsperspektive keine signifikante Reduktion sozialer Ungleichheit zu erwarten. Ebenso wenig ist davon auszugehen, dass die reproduktiven Strategien der Individuen aufgrund möglicher emergenter Phänomene wie demographischer Veralterung oder Schrumpfung des Erwerbspotenzials¹¹ geändert werden. Insbesondere haben die statistischen Analysen darauf hingewiesen, dass Eltern nicht zwischen Quantität und Qualität von Kindern entscheiden. Es scheint vielmehr so zu sein, dass Eltern eine gewisse Qualität von Kindern anstreben, die primär nicht von der Kinderzahl, sondern von ihrer eigenen sozioökonomischen Lage und dem Bildungsgradienten zwischen Geschwistern nach der Geburt zusätzlicher Kinder abhängt. Diese Kontinuität sozialer Ungleichheit kann wichtige Folgen für die demographische Entwicklung der ausgebildeten Arbeitsbevölkerung haben, da die Chancen sozialen Aufstiegs für bestimmte Bevölkerungsgruppen niedriger ausfallen können. Da Unterschiede im Bildungsniveau, Einkommen und Berufsklasse zwischen Individuen, Familien und Geschlechtern die aggregierte Arbeitsproduktivität wesent-

⁹ Diese Studie basiert auf einer randomisierten Stichprobe mit jeweils 2058 bzw. 2052 Personen aus West- und Ostdeutschland.

¹⁰ Vgl. den Überblicksartikel von Frejka et al. 2008 zur weiteren Diskussion.

¹¹ Zur Definition des Erwerbspotenzials siehe B.2; vgl. auch die Studie von Fuchs/Zika 2010.

lich beeinflussen (Sachverständigenrat 2011: 96), können bildungs- und arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen zur Milderung negativer Effekte einer schrumpfenden Erwerbsbevölkerung geeigneter sein. Diese Schlussfolgerung ist besonders wichtig, da einige wohlfahrtstheoretische Ansätze hingegen davon ausgehen, dass in Deutschland zu wenig Kinder geboren werden. Nach T. Tivig und Mitarbeitern wird diese Annahme folgendermaßen begründet:

„Wir haben als Gesellschaft zu wenig Kinder, um mit ihnen unseren Wohlstand zu sichern. Das erklärt sich daraus, dass unser Wohlstand auf einen permanenten Innovationsprozess gründet, zu dessen Aufrechterhaltung erstens die ständige Erzeugung neuen Wissens und zweitens das Wachstum oder zumindest die Konstanz einer entsprechend ausgebildeten Arbeitsbevölkerung (des Humankapitals) notwendig sind. Wenn die Anzahl der Forscher- und Entwickler proportional zur Größe der Erwerbsbevölkerung variiert, dann müssen Länder mit einer schrumpfenden Erwerbsbevölkerung einen Rückgang der Wissensproduktion hinnehmen [...] Der Rückgang der Forscher-, Entwickler- und Fachkräftepopulation lässt sich bei schrumpfender Bevölkerung auch unter besten Bildungs- und Ausbildungsbedingungen höchstens verzögern, aber nicht kompensieren. Die Lösung kann daher nur sein, mehr Kinder zu bekommen und sie möglichst gut auszubilden“ (Tivig et al. 2011: 99).

Bei genauerer Betrachtung der Arbeitsmarkt- und Bildungssystemdynamik ist die von Tivig und Mitarbeitern vorgeschlagene Lösung allerdings unzureichend. Anhand von Abbildung 7.3 und den Altenquotienten in Tabelle 7.6 kann man davon ausgehen, dass der Anteil der Bevölkerung zwischen 15 und 60 deutlich abnehmen wird. Wenn aber die Absolventenzahl in Kernberufen wissensintensiver Branchen betrachtet werden¹², zeichnet sich nach den Berechnungen des Konsortiums „Bildungsindikatoren und technologische Leistungsfähigkeit“ in den Jahren zwischen 2000 und 2009 eine Zunahme von etwa 9% ab, wobei etwa 69% der Ausbildungsabsolventen eine betriebliche Berufsausbildung abgeschlossen haben (Leszczensky et al. 2011: 78). Diese Zunahme in den für Innovation und Entwicklung wesentlichen Berufen kontrastiert mit dem allgemeinen Rückgang der Auszubildendenzahl von etwa 7% zwischen 2000 und 2007 (Leszczensky et al. 2011: 54). Ebenfalls zeigen verschiedene Berechnungen der Erwerbstätigenbevölkerung in den wissensintensiven Berufsfeldern für ganz Deutschland, dass bis etwa dem Jahr 2025 der Bedarf an Personen in diesen Branchen größtenteils gedeckt sein wird, wobei von der Berufsmobilität und der Erwerbstätigenzahl in den wissensintensiven Branchen des Jahres 2005 als Referenzpunkt ausgegangen wird (Leszczensky et al. 2011: Abschnitt 2.6. dort). Zugleich deuten die Prognosen hinsichtlich des Erwerbspersonenangebots in der Studie des Instituts für Zukunft der Arbeit (2007) darauf hin, dass das Erwerbspersonenangebot bis zum Jahr 2020 sogar leicht zunehmen wird (Bonin 2007: 138ff.).

Da die Produktionsstruktur in Deutschland u.a. durch einen Trend zur Wissensintensivierung und Tertialisierung¹³ gekennzeichnet ist, wird die entsprechende Qualifizierung bzw. die

¹² Nach M. Tiemann werden „wissensintensive Berufe“ als solche definiert, die „durch hohe Anteile von Innovatoren oder Aufgabenflexiblen geprägt sind. In ihnen bestehen mindestens manchmal hohe Lernanforderungen und Kreativitätsanforderungen“ (Tiemann 2010: 8). „Kernberufe wissensintensiver Branchen sind Berufe, in denen überdurchschnittlich viele Erwerbstätige innerhalb des Berufes in einer wissensintensiven Branche arbeiten. Der Schwellenwert entspricht dem durchschnittlichen Anteil Erwerbstätiger in wissensintensiven Branchen über alle Berufsordnungen“ (Leszczensky et al. 2011: 36).

¹³ Nach M. Hüther ist Tertiarisierung „die zunehmende Bedeutung von Komplettlösungen und maßgeschneiderten Produkten mit einem umfangreichen, komplementär wirkenden Dienstleistungsanteil [...] Die Tertiarisierung führt somit nicht unbedingt zur Bedeutungsabnahme des industriellen Sektors, sondern kann im Gegenteil zu seiner Stärkung beitragen“ (Hüther 2010: 89)

Weiterqualifizierung insbesondere im Bereich wissensintensiver Branchen in den nächsten Jahrzehnten ein noch größeres Problem als die schon eingetretene Schrumpfung und Veralterung der westdeutschen Bevölkerung. Diese Entwicklung geht mit einem Bedarfsrückgang etwa in der Landwirtschaft oder im Bausektor einher (s. Bonin 2007: 66ff. sowie die Abbildungen 4.9 und 4.10). Da die Entwicklung des Arbeitskräftebedarfs im tertiären Sektor im Wesentlichen an eine Erhöhung des Humankapitals auf der aggregierten Ebene gekoppelt ist, erfolgt der Ausgleich zwischen Angebot und Nachfrage von Fachkräften eher durch Behebung der Defizite des Arbeitsmarktes und des Bildungssystems als durch mehr Kinder¹⁴. Unter anderen sind folgende arbeitsmarkts- und bildungsrelevante Herausforderungen zu meistern (siehe insbesondere Bonin 2007; Leszczensky 2008):

1. die Erhöhung der Erfolgsquote in beruflichen Schulen¹⁵;
2. die Erhöhung des im internationalen Vergleich unterdurchschnittlichen Anteils an Absolventen in den sogenannten MINT-Fächern (Hüther 2010 und Leszczensky et al. 2011: Abschnitt 2.3 dort). Hier ist vor allem die fachliche Schwerpunktsetzung in der Schulzeit wesentlich¹⁶ (Leszczensky et al. 2011: 49);
3. die Erhöhung der Studierquoten¹⁷ und Anzahl der Studienanfänger;
4. die Einführung weiterbildender Programme für alternde Belegschaften;
5. die Veränderung des Rekrutierungsverhaltens in den Betrieben;
6. die Erhöhung der Erwerbsquoten von westdeutschen Müttern, Ausländern, Älteren, Jüngeren und Geringqualifizierten (vgl. Hülskamp 2010);
7. das Flexibilisieren der Arbeitszeiten (Hülskamp 2010).

Die Mehrheit der Maßnahmen zur Bewältigung dieser Herausforderungen bedeutet allerdings die Umkehrung einiger statistisch signifikanter Zusammenhänge, die in den Regressionsmodellen in Kapitel 6 nachgewiesen worden sind. Beispielsweise implizieren höhere Studierquoten ebenfalls hohe Studienberechtigtenquoten. Dies setzt wiederum voraus, dass das Bildungsniveau jeder sukzessiven Kohorte erhöht werden muss. Dafür sollten aber die beruflichen Schulen den stark signifikanten Zusammenhang zwischen sozioökonomischen Merkmalen der Eltern und Bildungsabschlüssen der Kinder abschwächen (siehe Tabelle 6.13). Eine Erhöhung der Erwerbsquoten von

¹⁴ Es ist zu beachten, dass (West-)Deutschland negative intrinsische Wachstumsraten für praktisch das ganze 20. Jahrhundert aufweist (Tabelle 7.4). Aber die großen Migrationswellen haben beispielsweise zu einer Vergrößerung der Erwerbsbevölkerung ab den 1950er Jahren geführt (siehe z.B. Von Loeffelholz 2010).

¹⁵ Die hohen Abbrecherquoten der Bildungsinländer und -ausländer sind angesichts der hohen Investitionskosten und des Anteiles dieser Gruppen insbesondere an Universitäten zu reduzieren (vgl. Leszczensky 2011: 69ff.).

¹⁶ Die Befunde der Studie von C. Heine und Mitarbeitern (2006) über die Bestimmungsgründe für die Wahl von ingenieur- und naturwissenschaftlichen Studiengängen weisen auf große Defizite des Schulsystems hin. So schlussfolgern die Autoren: „Aus den allgemein bildenden Schulen kommen also nur schwache, vor allem keine *zusätzlichen* Impulse für die Studiennachfrage nach ingenieur- und naturwissenschaftlichen Studiengängen“ (Heine et al. 2006: 7).

¹⁷ Die Studierquote gibt „den Anteil von studienberechtigten Schulabsolventen eines Entlassungsjahrgangs an, der ein Hochschulstudium aufnimmt“ (Leszczensky et al. 2011: 62).

Müttern und die Flexibilisierung der Arbeitszeiten implizieren u.a. Alternativen zum männlichen Ernährermodell sowie eine Erhöhung des Erwerbseinkommens von Frauen (vgl. Tabelle 6.17). Die Erhöhung der Erwerbsquoten von Jüngeren verlangt u.a. kürzere Bildungs- und flexible Arbeitszeiten, die wiederum wichtige Tempoeffekte auf die Fertilitätsraten ausüben können (siehe Tabelle 6.8). Angesichts der Ergebnisse auf der Mikroebene und der Herausforderungen auf der Makroebene stellt eine niedrige Fertilität und der Rückgang des Erwerbspersonenpotenzials die grundsätzliche Möglichkeit dar, soziale Ungleichheit zwischen Individuen, Familien, Geschlechtern, Altersgruppen und Migranten auf dem Arbeitsmarkt und im Bildungssystem zu einem gewissen Ausmaß abzubauen.

A. Das Sozioökonomische Panel - SOEP

A.1. Datenerhebung und Teilstichproben

Grundziel des sozioökonomischen Panels ist die jährliche Erhebung von Informationen über den sozioökonomischen Zustand und individuellen Wohlstand von Personen und privaten Haushalten in Deutschland (Wagner et al. 2007), obwohl auch viele andere Indikatoren über Gesundheit, Kognition und psychologische Merkmale erhoben werden. Als Panelstudie ist das SOEP die Kombination von Querschnitts- und Längsschnittdaten von repräsentativen Stichproben auf Haushalts- und Personenebenen, wobei dieselben Stichprobeneinheiten, deren Nachkommen ab 16 Jahren und zugezogene Personen in weiteren Wellen befragt werden, sofern sie an der Studie weiter teilnehmen möchten. Bisher hat das SOEP die in Tabelle A.1 aufgelisteten Teilstichproben seit 1984 erhoben (Wagner et al. 2007; Wagner et al. 2008).

Tabelle A.1.: Teilstichproben in SOEP. n = Haushalte.

Teilstichprobe	Anfang	Beschreibung	n
A - Früh. Bundesgebiet	1984	Haushaltsvorstand hat deutsche Staatsangehörigkeit	4528
B - Ausländer im früh. Bundesgebiet	1984	Haushaltsvorstand hat entweder türkische, griechische, jugoslawische, spanische oder italienische Staatsangehörigkeit	1393
C - Neue Bundesländer	1990	Haushaltsvorstand hatte DDR-Staatsangehörigkeit zum Zeitpunkt der Befragung	2179
D - Einwanderer	1994	Haushalt enthält mindestens eine Person, die aus dem Ausland nach 1984 in die BRD zugezogen ist	522
E - Auffrischung	1998	Personen in privaten Haushalten	1056
F - Erneuerung	2000	Personen in privaten Haushalten	6052
G - Hocheinkommen	2002	Haushalte verfügen über 3.835 EUR im Monat	1124
H - Ergänzung	2006	Private Haushalte	1506

Die Teilstichproben E und F wurden aufgrund der Abnahme der ursprünglichen Stichproben gezogen, die in allen Panelstudien entweder wegen demographischer Änderungen (Tod oder Umzüge) oder wegen feldbezogener Ausfälle vorkommt. Die Teilstichprobe D sollte die neuen Einwanderungspopulationen ins SOEP aufnehmen, die seit dem Mauerfall 1990 nach Deutschland zugewandert sind. Genauso wurde die Stichprobe G eingeführt, um eine adäquate signifikante Stichprobe der in früheren SOEP-Wellen unterrepräsentierten Hocheinkommen-Haushalte zu gewinnen. Diese Dissertation beschränkt sich auf Haushalte und Befragungspersonen mit deutscher Staatsangehörigkeit in Westdeutschland für die betreffenden Teilstichproben zwischen 1984 und 2008. Diese Beschränkung der Stichprobe schließt allerdings nicht aus, dass sie eingebürgerte Befragungspersonen mit Migrationshintergrund bzw. Migrationserfahrung enthält. Allerdings beträgt der Anteil von Befragungspersonen, die möglicherweise Migrationshinter-

grund haben bzw. eingebürgert worden sind¹, zwischen 1984 und 2008 etwa 10% aller Befragungspersonen älter 16 mit deutscher Staatsangehörigkeit in Westdeutschland. In den Regressionsmodellen dieser Dissertation wurde versucht, sowohl die Migrationserfahrung als auch die mit Migration verbundene ethnische Herkunft durch passende Dummyvariablen zu kontrollieren, falls man genügend Beobachtungen zur Verfügung hatte. Da die statistischen Analysen in der vorliegenden Dissertation auf verschiedenen Teilmengen der Gesamtstichprobe des SOEP basieren, werden sie der Übersichtlichkeit halber in Tabelle A.2 kurz beschrieben. Zu beachten ist allerdings, dass die Stichprobengröße n in den entsprechenden statistischen Analysen beispielsweise aufgrund fehlender Daten von den angegebenen Stichprobengrößen abweichen können.

Tabelle A.2.: Stichproben, die in den statistischen Analysen der vorliegenden Dissertation definiert worden sind. Anzahl von Männern und Frauen zwischen 1984 und 2008. Die Partnerschaften haben als Referenzperson Frauen. Item-Non-Response-Fälle enthalten.

Stichprobe	Beschreibung	Männer	Frauen
Stichprobe I	Befragungspersonen zwischen 20 und 45 Jahren	8.278	8.620
Stichprobe II	Partnerschaften von Befragungspersonen zwischen 20 und 45 Jahren	-	5.058
Stichprobe III	Kinder von SOEP-Teilnehmer	2.677	2.251
Stichprobe IV	Befragungspersonen in Westdeutschland	14.480	15.491

A.2. Gewichtung im SOEP

Wie Tabelle A.1 zu entnehmen ist, sind die verschiedenen Teilstichproben im SOEP vom Design her sehr unterschiedlich und setzen gruppenspezifische Auswahlwahrscheinlichkeiten voraus. Wenn man zusätzlich berücksichtigt, dass im Laufe der Zeit die Gesamtstichprobe durch Ausfälle verkleinert oder durch Zu- und Umzüge modifiziert wird, müssen solche Prozesse einigermaßen kontrolliert werden, falls man alle Teilstichproben in die Analyse aufnimmt, wie es in dieser Dissertation der Fall war. Um erwartungstreue Schätzer der zu untersuchenden Populationsmerkmale anhand der Gesamtstichprobe erhalten zu können, wurden in dieser Dissertation meistens gewichtete Schätzer verwendet. Dieser Schätzungsansatz bietet sich an, da Querschnitts- und Längsschnittsgewichte schon im SOEP-Datensatz im Sinne des designbasierten Ansatzes² integriert sind. Da Gewichtung eine zentrale Rolle für die Schätzung von Populationsmerkmalen spielt, sollen hier noch etwas ausführlicher die Schätzmethoden beschrieben werden. Die Grundidee des designbasierten Ansatzes beruht auf dem Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit π_i definiert durch $\pi_i = P(C_i = 1)$ für die Befragungsperson bzw.

1 Insofern diese Befragungspersonen einer der Einwandererstichproben B oder D zugewiesen worden sind.

2 Beim designbasierten Ansatz werden Wahrscheinlichkeitsaussagen etwa über Anteilswerte von Personen mit einem bestimmten Merkmal einzig „bezüglich der durch das Erhebungsdesign implizierten Ziehungswahrscheinlichkeiten gemacht“ (Rendtel 1995: 47). Als Erweiterung bietet hingegen der modellbasierte Ansatz die Berücksichtigung weiterer Informationen zur Schätzung von Populationsmerkmalen an, wobei aber das Merkmal Y_i diesmal als eine Zufallsvariable betrachtet wird, welche durch das Regressionsmodell $Y_i = X_i\beta + \epsilon_i$, $i \in G$ geschätzt wird (Rendtel 1995: Kap. 7, insb. Gl. (7.6) dort.).

Haushalt i (im Folgenden Rendtel 1995: Kap. 3 und Sukhatme et al. 1984: 78 ff.). Die Indikatorvariable C_i gibt an, ob die Einheit i in der Stichprobe S enthalten ist $C_i = 1$ oder nicht $C_i = 0$. Interessiert man sich für die Anzahl der Einheiten t_y , die ein bestimmtes Merkmal y (z.B. Bildungsabschluss) in der Population G ausweisen, und betrachtet man y als Parameter mit $y_i = 1$, falls die Einheit i das Merkmal ausweist und $y_i = 0$ im anderen Fall, erhält man den Populationswert

$$t_y = \sum_{i \in G} y_i. \quad (\text{A.2.1})$$

t_y soll allerdings anhand der Stichprobenergebnisse geschätzt werden. Mit dem linearen Schätzer \hat{t}_y hat man den Ansatz

$$\hat{t}_y = \sum_{i \in G} \alpha_i C_i y_i. \quad (\text{A.2.2})$$

Wählt man $\alpha_i = 1/\pi_i$ den Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit $P(C_i = 1) > 0$, erhält man sofort, dass t_y für jedes Merkmal y π -erwartungstreu ist, d.h. $E(\hat{t}_y) = t_y$, mit

$$E_\pi(\hat{t}_y) = \sum_{i \in G} E(\alpha_i C_i y_i) = \sum_{i \in G} \alpha_i E(C_i) y_i = \sum_{i \in S} y_i, \quad (\text{A.2.3})$$

wobei $E(C_i) = \sum c_i P(c_i) = P(C_i = 1)$ ist. Wegen der systematischen Panelattrition aufgrund von etwa Verweigerungen und Unerreichbarkeit der Befragten als auch wegen Zuzüge ins Panel und dessen Weiterverfolgungsregeln ist es nötig, eine längsschnittliche Perspektive anzunehmen, und die Bleibewahrscheinlichkeit γ_i im Gewichtungsschema zu berücksichtigen³. Diese Bleibewahrscheinlichkeit wird durch eine Ausfallsanalyse und durch Schätzung der Kontakt- und Antwortwahrscheinlichkeiten anhand Logitregressionen ermittelt. Darüber hinaus werden Abweichungen der Verteilung ausgewählter Merkmale wie Alter, Geschlecht, Gemeindegröße, usw. den entsprechenden Verteilungen des Mikrozensus angepasst⁴. Die in dieser Dissertation benutzen Querschnittsgewichte für die Parameterschätzungen im unbalanzierten Panel sind eigentlich die sogenannten Hochrechnungsfaktoren für Haushalte und Personen⁵, welche im Allgemeinen für die Welle t durch $(\pi_{i,t-1} \times \gamma_{it})^{-1}$ gewonnen werden können. Gewichte und Hochrechnungsfaktoren unterscheiden sich eigentlich nur um einen Skalarmultiplikator, wobei die Summe der Hochrechnungsfaktoren die Zahl der Einheiten in der durch Mikrozensusdaten identifizierten Grundgesamtheit ergibt, während die Summe der Gewichte die Stichprobengröße wiederherstellt (vgl. Pannenberg et al. 2005; Pischner 2007: 4).

3 Diese Bleibewahrscheinlichkeiten werden im Allgemeinen durch die Annahme berechnet, dass jede Befragungsperson in Welle t , $t \in [t_{Start}, t_{Ende}]$ in (einigen) vorherigen Wellen $t - k \geq 0$ teilgenommen hat. Betrachtet man diesen Prozess als eine Folge von Ereignissen, welche sukzessiv geschehen müssen, damit die Person am SOEP teilnimmt (d.h. man muss der Reihe nach ausgewählt und kontaktiert werden, bevor man Auskunft über sich selbst gibt), kann die Wahrscheinlichkeit dafür, dass man in Welle t am SOEP teilnimmt, durch die bedingten Wahrscheinlichkeiten ermittelt werden, dass man bis zur Welle t den ganzen Prozess vom Kontaktiertwerden bis zur Teilnahme hinterlegt hat. Bezeichnet man diesen Ereignisprozess mit der Ereignisfolge A_n , folgt aus dem Multiplikationssatz der Stochastik (Kolmogorov 1933: 6), dass die Bleibewahrscheinlichkeiten durch $P(A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1) \cdots P(A_n|A_{n-1}, \dots, A_1)$ berechnet werden können.

4 D.h. man schichtet nochmal die schon zufällig erhobene Stichprobe nach eben diesen Variablen. Dieses Verfahren wird als Poststratifizierung bezeichnet (vgl. Levy/Lemeshow 1999: 169 ff.; Sukhatme et al. 1984: 133 ff.).

5 Variablen \$HHF\$ bzw. \$PHF\$ in SOEP.

A.3. Repräsentativität und Variablen

In Bezug auf den Begriff „Repräsentativität“ des SOEP spielt Gewichtung eine bedeutende aber problematische Rolle. Nimmt man an, dass Repräsentativität die erwartungstreue Schätzung von Populationsmerkmalen im Sinne von Gleichung (A.2.3) ist (vgl. Rendtel 1995: 243), dann ist die Kenntnis der Auswahl- und Bleibewahrscheinlichkeiten π_i, γ_i die Bedingung zur Kontrolle von Verzerrungsmechanismen, welche die Schätzung der Populationsmerkmale verfälschen können⁶. Der längsschnittliche Charakter des SOEP bietet gerade die Möglichkeit an, diese Verzerrungsmechanismen teilweise etwa durch Analyse von Nonresponseverhalten und Panelmortalität zu berücksichtigen. Nach der Analyse von U. Rendtel über das Teilnahmeverhalten im SOEP und dessen Repräsentativität fasst der Autor zusammen: „Für das SOEP ergab sich dabei keine empirische Evidenz, dass die klassischen Kontrollvariablen (Ausnahme Alter) das Teilnahmeverhalten nach der ersten Befragungswelle wesentlich beeinflussen. Vielmehr ergab sich das Bild, dass die unmittelbaren Umstände der Feldarbeit für das Teilnahmeverhalten wesentlich sind“ (Rendtel 1995: 243). Somit könne beispielsweise der sogenannte „Mittelschichtbias“ eher etwa durch Unerreichbarkeit und Haushaltsabspaltung als durch Bildung und Stellung im Beruf zum Teil kompensiert werden, denn es scheine die Hypothese zu bestehen, dass „Merkmalsveränderungen nicht ursächlich die Antwortbereitschaft in einem Panel beeinflussen, solange sie nicht mit einer wesentlichen Veränderung der Feldsituation verbunden sind“ (Rendtel 1995: 247). Nach Rendtel dürfte man Repräsentativität (oder Anwendbarkeit) einer Stichprobe zur sozialwissenschaftlichen Forschung nicht am Vergleich zwischen der Verteilung eines Merkmals in der Stichprobe und dessen Verteilung in Stichproben der amtlichen Statistik messen, sondern am Vergleich der Verteilung der Populationsschätzer (so etwa in der Form A.2.3) unter dem Ziehungsexperiment. Allerdings ist zu beachten, dass im SOEP das oben erwähnte Poststratifizierungsverfahren angewandt wird (vgl. die SOEP-Dokumentation von R. Pischner 2007). Das bedeutet, es werden die Randverteilungen besonderer Merkmale im Mikrozensus herangezogen, um Hochrechnungsfaktoren schätzen zu können. Es wird dadurch implizit angenommen, dass die Populationsanteile in Bezug auf ein bestimmtes Merkmal durch eine externe Stichprobe, nämlich die des Mikrozensus, zuverlässig wiedergegeben werden, so dass man diese Anteile als die „wahren“ Schichtengrößen behandeln kann. Sonst hätte man dem Problem des Double-Samplings Rechnung zu tragen (vgl. Sukhatme et al. 1984: 135ff.).

Dennoch wiesen P. Hartmann und B. Schimpl-Neumanns mit Daten des Mikrozensus und der Allbusumfrage darauf hin (Hartmann/Schimpl-Neumanns 1992), dass sogar bei Gewichtung sozialwissenschaftlicher Stichproben systematisch große Abweichungen zwischen der Verteilung des gewichteten Schätzers mit der Verteilung eines zu untersuchenden Merkmals im Mikrozensus auftreten können⁷. Ungewissheit oder Nichtberücksichtigung des Verzerrungsmechanismus können also dazu führen, dass man die Verzerrungen selbst „hochrechnet“ (vgl. in Bezug auf Verzerrungen von Sterblichkeitsraten im SOEP Schnell/Trappmann 2006: 148-149). Zugleich aber ist die Übereinstimmung einiger geschätzter Parameter auch kein Beweis von Repräsentativität einer vergleichsweise kleineren Stichprobe, insofern man nicht erwarten kann, dass alle Parame-

⁶ Vgl. auch die Diskussion in Pappi 1979: 23-25 und insbesondere die Sensitivitätsanalyse von R. Schell (1993) über verzerrte Inferenzen.

⁷ Hier nimmt man an, dass die Parameterverzerrungen beim Mikrozensus vernachlässigbar sind. Zur Kritik Rendtel/Pötter 1993.

ter beliebiger beobachtbarer Merkmale tatsächlich in beiden Datensätzen übereinstimmen (vgl. Prein et al. 1994: 26 ff.; Rendtel 1995: 201). Allerdings wird durch Poststratifizierung im SOEP gerade versucht, dass Parameterschätzungen wichtiger Merkmale wie Bildung, Geschlecht und Haushaltsgröße zwischen dem SOEP und Mikrozensus übereinstimmen. Es scheint also, dass zu große Abweichungen zwischen Parameterschätzungen aus der Stichprobe und den Schätzungen aus einer anderen als valide betrachteten Stichprobe ins Gewichtungsschema trotz der vielleicht naiven Vorstellung der Stichprobe als „Miniatur“ der Grundgesamtheit berücksichtigt werden müssen. Damit soll gewährleistet werden, dass die aus den statistischen Modellen gewonnenen Inferenzen auf die entsprechende Grundgesamtheit geschlossen werden dürfen. Die Frage ist nun, auf welche Grundgesamtheit sich die Inferenzen der vorliegenden Dissertation beziehen können. In der Überschrift und in den vorangehenden Abschnitten wurde schon erwähnt, dass man sich auf Befragungspersonen mit deutscher Staatsangehörigkeit in privaten Haushalten in Westdeutschland 1984-2008 beschränkt hat. Aber da es sich in der Regel um das generative Verhalten in den fertilitätsrelevanten Altersklassen zwischen 20 und 45 Jahren handelt, und vorausgesetzt, dass man im SOEP ebenfalls das Problem fehlender Daten hat (vgl. unten), dürfte klar sein, dass Aussagen über die zu untersuchenden Phänomene nicht auf „Westdeutschland“⁸ zu übertragen sind. Zusätzlich muss auch berücksichtigt werden, dass sogar der längsschnittliche Stichprobenumfang durch die oben erwähnten Ausfallselektionsprozesse verkleinert wird, wobei die aus statistischen Modellen gewonnenen Inferenzen verzerrt werden können (vgl. etwa Schnell 1993), auch wenn die Ergänzungsstichproben in SOEP zur Verringerung der Panelattritionseffekte ausgerichtet sind (vgl. Baltagi 2005: 251 und Tabelle A.3).

Für die SOEP-Studie wird angenommen, dass die Grundgesamtheit aus den Privathaushalten in Deutschland besteht (Hanefeld 1987). Aber wegen Panelmortalität, Unit- und Item-Nonresponse und Stichprobenerweiterungen im SOEP beschränkt sich diese Dissertation auf eine Teilmenge von Respondenten in westdeutschen Privathaushalten. Darüber hinaus konzentriert man sich in vielen statistischen Analysen spezifisch auf männliche und weibliche Respondenten zwischen 20 und 45 Jahren, so dass das hier zugrunde liegende Panel unbalanciert ist (vgl. Tabelle A.3). Zu beachten ist jedoch, dass Aussagen über ganz spezifische Gruppen wie beispielsweise Studenten, Befragungspersonen in ländlichen Gebieten, Selbstständige, Anstaltsbevölkerung usw. nicht durchgeführt worden sind aufgrund kleinerer Fallzahlen. Aus demselben Grund verzichtet man hier auch auf eine Analyse auf Bundeslandebene⁹ (vgl. Knies/Spiess 2007: 2). Die Auswahl- und Bleibewahrscheinlichkeiten andererseits, welche zur Schätzung der Gewichte herangezogen werden, sollten dem Ausfallsprozess im Längsschnitt Rechnung tragen, so dass die Verzerrungsmechanismen im Querschnitt bei der Schätzung der Anteile bestimmter Populationsmerkmale berücksichtigt werden können. In diesem Fall hat man die oben erwähnten gewichteten Schätzer. In Bezug auf die Inferenzen muss man dagegen noch zusätzlich annehmen, dass die Parameterschätzungen aus den beobachteten Werten unter Vernachlässigung von Unit-Nonresponse-Fällen möglich ist.

8 Auch wenn der Begriff „Westdeutschland“ an sich schon problematisch ist, wie in der Sozialstrukturtheorie diskutiert wird. Überblick in Rössel 2009: 29; Diskussion in Bezug auf Berufsklassen in Breene/Rottman 1998.

9 Es besteht allerdings die Möglichkeit, Informationen von Befragungspersonen auf Kreisebene zu bearbeiten. Die Analysen dürfen jedoch nur persönlich am DIW-Berlin unter strengen Sicherheitsvorschriften durchgeführt werden.

Tabelle A.3.: Stichprobengröße von Männern und Frauen zwischen 20 und 45 Jahren in Westdeutschland. Ungewichtet. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Männer	2073	1919	1866	1864	1766	1759	1757	1780	1754	1772	1875	1994	1967
Frauen	2135	2004	1945	1892	1787	1742	1761	1792	1820	1798	1952	2062	2018
Jahr	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
Männer	1923	2111	2079	3300	3204	3253	3135	3013	2794	2821	2679	2423	
Frauen	1977	2202	2159	3545	3491	3551	3412	3269	3114	3169	2998	2737	

In Anlehnung an Little und Rubin (2002) ist es möglich, den Erzeugungsprozess von fehlenden Werten folgendermaßen zu definieren (Little/Rubin 2002: 12): Es seien X_t die SOEP-Datenmatrizen für die Welle t und M eine Indikatormatrix mit Einträgen $m_{ijt} = 1$, falls man fehlende Werte der Variable j für das Individuum i in der Welle t hat, und $m_{ijt} = 0$ im anderen Fall. Der die fehlenden Werte erzeugende Prozess sei durch die bedingte Verteilung $f(M|X, \phi)$ gegeben, wobei ϕ unbekannte Parameter bezeichnen. Falls

$$f(M|X, \phi) = f(M|X_{beob}, \phi), \quad \forall X_{fehl}, \phi \quad (\text{A.3.1})$$

gilt, spricht man von einem Missing-at-Random-Prozess (MAR), wobei X_{beo} die Datenmatrix mit vollständigen Beobachtungen und X_{fehl} die aus Unit-Nonresponse oder Item-Nonresponse bestehende Datenmatrix ist. Zu beachten ist hier, dass diese Formulierung eine schwache Form des Missing-Completely-at-Random-Prozesses (MCAR) ist, welcher die eher zu starke Bedingung $f(M|Y, \phi) = f(M|\phi)$ für alle X_t, ϕ verlangt. Unter dieser Voraussetzung hat man die Likelihoodfunktion der zu schätzenden Parameter θ in den statistischen Modellen von Kapiteln 5 und 6 geschätzt, auch wenn man Effizienzverlust aufgrund fehlender Informationen im Kauf nehmen muss (vgl. Little/Rubin 2002: 117-124; und Vonesh/Chinchilli 1997: 264-274 in Bezug auf lineare Mixed-Modelle). Darüber hinaus wurden folgende Verfahren verwendet, um einigermaßen fehlende Werte oder Selektionsprozesse berücksichtigen zu können. Da alle Regressionsmodelle durch die Methode der Maximum-Likelihood geschätzt worden sind, welche lediglich einen MAR-Prozess annimmt, sind die Inferenzen anhand dieser Modelle unter der MAR-Bedingung gültig (Agresti 2010: 274). Für solche Regressionsmodelle, für die man schon Verfahren zur Sensitivitätsanalyse der Parameterschätzungen hat, konnte man für signifikante Einflüsse einzelner fehlender Beobachtungen kontrollieren, welche gegebenenfalls die Ergebnisse stark verzerren könnten. In den anderen Fällen wurden die Residuen analysiert, passende Anpassungstests verwendet, und anschließend Modelle ohne fehlende Werte geschätzt, um für den Einfluss möglicher Ausreißer bzw. den Effekt fehlender Daten kontrollieren zu können. Da in mehreren Modellen die Berücksichtigung fehlender Werte der Variable „Berufsklasse“ nach entsprechenden Anpassungstests zu signifikanten Unterschieden führte, wurden meistens fehlende Werte dieser Variable als eigene Kategorie betrachtet und in die Modelle aufgenommen. Andererseits, da die Teilnahme am SOEP selber informativ ist, wurden zusätzlich je nach Modell Variablen eingeführt, die im Grunde genommen für die Anzahl der SOEP-Wellen kontrollie-

ren, an denen die Befragungspersonen teilgenommen haben (vgl. Abschnitt 6.1.1.1 und die dort angegebene Literatur).

Es sei an dieser Stelle erwähnt, dass im SOEP fehlende Werte des Erwerbseinkommens imputiert werden. Diese imputierten Einkommenswerte wurden in der vorliegenden Dissertation aufgenommen, denn sonst hätte man einen zu hohen Stichprobenverlust hinnehmen müssen¹⁰. Dieser Punkt ist besonders problematisch, wenn man die Schätzungen der Einkommensverteilungen und -anteile sowie die Regressionsparameter des Erwerbseinkommensmodells im Abschnitt 5.1.4 betrachtet. Wie die Studie von J. Frick und M. Grabka über die Imputationsverfahren im SOEP gezeigt hat, können je nach Imputationsverfahren signifikante Unterschiede der zu schätzenden Parameter nachgewiesen werden (Frick/Grabka 2007). In jener Studie wurden Einkommensverteilungen, verschiedene Einkommensmobilitätsmaße und ein Fixed-Effects-Modell¹¹ mit dem Erwerbseinkommen als abhängige Variable geschätzt und anschließend mehrere Imputationsmethoden fehlender Werte verglichen. Die Autoren fassen zusammen: „The selectivity of item non-response and hence, the imputation of such missing observations, appears to have a significant impact on both, the distribution of earnings and earnings mobility. Results on inequality suggest that using observed values only, i.e., ‘case-wise deletion’, produces downward biased estimates. Likewise, analyses of earnings mobility based only on cases with observed information significantly understate income variability over time. Additionally, our analyses provide evidence for a positive inter-temporal correlation between item non-response and any kind of subsequent (item- and unit-) non-response, including permanent refusals“ (Frick/Grabka 2007: 24). In Bezug auf das SOEP stellten die Autoren fest, dass Befragungspersonen mit imputierten Erwerbseinkommen ein überdurchschnittliches Einkommen im Fixed-Effects-Modell ausweisen. Um diese Messfehler einigermaßen in der vorliegenden Dissertation berücksichtigen zu können, wurden verschiedene Einkommensstypen betrachtet, Konfidenzintervalle von Ungleichheitsindizes berechnet, und eine Dummyvariable für imputiertes Einkommen in das lineare Random-Modell eingeführt. Man muss allerdings die an den entsprechenden Stellen zu findenden Schlussfolgerungen mit dem Vorbehalt imputierter Daten interpretieren.

¹⁰ Fehlende Werte des Erwerbseinkommens machen etwa 13% der Gesamtstichprobe aus (Frick/Grabka 2007: 15).

¹¹ Vgl. Abschnitt C.2.2.

B. Demographische Begriffe und Kennzahlen

B.1. Sterbetafeln

Die Sterbetafeln, die vom Statistischen Bundesamt aufgestellt werden, enthalten folgende Informationen:

- (a) Alter x
- (b) Sterbe- und Überlebenswahrscheinlichkeiten q_x bzw. p_x für das angegebene Alter x
- (c) Anzahl der Überlebenden l_x im Alter x der so genannten synthetischen Kohorte l_0 , welche eine Normierungskonstante ist und zu 100,000 festgelegt wird
- (d) Gestorbene d_x im Alter x bis unter $x + 1$ für eine bestimmte Periode
- (e) Das Produkt von Lebenserwartung und Anzahl der Überlebenden $e_x l_x$, welche die Gesamtheit der noch zu Überlebenden angibt
- (f) Die Lebenserwartung e_x

Aus l_x können die im Abschnitt B.3 eingeführten Überlebenswahrscheinlichkeiten ${}_5L_x$ in fünf jährigen Altersintervallen aus den folgenden Formeln berechnet werden (nach Rowland 2003):

$n =$ Altersintervall	$x =$ Alter	${}_nL_x$
1	0	$0.3l_0 + 0.7l_1$
1	1	$n/2(l_1 + l_2)$
3	2	$n/2(l_2 + l_5)$
5	5 (und für $5n$)	$n/2(l_n + L_{n+5})$

Tabelle B.1.: Berechnung der Überlebenden ${}_5L_x$ in fünf jährigen Intervallen aus einer vollständigen Sterbetafel.

B.2. Verschiedene demographische Größen

Altersklassenquotienten Diese Maßzahlen beschreiben das Verhältnis bestimmter Altersklassenquantile zueinander. Je nach Fragestellung können die Altersklassengrenzen oder sogar die zu berücksichtigenden Gruppen allerdings variieren. Bezeichnet man die rechtsoffenen Altersklassenintervalle als $[x_{links}, x_{rechts})$, lassen sich die in der vorliegenden Dissertation

verwendeten Maßzahlen Jugend- (JQ), Alten- (AQ), und Gesamtquotient (GQ) folgendermaßen definieren:

$$JQ = \frac{[x_5, x_{20}]}{[x_{25}, x_{60}]} \quad AQ = \frac{[x_{65}, x_{85}]}{[x_{25}, x_{60}]} \quad GQ = \frac{[x_0, x_{20}] + [x_{65}, x_{85}]}{[x_{25}, x_{60}]} \quad (\text{B.2.1})$$

Wegen verlängerter Ausbildungsphasen steht im Nenner des Jugendquotienten die Altersklasse bis 25 Jahre (vgl. Abschnitt 4.2). Dagegen steht im Zähler des Altenquotienten nur die Altersklasse bis 65 Jahre, denn die Reichtumsprofile in Abschnitt 5.1.4 haben gezeigt, dass Männer und Frauen in der Altersklasse [60, 65) größtenteils nicht mehr erwerbstätig sind. Nach Brussig/Knuth 2011 (und den dort verwendeten Daten des Mikrozensus und der Deutschen Rentenversicherung) liegt z.B. das durchschnittliche Erwerbsaustrittsalter für die Periode 2001-2008 zwischen 60 und 62 Jahren.

Durchschnittsalter bei der Geburt von Kindern Das Durchschnittsalter der Mütter bei der Geburt ihrer Kinder bezieht sich hier nicht auf das periodenspezifische Durchschnittsalter, sondern auf die stationäre Bevölkerungsverteilung. Um dieses Maß berechnen zu können, definiert man die momenterzeugende Funktion der Altersverteilung als Funktion des Alters x (nach Keyfitz 1977: 118):

$$R_n \equiv \int_{\alpha}^{\beta} x^n p(x) m(x) dx \quad n = 1, 2, \dots$$

Wenn man die Momente der Verteilung um null nimmt, erhält man zusammen mit Gleichung (B.3.3) in Abschnitt B.3

$$\frac{R_n}{R_0} = \frac{\int_{\alpha}^{\beta} x^n p(x) m(x) dx}{\int_{\alpha}^{\beta} p(x) m(x) dx}$$

Dieses Verhältnis entwickelt man wiederum als Taylor-Reihe und erhält als Schätzer für den Erwartungswert $\hat{\mu}$ und die Varianz $\hat{\sigma}^2$

$$\hat{\mu} = R_1/R_0 \quad \hat{\sigma}^2 = R_2/R_0 - \hat{\mu}^2 \quad (\text{B.2.2})$$

mit

$$R_0 = \sum_x (L_x F_x) \quad R_1 = \sum_x (x L_x F_x) \quad R_2 = \sum_x (x^2 L_x F_x). \quad (\text{B.2.3})$$

Erwerbspersonenpotenzial Dieses Maß wird in den Analysen des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) verwendet (Fuchs/Weber 2005; Fuchs/Söhnlein 2009). Das Erwerbspersonenpotenzial EP wird folgendermaßen definiert

$$EP = \frac{E + EL + S}{B_{15-65}} \cdot B = P \cdot B, \quad (\text{B.2.4})$$

wobei B_{15-65} Personen im erwerbsfähigen Alter (hier 15 bis 65 Jahren), B die Gesamtbevölkerung, E Erwerbstätige, EL Erwerbslose und S die sogenannte „stille Reserve“ d.h. die in der amtlichen Statistik nicht enthaltenen Arbeitslosen, bezeichnen. Das Verhältnis P heißt Potenzialerwerbsquote.

Geometrisches Bevölkerungswachstum Es seien N_t die Bevölkerungsgröße zum Zeitpunkt t und r deren Zuwachsrate. Falls die Bevölkerung in geometrischer Progression zuwächst, lässt sich diese Größe als eine stetige differenzierbare Funktion der Zeit auffassen, welche durch die Zuwachsrate nach der Beziehung:

$$\frac{dN(t)}{dt} = rN(t) \quad (\text{B.2.5})$$

bestimmbar ist. Die Lösung dieser Differentialgleichung liefert mit den Anfangsbedingungen $t_0 = 0, N(t_0) = N_0$ die von der Altersverteilung unabhängige Zuwachsrate als

$$r = \frac{1}{t - t_0} \ln \left(\frac{N_t}{N_0} \right) \quad (\text{B.2.6})$$

Zusammengefasste Geburtenziffer (TFR = Total Fertility Rate) Diese Ziffer setzt eine hypothetische Kohorte voraus, deren Geburtenverhalten dem aller 15- bis 49-jährigen Frauen in einem bestimmten Kalenderjahr entspricht. Die TFR wird folgendermaßen berechnet: Man bildet das Verhältnis zwischen den Geburten B_i pro Altersklasse A_i (pro 1000) in einem Kalenderjahr und summiert die so gewonnenen Verhältnisse über alle Altersklassen auf:

$$TFR = \sum \frac{B_i}{A_i} = \sum \frac{5f_i}{1000}, \quad (\text{B.2.7})$$

wobei $i = 15, \dots, 50$ und $f_i = B_i/A_i$ die altersspezifischen Fertilitätsraten bezeichnen. Da die Berechnung der TFR von 1000 Frauen je Jahrgang ausgeht, ist sie, im Gegensatz zur Geburtenziffer (crude birth rate), vom Altersaufbau der Bevölkerung unabhängig (Heineberg 2007). Es ist darüber hinaus zu beachten, dass diese zusammengefasste Geburtenziffer nicht mit der endgültigen Kinderzahl pro Frau zu verwechseln ist, denn die TFR kann durch die sogenannten Tempo- oder Quantumeffekte verzerrt werden, die durch Veränderungen beim Zeitpunkt der Geburten bzw. durch einmalige periodenspezifische Geburtenzahlen auftreten können (vgl. Lutz 2006).

Zusammengefasste Geburtenziffer einer Kohorte (K-TRF) Diese Ziffer berechnet sich wie die periodenspezifische Geburtenziffer (TFR), wobei nur für eine bestimmte Kohorte die Kinderzahl von Frauen älter 50 Jahren betrachtet wird. Für den Jahrgang 1951 beträgt die K-TRF in 2006 beispielsweise ca. 1,7 Kinder je Frau in Deutschland (vgl. Plötzsch/Sommer 2009).

B.3. Demographische Matrixmodelle

Die mathematischen Modelle und Methoden der Demographie, die in den folgenden Abschnitten diskutiert werden, basieren auf der Darstellung von Keyfitz 1977 und Keyfitz/Caswell 2005. Sie

beruhen auf der Altersverteilung der Bevölkerung und stellen die klassischen Analyseverfahren der Demographie dar. In Kapitel 7 wird ein äquivalentes Bevölkerungswachstumsmodell angesprochen, dem nicht die Alters-, sondern die Einkommensverteilung zugrunde liegt. Es muss beachtet werden, dass die folgenden Berechnungen und Modelle der klassischen Demographie fast ausschließlich weibliche Bevölkerungswachstumsmodelle sind. Dafür gibt es zwei Gründe: (i) Die reproduktionsrelevanten Altersklassen von Frauen sind besser abgrenzbar als die von Männern¹, denn sie beziehen sich oft nur auf die Altersklassen zwischen 15 und 45 Jahren und (ii) (vielleicht der wichtigste Grund) amtliche und sozialwissenschaftliche Fertilitätsdaten liegen praktisch nur für Frauen vor.

Der Anfangspunkt zur Berechnung der intrinsischen Bevölkerungswachstumsrate ist die sogenannte Erneuerungsgleichung, welche die Geburtdichte $B(t)$ folgendermaßen definiert.

$$B(t) = G(t) + \int_{t=0}^t B(t-x)p(x)m(x)dx, \quad (\text{B.3.1})$$

wobei $p(x) = l(x)/l_0$, $l(x)$ die Überlebensfunktion, welche die Überlebenswahrscheinlichkeit für das Alter x angibt, und l_0 eine Eichungskonstante zur Ermittlung der Überlebenswahrscheinlichkeit einer sogenannten synthetischen Kohorte bezeichnen. l_0 entspricht einer abgeschlossenen „Anfangspopulation“, die allmählich durch die beobachteten Sterbefälle in einem Jahr abnimmt. Man setzt normalerweise $l_0 = 100,000$. $m(x)$ ist die Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine x -jährige Frau ein Kind im Altersintervall $(x, x + dx)$ hat. Betrachtet man nur den zweiten Term in der vorherigen Gleichung, d.h. nur die homogene Gleichung:

$$B(t) = \int_{t=0}^t B(t-x)p(x)m(x)dx,$$

erhält man mit dem gewöhnlichen Lösungsansatz $B(t) = e^{rt}$ die grundlegende Erneuerungsgleichung einer Population:

$$\psi(r) = \int_{\alpha}^{\beta} e^{rt}p(x)m(x)dx = 1. \quad (\text{B.3.2})$$

Die Integrationsgrenzen α und β bezeichnen die empfängnisfähigen Altersklassen, da außerhalb dieses Intervalls voraussetzungsgemäß die Wahrscheinlichkeit einer Geburt gleich null ist, d.h. $m(x) = 0$. Gleichung (B.3.2) entspricht einem Gleichgewichtszustand, innerhalb dessen die sogenannte intrinsische Wachstumsrate r einer Bevölkerung durch anhaltende Wirkung spezifischer Überlebens- bzw. Geburtenraten bestimmt wird. Da $\psi(r)$ monoton abnehmend ist², schneidet sie die senkrechte Achse nur einmal an der Stelle $\psi(r = 0) = R_0$:

$$R_0 = \phi(x) = \int_{\alpha}^{\beta} p(x)m(x)dx = 1. \quad (\text{B.3.3})$$

¹ Wie in Abschnitt 2.3.2 bemerkt wurde, überschneiden sich praktisch die fertilitätsrelevanten Altersklassen von Frauen und Männern im SOEP.

² Dies wird deutlich, wenn man $\psi(r)$ nach r ableitet: $\psi'(r) = \int -xe^{rt}p(x)m(x)dx$. Da $p(x)m(x)$ Wahrscheinlichkeiten sind und das Alter nicht negativ ist, bleibt die Steigung negativ für alle r .

Diese Gleichung ist die sogenannte Nettoreproduktionsrate und gibt die Zahl der erwarteten Töchter eines neugeborenen Mädchens unter lebenslangen konstanten Überlebens- und Geburtenraten an. Wegen der Monotonieeigenschaft existiert nur eine einzige reelle Wurzel, welche Gleichung (B.3.2) löst und durch Iteration geschätzt werden kann. Dazu nimmt man einen Zeitpunkt T in der Nähe des mittleren Alters bei der ersten Geburt an, und multipliziert man beide Seiten in Gleichung (B.3.2) mit e^{Tr} . Nach Ziehen des Logarithmus erhält man:

$$r^* = \frac{1}{T} \log \int_{\alpha}^{\beta} e^{-(x-T)r} p(x)m(x)dx, \quad (\text{B.3.4})$$

wobei r^* zu iterieren ist. Damit Gleichung (B.3.4) mit den Größen der Sterbetafeln berechnet werden kann (vgl. Abschnitt B.1), werden die beobachtete Überlebenswahrscheinlichkeit ${}_5L_x$, die beobachteten altersspezifischen Fertilitätsziffern ${}_5F_x$ in fünfjährigen Intervallen sowie das mittlere Alter von 27,5 Jahren bei der ersten Geburt verwendet. Dadurch erhält man die Iterationsformel

$$r^* = \frac{1}{27.5} \sum_{x=\alpha}^{\beta-5} e_5^{-(x-25)r} L_x F_x, \quad \alpha = 10, \beta = 50, \quad (\text{B.3.5})$$

anhand derer die intrinsische Zuwachsrate geschätzt werden kann. Man muss aber beachten, dass diese nicht mit der momentanen Populationszuwachsrate zu verwechseln ist, die aus der Annahme eines von der Altersverteilung unabhängigen Bevölkerungswachstums berechnet wird (vgl. Abschnitt B.2). Die intrinsische Wachstumsrate beschreibt nicht nur die Veränderungen der Bevölkerungsgröße, sondern auch die langfristig stabile Altersklassenverteilung in einer Population für feste Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten. Obwohl sie einen hypothetischen Charakter besitzt, da keine Migration unterstellt, und die Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten als konstant betrachtet werden, lässt sich dennoch wichtige Schlussfolgerungen für die asymptotische Altersverteilung der Bevölkerung gewinnen.

Die obige Formulierung des Bevölkerungswachstums lässt sich auch bequem in Matrixform darstellen. Es seien $N^{(0)}$ und L $J \times 1$ -dimensionale bzw. $1 \times J$ -dimensionale Vektoren zum Zeitpunkt t_0 , deren Einträge die Anzahl der Individuen in jeder Altersklasse bzw. die Überlebenswahrscheinlichkeiten von einer Altersklasse zur nächsten angeben. Nimmt man fünfjährige Intervalle, sind die Einträge jedes Vektors ${}_5N_x^{(0)}$ bzw. ${}_5L_{x+5}/{}_5L_x$, so dass man nach fünf Jahren eine Bevölkerungsverteilung $N^{(5)}$ gleich

$$N^{(5)} = N^{(0)}L \quad (\text{B.3.6})$$

erwartet. Da in dem fünfjährigen Intervall Kinder geboren wurden, muss dementsprechend die Zahl der Lebendgeborenen miteinbezogen werden. Es sei dazu F der $(1 \times \beta)$ -dimensionale Vektor der altersspezifischen Fertilitätsziffern für fünfjährige Intervalle, dessen Einträge wie oben ${}_5F_x$ sind. Aus Gln. (B.3.6) ergibt sich die durchschnittliche Zahl von Frauen in den fruchtbaren Altersklassen gleich $5/2[{}_5N_x^{(0)} + {}_5N_{x-5}^{(0)}({}_5L_{x+5}/{}_5L_x)]$. Um die Anzahl der Kinder zwischen 0 und 5 Jahren zu gewinnen, berücksichtigt man die Überlebenswahrscheinlichkeit für diese Altersklasse und addiert die so gewonnene Zahl über alle fruchtbaren Altersklassen $x = \alpha, \dots, \beta - 5$. Der

Lesbarkeit halber lässt man den Altersklassenindex 5 weg und erhält also für alle Kinder unter 5 Jahren

$$N_0^{(5)} = \frac{1}{2} \sum_{x=\alpha}^{\beta-5} \left[N_x^{(0)} + N_{x-5}^{(0)} \left(\frac{L_{x+5}}{L_x} \right) \right] L_0 F_x.$$

Die Gleichungen (B.3.6) und (B.3.7) lassen sich jedoch in Matrixform viel einfacher ausdrücken. Nimmt man zuerst nur die weiblichen Altersklassen zwischen 0 und 45 Jahren, und addiert die Geburten der Frauen unter 15 und über 45 Jahren zu der nächstliegenden Altersklasse, erhält man die Matrixgleichung

$$N(t+5) = \mathbf{P}N(t), \quad (\text{B.3.7})$$

wobei \mathbf{P} die sogenannte 9x9-dimensionale Projektionsmatrix ist mit (vgl. Keyfitz/Caswell 2005: 275)

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \frac{{}_5L_0}{2} \left(\frac{{}_5L_{15}}{{}_5L_{10}} F_{10} \right) & \frac{{}_5L_0}{2} \left(F_{15} + \frac{{}_5L_{20}}{{}_5L_{15}} F_{20} \right) & \cdots & \frac{{}_5L_0}{2} F_{40} \\ \frac{{}_5L_{10}}{{}_5L_5} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{{}_5L_{15}}{{}_5L_{10}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \frac{{}_5L_{40}}{{}_5L_{35}} & 0 \end{pmatrix}. \quad (\text{B.3.8})$$

Die Äquivalenz der Bevölkerungswachstumsraten in der Integralform der Gleichung (B.3.2) und in der Matrixform der Gleichung (B.3.7) wird im Rahmen der mathematischen Voraussetzungen der Perron-Frobenius-Theorie für nichtnegative Matrizen gesichert. Ohne sich in die mathematischen Details zu vertiefen, sei hier festgestellt, dass für nichtnegative³ Projektionsmatrizen ein Eigenwert⁴ existiert, der im Absolutbetrag größer als alle anderen Eigenwerte ist. Bezeichnet man diesen Eigenwert mit λ , gilt die fundamentale Beziehung zwischen diesem dominanten Eigenwert und der intrinsischen Wachstumsrate

$$\log \lambda = r\tau. \quad (\text{B.3.9})$$

Diese Gleichung sagt aus, dass die Wachstumsrate einer Bevölkerung unter langfristiger Wirkung von bestimmten Fertilitäts- und Sterblichkeitsraten durch die Proportionalitätskonstante λ gegeben ist, wobei τ das Zeitintervall der betrachteten Altersklassen darstellt. Die Projektion einer Bevölkerung für lange Perioden wird also durch die Größe λ festgelegt, indem der entsprechende Eigenvektor w die Bevölkerungsverteilung im stabilen Zustand angibt. Da Gleichung (B.3.7) eigentlich eine Rekursionsformel ist, ergibt sich für hinreichend große Zeit t , dass die stabile Bevölkerungsverteilung N_{stabil} für eine Anfangspopulation N_0 für eine nichtnegative Projektionsmatrix gleich

$$N_{stabil} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{\lambda^t} = cw \quad (\text{B.3.10})$$

3 Eine Matrix ist nichtnegativ, wenn alle ihren Einträge größer oder gleich null sind, und positiv, wenn sie größer null sind.

4 Anschaulich ist der Eigenwert ein Proportionalitätsfaktor. Mathematisch werden Eigenwerte und -vektoren folgendermaßen definiert: Für eine $n \times n$ -Matrix A , sind alle reellen oder komplexen Zahlen λ Eigenwerte von A , falls $Ax = \lambda x$ mit $x \neq 0$ gilt. In dem Fall werden die Vektoren x Eigenvektoren von A bezeichnet (Meyer 2000: Kap. 7).

ist, wobei $c = \nu^* N_0$ das Produkt zwischen der Anfangspopulation N_0 und dem konjugiert transponierten Eigenvektor ν^* von w mit $\nu^* w = 1$ bezeichnet. Im Fall eines reellen dominanten Eigenwertes λ ist ν^* einfach der transponierte Eigenvektor w^T . Die Dimension dieses Eigenvektors ist $\beta \times 1$, wobei β die letzte gebärfähige Altersklasse ist. Die Ergänzung der Bevölkerungsverteilung für die nicht-gebärfähigen Altersklassen lässt sich mit dem Term cw , den entsprechenden Überlebenswahrscheinlichkeiten der amtlichen Sterbetafeln und Gleichung (B.3.7) ermitteln.

B.3.1. Lebenszyklusdiagramme

Die sogenannten Lebenszyklusdiagramme dienen nicht nur zur einfachen Veranschaulichung des Matrixmodells in Gleichung (B.3.7), sondern sind auch ein wesentlicher Bestandteil zur Überprüfung der formalen Eigenschaften der Projektionsmatrix, insofern solche Diagramme isomorph zu den entsprechenden Projektionsmatrizen stehen⁵ (Keyfitz/Caswell 2005: 67-68). Wie in Abschnitt 7.1 vorgestellt wird, lässt sich anhand dieser Diagramme ein einkommensabhängiges Bevölkerungswachstumsmodell sehr konzis veranschaulichen und seine Gültigkeit überprüfen. Zur Aufstellung dieses Diagramms folgt man vier Schritten:

1. Lege s Zustände fest, welche die Individuen im Laufe ihres Lebens durchlaufen. Im Fall der Bevölkerungsmodelle von Gln. (B.3.2) und der Matrix (B.3.8) entsprechen die Zustände den Altersklassen.
2. Definiere die zeitlichen Beobachtungsintervalle zur Aufzählung der Individuen in jedem Zustand (z.B. fünf Jahre).
3. Nummeriere jeden Zustand und zeichne eine Linie bzw. einen Bogen vom Zustand i zu j , wenn Individuen im Zustand i in den Zustand j übergehen, oder wenn sie neue Individuen im Zustand j erzeugen. Im Fall von Altersklassen zeugen die fruchtbaren Klassen zwischen 15 und 45 Jahren die Individuen der jüngsten Altersklasse.
4. Weise jeder Linie oder jedem Bogen, welche vom Zustand j zu i führt, einen Koeffizienten a_{ij} zu⁶, welcher die Anzahl der Individuen $N_i(t+1)$ in i zum Zeitpunkt $t+1$ für jedes Individuum im Zustand j zum Zeitpunkt t wiedergibt, so dass gilt

$$N_i(t+1) = \sum_{j=1}^s a_{ij} N_j(t).$$

Beispielsweise ist Abbildung B.1 zur Matrixgleichung (B.3.7) isomorph, denn für jedes Element in Abbildung B.1 gibt es nur ein einziges Element in Gleichung (B.3.7). Die Vektoren $N(t+1)$ und $N(t)$ würden im Fall der hypothetischen Bevölkerung in Abbildung B.1 die Besetzung von vier Altersklassen zum Zeitpunkt $t+1$ bzw. t darstellen, während die Übergangswahrscheinlichkeiten a_{ij} den Überlebenswahrscheinlichkeiten der Projektionsmatrix entsprechen. Abbildung

⁵ Man beachte, dass diese Diagramme eigentlich in die allgemeine Graphentheorie eingebettet sind (vgl. Heller et al. 1978).

⁶ Wie in Kapitel 7 diskutiert wird, bezeichnen diese Koeffizienten die Übergangswahrscheinlichkeiten eines Markovkettenmodells zur Beschreibung des Bevölkerungswachstums.

B.1 sagt aus, dass die Individuen der Altersklassen 2 bis 4 neue Individuen der Altersklasse 1 mit den Reproduktionsraten F_i erzeugen, wobei jedes Individuum mit der Wahrscheinlichkeit a_{ij} in die nächste Altersklasse übergeht.

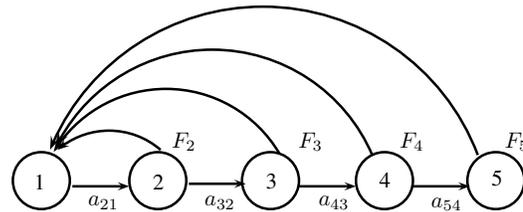


Abbildung B.1.: Lebenszyklusdiagramm für einen hypothetischen Lebensverlauf von Individuen nach vier Altersklassen, drei Fertilitätsraten F_i und drei Übergangskoeffizienten a_{ij} angeordnet. Nach Keyfitz/Caswell 2005: 67-68. Eigene Darstellung.

C. Statistische Methoden

C.1. Parametrische und nichtparametrische statistische Methoden

C.1.1. Mann-Whitney-Rangtest

Der Mann-Whitney-Rangtest wird normalerweise im Zwei-Stichprobenproblem verwendet und bietet den Vorteil, dass man anders als bei dem t-Test keine genauen Angaben zur Verteilung der zu untersuchenden Zufallsvariablen machen muss. An dieser Stelle wird der Darstellung von W.J Conover 1971: Kap. 5 gefolgt. Seien n und m zwei randomisierte Stichproben, die an einem gemeinsamen Merkmal verglichen werden sollen, wobei jedes Individuum (oder jede Beobachtungseinheit) durch die entsprechende Zufallsvariablen X_n bzw. Y_m charakterisiert wird. Es wird darüber hinaus angenommen, dass die Stichproben voneinander unabhängig sind, die Zufallsvariablen X_n bzw. Y_m mindestens ordinal sind, und sich die Verteilungsfunktionen F und G der entsprechenden Zufallsvariablen nur durch einen additiven Term c unterscheiden d.h. $F(x) = G(x + c)$. Daraus stellt man die zweiseitige Nullhypothese H_0 auf:

$$H_0 : E(X) = E(Y). \quad (\text{C.1.1})$$

Zur Überprüfung dieser Nullhypothese wird die folgende Teststatistik T definiert:

$$T = S - \frac{n(n+1)}{2}, \quad S = \sum_{i=1}^n R(X_i), \quad (\text{C.1.2})$$

wobei der Term $R(X_i)$ der Rang der Zufallsvariable X_i des Individuums i ist. Die Ränge werden wiederum jeder Zufallsvariable zugewiesen. Man kombiniert beide Stichproben und ordnet dem kleinsten Element den Wert eins, dem größten Element den Wert $n+m$ zu, während die mittleren Werte in zunehmender Reihenfolge angeordnet werden. Für gleiche Werte von X_j und Y_k wird jedem das arithmetische Mittel der Ränge zugewiesen, welche die Variablen angenommen hätten, wären sie nicht gleich gewesen. Falls die geschätzte Teststatistik \hat{T} kleiner als das $\alpha/2$ -Quantil oder größer als das $1 - \alpha/2$ -Quantil der tabulierten T -Teststatistik ist, muss die Nullhypothese abgelehnt werden.

C.1.2. Cox-Stuart-Tests zur Überprüfung von Trends

Seien X_m Zufallsvariablen, die in der Reihenfolge der Messung angeordnet sind (z.B. nach Jahren) (im Folgenden Conover 1971: 130ff.). Um zu überprüfen, ob signifikante Trends existieren, ordnet man die Variablenfolge X_m in Paaren der Form $(X_1, X_{1+c}), (X_2, X_{2+c}), \dots, (X_{m-c}, X_m)$ an, wobei $c = m/2$, falls m gerade ist, bzw. $c = (m + 1)/2$ im anderen Fall. Danach zähle man die Paare mit $X_i < X_{i+c}$ bzw. $X_i > X_{i+c}$ und vernachlässige gleiche Paare. Sei n die Zahl der

ungleichen Paare mit $n > 20$. Dann kann die Nullhypothese aufgestellt werden, dass entweder kein zunehmender Trend vorliegt:

$$H_{0+} : P(X_i < X_{i+c}) \leq P(X_i > X_{i+c}) \quad \forall i$$

oder kein abnehmender Trend:

$$H_{0-} : P(X_i < X_{i+c}) \geq P(X_i > X_{i+c}) \quad \forall i.$$

Die Teststatistik T gleicht der Gesamtzahl der Paare mit $X_i < X_{i+c}$. Zur Überprüfung der Hypothesen bildet man den kritischen Bereich auf dem α -Niveau $t = 1/2(n + w_\alpha \sqrt{n})$, wobei w_α aus den tabellierten Werten der Binomialverteilung auf einem α -Niveau mit Parameter n entnommen werden kann. H_{0+} ist abgelehnt, falls $T \geq n - t$ bzw. H_{0-} , falls $T \leq t$.

C.1.3. Relative Wahrscheinlichkeitsdichte und Polarisierungsindizes

C.1.3.1. Relative Wahrscheinlichkeitsdichte

Seien Y_0 und Y Zufallsvariablen mit den definierten Dichten f_0 bzw. f eines einzigen Merkmals (z.B. Einkommen, Bildungsabschlüsse, Alter, usw.). Die relative Dichte $g(r)$ wird definiert als (Handcock/Morris 1999: 21-27)

$$g(r) = \frac{f(Q_0(r))}{f_0(Q_0(r))}, \quad 0 \leq r \leq 1, \quad (\text{C.1.3})$$

wobei Q_0 die Funktion der r Quantile bezeichnet. Entspricht die Zufallsvariable Y_0 einer Referenzgruppe, mit der die Verteilung der Zufallsvariable Y verglichen werden soll, erhält man ein Maß für die relative Wahrscheinlichkeit, dass man für gegebene Realisierungen der Referenzvariable Y_0 entsprechende Realisierungen der Vergleichsvariable Y bekommt. Ist beispielsweise die Veränderung der Einkommensverteilung einer bestimmten Gruppe in einer Periode von zehn Jahren im Fokus der Betrachtung, lässt sich als Referenzverteilung Y_0 die Einkommensverteilung am Anfang der Beobachtungszeit festlegen. Danach zieht man die Einkommensverteilung der Gruppe zehn Jahre später heran, d.h. Y , und bildet die relative Dichte nach Gleichung (C.1.3). Da die relative Dichte $g(r)$ von den Quantilen abhängt (und nicht direkt von den Originalmessungen), gibt sie die relative Wahrscheinlichkeit wieder, dass sich Beobachtungen der Vergleichsgruppe gegeben die Häufigkeit von Beobachtungen der Referenzgruppe finden lassen. Anschaulich können die Unterschiede beider Verteilungen zusammengefasst werden, indem die relative Dichte nach den Referenzquantilen eintragen werden. Ist beispielsweise die Vergleichsvariable nur durch einen Faktor c verschoben oder vergrößert, d.h. $f(x + c) = f_0$ bzw. $f(cx) = f_0$, erhält man eine monoton steigende bzw. abnehmende Kurve mit negativer oder positiver Steigung (je nach dem Vorzeichen von c) für Lageparameterverschiebungen oder U- bzw. U-umgekehrte Kurven für multiplikative Unterschiede zwischen beiden Verteilungen. Falls Beobachtungen von Y in einem bestimmten Quantil r einen überproportionalen Anteil aufweisen, erhält man Werte größer eins und im anderen Fall Werte kleiner eins. Auf der Gerade $g(r) = 1$ findet man genauso viele Beobachtungen von der einen wie von der anderen Verteilung.

C.1.3.2. Polarisierungsindizes

Um Aussagen über die Streuungsunterschiede zwischen der Referenz- und der Vergleichsvariable zu machen, die zur Analyse von Polarisierung führen können, werden beide Verteilungen nach dem Lageparameter zentriert. In der Regel nimmt man die Differenz der Mediane oder der Mittelwerte der Referenzverteilung als Referenzpunkt der Zentrierung. Wird in diesem Sinne die median-zentrierte relative Verteilung R_{0Z} mit Dichte g_{0Z} als $R_{0Z} = F_0(Y - \rho)$ definiert, wobei $\rho = Q(1/2) - Q_0(1/2)$ die Differenz der Mediane von Y und Y_0 ist (Handcock/Morris 1999: 71), kann der Medianpolarisierungsindex MPI von Y mit Verteilung F bezüglich Y_0 mit Verteilung F_0 als

$$\text{MPI}(F; F_0) = 4 \int_0^1 |r - 1/2| g_{0Z}(r) dr - 1 \quad (\text{C.1.4})$$

definiert werden, wobei g_{0Z} die relative Verteilung, 4 eine Normierungskonstante, damit $-1 \leq \text{MPI} \leq 1$ gilt, und $|r - 1/2|$ der Abstand vom Median der relativen Verteilung R_{0Z} sind. Wie Gleichung C.1.4 zu entnehmen ist, wird die relative Verteilung g_{0Z} durch den Abstand $|r - 1/2|$ gewichtet, da die Extreme der Vergleichsverteilung einen stärkeren Einfluss auf den MPI als die mittleren Beobachtungen haben. Aufgrund der Skalierung $-1 \leq \text{MPI} \leq 1$ bedeuten Werte in der Nähe von null, dass die relative Polarisierung eher klein oder gegebenenfalls nicht vorhanden ist. Werte in der Nähe von -1 bzw. 1 weisen dagegen auf eine starke relative Polarisierung hin. Es ist aus Gleichung (C.1.4) auch relativ leicht zu sehen, dass der Polarisierungsindex in zwei Teile zerlegt werden kann, welche die Beiträge des unteren bzw. des oberen Teils der Verteilung messen, wenn die Integrationsgrenzen und die Normierungskonstanten dementsprechend geändert werden. Hierdurch lässt sich beurteilen, ob die Polarisierung eher im unteren oder im oberen Teil der Vergleichsvariable stattfindet. Weiterhin wird der untere bzw. obere Polarisierungsindex UPI bzw. OPI folgendermaßen definiert:

$$\begin{aligned} \text{UPI}(F; F_0) &= 8 \int_0^{1/2} |r - 1/2| g_{0Z}(r) dr - 1 \\ \text{OPI}(F; F_0) &= 8 \int_{1/2}^1 |r - 1/2| g_{0Z}(r) dr - 1. \end{aligned}$$

Der UPI und OPI variieren auch im Intervall $[-1, 1]$ und werden wie der MPI interpretiert.

C.2. Generalisierte Linearmodelle GLM

Die generalisierten Linearmodelle (GLM) sind nach McCullagh und Nelder (1989) eine Erweiterung der klassischen linearen Modelle LM im folgenden Sinne (McCullagh/Nelder 1989): Während die LM davon ausgehen, dass die Verteilung einer abhängigen Variable Y normalverteilt mit konstanter Varianz σ und dem Erwartungswert

$$E(Y) = \mu \quad (\text{C.2.1})$$

ist, kann die Verteilung von Y in den GLM jede beliebige Verteilung der Exponentialfamilie sein (z.B. Poisson, binomial, Gamma, usw.). Betrachtet man ferner die Beziehung zwischen x_p

Kovariaten und dem Erwartungswert μ durch

$$g(\mu) = \eta = \sum_{j=1}^p x_j \beta_j \quad (\text{C.2.2})$$

wird deutlich, dass die sogenannten Linkfunktion $g(\cdot)$ im Fall der LM die Identitätsfunktion ist. In den GLM kann sie hingegen jede beliebige monotone differenzierbare Funktion sein (z.B. Logarithmus, Logit, Probit, usw.). Aufgrund dieser Erweiterungen ist anzunehmen, dass jede Komponente der Zufallsvariable Y einer bestimmten Verteilung der Exponentialfamilie angehört, d.h.:

$$f_Y(y; \theta, \phi) = \exp \left(\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\phi)} + c(y, \phi) \right), \quad (\text{C.2.3})$$

wobei $a(\cdot)$ und $b(\cdot)$ zu definierende Funktionen sind und, falls der sogenannte Dispersionsparameter ϕ bekannt ist, θ als der kanonische Parameter der entsprechenden Exponentialverteilung bezeichnet wird¹ (Dunteman/Ho 2006: 18ff.). Zu beachten ist hier, dass der kanonische Parameter θ eine Funktion von μ ist, so dass $b(\theta)$ ebenfalls eine Funktion des Erwartungswertes ist. Erwartungswert und Varianz von Y lassen sich anhand der ersten bzw. zweiten Ableitung nach θ in der entsprechenden Log-Likelihoodfunktion der Gleichung (C.2.3) berechnen:

$$E(Y) = \mu = \frac{db(\theta)}{d\theta}, \quad \text{Var}(Y) = a(\phi) \frac{d^2b(\theta)}{d\theta^2}, \quad (\text{C.2.4})$$

wobei $b''(\theta)$ als die Varianzfunktion bezeichnet wird. Zu beachten ist hier, dass die Varianz von Y auch eine Funktion des Erwartungswertes μ ist, also $\text{Var}(\mu) = b''(\theta)$. Für die Poisson- und Binomialverteilung ergeben sich beispielsweise folgende Dispersions- bzw. kanonische Parameter

$$\phi = 1, \quad \mu(\theta) = E(Y; \theta) = \exp(\theta)$$

bzw.

$$\phi = 1/m, \quad \mu(\theta) = E(Y; \theta) = e^\theta / (1 + e^\theta).$$

Darüber hinaus gehen die GLM davon aus, dass die Varianz von Y eine Funktion des Erwartungswertes μ ist. Die kanonischen Link-Funktionen, d.h. solche Funktionen, die den kanonischen Parameter mit dem Erwartungswert μ verbinden², sind nach Gleichung (C.2.2) für die Poisson-Verteilung die Logarithmusfunktion ($\theta = \log(\mu)$), für die Binomialverteilung entweder Logit ($\theta = \mu/(1 - \mu)$), Probit oder Log-Log-Funktion. Die Schätzung der Regressionsparameter β_j (außer für die Normalverteilung) in den GLM wird durch numerische Maximum-Likelihood-Methoden geschätzt (Dunteman/Ho 2006: 5, 23; Gill 2003: 19ff.).

¹ Für die Normalverteilung ergeben sich nach einer algebraischen Umformung z.B. der kanonische Parameter $\theta = \mu$ und der Dispersionsparameter $\phi = \sigma^2$.

² Da die abhängige Variable Y i.d.R. nicht normalverteilt ist, verbindet diese Funktion den linearen oder systematischen Anteil $\sum x_j \beta_j$ mit der nicht-normalverteilten Variable Y (vgl. Gill 2001: 12ff.).

C.2.1. Hurdle-Regression

Zur Formulierung des Hurdle-Modells (im folgenden Zeileis u.a. 2008; Winkelmann 2003: 138ff.; Mullahy 1986), betrachtet man eine Zufallsvariable Y , die nur ganze Werte annehmen kann und überproportional viele Nullen aufweist, wie z.B. die Anzahl von Kindern im Haushalt. Es sei angenommen, dass die Wahrscheinlichkeit dafür, dass $Y = 0$ ausfällt, durch die Verteilungsfunktion f_1 gegeben wird (Nullprozess). Für $Y = k$, $k = 1, 2, \dots$ sei f_2 die entsprechende Verteilungsfunktion (Abzählprozess). Die gesamte Verteilungsfunktion f_h der Zufallsvariable Y wird also durch

$$f_h(y; x, z, \beta, \gamma) = \begin{cases} f_1(0; z, \gamma) & y = 0 \\ \frac{(1 - f_1)f_2(y; x, \beta)}{1 - f_2(0; x, \beta)} & y > 0 \end{cases} \quad (\text{C.2.5})$$

gegeben, wobei der Normierungsterm $1 - f_1$ im Zähler der Beschränkung $y > 0$ nach der bekannten Beziehung für beschränkte Verteilungen (Greene 2000: 897)

$$f(x|x > a) = \frac{f(x)}{P(x > a)}$$

entspricht. Aus Gleichung (C.2.5) lässt sich entnehmen, dass die Kovariaten z und die Parameter γ im Nullprozess nicht unbedingt mit den Kovariaten x und den Parametern β im Abzählprozess übereinstimmen müssen. Die Likelihoodfunktion der Gleichung (C.2.5) kann berechnet werden, wenn beide Verteilungen spezifiziert werden. Da für den Nullprozess von einer Binomialverteilung ausgegangen werden kann, welche die „Schwelle“ von 0 bis 1 modelliert, nimmt die Likelihoodfunktion folgende Gestalt an:

$$L = \prod_{i=1}^n f_1(0; \mu_z)^{d_i} [1 - f_1(0; \mu_z)]^{1-d_i} \frac{f_2(y_i; \mu_x)}{[1 - f_2(0; \mu_x)]^{1-d_i}}, \quad (\text{C.2.6})$$

wobei $d_i = 1 - \min\{y_i, 1\}$ und

$$\mu_z = g\left(\sum_{j=1}^q z_j \gamma_j\right) \quad \mu_x = g\left(\sum_{i=1}^p x_j \beta_j\right)$$

sind. Zur Herleitung der Likelihood-Funktion für den Nullprozess bei Verwendung einer Binomialverteilung, bietet sich als Link-Funktion $g(\cdot)$ die Probit

$$\mu_z = \Phi\left(\sum_{j=1}^q x_j \gamma_j\right) = \Phi(\eta_0) \quad \sum_{j=1}^q x_j \gamma_j = \eta_0$$

an, wobei Φ die kumulierte Normalverteilung darstellt. Andererseits existiert für den Abzählprozess bei einer Poissonverteilung der kanonische Logarithmus-Link, der durch

$$\log(\mu_x) = \sum_{i=1}^p x_j \beta_j = \eta$$

definiert wird. In diesem Fall erhält man aus der Binomialverteilung für den Nullprozess:

$$f_{Null}(y_i, \eta_0) = \Phi(\eta_0)^{d_i} (1 - \Phi(\eta_0))^{1-d_i} \quad (\text{C.2.7})$$

bzw. aus der beschränkten Poissonverteilung:

$$f_{Abzählbar}(y_i, \eta) = \frac{\exp(-\eta)\eta^{y_i}}{[y_i!(1 - \exp(-\eta))]^{1-d_i}}, \quad (\text{C.2.8})$$

so dass die zu maximierende Likelihood-Funktion folgende Gestalt nimmt:

$$L = \prod_i^N \Phi(\eta_0)^{d_i} (1 - \Phi(\eta_0))^{1-d_i} \frac{\exp(-\eta)\eta^{y_i}}{[y_i!(1 - \exp(-\eta))]^{1-d_i}}. \quad (\text{C.2.9})$$

Wie der Gleichung (C.2.9) zu entnehmen ist, können in der entsprechenden Log-Likelihoodfunktion die Terme des Nullprozesses und des Abzählprozesses getrennt werden, so dass die Maximierung der Log-Likelihoodfunktion zur Bestimmung der Parameter γ_i bzw. β_j auch getrennt durchgeführt werden kann. Hierfür wird zuerst das binäre Modell mit allen Beobachtungen, und danach der Abzählprozess nur mit solchen Beobachtungen, für die $y > 0$ gilt, maximiert. Falls die Kovariaten im Nullprozess gleich sind, d.h. $x_i = z_j$, kann unter der Annahme gleicher Verteilungen in beiden Prozessen (etwa Poissonverteilung) die Nullhypothese $H_0 : \gamma_i = \beta_i$ mittels eines Waldtests überprüft werden. Zur Residuenanalyse bieten sich u.a. die Pearson-Residuen an (McCullagh/Nelder 1989: 37ff.), anhand derer sich die Aureißer identifizieren lassen. In dieser Dissertation wurden die Pearson-Residuen r_D folgendermaßen berechnet:

$$r_i^P = \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\sqrt{V(\hat{\mu}_i)}}$$

$$V(\hat{\mu}) = \hat{\mu}_i(1 + (1 - \hat{\phi}_i))\tilde{\mu}_i,$$

wobei $\hat{\mu}$ die geschätzten Erwartungswerte, $\tilde{\mu}$ solche Erwartungswerte für den Abzählprozess, und $\hat{\phi}$ die Odds einer Null im Hurdle-Modell bezeichnen.

C.2.1.1. Sandwich-Schätzer

Obwohl die Parameterschätzungen im Hurdle-Modell unter Voraussetzung einer richtigen Modellspezifizierung unverzerrt geschätzt werden, treten bei Längsschnittdaten normalerweise Individualeffekte auf, welche die Effizienz der Parametervarianz beeinträchtigen können. Die Folge ist, dass die aus dem Modell gewonnen Inferenzen aufgrund unberücksichtigter Varianz nicht mehr gültig werden können (vgl. Winkelmann 2003: 197-198; Greene 2000: 488-491, zur weiteren Diskussion und Kritik). Die Annahme gleicher zeitkonstanter Varianz ist in Paneldaten, die auf der Annahme identischer und abhängig verteilter Residuentermen beruht, häufig nicht erfüllt (z.B. Panelattrition), so dass eine konsistente Schätzung der Kovarianzmatrix empfohlen wird. Für die in dieser Dissertation vorkommenden Hurdle- und Verweildauermodelle (vgl. Abschnitt C.2.3 unten) wurde eine Varianzstruktur geschätzt, die gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation konsistent ist (HAC-Kovarianzmatrix). Es soll sich hier allerdings auf eine kurze zusammenfassende Beschreibung des Verfahrens beschränkt werden (im Folgenden

Zeileis 2006; weitere Details in der dort angegebenen Literatur). Seien Y, X die unabhängige Variable bzw. die Modellmatrix in einem Regressionsmodell, deren Verteilungen durch einen Parametervektor θ bestimmt werden. Dabei ist es möglich, θ anhand des sogenannten M-Schätzers

$$M = \sum_{i=1}^n \psi(y_i, x_i, \hat{\theta}) = 0 \quad (\text{C.2.10})$$

zu berechnen. Insbesondere kommen hier solche Schätzer ψ in Frage, welche die Ableitung einer objektiven Funktion $\Psi(\cdot)$ sind:

$$\psi(y, x, \theta) = \frac{\partial \Psi(y, x, \theta)}{\partial \theta}. \quad (\text{C.2.11})$$

Die Sandwich-Kovarianzmatrix $V(\theta)$ wird als

$$V(\theta) = A(\theta)^{-1} B(\theta) A(\theta)^{-1} \quad (\text{C.2.12})$$

definiert, wobei $A(\theta)$ den Erwartungswert der negativen ersten Ableitung von ψ' nach θ , d.h. $A(\theta) = E[-d\psi(y, x, \theta)/d\theta]$, und $B(\theta)$ die Varianz der Schätzfunktion mit $B(\theta) = \text{Var}[\psi(y, x, \theta)]$ bezeichnen. Die HAC-Kovarianzmatrix kann also durch folgende Schätzfunktion definiert werden:

$$\hat{B}_{HAC} = \frac{n}{n-k} \sum_{i,j=1}^n w_{|i-j|} \psi(y_i, x_i, \hat{\theta}) \psi(y_j, x_j, \hat{\theta})^T \quad (\text{C.2.13})$$

wobei $w = (w_0, \dots, w_n)^T$ einen Gewichtenvektor bezeichnet, der die Autokorrelationsstruktur modelliert. Der zweite Term rechts entspricht dem Tensorprodukt der Schätzfunktion berechnet an den geschätzten k Parametern und ist dem gegenüber Heteroskedastizität robusten MacKinnon-White-Schätzer äquivalent (MacKinnon/White 1985). Zur Schätzung der Gewichte w_i nimmt darüber hinaus an, dass die Autokorrelationen $|i-j|$ mit der Zeit abnehmen und eine Autokorrelation erster Ordnung AR(1) bilden. Der Wert der Gewichte wird durch eine Kerndichteschätzung approximiert (vgl. Andrews 1991).

C.2.2. Generalisierte Mixed-Modelle

Aufbauend auf der kurzen Darstellung der generalisierten Linearmodelle am Anfang dieses Abschnittes lassen sich alle Modelle durch Berücksichtigung populationsspezifischer Effekte b erweitern, die insbesondere in längsschnittlichen oder gruppierten Daten aufgrund der Korrelationen innerhalb der Gruppen vorkommen können³. In der Formulierung von N. Laird und J. Ware werden Mixed-Modelle in zwei Schritten definiert (Laird/Ware 1982). Seien n_i die Anzahl von Beobachtungen für das Individuum i , y_i die unabhängige Variable (welche im Allgemeinen multivariat exponentialverteilt ist), X eine Design-Matrix mit Interzeptterm eins, β ein Vektor von unbekanntem Parametern (den sogenannten Fixed-Effekten oder Durchschnittseffekten), b_i ein Vektor von unbekanntem Parametern (bzw. Zufallsvariablen, den sogenannten Random-Effekten für das Individuum i), und Z eine Design-Matrix, welche die Beziehung zwischen y_i

³ Es ist zu beachten, dass in den Sozialwissenschaften die Mixed-Modelle der Statistik häufig als Mehrebenenanalyse bekannt sind, auch wenn diese eine spätere Anwendung der Mixed-Modelle darstellt: „multilevel analysis can be defined as the marriage of contextual analysis and traditional mixed model theory“ (Leeuw/Meijer 2008: 3)

und b_i gewährleistet. Dann wird in einem ersten Schritt das Mixed-Modells für das Individuum i als

$$y_i = X_i\beta + Z_ib_i + \epsilon_i \quad (\text{C.2.14})$$

definiert, wobei der Störungsterm ϵ_i – die Varianz innerhalb der i Gruppen – normalverteilt mit $N(0, R_i)$ und Kovarianzmatrix R_i ist. R_i hat die Dimension $n_i \times n_i$ und deren Parameter können prinzipiell jede beliebige Autokorrelationsform annehmen. β und b_i werden zunächst als feste Parameter betrachtet. Die Effekte sind hier in dem Sinne zu verstehen, dass sie Abweichungen vom Gesamtmittelwert der randomisierten Stichprobe in der Form $\bar{\beta} + b_i$ darstellen (Pinheiro/Bates 2000: 8). Im zweiten Schritt werden die Parameter b_i als normalverteilte Variablen mit $b_i \sim N(0, D)$ und Kovarianzmatrix D behandelt. Darüber hinaus wird vorausgesetzt, dass b_i zwischen Gruppen und vom Störterm ϵ_i unabhängig sind. Aufgrund der Annahme, dass die Störterme unkorreliert sind $R_i = \sigma_\epsilon^2 I$, wobei I die Identitätsmatrix ist, erhält man im Fall von multivariat normalverteilten Zielvariablen y_i für T Perioden die reduzierte Form (vgl. Fahrmeir/Tutz 1994: 222):

$$y_i = X_i\beta + \epsilon_i^*, \quad (\text{C.2.15})$$

wobei $\epsilon_i^* = (\epsilon_{i1}^*, \dots, \epsilon_{iT}^*)$ multivariat mit den Komponenten

$$\epsilon_{it}^* = z_{it}b_i + \epsilon_i \quad \epsilon_i^* \sim N(0, V_i) \quad \text{mit} \quad V_i = \sigma_\epsilon^2 I + Z_i D Z_i^T, \quad (\text{C.2.16})$$

ist⁴. Da die restringierte Form nur für lineare Mixed-Modelle gültig ist (vgl. Abschnitt C.2.2.3 unten), wird das Modell für die anderen Verteilungen schrittweise geschätzt. Zunächst wird angenommen, dass die einstufigen gruppierten Beobachtungen y_i bedingt durch die Randomeffekte b_i unabhängig und multivariat exponentialverteilt sind mit dem Erwartungswert μ_i

$$\mu_i = E(y_i|b_i) = g^{-1}(\eta_i) = g^{-1}(X_i\beta + Z_ib_i) \quad (\text{C.2.17})$$

sind, wobei η_i der Linearprädiktor mit Randomeffekten b_i und Designmatrizen X_i, Z_i sowie $g(\cdot)$ die Linkfunktion wie oben beschrieben sind⁵. In einem zweiten Schritt wird davon ausgegangen, dass $E(b_i) = 0$ und $cov(b_i) = D$ sind, wobei die Verteilung von b_i im Prinzip jede parametrische Dichte akzeptiert. Im Fall unrestringierter Randomeffekte wird wie im Fall der linearen Mixed-Modelle von normalverteilten Randomeffekten mit $b_i \sim N(0, D)$ ausgegangen.

C.2.2.1. Kumulierte Probit-Mixed-Modelle

Da dieses Modell der Familie der GLM angehört, die im Abschnitt C.2.1 kurz dargestellt worden sind, müssen hier lediglich einige Änderungen vorgenommen werden. Seien Y eine abhängige geordnete kategoriale Variable mit J Kategorien, F eine Verteilungsfunktion, die als Link-Funktion $g(\cdot)$ verwendet wird, und $\pi_{itr} = P(Y = r|x_p)$, $r = 1, 2, \dots, J$ die bedingte Wahrscheinlichkeit dafür, dass $Y = r$ gegeben bestimmte Kovariaten x_p für das Individuum i ist. Das entsprechende kumulierte Probit-Mixed-Modell mit konstanten Kovariaten-Fixed-Effekten β und der kumulierten Standardverteilung $F = \Phi$ wird als (Fahrmeir/Tutz 1994):

$$\pi_{it,r=1} = F(\theta_{i,r=1} - x_{it}\beta), \quad \pi_{it,r} = F(\theta_{ir} - x_{it}\beta) - \pi_{it,r-1} \quad (\text{C.2.18})$$

⁴ Dies folgt aus der Betrachtung von $\text{var}(y_i - X_i\beta) = \text{var}(\epsilon_i^*) = \text{var}(z_ib_i + \epsilon_i)$. Da voraussetzungsgemäß $\text{cov}(b_i, \epsilon_i) = 0$, folgt die Behauptung mit $\text{var}(z_ib_i) = E[z_ib_i - E(z_ib_i)]^2$.

⁵ Zu beachten ist jedoch, dass y_i auch durch Kovariaten und vergangene Werten $y_{i,t-1}$ bedingt werden kann.

mit Interzeptbedingungen

$$-\infty = \theta_{i0} < \theta_{i1} < \dots < \theta_{i,r-1} < \theta_{ir} = \infty \quad (\text{C.2.19})$$

definiert. Daraus folgt, dass sich die unabhängige Variable Y in der Kategorie j befindet, solange

$$\theta_{i,j-1} < x_{it}\beta + \epsilon < \theta_{i,j} \quad (\text{C.2.20})$$

gilt. Da das SOEP eine längsschnittliche Befragung ist, empfiehlt es sich, die individuen-spezifischen und/oder zeitabhängigen Effekte b aus Gleichung (C.2.14) zu berücksichtigen. Diese Effekte gehen ins Modell als Random-Effekte ein und werden im einfachen Fall durch Einführung eines individuen-spezifischen Random-Interzepts berücksichtigt (d.h. ein Term b_i je Befragungsperson⁶) (Fahrmeir/Tutz 1994: 232):

$$\theta_{ir} = \theta_r + b_i, \quad b_i \sim N(0, \sigma^2)$$

mit Linearprädiktor

$$\eta = \theta_r + b_i + x_{it}\beta. \quad (\text{C.2.21})$$

Die Schätzung der Fixed-Effekte β und der Random-Effekte b kann durch die Gauss-Hermite-Annäherungsmethode durchgeführt werden (für weitere numerische Details vgl. Fahrmeir/Tutz 1994; Agresti 2002).

C.2.2.2. GLM: Random-Probit-Modell

Das Random-Probit-Modell setzt eine dichotome unabhängige Variable Y voraus und verwendet als Linkfunktion $g(\cdot)$ ebenfalls die kumulierte Standardverteilung Φ . In einem ersten Schritt wird angenommen, dass der bedingte Erwartungswert π_{it} für das Individuum i in der Periode t durch (Fahrmeir/Tutz 1994: 228ff.)

$$\pi_{it} = P(y_{it} = 1|b_i) = \Phi(\eta_{it}) \quad (\text{C.2.22})$$

mit dem Linearprädiktor

$$\eta = z_{it}b_i + x_{it}\beta.$$

gegeben ist. In einem zweiten Schritt wird davon ausgegangen, dass die Randeffekte⁷ mit dem Erwartungswert null und der Varianz σ^2 normalverteilt sind, d.h. $b_i \sim N(0, \sigma^2)$. Die Dichten der Random-Effekte sind voneinander unabhängig und mit $p(b_i, \sigma^2)$ definiert. Die Likelihoodfunktion wird unter der Annahme unabhängiger Beobachtungen folgendermaßen gegeben:

$$\prod_{i=1}^n \prod_{t=1}^{T_i} \Phi(y_{it}|b_i; \beta)$$

und auch mittels der Gauss-Hermite-Annäherungsmethode geschätzt.

⁶ In den kumulierten Probit-Regressionen in Abschnitt 6.2.2 wurden darüber hinaus familienspezifische Random-Effekte eingeführt.

⁷ Es ist aber durchaus möglich anzunehmen, dass die Random-Effekte multinormal verteilt sind.

C.2.2.3. Lineare Mixed-Modelle

Bei den lineare Mixed-Modellen ist die Link-Funktion $g(\cdot)$ aus Gleichung (C.2.2) die Identitätsfunktion. Das Modell wird in Gleichung (C.2.15) angegeben und demgemäß in zwei Schritten geschätzt. Da der Störterm ϵ^* heteroskedastisch ist, ist die Lösung für β durch die Generalized-Least-Squares-Methode definiert und lautet in Matrixform (Lindstrom/Bates 1988)

$$\hat{\beta}(\theta) = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} y, \quad (\text{C.2.23})$$

wobei $\theta = (\sigma_\epsilon, D)$ mit Parameter σ_ϵ und D Kovarianzmatrix bestimmt wird. Die entsprechende Log-Likelihoodfunktion dieses unbeschränkten Modells l_u ist

$$l_u(\beta, \theta) = \log |V| + (y - X\beta)^T V^{-1} (y - X\beta). \quad (\text{C.2.24})$$

Da diese Log-Likelihood die Varianz von β unterschätzt, indem sie den Freiheitsgradverlust bei der Schätzung von β nicht berücksichtigt, können die Kovarianzparameter θ der Matrix V_i mittels der sogenannten beschränkten Maximum-Likelihood Funktion l_{RML} (RMLE = restricted maximum likelihood estimation) geschätzt werden. Diese Methode besteht aus einer Transformation des abhängigen Vektors y (Details in Vonesh/Chinchilli 1997: 238-239), durch welche die Log-Likelihoodfunktion $l_u(\beta, \theta)$ einen zusätzlichen Term bekommt, der die Unterschätzung der Kovarianzparameter korrigiert:

$$l_{RML} = \log |X^T V^{-1} X| + l_u(\hat{\beta}, \theta). \quad (\text{C.2.25})$$

Darüber hinaus ist es möglich, eine vom $R = \sigma_\epsilon I$ verschiedene Kovarianzmatrix des Störterms ϵ^* voranzusetzen (vgl. Abschnitt C.2.2), um beispielsweise autokorrelierte Residuen innerhalb der Gruppen zu berücksichtigen. In den Modellen dieser Dissertation werden für jedes Individuum nur Autokorrelationsstrukturen erster Ordnung $AR(1)$ mit $\epsilon_{it}^* = \phi_1 \epsilon_{i,t-1}^* + a_t$ berücksichtigt, wobei ϕ_1 ein Korrelationsparameter und a_t mit $E(a_t) = 0$ weißes Rauschen bezeichnen (Pinheiro/Bates 2000: 228). Zugleich lassen sich sogenannte Varianzfunktionen definieren, welche die Varianzstruktur der Störterme zwischen den Gruppen anhand von Kovariaten modellieren. Damit lässt sich Heteroskedastizität gezielt nach zu untersuchenden Kovariaten in die Parameterschätzungen aufnehmen. Auf eine ausführliche Beschreibung verzichtend definiere sei hier nur im Allgemeinen die Varianzfunktionsstruktur folgendermaßen (Pinheiro/Bates 2000: 206ff.):

$$\text{Var}(\epsilon_{ij}|b_i) = \sigma^2 g^2(\mu_{ij}, v_{ij}, \delta), i = 1, \dots, M, j = 1, \dots, n_i \quad (\text{C.2.26})$$

definiert, wobei $\mu_{ij} = E(y_{ij}|b_i)$, v_{ij} ein Vektor von Varianzkovariaten, δ ein Vektor der Varianzparameter und $g(\cdot)$ die Varianzfunktion darstellen. In den entsprechenden Modellen in Kapitel 6 wurde folgendes Varianzmodell

$$\text{Var}(\epsilon_{ij}) = \sigma^2 \delta_{s_{ij}}^2 \quad (\text{C.2.27})$$

mit Varianzfunktion $g(s_{ij}, \delta) = \delta_{s_{ij}}$ verwendet, wobei s die Niveaus einer kategorialen Variablen mit der Identifikationsrestriktion $\delta_1 = 1$ für S Parameter bezeichnen.

C.2.3. Parametrische Verweildauermodelle

C.2.3.1. Definitionen und Annahmen

Sei T eine nichtnegative Zufallsvariable, d.h. $T \in [0, \infty)$ – die sogenannte Verweildauer oder Überlebensdauer – mit Dichte $f(t)$ und Verteilung $F(t)$. In dieser Dissertation bezeichnet T die Zeit, die bis zur Geburt eines Kindes vergeht. Da (stetig differenzierbare) Verteilungs- und Dichtefunktionen F bzw. f auf einem d -dimensionalen reellen Vektorraum durch

$$F(x) = P((-\infty, x]), x \in \mathbb{R}^d \quad \text{bzw.} \quad f(x) = \frac{dF}{dx}$$

definiert werden (etwa Kolmogorov 1933: §2), muss hier wegen $T \in [0, \infty)$ die entsprechenden Verteilungs- und Dichtefunktion von T als

$$\begin{aligned} f(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{dF(t)}{dt}, & (C.2.28) \\ F(t) = P(T < t) &= \int_0^t f(s) ds, \quad \text{mit} \quad \int_0^\infty f(t) dt = 1 \end{aligned}$$

angegeben werden, wobei $\lim_{t \rightarrow 0^+}$ den rechtsseitigen Limes bezeichnet (Kalbfleisch/Prentice 1980: 6). Betrachtet man statt $F(t)$ die sogenannte Überlebensfunktion $S(t)$, ergibt sich

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t). \quad (C.2.29)$$

Darüber hinaus lässt sich anhand dieser Funktionen die sogenannte momentane Ausfallrate oder Hazardfunktion $\lambda(t)$ zum Zeitpunkt $T = t$ definieren, vorausgesetzt, dass keine Geburt bis zum Zeitpunkt t stattgefunden hat:

$$\begin{aligned} \lambda(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{P[(t \leq T < t + \Delta t) \cap (T \geq t)]}{P(T \geq t) \Delta t} \\ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{P(T \geq t) \Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}. \end{aligned} \quad (C.2.30)$$

Aus der Kettenregel der Differenzialrechnung und der Ableitung $\log'(x) = 1/x, x \neq 0$ wird die Überlebensfunktion $S(t)$ aus (C.2.29) mit

$$\lambda(t) = \frac{-d \log S(t)}{dt} \quad \text{bzw.} \quad - \int_0^t \lambda(u) du = \int_0^t d \log S(u) = \log S(t) - \log S(0),$$

spezifiziert, so dass aufgrund von $S(0) = 1$ und der sogenannten kumulierten Hazardrate $\Lambda(t) = - \int_0^t \lambda(u) du$

$$S(t) = \exp \left(- \int_0^t \lambda(u) du \right) = \exp(-\Lambda(t)) \quad (C.2.31)$$

folgt. Um ein Regressionsmodell mit (im Moment zeitunabhängigen) Kovariaten $x \in \mathbb{R}^d$ spezifizieren zu können, wird üblich (doch nicht notwendigerweise) von dem Ansatz

$$\lambda(t|x) = \lambda(t) \exp(\eta) \quad (C.2.32)$$

mit dem oben schon eingeführten Linearprediktor $\eta = x\beta$ ausgegangen. Bei Betrachtung einer willkürlichen nichtspezifizierten Grundhazardrate $\lambda_0(t) = \lambda(t)$, ergibt sich das sogenannte Proportional-Hazard-Modell. Wenn man stattdessen annimmt, dass die Beziehung zwischen t und x loglinear ist, ergeben sich die Modelle der beschleunigten Ausfallszeit (accelerated time failure models) (Kalbfleisch/Prentice 1980: 32). In dieser Dissertation finden nur Modelle des letzten Typs Anwendung, denn die Annahme proportionaler Hazardraten zwischen den Beobachtungen für die SOEP-Stichproben konnte nicht bestätigt werden (Ergebnisse der Tests zur Überprüfung der Proportionalitätsannahme nicht angezeigt, vgl. für Details Grambsch/Therneau 1994). Daher wird hier von dem Ansatz

$$\log(T) = Y = x\beta + \sigma W \quad (\text{C.2.33})$$

ausgegangen, wobei W ein Störterm adäquater Dimensionen mit einer noch zu bestimmenden Wahrscheinlichkeitsverteilung und σ ein Skalierungsparameter bezeichnen. Sei $\lambda_w(t) = \exp w$ die von β unabhängige Hazardfunktion von W . Dann lässt sich die Hazardfunktion von T durch λ_w folgendermaßen spezifizieren (Kalbfleisch/Prentice 1980: 34):

$$\lambda(t|x) = \lambda_w(t \exp(-\eta)) \exp(-\eta) \quad (\text{C.2.34})$$

mit Überlebensfunktion

$$S(t|x) = \exp \left(- \int_0^{t \exp(-\eta)} \lambda_w(u) du \right). \quad (\text{C.2.35})$$

Gleichung (C.2.34) sagt aus, dass die Kovariaten je nach Vorzeichen und Größe die Verweildauer T verlängern oder verkürzen können. In den Verweildauerregressionen in Abschnitt 6.1.2 wurde die Verteilung von W mittels der loglogistischen Verteilung geschätzt, denn sie hat wie die Normalverteilung einen glockenförmigen Verlauf, der dem beobachteten Verlauf der Geburtenraten für die entsprechenden Altersklassen nahe kommt (vgl. Abbildung 3.4). Die loglogistische Verteilung kann folgendermaßen definiert werden (nach Therneau 1999: 62ff.): Zuerst transformiert man die Variable Y_i für die Beobachtung i durch

$$z_i \equiv \frac{y_i - \eta_i}{\sigma} \sim f, \quad (\text{C.2.36})$$

wobei f die Verteilung von z_i ist. Mit $w = \exp(z)$ besitzt die loglogistische Verteilung die folgende Dichte- f bzw. Verteilungsfunktion F :

$$f(z) = \frac{w}{1+w^2} \quad \text{bzw.} \quad F(z) = \frac{w}{1+w}. \quad (\text{C.2.37})$$

C.2.3.2. Zensierung und Parameterschätzung

Ein der wichtigsten Merkmale der Verweildaueranalyse ist Zensierung. Damit wird die Tatsache bezeichnet, dass die gesamte Verweildauer T in empirischen Erhebungen nicht für alle Beobachtungen i gemessen werden kann. Das heißt, es lässt sich lediglich „abschätzen“, ob die

Verweildauer größer oder kleiner als ein bestimmter Wert ist bzw. in einem bestimmten Zeitintervall liegt. Man spricht daher von rechts-, links-, bzw. intervallzensierten Beobachtungen⁸. Die Art der Zensierung ist eine wesentliche Komponente der Verweildaueranalyse, denn die Maximum-Likelihood-Schätzung der gesuchten Parameter hängt von dem angenommenen Zensierungsmechanismus ab (im Folgenden Fahrmeir/Tutz 1994: 310ff.). Es seien also C_i eine Zufallsvariable – die Zensierungszeit des Individuums i – T_i seine Verweildauer und $t_i = \min(T_i, C_i)$ die beobachtete Zeit. Eine Beobachtung ist rechtszensiert, wenn bekannt ist, dass t_i gleich oder größer als die Zensierungszeit C_i , also $t_i \geq C_i$, ist. Damit zwischen unzensierten und zensierten Beobachtungen differenziert werden kann, wird eine Indikatorvariable d_i eingeführt, die (im Moment) den Wert eins einnimmt, falls $T_i < C_i$, und den Wert null hat, falls $T_i \geq C_i$. Die Beobachtungen können daher durch die Paare (t_i, d_i) dargestellt werden. Darüber hinaus seien f_c und $S_c = P(C_i > t_i)$ die Dichte- bzw. Überlebensfunktion der zensierten Beobachtungen. Der Beitrag einer Beobachtung i mit $d_i = 1$ bzw. $d_i = 0$ ist durch

$$f_i(t_i)S_c(t_i) \quad \text{bzw.} \quad f_c(t_i)S_i(t_i)$$

gegeben, wobei T_i und C_i stochastisch unabhängig voneinander sind. Die Gesamtl likelihood L nach Multiplizieren und Umordnen der Faktoren kann also mit

$$L = \prod_{i=1}^n \left[f_i(t_i)^{d_i} S_i(t_i)^{1-d_i} \right] \left[f_c(t_i)^{1-d_i} S_c(t_i)^{d_i} \right].$$

angegeben werden. Falls die zensierten Funktionen nichtinformativ sind, d.h. sie die zu schätzenden Parameter nicht enthalten, ergibt sich für Rechtszensierung

$$L = \prod_{i=1}^n f_i(t_i)^{d_i} S_i(t_i)^{1-d_i}. \quad (\text{C.2.38})$$

Im Allgemeinen kann man für rechts-, links- und intervallzensierte Beobachtungen die Likelihood L mit Hilfe von Gleichung (C.2.36) ähnlich definieren. Dazu sei $d_i = 0$ für Rechtszensierung mit $T_i \geq C_i$, $d_i = 1$ für ein Ereignis mit $T_i = t_i$, $d_i = 2$ für Linkszensierung mit $T_i < C_i$ und $d_i = 3$ für Intervallzensierung mit $C_{i,t-k} \leq T_i \leq C_{i,t}$. Dann ergibt die Gesamtl likelihood (Therneau 1999: 70)

$$L = \left(\prod_{d_i=1} \frac{f(z_i)}{\sigma} \right) \left(\prod_{d_i=0} \int_{z_i}^{\infty} f(u) du \right) \left(\prod_{d_i=2} \int_{\infty}^{z_i} f(u) du \right) \left(\prod_{d_i=3} \int_{z_{i,t-k}}^{z_{i,t}} f(u) du \right), \quad (\text{C.2.39})$$

wobei $z_{i,t-k}, z_{i,t}$ die unteren bzw. oberen Intervallgrenzen bezeichnen. Aus Gleichung (C.2.28) folgt für die Log-Likelihood-Funktion l mit $g_1 = \log(f)$, $g_2 = \log(1 - F)$, $g_3 = \log(F)$, $g_4 = \log(F(z_{i,t}) - F(z_{i,t-k}))$

$$l = \sum_{d_i=1} g_1(z_i) - \log(\sigma) + \sum_{d_i=0} g_2(z_i) + \sum_{d_i=2} g_3(z_i) + \sum_{d_i=3} g_4(z_{i,t-k}, z_{i,t}). \quad (\text{C.2.40})$$

⁸ Zu beachten ist hier, dass der Begriff Zensierung bei manchen Autoren von der hier angegebenen Definition abweicht. Zur Diskussion und für weitere Definitionen vgl. D'Addio/Rosholm 2002; Andersen 2006 und Blossfeld/Rohwer 2002: 38-42.

Die Verweildauerregressionen in Abschnitt 6.1.2 wurden durch Maximierung dieser Log-Likelihood mittels des Newton-Raphson-Algorithmus ohne Berücksichtigung von linkszensierten Beobachtungen geschätzt⁹ (Details in Therneau 1999: 71ff.). Darüber hinaus werden zeitabhängige Kovariaten als Treppenfunktionen in das Modell aufgenommen, so dass sie zwischen den Beobachtungszeitpunkten konstant bleiben (vgl. im Allgemeinen Petersen 1986: Gleichungen 1 bis 3 dort). Kohorteneffekte können durch kohortenspezifische Skalierungsparameter σ_k abgeschätzt werden, welche die jeweilige Hazardfunktion spezifizieren. Robuste Varianzschätzungen der Parameter können mittels des in Gleichung (C.2.12) kurz dargestellten Sandwich-Schätzers berechnet werden. Dazu wird die Matrix $B(\theta) = \sum u_i(\beta)u_i(\beta)$ definiert, wobei $u_i(\beta)$ die Terme des Scorevektors¹⁰ $\sum_{i=1}^{n_i} \partial f(x_i)/\partial \beta$ bezeichnet, der über alle Beobachtungen n_i des Individuums i summiert wird (für weitere Details Therneau 1999: 27-31). Die Matrix $A(\theta)$ entspricht in diesem Fall der Informationsmatrix, deren Einträge die Erwartungswerte der negativen zweiten Ableitung des Scorevektors $E[-\partial^2 f(x_i)/\partial \beta]$ sind.

C.2.3.3. Sensitivitätsanalyse in den Verweildauermodellen

Wie in der Literatur zur Verweildaueranalyse diskutiert worden ist, gibt es mehrere Fälle, durch welche die Parameterschätzung verzerrt werden kann. Darunter fallen u.a. Verzerrungen durch die Auswahlkriterien der Stichprobe (so etwa wie hier das Alter) (Wang 2006), Erinnerungsverzerrungen bei retrospektiven Erhebungen (Keiding 2006b), Zeittrendverzerrung usw. (Weinberg et al. 1994). Eine Möglichkeit zur Überprüfung des Einflusses jeder zensierten und unzensierten Beobachtung auf die Parameter sowie die Verweildauer bietet die von L. Escobar und W. Meeker vorgeschlagene Sensitivitätsanalyse an (Escobar/Meeker 1992). Dazu seien $\omega \in [-1, 1]$ ein Störterm für die Beobachtung i und θ der zu schätzende Parametervektor einer Verweildauerregression, für den man den Einfluss von ω abschätzen möchte. Dabei werden zwei Typen von Einflüssen betrachtet:

1. *Der Einfluss auf Parameter.* Man schätzt den Effekt des Weglassens einer Beobachtung mit Gewicht $W_i(\omega) = \omega_i + 1$ auf θ ab.
2. *Der Einfluss auf Verweildauer.* Man schätzt den Effekt einer Störung $\delta_i = \hat{\sigma}\omega_i$ bei der logtransformierten Verweildauer y_i mit $y_i(\omega) = y_i + \delta_i$ ab, wobei $\hat{\sigma}$ die geschätzte Standardabweichung bezeichnet.

Die Schätzung dieser Einflüsse erfolgt durch die sogenannte Log-Likelihood-Verschiebung (*LV*) $LV(\omega) = 2[l(\hat{\theta}) - l(\hat{\theta}_\omega)]$, wobei $\hat{\theta}, \hat{\theta}_\omega$ die Maximum-Likelihood-Schätzungen von θ ohne Störungen, d.h. $\omega = \omega_0 = 0$, bzw. mit Störungen ω bezeichnen. *LV* mißt also den Abstand zwischen $\hat{\theta}$ und $\hat{\theta}_\omega$ als Differenz der Log-Likelihood-Funktionen. Für $LV(\omega) > \chi^2_{(1-\alpha; r)}$, wobei r die Anzahl der zu schätzenden Parameter ist, liegt der Vektor $\hat{\theta}_\omega$ also außerhalb des Konfidenzgebietes auf dem α -Niveau. Die Einflüsse der Störungen ω_i werden mittels der $n \times n$ -dimensionalen Einflussmatrix $A = 2(\partial^2 LV(\omega)/\partial \omega_i \partial \omega_j)$ abgeschätzt, die an der Stelle ω_0 und $\hat{\theta}$ berechnet worden ist. Werden die einzelnen Einträge der Matrix A gegen jede Beobachtung i abgetragen,

⁹ Zur Begründung dieses Zensierungsmechanismus vgl. die Diskussion in Abschnitt 6.1.2.

¹⁰ Der Scorevektor enthält die Ableitungen erster Ordnung der Likelihoodfunktion f .

können die einflussreichsten Beobachtungen identifiziert und gegebenenfalls die Gültigkeit der Inferenzen überprüft werden (vgl. Therneau 1999: 67-68 für Schätzungsverfahren).

C.3. Clusteranalyse

Die in Abschnitt 4.4 durchgeführte Clusteranalyse beruht erstens auf dem Ähnlichkeitskoeffizient von Gower (Gower 1971, Kaufman/Rousseeuw 1990: 32-38, Backhaus u.a. 2006: Kap 8) und dem Ward-Verfahren der agglomerativen hierarchischen Clusteraufstellung (Kaufman/Rousseeuw 1990: Kap. 5). Darüber hinaus werden hier auch das k-Mediod-Verfahren, der Adjusted-Rand-Index (Hubert/Arabie 1985; Steinley 2004) und das Silhouetten-Kriterium (Kaufman/Rousseeuw 1990: 83ff.) beschrieben, anhand dessen die Verteilungen und Informationsstruktur des Ward-Verfahrens überprüft worden sind.

C.3.1. Gowers Ähnlichkeitskoeffizient

Um Beobachtungen nach verschiedenen Variablentypen zu unterscheiden, schlug Gower (1971) einen Ähnlichkeitskoeffizienten vor, der in der Lage ist, kategoriale (dichotome, nominale) und metrische Variablen gleichzeitig zu berücksichtigen. Dafür werden zwei Beobachtungen i und j betrachtet, deren Eigenschaften durch p Variablen beschrieben werden. Der Ähnlichkeitskoeffizient $S(i, j)$ zwischen diesen Beobachtungen wird durch

$$S(i, j) = \frac{\sum_{k=1}^p \delta_{ijk} s_{ijk}}{\sum_{k=1}^p \delta_{ijk}}$$

definiert, wobei δ_{ijk} ein Gewichtungsfaktor und s_{ijk} ein Ähnlichkeitsmaß bezüglich der Variable k sind. Dieses Maß wird wiederum folgendermaßen für kategoriale Variablen definiert:

$$s_{ijk} = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow x_{ik} = x_{jk} \\ 0 & \Leftrightarrow x_{ik} \neq x_{jk} \end{cases}$$

bzw. für metrische (oder intervallskalierte) Variablen

$$s_{ijk} = 1 - |x_{ik} - x_{jk}|/R_k,$$

wobei x_{ik}, x_{jk} die Werte der Variable $x_{.k}$ für die Beobachtungen i und j sowie R_k der Wertebereich der entsprechenden metrischen Variable in der Stichprobe (oder in der Gesamtpopulation) sind. R_k ist also das geschlossene Intervall zwischen dem kleinsten und größten Variablenwert. Der Gewichtungsfaktor nimmt in der Clusteranalyse in Abschnitt 4.4 den Wert eins, wenn ein Vergleich zwischen Beobachtungen möglich ist, null im anderen Fall (z.B. beim Vergleich zwischen kategorialen und metrischen Variablen). Mittels des Ähnlichkeitskoeffizienten und des Ähnlichkeitsmaßes ist es möglich, eine sogenannte Unähnlichkeitsmatrix aufzustellen, deren Einträge der Unähnlichkeit $d(i, j)$ zwischen i und j entsprechen, und die wie folgt definiert werden:

$$d(i, j) = 1 - S(i, j).$$

C.3.1.1. Algorithmen zur Clusteraufstellung: Ward-Verfahren und partitionierendes Mediod-Verfahren

Nachdem die Unähnlichkeitsmatrix aufgestellt ist, können mehrere Verfahren zur Aufstellung der Clusters verwendet werden. Die sogenannten partitionierenden und hierarchischen sind die am meisten in der Literatur vorkommenden Algorithmen. Beide Verfahren sind darauf angelegt, ähnliche Beobachtungen zu einer gemeinsamen Partition zuzuordnen. Dazu findet eine jeweils spezifische Metrik Anwendung, welche die minimale „Entfernung“ ermitteln soll. Bei den partitionierenden Algorithmen wird die Anzahl der Cluster im Voraus (oder durch den Rechner) vorgegeben, danach werden die Entfernungen der Beobachtungen untereinander nach einer bestimmten zu optimierenden Funktion minimiert. Bei den hierarchischen Algorithmen existieren zwei Verfahren: Agglomerative oder divisive. Im ersten Fall bildet jede einzelne Beobachtung am Anfang ihr eigenes Cluster, danach werden nach einer zu minimierenden Funktion die Beobachtungen sukzessiv in Clustern höherer Ordnung fusioniert, bis man nur eine einzelne alle Beobachtungen enthaltende Partition erhält. Divisive Algorithmen gehen in die andere Richtung: Sie fangen bei einer einzigen alle Beobachtungen enthaltenden Partition an, die nach einer zu minimierenden Funktion sukzessiv in Cluster niedriger Ordnung zerlegt wird. Das Ward-Verfahren wird in Abschnitt 4.4 bevorzugt, da dieses eine einfache Einsetzung der Unähnlichkeitsmatrix erlaubt und darüber hinaus sinnvolle Partitionierungen bildet. Da aber eine ähnliche Partitionierung mit dem Mediod-Verfahren erzielt wird, wurde dieses Verfahren zur Kontrolle der Variablenverteilung in den Clustern herangezogen.

a. Ward-Verfahren

Obwohl das Ward-Verfahren ursprünglich nur für metrische Variablen konzipiert worden ist, lässt sich die Unähnlichkeitsmatrix nach den Gower-Koeffizienten zur Aufstellung der Cluster anwenden. Die Idee dieses agglomerativen Verfahrens besteht in der Fusionierung von zwei Beobachtungen, deren gewichtete quadrierte Unähnlichkeit $d^2(i, j)$ minimal wird. Das Fusionierungskriterium besagt, dass die Summe der Residuen (d.h. die Summe der Unähnlichkeiten zwischen zwei Clustern A und B, im Englischen Error Sum of Squares) ΔESS minimal sein muss:

$$\min_{\Delta ESS} \left\{ \Delta ESS = \frac{1}{2} d^2(A, B) \right\}.$$

Die Unähnlichkeit kann iterativ berechnet werden (Kaufman/Rousseeuw 1990: 230ff.). Es seien R und Q zwei zu fusionierenden Clustern, wobei R aus der Fusionierung der Cluster A und B entstanden ist. Dann gilt:

$$d^2(R, Q) = \frac{|A| + |Q|}{|R| + |Q|} d^2(A, Q) + \frac{|B| + |Q|}{|R| + |Q|} d^2(B, Q) - \frac{|Q|}{|R| + |Q|} d^2(A, B),$$

wobei $| \cdot |$ die Anzahl der Elemente in dem entsprechenden Cluster bezeichnet.

b. k-Mediod-Verfahren

Dieses Verfahren ist partitionierend und beruht auf der Idee „repräsentativer“ Elemente, Medioide genannt. Die Cluster beinhalten solche Elemente, die zu diesen Medioden am nächsten

sind. Dafür wird die Distanz der Beobachtungen zu den einzelnen Medioden berechnet, und anschließend werden die Elemente den Clustern zugeordnet, für welche die Distanz zwischen Elementen und Medioden minimal wird. Die zu minimierende Funktion lautet

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d(i, j) z_{ij} \right\},$$

wobei die Variable z_{ij} eine Indikator-Variable ist, die den Wert null annimmt, falls j nicht zu dem Cluster zugeordnet wird, für den j Mediod ist, und eins im anderen Fall.

C.3.1.2. Adjusted-Rand-Index (ARI) und Silhouetten-Kriterium (SK)

In der Literatur zur Clusteranalyse sind zahlreiche Validierungsmethoden vorgeschlagen (Steinley 2004), die eine analytische Überprüfung zentraler Eigenschaften der Cluster ermöglichen. Der ARI berechnet die Übereinstimmung zwischen zwei Clusterverfahren mit einem gemeinsamen Datensatz und bildet damit einen Übereinstimmungsindex. Das SK bezieht sich dagegen auf den Abstand zwischen nächstliegenden Nachbarelementen verschiedener Cluster.

a. Adjusted-Rand-Index (ARI)

Zur Bildung dieses Indexes werden zwei Clusterverfahren benötigt, die miteinander verglichen werden können. Man bildet dazu eine Kreuztabelle, welche die Häufigkeiten wiedergibt, mit denen beide Verfahren ein beliebiges Element demselben Cluster zugewiesen haben. Auf diese Weise wird die Anzahl der Übereinstimmungen, die sich durch beide Verfahren ergeben, gezählt. Der Wertebereich dieses Index ist $(-\infty, 1]$. Es wird allerdings nur das Intervall $(0, 1)$ benötigt, denn bei Null sind der beobachtete Index und der erwartete Index gleich, was bedeutet, dass keine Klassifizierung gegeben ist. Falls der ARI eins ist, haben beide Verfahren alle Beobachtungen denselben Clustern zugewiesen, und es existiert vollständige Übereinstimmung.

b. Das Silhouettenbreite-Kriterium (SK)

Um die Kompaktheit eines Clusters zu ermitteln, kann man das SK anwenden. Dazu bildet man die durchschnittliche Unähnlichkeit $a(i)$ der Elemente des Clusters A sowie die durchschnittliche Unähnlichkeit $d(i, C)$ der Elemente von A zu allen anderen Clustern C . Es wird dann das Cluster B gebildet, das am nächsten zu A steht, d.h. das Cluster, für das $b(i) = \min_{C \neq A} d(i, C)$ gilt. Dieses Cluster ist der Nachbar von A . Man bildet danach das Verhältnis – die sogenannte Silhouettenbreite – welche die Unähnlichkeit der Elemente von A zueinander mit der Unähnlichkeit zu den Elementen des Nachbarclusters B vergleicht. Man erhält dadurch

$$s(i) = \frac{b(i) - a(i)}{\max \{a(i), b(i)\}}, \quad -1 \leq s(i) \leq 1.$$

Es lässt sich erkennen, dass je näher $s(i)$ an eins ist, desto besser die Partitionierung der Cluster ist, und umgekehrt, je negativer $s(i)$, desto weniger kompakt die Cluster sind.

D. Zusätzliche Tabellen

Tabelle D.1.: Median-Polarisierungsindizes des Äquivalenzeinkommens für 20- bis 45-jährige Männer in Westdeutschland 1984-2008. Referenzgruppe: Männer ohne Partner. Preisindex 2006. MPI = Median-Polarisierungsindex. UPI = Polarisierungsindex unterhalb des Medians OPI = Polarisierungsindex oberhalb des Medians. Entropie und Gini-Koeffizienten. Querschnittsgewichtung. Letzte Reihe p-Werte des Cox-Stuarts-Modells. + Trend = Nullhypothese: Es liegt kein zunehmender Trend vor. Diskutiert in Abschnitt 5.2.2. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	MPI	UPI	OPI	Entropie	Gini
1984	0.008	-0.003	0.019	0.030	0.246
1985	0.092	0.055	0.129	0.046	0.250
1986	0.048	-0.011	0.107	0.040	0.232
1987	0.015	-0.005	0.036	0.057	0.228
1988	0.071	0.040	0.101	0.073	0.228
1989	0.029	0.002	0.056	0.056	0.234
1990	-0.015	-0.006	-0.023	0.063	0.247
1991	0.052	0.050	0.054	0.043	0.243
1992	0.042	0.061	0.022	0.049	0.223
1993	0.006	0.009	0.003	0.043	0.235
1994	-0.015	-0.101	0.071	0.028	0.233
1995	0.001	-0.053	0.055	0.026	0.247
1996	0.010	-0.061	0.080	0.019	0.245
1997	-0.042	-0.142	0.059	0.057	0.233
1998	-0.080	-0.166	0.006	0.046	0.241
1999	-0.090	-0.215	0.034	0.046	0.248
2000	-0.041	-0.129	0.047	0.059	0.235
2001	-0.030	-0.122	0.063	0.031	0.233
2002	-0.073	-0.194	0.048	0.060	0.254
2003	-0.072	-0.162	0.017	0.070	0.257
2004	-0.067	-0.163	0.029	0.032	0.247
2005	-0.035	-0.156	0.086	0.053	0.245
2006	-0.082	-0.168	0.004	0.040	0.279
2007	-0.062	-0.178	0.054	0.095	0.280
2008	-0.049	-0.114	0.016	0.031	0.277
Cox-Tests, H_0	- Trend	- Trend	- Trend	+ Trend	+ Trend
p-Wert	0.000	0.000	0.387	0.113	0.019

Tabelle D.2.: Median-Polarisierungsindizes des Bruttohaushaltseinkommens für 20- bis 45-jährige Männer in Westdeutschland 1984-2008. Referenzgruppe: Männer ohne Partner. Preisindex 2006. MPI = Median-Polarisierungsindex. UPI = Polarisierungsindex unterhalb des Medians OPI = Polarisierungsindex oberhalb des Medians. Entropie und Gini-Koeffizienten. Querschnittsgewichtung. Letzte Reihe p-Werte des Cox-Stuarts-Modells. + Trend = Nullhypothese: Es liegt kein zunehmender Trend vor. Diskutiert in Abschnitt 5.2.2. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	MPI	UPI	OPI	Entropie	Gini
1984	-0.220	-0.257	-0.183	0.073	0.301
1985	-0.242	-0.314	-0.169	0.098	0.334
1986	-0.244	-0.335	-0.153	0.134	0.322
1987	-0.313	-0.365	-0.261	0.171	0.305
1988	-0.277	-0.378	-0.176	0.140	0.308
1989	-0.313	-0.360	-0.266	0.172	0.318
1990	-0.291	-0.396	-0.186	0.158	0.326
1991	-0.279	-0.327	-0.231	0.146	0.316
1992	-0.259	-0.308	-0.211	0.136	0.295
1993	-0.241	-0.325	-0.157	0.116	0.298
1994	-0.263	-0.403	-0.122	0.167	0.291
1995	-0.206	-0.338	-0.073	0.137	0.313
1996	-0.240	-0.374	-0.106	0.182	0.317
1997	-0.239	-0.362	-0.116	0.205	0.310
1998	-0.219	-0.339	-0.099	0.168	0.320
1999	-0.217	-0.309	-0.125	0.183	0.328
2000	-0.179	-0.285	-0.073	0.205	0.318
2001	-0.118	-0.231	-0.006	0.175	0.316
2002	-0.127	-0.269	0.015	0.156	0.331
2003	-0.136	-0.293	0.021	0.186	0.346
2004	-0.132	-0.265	0.000	0.147	0.340
2005	-0.133	-0.296	0.030	0.115	0.339
2006	-0.099	-0.221	0.022	0.126	0.369
2007	-0.148	-0.248	-0.048	0.111	0.365
2008	-0.193	-0.355	-0.032	0.114	0.363
Cox-Tests, H_0	+ Trend	+ Trend	+ Trend	+ Trend	+ Trend
p-Werte	0.003	0.073	0.000	0.194	0.003

Tabelle D.3.: Median-Polarisierungsindizes des Äquivalenzeinkommens für 20- bis 45-jährige Frauen in Westdeutschland 1984-2008. Referenzgruppe: Frauen ohne Partner. Preisindex 2006. MPI = Median-Polarisierungsindex. UPI = Polarisierungsindex unterhalb des Medians OPI = Polarisierungsindex oberhalb des Medians. Entropie und Gini-Koeffizienten. Querschnittsgewichtung. Letzte Reihe p-Werte des Cox-Stuarts-Modells. + Trend = Nullhypothese: Es liegt kein zunehmender Trend vor. Diskutiert in Abschnitt 5.2.2. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	MPI	UPI	OPI	Entropie	Gini
1984	-0.097	-0.257	0.063	0.093	0.247
1985	-0.049	-0.261	0.164	0.096	0.259
1986	-0.048	-0.272	0.176	0.102	0.254
1987	-0.054	-0.198	0.089	0.070	0.239
1988	-0.045	-0.205	0.116	0.074	0.245
1989	-0.072	-0.268	0.124	0.080	0.244
1990	0.003	-0.147	0.153	0.062	0.242
1991	-0.048	-0.193	0.098	0.058	0.255
1992	-0.071	-0.299	0.156	0.118	0.239
1993	-0.076	-0.301	0.150	0.117	0.247
1994	-0.014	-0.202	0.174	0.100	0.241
1995	-0.128	-0.362	0.106	0.151	0.260
1996	-0.123	-0.362	0.116	0.120	0.254
1997	-0.051	-0.305	0.204	0.142	0.239
1998	-0.072	-0.335	0.191	0.103	0.248
1999	-0.089	-0.353	0.176	0.143	0.238
2000	-0.105	-0.360	0.149	0.170	0.243
2001	-0.105	-0.356	0.146	0.169	0.246
2002	-0.151	-0.420	0.119	0.175	0.263
2003	-0.118	-0.348	0.112	0.161	0.257
2004	-0.111	-0.310	0.088	0.183	0.260
2005	-0.143	-0.332	0.046	0.185	0.265
2006	-0.111	-0.309	0.087	0.160	0.272
2007	-0.126	-0.327	0.075	0.144	0.272
2008	-0.124	-0.381	0.134	0.133	0.280
Cox-Tests, H_0	- Trend	- Trend	- Trend	+ Trend	+ Trend
p-Wert	0.019	0.000	0.500	0.003	0.073

Tabelle D.4.: Median-Polarisierungsindizes des Bruttohaushaltseinkommens für 20- bis 45-jährige Frauen in Westdeutschland 1984-2008. Referenzgruppe: Frauen ohne Partner. Preisindex 2006. MPI = Median-Polarisierungsindex. UPI = Polarisierungsindex unterhalb des Medians OPI = Polarisierungsindex oberhalb des Medians. Entropie und Gini-Koeffizienten. Querschnittsgewichtung. Letzte Reihe p-Werte des Cox-Stuarts-Modells. + Trend = Nullhypothese: Es liegt kein zunehmender Trend vor. Diskutiert in Abschnitt 5.2.2. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	MPI	UPI	OPI	Entropie	Gini
1984	-0.219	-0.383	-0.056	0.226	0.340
1985	-0.235	-0.464	-0.006	0.240	0.327
1986	-0.259	-0.448	-0.071	0.260	0.332
1987	-0.295	-0.496	-0.093	0.295	0.338
1988	-0.262	-0.406	-0.118	0.279	0.318
1989	-0.244	-0.359	-0.129	0.335	0.321
1990	-0.197	-0.374	-0.020	0.372	0.322
1991	-0.104	-0.281	0.074	0.396	0.332
1992	-0.123	-0.250	0.004	0.341	0.325
1993	-0.149	-0.399	0.102	0.358	0.339
1994	-0.063	-0.270	0.143	0.421	0.340
1995	-0.098	-0.348	0.151	0.413	0.343
1996	0.006	-0.217	0.230	0.461	0.343
1997	0.044	-0.117	0.205	0.423	0.333
1998	-0.023	-0.215	0.168	0.361	0.319
1999	-0.079	-0.327	0.168	0.377	0.342
2000	-0.049	-0.301	0.204	0.478	0.350
2001	-0.048	-0.288	0.191	0.438	0.339
2002	-0.057	-0.350	0.236	0.423	0.337
2003	-0.017	-0.236	0.203	0.388	0.339
2004	0.080	-0.060	0.220	0.437	0.332
2005	-0.013	-0.183	0.157	0.381	0.332
2006	-0.019	-0.217	0.179	0.354	0.334
2007	-0.042	-0.232	0.148	0.330	0.330
2008	-0.030	-0.208	0.147	0.307	0.349
Cox-Tests, H_0	+ Trend	+ Trend	+ Trend	+ Trend	+ Trend
p-Wert	0.000	0.000	0.003	0.073	0.274

Tabelle D.5.: Kennzahlen der Altersverteilung und Stichprobengröße der Befragungspersonen, deren Eltern auch am SOEP teilgenommen haben. Anhand dieses Datensatzes wurden die statistischen Modelle in den Abschnitten 6.2.1, 6.2.2 und 5.1.4 berechnet. Ungewichtet. Beide Geschlechter. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	Altersverteilung						Stichproben	
	Min.	1.Qu.	Median	Mittel.	3.Qu.	Max	n Männer	n Frauen
1984	16	18	20	21.07	22.0	54	571	393
1985	17	18	20	21.39	23.0	55	645	431
1986	16	19	21	21.69	23.0	56	662	456
1987	17	19	21	22.03	24.0	57	655	481
1988	17	19	22	22.48	24.0	58	642	476
1989	17	19	22	22.84	25.0	56	634	468
1990	14	20	23	23.35	26.0	57	613	449
1991	15	20	23	23.75	26.5	52	616	455
1992	16	20	24	24.19	27.0	53	612	461
1993	17	21	24	24.75	28.0	53	599	464
1994	17	21	25	24.99	28.0	54	612	478
1995	17	21	25	25.14	29.0	55	646	507
1996	17	21	26	25.91	30.0	56	619	496
1997	17	22	26	26.46	31.0	57	603	487
1998	17	22	26	26.66	31.0	58	617	484
1999	17	21	27	26.97	32.0	59	603	493
2000	16	20	24	25.83	31.0	60	783	652
2001	17	21	24	26.18	31.0	61	773	661
2002	17	21	24	26.36	31.0	62	818	704
2003	17	21	25	26.65	32.0	63	833	723
2004	17	22	25	27.08	32.0	64	828	719
2005	17	22	26	27.41	32.0	65	778	719
2006	17	22	26	27.55	33.0	66	772	731
2007	17	22	26	27.89	33.0	67	763	717
2008	17	22	27	28.28	33.0	68	720	675

Tabelle D.6.: Prozentanteile der Bildungsabschlüsse der Befragungspersonen, deren Eltern auch am SOEP teilgenommen haben. Anhand dieses Datensatzes wurden die statistischen Modelle in den Abschnitten 6.2.1, 6.2.2 und 5.1.4 berechnet. Ungewichtet. Beide Geschlechter. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	Kein Abschluss	Hauptschule	Realschule	Abitur	Hochschule
1984	15.2	33.4	33.6	15.6	2.2
1985	16.5	31.6	33.4	15.8	2.7
1986	16.1	30.7	32.6	18.0	2.7
1987	14.7	30.6	34.4	17.4	2.8
1988	13.1	32.0	34.1	17.8	3.0
1989	13.3	30.3	32.7	20.0	3.7
1990	13.2	30.0	31.4	20.8	4.6
1991	12.4	28.9	31.9	20.9	5.8
1992	11.5	30.5	30.3	21.6	6.2
1993	10.9	29.0	30.2	22.5	7.4
1994	12.1	28.9	28.9	22.1	8.0
1995	13.4	29.6	27.4	21.3	8.2
1996	9.9	31.2	29.2	19.9	9.8
1997	7.8	29.5	30.7	21.2	10.7
1998	5.1	30.1	30.5	23.4	10.9
1999	4.2	29.8	31.5	23.0	11.5
2000	1.7	24.9	36.5	27.5	9.3
2001	2.0	25.4	37.0	25.7	9.9
2002	1.6	23.9	35.2	29.0	10.2
2003	1.7	22.9	34.5	30.3	10.5
2004	1.7	21.5	34.5	30.4	11.9
2005	1.6	21.6	34.0	29.1	13.7
2006	1.7	21.4	32.9	29.1	15.0
2007	1.6	20.7	31.2	30.7	15.8
2008	1.4	19.0	31.7	30.2	17.7

Tabelle D.7.: Prozentanteile des Haushaltstyps der Befragungspersonen, deren Eltern auch am SOEP teilgenommen haben. Anhand dieses Datensatzes wurden die statistischen Modelle in den Abschnitten 6.2.1, 6.2.2 und 5.1.4 berechnet. Ungewichtet. Beide Geschlechter. E: Einzelpersonhaushalt, POK: Paar ohne Kinder, AE: Alleinerziehende, P < 16: Paar mit Kindern unter 16, P > 16: Paar mit Kindern über 16, P < 16 >: Paar mit Kindern unter und über 16, M: Mehrgenerationenhaushalte, S: Sonstige Haushalte. Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Jahr	EH	POK	AE	P<16	P>16	P<16>	M	S
1985	2.3	2.3	0.2	0.5	56.8	30.6	6.1	1.2
1986	5.4	5.5	0.4	1.3	54.2	27.0	5.1	1.3
1987	6.2	7.7	0.2	2.5	54.1	22.3	5.0	1.9
1988	6.4	9.3	0.3	3.8	57.2	17.6	3.8	1.5
1989	7.1	11.1	0.3	5.1	55.7	15.3	3.7	1.7
1990	7.6	12.2	0.4	6.8	53.0	13.2	5.0	1.8
1991	8.8	13.6	0.7	9.2	48.6	13.3	4.3	1.6
1992	8.5	14.7	0.8	10.6	47.1	11.9	4.3	2.1
1993	10.1	16.5	0.8	11.9	42.5	12.7	3.7	1.8
1994	10.5	16.0	1.0	13.1	39.7	14.3	3.6	1.8
1995	10.2	15.8	1.1	13.2	38.9	15.8	3.5	1.6
1996	11.2	16.4	1.5	15.6	35.4	14.1	3.4	2.3
1997	12.1	16.4	0.8	18.2	34.2	12.4	3.2	2.7
1998	12.3	16.4	1.1	18.5	34.9	11.5	3.2	2.1
1999	12.5	16.8	1.6	19.9	34.4	11.4	2.7	0.7
2000	10.4	11.8	1.4	15.2	40.6	16.2	4.1	0.4
2001	9.8	10.4	1.5	15.8	42.1	15.0	4.9	0.6
2002	11.0	11.3	1.4	15.0	43.2	14.1	3.5	0.5
2003	11.4	11.4	1.6	15.4	43.1	13.9	2.7	0.6
2004	11.9	14.0	1.5	15.9	41.3	12.7	2.3	0.5
2005	14.6	14.6	1.7	16.9	37.5	12.4	1.8	0.5
2006	14.7	14.2	1.5	17.7	38.3	11.7	1.3	0.6
2007	15.5	13.2	1.6	17.6	39.0	11.1	1.4	0.5
2008	16.6	13.5	1.2	17.8	38.6	10.4	1.1	0.8

Tabelle D.8.: Anpassungsmaße der Hurdle-Modelle in den Tabellen 6.2, 6.3, 6.4, 6.5, 6.6 und 6.7. N = Befragungspersonen.

	Df	Loglik.	AIC	N	Loglik $_{\beta=0}$	AIC $_{\beta=0}$	Pseudo- R^2
Männer 1984	44	-2074	4236	2000	-2579	5161	0.20
Frauen 1984	44	-2256	4601	2047	-2777	5558	0.19
Männer 2008	46	-2030	4152	2240	-2710	5424	0.25
Frauen 2008	46	-3192	6473	3084	-4174	8353	0.24
Partnerschaften							
1984	54	-1339	2786	1199	-1661	3227	0.19
2008	54	-1218	2544	1124	-1607	3219	0.24

Tabelle D.9.: Kennzahlen der parametrischen Verweildauerregressionen in den Tabellen 6.8 und 6.11. Hazardfunktion kohortenspezifisch mit Parameter dem $1/\tau$.

	Frauen		Männer		Partnerschaften	
	1. Kind	2. Kind	1. Kind	2. Kind	1. Kind	2. Kind
Parameter $1/\tau$						
Kohorte 1945-54	0.11	0.08			0.08	0.08
Kohorte 1955-1964	0.13	0.12	0.06	0.05	0.10	0.10
Kohorte 1965-74	0.17	0.16	0.08	0.08	0.11	0.11
Kohorte 1974-1988	0.18	0.16	0.13	0.10	0.16	0.16
Log-Lik	-15191	-17024	-5110	-4816	-6413	-9649
Log-Lik $\beta = 0$	-25159	-28456	-8134	-7822	-11320	-16789
$\hat{\chi}^2$	19935	22864	13728	6012	9815	14278
df	32	32	32	31	49	49
Beobachtungen	22115	34500	13728	17872	7586	15225
Ereignisse	1159	1010	470	406	750	810
Pseudo- R^2	0.40	0.40	0.37	0.38	0.43	0.43

Tabelle D.10.: Kennzahlen der parametrischen Verweildauerregressionen in den Tabellen 6.9, 6.10. Kohortenspezifische Hazardfunktion mit dem Skalierungsparameter $1/\tau$.

	Frauen				Männer			
	1. Kind		2. Kind		1. Kind		2. Kind	
	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2
Parameter $1/\tau$								
Kohorte 1945-54	0.05	0.06	0.02	0.02				
Kohorte 1955-1964	0.09	0.09	0.08	0.08	0.06	0.06	0.05	0.05
Kohorte 1965-74	0.14	0.14	0.14	0.14	0.08	0.08	0.08	0.08
Kohorte 1974-1988	0.19	0.19	0.17	0.17	0.12	0.12	0.09	0.09
Log-Lik	-6661	-6658	-7917	-7895	-2587	-2577	-2287	-2285
Log-Lik $\beta = 0$	-11254	-11254	-13421	-13421	-4242	-4242	-3813	-3813
$\hat{\chi}^2$	9187	9194	11007	11051	3310	3330	3050	2757
df	28	34	28	34	28	34	26	31
Beobachtungen	8730	8730	14844	14844	5408	5408	7383	7383
Ereignisse	506	506	485	485	221	221	181	181
Pseudo- R^2	0.41	0.41	0.41	0.41	0.39	0.39	0.40	0.40

Tabelle D.11.: Anpassungsmaße der gemischten Modellen in den Tabellen 6.13, 6.14, 6.16 und 6.17.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Abhängige Variable: Bildung in Jahren				
Familieneffekte $\hat{\sigma}_f$	1.20	1.00	1.14	1.03
Varianz - 1 Kind $\hat{\delta}_1$	1.18	1.17	1.21	1.19
Varianz - 3 oder mehr Kinder $\hat{\delta}_3$	0.99	0.97	0.99	0.96
AIC	16973	16675	17109	16905
Loglik.	-8472	-8298	-8430	-8282
Respondenten	4024	4004	4024	4004
Familien	2601	2594	2601	2594
Pseudo-R ²	0.11	0.13	0.11	0.13
Loglik. $\beta, b = 0$	-9497			
AIC, $\beta, b = 0$	18999			
Abhängige Variable: Berufsklasse				
Familieneffekte $\hat{\sigma}_f$	1.20	0.90	0.54	0.71
Individualeffekte $\hat{\sigma}_i$	0.96	0.95	0.74	0.72
AIC	17384	16326	11921	11293
Loglik.	-8664	-8128	-5932	-5611
Beobachtungen	5091	5259	3664	3526
Respondenten	830	795	626	588
Familien	693	658	556	519
Pseudo-R ²	0.18	0.23	0.12	0.17
Loglik. $\beta = 0$	-10511	-10511	-6765	-6765
AIC, $\beta = 0$	21038	21038	13546	13546
Abhängige Variable: Erwerbseinkommen				
Familieneffekte $\hat{\sigma}_f$	0.18	0.09	0.05	0.07
Individualeffekte $\hat{\sigma}_i$	0.48	0.40	0.35	0.25
Korrelationsparameter $\hat{\phi}_1$	0.65	0.61	0.61	0.47
Varianzparameter				
Geschlecht $\hat{\delta}_{Frau}$			1.45	
Geschlecht \times Erwerbsstatus				
Vollzeit/Mann				1
Teilzeit/Frau				0.38
Teilzeit/Mann				0.34
Vollzeit/Frau				0.87
AIC	6350	5843	5246	2667
Loglik.	-3159	-2894	-2580	-1286
Beobachtungen	7116	7071	7071	7071
Respondenten	1276	1265	1265	1265
Familien	951	947	947	947
Pseudo-R ²	0.05	0.13	0.23	0.61
Loglik. $\beta = 0$		-3339		
AIC, $\beta = 0$		6686		
Abhängige Variable: Erste feste Partnerschaft				
Individualeffekte $\hat{\sigma}_i$	0.67	0.37	0.34	0.23
Altersparameter $\hat{\phi}$	0.04	0.02	0.02	0.01
AIC	3138	2854	3079	2969
Loglik.	-1546	-1402	-1517	-1459
Beobachtungen	8252	8252	6141	6141
Respondenten	1787	1787	1524	1524
Pseudo-R ²	0.29	0.36	0.27	0.30
Loglik. $\beta = 0$	-2180	-2180	-2084	-2084
AIC, $\beta = 0$	4364	4364	4173	4173

E. Statistisches Software und Codes

E.1. Statistisches Software R

Alle statistischen Modelle und deskriptiven Statistiken wurden mit der Programmiersprache und statistischen Umgebung R berechnet (zur Beschreibung des Programms vgl. Venables/Ripley 1994 und die Homepage des Projektes unter <http://www.R-project.org>). Kategorialvariablen wurden durch die Dummykodierung parametrisiert, denn dadurch lassen sich die Regressionsparameter in generalisierten Linearmodellen leichter interpretieren (Venables/Ripley 1994: Kap. 6). Zur Berechnung der statistischen Modelle wurden insbesondere folgende Pakete verwendet:

1. `pscl`: Hurdle-Regressionen (Abschnitt 6.1.1; vgl. Zeileis et al. 2008)
2. `ordinal`: kumuliertes Probit-Modell (Abschnitt 6.2.2; vgl. Christensen 2011)
3. `lme4`: Random-Probit-Modell (Abschnitt 6.3; vgl. Bates/Maechler 2009)
4. `nlme`: lineare Mixed-Modelle (Abschnitte 6.2.1 und 5.1.4; vgl. Pinheiro/Bates 2000)
5. `survival`: Verweildauermodelle (Abschnitt 6.1.2; vgl. Therneau 1999)

E.2. Codes

Im Folgenden bezeichnet „`daten`“ die SOEP-Datensätze, die zur Schätzung der statistischen Modelle verwendet wurden. Unabhängige Variablen und Stichprobenbeschreibung für jedes Modell werden in den entsprechenden Abschnitten ausführlicher besprochen. In den unten stehenden Codes befindet sich die abhängige Variable immer links der Tilde im Objekt `modell` und wird groß geschrieben. Die unabhängigen Variablen befinden sich hingegen immer rechts der Tilde. Für die statistischen Analysen dieser Dissertation wurden in der Regel die folgende Variablendateien im SOEP verwendet: `$PGEN` (personengenerierte Variablen), `$HGEN` (haushaltsgenerierte Variablen), `$PEQUIV` (personen- und haushaltsgenerierte Variablen für die Cross-National Equivalent File CNEF), `BIOBIRTH` und `BIOBRTHM` (fertilitätsrelevante Variablen), `BIOPAREN` (Information über die Eltern) und verschiedene Variablen auf der Personen- und Haushaltsebenen aus den Dateien `$P` bzw. `$H`. Unit-Nonresponses wurden in den Analysen nicht berücksichtigt.

Zum 2. Kapitel

Clusteranalyse

```
library(cluster)
library(fpc)          # R-Paket zur Cluster-Diagnostik
selektion <- c("Variablen zur Aufstellung der Clusters")
  # Kategorialvariablen: Bildungsabschlüsse, EGP-Klassen, Familienstand
  # Haushaltstyp, Wohnungseigentum, Erwerbsstatus.
  # Metrische Variablen: Alter, Äquivalenzeinkommen (Indexpreis 2006),
  # und Zahl der Kinder im Haushalt.

ssdaten <- subset(daten, select = selektion)
ddaten <- daisy(ssdaten, metric = "gower") # Berechnung der Ähnlichkeitsmatrix
  # nach Gowers Ähnlichkeitskoeffizient

cluster.daten <- hclust(ddaten, method="ward") # Fussionierungsalgorithmus
cluster.daten <- cutree(cluster.daten, k=6)   # Sechs-Cluster-Lösung
daten <- cbind(daten, cluster.daten)         # Clusternummern hinzufügen
```

Zum 6. Kapitel

Hurdle-Regressionen

```
library(pscl)
library(lmtest)
modell <- KINDER IM HAUSHALT ~ UNABHÄNGIGE VARIABLEN # Beschreibung des Modells

fit <- hurdle(modell, data=daten, dist="poisson",
  zero.dist="binomial", link="probit") # Hurdle-Modell mit Poisson-
  # und Probit-Verteilungen

coeftest(fit, vcov = vcovHAC(fit,
  order.by= ~daten$hhnrakt, sandwich=TRUE) # Sandwich-Schätzer
  # Robuste Kovarianzmatrix
  # nach Haushaltsnummer aggregiert.
```

Lineares Mixed-Modell: Bildungsniveau

```
library(nlme)
modell <- BILDUNG ~ UNABHÄNGIGE VARIABLEN # Beschreibung des Modells

fit <- lme(modell, data=daten,
  random= ~ 1|familie, # Familienspezifische Random-Effekte
  weights=varIdent(form = ~1| KINDERMUTTER) # Varianzstruktur nach der Kinderzahl
  # der Mutter
  na.action=na.omit) # Item-Nonresponse vernachlässigt
```

Kumuliertes Multinomial-Probit-Modell: EGP-Berufsklassen

```

library(ordinal)
library(VGAM)
modell <- ordered(BERUFSKLASSE) ~ UNABHÄNGIGE VARIABLEN
      + (1|persnr) + (1|familie) # Beschreibung des Modells
                                # Familien- und individuenspezifische Random-Effekte

# Schätzung von Anfangswerten anhand eines kumulierten Probit-Modells
# ohne Randomeffekte (Parallelitätsannahme vorausgesetzt)
fit.vgam <- vglm(modell, cumulative(link = probit, parallel = TRUE), data = daten)

# Schätzung des Random-Modells (per definitionem ohne Parallelitätsannahme)
start.values <- c(coef(fit.vgam), 0.05) # Anfangswerte
fit.re <- clmm(modell,
               Hess = 1, nAGQ = 10, data = daten, # Gauss-Hermite-Quadratur, 10 Punkte
               link="probit", threshold = "f", # Flexible Interzepte theta
               maxIter=400, gradTol = 0.09, start=start.values)

```

Lineares Random-Modell: Erwerbseinkommen

```

library(nlme)
modell <- log(NETTOERWERBSEINKOMMEN) ~ UNABHÄNGIGE VARIABLEN # Beschreibung des Modells

fit1 <- lme(modell, data=daten,
            random= ~ 1|familie / persnr, # Familien- und individuenspezifische
                                # Random-Effekte
            correlation = corAR1(0, form = ~jahr|familie / persnr), # AR(1)
            na.action=na.omit)

fit2 <- lme(modell, data=daten,
            random= ~ 1|familie / persnr,
            correlation = corAR1(0, form = ~jahr|familie / persnr),
            weights=varIdent(form = ~1| geschlecht), # Varianzstruktur nach Geschlecht
            na.action=na.omit)

fit3 <- lme(modell, data=daten,
            random= ~ 1|familie / persnr,
            correlation = corAR1(0, form = ~jahr|familie / persnr),
            weights=varIdent(form = ~ 1 | erwerbsst * geschlecht),
                                # Varianzstruktur: Interaktion
                                # Erwerbsstatus - Geschlecht
            na.action=na.omit)

```

Random-Probit-Modell

```

library(lme4)
modell <- PARTNER ~ UNABHÄNGIGE VARIABLEN
      + (1 + alter | persnr) # Individual- und Alterseffekte

fit <- glmer(modell, family=binomial(link=probit),
            data = daten, nAGQ=5) # Gauß-Hermite-Quadratur

```

Verweildauerregressionen

```
library(survival)
# Zerlegung der Datensatzes nach Episoden
sur <- with(daten, Surv(start, stop, status, type="interval"))

# start = Episodenanfang, stop = Episodenende,
# type = "interval" erlaubt Intervallzensierung.
# status = Zensierungsindikator:
# Kodierung: delta = 0, Rechtszensiert; delta = 1, Ereignis;
              delta = 3, Intervallzensiert.

# Erstellen der Variable "status", welche dem Zensierungsmechanismus
# bei der Geburt von Kindern entspricht:
daten[, "alter.geburt"] <- daten$geburt.kind - daten$geburt.elternteil - 1
# "alter.geburt" = Alter des Elternteils bei der Geburt des Kindes
# Verlegt ein Jahr vor der tatsächlichen Geburt
# "alter" = Alter des Elternteils im Erhebungsjahr

daten[, "status"] <- ifelse(daten$alter < daten$alter.geburt & daten$geburt.kind > 0, 3,
# Episode ist intervallzensiert
ifelse(daten$alter == daten$alter.geburt, 1, 0))
# Ereignis tritt ein; sonst Episode rechtszensiert

# Schätzung des Modells:
modell <- sur ~ UNABHÄNGIGE VARIABLEN + strata(KOHORTEN) # Beschreibung des Modells
# Hazardrate nach Kohorten
fit <- survreg(modell, data = daten, dist="loglogistic", # loglogistische Verteilung
              robust=TRUE) # Sandwich-Schätzer
```

Literaturverzeichnis

- ACHATZ, J. (2005): Geschlechtersegregation im Arbeitsmarkt. In ABRAHAM, M.; HINZ, T. (Hg.), *Arbeitsmarktsoziologie*, 263–302, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- AGRESTI, A. (2002): *Categorical Data Analysis*. New Jersey: Wiley-Interscience.
- AGRESTI, A. (2010): *Analysis of ordinal categorical data*. New York: John Wiley, 2. Aufl.
- AHN, N.; MIRA, P. (2002): A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *Journal of Population Economics* 15: 667–682.
- ALWIN, D.; MCCAMMON, R. (2003): Generations, cohorts, and social change. In MORTIMER, J.; SHANAHAN, M. (Hg.), *Handbook of the life course*, New York: Kluwer Academic Publishers.
- ANDERSEN, P.K. (2006): Censored data. In KEIDING, N.; ANDERSEN, P.K. (Hg.), *Survival and event history analysis*, 120–124, New York: John Wiley.
- ANDERSSON, A.M.; JØRGENSEN, N.; MAIN, K.M.; TOPPARI, J.; RAJPERT-DE MEYTS, E.; LEFFERS, H.; JUUL, A.; JENSEN, T.; SKAKKEBÆK, N. (2008): Adverse trends in male reproductive health: we may have reached a crucial tipping point. *International Journal of Andrology* 31: 74–80.
- ANDRESS, H.J. (1999): *Leben in Armut*. Opladen: Westdeutsche Verlag.
- ANDRESS, H.J. (2004): Wenn aus Liebe rote Zahlen werden. Über die wirtschaftlichen Folgen von Trennung und Scheidung. *Informationsdienst Soziale Indikatoren - ZUMA* 31.
- ANDREWS, D. (1991): Heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica* 59(3): 817–858.
- ANGRIST, J.; LAVY, V.; SCHLOSSER, A. (2005): New evidence of the causal link between the quantity and quality of children. *The National Bureau of Economic Research, Working paper* 11835, URL <http://www.nber.org/papers/w11835>.
- ARRANZ BECKER, O.; LOIS, D.; NAUCK, B. (2010): Unterschiede in den Fertilitätsmustern zwischen ost- und westdeutschen Frauen. Differenzierung der Rollen des kulturellen Hintergrunds und des Transformationsprozesses. *Comparative Population Studies* 35(1): 35–64.
- ASENDORPF, J. (2008): Living apart together: Alters- und Kohortenabhängigkeit einer heterogenen Lebensform. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62(4): 749–764.
- AXELROD, R. (1997): *The complexity of cooperation*. Princeton: Princeton University Press.
- BÄCKER, G.; NAEGELE, G.; BISPINCK, R.; HOFEMANN, K.; NEUBAUER, J. (2008): *Sozialpolitik und soziale Lage und Deutschland*, Bd. 2. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 4. Aufl.
- BACKHAUS, K.; ERICHSON, B.; PLINKE, W.; WEIBER, R. (2006): *Multivariate Analysemethoden*. Berlin: Springer.
- BALTAGI, B. (2005): *Econometric analysis of panel data*. Chichester: Wiley.
- BAMBERG, S.; DAVIDOV, E.; SCHMIDT, P. (2008): Wie gut erklären “enge” oder “weite” Rational-Choice-Versionen Verhaltensveränderungen? In DIEKMANN, A.; EICHNER, K.; SCHMIDT, P.; VOSS, T. (Hg.), *Rational choice: Theoretische Analysen und empirische Resultate*, 143–170, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- BANG-JENSEN, J.; GUTIN, G. (2007): *Diagraphs, theory, algorithms and applications*. Berlin: Springer, 1. Aufl.
- BARLÖSIUS, E. (2007): Die Demographisierung des Gesellschaftlichen. Zur Bedeutung der Repräsentationspraxis. In BARLÖSIUS, E.; SCHIEK, D. (Hg.), *Demographisierung des Gesellschaftlichen*, 9–36, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- BARRO, R.; BECKER, G. (1989): Fertility choice in a model of economic growth. *Econometrica* 57(2): 481–501.

- BATES, D.; MAECHLER, M. (2009): lme4: Linear mixed-effects models using S4 classes. R package version 0.999375-32. URL <http://lme4.r-forge.r-project.org>.
- BAUER, G.; JACOB, M. (2010): Fertilitätsentscheidungen im Partnerschaftskontext. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62: 31–60.
- BAUER, T.; GANG, I. (2001): Sibling rivalry in educational attainment: the German case. *Labour* 15(2): 237–255.
- BAUMEISTER, R. (2000): Gender differences in erotic plasticity. *Psychological Bulletin* 126(3): 347–374.
- BAUMERT, J.; MAAZ, K.; GRESCH, C. (2010): Empfehlungsstatus, Übergangsempfehlung und der Wechsel in die Sekundarstufe I: Bildungsentscheidungen und soziale Ungleichheit. In MAAZ, K.; BAUMERT, J.; GRESCH, C.; McELVANY, N. (Hg.), *Der Übergang von der Grundschule in die weiterführende Schule: Leistungsgerechtigkeit und regionale, soziale und ethnisch-kulturelle Disparitäten*, 201–228, Bonn: Bundesministerium für Bildung und Forschung, Referat Bildungsforschung.
- BEAVER, S. (1975): *Demographic transition theory reinterpreted*. Lexington: Lexington Books.
- BECKER, G. (1965): A theory of allocation of time. *The Economic Journal* 75: 493–517.
- BECKER, G. (1973): A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy* 81(4): 813–846, URL <http://www.jstor.org/stable/1831130>.
- BECKER, G. (1974): A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy* 82(2): S11–S26, URL <http://www.jstor.org/stable/1829987>.
- BECKER, G. (1991): *A treatise on the family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- BECKER, G.; TOMES, N. (1976): Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy* 84(4): S143–S162, URL <http://www.jstor.org/stable/1831106>.
- BECKER, I. (2002): Frauenerwerbstätigkeit hält Einkommensarmut von Familien in Grenzen. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 71(1): 126–146.
- BERMAN, A. (1984): Convexity, graph theory and non-negative matrices. *Annals of Discrete Mathematics* 20: 55–59.
- BERTRAM, H. (1991): Familie und soziale Ungleichheit. In BERTRAM, H. (Hg.), *Die Familie in Westdeutschland*, 235–275, Opladen: Leske+Budrich.
- BETZIG, L. (1988): Mating and parenting in Darwinian perspective. In BETZIG, L.; MULDER, M.B.; TURKE, P. (Hg.), *Human reproductive behaviour. A Darwinian perspective*, 3–10, Cambridge: Cambridge University Press.
- BICCHIERI, C. (2006): *The grammar of society. The nature and dynamics of social norms*. Cambridge: Cambridge University Press.
- BIEN, W.; QUELLENBERG, H. (2003): How to measure household and family. In HOFFMEYER-ZLOTNIK, J.; WOLF, C. (Hg.), *Advances in cross-national comparison. A European working book for demographic and socio-economic variables*, 279–294, New York: Kluwer Academic Publishers.
- BILDUNGSBERICHTERSTATTUNG (2010): Bildung in Deutschland 2010. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Perspektiven des Bildungswesens im demografischen Wandel. Techn. Ber., Autorengruppe Bildungsberichterstattung.
- BILLARI, F.; KOHLER, H.P. (2004): Patterns of low and lowest-low fertility in Europe. *Population Studies* 58(2): 161–176, doi:10.1080/0032472042000213695.
- BIRG, H.; FLÖTHMANN, J.; REITER, I. (1991): *Biographische Theorie der demographischen Reproduktion*. Frankfurt: Campus Verlag.
- BISCHOP, Y.; FIENBERG, S.; HOLLAND, P. (1975): *Discrete multivariate analysis: theory and practice*. Massachusetts: MIT Press.
- BLACK, S.; DEVEREUX, P.; SALVANES, K. (2005): The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics* 120(2): 669–700.
- BLAKE, J. (1989): *Family size and achievement*. Berkeley: University of California Press.
- BLAU, P. (1994): Social structure and life chances. In KNOTTNERUS, D.; PRENDERGAST, C. (Hg.), *Current perspectives in social theory*, 177–190, London: Jai Press.
- BLAU, P.; DUNCAN, O. (1967): *The American occupational structure*. New York: Wiley.

- BLOSSFELD, H.P. (1986): Career oportunities in the Federal Republic of Germany: a dynamic approach to the study of life-course, cohort, and period effects. *European Sociological Review* 2(3): 208–225.
- BLOSSFELD, H.P. (1988): Bildungsverläufe im historischen Wandel. Eine Längsschnittanalyse über die Veränderung der Bildungsbeteiligung im Lebenslauf dreier Geburtskohorten. In BODENHÖFER, H.J. (Hg.), *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt*, 259–302, Berlin: Duncker & Humblot.
- BLOSSFELD, H.P.; HUININK, J. (1991): Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation. *The American Journal of Sociology* 97(1): 143–168.
- BLOSSFELD, H.P.; RÖHWER, G. (2002): *Techniques of event history modeling*. London: Lawrence Erlbaum.
- BLOSSFELD, H.P.; TIMM, A. (2003): Who marries whom in West Germany? In BLOSSFELD, H.P.; TIMM, A. (Hg.), *Who marries whom? Educational systems as marriage markets in modern societies*, 19–36, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- BÖHM, R. (2011): Auswirkungen frühkindlicher Gruppenbetreuung auf die Entwicklung und Gesundheit von Kindern. *Sozialpädiatrie aktuell* 82(5): 316–321.
- BONGAARTS, J. (1975): Why high birth rates are so low? *Population and Development Review* 1(2): 289–296.
- BONGAARTS, J.; POTTER, R. (1983): *Biology and behavior: An analysis of the proximate determinants*. New York: Academic Press.
- BONIN, H.; SCHNEIDER, M.; QUINKE, H.; ARENS, T. (2007): Zukunft von Bildung und Arbeit Perspektiven von Arbeitskräftebedarf und -angebot bis 2020. *IZA Research Report* 9.
- BOONE, J. (1988): Parental investment, social subordination, and population processes among the 15th and 16th century Portuguese nobility. In BETZIG, L.; MULDER, M.B.; TURKE, P. (Hg.), *Human reproductive behaviour. A Darwinian perspective*, 201–220, Cambridge: Cambridge University Press.
- BOSERUP, E. (1981): *Population and technology*. Oxford: Basil Blackwell.
- BOUDON, R. (1973): *L'inegalité des chances*. Paris: Armand Colin.
- BRAUN, N. (2000): Ökonomische Theorien in der Bevölkerungswissenschaft. In MÜLLER, U.; NAUCK, B.; DIEKMANN, A. (Hg.), *Handbuch der Demographie*, 298–338, Berlin: Springer.
- BRAUNS, H.; STEINMANN, S.; HAUN, D. (2000): Die Konstruktion des Klassenschemas nach Erikson, Goldthorpe und Portocarero (EGP) am Beispiel nationaler Datenquellen aus Deutschland, Großbritannien und Frankreich. *ZUMA-Nachrichten* 46(24): 7–42.
- BREENE, R.; ROTTMAN, D. (1998): Is the national state the appropriate geographical unit for class analysis? *Sociology* 32(1): 1–21.
- BRENTANO, L. (1909): Die Malthussche Lehre und die Bevölkerungsbewegung der letzten Dezenen. *Abhandlungen der historischen Klasse der Kgl. Bay. Akd. der Wissenschaften* 24(3): 591–635.
- BRÜDERL, J. (1994): Bildung, Geburtskohorte und Heiratsalter. *Zeitschrift für Soziologie* 23: 56–73.
- BRÜDERL, J.; KALTER, F. (2001): The dissolution of marriages: the role of information and marital-specific capital. *Journal of Mathematical Sociology* 25: 403–421.
- BRÜDERL, J.; KLEIN, T. (2003): Die Pluralisierung partnerschaftlicher Lebensformen in Westdeutschland 1960–2000. In MARBACH, W.; BIEN, J. (Hg.), *Partnerschaft und Familiengründung*, 187–217, Opladen: Leske+Budrich.
- BRUSSIG, M. (2011): Rente mit 67: Nicht für alle zu erreichen. *IAQ-Standpunkte* 01: 1–17.
- BRUSSIG, M.; KNUTH, M. (2011): Am Vorabend der Rente mit 67 - Erkenntnisstand und Erkenntnislücken zur Entwicklung der Erwerbschancen Älterer. *WSI Mitteilungen* 3: 99–107.
- BRYANT, J. (1998): Communism, poverty, and demographic change in North Vietnam. *Population and Development Review* 24(2): 235–269.
- BRYANT, J. (2007): Theories of fertility decline and evidence from development indicators. *Population and Development Review* 33(1): 101–127.
- BUNDESAMT, S.; GESIS-ZUMA; WZB (2010): Datenreport 2008. Techn. Ber., Statistisches Bundesamt, ZUMA, WZB, Bonn, URL <http://www.bpb.de/publikationen/DCOB84,0,Datenreport2008.html>.
- BUNDESINSTITUT FÜR BEVÖLKERUNGSFORSCHUNG (BiB) (2010): *Mitteilungen*. 31/01.

- BUNDESMINISTERIUM FÜR FRAUEN SENIOREN FAMILIE UND JUGEND BMFSFJ (2006): *Siebter Familienbericht. Familie zwischen Flexibilität und Verlässlichkeit. Perspektiven für eine lebenslaufbezogene Familienpolitik*, Bd. Drucksache 16/1360. Berlin: BMFSFJ.
- BUNDESREGIERUNG (2008): *Lebenslagen in Deutschland: 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bonn.
- BURNIAUX, J.M.; DANG, T.T.; FORE, D.; FÖRSTER, M.; D'ERCOLE, M.M.; OXLEY, H. (1998): Income distribution and poverty in selected OECD countries. *OECD Economic Departments Working Papers* 98(2), doi:10.1787/18151973.
- BUSS, D. (1989): Sex differences in human mate preferences: Evolutionary hypothesis tested in 37 cultures. *Behavioral and Brain Sciences* 12: 1–49.
- CALDWELL, J. (1976): Toward a restatement of demographic transition theory. *Population and Development Review* 2(3/4): 321–366.
- CALDWELL, J. (1978): A theory of fertility: From high plateau to destabilization. *Population and Development Review* 4(4): 553–577.
- CALDWELL, J.; KHUDA, B.; CALDWELL, B.; PIERIS, I.; CALDWELL, P. (1999): The Bangladesh fertility decline: An interpretation. *Population and Development Review* 25(1): 67–84.
- CARLSEN, E.; GIWERCMAN, A.; KEIDING, N.; SKAKKEBLEK, N. (1992): Evidence for decreasing quality of semen during past 50 years. *BMJ* 305: 609–614.
- CATTON, W.; SMIRCICH, R. (1964): A Comparison of Mathematical Models for the Effect of Residential Proximity on Mate. *American Sociological Review* 29(4): 522–529.
- CHENG, R.; CHU, C. (1999): Estimating the intergenerational income mobility matrix using pseudo panel data. In RANIS, G.; HU, S.C.; NEWEDITOR2 (Hg.), *The political economy of Taiwan's development into the 21st century*, Bd. 2, 227–245, Southhampton, Mass.: Edward Elgar Publishing.
- CHESNAIS, J.C. (1986): *La transition démographique: Etapes, formes, implications économiques (1720–1984)*. Paris: Presses Universitaires de France.
- CHRISTENSEN, R. (2011): ordinal: Regression models for ordinal data. R package version 2011.09-14. URL <http://www.r-project.org>.
- CHU, C. (1998): *Population dynamics*. Oxford: Oxford University Press.
- CHU, C.; CHIEN, H.K.; LEE, R. (2008): The evolutionary theory of time preferences and intergenerational transfers. *National Bureau of Economic Research. Working Papers* 14185, URL <http://www.nber.org/papers/w14185>.
- CHU, C.; LEE, R. (2006): The co-evolution of intergenerational transfers and longevity: An optimal life history approach. *Theoretical Population Biology* 69: 193–201.
- CLELAND, J.; VERMA, V. (1989): The World Fertility Survey: an appraisal of methodology. *Journal of the American Statistical Association* 84(407): 756–767.
- COALE, A.; TRUSSELL, J. (1974): Modern fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations. *Population Index* 40(2): 185–258.
- COLEMAN, J. (1990): *Foundations of social theory*. Cambridge, Mass.: The Belknap Press of Harvard University Press.
- CONOVER, W.J. (1971): *Practical nonparametric statistics*. New York: Wiley.
- COOPER, G. (1999): An overview of the representation and discovery of causal relationships using bayesian networks. In GLYMOUR, C.; COOPER, G. (Hg.), *Computation, causation and discovery*, 3–64, Menlo Park: AAAI Press.
- CROMM, J. (1988): *Bevölkerung - Individuum - Gesellschaft. Theorien und soziale Dimensionen der Fortpflanzung*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- D'ADDIO, A.; ROSHOLM, M. (2002): Left-Censoring in duration data: Theory and applications. *Working Papers. University of Aarhus-Department of Economics* 05.
- DALY, M.; WILSON, M. (1984): A sociobiological analysis of human infanticide. In HAUSFATER, G.; BLAFFER-HRDY, S. (Hg.), *Infanticide. Comparative and evolutionary perspectives*, 290–320, North Scituate: Duxbury.

- DANNEFER, D.; DAUB, A. (2009): Extending the interrogation: Life span, life course, and the constitution of human aging. *Advances in Life Course Research* 14: 15–27.
- DE LEEUW, J.; MEIJER, E. (2008): Introduction to multilevel analysis. In DE LEEUW, J.; MEIJER, E. (Hg.), *Handbook of multilevel analysis*, 1–76, New York: Springer.
- DEQUECH, D. (2006): Institutions and Norms in Institutional Economics and Sociology. *Journal of Economic Issues* 40(2): 473–483.
- DIEKMANN, A.; MITTER, P. (1990): Stand und Probleme der Ereignisanalyse. In MAYER, K.U. (Hg.), *Lebensverläufe und sozialer Wandel*, 404–441, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- DIEWALD, M.; MAYER, K.U. (2009): The sociology of the life course and life span psychology: Integrated paradigm or complementing pathways? *Advances in Life Course Research* 14: 5–14.
- DOBZHANSKY, T.; AYALA, F.; STEBBINS, L.; VALENTINE, J. (1977): *Evolution*. San Francisco: W. H. Freeman.
- DORAU, R. (2004): Der Lebenslagenindex. In BIEN, W. (Hg.), *Leben neben der Wohlstandsgesellschaft*, 59–82, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- DORBRITZ, J. (2007): Familien im Spannungsfeld von Kinderbetreuung und Frauenerwerbstätigkeit. Techn. Ber. 01, BiB-Mitteilungen, Berlin, URL <http://www.bib-demographie.de>.
- DORBRITZ, J. (2011): Dimensionen der Kinderlosigkeit in Deutschland. Techn. Ber. 03, BiB-Mitteilungen, Berlin.
- DORBRITZ, J.; LENGGERER, A.; RUCKDESCHEL, K. (2005): Einstellungen zu demographischen Trends und zu bevölkerungsrelevanten Politiken. Ergebnisse der Population Policy Acceptance Study in Deutschland. Techn. Ber., Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, Berlin, URL <http://www.bib-demographie.de>.
- DORBRITZ, J.; RUCKDESCHEL, K. (2007): Kinderlosigkeit in Deutschland - Ein europäischer Sonderweg? Daten, Trends und Gründe. In KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (Hg.), *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*, 45–81, Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- DORNSEIFF, J.M.; SACKMANN, R. (2003): Familien-, Erwerbs- und Fertilitätsdynamiken. In BIEN, W.; MARBACH, J. (Hg.), *Partnerschaft und Familiengründung: Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey*, 309–348, Opladen: Leske+Budrich.
- DOSTÁLKOVÁ, I.; KINDLMANN, P. (2004): Evolutionary stable strategies for stochastic processes. *Theoretical Population Biology* 65: 205–210.
- DUNCAN, O. (1966): Path Analysis: Sociological Examples. *American Journal of Sociology* 72(1): 1–16.
- DUNCAN, O.; HODGE, R. (1963): Education and Occupational Mobility a Regression Analysis. *American Journal of Sociology* 68(6): 629–644.
- DUNTEMAN, G.; HO, M.H. (2006): *An introduction to generalized linear models*, Bd. 145. Thousand Oaks: Sage.
- DUSCHEK, K.J.; WIRTH, H. (2005): Kinderlosigkeit von Frauen im Spiegel des Mikrozensus. *Wirtschaft und Statistik* 8: 800–820.
- EASTERLIN, R. (1966): Economic-Demographic Interactions and Long Swings in Economic Growth. *The American Economic Review* 56(5): 1063–1104, URL <http://www.jstor.org/stable/1815298>.
- EASTERLIN, R. (1975): An Economic Framework for Fertility Analysis. *Studies in Family Planning* 6(3): 54–63, URL <http://www.jstor.org/stable/1964934>.
- EASTERLIN, R. (1980): *Birth and fortune*. New York: Basic Books.
- ECKARD, J. (2006): Kinderlosigkeit durch Partnerschaftslosigkeit. Der Wandel der Partnerschaftsbiographien und Zusammenhänge mit der Geburtenentwicklung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 31(1): 105–126.
- EGGEN, B. (2006): Zur ökonomischen Situation von Familien. In BERTRAM, H.; KRÜGER, H.; SPIESS, K. (Hg.), *Wem gehört die Familie der Zukunft. Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung*, 457–484, Opladen: Verlag Barbara Budrich.
- EICHHORST, W.; KENDZIA, M.; PEICHEL, A.; PESTEL, N.; SIEGLOCH, S.; TOBSCH, V. (2011): Aktivierung von Fachkräftepotenzialen: Frauen und Mütter. *IZA Research Report* 39, URL <http://www.iza.org>.

- EICHHORST, W.; THODE, E. (2010): Vereinbarkeit von Familie und Beruf 2010: Benchmarking Deutschland: Steigende Erwerbsbeteiligung, aber schwierige Übergänge. URL <http://www.bertelsmann-stiftung.de>.
- ELDER, G.; KIRKPATRICK, M.; CROSNOE, R. (2003): The emergence and development of life course theory. In MORTIMER, J.; SHANAHAN, M. (Hg.), *Handbook of the life course*, 3–22, New York: Kluwer Academic Publishers.
- EPSTEIN, J. (2007): *Generative social science*. Princeton: Princeton University Press.
- ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J. (1992): *The constant flux*. Oxford: Oxford University Press.
- ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J.; PORTOCARERO, L. (1979): Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden. *The British Journal of Sociology* 30(4): 415–441.
- ESCOBAR, L.; MEEKER, W. (1992): Assessing influence in regression analysis with censored data. *Biometrics* 48(2): 507–528.
- EU-KOMMISSION (2006): *Adequate and sustainable pensions. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities Report*. Europäische Kommission.
- EUROSTAT (2010): Income poverty and material deprivation in European countries. *Methodologies and Working Papers*.
- FARARO, T. (1978): *Mathematical sociology*. New York: Robert Krieger Publishing Company.
- FELDHAUS, M.; HUININK, J. (2006): Beziehungs- und Familienentwicklung im modernen Wohlfahrtsstaat. *Arbeitspapier pairfam* 5, URL <http://www.pairfam.uni-bremen.de/studie.html>.
- FORMBY, J.; SMITH, J.; ZHENG, B. (2003): Mobility measurement, transition matrices and statistical inference. *Journal of Econometrics* 120: 181–205.
- FREEDMAN, R. (1987): Fertility determinants. In CHRIS, J.W.a.S. (Hg.), *World Fertility Survey. An assessment*, 773–795, New York: Oxford University Press.
- FREJKA, T.; SOBOTKA, T.; HOEM, J.; TOULEMON, L. (2008): Summary and general conclusions: Childbearing trends and policies in Europe. *Demographic Research* 19(2): 5–14, doi: 10.4054/DemRes.2008.19.2.
- FRENZEL, H. (1995): Bildung und Partnerwahl. *ZUMA-Nachrichten* 36: 61–88.
- FRICK, J.; GRABKA, M. (2007): Item non-response and imputation of annual labor income in panel surveys from a cross-national perspective. *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research* 49, URL <http://www.diw.de/soeppapers>.
- FRICK, J.; HAIKEN-DENEW, J.; SPIESS, M.; WAGNER, G. (2005): Overview of the SOEP. In HAIKEN-DENEW, J.; JOACHIM, F. (Hg.), *Desktop companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP)*, 15–60, DIW-Berlin.
- FRIENDLY, M. (1994): Mosaic displays for multi-way contingency tables. *Journal of the American Statistical Association* 89(425): 190–200.
- FUCHS, J.; SÖHNLEIN, D. (2009): Der Einfluss der Bevölkerungsentwicklung auf das künftige Erwerbspersonenpotenzial in Ost- und Westdeutschland. In CASSENS, I.; LUY, M.; SCHOLZ, R. (Hg.), *Die Bevölkerung in Ost- und Westdeutschland*, 200–222, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- FUCHS, J.; WEBER, B. (2005): Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Ostdeutschland (einschl. Berlin-Ost). *IAB-Forschungsbericht* 18.
- FUCHS, J.; ZIKA, G. (2010): Demographie gibt die Richtung vor. *IAB-Kurzbericht* 12.
- FUTUYMA, D. (1979): *Evolutionary biology*. Sunderland: Sinauer Associates.
- FUTUYMA, D. (2007): *Evolution*. München: Elsevier.
- GANGESTAD, S.; SIMPSON, J. (2000): The evolution of human mating: Trade-offs and strategic pluralism. *Behavioral and Brain Sciences* 23: 573–644.
- GANGESTAD, S.; THORNHILL, R.; YEO, R. (1994): Facial attractiveness, developmental stability and fluctuating asymmetry. *Ethology and Sociobiology* 15: 73–85.
- GANGL, M. (2003): Bildung und Übergangsrisiken beim Einstieg in den Beruf. Ein europäischer Vergleich zum Arbeitsmarktwert von Bildungsabschlüssen Zusammenfassung. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 6(1): 72–89.

- GANZEBOOM, H.; DE GRAAF, P.; TREIMAN, D. (1992): A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research* 21: 1–56.
- GANZEBOOM, H.; TREIMAN, D. (1996): Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Social Science Research* 25: 201–239.
- GANZEBOOM, H.; TREIMAN, D. (2003): Three internationally standardised measures for comparative research on occupational status. In HOFFMEYER-ZLOTNIK, J.; WOLF, C. (Hg.), *Advances in cross-national comparison. A European working book for demographic and socio-economic variables*, 159–194, New York: Kluwer Academic Publishers.
- GEBEL, M.; GIESECKE, J. (2009): Ökonomische Unsicherheit und Fertilität. Die Wirkung von Beschäftigungsunsicherheiten und Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung in Ost- und Westdeutschland. *Zeitschrift für Soziologie* 38(5): 399–417.
- GEISSLER, R. (2008): *Die Sozialstruktur Deutschlands*. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- GESTRICH, A.; KRAUSE, J.U.; MITTERAUER, M. (2003): *Geschichte der Familie*. Stuttgart: Alfred Kröner Verlag.
- GEYER, S.; PETER, R. (1999): Occupational status and all-cause mortality. A study with health insurance data from Nordrhein-Westfalen, Germany. *European Journal of Public Health* 9: 114–118.
- GIESECKE, J.; VERWIEBE, R. (2008): Die Zunahme der Lohnungleichheit in der Bundesrepublik. Aktuelle Befunde für den Zeitraum von 1998 bis 2005. *Zeitschrift für Soziologie* 37(5): 403–422.
- GILL, J. (2001): *Generalized linear models: a unified approach*, Bd. 134. Thousand Oaks: Sage.
- GLYMOUR, C. (2001): *The mind's arrows. Bayes nets and graphical causal models in psychology*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- GLYMOUR, C.; SPIRITES, P.; SCHEINES, R. (1991): Causal inference. *Erkenntnis* 35(1/3): 151–189.
- GOLDTHORPE, J. (1980): *Social mobility and class structure in modern Britain*. Oxford: Oxford University Press.
- GOLDTHORPE, J. (1985): *An introduction to sociology*. Cambridge: Cambridge University Press, 3. Aufl.
- GOLDTHORPE, J. (1996): Class analysis and the reorientation of class theory: The case of persisting differentials in education attainment. *The British Journal of Sociology* 47(3): 481–505.
- GOTTMAN, J.; MURRAY, J.; SWANSON, C.; TYSON, R.; SWANSON, K. (2002): *The mathematics of marriage. Dynamic nonlinear models*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- GOWER, J. (1971): A General Coefficient of Similarity and Some of Its Properties. *Biometrics* 27: 857–74.
- GRABKA, M. (2009): Codebook for the PEQUIVFile1984 – 2008 : CNEFVVariableswithExtendedIncomeInformationfortheSOEP. URL <http://www.diw.de>.
- GRABKA, M.; KRAUSE, P. (2005): Einkommen und Armut von Familien und älteren Menschen. *Wochenbericht DIW-Berlin* 9: 155–165.
- GRAMBSCH, P.; THERNEAU, T. (1994): Proportional hazard tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika* 81(3): 515–526.
- GRANGER, C.W. (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica* 37(3): 424–438.
- GREENE, W. (2000): *Econometric analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- GUTTORP, P. (1995): *Stochastic modeling of scientific data*. London: Chapman & Hall.
- HAGENAARS, J. (1990): *Categorical longitudinal data*. Newbury Park: Sage.
- HAJNAL, J. (1965): European marriage patterns in perspective. In GLASS, D.; EVERSLEY, D. (Hg.), *Population in history: Essays in historical demography*, 101–144, London: Edward Arnold.
- HAMILTON, W. (1964): The genetical evolution of social behaviour I, II. *Journal of Theoretical Biology* 7: 1–16; 17–52.
- HAMMES, W.; RÜBENACH, S. (2010): Haushalte und Lebensformen der Bevölkerung. *Wirtschaft und Statistik* 10: 873–881.
- HANDCOCK, M.; MORRIS, M. (1999): *Relative distribution methods in the social sciences*. New York: Springer.
- HANEFELD, U. (1987): *Das sozio-ökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption*. Frankfurt am Main: Campus Verlag.

- HANNOVER, B.; MAUCH, M.; LEFFELSEND, S. (2004): Sozialpsychologische Grundlagen. In MANGOLD, R.; VORDERER, P.; BENTE, G. (Hg.), *Lehrbuch der Medienpsychologie*, 175–198, Göttingen: Hogrefe.
- HARDACH, G. (2006): *Der Generationenvertrag. Lebenslauf und Lebenseinkommen in Deutschland in zwei Jahrhunderten*. Berlin: Duncker & Humblot.
- HARTMANN, P. (1998): Intergenerationale berufliche Mobilität in West- und Ostdeutschland. In BRAUN, M.; MOHLER, P. (Hg.), *Blickpunkt Gesellschaft 4. Soziale Ungleichheit in Deutschland*, 43–76, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- HARTMANN, P. (1999): *Lebensstilforschung. Darstellung, Kritik und Weiterentwicklung*. Opladen: Leske+Budrich.
- HARTMANN, P.; SCHIMPL-NEIMANNS, B. (1992): Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? Analysen zur Repräsentativität einer Sozialforschungsanalyse. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44(2): 315–340.
- HARTMANN, P. (1998b): Arbeitsteilung im Haushalt. In BRAUN, M.; MOHLER, P.P. (Hg.), *Blickpunkt Gesellschaft 4. Soziale Ungleichheit in Deutschland*, 137–172, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- HEINE, C.; EGELN, J.; KERST, C.; MÜLLER, E.; PARK, S.M. (2006): Bestimmungsgründe für die Wahl von ingenieur- und naturwissenschaftlichen Studiengängen. *ZEW-Dokumentation* 06-02, URL <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/docus/dokumentation0602.pdf>.
- HEINEBERG, H. (2007): *Einführung in die Anthropogeographie*. Paderborn: Schöningh.
- HEINTZ, B. (2004): Emergenz und Reduktion. Neue Perspektiven auf das Mikro-Makro-Problem. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56(1): 1–31.
- HEISIG, J.P. (2011): Who does more housework: Rich or poor?: A comparison of 33 countries. *American Sociological Review* 76(1): 74–99, doi:10.1177/0003122410396194.
- HELBING, D. (1996): A stochastic behavioral model and a “microscopic” foundation of evolutionary game theory. *Theory and Decision* 40: 149–179.
- HELBING, D. (1998): Microscopic foundation of stochastic game dynamical equations. In LEINFELLNER, W.; KÖHLER, E. (Hg.), *Game theory, experience, rationality. Foundations of social sciences, economics and ethics*, 211–224, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- HELLER, W.D.; LINDENBERG, H.; NUSKE, M.; SCHRIEVER, K.H. (1978): *Stochastische Systeme*. Berlin: Walter de Gruyter.
- HENRY, L. (1961): Some data on natural fertility. *Eugenics Quarterly* 8: 81–91.
- HENZ, U. (2008): Gender role and values of children: Childless couples in East and West Germany. *Demographic Research* 19(39): 1451–1500.
- HESSE, K.; THIEL, S. (202): Die Entwicklung der Einkommen und Einkommensverwendung von Familien mit Kindern im Vergleich. In DORBRITZ, J.; OTTO, J. (Hg.), *Familienpolitik und Familienstrukturen. Ergebnisse der gemeinsamen Tagung der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft und der Johann-Peter-Süßmilch-Gesellschaft für Demographie, Materialien zur Bevölkerungswissenschaft*, Bd. 108, 61–68, Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- HEUSER, H. (2009): *Gewöhnliche Differentialgleichungen*. Wiesbaden: Vieweg + Teubner.
- HILL, E.; LOW, B. (1992): Contemporary abortion patterns: A life history approach. *Ethology and Sociobiology* 13(1): 35–48.
- HILL, E. (1998): Lineage interests and nonreproductive strategies. An evolutionary approach to Medieval religious women. *Human Nature* 10(2): 109–134.
- HILL, P.; KOPP, J. (1997): Heiratsverhalten und Fertilität im intergenerationalen Bereich. In BECKER, R. (Hg.), *Generationen und sozialer Wandel*, 23–40, Opladen: Leske+Budrich.
- HILL, P.; KOPP, J. (2006): *Familiensoziologie. Grundlagen und theoretische Perspektiven*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 4. Aufl.
- HILLMERT, S. (2001): *Ausbildungssysteme und Arbeitsmarkt. Lebensverläufe in Großbritannien und Deutschland im Kohortenvergleich*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- HOFFMEYER-ZLOTNIK, J.; WARNER, U. (1998): Die Messung von Einkommen im nationalen und internationalen Vergleich. *ZUMA-Nachrichten* 42(22): 30–71.

- HÖHNE, I.; HARTMANN, P. (2008b): *Entwicklung einer Haushaltstypologie für den kumulierten Mikrozensus ab den 1960er Jahren und deskriptive Entwicklung. 2. Zwischenbericht, Gesis-Projekt: Sozialer und ökonomischer Wandel*, Bd. Heinrich-Heine Universität Düsseldorf. Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf.
- HÖHNE, I.; HARTMANN, P. (2008d): *Kohortenvergleich der Wohlfahrtsprofile. 4. Zwischenbericht. Gesis-Projekt: Sozialer und ökonomischer Wandel in (West-) Deutschland*. Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf.
- HOLLAND, P. (1986): Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association* 81(396): 945–960.
- HOLLER, M.; ILLING, G. (2003): *Einführung in die Spieltheorie*. Berlin: Springer.
- HOSMER, D.; LEMESHOW, S. (1999): *Applied survival analysis*. New York: John Wiley.
- HOVESTADT, G.; STEGELMANN, P. (2007): *Soziale Ungleichheit in der allgemein bildenden Schule. Bericht im Auftrag der Hans-Böckler-Stiftung*. Educon.
- HRADIL, S. (1983): Die Ungleichheit der „Sozialen Lage“. In KRECKEL, R. (Hg.), *Soziale Ungleichheit*, 101–120, Göttingen: Verlag Otto Schwarz.
- HRADIL, S. (1987): *Sozialstrukturanalyse in einer fortgeschrittenen Gesellschaft. Von Klassen und Schichten zu Lagen und Milieus*. Opladen: Leske+Budrich.
- HUBERT, L.; ARABIE, P. (1985): Comparing partitions. *Journal of Classifications* 2: 193–218.
- HUININK, J. (2000): Bildung und Familienentwicklung im Lebensverlauf. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 3(2): 209–227.
- HUININK, J. (2000b): Soziologische Ansätze zur Bevölkerungsentwicklung. In MÜLLER, U.; NAUCK, B.; DIEKMANN, A. (Hg.), *Handbuch der Demographie*, 339–386, Berlin: Springer.
- HULLEN, G. (2003): Tempo und Quantum der Reproduktion. In MARBACH, W.; BIEN, J. (Hg.), *Partnerschaft und Familiengründung*, 13–42, Opladen: Leske.
- HÜLSKAMP, N. (2010): Chancen für junge und ältere Arbeitnehmer durch den demografischen Wandel. In SALZMANN, T.; SKIRBEKK, V.; WEIBERG, M. (Hg.), *Wirtschaftspolitische Herausforderungen des demografischen Wandels*, 57–80, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- HURRELMANN, K.; GRUNDMANN, M.; WALPER, S. (2008): Zum Stand der Sozialisationsforschung. In HURRELMANN, K.; GRUNDMANN, M.; WALPER, S. (Hg.), *Handbuch Sozialisationsforschung*, 14–31, Weinheim: Beltz Verlag.
- HÜTHER, M. (2010): Langfristige wirtschaftliche Entwicklung und Fachkräftebedarf in Deutschland. In SALZMANN, T.; SKIRBEKK, V.; WEIBERG, M. (Hg.), *Wirtschaftspolitische Herausforderungen des demografischen Wandels*, 81–106, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- ILO (1996): Sources and Methods: Labour Statistics, Vol. 5. URL <http://laborsta.ilo.org>.
- IRWIN, C. (1989): The sociocultural biology of Netsilingmiut female infanticide. In RASA, A.; VOGEL, C.; VOLAND, E. (Hg.), *The sociobiology of sexual reproductive strategies*, London: Chapman and Hall.
- JEHLE, G.; RENY, P. (2001): *Advanced microeconomic theory*. Boston: Addison-Wesley, 2. Aufl.
- JUANG, L.; SILBEREISEN, R. (2001): Übergänge zum Erwachsenenalter - Wie hängen sie zusammen? In WALPER, S.; PEKRUN, R. (Hg.), *Familie und Entwicklung. Aktuelle Perspektiven der Familienpsychologie*, 155–180, Göttingen: Hogrefe.
- KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. (1979): Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica* 45: 1623–1630.
- KAISER, M. (1988): „Akademisierung“ des Beschäftigungssystems am Übergang von der Hochschule in den Beruf. In BODENHÖFER, H.J. (Hg.), *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt*, 83–124, Berlin: Duncker & Humblot.
- KALBFLEISCH, J.; PRENTICE, R. (1980): *The statistical analysis of failure time data*. New York: John Wiley.
- KAPLAN, H. (1994): Evolutionary and Wealth Flows Theories of Fertility: Empirical Tests and New Models. *Population and Development Review* 20(4): 753–791.
- KAUFMAN, L.; ROUSSEUW, P. (1990): *Finding groups in data*. New York: Wiley.

- KEIDING, N. (2006b): Time to pregnancy. In KEIDING, N.; ANDERSEN, P.K. (Hg.), *Survival and event history analysis*, 490–492, New York: John Wiley.
- KEIDING, N. (2006c): Choice of time origin. In KEIDING, N.; ANDERSEN, P.K. (Hg.), *Survival and event history analysis*, New York: John Wiley.
- KEIDING, N.; KVIST, K.; HARTVIG, H.; TVEDE, M. (2002): Estimating time to pregnancy from current durations in a cross-sectional sample. *Biostatistics* 3(4): 565–578.
- KEIM, S.; KLÄRNER, A.; BERNARDI, L. (2009): Qualifying Social Influence on Fertility Intentions : Composition, Structure and Meaning of Fertility-relevant Social Networks in Western Germany. *Current Sociology* 57(6): 888–907, doi:10.1177/0011392109342226.
- KESSING, R. (1981): *Cultural anthropology*. Philadelphia: Harcourt Brace Jovanovich College Publishers.
- KEYFITZ, N. (1977): *Introduction to the mathematics of population*. Cambridge, Mass.: Addison-Wesley.
- KEYFITZ, N. (1991): Subreplacement fertility: the third level of explanation. In LUTZ, W. (Hg.), *Future demographic trends in Europe and North America*, 235–246, London: Harcourt Brace Jovanovich College Publishers.
- KEYFITZ, N.; CASWELL, J. (2005): *Applied mathematical demography*. New York: Springer.
- KIM, J. (2006): Emergence: Core ideas and issues. *Synthese* 151: 547–559.
- KIRK, D. (1996): Demographic transition theory. *Population Studies* 50(3): 361–387.
- KLAMMER, U. (2006): Zeit, Geld und soziale Sicherung im Lebensverlauf. Empirische Befunde als Herausforderung für die Gestaltung einer lebensbegleitenden Familien- und Sozialpolitik. In BERTRAM, H.; KRÜGER, H.; SPIESS, K. (Hg.), *Wem gehört die Familie der Zukunft. Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung*, 423–456, Opladen: Verlag Barbara Budrich.
- KLAUS, D.; STEINBACH, A. (2002): Determinanten innerfamiliärer Arbeitsteilung. Eine Betrachtung im Längsschnitt. *Zeitschrift für Familienforschung* 14(1): 21–43.
- KLEIN, T.; LENGERER, A. (2001): Gelegenheit macht Liebe - die Wege des Kennenlernens und ihr Einfluss auf die Muster der Partnerwahl. In *Partnerwahl und Heiratsmuster. Sozialstrukturelle Voraussetzungen der Liebe*, 265–286, Opladen: Leske+Budrich.
- KNIES, G.; SPIESS, K. (2007): Regional data in the German socio-economic panel (SOEP). Techn. Ber. 17, DIW-Berlin, URL <http://www.diw.de/de/diw02.c.238112.de/regionaldaten.html>.
- KNODEL, J. (1974): *The decline of fertility in Germany 1871-1939*. Princeton: Princeton University Press.
- KOCH, H.M.; PREUSS, R.; ANGERER, J. (2006): Di(2-ethylhexyl)phthalate (DEHP): human metabolism and internal exposure - an update and latest results. *International Journal of Andrology* 29: 155–165.
- KÖGEL, T. (2004): Did the association between fertility and female employment within OECD countries really change its sign? *Journal of Population Economics* 17(1): 45–65.
- KOHLER, H.P.; RODGERS, J.; CHRISTENSEN, K. (1999): Is fertility behavior in our genes? Findings from a Danish twin study. *Population and Development Review* 25(2): 253–258.
- KOHLER, H.P.; RODGERS, J. (2003): Education, fertility, and heritability: Explaining a paradox. In WACHTER, K.; BULATAO, R. (Hg.), *Offspring: Human fertility behavior in biodemographic perspective*, 49–90, Washington: National Academies Press.
- KOHLER, H.P.; RODGERS, J.; MILLER, W.; SKYTTHE, A.; CHRISTENSEN, K. (2006): Bio-social determinants of fertility. *International Journal of Andrology* 29: 46–53.
- KOKKO, H.; JENNIONS, M. (2003): It takes two to tango. *Trends in Ecology and Evolution* 18(3): 103–104.
- KOLMOGOROV, A. (1933): *Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung*. Berlin: Springer.
- KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (2002): Nichteheliche Geburten in Ostdeutschland in den 90er Jahren – Alte Gewohnheiten oder neue Familienformen? In DORBRITZ, J.; OTTO, J. (Hg.), *Familienpolitik und Familienstrukturen. Ergebnisse der gemeinsamen Tagung der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft und der Johann-Peter-Süßmilch-Gesellschaft für Demographie*, 215–238, Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (2005): Nichteheliche Mutterschaft und soziale Ungleichheit: Zur sozioökonomischen Differenzierung der Familienformen in Ost- und Westdeutschland. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57: 32–61.

- KORENMAN, S.; NEUMARK, D. (282-307): Does marriage really make men more productive? *The Journal of Human Resources* 26(2).
- KRACK-ROBERG, E. (2011): Ehescheidungen 2009. *Wirtschaft und Statistik: Statistisches Bundesamt* 03: 239–255.
- KRATZMANN, J.; SCHNEIDER, T. (2009): Soziale Ungleichheiten beim Schulstart. Empirische Untersuchungen zur Bedeutung der sozialen Herkunft und des Kindergartenbesuchs auf den Zeitpunkt der Einschulung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 61: 1–24.
- KREYENFELD, M. (2007): Bildungsspezifische Unterschiede im Geburtenverhalten in Ost- und Westdeutschland. In BARLÖSIUS, E.; SCHIEK, D. (Hg.), *Demographisierung des Gesellschaftlichen*, 83–114, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- KREYENFELD, M. (2010): Uncertainties in Female Employment Careers and the Postponement of Parenthood in Germany. *European Sociological Review* 26(3): 351–366, doi:10.1093/esr.
- KREYENFELD, M.; GEISLER, E. (2006): Müttererwerbstätigkeit in Ost- und Westdeutschland. *Zeitschrift für Familienforschung* 18(3): 333–360.
- KREYENFELD, M.; HUININK, J. (2003): Der Übergang zum ersten und zweiten Kind - Ein Vergleich zwischen Familiensurvey und Mikrozensus. In BIEN, W.; MARBACH, J. (Hg.), *Partnerschaft und Familiengründung*, 43–64, Opladen: Leske+Budrich.
- KREYENFELD, M.; KONIETZKA, D. (2007): Die Analyse von Kinderlosigkeit in Deutschland: Dimensionen - Daten - Probleme. In KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (Hg.), *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*, 11–44, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- KREYENFELD, M.; KONIETZKA, D.; BÖHM, S. (2007b): Die Bildungsungleichheit des Erwerbsverhaltens von Frauen mit Kindern. *Zeitschrift für Soziologie* 36(6): 434–452.
- KRÖHNERT, S.; KLINGHOLZ, R. (2005): Emanzipation oder Kindergeld? Der europäische Vergleich lehrt, was man für höhere Geburtenraten tun kann. *Sozialer Fortschritt* 54(12): 280–290.
- KROLL, L.E.; LAMPERT, T. (2008): Soziale Unterschiede in der Lebenserwartung - Möglichkeiten auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels. *SOEP-Papers* 112: 1–36.
- KÜHN, T. (2005): Die Bedeutung von Familiengründung für die Biografiegestaltung junger Männer. In TÖLKE, A.; HANK, K. (Hg.), *Männer - Das „vernachlässigte“ Geschlecht in der Familienforschung*, 127–151, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- KUIJSTEN, A. (2002): Variation and Change in the forms of private life in the 1980's. In KAUFMANN, F.X.; KUIJSTEN, A.; SCHULZE, H.J.; STROHMEIER, K.P. (Hg.), *Family life and family policies in Europe*, Bd. 2, 19–68, Oxford: Oxford University Press.
- KUTSCHERA, U. (2008): *Evolutionsbiologie*. Stuttgart: Verlag Eugen Ulmer, 3. Aufl.
- LACHMANN, W. (2006): *Volkswirtschaftslehre*. Berlin: Springer.
- LAIRD, N.; WARE, J. (1982): Random-Effects models for longitudinal data. *Biometrics* 38(4): 963–974.
- LALAND, K.; STERELNY, K.; ODLING-SMEE, J.; HOPPITT, W.; ULLER, T. (2011): Cause and effect in Biology revisited: Is Mayr's proximate-ultimate dichotomy still useful? *Science* 334(6062): 1512–1516, doi:10.1126/science.1210879.
- LECHERT, Y.; SCHROEDTER, J.; LÜTTINGER, P. (2006): Die Umsetzung der Bildungsklassifikation CASMIN für die Volkszählung 1979, die Mikrozensus-Zusatzerhebung 1971 und die Mikrozensus 1976–2004. Techn. Ber. 12, ZUMA - Methodenbericht, Mannheim.
- LEE, R. (2003): Demographic change, welfare, and intergenerational transfers: A global overview. *Genus* 65(3-4): 43–70.
- LEE, R.; MASON, A.; MILLER, T. (2000): Life cycle saving and the demographic transition: The case of Taiwan. In CHU, C.; LEE, R. (Hg.), *Population and economic change in East Asia*, 194–219, New York: Population Council.
- LENGERER, A. (2011): *Partnerlosigkeit in Deutschland*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- LENGERER, A.; BOHR, J.; JANSSEN, A. (2005): Haushalte, Familien und Lebensgemeinschaften im Mikrozensus - Konzepte und Typisierungen. *ZUMA-Arbeitsbericht* 05: 1–49.
- LENGERER, A.; JANSSEN, A.; BOHR, J. (2007): Familiensoziologische Analysepotenziale des Mikrozensus. *Zeitschrift für Familienforschung* 19(2): 186–209.

- LENZ, K. (2006): *Soziologie der Zweierbeziehung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 3. Aufl.
- LENZ, K.; BÖHNISCH, L. (1997): Zugänge zu Familien - Ein Grundlagentext. In LENZ, K.; BÖHNISCH, L. (Hg.), *Familien. Eine interdisziplinäre Einführung*, 9–64, Weinheim: Juventa Verlag.
- LEOPOLD, T.; GEISLER, F.; PINK, S. (2011): How far do children move? Spatial distances after leaving parental home. *SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research* 368, URL <http://www.diw.de/soeppapers>.
- LESTHAEGHE, R. (1983): A century of demographic and cultural change in Western Europe: An exploration and underlying dimensions. *Population and Development Review* 9(3): 411–435.
- LESZCZENSKY, M.; GEHRKE, B.; HELMRICH, R. (2011): Bildung und Qualifikation als Grundlage der technologischen Leistungsfähigkeit Deutschlands. Bericht des Konsortiums “Bildungsindikatoren und technologische Leistungsfähigkeit”. Techn. Ber. 1-2011, Expertenkommission Forschung und Innovation (EFI), Berlin, URL <http://www.e-fi.de>.
- LESZCZENSKY, M.; HELMRICH, R.; FRIETSCH, R. (2008): Bildung und Qualifikation als Grundlage der technologischen Leistungsfähigkeit Deutschlands. Bericht des Konsortiums “Bildungsindikatoren und technologische Leistungsfähigkeit”. Techn. Ber. 8-2008, Expertenkommission Forschung und Innovation (EFI), Berlin, URL <http://www.e-fi.de>.
- LEUZE, K.; STRAUSS, S. (2009): Lohnungleichheiten zwischen Akademikerinnen und Akademikern: Der Einfluss von fachlicher Spezialisierung, frauendominierten Fächern und beruflicher Segregation. *Zeitschrift für Soziologie* 38(4): 262–281.
- LEVY, P.; LEMESHOW, S. (1999): *Sampling of populations. Methods and applications*. New York: John Wiley, 3. Aufl.
- LI, H.; ZHANG, J.; ZHU, Y. (2008): The quantity-quality trade-off of children in a developing country: Identification using Chinese twins. *Demography* 45(1): 223–243.
- LINDECKE, C. (2007): Erwerbsarbeit und Elternschaft. Das deutsche Modell im europäischen Vergleich. In BARLÖSIUS, E.; SCHIEK, D. (Hg.), *Demographisierung des Gesellschaftlichen*, 115–134, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- LINDENBERG, S. (2001): Intrinsic motivation in a new light. *Kyklos* 54: 317–342.
- LINDENBERG, S. (2001b): Social rationality versus rational egoism. In TURNER, J. (Hg.), *Handbook of sociological theory*, 635–668, New York: Kluwer Academic Publishers.
- LINDENBERG, S.; FREY, B. (1993): Alternatives, Frames, and Relative Prices: A Broader View of Rational Choice Theory. *Acta Sociologica* 36(3): 191–205, URL <http://www.jstor.org/stable/4200855>.
- LINDSTROM, M.; BATES, D. (1988): Mixed-effects models for repeated-measurements data. *Journal of the American Statistical Association* 83(404): 1014–1022.
- LITTLE, R.; RUBIN, D. (2002): *Statistical analysis with missing data*. New Jersey: John Wiley, 2. Aufl.
- LITZ, H.P. (2003): *Statistische Methoden in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. München: Oldenbourg Verlag.
- LOCKWOOD, D. (1969): *The blackcoated worker*. London: Unwin University Books, 3. Aufl.
- LÜDEMANN, E.; SCHWERDT, G. (2010): Migration background and educational tracking: Is there a double disadvantage for second-generation immigrants? *CESifo Working Paper* 3256, URL <http://www.cesifo-group.de>.
- LUTZ, W. (2006): Fertility trends and future population trends: will Europe’s birth rate recover or continue to decline? *International Journal of Andrology* 29: 25–33.
- MAAZ, K.; BAUMERT, J.; TRAUTWEIN, U. (2010): Genese sozialer Ungleichheit im institutionellen Kontext der Schule: Wo entsteht und vergrößert sich soziale Ungleichheit? In MAAZ, K.; BAUMERT, J.; GRESCH, C.; McELVANY, N. (Hg.), *Der Übergang von der Grundschule in die weiterführende Schule: Leistungsgerechtigkeit und regionale, soziale und ethnisch-kulturelle Disparitäten*, 27–64, Bonn: Bundesministerium für Bildung und Forschung, Referat Bildungsforschung.
- MACHINA, M. (1987): Choice Under Uncertainty: Problems Solved and Unsolved. *The Journal of Economic Perspectives* 1(1): 121–154, URL <http://www.jstor.org/stable/1942952>.
- MACKINNON, J.; WHITE, H. (1985): Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics* 29: 305–325.

- MACUNOVICH, D. (1998): Fertility and the Easterlin hypothesis: an assessment of the literature. *Journal of Population Economics* 11: 53–111.
- MAILATH, G. (1992): Introduction: symposium on evolutionary game theory. *Journal of Economic Theory* 57: 259–277.
- MALTHUS, T. (1826): *An essay on the principles of population [Reprinted 2004]*. Norton and Company.
- MANNHEIM, K. (1970): Das Problem der Generationen. In WOLFF, K. (Hg.), *Karl Mannheim: Wissenssoziologie. Auswahl aus dem Werk*, 509–565, Neuwied am Rhein: Luchterhand.
- MARBACH, J. (2008): Die Familie als Forschungsthema - ein Ausfallmodell? Zur Aktualität des Familienbegriffs in der Familienforschung und Ansätze zu einer Neufassung. In BIEN, W.; MARBACH, J. (Hg.), *Familiale Beziehungen, Familienalltag und soziale Netzwerke*, 13–42, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- MARTIN, F. (2001): Marriage Squeeze in Deutschland - Aktuelle Befunde auf Grundlage der amtlichen Statistik. In KLEIN, T. (Hg.), *Partnerwahl und Heiratsmuster. Sozialstrukturelle Voraussetzungen der Liebe*, 287–314, Opladen: Leske+Budrich.
- MARX, K. (1968): Das Kapital. In *Marx-Engels Werke (MEW)*, Bd. 1, Berlin: Dietz Verlag.
- MARX, K.; ENGELS, F. (1972): Manifest der kommunistischen Partei. In *Marx-Engels Werke (MEW)*, Bd. 4, 459–493, Berlin: Dietz Verlag.
- MASON, W.; FIENBERG, S. (1985a): Beyond the identification problem. In MASON, W.; FIENBERG, S. (Hg.), *Cohort analysis in social research*, 1–8, New York: Springer.
- MASON, W.; FIENBERG, S. (1985b): *Cohort analysis in social research*. New York: Springer.
- MAYER, K.U.; HILLMERT, S. (2004): Neue Flexibilitäten oder blockierte Gesellschaft? Sozialstruktur und Lebensverläufe in Deutschland 1960–2000. In KECSKES, R.; WAGNER, M. (Hg.), *Angewandte Soziologie*, 129–158, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- MAYER, K.U.; HUININK, J. (1990): Alters-, Perioden- und Kohorteneffekte in der Analyse von Lebensverläufen oder: Lexis ade? In MAYER, K.U. (Hg.), *Lebensverläufe und sozialer Wandel*, 442–459, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- MAYER, K.U.; SCHULZE, E. (2009): *Die Wendegeneration. Lebensverläufe des Jahrgangs 1971*. Frankfurt: Campus Verlag.
- MAYNARD SMITH, J. (1977): Parental investment: A prospective analysis. *Animal Behavior* 25: 1–9.
- MAYNARD SMITH, J. (1982): *Evolution and the theory of games*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MAYR, E. (1961): Cause and effect in Biology. *Science* 134: 1501–1506.
- MCCULLAGH, P.; NELDER, J.A. (1989): *Generalized linear models*. London: Chapman and Hall.
- MEYER, C. (2000): *Matrix analysis and applied linear algebra*. Philadelphia: SIAM.
- MEYER, D.; ZEILEIS, A.; HORNIK, K. (2006): The strucplot framework: Visualizing multi-way contingency tables with vcd. *Journal of Statistical Software* 17(3): 1–48.
- MEYER, T. (1992): *Modernisierung der Privatheit: Differenzierungs- und Individualisierungsprozesse des familialen Zusammenlebens*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- MEYN, S.; TWEEDIE, R. (1993): *Markov chains and stochastic stability*. London: Springer.
- MICHAEL, R.; BECKER, G. (1973): On the new theory of consumer behavior. *The Swedish Journal of Economics* 75(4): 378–396.
- MINC, H. (1988): *Nonnegative matrices*. New York: Wiley.
- MITCHELL, B. (2003): *International historical statistics. Europe 1750–2000*. New York: Macmillan.
- MULLAHY, J. (1986): Specification and testing un some modified count data models. *Journal of Econometrics* 33: 341–365.
- MÜLLER, W.; POLLAK, R. (2004): Social mobility in West Germany: The long arms of history discovered? In BREENE, R. (Hg.), *Social mobility in Europe*, 77–114, Oxford: Oxford University Press.
- MÜNNICH, M. (2006): Familienverhältnisse von Familienhaushalten und ihre Ausgaben für Kinder. *Wirtschaft und Statistik* 6: 644–672.
- MURDOCK, G. (1965): *Social structure*. Toronto: Macmillan Company.
- NAUCK, B. (2001): Der Wert von Kindern für ihre Eltern. “Values of Children” als spezielle Handlungstheorie des generativen Verhaltens und von Generationenbeziehungen im interkulturellen Vergleich.

- Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53(3): 407–435.
- NAUCK, B. (2007): Value of Children and the Framing of Fertility: Results from a Cross-cultural Comparative Survey in 10 Societies. *European Sociological Review* 23: 615–629.
- NEURATH, O. (1931): *Empirische Soziologie*. Wien: Springer.
- NEWELL, C. (1988): *Methods and models in demography*. London: Belhaven Press.
- NEYER, G.; ANDERSSON, G.; HOEM, J.; RONSEN, M.; VIKAT, A. (2006): Fertilität, Familiengründung und Familienerweiterung in den nordischen Ländern. In BERTRAM, H.; KRÜGER, H.; SPIESS, K. (Hg.), *Wem gehört die Familie der Zukunft. Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung*, 207–234, Opladen: Verlag Barbara Budrich.
- NEYER, G.; HOEM, J.; ANDERSSON, G. (2007): Kinderlosigkeit, Bildungsrichtung und Bildungsniveau. Ergebnisse einer Untersuchung schwedischer Frauen der Geburtenjahrgänge 1955–59. In KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (Hg.), *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*, 105–134, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- NIMKOFF, M.; MIDDELTON, R. (1960): Types of family and types of economy. *American Journal of Sociology* 66(3): 215–225.
- NÖTHEN, M. (2005): Von der “traditionellen Familie” zu “neuen Lebensformen”. Neuerungen in der Familienberichterstattung des Mikrozensus. *Wirtschaft und Statistik* 1: 25–42.
- OESTERDIEKHOFF, G. (2008): Familie, Wirtschaft und Gesellschaft in Europa. In SIEFERLE, R. (Hg.), *Familiengeschichte. Die europäische, chinesische und islamische Familie im historischen Vergleich*, Berlin: LIT-Verlag.
- OPP, K.D. (1999): Contending conceptions of the theory of rational action. *Journal of Theoretical Politics* 11(2): 171–202, doi:10.1177/0951692899011002002.
- OPP, K.D. (2010): Kausalität als Gegenstand der Sozialwissenschaften und der multivariaten Statistik. In WOLF, C.; BEST, H. (Hg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, 9–40, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- PANNENBERG, M.; PISCHNER, R.; RENDTEL, U.; SPIESS, M.; WAGNER, G. (2005): Sampling and weighting. In HAIKEN-DENEW, J.; FRICK, J. (Hg.), *Desktop companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP)*, Kap. 5, 153–186, DIW-Berlin.
- PAPPI, F.U. (1979): Der Beitrag der Umfrageforschung zur Sozialstrukturanalyse. In PAPPI, F.U. (Hg.), *Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten. Probleme der standardisierten Erfassung von Hintergrundmerkmalen in allgemeinen Bevölkerungsumfragen*, 9–40, Königstein: Athenäum Verlag.
- PARK, J. (2007): Persistent misunderstandings of inclusive fitness and kin selection: their ubiquitous appearance in social psychology textbooks. *Evolutionary Psychology* 5(4): 860–873.
- PARSONS, T. (1968): *Family. Socialization and interaction process*. London: Routledge.
- PEARL, J. (2009): *Causality. Models, reasoning, and inference*. Cambridge: Cambridge University Press, 2. Aufl.
- PEARL, J. (2012): The causal foundations of structural equation modeling. In HOYLE, R. (Hg.), *Handbook of structural equation modeling*, 68–91, New York: Guilford Press.
- PEICHEL, A.; PESTEL, N.; SCHNEIDER, H. (2009): Demographie und Ungleichheit: Der Einfluss von Veränderungen der Haushaltsstruktur auf die Einkommensverteilung in Deutschland. *SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research* 205, URL <http://www.diw.de/soeppapers>.
- PENKE, L.; DENISSEN, J.; MILLER, G. (2007): The evolutionary genetics of personality. *European Journal of Personality* 21: 549–587.
- PETERSEN, T. (1986): Fitting parametrical survival models with time-dependent covariates. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* 35(3): 281–288.
- PEUCKERT, R. (2008): *Familienformen im sozialen Wandel*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- PFAU-EFFINGER, B. (2000): *Kultur und Frauenerwerbstätigkeit in Europa*. Opladen: Leske+Budrich.
- PINHEIRO, J.; BATES, D. (2000): *Mixed-effects models in S and S-Plus*. New York: Springer.
- PISCHNER, R. (2007): Die Querschnittsgewichtung und die Hochrechnungsfaktoren des Sozio-ökonomischen Panels SOEP ab Release 2007 (Welle W). Techn. Ber. 22, DIW-Berlin, Berlin, URL

- <http://www.diw.de/de/diw02.c.299052.de/surveymethoden.html>.
- POLLMANN-SCHULT, M.; MAYER, K.U. (2004): Returns to Skills: Vocational Training in Germany 1935-2000. *Yale Journal of Sociology* 4: 73-98.
- POLLMANN-SCHULT, M. (2008): Familiengründung und gewünschter Erwerbsumfang von Männern - Eine Längsschnittanalyse für die alten Bundesländer. *Zeitschrift für Soziologie* 37(6): 498-515.
- PÖTZSCH, O.; SOMMER, B. (2009): Generatives Verhalten der Frauenkohorten im langfristigen Vergleich. *Wirtschaft und Statistik: Statistisches Bundesamt* 5: 377-396.
- PRAIS, S.J. (1955): Measuring social mobility. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* 118(1): 56-66.
- PREIN, G.; KLUGE, S.; KELLE, U. (1994): Strategien zur Sicherung von Repräsentativität und Stichprobenvalidität bei kleinen Samples. Techn. Ber. 18, Universität Bremen. Sonderforschungsbereich 186. Arbeitspapier, Bremen, URL <http://www.sfb186.uni-bremen.de>.
- RADL, J. (2007): Individuelle Determinanten des Renteneintrittsalters: Eine empirische Analyse von Übergängen in den Ruhestand. *Zeitschrift für Soziologie* 36(1): 25-42.
- RENDTEL, U. (1995): *Lebenslagen im Wandel: Paneldausfälle und Panelrepräsentativität*. Sozio-ökonomische Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland. Band 8, Frankfurt am Main: Campus Verlag.
- RENDTEL, U.; PÖTTER, U. (1993): Empirie ohne Daten. Kritische Anmerkungen zu einer Repräsentativitätsstudie über den Allbus. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 45(2): 350-358.
- REZNICK, D.; BRYANT, M.; BASHEY, F. (2002): r- and K-selection revisited: the role of population regulation in life-history evolution. *Ecology* 83(6): 1508-1520.
- RIEDL, R. (1980): *Biologie der Erkenntnis*. Berlin: Paul Parey.
- RIPHAHN, R.; TRÜBSWETTER, P. (2011): The intergenerational transmission of educational attainment in East and West Germany. *IAB-Discussions* 4, URL <http://www.iab.de>.
- ROFF, D. (1992): *The evolution of life histories. Theory and analysis*. New York: Chapman and Hall.
- ROLOFF, J. (2004): Mögliches Verhalten von Frauen in West- und Ostdeutschland bei einer ungewollten Schwangerschaft und die Akzeptanz des Schwangerschaftsabbruchs - Ein Zeitvergleich. *Materialien zur Bevölkerungswissenschaft* 113: 1-66.
- ROLOFF, J. (2007): Familienpolitik und Geburtenentwicklung unter besonderer Berücksichtigung der Situation in der ehemaligen DDR. In AUTH, D.; HOLLAND-CUNZ, B. (Hg.), *Grenzen der Bevölkerungspolitik*, 127-143, Opladen: Verlag Barbara Budrich.
- ROSEN, V.; CAPLAN, L.; SHEESLEY, L.; RODRIGUEZ, R.; GRAFMAN, J. (2003): An Examination of Daily Activities and Their Scripts Across Adult Lifespan. *Behavior Research Methods, Instruments and Computers* 35: 32-48.
- ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. (1983): The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70(1): 41-55.
- RÖSSEL, J. (2009): *Sozialstrukturanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- ROWLAND, D. (2003): *Demographic methods and concepts*. Oxford: Oxford University Press.
- RYDER, N. (1965): The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review* 30(6): 843-861.
- SACHS, L.; HEDDERICH, J. (2009): *Angewandte Statistik*. Berlin: Springer.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT (2011): *Herausforderungen des demographischen Wandels*. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- SCHAEPER, H. (2007): Familiengründung von Hochschulabsolventinnen. Eine empirische Untersuchung verschiedener Examenskohorten. In KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (Hg.), *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*, 137-166, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- SCHÄFER, D. (2004): Unbezahlte Arbeit und Bruttoinlandsprodukt 1992-2001. *Wirtschaft und Statistik* 09: 960-978.
- SCHAREIN, M. (2011): Kinderlose Akademikerinnen 0.3 - Wo war das Problem? Techn. Ber. 03, BiB-Mitteilungen, Berlin, URL <http://www.bib-demographie.de>.
- SCHELLING, T. (1969): Models of segregation. *The American Economic Review* 59(2): 488-493.

- SCHIEFENHÖVEL, W. (1989): Reproduction and sex-ratio manipulation through preferential female infanticide among the Eipo, in the highlands of West Guinea. In RASA, A.; VOGEL, C.; VOLAND, E. (Hg.), *The sociobiology of sexual reproductive strategies*, 170–193, London: Chapman and Hall.
- SCHIEK, D. (2007): “Frauen wollen beides”. Die Vereinbarkeitsdebatte als Symptom geschlechtshierarchischer Arbeitsteilung. In *Demographisierung des Gesellschaftlichen*, 205–220, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- SCHIENER, J. (2006): *Bildungserträge in der Erwerbsgesellschaft. Analysen zur Karrieremobilität*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- SCHIMPL-NEIMANN, B. (2000): Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52(4): 636–669.
- SCHINDLER, S.; REIMER, D. (2010): Primäre und sekundäre Effekte der sozialen Herkunft beim Übergang in die Hochschulbildung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62: 623–653.
- SCHMITT, C. (2005): Kinderlosigkeit bei Männern - Geschlechtsspezifische Determinanten ausbleibender Elternschaft. In TÖLKE, A.; HANK, K. (Hg.), *Männer - Das „vernachlässigte“ Geschlecht in der Familienforschung*, 18–43, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- SCHMITT, C. (2008): Labour market integration and the transition to parenthood. A comparison of Germany and the UK. *SOEP-Discussion Papers* 808.
- SCHMITT, C.; WINKELMANN, U. (2005): Wert bleibt kinderlos? Was sozialstrukturelle Daten über Kinderlosigkeit bei Frauen und Männern verraten. *Feministische Studien* 1: 9–23.
- SCHMITT, D. (2004): Patterns and universals of adult romantic attachment across 62 cultural regions. *Journal of Cross-Cultural Psychology* 35(4): 367–402.
- SCHMITT, D. (2005a): Sociosexuality from Argentina to Zimbabwe: A 48-nation study of sex, culture, and strategies of human mating. *Behavioral and Brain Sciences* 28: 247–311.
- SCHNEIDER, N.; ROST, H. (1998): Von Wandel keine Spur - warum ist Erziehungsurlaub weiblich? In OECHSLE, M.; GEISSLER, B. (Hg.), *Die ungleiche Gleichheit*, 217–236, Opladen: Leske+Budrich.
- SCHNEIDER, T. (2004): Der Einfluss des Einkommens der Eltern auf die Schulwahl. *Zeitschrift für Soziologie* 33(6): 471–492.
- SCHNELL, R. (1993): Die Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für Repräsentativität und Gewichtungungsverfahren. *Zeitschrift für Soziologie* 22(1): 16–32.
- SCHNELL, R.; TRAPPMANN, M. (2006): Konsequenzen der Panelmortalität im SOEP für Schätzungen der Lebenserwartung. In FAULBAUM, F.; WOLF, C. (Hg.), *Stichprobenqualität in Bevölkerungsumfragen*, Nr. 12 in Tagungsberichte, 139–158, Bonn: IZ Sozialwissenschaften.
- SCHÖMANN, K. (1994): *The dynamics of labor earnings over the life course. A comparative and longitudinal analysis of Germany and Poland*, Studien und Berichte, Bd. 60. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- SCHRÄPLER, J.P. (2000): Was kann man am Beispiel des SOEP bezüglich Nonresponse lernen? *ZUMA Nachrichten* 46: 117–149.
- SCHRÖDER, J. (2005): Der Zusammenhang zwischen Erwerbstätigkeit und Fertilität: Ein Überblick über den Forschungsstand. *Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Working Papers* 89, URL <http://www.mzes.uni-mannheim.de>.
- SCHRÖDER, J.; BRÜDERL, J. (2008): Die Effekte der Erwerbstätigkeit von Frauen auf die Fertilität: Kausalität oder Selbstselektion? *Zeitschrift für Soziologie* 37(2): 117–136.
- SCHULZ, F.; SKOPEK, J.; BLOSSFELD, H.P. (2010): Partnerwahl als konsensuelle Entscheidung: Das Antwortverhalten bei Erstkontakten im Online-Dating. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62: 485–514.
- SCHURZ, G. (2006): *Einführung in die Wissenschaftstheorie*. Darmstadt: Wissenschaftliche Buchgesellschaft.
- SCHURZ, G. (2011): *Evolution in Natur und Kultur*. Heidelberg: Spektrum.
- SCHWARZ, K. (2006): Wirtschaftliche Bedeutung der demographischen Entwicklung in Deutschland im Zeitraum 1870-2050. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 31(2): 283–300.
- SCHWENK, O. (1999): *Soziale Lagen in der Bundesrepublik Deutschland*. Opladen: Leske+Budrich.

- SCRIMSHAW, S. (1989): Infanticide in human populations: societal and individual concerns. In HAUSFATER, G.; BLAFFER-HRDY, S. (Hg.), *Infanticide. Comparative and evolutionary perspectives*, 439–462, New York: Aldine.
- SEFCEK, J.; BRUMBACH, B.; VASQUEZ, G.; MILLER, G. (2006): The evolutionary psychology of human mate choice: How ecology, genes, fertility, and fashion influence mating strategies. In KAUTH, M. (Hg.), *Handbook of the evolution of human sexuality*, 125–182, Binghamton: Haworth Press.
- SETTERSTEN, R. (2009): It takes two to tango: The (un)easy dance between life-course sociology and life-span psychology. *Advances in Life Course Research* 14: 74–81.
- SEWELL, W.; HALLER, A.; PORTES, A. (1969): The Educational and Early Occupational Attainment Process. *American Sociological Review* 34(1): 82–92.
- SKOPEK, J.; SCHULZ, F.; BLOSSFELD, H.P. (2009): Partnersuche im Internet: Bildungsspezifische Mechanismen bei der Wahl von Kontaktpartnern. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 61: 1–28.
- SOBEL, M. (1995): Causal inferences in the social and behavioral sciences. In ARMINGER, G.; CLOGG, C.; SOBEL, M. (Hg.), *Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences*, 1–21, New York: Plenum Press.
- SOBEL, M. (2000): Causal inference in the social sciences. *Journal of the American Statistical Association* 95(450): 647–651.
- SOEP-GRUPPE (2008): SOEP-Monitor 1984-2008. Techn. Ber., DIW-Berlin, Berlin, URL <http://panel.gsoep.de>.
- SOLGER, H.; WAGNER, S. (2001): Paradoxie der Bildungsexpansion: Die doppelte Benachteiligung von Hauptschülern. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 4(1): 107–127.
- SOROKIN, P. (1964): *Social and cultural mobility*. New York: Macmillan Company.
- SPIRITES, P.; GLYMOUR, C.; SCHEINES, R. (2000): *Causation, prediction, and search*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2004): Ergebnisse des Mikrozensus 2003. Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Haushalte und Familien. Techn. Ber. Reihe 3, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2008): *Leben in Europa. Einkommen und Lebensbedingungen in Deutschland und der Europäischen Union*. Wiesbaden: Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2008b): Verdienstabstand zwischen Frauen und Männern. URL <http://www.destatis.de>.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2009a): *Jugend und Familie in Europa*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt, URL <http://www.destatis.de>.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2009b): *Mikrozensus 2008: Neue Daten zur Kinderlosigkeit in Deutschland*. Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2010a): *Frauen und Männer in verschiedenen Lebensphasen*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2010b): Mikrozensus 2009: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Beruf, Ausbildung und Arbeitsbedingungen der Erwerbstätigen. Deutschland. Techn. Ber. Fachserie 1, Reihe 4.1.2, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2010c): Paare in Deutschland: Gleich und gleich gesellt sich gern. URL <http://www.destatis.de>.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2010d): Alleinerziehende in Deutschland. Ergebnisse des Mikrozensus 2009. Techn. Ber., Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STEARNS, S. (1992): *The evolution of life histories*. New York: Oxford University Press.
- STEARNS, S. (2000): Life history evolution: successes, limitations, and prospects. *Naturwissenschaften* 87: 476–486.
- STEGMANN, M.; MIKA, T. (2007): Kinderlosigkeit, Kindererziehung und Erwerbstätigkeitsmuster von Frauen. In KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (Hg.), *Ein Leben ohne Kinder*, 201–244, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- STEINLEY, D. (2004): Properties of the Hubert-Arabie Adjusted Rand Index. *Psychological Methods* 9(3): 386–396.
- SUKHATME, P.; SUKHATME, B.; SUKHATME, S.; ASOK, C. (1984): *Sampling theory of surveys with applications*. Iowa / New Delhi: Iowa State University and Indian Society of Agricultural Statistics, 3. Aufl.
- SWAN, S. (2006): Semen quality in fertile US men in relation to geographical area and pesticide exposure. *International Journal of Andrology* 29: 62–68.
- SZYNDLIK, M. (1999): Private Transfers zwischen den Generationen. *Zeitschrift für Soziologie* 28(1): 3–22.
- THEODOSSIOU, I.; ZANGELIDIS, A. (2009): The social gradient in health: The effect of absolute income and subjective social status assessment on the individual's health in Europe. *Economics and Human Biology* 7: 229–237.
- THERNEAU, T. (1999): A package for survival analysis in S. Mayo Foundation, URL <http://mayoresearch.mayo.edu/mayo/research/biostat/upload/tr53.pdf>.
- TIEMANN, M. (2010): Wissensintensive Berufe. *Wissenschaftliche Diskussionspapiere - Bundesinstitut für Berufsbildung BiBB* 114.
- TIMM, A.; HELMERT, U.; MÜLLER, R. (2006): Berufsstatus und Morbiditätsentwicklung von Krankenversicherten im Zeitraum 1990 bis 2003. *Gesundheitswesen* 68: 517–525.
- TINBERGEN, N. (1963): On Aims and Methods of Ethology. *Zeitschrift für Tierpsychologie* 20: 410–433.
- TIVIG, T.; HENSEKE, G.; CZECHL, M. (2011): *Wohlstand ohne Kinder? Sozioökonomische Randbedingungen und Geburtenentwicklung im internationalen Vergleich*. Heidelberg: Springer.
- TRIVERS, R. (1972): Parental investment and sexual selection. In CAMPBELL, B. (Hg.), *Sexual selection and the descent of man 1871-1971*, 136–182, Los Angeles: University of California.
- TRIVERS, R.; WILLARD, D. (1973): Natural selection of parental ability to vary the sex ratio of offspring. *Science* 179: 90–91.
- TURKE, P. (1988): Helpers at the nest: childcare networks on Ifaluk. In BETZIG, L.; MULDER, M.B.; TURKE, P. (Hg.), *Human reproductive behaviour. A Darwinian perspective*, 173–188, Cambridge: Cambridge University Press.
- TURKHEIMER, E. (2000): Three laws of behavior genetics and what they mean. *Current Directions in Psychological Science* 9(5): 160–164.
- TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. (1992): Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty* 5: 297–323.
- VAN DE KAA, D. (1987): Europe's second demographic transition. *Population Bulletin* 42(1): 1–51.
- VERBEEK, M.; NIJMAN, T. (1992): Testing for selectivity bias in panel data models. *International Economic Review* 33(3): 681–703.
- VOGEL, F. (1975): *Probleme und Verfahren der numerischen Klassifikation*. Göttingen: Vandenhoeck und Ruprecht.
- VOLAND, E. (1990): Differential reproductive success within the Krümmhorn population (Germany 18th and 19th centuries). *Behavioral Ecology and Sociobiology* 26: 65–72.
- VOLAND, E. (2000): *Grundriss der Soziobiologie*. Berlin: Spektrum.
- VOLAND, E.; ENGEL, C. (1989): Women's reproduction and longevity in a premodern population (Ostfriesland, Germany, 18th century). In RASA, A.; VOGEL, C.; VOLAND, E. (Hg.), *The sociobiology of sexual reproductive strategies*, 194–205, London: Chapman and Hall.
- VOLAND, E.; ENGEL, C. (2000): Menschliche Reproduktion aus verhaltensökologischer Perspektive. In MÜLLER, U.; NAUCK, B.; DIEKMANN, A. (Hg.), *Handbuch der Demographie*, Bd. 1, 387–437, Heidelberg: Springer.
- VON LOEFFELHOLZ, H. (2010): Demografischer Wandel und Migration - Erfahrungen, Perspektiven und Optionen zu ihrer Steuerung. In HEILEMANN, U. (Hg.), *Demografischer Wandel in Deutschland. Befunde und Reaktionen*, 93–128, Berlin: Duncker & Humblot.
- VONESH, E.; CHINCHILLI, V. (1997): *Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements*. New York: Marcel Dekker.

- WAGNER, G.; FRICK, J.; SCHUPP, J. (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements. *Journal of Applied Social Science Studies* 127(1): 139–169.
- WAGNER, G.; GOEBEL, J.; KRAUSE, P.; PISCHNER, R.; SIEBER, I. (2008): Das sozio-ökonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland. *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 2(4): 301–328.
- WAKKER, P. (2010): *Prospect theory. For risk and ambiguity*. Cambridge: Cambridge University Press.
- WANG, M.C. (2006): Length bias. In KEIDING, N.; ANDERSEN, P.K. (Hg.), *Survival and event history analysis*, 289–292, New York: John Wiley.
- WEBER, M. (1972): *Wirtschaft und Gesellschaft. Grundriss der verstehenden Soziologie*. Tübingen: J.C.B. Mohr, 5. Aufl.
- WEIBULL, J. (1995): *Evolutionary game theory*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- WEINBERG, C.; BAIRD, D.; WILCOX, A. (1994): Sources of bias in studies of time to pregnancy. *Statistics in Medicine* 13: 671–688.
- WENGLER, A.; TRAPPE, H.; SCHMITT, C. (2008): Partnerschaftliche Arbeitsteilung und Elternschaft. *Materialien zur Bevölkerungswissenschaft* 127: 1–123.
- WESEL, U. (1985): *Frühformen des Rechts in vorstaatlichen Gesellschaften*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- WIED-NEBELING, S.; SCHOTT, H. (2005): *Grundlagen der Mikroökonomik*. Berlin: Springer, 3. Aufl.
- WILCOX, R. (2003): *Applying contemporary statistical techniques*. Amsterdam: Elsevier.
- WILLIS, R. (1973): A new approach to the economic theory of fertility behavior. *Journal of Political Economy* 81(2-2): S14–S64.
- WINGERTER, C. (2011): Der Eintritt junger Menschen in das Erwerbsleben. *Wirtschaft und Statistik: Statistisches Bundesamt* 02: 98–117.
- WINKELMANN, R. (2003): *Econometric analysis of count data*. Berlin: Springer.
- WIRTH, H. (1996): Wer heiratet wen? Die Entwicklung der bildungsspezifischen Heiratsmuster in Westdeutschland. *Zeitschrift für Soziologie* 24: 371–394.
- WIRTH, H. (2007): Kinderlosigkeit von hochqualifizierten Frauen und Männern im Paarkontext - Eine Folge von Bildungshomogamie? In KONIETZKA, D.; KREYENFELD, M. (Hg.), *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*, 167–200, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- WOOD, J. (1994): *Dynamics of human reproduction. Biology, Biometry, Demography*. New York: Aldine De Gruyter.
- WROBLEWSKI, A.; LEITNER, A. (2005): *Lernen von den Besten. Inderdependenzen von Frauenerwerbsbeteiligung und Geburtenzahlen im Ländervergleich*, Bd. 130. Düsseldorf: Hans-Böckler-Stiftung.
- WROHLICH, K. (2004): Child care costs and mother's labor supply: an empirical analysis for Germany. *DIW Discussion Papers* 412, URL <http://www.diw.de>.
- ZEIER, H. (1984): *Lernen und Verhalten, Psychologie des 20. Jahrhunderts*, Bd. 1. Weinheim: Beltz Verlag.
- ZEILEIS, A. (2006): Object oriented computations of sandwich estimators. *Journal of Statistical Software* 16(9): 1–16.
- ZEILEIS, A.; MEYER, D.; HORNIK, K. (2007): Residual-based shadings for visualizing (conditional) independence. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 16(3): 507–525.
- ZELIEIS, A.; KLEIBER, C.; JACKMAN, S. (2008): Regression models for count data in R. *Journal of Statistical Software* 27(8): 1–25.