

Boll, Christina

## Book

Lohneinbußen von Frauen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen: Der Schattenpreis von Kindern und dessen mögliche Auswirkungen auf weibliche Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang- Eine quantitative Analyse auf Basis von SOEP-Daten

Sozialökonomische Schriften, No. 43

## Provided in Cooperation with:

Peter Lang International Academic Publishers

*Suggested Citation:* Boll, Christina (2012) : Lohneinbußen von Frauen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen: Der Schattenpreis von Kindern und dessen mögliche Auswirkungen auf weibliche Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang- Eine quantitative Analyse auf Basis von SOEP-Daten, Sozialökonomische Schriften, No. 43, ISBN 978-3-653-01207-1, Peter Lang International Academic Publishers, Frankfurt a. M., <https://doi.org/10.3726/978-3-653-01207-1>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/178442>

### Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

### Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

# Sozialökonomische Schriften 43

Herausgegeben von Bert Rürup und Werner Sesselmeier

Christina Boll

## Lohneinbußen von Frauen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen

Der Schattenpreis von Kindern  
und dessen mögliche Auswirkungen  
auf weibliche Spezialisierungsentscheidungen  
im Haushaltszusammenhang

## Lohneinbußen von Frauen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen

# Sozialökonomische Schriften

Herausgegeben von  
Bert Rürup und Werner Sesselmeier

Band 43



**PETER LANG**

Frankfurt am Main · Berlin · Bern · Bruxelles · New York · Oxford · Wien

Christina Boll

# **Lohneinbußen von Frauen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen**

Der Schattenpreis von Kindern  
und dessen mögliche Auswirkungen  
auf weibliche Spezialisierungsentscheidungen  
im Haushaltszusammenhang

Eine quantitative Analyse auf Basis von SOEP-Daten



**PETER LANG**  
Internationaler Verlag der Wissenschaften

### **Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek**

The Deutsche Nationalbibliothek lists this publication in the Deutsche Nationalbibliografie; detailed bibliographic data is available in the internet at <http://dnb.d-nb.de>.

Open Access: Die Online-Version dieser Publikation ist unter der internationalen Creative Commons Lizenz CC-BY 4.0 auf [www.peterlang.com](http://www.peterlang.com) und [www.econstor.eu](http://www.econstor.eu) veröffentlicht.

Erfahren Sie mehr dazu, wie Sie dieses Werk nutzen können:  
<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>.



Dieses Buch ist Open Access verfügbar aufgrund der freundlichen Unterstützung der ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft.

D 8

ISSN 0172-1747

ISBN 978-3-653-01207-1 (eBook)

ISBN 978-3-631-60509-7 (Print)

DOI 10.3726 / 978-3-653-01207-1

© Peter Lang GmbH

Internationaler Verlag der Wissenschaften

Frankfurt am Main 2011

[www.peterlang.de](http://www.peterlang.de)

Ich danke meinem Erstgutachter, Herrn Professor Dr. Johannes Bröcker, und meinem Zweitgutachter, Herrn PD Dr. Uwe Jensen, für ihre hilfreichen Anregungen und den langen Atem in der Begleitung meiner Anstrengungen, diese Arbeit entstehen und wachsen zu lassen sowie schließlich zu vollenden. Die Freude am Forschen, die über all die Jahre stetig gestiegen ist, nährte sich nicht nur aus meinem ganz persönlichen Interesse an der Fragestellung, sondern auch aus dem großen mir anvertrauten Gestaltungsfreiraum in deren Bearbeitung. Herzlichen Dank dafür. Bedanken möchte ich mich auch bei meinem Mann und meinen Eltern, ohne deren gemeinsame Hilfe diese Arbeit nicht möglich gewesen wäre. Die Arbeit widme ich meinen Söhnen, den Stiftern meines Mutterglücks, das – auch wenn der Titel dieser Arbeit anderes vermuten lässt – ein Glück ohne Reue ist.

Ellerau, im November 2009

Christina Boll





# Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis .....	11
Tabellenverzeichnis .....	15
Einleitung.....	17
1 Theoretische Fundierung der Lohnrelevanz von Erwerbsunterbrechungen.....	21
1.1 Theorien der Lohnbildung und Einordnung der Humankapitaltheorie.....	21
1.2 Herleitung der humankapitaltheoretischen Lohnfunktion .....	24
1.3 Formulierung der untersuchungsleitenden Hypothesen für die Lohnregressionen .....	27
1.4 Abgrenzung der vorliegenden Untersuchung gegen frühere Studien zum Zusammenhang zwischen Lohn und Erwerbsbiografie .....	29
2 Datengewinnung und deskriptive Statistik.....	33
2.1 Datenbasis: Warum Sozio-ökonomisches Panel?.....	33
2.2 Eingrenzung des Untersuchungs-Samples.....	39
2.3 Erläuterungen zur Variablenbildung .....	40
2.3.1 Endogene Variablen .....	40
2.3.1.1 Endogene Variable der Beschäftigungsgleichung.....	40
2.3.1.2 Endogene Lohnvariablen .....	41
2.3.2 Exogene Variablen .....	43
2.3.2.1 Erwerbserfahrungsvariablen .....	44
2.3.2.1.1 Methodik der Variablenengewinnung aus SOEP-Ursprungsvariablen .....	44
2.3.2.1.2 Gliederungsebenen der Erwerbserfahrungsvariablen.....	50
2.3.2.1.3 Die Variablen im Einzelnen .....	51
2.3.2.2 Variablen zur Schul- und Berufsausbildung .....	58
2.3.2.3 Kontrollvariablen .....	63

2.3.2.3.1	Sozio-ökonomische Kontrollvariablen.....	63
2.3.2.3.2	Arbeitsplatzbezogene Kontrollvariablen.....	69
2.3.2.3.3	Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen .....	76
2.4	Deskriptive Statistik für das Lohn- und Beschäftigungssample .....	78
3	Bestimmung der Lohneffekte geburtsbedingter Erwerbsunterbrechungen auf Basis von SOEP-Daten.....	85
3.1	Vorüberlegungen zu den Schätzungen .....	85
3.1.1	Aspekte der Modellspezifikation.....	85
3.1.1.1	Gauss-Markov-Annahmen.....	85
3.1.1.1.1	A-Annahmen: Annahmen zur funktionalen Spezifikation des Modells .....	86
3.1.1.1.2	B-Annahmen: Annahmen zur Spezifikation der Störgröße.....	90
3.1.1.1.3	C-Annahmen: Annahmen zur Variablen- Spezifikation .....	94
3.1.1.2	Besondere Aspekte bei Lohnschätzungen mit Panel- daten.....	96
3.1.2	Vorgehensweise in den Schätzungen .....	100
3.2	Schätzungen der Lohn- und Beschäftigungsgleichung.....	101
3.2.1	Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur.....	101
3.2.2	Schätzung der Beschäftigungsgleichung.....	108
3.2.3	Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur .....	115
3.2.4	Panelschätzungen mit Selektionskorrektur.....	116
3.2.4.1	Variablensets der Gliederungsebene 3 .....	118
3.2.4.2	Variablensets der Gliederungsebene 4 .....	125
3.2.4.3	Variablensets der Gliederungsebene 5 .....	127
3.2.4.4	Simulationsrelevante Schätzverfahren und Variablensets.....	130
3.2.5	Zusammenfassung der Schätzergebnisse .....	133
3.2.6	Überprüfung der untersuchungsleitenden Hypothesen.....	141
4	Simulation der Lohneinbußen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen.....	145
4.1	Simulationsmethodik.....	146
4.1.1	Typisierung der Personenmerkmale und der Erwerbs- verläufe.....	146

4.1.1.1	Bildungsgrad, arbeitsplatzbezogene Merkmale und Beschäftigungswahrscheinlichkeit.....	146
4.1.1.2	Hypothetische Erwerbsverläufe .....	153
4.1.1.2.1	Erwerbseinstiegsalter .....	153
4.1.1.2.2	Unterbrechungsmuster .....	153
4.1.1.2.3	Unterbrechungszeitpunkt .....	156
4.1.2	Berechnungsmodus für die Lohnverluste.....	157
4.2	Testsimulationen und deren Implikationen für die finalen Simulationen.....	159
4.2.1	Implikationen bezüglich des geeigneten Zeithorizontes.....	160
4.2.2	Implikationen bezüglich des geeigneten Schätzverfahrens .....	162
4.2.3	Implikationen bezüglich des geeigneten Variablensets.....	165
4.2.3.1	Berücksichtigung von Drittvariableneffekten der Bildung .....	165
4.2.3.2	Berücksichtigung des Geburtsbezuges der Unterbrechung .....	166
4.2.4	Implikationen bezüglich des geeigneten Erstgeburtszeitpunktes.....	169
4.3	Finale Simulationen: Lohnverluste in Abhängigkeit von Art, Dauer und Zeitpunkt der Unterbrechung sowie Bildungsgrad der Frau.....	171
4.3.1	Bruttolohnverluste auf Stundenbasis bis zum 46. Lebensjahr .....	173
4.3.1.1	Lohneinbußen zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs .....	174
4.3.1.1.1	Ertragsverlust wegen Abschreibung des Humankapitalstocks während der Erwerbsunterbrechung (Entwertungseffekt).....	174
4.3.1.1.2	Ertragsverlust wegen unterlassenen Zusatzinvestitionen in Humankapital während der Erwerbsunterbrechung (Investitionsunterlassungseffekt).....	176
4.3.1.1.3	Gesamte Lohneinbußen auf Stundenbasis zum Wiedereinstiegszeitpunkt .....	177
4.3.1.2	Lohneinbußen im weiteren Erwerbsverlauf .....	178
4.3.1.2.1	Aufholeffekte .....	178
4.3.1.2.2	Verbleibende Lohndiskrepanz.....	181
4.3.2	Bruttolohnverluste auf Jahresbasis bis zum 46. Lebensjahr .....	182

5	Auswirkungen antizipierter Lohnverluste auf Spezialisierungs- entscheidungen im Haushaltszusammenhang und daraus folgende familienpolitische Implikationen.....	189
5.1	Das Modell der Zeitallokation im Haushalt von Becker (1965) und das dynamische Bargaining-Modell von Ott (1992) .....	189
5.2	Einordnung der berechneten Lohneinbußen in das dynamische Bargaining-Modell von Ott (1992).....	196
5.3	Implikationen des Bargaining-Modells hinsichtlich des Einflusses von Unterbrechungsdauer, Unterbrechungszeitpunkt und Bildungsniveau auf die Spezialisierungsbereitschaft von Frauen.....	199
5.3.1	Einfluss der Unterbrechungsdauer .....	200
5.3.2	Einfluss des Bildungsniveaus .....	200
5.3.3	Einfluss des Unterbrechungszeitpunktes .....	201
5.4	Gesamtbewertung der Lohneinbußen für die Spezialisierungs- entscheidung .....	204
5.5	Familienpolitische Implikationen aus dem Zusammenhang von Lohneinbußen und Entscheidungen im Haushaltszusammenhang .....	206
6	Exkurs: Auswirkungen der antizipierten Lohnverluste auch auf Bildungs- und Berufswahlentscheidungen von Frauen? .....	211
7	Zusammenfassung der Untersuchungsergebnisse .....	213
	Anhang.....	219
	Literaturverzeichnis .....	307
	Printmedien .....	307
	Internet-Ressourcen .....	314

# Abbildungsverzeichnis

## *Hauptteil*

Abbildung 1: Grenzproduktivitäten eines zusätzlichen Ausbildungsjahres, Personen A und B .....	61
Abbildung 2: Verteilung der Frauen des Lohn- und Beschäftigungssamples auf die Altersfünftel zwischen 17 und 55 bzw. 19 und 55 Jahren (in %) .....	79
Abbildung 3: Relative Häufigkeiten des Alters des jüngsten Kindes im Haushalt unter allen Frauen des Beschäftigungssamples mit Kind im Haushalt .....	80
Abbildung 4: Relative Häufigkeiten des Alters des jüngsten Kindes im Haushalt unter allen Frauen des Lohnsamples mit Kind im Haushalt.....	81
Abbildung 5: Einfachregression des Bruttostundenlohnes auf aktuelle durchgängige Teilzeit .....	88
Abbildung 6: Einfachregression des Bruttostundenlohnes auf die Summe der Vollzeit .....	88
Abbildung 7: Abschätzung der Schiefe des Lohnes mit anteiligen Einmalzahlungen .....	91
Abbildung 8: Abschätzung der Schiefe des Lohnes ohne anteilige Einmalzahlungen .....	92
Abbildung 9: Einfachregression des Bruttostundenlohnes auf die Summe der Teilzeit .....	103
Abbildung 10: Bildungsabhängige Lohn-Alters-Profile bei durchgängigem Erwerbsverlauf.....	161
Abbildung 11: Bildungsabhängige Lohn-Alters-Profile bei unterbrochenem Erwerbsverlauf.....	161
Abbildung 12: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Fixed Effects-Schätzergebnisse von Modell (3).....	163
Abbildung 13: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Random Effects-Schätzergebnisse von Modell (3) .....	164
Abbildung 14: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Random Effects-Schätzergebnisse von Modell (3) .....	166

Abbildung 15:	Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Random Effects-Schätzergebnisse von Modell (3/5) .....	167
Abbildung 16:	Summierte Bruttojahreslohnverluste bei Erwerbsverlauf TEST gegenüber Referenzverlauf, in Abhängigkeit vom Bildungsgrad, auf Basis der Schätzergebnisse von Modell (3/5) .....	170
Abbildung 17:	Summierte Bruttojahreslohnverluste bei Erwerbsverlauf TEST gegenüber Referenzverlauf, in Abhängigkeit vom Bildungsgrad, auf Basis der Schätzergebnisse von Modell (3) .....	171
Abbildung 18:	Bruttostundenlohn-Differenzen zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau zum Wiedereinstiegszeitpunkt in Vollzeit: Einfluss von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildung .....	177
Abbildung 19:	Bruttostundenlohn-Differenzen zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau im 46. Lebensjahr: Einfluss von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildung .....	182
Abbildung 20:	Summierte Jahreslohnverluste bei Erstgeburt mit 28 Jahren: Einfluss von Bildung und Unterbrechungsdauer.....	184
Abbildung 21:	Summierte Jahreslohnverluste bei Erstgeburt mit 32 Jahren: Einfluss von Bildung und Unterbrechungsdauer.....	185
Abbildung 22:	Summierte Jahreslohnverluste bei Erstgeburt mit 36 Jahren: Einfluss von Bildung und Unterbrechungsdauer.....	186
Abbildung 23:	Auswirkungen der Geburt eines Kindes auf Haushaltsnutzen und Individualnutzen der Haushaltspartner im traditionellen Beckerschen Ansatz mit exogenen Haushaltspräferenzen .....	194
Abbildung 24:	Auswirkungen der Geburt eines Kindes auf Haushaltsnutzen und Individualnutzen der Haushaltspartner im zweiperiodischen Bargaining-Ansatz mit endogenen Haushaltspräferenzen .....	195

*Anhang*

Abbildung 25:	Vorgehensweise der Datenerzeugung mit Stata/SE 7.0.....	221
Abbildung 26:	Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5) .....	280
Abbildung 27:	Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3/5) .....	283

Abbildung 28: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3).....	286
Abbildung 29: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3) .....	289
Abbildung 30: Lohn-Alters-Profile der Frau mittlerer Bildung bei Erstgeburt im Alter von 28 Jahren, Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5), unterschiedliche Berücksichtigung des Standardfehlers.....	292
Abbildung 31: Aggregierte Jahreslohnverluste bei Berücksichtigung des Standardfehlers: Erstgeburt der Frau mittlerer Bildung mit 28 Jahren, Unterbrechung nach Grundschulmuster .....	294





# Tabellenverzeichnis

## *Hauptteil*

Tabelle 1: Beobachteter Bruttostundenlohn im Vergleich mit den vorhergesagten Werten aus gepoolten Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5 ..... 108

## *Anhang*

Tabelle 2: Variablenliste der Lohn- und Beschäftigungsgleichung ..... 222

Tabelle 3: Deskriptive Statistik für das Beschäftigungssample ..... 224

Tabelle 4: Deskriptive Statistik für das Lohnsample ..... 226

Tabelle 5: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5 (Modelle 1-5) ..... 228

Tabelle 6: Maximum Likelihood-Schätzung der Beschäftigungsgleichung .... 232

Tabelle 7: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 3-5 (Modelle 3-5) .... 234

Tabelle 8: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3) ..... 237

Tabelle 9: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3a) ..... 239

Tabelle 10: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4) ..... 243

Tabelle 11: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4a) ..... 247

Tabelle 12: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5) ..... 251

Tabelle 13: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5a) .....	255
Tabelle 14: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5) .....	259
Tabelle 15: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5a) .....	263
Tabelle 16: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung ohne Berücksichtigung arbeitsplatz-, arbeitsmarkt- und berufsbezogener Variablen.....	267
Tabelle 17: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung mit Selektionskorrektur und Berücksichtigung prestigeespezifischer Lohnstrafen.....	270
Tabelle 18: Maximum Likelihood-Schätzung der prestigeespezifischen Beschäftigungswahrscheinlichkeit .....	272
Tabelle 19: Prognostizierte mittlere prestigeespezifische Beschäftigungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Biografie .....	274
Tabelle 20: Bildungsspezifische Typisierung arbeitsplatzbezogener Merkmale und der Beschäftigungswahrscheinlichkeit für die Simulationen .....	275
Tabelle 21: Unterscheidungskriterien der verwendeten hypothetischen Erwerbsverläufe .....	276
Tabelle 22: Reale Lohnwachstumsraten für weibliche Angestellte im Produzierenden Gewerbe im Zeitraum 2001-2005 .....	277
Tabelle 23: Testsimulationen – Lohnsummen und Lohnverluste in Abhängigkeit von Schätzverfahren, Variablenset und Bildungsgrad .....	278
Tabelle 24: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3) .....	295
Tabelle 25: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3/5) .....	299
Tabelle 26: Lohnsummen und summierte Jahreslohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, Unterbrechungszeitpunkt, Bildungsgrad und Variablenset .....	303
Tabelle 27: Einfluss von Bildung, Unterbrechungsdauer und -zeitpunkt auf die Lohnverluste im Überblick.....	295

# Einleitung

“Having children is a lifelong undertaking.”<sup>1</sup> Diese Einsicht der schwedischen Ökonomin Siv Gustafsson erscheint auf den ersten Blick trivial: Kinder stiften Lebensfreude, und sie kosten Geld. Doch – wessen Geld? Einige Fakten sollen das in dieser Arbeit aufgespannte Forschungsfeld umreißen.

Rund zwölf Prozent aller Kinder unter drei Jahren wurden in den westdeutschen Bundesländern im März 2008 in einer Kindertagesstätte oder von öffentlich geförderten Tagesmüttern bzw. -vätern<sup>2</sup> betreut, in den ostdeutschen Ländern waren es dagegen 42 Prozent.<sup>3</sup> Damit verbunden ist eine – freiwillige oder unfreiwillige – drastische Einschränkung der mütterlichen Erwerbstätigkeit: Während 82,9 Prozent aller 25-49-jährigen Frauen ohne Kinder unter 18 Jahren im Jahr 2007 einer bezahlten Arbeit nachgingen, waren es von den Frauen mit unter dreijährigen Kindern in derselben Altersgruppe nur 58 Prozent. Üben Frauen in den ersten Lebensjahren ihrer Kinder überhaupt eine Beschäftigung aus, handelt es sich meist um eine Teilzeittätigkeit: 67 Prozent der Frauen der oben genannten Altersgruppe mit mindestens einem minderjährigen Kind im Jahr 2007 arbeiteten zeitverkürzt, während es in der Gruppe der gleichaltrigen Männer weniger als fünf Prozent waren. Doch auch in Teilzeit drohen erhebliche Verdienstaufschläge: Der durchschnittliche Bruttostundenverdienst teilzeitbeschäftigter Arbeitnehmer war im Jahr 2008 um 23 Prozent niedriger als jener der vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmer.<sup>4</sup> Zudem sind die Aufstiegschancen bescheiden: Nur 4,9 % der Teilzeitbeschäftigten waren 2008 in leitender Stellung, dagegen 10,9% der Vollzeitbeschäftigten. Auch das Niedriglohnrisiko von Frauen ist selbst dann, wenn sie voll-

---

1 Der vollständige zitierte Satz lautet „First, theoretical work on fertility decisions emphasize that having children is a lifelong undertaking, which requires lifetime perspective in the economic variables that have an influence.“ und entstammt Gustafsson (2003), p. 352.

2 Mit einigen wenigen Ausnahmen wie dieser wird in der vorliegenden Arbeit die männliche Form der Substantive verwendet. Dies geschieht ausschließlich aus Gründen der leichteren Lesbarkeit.

3 Statistisches Bundesamt (2009a), S. 51. Bis zur nächsten anderslautenden Quelle beziehen sich die folgenden Ausführungen auf ebenda, S. 48-50.

4 Diese Angabe gilt für den zusammen gefassten Sektor Produzierendes Gewerbe und Dienstleistungen; vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 13.

zeitbeschäftigt sind, doppelt so hoch wie jenes der vollzeitbeschäftigten Männer.<sup>5</sup> Das deutsche Steuer- und Transfersystem prämiert die Existenz von Kindern, aber nicht die berufliche Selbstständigkeit des hinzuverdienenden Partners. Dennoch gehen immer mehr Mütter einer bezahlten Beschäftigung nach. Wie ist das zu erklären?

Zugleich sind die gesamtdeutschen jährlichen Geburtenzahlen zwischen 1990 und 2006 kontinuierlich gefallen.<sup>6</sup> Zwar scheint für diesen Rückgang eher die rückläufige Zahl der Mütter im fertilen Alter zwischen 15 und 44 Jahren als die rückläufige Gesamtfertilitätsrate in Betracht zu kommen; die durchschnittliche Kinderzahl je Frau lag 2007 für Gesamtdeutschland bei 1,37 und hat sich seit Mitte der 1980er Jahre kaum verändert. Jedoch existieren große Ost-West-Unterschiede: Während die Fertilitätsrate im Osten zwischen 1997 und 2006 kontinuierlich bis auf 1,30 anstieg, ist sie im Westen stetig bis auf 1,34 gesunken. Auch das Phänomen später (Erst-) Mutterschaft tritt vorwiegend in westdeutschen Großstädten wie Hamburg oder München, allgemein in wohlhabenden Regionen auf. Aus dem Blickwinkel der Kinderlosigkeit betrachtet, zeigen sich auch hier Ost-West-Differenzen: Von allen 40-75-jährigen Frauen hatten in den alten Bundesländern im Jahr 2008 ganze 16 Prozent keine Kinder, im Osten waren es dagegen nur 8 Prozent. Und schließlich ist Kinderlosigkeit nur in Westdeutschland positiv mit dem Bildungsniveau korreliert.<sup>7</sup>

Ostdeutsche Frauen arbeiten häufiger Vollzeit, und dennoch ist die Geburtenneigung in den neuen Ländern im Durchschnitt höher. Woran liegt das? Neben anderen (subtileren) Faktoren, die die Geburtenbereitschaft beeinflussen, lässt sich ein Faktor klar benennen: In Westdeutschland sind Familie und Beruf noch immer schlechter miteinander vereinbar als in Ostdeutschland, insbesondere in den ersten Lebensjahren von Kindern. Die mangelnde Vereinbarkeit hat jedoch ihren Preis: Sie generiert drastische Einkommensverluste desjenigen Partners, der sich um die Betreuung der Kinder kümmert. Diesen Schattenpreis zu quanti-

---

5 Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes bezogen im Jahr 2006 24% der Frauen, aber nur 12% der Männer einen Niedriglohn. Die Zahlen entstammen der Verdienststrukturerhebung 2006 und sind, wie seitens des Statistischen Bundesamtes angemerkt, vermutlich noch unterschätzt, da nur Betriebe mit mindestens 10 Beschäftigten enthalten sind. Die Niedriglohnschwelle wird definiert als zwei Drittel des Medians des Bruttomonatsverdienstes aller Vollzeitbeschäftigten und betrug im Jahr 2006 rund 1800 Euro; vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 23-25.

6 Lediglich 2007 kam es zu einem Anstieg um rund 20.000 Kinder, den auf das zum 1.1.2007 eingeführte Elterngeld zurückzuführen zum gegenwärtigen Zeitpunkt sicherlich verfrüht wäre. Die hier präsentierten Geburtenzahlen und alle weiteren Angaben bis zur Angabe einer anderslautenden Quelle entstammen Hoßmann (2009), S. 2-9.

7 Vgl. zu den Angaben zur Kinderlosigkeit: Statistisches Bundesamt (2009c).

fizieren und in seinen Auswirkungen auf weibliche Entscheidungen im Haushaltszusammenhang zu analysieren ist Ziel der vorliegenden Untersuchung.

**Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut:** In *Teil 1* werden das theoretische Fundament der Arbeit gelegt und die untersuchungsleitenden Hypothesen für die in Teil 3 durchzuführenden Lohnregressionen formuliert. In diesem Zusammenhang wird auch auf den Erklärungsbeitrag dieser Arbeit zum gegenwärtigen Forschungsstand eingegangen.

In *Teil 2* gilt es darzulegen, wie der hier zur Verwendung kommende Datensatz gebildet wurde. Neben der verfolgten Methodik werden hierbei auch die inhaltlichen Überlegungen, die zur Bildung der Variablen geführt haben, erläutert.

*Teil 3* dient dem Ziel, die Lohneffekte verschiedener erwerbsbiografischer Merkmale mit Hilfe ökonometrischer Methoden zu ermitteln. Den Schätzungen der Lohn- und Beschäftigungsfunktion werden grundsätzliche Überlegungen zur Spezifikation des ökonometrischen Modells vorangestellt. Die Zusammenfassung der Schätzergebnisse mündet schließlich in die Überprüfung der eingangs formulierten Hypothesen.

In *Teil 4* werden – auf Basis der in Teil 3 gefundenen Ergebnisse – diverse hypothetische Erwerbsverläufe und deren diesbezügliche bildungsspezifische Lohnentwicklungen simuliert. Der Vergleich der Lohnentwicklungen mit einem so genannten Referenzverlauf erlaubt die Berechnung von nach Art, Dauer und Zeitpunkt der Unterbrechung sowie nach Bildungsniveau unterschiedlichen Lohneinbußen auf Stundenlohn- und Jahresbasis.

In *Teil 5* schließlich geht es darum, mögliche Auswirkungen der ermittelten Lohneinbußen auf mikroökonomische Entscheidungen zu analysieren. Im Vordergrund der Analyse stehen dabei Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang; Auswirkungen antizipierter Einbußen auf vorgelagerte Bildungsentscheidungen werden nur am Rande gestreift (*Teil 6*).

*Teil 7* bildet mit der Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse den Abschluss der Arbeit.



# 1 Theoretische Fundierung der Lohnrelevanz von Erwerbsunterbrechungen

## 1.1 Theorien der Lohnbildung und Einordnung der Humankapitaltheorie

Grundsätzlich können zwei Ansätze von Lohnbildungstheorien unterschieden werden: Einerseits jene (neoklassischen) Theorien, die davon ausgehen, dass sich der Preis des gehandelten „Gutes“ – der Lohn der Arbeitskraft – durch Angebot und Nachfrage bestimmt, sich der Arbeitsmarkt mithin nicht von anderen Märkten unterscheidet, und andererseits jene (institutionalistischen) Theorien, die Unterschiede des Arbeitsmarktes von anderen Märkten postulieren.<sup>8</sup> Diese bestehen in Informations-Asymmetrien über das gehandelte „Gut“, sodass die Austauschbedingungen (Leistung gegen Geld) nur teilweise spezifiziert werden können. Aus diesem Grund bestimmen neben der individuellen Arbeitsleistung auch Steuerungsinstrumente wie Institutionen und Regeln mehr oder weniger stark über die Allokation und Gratifikation von Personal. So postuliert das Modell der Senioritäts-Entlohnung, dass es sich aus Moral Hazard-Problemen heraus lohnt, Mitarbeiter zunächst unter und erst in späteren Jahren über ihrem Grenzprodukt zu entlohnen, um Fluktuation und frühzeitige Abschreibung vormals getätigter Humankapitalinvestitionen in den Mitarbeiter zu verhindern.<sup>9</sup> Die Lohnwachstumsrate stellt in diesem Modell quasi eine Prämie für Betriebstreue dar, wobei die Betriebszugehörigkeit auch bei Erwerbsunterbrechungen erhalten bleibt. Segmentationstheorien des Arbeitsmarktes liegt der Gedanke zu Grunde, dass der Arbeitsmarkt dauerhaft in voneinander mehr oder weniger stark abgeschottete (mit Zutrittsbarrieren versehene) Segmente geteilt ist, die jeweils nach eigenen Gesetzen funktionieren.<sup>10</sup> Unabhängig davon, ob die Segmentation in horizontaler Richtung (*Theorie der internen und externen Arbeitsmärkte*)<sup>11</sup> oder in vertikaler Richtung (vgl. beispielsweise die *Theorie des dreigeteilten Arbeitsmarktes*)<sup>12</sup>

---

8 Vgl. für eine Übersicht der Lohnbildungstheorien Henneberger, F., C. Kaiser (2000).

9 Vgl. Lazear, E. P. (1981), zitiert nach Franz, W. (2003), S. 319; vgl. auch Franz (2003), S. 58-59.

10 Vgl. Sengenberger, W. (1979), S. 1-44 sowie Sengenberger, W. (1987).

11 Vgl. Doeringer/Piore (1971).

12 Vgl. Sengenberger (1979).

erfolgt, ist es die Art der Qualifikation bzw. zusätzlich der ausgeübten Tätigkeit, die über zwischenbetriebliche und innerbetriebliche Mobilitätschancen der Arbeitskraft entscheidet. Soweit die skizzierten Modelle die Existenz von Seniorität auch in der Mitarbeitergratifikation belohnen, lässt eine Unterbrechung der Erwerbstätigkeit mit Arbeitgeberwechsel zum Wiedereinstiegszeitpunkt Einkommenseinbußen erwarten.

Die Idee der Segmentation findet sich allerdings auch in neoklassischen Arbeitsmarkttheorien. Ein Beispiel bildet die *Insider-Outsider-Theorie*<sup>13</sup>, in der zwischen Insidern – Arbeitsplatzbesitzern – und Outsidern – Arbeitslosen – segmentiert wird. Die Theorie versucht zu erklären, warum Insider einen Lohn über dem Marktlohnsatz für allgemeine Qualifikationen der Outsider verdienen. Der Lohnzuschlag wird begründet mit Fluktuations- als spezielle Form von Transaktionskosten (Einstellungs-, Einarbeitungs-, Entlassungskosten etc.), die durch den Verzicht des Arbeitgebers auf den Arbeitnehraustausch vermieden werden können und somit eine Verhandlungsmacht der Insider gegenüber ihrem Arbeitgeber begründen. Die Theorie erklärt jedoch nicht die individuelle Einkommensentwicklung im Zeitablauf und ist damit für die hier verfolgte Fragestellung ungeeignet.

Die Effizienzlohntheorie<sup>14</sup> geht wie die institutionalistischen Segmentionstheorien von asymmetrischer Information zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer hinsichtlich der Leistungsfähigkeit des Arbeitnehmers aus, die – in Verbindung mit den zusätzlichen Annahmen prohibitiv hoher Kontrollkosten einerseits und einer vom Reallohnsatz positiv abhängigen Leistungsbereitschaft andererseits – als gewinnmaximierende Entgeltform jene der Zahlung produktivitätsüberschreitender Löhne empfiehlt, um „Bummeln“ als unbeobachtete Herabsetzung der Arbeitsintensität zu vermindern, die Motivation und damit Produktivität der Mitarbeiter zu steigern sowie die Betriebstreue und die Eingangsqualifikation der Mitarbeiter (mittels eines induzierten adversen Selektionsprozesses auf dem Beschaffungsmarkt) zu erhöhen. Das bewusste positive Abweichen von der im Zeitablauf steigenden individuellen Produktivität impliziert zwar auch hier einen Lohnanstieg mit zunehmendem Lebensalter; im Unterschied zum Modell der Senioritätsentlohnung wird die Mitarbeiterproduktivität hier jedoch als eine endogene, seitens des gezahlten Lohnes bestimmte Größe aufgefasst, sodass das Ziel der produktivitätsorientierten Entlohnung hier nicht nur im Durchschnitt über die gesamte Erwerbsspanne, sondern zu jedem Zeitpunkt verfolgt wird.

Das gewohnte Bild des Lohn-Alters-Profiles mit steigenden Löhnen bei zunehmendem Lebensalter kann demnach durch mehrere Theorien der Lohnbil-

---

13 Vgl. Lindbeck/Snower (1988).

14 Vgl. Akerlof/Yellen (1986).



dung erklärt werden. Dennoch wird in der vorliegenden Arbeit eine humankapitaltheoretische Fundierung unterstellt – dies zuvorderst auf Grund der Zielsetzung, die Lohnwirkungen unterschiedlichster erwerbsbiografischer Entscheidungen jenseits des groben Rasters der Betriebstreue analysieren zu können.

Die bisher vorgestellten Theorien gehen davon aus, dass die Arbeitskräfte mit jedem zusätzlichen Jahr der Betriebstreue quasi automatisch produktiver werden. Das Problem abnehmender Lohnwachstumsraten im Lebenslauf, das sich in einem konkaven Lohn-Alters-Profil ausdrückt, lässt sich mit diesen Theorien ebensowenig erklären wie die Lohnwirkungen von Erwerbsunterbrechungen. Die Humankapitaltheorie fußt demgegenüber auf der Annahme, dass der zu einem bestimmten Zeitpunkt erzielte Marktlohn einer Person Ausfluss ihres zu diesem Zeitpunkt verfügbaren und marktlich verwertbaren Humankapitals ist.<sup>15</sup> Humankapital wird durch schulische Bildung und berufliche Weiterbildung (Training-on-the-Job) erworben. Wenngleich das Volumen individuell gebildeten Humankapitals im Rahmen eines mehrperiodischen Entscheidungsmodells der Arbeitskraft erklärt wird – wie nachfolgend gezeigt werden soll –, ist die Humankapitaltheorie dennoch nicht als eine rein angebotsseitige Lohnbildungstheorie zu verstehen, da die Ertragskraft des gebildeten Humankapitals am Markt eine entsprechende arbeitgeberseitige Nachfrage nach demselben zur Voraussetzung hat.

Die humankapitaltheoretische Fundierung der Lohnbildung fußt auf dem Lebenszyklus-Modell der Humankapitalproduktion von Ben-Porath (1967).<sup>16</sup> In diesem Modell ist der Umfang periodisch getätigter Nettoinvestitionen in Humankapital im Lebenszyklus Aktionsparameter des rational handelnden Individuums. Die Bildung von Humankapital dient einzig dem Ziel, die Einkommenserzielungskapazität am Markt zu erhalten und auszubauen (das heißt, von nichtmonetären Aspekten des Bildungsnutzens wie gesteigerter immaterieller Lebensqualität wird abstrahiert). Die rationale Zeitverwendung auf Bildung (von Humankapital) im Wettstreit mit anderen Zeitverwendungen bestimmt sich nach der Regel „Grenzerlös gleich Grenzkosten“, wobei der Grenzerlös dem Gegenwartswert des künftigen zusätzlichen Lohneinkommens-Stroms aus der Bildungsinvestition entspricht, während die Grenzkosten den Barwert des verlorenen Einkommens darstellen, das während der Fortbildungszeit nicht erwirtschaftet werden konnte (direkte Fortbildungskosten für Material, Reisekosten etc. sind annahmegemäß gleich Null).

Der Grenzerlös der Bildungsinvestition ist wiederum von der erwarteten zukünftigen Zeitverwendung abhängig: Die erwarteten Zusatzeinkommen können nur eingefahren werden, wenn das Individuum erwerbstätig ist (und bleibt). Weiterhin wird der Grenzerlös von der Fähigkeit zur Umsetzung des zusätzlich

---

15 Als Begründer der Humankapitaltheorie zählen Becker (1964) sowie Mincer (1974).

16 Vgl. Ben-Porath (1967).

akkumulierten Humankapitals in Einkommen bestimmt. Die Ertragskraft des Humankapitals wird wiederum von Art und Umfang des bereits bestehenden Humankapitals und dessen erwarteter künftiger Nachfrage am Arbeitsmarkt beeinflusst. Schließlich ist der Grenzerlös negativ von der Dauer der Rückzahlungsperiode abhängig: Mit steigendem Lebensalter verkürzt sich die verbleibende Rest-Erwerbsspanne, die zur Amortisation der Bildungskosten zur Verfügung steht.

Auf den Umstand, dass sowohl hinsichtlich der geplanten künftigen Zeitallokation auf Hausarbeit und Erwerbsarbeit als auch hinsichtlich der Fähigkeit zur Einkommenserzielung Unterschiede zwischen Familienmitgliedern bestehen, die zur Analyse von Zeitverwendung und Einkommen im Familienzusammenhang herangezogen werden müssen, haben bereits Mincer und Polachek (1974) hingewiesen.<sup>17</sup>

## 1.2 Herleitung der humankapitaltheoretischen Lohnfunktion

Die vorliegende Arbeit blendet den Großteil dieser vielfältigen interpersonellen und intertemporalen Wirkungszusammenhänge aus.<sup>18</sup> Sie beschränkt sich auf die empirische Überprüfung der General-Hypothese, dass beobachtbare Marktlohneinkommen eine Funktion des akkumulierten Humankapitals der Person sind.<sup>19</sup>

Die Nettoinvestition in Periode  $t-1$  betrage  $C_{t-1}$ , das potenzielle Einkommen vor Abzug der Bruttoinvestitionen sei in dieser Periode  $E_{t-1}$ . Die über alle Perioden konstante durchschnittliche Verzinsung pro investierter Einheit Humankapital betrage  $r$ . Daraus ergibt sich das potenzielle Einkommen in Periode  $t$  als

$$E_t = E_{t-1} + rC_{t-1}. \quad (1)$$

Es sei mit  $k_t$  das Verhältnis der Investitionsausgaben in Periode  $t$  zum potenziellen Einkommen derselben Periode beschrieben, sodass  $k_t = C_t/E_t$ . Die Investitionsausgaben bestehen annahmegemäß lediglich aus zeitlichem Input, sodass (nur) das während dieser Zeit erzielbare Einkommen verloren geht. Aus (1) und der Definition von  $k_t$  ergibt sich

---

17 Vgl. Mincer/Polachek (1974), S. 77.

18 Es wird beispielsweise nicht analysiert, warum sich einzelne Individuen für ein niedrigeres formales Bildungsniveau entscheiden als andere. Hierfür könnte erwartete Erwerbs-Diskontinuität eine Rolle spielen. Insofern fußt auch die Theorie der optimalen Berufswahl von Polachek (1981) auf humankapitaltheoretischen Überlegungen; vgl. hierzu die Ausführungen im Exkurs zu Kapitel 5.

19 Die Herleitung der Lohnfunktion – zunächst für kontinuierliche, anschließend für diskontinuierliche Erwerbsverläufe – ist angelehnt an die Darstellung in Mincer/Polachek (1974), S. 78-88.

$$E_t = E_{t-1}(1 + rk_{t-1}). \quad (2)$$

Drückt man das Einkommen  $E_t$  als Funktion des Einkommens  $E_0$  aus, folgt

$$E_t = E_0(1 + rk_0)(1 + rk_1)\dots(1 + rk_{t-1}).$$

Da  $rk$  klein ist, ergibt sich für den logarithmischen Näherungswert von  $(1 + rk)$ :  $\ln(1 + rk) \sim rk$ . Daraus wiederum folgt

$$\ln E_t = \ln E_0 + r \sum_{i=0}^{t-1} k_i. \quad (3)$$

Das beobachtbare Einkommen  $Y_t$  ist definiert als  $Y_t = E_t(1 - k_t)$ . Daraus folgt

$$\ln Y_t = \ln E_0 + r \sum_{i=0}^{t-1} k_i + \ln(1 - k_t). \quad (4)$$

Unterscheidet man nun bezüglich der anteiligen Investitionen in Humankapital zwischen jenen während der Schulzeit ( $s$ ) getätigten ( $k_i$ ) und jenen, die erst während der nachschulischen Phase als Training-On-the-Job realisiert werden ( $k_j$ ), lässt sich das Potenzialeinkommen darstellen als

$$\ln E_t = \ln E_0 + r \sum_{i=0}^{s-1} k_i + r \sum_{j=s}^{t-1} k_j. \quad (5)$$

Geht man vereinfachend davon aus, dass während der Ausbildungsjahre  $i$  jeweils die gesamte verfügbare Zeit für die Bildung von Humankapital verwendet wird, sodass das gesamte potenzielle Einkommen während dieser Zeit als Opportunitätskosten zu gelten hat ( $C_t = E_t$ ), ergibt sich  $k_i = 1$  und hieraus für Gleichung (5):<sup>20</sup>

$$\ln E_t = \ln E_0 + rs + r \sum_{j=s}^{t-1} k_j. \quad (6)$$

Das Potenzialeinkommen einer Periode übersteigt jenes der Vorperiode, solange die Nettoinvestition der Vorperiode größer Null ist. Der Anreiz für Nettoinvestitionen nimmt mit zunehmendem Lebensalter jedoch ab, wie oben geschildert. Die sinkende anteilige Zeitverwendung für berufsbegleitende Fortbildung mit steigendem Alter bei zugleich steigendem Potenzialeinkommen bewirkt – nach der obigen Definition von  $k$  – ein im Zeitablauf kontinuierlich sinkendes anteiliges Investitionsvolumen und hieraus – bei annahmegemäß konstantem  $r$  über die Zeit – ein mit abnehmenden Wachstumsraten steigendes Potenzialeinkommen, solange der Erwerbsverlauf unterbrechungsfrei ist. Erwägt man nun die Möglichkeit, dass sich im Erwerbsverlauf Segmente der Erwerbstätigkeit mit solchen

---

20 Gegebenenfalls zu zahlende Schul- und Studiengebühren heben sich annahmegemäß mit empfangenen Unterstützungszahlungen wie Stipendien etc. auf.

der Nichterwerbstätigkeit abwechseln, wobei jedes Segment aus mehreren Jahren bestehen kann und sich das Investitionsverhalten der Person zwischen den Segmenten unterscheidet, lässt sich  $k_i$  für das  $i$ -te Segment ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) auch schreiben als  $k_i = a_i + b_i t$ . Daraus ergibt sich

$$\ln E_t = \ln E_0 + rs + r \sum_{i=1}^n \int_{t_i}^{t_{i+1}} (a_i + b_i t) dt. \quad (7)$$

Dabei stellt  $a_i$  den ursprünglichen Investitionsanteil,  $b_i$  dessen Veränderung im  $i$ -ten Segment und  $t_{i+1} - t_i = e_i$  die Dauer des  $i$ -ten Segments dar. Geht man allerdings vereinfachend davon aus, dass das Investitionsverhalten in den einzelnen Jahren eines Segments konstant ist – wenngleich es zwischen den Segmenten differieren kann –, vereinfacht sich Gleichung (7) zu

$$\ln E_t = \ln E_0 + rs + r \sum_i a_i e_i. \quad (8)$$

Im Fall ( $ra_i$ ) > 0 handelt es sich um die in Periode  $t$  vereinnahmten Erträge aus positiven Nettoinvestitionen in Segment  $i$ ; dies impliziert, dass eine etwaige Abschreibung des Humankapitals in diesem Segment geringer als die getätigten Bruttoinvestitionen ausfiel. Im Fall ( $ra_i$ ) < 0 dagegen gilt das Umgekehrte: Der zum Ende des  $i$ -ten Segments bestehende Humankapitalstock ist geringer als jener zu Anfang desselben Segments.

Eine explizite Berücksichtigung der Abschreibung von Humankapital in der Lohnfunktion setzt eine Aufspaltung der in Periode  $t$  erfolgten Nettoinvestitionen in Bruttoinvestitionen ( $C_t^*$ ) und Abschreibungen auf Humankapital während dieser Periode ( $\delta_t$ ) voraus. Für den Bruttoinvestitionsanteil  $k_t^*$  ergibt sich dann:  $k_t^* = C_t^*/E_t$ , sodass  $rk_t = rk_t^* - \delta_t$ .

Dies führt zu folgender allgemeinen Fassung der Lohnfunktion für diskontinuierliche Erwerbsverläufe:<sup>21</sup>

$$\ln E_t = \ln E_0 + (rs - (t - s)\delta_s) + \sum_{n=1}^N (rk_n^* - \delta_n) e_n. \quad (9)$$

In der obigen Funktion stellt  $E_0$  eine positive Konstante dar, die außerhalb der Person liegende lohnrelevante Einflussfaktoren umfasst. Die nachschulische Erwerbsspanne ist in  $n$  Segmente zerlegt ( $n = 1, 2, \dots, N$ ). Phasen der Erwerbstätigkeit wechseln dabei mit Phasen der Nichterwerbstätigkeit ab, wie es für Erwerbsverläufe von Frauen mit Kindern typisch ist. Humankapital kann nicht nur

---

21 Aus dem Vergleich von Gleichung (3) mit Gleichung (4) folgt, dass sich die Gleichung (des Log) der potenziellen Lohneinkommen,  $E_t$ , durch den Term  $\ln(1-k_t)$  von der Gleichung (des Log) der beobachtbaren Lohneinkommen,  $Y_t$ , unterscheidet. Bei kleinem  $k_t$  ist nur die Konstante betroffen, sodass Gleichung (9) zugleich auch für das beobachtbare Lohneinkommen  $Y_t$  steht.

in Zeiten der Nichterwerbstätigkeit, sondern auch in Zeiten der Erwerbstätigkeit und der formalen Ausbildung (s) abschreiben. Zugleich sind auch in Zeiten der Nichterwerbstätigkeit Investitionen in Humankapital möglich, etwa durch Teilnahme an einer Umschulungsmaßnahme oder an einem Bewerbungstraining. Würde mit  $e_1$  beispielsweise eine vorgeburtliche Erwerbsphase und mit  $e_2$  eine geburtsbedingte Auszeitphase bezeichnet, würde ein positiver Koeffizient für  $e_1$  in der Lohnschätzung auf positive Nettoinvestitionen im betreffenden Segment hinweisen, während ein negativer Koeffizient von  $e_2$  einen Humankapitalverzehr in der Auszeitphase indizierte. Kontrollvariablen sind in der obigen Fassung der Lohnfunktion nicht enthalten; sie werden jedoch später bei der Formulierung des ökonometrischen Modells aufgenommen, um den Lohneffekt insbesondere von arbeitsplatzbezogenen Merkmalen zu kontrollieren.

### **1.3 Formulierung der untersuchungsleitenden Hypothesen für die Lohnregressionen**

Die acht nachfolgend dargestellten Hypothesen, die anhand der Ergebnisse der Lohnregressionen in Abschnitt 3 überprüft werden sollen, knüpfen an die in Gleichung (9) beschriebene Lohnfunktion an. Im Anschluss an jede Hypothese wird eine kurze Erläuterung der humankapitaltheoretischen Fundierung gegeben.

1. Je höher das formale Bildungsniveau der Person, desto höher ist ceteris paribus das hieraus erzielte Lohneinkommen.

*Theoretische Fundierung:* Mit steigendem Niveau der Schul- und Berufsbildung geht ein steigender Humankapitalstock und damit eine zunehmende Einkommenserzielungskapazität der Person einher.

2. Je länger die verbleibende Zeitspanne bis zum Erwerbsaustritt, desto höher ist ceteris paribus die Lohnwachstumsrate in den nachfolgenden Perioden.

*Theoretische Fundierung:* Je mehr Zeit zur Amortisation der Bildungsinvestition zur Verfügung steht, desto höher ist ihr Grenzerlös und desto höher sind ceteris paribus der Umfang heute getätigter Investitionen in Humankapital und das dadurch in den Folgeperioden generierte Lohnwachstum.

3. Je enger die Bindung der Person an den Arbeitsmarkt – operationalisiert durch die Wochenarbeitszeit in Stunden –, desto höher ist ceteris paribus die Lohnwachstumsrate.

*Theoretische Fundierung:* Je höher der auf Erwerbsarbeit verwendete Zeitanteil, desto umfangreicher sind Gelegenheiten und Anreize zu berufsbegleitender Bildung (Training-on-the-Job): Nicht nur haben Vollzeitkräfte ein größeres Zeitbudget für Fortbildung als Teilzeitkräfte; sie haben durch bessere

Aufstiegsmöglichkeiten nach erfolgter Weiterqualifizierung auch höhere Fortbildungsanreize. Beide Effekte führen zusammen genommen dazu, dass der Umfang der Humankapitalinvestitionen positiv vom Umfang der Wochenarbeitszeit abhängig ist, mit entsprechenden Auswirkungen auf das Lohnwachstum in den Folgeperioden.

4. Je gegenwartsnäher eine vergangene Bildungsinvestition erfolgte, desto höher ist ceteris paribus das heute hieraus generierte Lohnwachstum.

*Theoretische Fundierung:* Je größer die zeitliche Distanz vergangener Bildungsinvestitionen zur Gegenwart, desto umfangreicher sind die in der Zwischenzeit erfolgten Abschreibungsprozesse und desto geringer ist demzufolge der aus dieser Investition aktuell noch generierte Zusatz-Einkommensstrom.

5. Der aktuell aus einer in der Vergangenheit getätigten Bildungsinvestition generierte Lohnzuwachs fällt geringer aus, wenn dieser Investition eine Phase der Auszeit nachfolgte, als wenn dies nicht der Fall war.

*Theoretische Fundierung:* Früher gebildetes Humankapital unterliegt während einer nachfolgenden Phase der Auszeit einer stärkeren Entwertung als bei fortgesetzter Erwerbstätigkeit.

6. Phasen der Nichterwerbstätigkeit führen zu einem Lohnabschlag bei Wiedereinstieg in die Erwerbstätigkeit, der umso höher ausfällt, je länger die Phase der Nichterwerbstätigkeit andauert.

*Theoretische Fundierung:* Während der Auszeitphase wird nur wenig Humankapital neu gebildet, da hierfür weder ausreichend Gelegenheiten noch Anreize bestehen (bei Unsicherheit bezüglich Wiedereinstiegs-Zeitpunkt und -konditionen ist der Bildungsertrag ungewiss). Die sich zeitgleich vollziehende Entwertung eines Teils des zuvor akkumulierten Humankapitals (Wissen bzw. Fertigkeiten werden verlernt oder durch technologischen Fortschritt obsolet) bewirkt im Ergebnis negative Nettoinvestitionen in Humankapital während der Auszeitphase, sodass Humankapitalstock und Einkommenserzielungskapazität schrumpfen.

7. Die Lohnstrafe von Nichterwerbstätigkeit nimmt im Zeitablauf ab.

*Theoretische Fundierung:* Mittels der Bildungsinvestitionen nachfolgender Perioden wird der während der Auszeit vormals erfolgte Humankapitalverlust sukzessive kompensiert, sodass auch die damit verbundenen Lohnabschläge mit der Zeit verschwinden.

8. Eine erwartete Kontinuität der aktuell engen Arbeitsmarktbindung in den verbleibenden Jahren der Erwerbsspanne, operationalisiert durch den erfolgten Wiedereinstieg in eine Vollzeittätigkeit nach abgeschlossener Auszeit- oder Teilzeitphase, stimuliert einen zeitlich befristeten Aufholprozess im Lohn.

*Theoretische Fundierung:* Während in Teilzeit- und Auszeitphasen nur wenig bis gar kein zusätzliches Humankapital gebildet wird (vgl. Hypothesen

3 und 6), eröffnen sich mit der Rückkehr zur Vollzeittätigkeit berufliche Aufstiegsperspektiven, die ein erhöhtes Bruttoinvestitionsvolumen lohnend erscheinen lassen. Nach Rückkehr zur Vollzeittätigkeit ist daher ein gewisser Restaurationseffekt des Humankapitals zu erwarten, der allerdings auf Grund der sich zusehends verkürzenden Rest-Erwerbsspanne zeitlich begrenzt ist.<sup>22</sup>

## **1.4 Abgrenzung der vorliegenden Untersuchung gegen frühere Studien zum Zusammenhang zwischen Lohn und Erwerbsbiografie**

Pionier-Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen Lohnentwicklung und Erwerbsbiografie haben *Mincer und Polachek* bzw. *Mincer und Ofek* mit Daten verheirateter Frauen des US-amerikanischen Längsschnitt-Mikrodatensatzes „National Longitudinal Survey (NLS)“ geleistet.<sup>23</sup> Mittels ihrer nach dem Gegenwartsbezug diverser Erwerbs- und Nichterwerbsphasen segmentierten Lohnfunktion konnten Mincer und Ofek kurz- und langfristige Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen nachweisen. Sie fanden ein flacheres Lohnprofil bei antizipierten Unterbrechungen, deutliche Abschreibungseffekte während der Auszeit und Restaurationseffekte des Humankapitals nach Wiedereinstieg. Mincer und Ofek unterschieden hinsichtlich der Lohneffekte von Auszeiten bereits zwischen Lohneinbußen aus Abschreibung bestehenden Humankapitals und jenen durch unterlassene Investitionen in zusätzliches Humankapital. Allerdings differenzieren sie nicht zwischen verschiedenen Motiven der Erwerbsunterbrechung, wie dies in der vorliegenden Untersuchung der Fall ist.

Mit einem deutschen Befragungs-Datensatz belegte *Helberger*, dass durchgängig erwerbstätige Frauen einen stärker gekrümmten Einkommensverlauf als diskontinuierlich beschäftigte Frauen zu verzeichnen haben.<sup>24</sup> *Licht und Steiner* fanden in ihren Schätzungen der Lohnfunktion auf Basis der ersten sechs Wellen des Sozio-ökonomischen Panels große Unterschiede in der Lohnprämie von Berufserfahrung zwischen Frauen und Männern.<sup>25</sup> Während bei der Konzeption des Datensatzes (Unbalanced Panel) und der Schätzverfahren die Besonderheiten von Paneldaten umfangreich berücksichtigt wurden, blieb die Fassung der erwerbsbiografischen Variablen als Summenvariablen relativ grob.

---

22 Die Beibehaltung des Vollzeit-Erwerbsstatus wird dabei als umso wahrscheinlicher eingeschätzt, als desto geringer die Wahrscheinlichkeit von Mehrfachunterbrechungen angesehen wird.

23 Vgl. Mincer/Polachek (1974) sowie (Mincer/Ofek (1982).

24 Vgl. Helberger (1984).

25 Vgl. Licht/Steiner (1991a), Licht/Steiner (1991b) sowie Licht/Steiner (1992).

Im gleichen Jahr erschien die Untersuchung von *Galler*, die mit SOEP-Daten der Wellen 1984-1988 eine bis zu diesem Zeitpunkt ungekannte Gliederungstiefe der Erwerbserfahrungsvariablen aufwies.<sup>26</sup> Allerdings wurde hier weder zwischen Arbeitslosigkeit und Stiller Reserve noch zwischen Auszeiten mit und ohne Geburtsbezug unterschieden. Auch *Galler* fand erhebliche Einkommensverluste durch Erwerbsunterbrechungen.

*Beblo und Wolf* untersuchten mit ihrem Konzept der effektiven Erwerbserfahrung auf Basis eines SOEP-Datensatzes der Welle 1998 die Entwertung vormalig gebildeten Humankapitals in nachfolgenden Teilzeit- und Auszeitperioden und fanden, dass die Ertragsrate von Humankapital in der üblichen Fassung von Erwerbserfahrung als potenzielle Erfahrung (Lebensalter minus Schuljahre minus sechs) unterschätzt wird.<sup>27</sup> Der von Vollzeit abweichende Erwerbsumfang wird von den Autorinnen in einer entsprechenden Gewichtung des betreffenden Jahres berücksichtigt; die Addition der gewichteten Erwerbsjahre zu einer Summenvariable verunmöglicht jedoch die Analyse der Lohneffekte einzelner biografischer Phasen in ihrer zeitlichen Einbettung in die Gesamtbiografie der Frau, wie sie in der hier vorliegenden Untersuchung angestrebt wird. Auch wird in der Studie von *Beblo und Wolf* nicht zwischen verschiedenen Motiven der Auszeit (Mutterschaft, Arbeitslosigkeit etc.) unterschieden, sodass auch damit verbundene unterschiedliche Entwertungsprozesse nicht nachgezeichnet werden können. Die auf Basis der Regressionsergebnisse unternommenen Simulationen verdeutlichen die Abhängigkeit der Lohnverluste vom Unterbrechungszeitpunkt. Allerdings unterscheiden die hypothetischen Verläufe nicht nach Bildungstypen.

Mit Daten der Beschäftigungsstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IABS) kam *Kunze* zu dem Ergebnis, dass der Umfang der Humankapitalentwertung während Erwerbsunterbrechungen vom zeitlichen Horizont der Betrachtung sowie von der Motivation der Unterbrechung (Frauen: Mutterschaft, Männer: Wehr-/Zivildienst, beide: Arbeitslosigkeit) abhängt.<sup>28</sup> Weiterhin liefert die Studie von *Kunze* die interessantesten Ergebnisse, dass erstens die Entwertung bei Frauen, die in typischen Frauenberufen arbeiten, höher ausfällt als in reinen Männer- oder Mischberufen – dies widerspricht der Theorie der beruflichen Segregation von *Polachek*<sup>29</sup> – und dass zweitens die Entwertungsrate in Mutterschaftsurlaub bzw. Elternzeit besonders hoch ist. Einkommenseinbußen durch Teilzeittätigkeit können in der Studie von *Kunze* allerdings nicht isoliert werden.

---

26 Vgl. *Galler* (1991), S. 118-152.

27 Vgl. *Beblo/Wolf* (2000) sowie *Beblo/Wolf* (2002).

28 Vgl. *Kunze* (2002).

29 Vgl. *Polachek* (1981).



Ebenfalls mit Daten der Beschäftigungsstichprobe und zusätzlich der IAB-Ergänzungsstichprobe I fanden *Beblo und Wolf* heraus, dass die Lohneinkommen von Männern durch Unterbrechungen weniger leiden als jene von Frauen, und dass insbesondere Lohnstrafen in Folge von geburtsbedingten Erwerbsunterbrechungen kaum „verjähren“.<sup>30</sup>

*Kunze und Ejrnaes* kamen mit IABS-Daten der Jahre 1975-1995 zu dem Ergebnis, dass zur Vermeidung von Lohneinbußen zum Wiedereinstiegszeitpunkt für niedrig qualifizierte Frauen entscheidend ist, einen Arbeitgeberwechsel zu umgehen, während es für hochqualifizierte Frauen darauf ankommt, die Dauer der Unterbrechung kurz zu halten.<sup>31</sup> Dies stimmt mit dem Befund von Mincer und Polachek überein, dass bei Frauen niedriger Qualifikation der Anteil des betriebspezifischen, nicht von Firma zu Firma transferierbaren Humankapitals am gesamten Humankapital höher ist als bei hochqualifizierten Frauen.

Auch *Ziefle* untersuchte die individuellen Kosten familiär bedingter Auszeiten, allerdings gingen in ihre auf SOEP-Daten der Jahre 1984-1999 basierenden Fixed Effects-Schätzungen nur Summen-Variablen der Erwerbserfahrung ein. Für eine Rückkehr zum bisherigen Arbeitgeber kontrollierend, fand Ziefle, dass Betriebstreue den Verlust von Karrierechancen zum Rückkehrzeitpunkt nur unvollständig mindert. Weiterhin belegten ihre Regressionsergebnisse einen leicht höheren Bruttostundenlohn von Teilzeit- gegenüber Vollzeitkräften.<sup>32</sup>

Im Gegensatz zu den Befunden der Studie von Kunze kamen *Görlich und de Grip* mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels der Jahre 1998-2001 zu dem Ergebnis, dass familienbedingte Erwerbsunterbrechungen von Frauen in typischen Frauenberufen geringere Entwertungsprozesse des Humankapitals bewirken als in reinen Männer- oder Mischberufen, was Polacheks Selbstselektions-Hypothese stützt.<sup>33</sup> Für Teilzeit- und Bildungseffekte wird in der Studie nicht separat kontrolliert. Auch der Befund, dass Arbeitslosigkeit längerfristige Lohnstrafen verursacht, während familienbedingte Auszeiten langfristig lohnneutral sind, kehrt die Ergebnisse von *Beblo und Wolf* sowie *Kunze* um: *Görlich und de Grip* vermuten eher einen Stigma-Effekt von Arbeitslosigkeit anstatt von Elternzeit.

Die *vorliegende Untersuchung* unterscheidet sich von den dargestellten Studien erstens hinsichtlich der erhobenen Daten- und der daraus resultierenden Gliederungs-Tiefe der untersuchten erwerbsbiografischen Variablen. Die umfangreiche Variablenoperationalisierung bietet einen Informations-Mehrwert gegenüber bisherigen Studien, denn sie ermöglicht dezidierte Aussagen zur Lohn-

---

30 Vgl. *Beblo/Wolf* (2003).

31 Vgl. *Kunze/Ejrnaes* (2004).

32 Vgl. *Ziefle* (2004).

33 Vgl. *Görlich/de Grip* (2007).

relevanz unterschiedlicher Formen von Erwerbs- und Nichterwerbstätigkeit in Abhängigkeit von Zeitpunkt und Dauer ihres Auftretens. Zweitens wird in der vorliegenden Arbeit ein vergleichsweise hohes Ausmaß an Sensitivitätsanalysen, wie es in der Palette der Variablenoperationalisierungen, aber auch in unterschiedlichen Spezifikationen der Schätzverfahren zum Ausdruck kommt, durchgeführt. Die gefundenen Kernergebnisse können daher als vergleichsweise robust gegenüber Veränderungen relevanter Modellparameter gelten. Drittens wird in den Simulationen zwischen Lohnverlusten auf Stunden- und Jahresbasis differenziert; wobei die Verluste innerhalb jedes einzelnen der beiden Konzepte wiederum in einzelne Komponenten zerlegt werden. In der Studie von Galler, in der nicht nur Lohnsimulationen, sondern zusätzlich auch Lohnverlustberechnungen auf Basis der Regressionsergebnisse vorgenommen wurden, beschränkt sich die Darstellung auf die kumulierten Verluste auf Jahresebene. Die Unterscheidung in Stunden- und Jahresverluste ist dabei in der vorliegenden Untersuchung durch die Zielsetzung motiviert, die gefundenen Lohnverlustberechnungen in den Kontext mikroökonomischen Verhaltens zu stellen. Auch dies ist in den mir bekannten erschienenen Studien nicht der Fall.

## 2 Datengewinnung und deskriptive Statistik

### 2.1 Datenbasis: Warum Sozio-ökonomisches Panel?

Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) ist ein repräsentatives Mikrodaten-Panel für Deutschland, das seit 1984 (Westdeutschland) bzw. 1990 (Ostdeutschland) im jährlichen Rhythmus Daten zum Lebens- und Arbeitszusammenhang erhebt.

Da das SOEP nicht die einzige prinzipiell in Frage kommende auf Deutschland bezogene Datenquelle für die Untersuchung von Einkommenseffekten durch sozio-ökonomische Einflussfaktoren ist, sollen im Folgenden alternative Datenquellen dargestellt und anhand dessen die getroffene Auswahl des Datensatzes begründet werden.

Nach ihrer Erhebungsmethode lassen sich Daten in Querschnitts- und Längsschnittdaten, letztere zusätzlich in Zeitreihen-, Retrospektiv-, prozessbezogene Daten und Paneldaten unterscheiden. Querschnittdaten sind zu einem einzigen Zeitpunkt bei einer Vielzahl von Personen erhobene Daten und stellen insofern eine Momentaufnahme dar. Zur Analyse von Einkommensveränderungen im Zeitverlauf eignen sie sich nicht. Zeitreihendaten werden zu derselben Fragestellung zu mehreren Zeitpunkten erhoben. Da es sich dabei üblicherweise um aggregierte Daten – beispielsweise die Arbeitslosenquote – handelt, lassen sich mit Zeitreihendaten nur Nettoveränderungen (über alle Personen saldierte Veränderungen beim erfragten Tatbestand) zwischen zwei Zeitpunkten, nicht aber die Bruttoveränderungen (Veränderungen auf Personenebene) erfassen. Bei Einkommensverlaufsanalysen auf der Basis von Zeitreihendaten besteht daher das Problem unbeobachteter Populationsheterogenität: aus den netto beobachtbaren Einkommensveränderungen ist nicht ersichtlich, welchen Anteil hieran die veränderte Zusammensetzung der befragten Personengruppe hat, sodass der eigentliche Gegenstand des Interesses – die intrapersonelle Einkommensentwicklung über die Zeit – nicht isoliert werden kann. Bei Retrospektiv-, prozessproduzierten sowie Paneldatenerhebungen dagegen werden identische Personen über die Zeit beobachtet und deren Daten auf Individualbasis gespeichert. Vergleicht man nur die Einkommensveränderung derselben Person über die Zeit, ist das Problem unbeobachteter Populationsheterogenität gemindert. Retrospektiv erhobene Daten haben allerdings den Nachteil des Erinnerungsfehlers: Je weiter entfernt von der Gegenwart und je tiefer gegliedert Daten erhoben werden, desto höher ist das Risi-

ko fehlerhafter Erinnerungen, das zu Inkonsistenzen und unplausiblen Werten im Datensatz führt. So sind quantitative Daten wie Brutto- oder Nettoeinkommen nur sehr eingeschränkt über mehrere zurück liegende Jahre hinweg zu rekonstruieren. Daher zeichnet Retrospektivdaten – etwa die im Rahmen des Biografiefragebogens des SOEP erhobenen groben Angaben zur Erwerbsbiografie – eine geringe Gliederungstiefe aus.

Höhere Gliederungstiefen lassen sich dagegen bei kürzeren Befragungsrhythmen erzielen. So vermögen Personen im Rahmen jährlicher Befragungen zum jeweiligen Vorjahr noch recht zuverlässige Aussagen zu machen. Daten auf jährlicher Basis müssen nicht zwingend von den Personen direkt erfragt werden; Daten zum versicherungspflichtigen Entgelt liegen beispielsweise bei gesetzlichen Krankenkassen, Rentenversicherungsträgern, Finanzämtern oder der Bundesagentur für Arbeit vor. Die Güte solcher im Rahmen des Verwaltungsprozesses erhobenen und von Hanefeld als „prozessproduziert“ bezeichneten Daten<sup>34</sup> unterscheidet sich ggf. von jenen, die direkt im Rahmen einer Personenbefragung erhoben wurden. Informationen, an deren korrekter verwaltungsmäßiger Erfassung die Befragten ein Interesse haben (weil sie beispielsweise spätere Rentenversicherungsansprüche der Person beeinflussen), werden unter Umständen zuverlässiger durch die Verwaltung erhoben. Demgegenüber dürfte die Höhe von Nebenerwerbseinkünften, die von Finanzämtern erhoben werden, systematisch unterschätzt sein; hier stellen persönliche Befragungen im Rahmen eines Personen- und Haushaltspanels wie des SOEP vermutlich die verlässlichere Datenquelle dar. Zusätzlich sieht Hanefeld in prozessproduzierten Daten den Nachteil, dass jeweils nur diejenigen Daten erhoben werden, die für eine korrekte verwaltungstechnische Abwicklung erforderlich sind, wogegen beispielsweise Daten zum Haushaltszusammenhang, in dem die betreffende Frau lebt und die als erklärendes Merkmal der individuellen Einkommensposition von Interesse sind, kaum erhoben werden. Hinzu kommt, dass prozessproduzierte Daten häufig nur in mehrjährigen Abständen erhoben werden bzw. erst mit einer Verzögerung von mehreren Jahren verfügbar sind.

Der wesentliche Mehrwert von Panels besteht nun gerade darin, eine Vielzahl von sozio-ökonomischen Variablen zu erheben, die ein umfassendes Bild der konkreten Lebensumstände von Individuen zeichnen. Die Analyse von Einkommensveränderungen kann auf beobachtbare Korrelationen mit möglicherweise erklärenden Merkmalen wie Schulbildung, Familienstand oder Erwerbserfahrung zurückgreifen. Neben dem SOEP existieren in Deutschland weitere Mikrodaten-Panels.<sup>35</sup>

---

34 Vgl. Hanefeld (1987), S. 27.

35 Zur Übersicht über die im Folgenden genannten und weitere deutsche Datensätze vgl. die Datei „Datensätze Deutschland“ von ZEW/DFG, Link: siehe Internetressourcen im Literaturverzeichnis.

Die *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe* (EVS), die sich mit rund 75.000 befragten Haushalten auf rund 0,2 Prozent aller deutschen privaten Haushalte bezieht, wird im fünfjährigen Abstand im Rahmen der amtlichen Statistik durch das Statistische Bundesamt und die Statistischen Landesämter erhoben, seit 1962/63 für West- und seit 1993 auch für Ostdeutschland.<sup>36</sup> Gegenstand der Befragung sind die Einkommens-, Vermögens- und Schuldensituation sowie das Konsum- und Sparverhalten privater Haushalte in Deutschland. Allein auf Grund ihres Haushaltsbezuges ist die EVS keine geeignete Datenquelle für die vorliegende personenbezogene Untersuchung.

Die *IAB-Beschäftigtenstichprobe* ist eine zweiprozentige Zufallsstichprobe der seit 1973 für Westdeutschland (seit 1992 auch für Ostdeutschland) vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung geführten Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit.<sup>37</sup> Da die Daten aus dem integrierten Meldeverfahren der Arbeitgeber zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung gewonnen werden, zählt die Stichprobe zu den prozessproduzierten Datenerhebungen. Dem Vorteil hoher Fallzahlen (rund 200.000 westdeutsche plus rund 52.000 ostdeutsche Personen im Jahresquerschnitt) und eines – zumindest für Westdeutschland – langen Beobachtungszeitraums stehen zahlreiche Merkmale gegenüber, die sich aus dem Blickwinkel der Fragestellung der vorliegenden Untersuchung als nachteilig darstellen. So ist die Stichprobe auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte beschränkt. Das bedeutet zum einen, dass bei Zeiten nichtsozialversicherungspflichtiger Beschäftigung nicht zwischen Zeiten der Erwerbsunterbrechung und Zeiten der selbstständigen oder geringfügigen Beschäftigung unterschieden werden kann. Demzufolge sind der unverzerrten Schätzung des Einflusses von Erwerbsunterbrechungen schon seitens des Datenmaterials Grenzen gesetzt. Zum anderen kann mangels Beobachtungen nicht (sozialversicherungspflichtig) Beschäftigter keine Selektionskorrektur der Einkommensangaben beschäftigter Personen vorgenommen werden. Zudem sind die Einkommensangaben selbst sowohl am oberen Rand (wegen der Nichterfassung von Einkommenshöhen oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze) als auch am unteren Rand (Nichterfassung geringfügiger Beschäftigung) gestutzt. Zumindest von der Stutzung am unteren Rand dürften aber insbesondere Frauen betroffen sein. Nicht zuletzt bietet die IABS im Vergleich zum SOEP eine weit geringere Datenfülle hinsichtlich der sozio-ökonomischen Erklärungsmerkmale von Einkommensverläufen.

---

36 Vgl. die Angaben des Statistischen Bundesamtes zur Einkommens- und Verbrauchsstichprobe auf der destatis-Homepage in der Rubrik *Statistik von A-Z*, Link: siehe Internetressourcen im Literaturverzeichnis.

37 Siehe zur IAB-Beschäftigtenstichprobe im Folgenden: Bender/Haas (2002), S. 3-12.

Noch weniger für die vorliegende Forschungsfrage geeignet ist der Datensatz des *BA-Beschäftigtenpanels*.<sup>38</sup> Das Beschäftigtenpanel der Bundesagentur für Arbeit wird als Zwei-Prozent-Stichprobe ebenfalls aus der Beschäftigtenstatistik der BA gezogen, die Daten werden aber im Unterschied zur IABS nicht tagesgenau, sondern nur auf Quartalsebene geführt. Das Panel besteht also aus einer Aneinanderreihung von Querschnitten einzelner Quartalstichtage. Die oben genannten Nachteile der IABS wie insbesondere die fehlenden Daten zum Haushaltszusammenhang und anderer sozio-ökonomischer Variablen gelten auch für das BA-Beschäftigtenpanel<sup>39</sup>; hinzu kommt die geringere Periodizität und der vergleichsweise kürzere Erhebungszeitraum (Daten liegen erst ab dem Jahr 1998 vor). Die Struktur des BA-Beschäftigtenpanels und der Vorteil der im Vergleich zur IABS schnelleren Datenverfügbarkeit (Wartezeit von sechs anstelle von 18 Monaten) machen das Beschäftigtenpanel eher für Zeitreihenanalysen interessant.

Der *Mikrozensus* ist die vom Statistischen Bundesamt in Zusammenarbeit mit den Statistischen Landesämtern seit 1957 für Westdeutschland und seit 1991 für Ostdeutschland auf jährlicher Basis durchgeführte amtliche Repräsentativstatistik über die Bevölkerung und den Arbeitsmarkt in Deutschland.<sup>40</sup> Er umfasst unter anderem neben Daten zu Struktur, Lebensformen und Gesundheit der Bevölkerung auch Daten zu den für die vorliegende Untersuchung relevanten Themenbereichen Erwerbstätigkeit, Nichterwerbstätigkeit, Nettoeinkommen auf Personen- und Haushaltsebene, Arbeitssuche sowie Aus- und Weiterbildung. Der Mikrozensus ist eine Ein-Prozent-Zufallsstichprobe der Bevölkerung; jährlich werden rund 390.000 Haushalte mit rund 830.000 Personen befragt. Auf Grund der weitgehenden Auskunftspflicht ist der Anteil von Befragungsausfällen gering (z. B. lag die Ausfallquote bei den Haushalten in der Welle 2005 bei vier Prozent). Dennoch ist auch der Mikrozensus aus mehreren Gründen keine geeignete Datenquelle für die hier gestellte Forschungsfrage. Da ein Haushalt nur vier Jahre in der Stichprobe verbleibt (Verfahren der partiellen Rotation), können biografische Verläufe nicht nachgezeichnet werden. Retrospektiv erhobene Fragen zu früherer Erwerbstätigkeit kommen als erklärende Faktoren ausschließlich für das aktuelle Einkommen in Frage. Zudem ist mangels verfügbarer Daten zu Steuer- und Transferzahlungen der Bruttolohnsatz nicht rekonstruierbar. Im Vergleich zum Sozio-ökonomischen Panel weist auch der Mikrozensus eine

---

38 Zu den Angaben zum BA-Beschäftigtenpanel vgl. Koch/Meinken (2003), S. 159-170.

39 (Mit der Einschränkung, dass im Unterschied zur IABS auch geringfügig Beschäftigte erfasst werden.)

40 Vgl. die Angaben des Statistischen Bundesamtes zum Mikrozensus auf der destatis-Homepage in der Rubrik Statistik von A-Z, Link: siehe Internetressourcen im Literaturverzeichnis.

ungleich geringere Datenfülle hinsichtlich der für den Einkommenszusammenhang relevanten sozioökonomischen Variablen auf.

Schließlich ist auch das *Niedrigeinkommens-Panel (NIEP)* ungeeignet, da es mit seinen sechs Befragungswellen, die zwischen dem Frühjahr 1998 und Ende 2002 von TNS Infratest Sozialforschung im Auftrag der Bundesregierung durchgeführt wurden, einen zu kurzen Zeitraum umfasst. Außerdem wäre die mit dem NIIP verfolgte Zielgruppe (Haushalte im unteren Einkommensbereich als unterstes Quintil der Einkommensverteilung) zu eng gefasst.

Im Vergleich mit den vorgestellten alternativen Längsschnittdaten ist das Sozioökonomische Panel in höherem Maße mit der Problematik kleiner Fallzahlen bzw. Panelmortalität konfrontiert: Während in der ersten Welle im Jahr 1984 in Westdeutschland 12.290 Personen in 5.921 Haushalten erfolgreich befragt werden konnten, waren es nach 24 Wellen im Erhebungsjahr 2007 noch 3.337 Haushalte mit 5.963 Personen. Im SOEP-Ost wurden im Jahr 1990 2.179 Haushalte mit 4.453 Personen befragt; im Jahr 2007 gaben noch 3.067 Personen in 1.654 Haushalten Auskunft über ihre Lebenssituation. Dessen ungeachtet ist die Zahl der befragten Personen und Haushalte insgesamt über die Zeit deutlich gestiegen. So wurden im Jahr 2008 in Gesamtdeutschland fast 11.000 Haushalte mit mehr als 20.000 Personen befragt.

Trotz dieser Nachteile ist das SOEP auf Grund seiner besonderen Datenstruktur insbesondere für Längsschnittanalysen mit sozioökonomischer Fragestellung interessant. Es stellt regelmäßige Informationen über Erwerbs- und Einkommensverläufe, Gesundheit, Lebenszufriedenheit, Wohnsituation und Haushaltszusammenhang der befragten Personen bereit. Die erhobenen Paneldaten werden ergänzt durch Retrospektivdaten, die aus dem – einmalig, in der Regel im Zusammenhang mit der Erstbefragung erhobenen – Biografie-Fragebogen gewonnen werden: Indem der individuelle Beschäftigungs- und Einkommensverlauf ab dem 15. Lebensjahr noch einmal retrospektiv erfasst wird, können Datenlücken minimiert und Biografien vervollständigt werden. Der Datenreichtum im Längsschnitt ermöglicht die Konstruktion detaillierter Erwerbserfahrungs-Variablen, denen eine Vielzahl von Kontrollvariablen zur Seite gestellt werden kann. Dadurch werden, wie Hanefeld bemerkt, Alterseffekte der Einkommensentwicklung (zunehmende Erwerbserfahrung) von Kohorten- oder Periodeneffekten separierbar.<sup>41</sup> Arbeitsplatz- und berufsbezogene Daten wie beispielsweise die Branchenzugehörigkeit sind als weitere Einkommen erklärende Merkmale verfügbar. Da umfangreiche Längsschnittdaten zum Haushaltszusammenhang sowohl für beschäftigte als auch für nicht beschäftigte Personen vorliegen, sind auch Rückschlüsse von sozioökonomischen Ereignissen wie der Geburt eines Kindes auf die Erwerbs-

---

41 Vgl. Hanefeld (1987), S. 83-84.

wahrscheinlichkeit der Frau möglich, so dass für die Einkommensdaten auf Basis beschäftigter Frauen eine Selektionskorrektur vorgenommen werden kann.

Auf Grund dieser Vorzüge ist das SOEP für die vorliegende Untersuchung unter allen auf Deutschland bezogenen verfügbaren Datenquellen die erste Wahl.<sup>42</sup>

Die Grundgesamtheit des Sozio-ökonomischen Panels besteht aus der Bevölkerung in Privathaushalten und der Anstaltsbevölkerung, wobei die ausländische Bevölkerung jeweils anteilig berücksichtigt werden muss, um repräsentative Aussagen beispielsweise über die Wohnbevölkerung, gegliedert nach Deutschen und Ausländern zu ermöglichen.<sup>43</sup> Da das SOEP im Jahr 1984 startete, bestand diese Grundgesamtheit zunächst aus der westdeutschen Wohnbevölkerung im Jahr 1984 inklusive West-Berlin. Um Haushalte, in denen Personen verschiedener Nationalitäten leben, eindeutig zuordnen zu können, wurde – orientiert an der Nationalität des Haushaltsvorstands – basierend auf der Grundgesamtheit mit dem Sample A eine (Zufalls-) Stichprobe gezogen, die nur Personen in Privathaushalten, deren Haushaltsvorstand (in Abgrenzung zu Sample B) nicht die türkische, griechische, jugoslawische, spanische oder italienische Staatsbürgerschaft besitzt, sowie Personen der Anstaltsbevölkerung umfasst, soweit sie nicht den genannten Nationalitäten angehören.<sup>44</sup> In der ersten Welle 1984 bestand das Sample A (gemeinhin „westdeutsches Sample“ genannt) aus 4.554 Haushalten mit realisiertem Interview.<sup>45</sup> Die ostdeutsche Wohnbevölkerung wurde durch eine separate Stichprobe C im Jahr 1990 aufgenommen. Um wenig fehlerbehaftete Informationen zu den detaillierten Fragestellungen im Personenfragebogen zu erhalten, werden alle Mitglieder eines Haushalts direkt befragt, sofern sie 16 Jahre oder älter sind.<sup>46</sup> Dabei wird das so genannte Follow-up-Konzept verfolgt, um das Problem der Panelmortalität zu reduzieren: Alle zur Ursprungsstichprobe gehörenden Personen samt deren Kinder werden in den nachfolgenden Jahren befragt, auch wenn sie innerhalb Deutschlands mitsamt ihres SOEP-Haushalts ihren Wohnort wechseln oder in einen anderen Haushalt einziehen (in diesem Fall entsteht ein neuer SOEP-Haushalt). Zusätzlich werden Personen befragt, die in einen bestehenden SOEP-Haushalt einziehen oder als Kinder von ursprünglichen Stichprobenmitgliedern das 16. Lebensjahr vollenden.<sup>47</sup> Zeitlich befristeten Befragungslücken versucht man durch Retrospektivbefragungen über den betreffenden Zeitraum beim nächsten erfolgreichen Interview beizukommen.

---

42 Die SOEP-Daten werden als Rohdaten im SPSS-, STATA- oder SAS-Format auf CD-Rom weitergegeben.

43 Vgl. Hanefeld (1987), S. 113.

44 Siehe zur Stichprobenziehung ausführlich Hanefeld (1987), S. 168 ff.

45 Vgl. Haisken-DeNew/Frick (2003), S. 139.

46 Vgl. Hanefeld (1987), S. 137.

47 Vgl. zum Follow-up-Konzept Haisken-DeNew/Frick (2003), S. 20-21.



## 2.2 Eingrenzung des Untersuchungs-Samples

Das der Schätzung der Lohn- und der Beschäftigungsfunktion zu Grunde liegende Untersuchungssample besteht aus erwachsenen Frauen des Samples A (in der soeben erläuterten Abgrenzung), die die deutsche Staatsangehörigkeit besitzen und zwischen 16 und 55 Jahre alt sind. Die Beschränkung auf westdeutsche Frauen ist notwendig, da die Einkommensverläufe von Ausländerinnen vermutlich von anderen Faktoren beeinflusst werden als die von deutschen Frauen; selbiges dürfte in geringerem Maße auch für ostdeutsche Frauen gelten, außerdem liegen für ostdeutsche Frauen Paneldaten nur für die Jahre ab 1990 vor. Mit den gezogenen Altersgrenzen sollen Verzerrungen der Einkommen durch Lehrlings- oder Ruhestandsgelälter reduziert werden; indem für die Schätzung der Lohngleichung zudem nur Daten von aktuell nicht in Ausbildung befindlichen Frauen verwendet wurden, wurden auch Studentinnen, die neben dem Studium erwerbstätig sind, von der Lohnschätzung ausgeschlossen. Des Weiteren erfolgt die Schätzung der Lohnfunktion nur auf Basis von Daten abhängig beschäftigter Frauen (Arbeiterinnen, Angestellte, Beamtinnen), da auch für die Gruppe der Selbstständigen angenommen werden muss, dass ihre Erwerbs- und Einkommensverläufe von anderen Faktoren bestimmt werden als die der abhängig Beschäftigten.

In der vorliegenden Untersuchung werden die Paneldaten der Wellen A bis V (1984-2005) sowie personenbezogene Daten des einmalig retrospektiv erhobenen Biografiefragebogens verwendet. Bedingt durch die Konstruktion als Panel mit unterschiedlicher Anzahl von Beobachtungen pro Beobachtungseinheit (Unbalanced Panel) umfasst das Untersuchungssample alle Personen mit mindestens einem erfolgreichen Interview im genannten Zeitraum. Der Zuschnitt eines Unbalanced Panel wurde bewusst gewählt, um das Ausmaß von Beobachtungsausfällen auf Grund von Item- bzw. Unit Non-Response so gering wie möglich zu halten. Eine möglichst hohe Datenausnutzung erscheint gerade mit Blick auf das Problem der Selektionsverzerrung bei der Schätzung von Einkommensfunktionen wesentlich (siehe hierzu ausführlicher Abschnitt 3.2.2). Während die Paneldaten der Wellen A bis Q ausschließlich der Generierung der kumulativen Erwerbserfahrungsvariablen dienten, wurden die endogenen sowie die übrigen exogenen Variablen basierend auf den Informationen der fünf Wellen R bis V (2001-2005) gebildet. In die Pooled-OLS-Schätzung (bzw. die Panelschätzung) der Lohnfunktion werden Beobachtungen mit mindestens einer (bzw. mindestens zwei) positiven Lohninformation(en) im Zeitraum 2001 bis 2005 einbezogen. Allerdings bestand dabei die Auflage, dass die der Beobachtung vorausgehende Erwerbsbiografie lückenlos zurückverfolgt werden konnte und dass die Person auch auf allen übrigen erklärenden Variablen missingfrei ist. So konnte eine Person, deren Letztbefragung im Jahr 2001 stattfand

und die in jenem Jahr abhängig beschäftigt war, unter den genannten Bedingungen in die Lohnfunktion einbezogen werden.<sup>48</sup>

Damit besteht das Untersuchungssample aus insgesamt *1.610 Personen*, für die für die Jahre 2001-2005 insgesamt *6.276 Beobachtungen* vorliegen. Für die 1.038 Frauen, die im Zeitraum 2001-2005 mindestens eine Lohninformation hatten, sind 3.254 Lohnbeobachtungen verfügbar; mindestens zwei Lohninformationen im Zeitraum 2001-2005 besitzen 817 Frauen (vgl. auch die Ergebnisse der deskriptiven Statistik in Kapitel 2.4).

## **2.3 Erläuterungen zur Variablenbildung**

Die in diesem Abschnitt gegebenen Erläuterungen beziehen sich auf die Variablenliste in Tabelle 2 im Anhang.<sup>49</sup>

### **2.3.1 Endogene Variablen**

#### *2.3.1.1 Endogene Variable der Beschäftigungsgleichung*

*Nr. 01: Abhängig erwerbstätig: ja/nein*

Als abhängig erwerbstätig gilt eine Frau im Untersuchungszeitraum 2001-2005 nur, wenn sie zum Befragungszeitpunkt angibt,

- als Vollzeit- oder reguläre Teilzeitkraft entgeltlich beschäftigt,
- nicht in Ausbildung,
- nicht in Rente,
- nicht in Militär- oder Zivildienst befindlich und
- nicht selbstständig beschäftigt

zu sein.

---

48 Bekanntermaßen kann der Ausschluss von Beobachtungen auf Grund fehlender Daten zu verzerrten Schätzern führen, wenn diese Daten nicht zufällig fehlen. Von dieser Problematik soll hier aus Vereinfachungsgründen abgesehen werden.

49 Zur Vorgehensweise bei der Datenerzeugung mit Stata 7.0 vgl. Abbildung 25 im Anhang.

### 2.3.1.2 Endogene Lohnvariablen

#### *Nr. 02: Logarithmierter realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen*

Die Variable wurde in mehreren Schritten gebildet. Basis ist die Variable LABGRO\$\$ (abgelegt in den \$PGEN-Dateien), die das aktuelle im letzten Befragungsmonat erhaltene Bruttoerwerbseinkommen aus der Hauptbeschäftigung angibt. Dabei werden Einmalzahlungen nicht berücksichtigt. Neben Einkommen aus abhängiger Beschäftigung sind auch Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit, nicht jedoch Einkommen aus Nebentätigkeiten enthalten. Um Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit sowie von Personen, die zeitgleich in Ausbildung, im Zivil- oder Militärdienst oder in Rente sind, von der Lohnschätzung auszuschließen, wurden die Information aus LABGRO\$\$ nur verwendet, wenn die Person keine dieser genannten Eigenschaften aufwies. Zusätzlich wurde sichergestellt, dass die Person entgeltlich beschäftigt ist (vergleiche die Bildung der endogenen Variable der Beschäftigungsfunktion, Nr. 01 weiter oben). Somit wurde bereits im ersten Schritt eine Eingrenzung der Lohnbeobachtungen auf jene von abhängig (Vollzeit- oder Teilzeit-) Beschäftigten vorgenommen.

Die Verwendung der Variable LABGRO\$\$ hat mehrere Vorteile: Die Variable liegt auch für das Jahr 2001 bereits einheitlich in Euro-Beträgen vor. Im Hinblick auf die Zielsetzung, eine Stundenlohn-Variable zu konstruieren, ist insbesondere der weitere Vorteil erheblich, dass die Variable LABGRO\$\$ mit der Arbeitszeitvariable \$STATZEIT zeitlich konsistent ist: Die regelmäßige Wochenarbeitszeit bezieht sich ebenso wie LABGRO\$\$ auf den aktuellen Vormonat. Zwar steht (abgelegt in den \$PEQUIV-files) dem Einkommen aus Haupterwerbstätigkeit im Vorjahr (Variable *ijob1\$\$*) auch eine Jahresarbeitszeitvariable für das Vorjahr gegenüber (Variable *e11101\$\$*); die Jahresarbeitszeitvariable selbst ist aber eine generierte, d. h. aus den Informationen zur Wochenarbeitszeit hochgerechnete Variable. Ein basierend auf Vorjahreswerten ermittelter Stundenlohnsatz wäre damit vermutlich stärker von Verfälschungen betroffen als ein basierend auf aktuellen Vormonatswerten errechneter Stundenlohnsatz.<sup>50</sup> Auch der Nachteil der LABGRO\$\$-Variable, mit Erfassung lediglich des Vormonats nur ein „Blitzlicht“ auf die aktuelle Einkommenssituation zu werfen, das nicht zwingend repräsentativ für das restliche Befragungsjahr sein muss, wurde angesichts des genannten Vorteils in Kauf genommen, zumal die unterjährigen Bruttolohn-

---

50 Die Verwendung von LABGRO\$\$ wurde aus diesem Grund auch seitens der SOEP-Arbeitsgruppe/ DIW für die vorliegende Untersuchung empfohlen.

schwankungen bei abhängig Beschäftigten weitaus geringer als bei Selbstständigen sein dürften.<sup>51, 52</sup>

Eventuelle Einkünfte aus nebetätiger abhängiger Beschäftigung sind mittels der Variable LABGRO\$\$ nicht erfassbar; sie liegen nur auf Vorjahresbasis vor. Würde man nun der Variable LABGRO\$\$ Informationen zur Nebentätigkeit aus dem Vorjahr hinzufügen, ginge der Vorteil der zeitlichen Konsistenz mit der Arbeitszeitvariable \$STATZEIT verloren; außerdem spielt das Einkommen aus Nebentätigkeit für die hier betrachteten Frauen eine untergeordnete Rolle.<sup>53</sup>

Informationen zu empfangenen Einmalzahlungen liegen für das jeweilige Vorjahr auf Jahresbasis vor.<sup>54</sup> Dabei handelt es sich um das 13. und 14. Monatsgehalt, Weihnachts- und Urlaubsgeld, Gratifikationen und sonstige Einmalzahlungen des betreffenden Vorjahres. Solche Einmalzahlungen beziehen sich zum weit überwiegenden Teil auf positive Einkommen aus abhängiger Hauptbeschäftigung im Vorjahr.<sup>55</sup> Personen, die in einem Jahr nicht erfolgreich befragt werden konnten, erhalten auf den Vorjahr-bezogenen Einmalzahlungen einen fehlenden Wert („missing“); da für diese Personen auch keine \$LABGRO-Informationen vorliegen, konnten sie nicht in die Lohnschätzung einbezogen werden.

Aus den insgesamt im Vorjahr erhaltenen Einmalzahlungen wurde der prozentuale Anteil der Einmalzahlungen am Gesamterwerbseinkommen aus der Hauptbeschäftigung des Vorjahres gebildet. Dieser prozentuale Anteil wurde auf den berechneten Bruttomonatslohn des aktuellen Vormonats angewendet, um die anteiligen

---

51 So zeigen entsprechende Tests im Datensatz, dass die Verzwölfachung von \$LABGRO meist eher mit dem Jahreserwerbseinkommen aus Hauptbeschäftigung des Vorjahres als mit dem entsprechenden Wert des Befragungsjahres übereinstimmt.

52 Bei LABGRO\$\$ handelt es sich um eine generierte Variable: Fehlende Angaben auf Grund von Item-Non-Response wurden seitens der SOEP-Gruppe am DIW vollständig imputiert. Um imputierte Löhne im vorliegenden Lohnsample zu identifizieren, wurden eigens aus den in den \$PEQUIV- bzw. \$PGEN-Dateien vorhandenen Informationen zur Imputation von Jahresarbeitslohn, Vormonatslohn bzw. Einmalzahlungen entsprechende Zeigervariablen konstruiert. Da nur 9,6 Prozent der Lohnbeobachtungen betroffen sind, wird auf eine entsprechende Korrektur dieser Lohninformationen in den Schätzungen verzichtet.

53 So zeigt sich im Datensatz, dass in rund 95% der Beobachtungen positiver Erwerbseinkommen aus der Haupttätigkeit im Vorjahr das im Vorjahr erzielte Einkommen aus Nebentätigkeit Null war. Kein Einkommen aus Nebentätigkeit im Vorjahr wiesen ebenfalls rund 94% der Beobachtungen mit positivem Haupteinwerbseinkommen im aktuellen Vormonat (LABGRO\$\$) auf.

54 (Es handelt sich um die Variablen IXMA\$\$, IHOLY\$\$, I13LY\$\$, I14LY\$\$, IGRAY\$\$, IOTHY\$\$ aus den \$PEQUIV-Dateien.)

55 So liegen im Datensatz keine Einmalzahlungen vor, wenn nur eine Nebentätigkeit ausgeübt wird. Positive Einmalzahlungen aus selbstständiger Hauptbeschäftigung liegen beispielsweise für das Jahr 2001 nur in 25 von 7.923 Beobachtungen (=0,32%) vor. Diese würden außerdem in der Lohnschätzung nur dann auftauchen, wenn die Person im nachfolgenden Jahr, dem die aktuelle LABGRO-Variable entstammt, abhängig beschäftigt war, d. h. binnen Jahresfrist den Erwerbsstatus gewechselt hätte.

Einmalzahlungen des aktuellen Vormonats als Euro-Betrag zu generieren. Der ermittelte Bonus-Betrag wurde anschließend auf den Bruttomonatslohn aufgeschlagen, um den Bruttomonatslohn inklusive Einmalzahlungen zu erhalten. Diese Vorgehensweise erscheint gerechtfertigt, wenn man bedenkt, dass die Personen- und Haushaltsbefragungen des Sozioökonomischen Panels in der Regel im ersten Quartal eines Jahres durchgeführt werden, so dass der aktuelle – in LABGROSS erfasste – Vormonatslohn zeitnah zu den vorjährigen Einmalleistungen erhoben wird.

Im nächsten Schritt wurde der nominale Monatsbruttolohn mit dem Konsumentenpreisindex deflationiert, um den realen Monatsbruttolohn zu erhalten. Die direkt erfragte Wochenarbeitszeit im Vormonat (Variable \$STATZEIT) war anschließend durch Multiplikation mit der durchschnittlichen Anzahl von Wochen pro Monat in eine Variable zu transformieren, die die durchschnittliche Anzahl der pro Monat gearbeiteten Stunden angibt.<sup>56</sup> Anschließend wurde der reale Bruttostundenlohn als Quotient aus dem realen Bruttomonatslohn und den durchschnittlichen monatlichen Arbeitsstunden gebildet. Zu guter Letzt wurde die dergestalt gebildete Variable logarithmiert (zur Basis e) und dadurch die Variable 02 erzeugt.

*Nr. 03: Logarithmierter realer Bruttostundenlohn ohne anteilige Einmalzahlungen*

Diese Variable wurde wie Variable Nr. 02 gebildet – mit der Ausnahme, dass anteilige Einmalzahlungen nicht berücksichtigt wurden.

### **2.3.2 Exogene Variablen**

Für die Lohn- und Beschäftigungsfunktion kommen unterschiedliche erklärende Variablen in Betracht. Grundsätzlich lassen sich – analog dem Aufbau der zu schätzenden Lohnfunktion – humankapitalbezogene Variablen und Kontrollvariablen unterscheiden. Innerhalb der Humankapitalvariablen wird zwischen Variablen zur Schul- und Berufsausbildung (teilweise verantwortlich für den Erwerbseinstiegslohn) und Erwerbserfahrungs-Variablen unterschieden. Die Kontrollvariablen lassen sich in sozio-ökonomische Variablen des Haushaltszusammenhangs (insbesondere relevant für die Beschäftigungsentscheidung), arbeitsplatzbezogene Variablen sowie arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Variablen unterscheiden.

---

56 Als durchschnittliche Wochenzahl pro Monat wurde, in Anlehnung an die Konstruktion der generierten Jahresarbeitszeitvariable e11101\$\$ (siehe Codebook zu \$PEQUIV-Dateien, Volumen I, Seite 1-50), der Wert 4,33 verwendet.

### 2.3.2.1 Erwerbserfahrungsvariablen

#### 2.3.2.1.1 Methodik der Variablenengewinnung aus SOEP-Ursprungsvariablen

Informationen zur Erwerbsbiografie liefert das Sozio-ökonomische Panel in zweifacher Weise: Zum einen werden im Rahmen der jährlichen Personenbefragung so genannte Kalenderdaten erhoben, die auch den Erwerbsstatus in jedem Monat des Vorjahres umfassen. Sofern eine Person in einem Jahr erfolgreich befragt wurde, liegen diese Daten für das betreffende Vorjahr vor. Kalenderdaten werden im rechteckigen Format erfasst, das heißt, jede Variable wird einmalig verwendet.<sup>57</sup> Diese in den files \$PKAL gespeicherten Informationen sind in folgende neun Erwerbsstatus untergliedert:

1. Schule/Studium,
2. Lehre/Ausbildung,
3. Wehr-/Zivildienst,
4. Vollzeit berufstätig,
5. Teilzeit berufstätig,
6. arbeitslos,
7. Hausfrau/-mann,
8. im Ruhestand,
9. Sonstiges (u. a. Erziehungsurlaub).

Zum anderen stehen erwerbsbiografische Informationen vom 15. bis zum 65. Lebensjahr aus dem Biografie-Fragebogen bereit, der – im Gegensatz zu den jährlich erhobenen Kalenderdaten – einmalig erhoben wird, und zwar in der Regel zum Zeitpunkt der Erstbefragung der Person.<sup>58</sup> Die Daten werden im Spell-Format erfasst, d. h. es werden in chronologischer Abfolge Zeitspannen erfasst, innerhalb derer eine Person einen bestimmten Erwerbsstatus innehatte. Beginn und Ende dieser Zeitspannen sind im PBIOSPE-file sowohl mit Jahreszahlen als auch mit dem Lebensalter der Person versehen. Da diese – im Folgenden Spell-Daten genannten – Daten retrospektiv erfragt werden, stehen sie als ausschließliche Datenquelle nur bis zum Zeitpunkt der Erstbefragung zur Verfügung und werden fortan jährlich um die aus den Kalenderdaten gewonnen Informationen (siehe oben) ergänzt. Auf diese Weise versucht man möglichst korrekte und gegenwartsnahe erwerbsbiografische Informationen zu erhalten.

---

57 So wird beispielsweise die Anzahl der in Vollzeit tätigen Monate im Jahr 1983 in der Variable ap1a02 erfasst, für dieselbe Information im Jahr 1984 wird dagegen die Variable bp1a02 verwendet.

58 Vgl. Frick/Schneider (2005), S. 1.

Um den Einfluss der Erwerbserfahrungsvariablen auf Löhne und Beschäftigungswahrscheinlichkeit möglichst exakt schätzen zu können, sind vollständige Erwerbsverläufe unverzichtbar: Es dürfen nur Daten von Personen verwendet werden, deren Erwerbsverläufe zwischen dem 15. Lebensjahr und der Letztbefragung keine Lücken aufweisen. Im Sinne einer effizienten Datenausnutzung wurden daher bei der vorgenommenen Variablengenerierung sowohl Spell- als auch Kalender-Daten verwendet. Da Spell-Daten auf Jahresbasis, Kalenderdaten dagegen auf Monatsbasis vorliegen, sind Kalenderdaten prinzipiell zu bevorzugen. So wird in PBIOSPE ein Jahr bereits als Vollzeitjahr aufgeführt, wenn nur ein Monat des betreffenden Jahres in Vollzeit gearbeitet wurde. Die Problematik von Mehrfachnennungen von Erwerbsstatus pro Jahr stellt sich daher für Spell-Daten stärker als für Kalenderdaten.

Spell-Daten kamen in der vorliegenden Untersuchung lediglich dann zur Verwendung, wenn keine Kalender-Daten für das betreffende Jahr verfügbar waren. Dies ist der Fall, wenn eine Person im Folgejahr noch nicht erstbefragt wurde, oder wenn die Person zwar bereits erstbefragt wurde, aber dennoch im Folgejahr nicht erfolgreich befragt werden konnte. Das Problem der Panelmortalität wurde somit nicht nur durch die Verwendung eines Unbalanced Panel mit einer über die Person variierenden Anzahl von Beobachtungen, sondern auch durch die Ausnutzung von Spell-Daten zur Vervollständigung lückenhafter Kalenderinformationen gemindert, um eine möglichst große Beobachtungszahl zu erhalten.

Auf Grund der unterschiedlichen Ausgangsformate der Kalender- und Spell-Daten stellte sich die Aufgabe der Datenharmonisierung. Weiterhin war neben dem Problem unvollständiger Biografien auch das Problem von Mehrfachnennungen zu lösen.

Im Folgenden wird gezeigt, wie die Erwerbserfahrungs-Variablen aus den SOEP-Ursprungsdaten gewonnen wurden. Der Generierungsprozess lässt sich in fünf aufeinander folgende Schritte aufteilen, die im Folgenden dargestellt werden.

#### *Schritt 1: Erwerbserfahrungsvariablen auf Spell-Basis für die Zeitspanne 15. Lebensjahr bis Ende 1982*

Zunächst mussten unterschiedliche Erwerbsstatus mit Stand Ende 1982 gebildet werden. Obwohl letztlich bei der Generierung der regressionsrelevanten Variablen nur fünf der neun oben genannten Erwerbsstatus verwendet werden, und zwar „in Vollzeit berufstätig“, „in Teilzeit berufstätig“, „arbeitslos“, „Hausfrau/-mann“ und „Sonstiges“ (wobei die beiden zuletzt genannten Status zu einem Auszeit-Status zusammengefasst wurden), werden zunächst alle neun Status gebildet. Da bis Ende 1982 erwerbsbiografische Informationen lediglich auf Spell-Basis vorliegen, wurden

die Spells in jahresbezogene Daten umgewandelt.<sup>59</sup> Um das Problem der Mehrfachnennungen von Status pro Jahr zu lösen, wurde folgende Prioritätenregel verwendet, die später auch bei der Verarbeitung der Kalenderdaten angewendet wird: Vollzeit dominiert Teilzeit, Teilzeit dominiert Auszeit, Auszeit dominiert Arbeitslosigkeit. Darüber hinaus zählt ein Jahr generell nur als Vollzeit-, Teilzeit-, Auszeit- oder Arbeitslosigkeitsjahr, wenn dieses Jahr nicht zugleich als Schul-, Lehr-, Wehr-/Zivildienst- oder Rentenjahr angegeben wird. Diese Festlegung erscheint im Hinblick auf die Zielsetzung, die Lohnrelevanz von „echten“, um Nebentätigkeiten bereinigten Berufserfahrungsjahren sowie „echten“ Auszeitjahren zu messen, gerechtfertigt. Dieser Festlegung gingen mehrere stichprobenartige Datenanalysen voraus, die ergaben, dass durch die Vermeidung von Mehrfachzählungen pro Jahr nur eine geringfügige Verminderung der Beobachtungszahl bewirkt wird.<sup>60</sup> Nunmehr war jedem Jahr nur ein einziger der vier oben genannten Status – Vollzeit, Teilzeit, Auszeit oder Arbeitslosigkeit – zugeordnet.

Ausgeschlossen wurden Personen mit zum Stand Ende des Jahres 1982 unvollständigen Biografien, also jene, bei denen die Summe dokumentierter Jahre niedriger als die zwischen dem 15. Lebensjahr und dem Jahr 1982 verstrichene Zeitspanne war. Weiterhin ausgeschlossen wurden Personen mit positiven Rentenjahren oder fehlender Angabe zur Erstgeburt, da für jene Frauen geburtsbezogene Erwerbserfahrungsvariablen nicht hätten konstruiert werden können. Nachdem die Informationen zum Jahr der Erstgeburt aus der BIOBIRTH-Datei den verbleibenden Beobachtungen hinzugefügt worden war, konnten jene Erwerbser-

---

59 So wurde beispielsweise zwei Auszeitjahre erzeugt, wenn zwischen Ende und Beginn eines Spells mit Spell-Typ 7 (Hausfrau/-mann) oder 9 (Sonstiges) eine Einjahresspanne lag (das Jahr des Beginns wurde mitgezählt), unter der Bedingung, dass der Beginn spätestens 1981 erfolgte. Spells, die das Jahr 1982 überdauerten, wurden entsprechend anteilig berücksichtigt.

60 So ergab die Analyse von Kalenderdaten, dass sich bei jeweils 12-monatiger Vollzeit bzw. Teilzeit über die Jahre kaum Überschneidungen mit Schul-, Lehr-, Wehrdienst oder Rentenjahren ergaben, sodass eine Vollzeit- oder Teilzeitinformation mit hoher Wahrscheinlichkeit eine parallel vorhandene Schul- oder Lehr-Information monatsmäßig nicht überwiegen dürfte und daher das betreffende Jahr nicht als Vollzeit- bzw. Teilzeitjahr gewertet werden soll. Die Beobachtungen von Wehrdienst- bzw. Zivildienst-Jahren ist aufgrund des weiblichen Samples verschwindend gering, und Beobachtungen mit positiven Renteninformationen werden ohnehin vom regressionsrelevanten Sample ausgeschlossen. Die Analyse von Spell-Daten ergab beispielsweise für das Jahr 1983, dass rund 11 Prozent der Personen Mehrfachnennungen aufwiesen. Nach Bereinigung zeigte sich, dass bei 8,03 Prozent der Frauen, die nach Bereinigung keine Auszeit-Information für 1983 hatten, diese auf Grund parallel vorhandener Schul-, Lehr-, Wehrdienst- oder Renteninformation eingebüßt hatten. Die Anteile der Frauen, die aus demselben Grund eine Vollzeit- bzw. Teilzeit- bzw. Arbeitslosigkeitsinformation für 1983 einbüßten, lagen bei 2,64 Prozent bzw. 1,70 Prozent bzw. 1,74 Prozent. Überschneidungen von Teilzeit- und Vollzeitjahren bis Ende 1982 gab es nur in 1,23 Prozent der Fälle, Überschneidungen von Auszeit- und Arbeitslosigkeitsjahren sogar nur in 0,4 Prozent der Fälle.



fahrungsvariablen auf Spell-Basis mit Stand Ende 1982 generiert werden, die später mit den Variablen für den Zeitraum 1983-2004 zwecks Bildung der regressionsrelevanten Variablen zusammengeführt werden sollten.

Für die Generierung der Erwerbsstatus für die Jahre 1983-2004 als Basis für die spätere Bildung der Erwerbserfahrungsvariablen im genannten Zeitraum liegen im Allgemeinen kalender- und spell-basierte Informationen vor. Im Sinne einer effizienten Datenausnutzung werden Informationen aus beiden Quellen verwendet, Spell-Daten allerdings nur dann, wenn pro Person und Jahr keine Kalenderdaten verfügbar sind. Die Bildung der Erwerbsstatus 1983-2004 ist daher dreigeteilt (Schritte 2-4): Zuerst werden Erwerbsstatus auf Spell-Basis (Schritt 2) und anschließend auf Kalenderbasis (Schritt 3) gebildet, bevor schließlich die so generierten Informationen zu einer einzigen Erwerbsstatus-Information pro Person und Jahr zusammengefügt werden (Schritt 4).

### *Schritt 2: Bildung der Erwerbsstatus 1983-2004 auf Spell-Basis*

Anders als im Zeitraum vor 1983 müssen nun jahresbezogene Erwerbsstatus erzeugt werden, um später mit den ebenfalls ab 1983 vorliegenden Kalenderdaten auf Jahresbasis zusammen geführt werden zu können. Da in PBIOSPE Angaben über Beginn und Ende eines Spells vorliegen, wurde jedem Jahr 1983-2004 zunächst der dort dokumentierte Erwerbsstatus zugeordnet.<sup>61</sup> Die Bereinigung um Mehrfachnennungen wurde wiederum dergestalt vorgenommen, dass Vollzeit-, Teilzeit-, Auszeit- und Arbeitslosigkeitsjahre nur als solche gewertet wurden, wenn zeitgleich keine Schul-, Lehr-, Wehr-/Zivildienst- oder Rentenjahre verzeichnet waren.

### *Schritt 3: Bildung der Erwerbsstatus 1983-2004 auf Kalenderbasis, Formierung des Untersuchungs-Samples*

Um den Jahren 1983-2004 jeweils einen Erwerbsstatus auf Basis der Kalender-Daten zuweisen zu können, wurden die benötigten Variablen aus den \$PKAL-Dateien für die Wellen A (1984) bis V (2005) gezogen. Dabei wurden nur Variablen von Frauen verwendet, die die gewünschten Eigenschaften aufwiesen (vergleiche Kap. 2.2: Eingrenzung des Untersuchungs-Samples); die übrigen Eigenschaften – die Altersbeschränkung auf 16-55 Jahre sowie das Merkmal der abhängigen Beschäftigung für die in die Schätzung der Lohnfunktion aufzunehmenden Personen – wurden durch spätere Eingrenzungen vorgenommen. Dabei wurde eine über die Personen schwankende Beobachtungszahl zugelassen, um eine höchstmögliche Datenausbeutung zu gewährleisten und das Problem der Selbstaulese, für das im Rahmen

---

61 Beispielsweise erhielt das Jahr 1983 zunächst den Vollzeit-Status, wenn ein Spell des Typs 4 spätestens 1983 begann und frühestens 1983 endete.

der Regression kontrolliert werden muss, bereits seitens der Datenkonstruktion zu begrenzen. Nach Hinzufügung der Erstgeburts-Information aus BIOBIRTH und Löschung der Personen ohne Angabe zur Erstgeburt konnten auf Basis der verbleibenden Beobachtungen die kalenderbasierten Erwerbsstatus generiert werden.

Auch hierbei musste das Problem der Mehrfachnennungen gelöst werden. Im Unterschied zur Vorgehensweise bei den Spell-Daten konnte die Prioritätenregel hierbei jedoch differenzierter angewendet werden, da die Statusinformationen in den Kalenderdaten auf (Vorjahres-) Monatsbasis vorliegen: Nur bei Gleichstand der Monatsanzahl wurde ein Jahr beispielsweise als Vollzeit- statt als Teilzeit-jahr gewertet (Vollzeit dominiert Teilzeit, Teilzeit dominiert Auszeit, Auszeit dominiert Arbeitslosigkeit); in allen anderen Fällen wurde der Erwerbsstatus mit der jeweils höchsten Monatsanzahl verwendet. Auch wurden wiederum nur solche Jahre gezählt, die nicht zugleich positive Schul-, Lehr-, Wehr-/Zivildienst- oder Rentenmonate aufwiesen.<sup>62</sup> Beobachtungen von erfolgreich befragten Personen ohne Angabe eines der neun Erwerbsstatus (missings; Variablenwert „-1“) wurden nicht gezählt; dagegen wurden Personen, die in einem Jahr nicht erfolgreich befragt worden waren (Variablenwert des Vorjahres „-2“) bei allen neun Erwerbsstatus im jeweiligen Vorjahr auf Null gesetzt.

#### *Schritt 4: Bildung der Erwerbserfahrungsvariablen 1983-2004 aus zusammengeführten Informationen der Kalender- und Spell-Daten*

Die aus Schritt 3 resultierenden Erwerbsstatus für die Jahre 1983-2004 wurden als die endgültigen angenommen, wenn eine Zuordnung zu einem der neun Status auf Kalenderbasis möglich war. Andernfalls, und nur dann – also wenn eine Frau beispielsweise im Folgejahr nicht befragt worden war – kamen die in Schritt 2 gebildeten Erwerbsstatus auf Spell-Basis zum Einsatz. Damit wurde konsequent über alle Jahre 1983 bis 2004 den kalenderbasierten, genaueren Informationen der Vorzug gegeben.<sup>63</sup> Diese Vorgehensweise hat außerdem den Vorzug, das Messfehler-

---

62 Datenanalysen für die Stichprobenwellen A, E, L, M, V lassen diese Festlegung wiederum vertretbar erscheinen. So wiesen im Jahr 1983 96,32 Prozent der Personen mit positiven Vollzeitmonaten Null Monate Schule auf; beim Vergleich von Vollzeit mit Lehre, Wehr-/Zivildienst oder Rente waren zwischen 93 und 100 Prozent der Frauen in den genannten Stichprobenjahren überschneidungsfrei, beim Vergleich von Teilzeit (Auszeit) mit den vier nicht regressionsrelevanten Status 94-100 Prozent (98-100 Prozent). Lediglich der Status Arbeitslosigkeit war in der genannten Weise häufiger von Überschneidungen betroffen: Überschneidungsfrei in den genannten Stichprobenjahren waren nur 85-100 Prozent der Frauen; allerdings waren die Fallzahlen dieser Kombinationen gering, da Arbeitslosenjahre an sich im Sample relativ selten vorkommen.

63 Auf Grund der vorgelagerten Bereinigung um Mehrfachnennungen unter Beteiligung der regressionsrelevanten Variablen verbleiben lediglich Überschneidungen von Schul-, Lehr-, Wehr-

Problem bei Retrospektivdaten stark zu entschärfen.<sup>64</sup> Geht man von einer 38-jährigen Frau aus – also einer Frau im Durchschnittsalter aller Frauen des Lohnsamples –, reduziert sich die Zeitspanne, in der für diese Frau ausschließlich Retrospektivdaten vorliegen können, selbst dann, wenn die Lohninformation aus der ersten lohnrelevanten Welle 2001 stammt, auf maximal die ersten 22 Lebens-, das heißt, maximal die ersten sieben Erwerbsjahre. Stammt die Lohninformation aus der letzten lohnrelevanten Welle 2005, sind es sogar nur 18 Lebens- bzw. drei Erwerbsjahre. Auf Basis der dergestalt gebildeten Erwerbsstatus für den Zeitraum 1983-2004 wurden die – zu den in Schritt 1 gebildeten Erwerbserfahrungsvariablen auf Spell-Basis bis Ende 1982 kompatiblen – Kalender-Variablen generiert.

*Schritt 5: Bildung der regressionsrelevanten Erwerbserfahrungsvariablen für die Zeitspanne zwischen dem 15. Lebensjahr einer Person und dem Jahr 2004*

In diesem letzten Schritt galt es, die für die beiden Zeitspannen 15. Lebensjahr bis 1982 einerseits und 1983 bis 2004 andererseits separat gebildeten Erwerbserfahrungsvariablen zu den in der Lohn- und Beschäftigungsregression verwendeten Variablen zusammen zu führen.

Da der für die Regressionen verwendete Datensatz keine Personen mit unvollständigen Biografien enthalten darf, musste in diesem letzten Schritt eine entsprechende Kontrolle des Datensatzes erfolgen. Die Anforderung vollständiger Biografien war vor dem Hintergrund eines Unbalanced Panels so zu interpretieren, dass eine Person zwar nicht jedes Jahr befragt worden sein, dass aber ihre Erwerbsbiografie vom 15. Lebensjahr an bis zum Jahr der Letztbefragung lückenlos, das heißt, Jahr für Jahr nachvollziehbar sein musste. Die Informationen über Erst- und Letztbefragungs- sowie Geburtsjahr wurden aus der PPFAD-Datei gewonnen und dem Datensatz zugespielt. Konnten vor dem Letztbefragungsjahr auftretende Lücken nicht geschlossen werden, war die betreffende Person aus dem für die Lohn- bzw. Beschäftigungsschätzung verwendeten Sample auszuschließen. Betreffend die Jahre bis einschließlich 1982 wurde die Vollständigkeit der Biografien bereits im ersten Schritt sichergestellt.

Bezüglich der Jahre 1983-2004 wurde anschließend wie folgt vorgegangen: Es wurden jene Beobachtungsjahre ausgeschlossen, in denen die bis dato verstrichene Zeitspanne seit 1983 größer war als die bis dato aufgelaufene Summe von Jahren mit dokumentiertem Erwerbsstatus und diese Lücke nicht mit einem noch nicht erreichten Mindestalter von 16 Jahren erklärt werden konnte. Ferner musste die

---

Zivildienst- und Rentenjahre untereinander. Da diese Status in die späteren Schätzungen nicht einbezogen werden, sind deren Überschneidungen bedeutungslos.

64 Vgl. zu diesem Fehler beispielsweise Dustmann und Rochina-Barrachina (2007), S. 277.

Erwerbsbiografie bis Ende 1982 komplett sein. Hierbei wurde die diesbezüglich bereits in Schritt 1 gewonnene Information wieder aufgegriffen. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, dass nicht zwingend Personen mit lückenhaften Erwerbsbiografien vollständig von der Lohn- und Beschäftigungsregression ausgeschlossen werden müssen, sondern dass vielmehr Biografien von Personen bis zu dem Zeitpunkt der erstmalig auftretenden Lücke berücksichtigt werden konnten.<sup>65</sup>

Schließlich wurde der Datensatz auf die Beobachtungen der Jahre 2000-2004 reduziert, da für die Regressionen nur die fünf Wellen R bis V (2001-2005) zur Verwendung kamen. Die Unterscheidung zwischen aktuellen und früheren Jahren in Vollzeit, Teilzeit etc. machte ein Rechnen in ganzen Jahren notwendig. Da Erwerbserfahrung dem Wesen nach nur im Nachhinein dokumentiert werden kann, bezieht sich die in den Variablen dargestellte Erwerbserfahrung einer Person jeweils auf das Vorjahresende desjenigen Jahres, in dem die Lohn- oder aktuelle Erwerbsstatus-Information mittels Befragung gewonnen wurde. Würde beispielsweise der Stundenbruttolohn gegen die Variable *aktuelle durchgängige Vollzeit* regressiert (beide erfragt im Jahr 2005, erstere auf den Vormonat, zweite auf das Ende des Vorjahres bezogen), würde der gefundene Koeffizient den Einfluss der Ende des Jahres 2004 aufgelaufenen Summe aktueller durchgängiger Vollzeitjahre auf den Lohn des Jahres 2005 verdeutlichen. Der zeitliche Abstand zwischen der Erhebung der endogenen und der exogenen Variable ist jedoch – dank des praktizierten Befragungsrhythmus<sup>66</sup>, wie weiter oben dargelegt – relativ gering.

Weiterhin wurde der Datensatz auf Beobachtungen von Frauen beschränkt, die zum Befragungszeitpunkt im Zeitraum 2001-2005 zwischen 16 und 55 Jahre alt waren. Somit sind nur noch Beobachtungen von Frauen im Datensatz enthalten, die die Eigenschaften des Beschäftigungssamples aufweisen. Die für die Aufnahme in das Lohnsample erforderlichen weitergehenden Einschränkungen wurden dergestalt vorgenommen, dass eine Lohninformation nur bei Erfüllung dieser Anforderungen gewertet wurde.

### 2.3.2.1.2 Gliederungsebenen der Erwerbserfahrungsvariablen

Die erzeugten Erwerbserfahrungsvariablen lassen sich – nach zunehmender Tiefe der Aufgliederung bzw. nach Fragestellung – in fünf Gruppen einteilen:

- Anzahl erwerbstätiger und nichterwerbstätiger Jahre, jeweils insgesamt;
- Anzahl Vollzeit-, Teilzeit-, Auszeit-, Arbeitslosigkeits-Jahre, jeweils insgesamt;

---

65 Tritt beispielsweise eine Lücke erstmalig im Jahr 2004 auf und ist die betreffende Person bis einschließlich 2003 auch auf allen anderen erklärenden Variablen missing-frei, können die Beobachtungen dieser Person bis einschließlich 2003 für die Regression genutzt werden.

66 Vgl. Hanefeld (1987), S. 241.

- Anzahl aktueller und früherer Vollzeit-, Teilzeit-, Auszeit-, Arbeitslosigkeitsjahre (wobei sich aktuelle und frühere Jahre jeweils zur Anzahl der Vollzeit- bzw. Teilzeit- bzw. ...-Jahre ergänzen);
- Anzahl aktueller und früherer Vollzeit-, Teilzeit-, Auszeit-, Arbeitslosigkeitsjahre, unterschieden nach deren Einbettung in die Biografie, bspw. Anzahl aktueller Vollzeitjahre nach einer Teilzeitphase;
- Anzahl geburtsbedingter aktueller Auszeitjahre; als geburtsbedingt ist dabei ein Auszeit- oder Teilzeitjahr definiert, das in zeitlichem Abstand von maximal zehn Jahren zur Erstgeburt realisiert wird, alle anderen Jahre gelten als nicht geburtsbedingt.<sup>67</sup>

Zusätzlich wurden Interaktionsvariablen zwischen beruflichem Bildungsabschluss und aktueller (durchgängiger) Vollzeit sowie aktueller Auszeit gebildet, um einen möglichen Drittvariableneffekt von Bildung auf die Lohnwachstumsrate zu kontrollieren.

Die fünf Gliederungsebenen finden sich in der Variablen-Operationalisierung der Modelle (1)-(5) der in Abschnitt 3 zu schätzenden Lohngleichungen wieder. Ab Gliederungsebene (3) berücksichtigen die Paneldaten-Modelle zusätzlich die vorstehend genannten Interaktionsvariablen (Modelle (3a) bis (5a)).

### 2.3.2.1.3 Die Variablen im Einzelnen

#### *Nr. 04-05: Erwerbstätigkeit und Nichterwerbstätigkeit*

Diese relativ groben Variablen bilden das Start-Set für die Regressionen, von dem aus sukzessive weitere Verfeinerungen vorgenommen werden. Trotz des hohen Aggregationsniveaus steht – im Vergleich zum Konzept der potenziellen Erwerbserfahrung, das, wie in Abschnitt 1.4 erwähnt, in vielen Studien verwendet wird – mit Variable 04 eine feinere, die tatsächliche Erwerbserfahrung messende Variable zur Verfügung. Die humankapitaltheoretische Vermutung, dass mit zunehmender Dauer der Arbeitsmarktferne die Einkommenserzielungschancen sinken, ist mit der untersuchungsleitenden Hypothese 6 weiter oben formuliert worden. Allerdings ist – wie in Hypothese 7 festgehalten – von einem degressiven Verlauf der Lohnstrafe bei zunehmender Unterbrechungsdauer auszugehen. Licht und Steiner haben diesen Zusammenhang getestet und fanden einen geringfügigen Lohnabschlag der Dauer früherer Nichtbeschäftigung für die vergangenen zwei Jahre;<sup>68</sup> in einer ein Jahr zuvor erschienenen Untersuchung derselben Autoren wird

---

67 Ursprünglich wurden weitere Variablen mit Geburtsbezug gebildet, die sich in den Schätzungen jedoch nicht bewährten.

68 Vgl. Licht/Steiner (1992), S. 252 ff.

ein höherer Lohnabschlag desselben Regressors für die Untergruppe weiblicher Singles ausgewiesen.<sup>69</sup> Gleichzeitig steigt der Reservationslohn der Frau mit steigender Dauer der Nichterwerbstätigkeit, da ihre Produktivität im Haushalt (wenngleich auch unterproportional) steigt. So dürfte auch die Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, negativ von der zunehmenden Dauer der Nichterwerbstätigkeit abhängen, was in der Schätzung der Beschäftigungsfunktion zu testen sein wird.

#### *Nr. 06: Betriebszugehörigkeit*

Die Dauer der Betriebszugehörigkeit in Jahren wird erhoben, um den Lohneffekt von Arbeitgeberwechseln (und der damit einher gehenden Entwertung betriebspezifischen Humankapitals) zu kontrollieren. Zahlreiche Studien weisen jedoch für Querschnittsdaten darauf hin, dass der ermittelte positive Koeffizient von *Betriebszugehörigkeit* verzerrt sein kann, weil er auch auf eine veränderte Stichprobenzusammensetzung zurückzuführen ist und nicht nur auf im Zeitablauf steigende Produktivität. Paneldaten kontrollieren zwar für die letztgenannte Within-Person-Variation, aber dieser Lohneffekt wird mit dem erstgenannten Effekt vermischt. Geht man davon aus, dass Personen, für die sich nach Besetzung des Arbeitsplatzes herausstellt, dass die Zuordnung nicht optimal war (so genanntes Mismatch) den Job wieder aufgeben, während Personen, die die ihren Fähigkeiten bestens entsprechende Job-Zuordnung gefunden haben, in diesem Job verbleiben, ergibt sich auf Grund der Arbeitsplatzmobilität eine im Zeitablauf veränderte Zusammensetzung der Stichprobe, auf deren Basis der Zusammenhang zwischen Lohn und Betriebszugehörigkeitsdauer gemessen wird. Da sich niedrigproduktive Personen selbst aus dem Sample ausgewählt haben, steigt mit zunehmender Betriebszugehörigkeit der Lohn im Stichprobenmittel an, selbst wenn der Lohn für den einzelnen Beschäftigten im Zeitablauf konstant bleibt.<sup>70</sup> Hinzu kommt eine hohe Kollinearität von Betriebszugehörigkeit mit *aktueller Vollzeit*, einer Variable, die für den hier untersuchten Zusammenhang indes unverzichtbar ist.

Zudem wird im hier verfolgten Zusammenhang geburtsbedingter Erwerbsunterbrechungen davon ausgegangen, dass es sich bei der Dauer der Unterbrechung um eine Entscheidung der Frau handelt, die diese mehr oder minder frei (durch institutionelle Faktoren beeinflusst) trifft, und bei der Dauer der Betriebszugehörigkeit um eine aus dieser Entscheidung abgeleitete Größe. Aus diesem Grund wird den sukzessive verfeinerten Erwerbserfahrungsvariablen, wie sie in obiger Gliederungsübersicht veranschaulicht wurden, der Vorzug gegeben; die Dauer

---

69 Vgl. Licht/Steiner (1991b), S. 8 ff.

70 Vgl. Galler (1991) S. 124.

der Betriebszugehörigkeit wird lediglich auf der obersten Gliederungsebene (Variablenset des Modells (1)) berücksichtigt.

*Nr. 07-10: Vollzeit-, Teilzeit-, Auszeit- bzw. Arbeitslosigkeitsjahre*

Nach der Humankapitaltheorie werden Phasen der Erwerbstätigkeit mit einer umso höheren Lohnwachstumsrate belegt, je enger die Bindung an den Arbeitsmarkt ist. Alle Jahre der Vollzeitbeschäftigung, die die Person bis an den aktuellen Rand (Stand Ende Vorjahr) realisiert hat, werden daher zu einer Summenvariable *Vollzeit* (in Jahren) zusammengefasst; ebenso wird mit Teilzeit-, Auszeit- und Arbeitslosigkeitsjahren verfahren. Durch den Vergleich der Lohnprämien von Vollzeit- mit Teilzeitjahren kann Hypothese 6 noch tiefer gehend geprüft werden als lediglich durch den Vergleich von Erwerbs- mit Nichterwerbsjahren.

*Nr. 11-21: Aktuelle Vollzeit*

Variable 11 gibt die Summe aktueller Vollzeitjahre seit der letzten Unterbrechung, Variable 15 dagegen selbige Summe seit Erwerbseintritt an.<sup>71</sup> Die jeweiligen quadrierten Terme sollen Aufschluss über die Konkavität des Lohn-Lebensalter-Profiles solcher Frauen geben. Zu Variable 11 respektive 15 gehören jeweils drei Interaktionsterme, die einen etwaigen Drittvariableneffekt von Bildung auf die Lohnwachstumsrate aktueller (durchgängiger) Vollzeit kontrollieren sollen. Die übrigen drei Variablen dieser Gruppe unterscheiden sich nach der Phase unmittelbar vor der aktuellen Vollzeitphase. Obwohl prinzipiell mehrere Vollzeitphasen im Erwerbsverlauf denkbar sind, beschränken sich die Variablen 19-21 auf die erste Vollzeitphase nach einer Auszeit- oder Teilzeitphase. So wird zwischen Variablen 19 und 20 unterschieden, um zu prüfen, inwiefern sich in einer Vollzeitphase im Anschluss an eine Teilzeit- oder Auszeitphase ein Aufholeffekt des Lohnes nachweisen lässt. In der Studie von Galler war ein solcher Effekt nur im Anschluss an eine Teilzeitbeschäftigung nachgewiesen worden, allerdings mit im Zeitablauf abnehmender Intensität. Variable 21 hat als Summenvariable der Variablen 19 und 20 den Vorteil höherer Fallzahlen und kann – in Gegenüberstellung zu Variable 15 – darüber Aufschluss geben, inwieweit überhaupt ein Lohnunterschied zwischen durchgängiger aktueller Vollzeit und aktueller Vollzeit nach einer (wie auch immer gearteten) Unterbrechung besteht. Variablen 19 und 21 umfassen nicht nur Auszeitjahre in der bisherigen Definition, sondern auch Arbeitslosenjahren.

---

71 Als Unterbrechung ist jegliche Abweichung von Vollzeittätigkeit zu verstehen.

### *Nr. 22-24: Frühere Vollzeit*

Da das aktuell verfügbare Humankapital von den diesbezüglichen vergangenen Investitionen bestimmt wird, dürften auch frühere Jahre einer Vollzeitbeschäftigung – gemindert um unterdessen erfolgte Abschreibungen – noch eine gewisse Lohnrelevanz haben. Gemäß der Humankapitaltheorie wäre ein höherer aktueller Lohneffekt derjenigen früheren Vollzeitjahre zu erwarten, denen keine Auszeitphase, sondern lediglich eine Teilzeitphase nachfolgte, da die Entwertung betriebsspezifischen und allgemeinen Humankapitals während einer Teilzeitbeschäftigung geringer als während einer Auszeitphase ist (vgl. die untersuchungsleitende Hypothese Nr. 5). Um diese theoretische Vermutung empirisch zu testen, wurden neben der Variable 22 (Anzahl früherer Vollzeitjahre insgesamt) die Variablen 23 und 24 gebildet.<sup>72</sup>

### *Nr. 25: Aktuelle Teilzeit*

Dem Status „teilzeitbeschäftigt“ ordnen sich die befragten Personen selbstständig zu. Dabei werden seitens des Interviewers weder im Personen- noch im Biografie-Fragebogen zusätzliche Informationen zur Abgrenzung einer Teilzeit- von einer Vollzeittätigkeit gegeben; es gilt lediglich die Zuordnung geringfügig Beschäftigter zu Teilzeitbeschäftigten.<sup>73</sup> Demzufolge realisieren jene Frauen in der vorliegenden Untersuchung positive aktuelle Teilzeitjahre, die sich selbst für die betreffenden Jahre den Status der Teilzeitbeschäftigten bzw. geringfügig Beschäftigten gegeben haben, ohne dass von anderer Seite ein zusätzliches Abgrenzungskriterium (bspw. Wochenarbeitszeit) eingefügt worden wäre.<sup>74</sup>

Bezüglich der Einkommenseffekte von Teilzeit gibt es verschiedene Theorien. Teilzeitbeschäftigte realisieren in der Regel ein geringeres Humankapitalwachstum als Vollzeitbeschäftigte; dies unter anderem deshalb, weil sie seltener an Weiterbildungsmaßnahmen teilnehmen und seltener von Beförderungen profitieren.

---

72 Im Sinne dieser Argumentation gelten daher frühere Vollzeitjahre als Jahre früherer Vollzeit vor Auszeit, sobald ihnen eine Auszeitphase nachfolgt, unabhängig davon, ob diese früheren Vollzeitjahre zusätzlich von einer Teilzeitphase nachgefolgt werden.

73 Dies gilt bis einschließlich 2004. In der Befragung des Jahres 2005 wird erstmals zwischen Teilzeit und geringfügiger Beschäftigung („Minijob (bis 400 €)“) unterschieden. Vgl. beispielsweise Frage 78 auf Seiten 23 f. des Personenfragebogens 2004. Lediglich in der für international vergleichende Studien konstruierten PEQUIV-Datei ist eine generierte Variable zum Beschäftigungsstatus im Vorjahr abgelegt, die sich an der Definition von Vollzeit im Sinne von mindestens 35 Wochenstunden und von Teilzeit im Sinne von durchschnittlich 1-34 Wochenstunden orientiert (Variable E11103\$\$; vgl. Codebook Vol. I, S. 1-57).

74 Der Lohneinfluss der aktuellen Wochenarbeitszeit wird dagegen in der Arbeitszeitvariable aufgefangen.



Diesem negativen Einkommenseffekt von Teilzeit stehen die allgemein höhere Stundenproduktivität von Teilzeitkräften sowie der positive Effekt entgegen, dass Teilzeitbeschäftigte in der Regel weniger unbezahlte Überstunden leisten, was sich ebenfalls positiv auf ihren Stundenlohn auswirken dürfte. Da die Entscheidung für Teilzeit in besonderem Maße vom Haushaltszusammenhang abhängt, sind Selbstselektionseffekte nicht nur hinsichtlich der Erwerbentscheidung als solcher, sondern auch hinsichtlich des Arbeitsstundenumfangs zu vermuten, die in dieser Untersuchung allerdings nicht kontrolliert wird.<sup>75</sup> Da mit dem Wechsel in eine Teilzeitbeschäftigung nicht selten auch eine Veränderung der übrigen Erwerbsumstände einhergeht, werden auch die Lohneffekte arbeitsplatzbezogener Merkmale kontrolliert. So zeigt die Untersuchung von Beblo und Wolf (2000), dass die Atrophierate des Humankapitals nach einer einjährigen Teilzeitphase verschwindet, wenn der Einfluss der Variablen Firmengröße, Branche und berufliche Stellung separat berücksichtigt wird.<sup>76</sup>

#### *Nr. 26: Frühere Teilzeit*

Frühere Teilzeit unterscheidet sich von aktueller Teilzeit durch eine zwischenzeitlich erfolgte Auszeit-, Arbeitslosigkeits- oder Vollzeitphase. Da in einer Phase mit Nulleinkommen kein Lohneffekt früherer Teilzeit gemessen werden kann, kommt selbiger nur für eine nachfolgende Vollzeitphase in Betracht. Nummer 8 der untersuchungsleitenden Hypothesen postuliert in einer solchen Phase einen zeitlich begrenzten Restaurationseffekt des Humankapitals. Um den Restaurationseffekt von dem von aktueller Vollzeit ausgehenden Lohneffekt zu isolieren, wurde der Regressor *frühere Teilzeit* gebildet.

#### *Nr. 27-31: Aktuelle bzw. aktuelle geburtsbedingte Auszeit*

Da sich alle Erwerbserfahrungsvariablen auf das jeweilige Vorjahresende beziehen, wird das erste Beschäftigungsjahr im Anschluss an eine Auszeitphase durch die Variablen 27 bzw. 31 *aktuelle* bzw. *aktuelle geburtsbedingte Auszeit* erfasst. Der Wert dieser Variablen gibt dabei die Dauer der unmittelbar vor dem Wiedereinstieg liegenden Auszeitspanne an; der Koeffizient lässt sich als prozentualer Abschlag vom letzten Lohn vor Ausstieg und damit als Lohnstrafe bei Wiedereintritt interpretieren. Mit den beiden genannten Variablen wird die Hypothese 6 getestet, derzufolge Phasen der Nichterwerbstätigkeit zu einem Lohnabschlag führen. Die Quadrierungen der Variablen sollen Aussagen darüber ermöglichen, ob der Lohn-

---

75 So findet Giesecke deutliche Selbstselektionsprozesse insbesondere bei marginaler Teilzeit; vgl. Giesecke (2003), Internetressource.

76 Beblo/Wolf (2000), S. 15-16.

abschlag eines weiteren Auszeitjahres mit steigender Dauer der Unterbrechung abnimmt, zunimmt oder gleich bleibt. Um zu prüfen, inwiefern der Bildungsstand der Frau einen Einfluss auf die Höhe der Lohnstrafe bei Wiedereinstieg hat, wurden zur Variable *aktuelle Auszeit* drei Interaktionsvariablen gebildet.<sup>77</sup> Ob der Geburtszusammenhang die Höhe des Abschlags beeinflusst, muss sich in den Regressionen zeigen. Erziehungsurlaub konnte im lohnrelevanten Zeitraum nur für maximal drei Jahre nach der Geburt des Kindes genommen werden. Deshalb haben im Erziehungsurlaub befindliche Personen in jedem Fall binnen der letzten zehn Jahre ihr Kind bekommen, so dass die Variable Nr. 31 (*aktuelle geburtsbedingte Auszeit*) den Lohneinfluss von Hausfrauenjahren dahin gehend verfeinert, dass zwischen Hausfrauenjahren ohne und solchen mit zeitlichem Bezug zur Erstgeburt differenziert wird. Das zweite Beschäftigungsjahr im Anschluss an eine Auszeitphase wird dagegen bereits durch die Variablen 19, 21 bzw. 25 erfasst.

#### *Nr. 32-34: Frühere Auszeit*

Wie weiter oben dargelegt, wird der Erwerbsstatus der Auszeit angenommen, wenn eine Frau nach eigener Auskunft die meisten Monate des betreffenden Jahres als Hausfrau bzw. im Erwerbsstatus „Sonstiges“ – beispielsweise im Erziehungsurlaub – verbracht hat. Die besondere Konstruktion der Erwerbsstatus stellt sicher, dass Doppeltzählungen von Auszeit mit Vollzeit, Teilzeit oder Arbeitslosigkeit ausgeschlossen sind. Die Variable 32 gibt die *Summe früherer Auszeitjahre* an. Dabei werden alle Jahre früherer Auszeitphasen zusammengerechnet. Die Zuordnung zum Status Auszeit bedeutet nicht zwingend, dass die betreffende Frau nicht erwerbstätig ist: So durften Frauen auch im Erziehungsgeld-Reglement bis zu 19 Wochenstunden Teilzeit arbeiten. Die Geburt eines Kindes erfordert jedoch insbesondere in Westdeutschland in den ersten drei Lebensjahren des Kindes eine starke Einschränkung der Arbeitszeit der Mutter, sodass in dieser Zeitspanne die meisten Mütter die gesetzlich erlaubte Obergrenze deutlich unterschritten: Die Analyse des vorliegenden Datensatzes ergab, dass 85 Prozent der Beobachtungen von Frauen, die sich mit Stand Vorjahresende in Auszeit befanden, aktuell eine Wochenarbeitszeit von Null hatten. Insofern ist es berechtigt, davon auszugehen, dass Frauen mit dem Erwerbsstatus Auszeit weniger in das Erwerbsleben integriert sind als Frauen mit Teilzeit-Status.

Welche Hypothesen sind bezüglich des Lohneffektes früherer Auszeitjahre anzustellen? Nach der Humankapitaltheorie verursachen solche Phasen einen

---

77 Eben solche Interaktionsvariablen für aktuelle geburtsbedingte Auszeit scheiterten an zu kleinen Fallzahlen.

Lohnabschlag, da während der Auszeit vormals gebildetes Humankapital teilweise vernichtet wird. Dabei ist zu vermuten, dass dieser Abschlag umso höher ausfällt, je gegenwartsnäher die frühere Auszeitperiode ist, da in diesem Fall die Zeitspanne für eine mögliche Restauration des Humankapitals entsprechend kurz war (vgl. Hypothese Nr. 7). Entgegen dieser Vermutung finden Beblo und Wolf auf Basis der Daten zwischen 1990 und 1995 vollzeitbeschäftigter Frauen und Männer der IAB-Beschäftigtenstichprobe, dass die negativen Lohneffekte von Elternzeit oder Auszeit bei Frauen über die Zeit bestehen bleiben: So reduziert eine einjährige Unterbrechung im Rahmen der formalen Elternzeit (bzw. Auszeit) den Stundenlohn einer Frau in den ersten zehn Jahren nach Wiedereinstieg auf rund 95 (bzw. 86) Prozent des Lohnes einer durchgängig beschäftigten Frau; erst danach beginnt sich die Lücke zu schließen, ohne jedoch nach 20 Jahren das Lohnniveau der durchgängig beschäftigten Frau wieder erreicht zu haben.<sup>78</sup> In dieselbe Richtung gehen die Ergebnisse von Licht und Steiner, die in ihrer auf den ersten sechs SOEP-Wellen (1984-89) basierenden Untersuchung für westdeutsche Frauen zeigen, dass drei Jahre nach Wiedereinstieg nach einer einjährigen Unterbrechung der Lohnabschlag gegenüber durchgängig beschäftigten Personen noch immer 2,4 Prozent beträgt.<sup>79</sup> Auch die Ergebnisse von Galler zeigen, dass die Folgewirkungen von Erwerbsunterbrechungen im Zeitablauf zwar abnehmen, dass sie aber – im Gegensatz zu früheren Teilzeitphasen – bis zum Renteneintritt nicht verjähren, das heißt, dass die Lücke zum Lohnniveau durchgängig beschäftigter Frauen niemals wieder geschlossen wird.<sup>80</sup>

Um diese Hypothesen zu testen, wird mit den Variablen 33 und 34 danach unterschieden, ob sich frühere Auszeitjahre innerhalb der letzten zehn Jahre oder vor diesem Zeitraum ereigneten. Rückwärts gerechnet wurde dabei vom jeweils aktuellen Befragungsjahr aus, dies aber nur für den Zeitraum 2001 bis 2005, da nur Lohninformationen dieses Zeitraums verwendet wurden.<sup>81</sup>

### *Nr. 35: Aktuelle Arbeitslosigkeit*

Obwohl Arbeitslosigkeit weder in ihrer aktuellen noch in ihrer früheren Form simuliert werden soll, da die Untersuchung auf geburtsbedingte Unterbrechungen und deren Lohneffekte abstellt, wird auch der Lohneffekt aktueller Arbeitslosigkeit separat kontrolliert, um den durch aktuelle Auszeiten bewirkten Lohnab-

---

78 Vgl. Beblo/Wolf (2003), S. 566-567.

79 Vgl. Licht/Steiner (1992), S. 261.

80 Vgl. Galler (1991), S. 137.

81 Hat beispielsweise eine Frau im Jahr 2003 den Wert 6 auf der Variable 33, bedeutet dies, dass sie Ende 2002 über sechs Jahre früherer Auszeit innerhalb der (vom damaligen Standpunkt aus) letzten zehn Jahre, also innerhalb des Zeitraums 1993-2002, verfügte.

schlag möglichst unverzerrt erfassen zu können. Arbeitslose sehen sich oftmals einer Stigmatisierung gegenüber, die Personen in geburtsbedingten Erwerbsunterbrechungen nicht erfahren. Schätzungen von Görlich und de Grip mit SOEP-Wellen der Jahre 1998-2001 belegen für Frauen eine langfristige Lohnstrafe von Arbeitslosigkeit (länger als fünf Jahre zurück liegend) in Höhe von rund 2,4 Prozent und eine kurzfristige Lohnstrafe (binnen der letzten fünf Jahre realisiert) von rund 5,7 Prozent.<sup>82</sup> Analog zu Variablen 27 und 31 bildet auch Variable 35 nur das erste Beschäftigungsjahr nach Arbeitslosigkeit ab und ist insofern als Lohnstrafe von Arbeitslosigkeit zu interpretieren.

#### *Nr. 36-38: Frühere Arbeitslosigkeit*

Analog zu den Auszeit-Variablen wird zwischen früheren Jahren der Arbeitslosigkeit insgesamt (Variable 36), der Arbeitslosigkeitsdauer innerhalb der letzten zehn Jahre (Variable 37) sowie den noch weiter zurück liegenden Jahren der Arbeitslosigkeit unterschieden (Variable 38). Die Interpretationen der Variablen 33 und 34 gelten entsprechend.

Da Arbeitslosen eine größere Arbeitsmarktnähe nachgesagt wird als Personen in der so genannten Stillen Reserve, könnten Arbeitgeber geneigt sein, bei Einstellungen Personen aus der erstgenannten Gruppe eine höhere Produktivität zuzuschreiben. Dies würde den Befund von Beblo und Wolf (2003) erklären, wonach der Lohnabschlag früherer Arbeitslosigkeitsjahre schneller verjährt als der Lohnabschlag früherer Erziehungszeit bzw. Auszeit.<sup>83</sup> Dem kann entgegengehalten werden, dass die Betriebszugehörigkeit im Moment des Übergangs in Arbeitslosigkeit endet, sodass die Restauration des betriebspezifischen Humankapitals möglicherweise länger dauert als nach Auszeit. Auf Grund der Rechtslage, dass die Arbeitslosenmeldung voraussetzt, umgehend eine Beschäftigung aufnehmen zu können, dies für westdeutsche Mütter aber in der Regel nicht möglich ist, wird auf die Bildung der Variable „geburtsbedingte Arbeitslosigkeit“ verzichtet.

#### *2.3.2.2 Variablen zur Schul- und Berufsausbildung*

Die Schul- und Berufsausbildung einer Person hat aus humankapitaltheoretischer Sicht maßgeblichen Einfluss auf deren Einkommen (vgl. Hypothese Nr. 1). Zusätzlich beeinflussen diese Variablen vermutlich auch die Beschäftigungswahrscheinlichkeit einer Person.

So steigen mit steigendem Ausbildungsgrad die Opportunitätskosten der Nichterwerbstätigkeit und lassen daher eine steigende Beschäftigungswahrscheinlich-

---

82 Vgl. Görlich/de Grip (2007), S. 23.

83 Vgl. Beblo/Wolf (2003), S. 567.

keit erwarten. Die Ausbildungsvariablen haben dabei als Regressoren der Beschäftigungsfunktion gegenüber der Variable aktueller Marktlohn den Vorteil, dass Informationen zur Schul- und Berufsausbildung für nahezu alle Personen im Sample vorliegen, während der Marktlohn für aktuell Nichtbeschäftigte nicht beobachtbar ist.

Allerdings könnte vom Ausbildungsabschluss auch ein gegenläufiger Effekt auf die Erwerbswahrscheinlichkeit ausgehen: So zeigen Studien für Schweden<sup>84</sup> und Indien<sup>85</sup>, dass besser ausgebildete Frauen mehr Zeit mit ihren Kindern verbringen als weniger gut ausgebildete Mütter. Die Studien konstatieren einen positiven Zusammenhang zwischen Mütterausbildung und Qualitätsansprüchen an die Kinderbetreuung, sodass der vom Nutzenverlust aus entgangener Erwerbsarbeitszeit ausgehende positive Arbeitsanreiz möglicherweise durch den Anreiz, für eine hochqualitative (Eigen-) Betreuung zu sorgen, überkompensiert wird. Van Ham und Büchel können anhand einer Untersuchung für Deutschland mit SOEP-Daten der Welle 2001 zeigen, dass Frauen, die die Qualität der öffentlichen Betreuungseinrichtungen als nicht zufrieden stellend einschätzen, eine geringere Wahrscheinlichkeit der Erwerbsaufnahme haben.<sup>86</sup> Zwar wird die Zufriedenheit mit der örtlichen Kinderbetreuung im Personenfragebogen auch direkt erhoben. Auf Grund potenzieller Endogenität erscheint die Aufnahme eines solchen Regressors in die Beschäftigungsfunktion aber problematisch: Frauen, die sich aus anderen Gründen gegen eine externe Betreuung ihres Kindes entschieden oder keinen Betreuungsplatz erhalten haben, könnten im Sinne einer Dissonanzreduktion nach Entscheidung im Nachhinein die Betreuung als nicht zufriedenstellend einstufen.

Informationen zur Schul- und Berufsausbildung liegen im SOEP in den \$PGEN-Dateien vor. Dies sind generierte Variablen auf Personenbasis, die seitens der SOEP-Arbeitsgruppe aus Ursprungsdaten des Personenfragebogens erhoben werden und, in einer separaten Datei abgelegt, den jeweils aktuellen Stand der betreffenden Variable ausweisen.<sup>87</sup>

Bei der Bildung von Schul- und Berufsausbildungsvariablen kann man sich an den faktisch absolvierten Ausbildungsjahren, an den institutionell erforderlichen Jahren oder an den erzielten Abschlüssen orientieren. Die faktisch absolvierten Ausbildungsjahre liegen im Durchschnitt höher als die institutionell erforderlichen Jahre, da in der ersten Gruppe unter anderem auch wiederholte Schuljahre

---

84 Vgl. Wolf (1994).

85 Vgl. Malathy (1994).

86 Vgl. Van Ham/Büchel (2004b), S. 16.

87 Erlangt beispielsweise eine Person in einem Jahr den Universitätsabschluss, so wird diese aus der jährlichen Personenbefragung gewonnene Information der generierten Variable \$PBBIO02 hinzugefügt, indem diese Person fortan als ein Universitätsexamen inne habend ausgewiesen wird.

enthalten sind. Aus humankapitaltheoretischer Sicht dürften Wiederholungen aber kaum lohnrelevant sein, da sie keine Höherqualifikation darstellen. Die im Durchschnitt notwendige Anzahl an Jahren zur Erlangung eines bestimmten Abschlusses wird als institutionelle Ausbildungsdauer bezeichnet und in den Studien von Helberger, Galler oder Franz verwendet.<sup>88</sup> Die ermittelten Ertragsraten eines zusätzlichen Ausbildungsjahres liegen in den genannten Studien zwischen 6,8 und 7,2 Prozent. Dabei wird allerdings eine lineare Abhängigkeit des (Log-) Einkommens von Ausbildungsjahren unterstellt. Da jedoch vom Arbeitsmarkt nicht Ausbildungsjahre per se, sondern die mit diesen erzielten Abschlüsse vergütet werden, führt die Orientierung an Durchschnittswerten beispielsweise dann zu einer Unterschätzung der Ertragsrate, wenn eine angehende Industriekauffrau gemäß Sondervereinbarung mit ihrer Industrie- und Handelskammer bereits nach zwei statt drei Jahren ihre Kaufmannsgehilfenprüfung ablegt. Die Verwendung von Durchschnittswerten hat außerdem den Nachteil, dass Ausbildungs- und Erwerbsbiografien auf Personenebene nicht mehr konsistent ermittelt werden können, da die Informationen zur Ausbildungs- und Erwerbsdauer bei bekanntem Ausbildungs- und Renteneintrittsalter nicht mehr zwingend zueinander passen.

Auf Grund dieser Nachteile werden in der vorliegenden Untersuchung die die formale Ausbildung einer Person betreffenden Variablen abschlussorientiert gefasst. Folgende Abschlüsse werden als Dummies gebildet (Referenzkategorien kursiv):

#### Schulausbildung

- 39 Kein Schulabschluss,
- 40 Hauptschulabschluss,
- 41 niedriger Schulabschluss (Nr. 39 und 40 zusammen fassend),
- 42 Realschulabschluss = *mittlerer Schulabschluss*,
- 43 Fachhochschulreife,
- 44 Abitur,
- 45 Hochschulreife (Nr. 43 und 44 zusammen fassend);

#### Berufsausbildung

- 46 kein Berufsabschluss,
- 47 Lehre,
- 48 Fachschulabschluss,
- 49 *mittlerer Berufsabschluss* (Nr. 47 und 48 zusammen fassend),

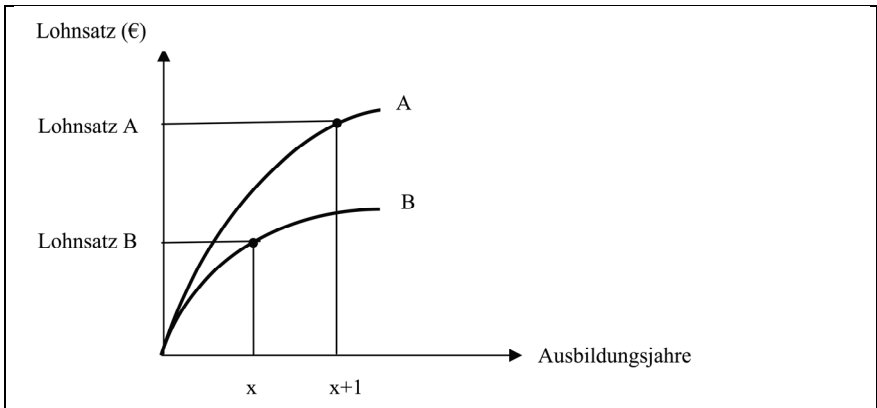
---

88 Dabei greifen viele Studien auf die von Helberger vorgenommene Operationalisierung zurück (vgl. Helberger (1984), S. 15). Bei den zitierten Studien von Galler und Franz handelt es sich um die bereits weiter oben zitierten; vgl. Literaturverzeichnis.

- 50 Fachhochschulabschluss,
- 51 Universitäts- oder TH-Abschluss,
- 52 Hochschulabschluss (Nr. 50 und 51 zusammen fassend).

Der Regressionskoeffizient des Universitätsabschlusses weist dabei beispielsweise den im Vergleich zu einem mittleren Berufsabschluss erzielten prozentualen Lohnaufschlag bei gegebenem Schulabschluss aus. Die breite Auffächerung der Abschlüsse hat den Vorteil, dass sich durch unbeobachtete Unterschiede in den Fähigkeiten der Personen ergebende Verzerrungen vermindert werden. So wird der Einkommensbonus eines Universitäts-Examins gegenüber einer Lehre verzerrt ausgewiesen, wenn der Lohn einer Akademikerin mit dem Lohn einer Frau mit Realschulabschluss und anschließender Lehre verglichen wird. Denn möglicherweise wäre letztgenannte Person auf Grund fehlender Fähigkeiten nicht in der Lage gewesen, die Hochschulreife zu erlangen, sodass sie selbst die Grenzproduktivität weiterer Ausbildungsjahre als Null antizipiert und in Folge dessen auf die Erlangung der Hochschulreife verzichtet hätte. In Abbildung 1 muss der Lohnunterschied zwischen Personen A und B nicht nur auf eine unterschiedliche (beobachtbare) Anzahl an Ausbildungsjahren, sondern auch auf die unterschiedlichen Talente der beiden Personen zurückgeführt werden.<sup>89</sup> Da die Talente nicht beobachtbar sind, wird die Rendite von Ausbildungsjahren tendenziell überschätzt („Ability Bias“).

Abbildung 1: Grenzproduktivitäten eines zusätzlichen Ausbildungsjahres, Personen A und B



89 Die folgende Darstellung ist angelehnt an Borjas (2005), S. 248.

Zwar lassen sich Verzerrungen durch solche unbeobachteten Fähigkeiten ihrem Wesen nach nie vollständig ausschalten.<sup>90</sup> Mit der Unterscheidung zwischen Schul- und Berufsabschlüssen wird jedoch der Versuch gemacht, die Einkommenserzielungskapazitäten der Personen anzugleichen, sodass der Rückschluss auf die Lohnrendite unterschiedlicher Berufsausbildungen unter Kontrolle des Schulabschlusses valider sein dürfte, als dies ohne entsprechende Kontrolle der Fall wäre. Weiterhin wird versucht, mit den bereits vorgestellten Interaktionstermen Drittvariableneffekte der Bildung auf den Lohn einzufangen. Der Lohneinfluss von Ausbildungsabschlüssen relativiert sich gegebenenfalls jedoch noch durch die Hinzunahme weiterer Variablen: So fanden Beblo und Wolff, dass sich die 35-prozentige Lohnprämie von Universitäts- gegenüber Fachschulabschlüssen auf rund 15 Prozent dezimierte, wenn die berufliche Stellung der Frau separat kontrolliert wurde.<sup>91</sup> Auch in das Variablenset der vorliegenden Untersuchung wurden daher mehrere Kontrollvariablen aufgenommen (siehe unten).

Wie wurden die Variablen 39-52 gebildet? Sie entstammen den Ursprungsvariablen \$PSBIL, \$PBIL01, \$PBBIL02, \$PBBIL03, \$PSBILA und \$PBBILA. Dabei waren unter anderem die im Ausland erzielten Schul- und Berufsabschlässe zu integrieren und die Beobachtungen um Mehrfachnennungen zu bereinigen. So wurde in Anlehnung an Bartenwerfer der im Ausland absolvierte Pflichtschul-Abschluss dem Hauptschul-, der ausländische Abschluss einer berufsbildenden weiterführenden Schule dagegen dem Realschulabschluss zugeordnet.<sup>92</sup> Die Angabe „sonstiger Schulabschluss“ wurde – in Orientierung am erzielten Bruttomonatslohn der Personen mit diesem Abschluss – dem Abschluss der Fachhochschulreife zugeschlagen. Analog wurden die im Ausland erzielten Berufsabschlässe weitgehend ihrem begrifflichen oder einkommensäquivalenten inländischen Abschluss zugeordnet, so etwa der ausländische College-Abschluss dem Universitäts- und der ausländische Hochschulabschluss dem Fachhochschulabschluss. Zusätzlich konnten horizontale Mehrfachnennungen (beispielsweise Lehre im In- und Ausland) sowie vertikale Mehrfachnennungen (bspw. Fachschul- und Fachhochschulabschluss) anhand des Schlüssels Personenummer identifiziert und bereinigt werden. Auf diese Weise wurde sichergestellt, dass pro Person nur ein höchster Schul- bzw. Ausbildungsabschluss gezählt wird.

---

90 (Es sei denn, man beschränkt das Untersuchungssample auf eineiige Zwillinge; eine Option, die hier mangels erforderlicher Fallzahlen ausscheidet.)

91 Vgl. Beblo/Wolf (2002).

92 Vgl. Bartenwerfer (1990), S. 131.



### 2.3.2.3 Kontrollvariablen

#### 2.3.2.3.1 Sozio-ökonomische Kontrollvariablen

##### *Nr. 53: Alter der Mutter in Jahren*

Das Alter der Mutter wird als Differenz zwischen aktuellem Befragungs- und Geburtsjahr gebildet. Welchen Einfluss das Alter auf die Beschäftigungsneigung der Frauen ausübt, bleibt abzuwarten. Einerseits spricht ein zunehmendes Lebensalter für eine steigende Erwerbsneigung, da die Phase der Familiengründung zusehends als abgeschlossen gelten kann und die mütterliche Einbindung in die Kinderbetreuung abnimmt. Andererseits spricht die sich zusehends verkürzende Restlebensspanne für eine steigende Zeitpräferenzrate, sodass das Grenzleid der Arbeit möglicherweise einen die Erwerbsneigung mindernden Einfluss ausübt.

##### *Nr. 54: Verheiratet / mit Partner zusammen lebend*

Die im SOEP-Personenfragebogen direkt erfragte Familienstands-Variable wird als Dummy für die beiden Ausprägungen „verheiratet“ (1) und „nicht verheiratet“ (0) konzipiert. Als „verheiratet“ gilt eine Frau, wenn sie mit ihrem Ehemann oder mit ihrem Partner im selben Haushalt zusammenlebt; zur Kategorie „nicht verheiratet“ zählen ledige, verwitwete und geschiedene Frauen. Da die Haushaltsproduktivität davon abhängt, wie viele Personen von der Zeitallokation für Hausarbeit profitieren, dürfte der Reservationslohn von mit einem Partner zusammen lebenden Frauen höher als jener allein lebender Frauen ausfallen, mit entsprechend höherem Erwerbsanreiz der letztgenannten Frauengruppe. So fanden Galler sowie Licht und Steiner in der Tat, dass verheiratete Frauen eine niedrigere Erwerbswahrscheinlichkeit haben als nicht verheiratete Frauen (im Gegensatz dazu ergab die Licht und Steiner-Studie, dass das Verheiratetsein der männlichen Beschäftigungswahrscheinlichkeit förderlich ist).<sup>93</sup>

##### *Nr. 55: Gesundheitliche Behinderung der Mutter*

Die gesundheitliche Behinderung der Mutter wird als Dummy (Wert 1=ja, Wert 0=nein) konzipiert, da gesundheitliche Einschränkungen ein höheres Grenzleid der Erwerbsarbeit verursachen und demnach die Beschäftigungswahrscheinlichkeit negativ beeinflussen dürften. Entsprechende Ergebnisse finden sich beispielsweise in den Studien von Galler und Licht und Steiner.<sup>94</sup> Die Variable wird im SOEP-Personenfragebogen direkt erhoben.

---

93 Vgl. Galler (1991) sowie Licht/Steiner (1992).

94 Vgl. Galler (1991) sowie Licht/Steiner (1992).

*Nr. 56: Pflegebedürftige Person im Haushalt der Mutter*

Die Pflegebedürftigkeit eines Haushaltmitglieds wird im jährlichen Haushaltsfragebogen erhoben und ist über die Schlüsselvariable der aktuellen Haushaltsnummer leicht der betreffenden Frau zuzuordnen. Analog zu den zu versorgenden Kleinkindern erhöht auch eine pflegebedürftige Person im Haushalt den Reservationslohn der Frau, denn ist sie erwerbstätig, müssten diese Dienstleistungen als marktgängige Substitute zugekauft werden. Der höhere Reservationslohn dürfte sich negativ auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit auswirken. Entsprechende Ergebnisse liefern wiederum die Studien von Galler und Licht und Steiner.<sup>95</sup>

*Nr. 57: Anzahl der Kinder im Haushalt der Mutter*

Die Variable misst die Anzahl der Kinder bis zu 14 Jahren im Haushalt der Mutter und wurde aus den PEQUIV-Dateien der Jahre 2001-2005 gewonnen. Die Analyse von Korrelationen von Zahl der Kinder und Erwerbsstatus der Mutter im vorliegenden Datensatz ergab, dass die Existenz 15- bis 18-jähriger Kinder im mütterlichen Haushalt kaum noch einen Einfluss auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Mutter ausübt, wohingegen die Erwerbsneigung von Müttern mit Kindern im Alter von 0-14 Jahren deutlich geringer als diejenige von Frauen ohne Kinder dieser Altersgruppe im Haushalt ist. Dennoch ist deren Einfluss gemäß der mikroökonomischen Theorie zumindest ambivalent: Zum einen erfordert eine höhere Kinderzahl einen höheren Betreuungsaufwand, auch wenn Skaleneffekte diesen nur unterproportional ansteigen lassen dürften. Mithin sollte der Reservationslohn der Frau bei höherer Kinderzahl steigen und ihre Erwerbsneigung entsprechend sinken. Dieser Zusammenhang gilt stärker für kleine Kinder; je älter die Kinder sind, desto geringer ist der Betreuungsaufwand und desto eher rücken marktgängige Substitute für elterliche Betreuung in den Bereich des Möglichen. Galler findet einen hoch signifikanten negativen Zusammenhang zwischen der Anzahl der Kinder im Haushalt und der Beschäftigungsneigung.<sup>96</sup> Zum anderen erfordert eine höhere Kinderzahl aber auch ein höheres Haushaltseinkommen, um den gewünschten Lebensstandard realisieren zu können, da das Pro-Kopf-Nettolohneinkommen des Partners mit steigender Kinderzahl sinkt. Insofern könnte eine steigende Kinderzahl für sich betrachtet auch einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsaufnahme ausüben; das Ergebnis hängt von den relativen Einkommenserzielungskapazitäten und Haushaltsproduktivitäten der Partner (also von der Verteilung der komparativen Vorteile) ab.

---

95 Vgl. Galler (1991) sowie Licht/Steiner (1992).

96 Vgl. Galler (1991).

*Nr. 58-62: Alter des jüngsten Kindes im Haushalt der Mutter*

Für das Alter des jüngsten Kindes im Haushalt der Mutter wurden – basierend auf den \$PEQUIV-Dateien der Jahre 2001-2005 – fünf Dummies gebildet, um den Beschäftigungseffekt möglichst genau einfangen zu können. Die fünf Altersgruppen wurden gemäß der Häufigkeitsverteilung eines positiven Erwerbsstatus in Abhängigkeit vom Alter des jüngsten Kindes gebildet. Hat eine Frau den Wert Null auf allen fünf Dummies, lebt kein Kind im Alter von 0-18 Jahren in ihrem Haushalt. In der Gruppe der 11-18-Jährigen sind (analog der Konzeption der entsprechenden SOEP-Variable) nur Kinder ohne vollendetes Abitur enthalten.

Da der Betreuungsaufwand vor allem bei kleinen Kindern hoch, die Verfügbarkeit marktlicher Substitute für mütterliche Kleinkindbetreuung zumindest in Westdeutschland aber noch immer gering ist, bestätigt die deskriptive Datenauswertung die Vermutung, dass die Erwerbsneigung der Mutter umso geringer ausfällt, je jünger ihr Kind ist. Dabei spielt weniger die Anzahl der Kinder als vielmehr das Alter des jüngsten Kindes die entscheidende Rolle: Ist kein Krippenplatz verfügbar, verliert auch eine vorhandene Betreuung durch Kindergarten oder Hort für ältere Geschwister ihre Relevanz für die Arbeitsangebotsentscheidung der Mutter. Das jüngste Kind fungiert somit als eine Art Engpassfaktor für die mütterliche Erwerbsentscheidung. Auf Grund dieser Tatsache kommt den Variablen 58-62 (wie auch den übrigen haushaltsbezogenen Kontrollvariablen) im Hinblick auf die notwendige Selektionskorrektur hohe Bedeutung zu.

*Nr. 63: Monatliches Netto-Nichtlohn-Haushaltseinkommen pro Haushaltmitglied*

Das monatliche Nichtlohn-Nettohaushaltseinkommen basiert auf dem im Haushaltsfragebogen direkt erfragten Nettohaushaltseinkommen des Vormonates, HINC\$\$, vermindert um das Nettolohneinkommen des Partners (vgl. Variable Nr. 64 weiter unten) und das eigene Nettolohneinkommen der Frau (Variable LABNET).<sup>97</sup> Es enthält alle Einkünfte, die nicht aus Erwerbsarbeit resultieren, also Vermögenseinkommen wie Zinsen, Pachten und Mieten ebenso wie private und staatliche Transferzahlungen, betriebliche Altersrenten sowie monetäre Leistungen im Rahmen der gesetzlichen Sozialversicherung. Frühere Studien belegen einen negativen Einfluss des Haushalts-Nichtlohneinkommens auf die Erwerbsneigung der Frau. Die Variable Nr. 63 wurde als Pro-Kopf-Größe konzipiert, um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass für den Einkommenseffekt der Pro-Kopf-

---

97 Die seitens der Befragten genannten Einkommenswerte werden von der SOEP-Arbeitsgruppe um Unterschätzungen in jenen Fällen korrigiert, in denen die Summe der Einkommensbestandteile höher als das angegebene Nettohaushaltseinkommen war; Informationen zur Korrektur werden in den \$HGEN-Dateien abgelegt.

Wohlstand, der mit steigender Zahl der Haushaltsmitglieder sinkt, Ausschlaggebend sein dürfte.

*Nr. 64: Monatliches Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Haushaltsmitglied*

Der monatliche Nettolohn wird im SOEP-Personenfragebogen erhoben und gibt das im Vormonat erzielte Nettoerwerbseinkommen aus der Hauptbeschäftigung an. Er basiert auf der Variable LABNET, die in den generierten personenbezogenen Dateien \$PGEN abgelegt wird. Der Vorteil der (seitens der SOEP-Arbeitsgruppe) generierten Variablen gegenüber der Verwendung von Ursprungsvariablen ist, dass bei ersteren fehlende Einkommensangaben vollständig imputiert wurden. Dieser Vorteil ist angesichts eines beträchtlichen Anteils von Item-Non-Response der Befragten bezüglich Erwerbseinkünften und mit Blick auf die Zielsetzung unverzerrter Schätzer erheblich, wie schon im Zusammenhang mit der Bildung der endogenen Variable der Lohnfunktion erläutert wurde. In LABNET sind auch Selbstständigeinkommen enthalten; im Unterschied zur endogenen Variable der Lohnfunktion, aus der Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit herausgerechnet werden, kommt es beim Nettoeinkommen des Partners nicht auf die Einkunftsquelle an.

Das Lohneinkommen des Partners stellt wie das Nichtlohneinkommen des Haushalts aus Sicht der Frau exogenes Einkommen dar und dürfte über den Einkommenseffekt senkend auf das Arbeitsangebot der Frau wirken. So belegt eine Studie von Bonin und Euwals mit SOEP-Daten der Wellen 1991-1999 für Ostdeutschland nach der Deutschen Wiedervereinigung, dass ein (beispielsweise wegen Arbeitslosigkeit) rückläufiges Ehegatteneinkommen einen leichten Anstieg des Arbeitsangebots verheirateter Frauen zur Folge hatte.<sup>98</sup> Die Nettogröße des monatlichen Partnereinkommens ist allerdings genau betrachtet keine exogene, sondern von der weiblichen Erwerbsentscheidung beeinflusste Größe, da die Besteuerung des Partnereinkommens vom Erwerbsstatus der Ehefrau abhängt. Dennoch ist die Nettogröße des monatlichen Partnereinkommens der in früheren Studien dominierende Regressor.<sup>99</sup> Auch hier wurde die betreffende Pro-Kopf-Größe gebildet, um den aus dieser Quelle generierten Wohlstand pro Haushaltsmitglied zu erfassen.

Gemäß der permanenten Einkommenshypothese ist die Reaktion des weiblichen Arbeitsangebots auf Schwankungen des Partnereinkommens außerdem davon abhängig, ob die Schwankung als transitorisch oder als permanent angesehen

---

98 Vgl. Bonin/Euwals (2001), S. 29. Allerdings wird die Beschäftigungswahrscheinlichkeit in der Studie von Bonin und Euwals auf den Bruttolohn des Partners regressiert.

99 Vgl. beispielsweise die Studie von Beblo und Wolf (2000), S. 24. Galler (1991) verwendet ein logarithmiertes „Rest-Einkommen pro Kopf“ (S. 132), Licht und Steiner (1991b) ein „monatliches Nettohaushaltseinkommen abzüglich des eigenen [Frauen-] Einkommens“ (S. 19).

wird. Da analog der Hypothese eher das Arbeitsangebot als die Konsumgewohnheiten angepasst werden, wird eine Frau nur bei einer als vorübergehend eingestuften Senkung (Erhöhung) des Partnereinkommens ihr Arbeitsangebot ausweiten (senken). Die Hypothese wurde beispielsweise durch Untersuchungen von Mincer mit US-Census Daten aus dem Jahr 1960 belegt.<sup>100</sup>

### *Erläuterungen zu nicht verwendeten sozio-ökonomischen Variablen*

Von der Bildung einer *Zufriedenheitsvariable* wurde abgesehen. Zwar wäre es interessant zu erfassen, inwieweit ein – in Selbstentfaltung und Selbstbestätigung bestehender – Eigennutzen der Erwerbsarbeit einen zusätzlichen Anreiz zur Beschäftigungsaufnahme darstellte; eine solche Variable wird seitens der SOEP-Arbeitsgruppe aber nur von Erwerbstätigen erhoben, analog hierzu wird die Frage nach der Zufriedenheit mit der häuslichen Tätigkeit nur von im Haushalt Tätigen erhoben.<sup>101</sup> Hier stellt sich das aus der Sozialpsychologie bekannte Phänomen der Dissonanzreduktion nach Entscheidung:<sup>102</sup> Die bereits erfolgte Entscheidung für Erwerbs- bzw. Hausarbeit könnte eine entsprechend positive Einstellung gegenüber dieser Zeitverwendungsart motivieren. In diesem Fall wäre die erfragte Zufriedenheit nicht erklärende Variable der Beschäftigungsentscheidung, sondern umgekehrt durch letztere bestimmt. Ähnliches gilt für die SOEP-Variable zur Zufriedenheit mit den vorhandenen Möglichkeiten der Kinderbetreuung im Vorschulalter:<sup>103</sup> Frauen, die – beispielsweise aus finanziellen Gründen – die Betreuung in Anspruch nehmen (müssen), haben ggf. ein Interesse an einer positiven Einstellung gegenüber derselben, um die externe Betreuung als vereinbar mit ihrer Mutterrolle anzusehen. Umgekehrt könnte beispielsweise bei Frauen, deren Einkommenserzielungs-Kapazität gering ist, ein Betreiben bestehen, die ausgeübte Eigenbetreuung des Kindes damit zu rechtfertigen, dass das Angebot externer Betreuung (vorgeblich) nicht zufrieden stellend ist.<sup>104</sup>

Ferner wurde auf die Bildung von Variablen verzichtet, die das *Angebot außerfamiliärer Kinderbetreuung* erfassen. Solche Daten, basierend auf der (inzwischen) so genannten „Statistik der Kinder und tätigen Personen in Tageseinrichtungen“,

---

100 Vgl. Mincer (1962), zitiert nach Polachek/Siebert (1993), S. 106-107; Polachek und Siebert bezeichnen das Phänomen als “added worker effect”.

101 (Vgl. beispielsweise die Variablen UP0102 und UP0103 des Personenfragebogens 2004.)

102 Vgl. die Theorie der kognitiven Dissonanz von L. A. Festinger (1957), wonach Menschen nach erfolgter einstellungsdiskrepanter (Handlungs-) Entscheidung kognitive Spannungszustände abbauen, indem sie ihre Einstellung nachträglich dem gezeigten Verhalten anpassen; einen Überblick über die Theorie liefert bspw. Frey/Greif (1987), S. 147-153 und S. 286-290.

103 (Für das Jahr 2004 handelt es sich hierbei um die Variable UP0109.)

104 Polachek bringt diesen Zusammenhang mit den Worten “[...], but ‘culture’ itself is often endogenous” auf den Punkt; vgl. Polachek (1993), S. 118.

die vom Statistischen Bundesamt in Zusammenarbeit mit den Statistischen Landesämtern erhoben wird, liegen erst seit 2006 im jährlichen Rhythmus vor; bis dahin wurden die Daten im vierjährigen Rhythmus (zuletzt 2006) erhoben. Für den hier relevanten Zeitraum 2001-2005 liegen also keine jährlichen Daten vor. Zudem wurden bis 2006 nur Daten zur Zahl der verfügbaren, nicht aber der genutzten Plätze erhoben. Dies wurde erst im Rahmen einer Gesetzesreform<sup>105</sup> geändert: Ab 2006 werden nun nicht mehr nur Versorgungsquoten (Plätze pro 100 Kinder, rein kapazitätsorientiert), sondern auch Betreuungsquoten (betreute Kinder pro 100 Kinder, die Nachfrageseite einbeziehend) erhoben. Neben der fehlenden Periodizität sind die Daten zur Betreuungssituation in den relevanten Jahren 2001-2005 auch aus anderen Gründen nicht berücksichtigt worden. Bis zum Jahr 2006 wurden private Arrangements, die von Region zu Region unterschiedliche Bedeutung haben dürften, von einer Erfassung ebenso ausgeschlossen wie von Schulen getragene Betreuungsformen wie beispielsweise offene Ganztagsangebote.<sup>106</sup> Bezogen auf Ganztagesplätze bietet die Statistik im fraglichen Zeitraum 2001-2005 Platz-Kind-Relationen pro Bundesland nur für Kindergartenkinder an. Für unter Dreijährige und Schulkinder liegen entsprechende Zahlen nur für die westdeutschen Flächenländer und Stadtstaaten insgesamt, für Hortkinder noch nicht einmal auf diesem Aggregationsniveau vor. Hinzu kommt, dass sich auch bei Variablen zum Betreuungsangebot das Endogenitätsproblem stellt: Ist eine niedrige Versorgungsquote Ursache oder Folge einer geringen weiblichen Erwerbsbeteiligung? Erst eine de facto bestehende Angebotslücke beschnitte die Möglichkeiten der Erwerbsaufnahme; diese kann aus den angebotsseitigen Versorgungsquoten aber streng genommen nicht abgeleitet werden.<sup>107</sup> Aus diesen Erwägungen heraus wird von der Bildung von Variablen zum außerfamiliären Kinderbetreuungsangebot abgesehen.

Der *Altersabstand zum Partner* (im selben Haushalt lebend) kommt prinzipiell als Regressor für die Beschäftigungsfunktion in Frage: Er gilt als Indikator für die Humankapitaldifferenz zwischen den Partnern und verschafft in Bargaining-Theorien dem älteren Partner eine bessere Verhandlungsposition in der Partner-

---

105 (Kinder- und Jugendhilfweiterentwicklungsgesetz – kurz: KICK –, seit 01.10.2005 in Kraft)

106 Dass die vielzähligen Betreuungsmodalitäten vom engen Raster der Kinder- und Jugendhilfestatistik nur ungenügend erfasst werden, wird auch von Sachverständigen bestätigt; vgl. hierzu Merchel (2003), S. 67.

107 Dies gilt übrigens meines Erachtens ebenso für Betreuungsquoten. Da davon auszugehen ist, dass sich das Angebot an Plätzen zumindest mittelfristig der örtlichen Nachfrage anpasst, dürften beide Quoten auf mittlere Frist eng beieinander liegen. Eine steigende Nachfrage nach Betreuung dürfte sich daher mittelfristig in einem Anstieg beider Quoten niederschlagen. Temporäre Quotendifferenzen weisen demgegenüber auf Fehlplanungen institutioneller Träger hin, die durch Lerneffekte abgebaut werden sollten.

schaft, die auch die Zeitallokation der Partner auf Haushalt und Erwerbsarbeit umfasst.<sup>108</sup> Auch haushaltsökonomischen Modellen zufolge könnte die Altersdifferenz einen komparativen Vorteil des älteren Partners für Marktarbeit begründen, sodass bei steigender Altersdifferenz die Erwerbsneigung der Frau sinken müsste. Die Variable wurde gebildet und in die Schätzungen der Beschäftigungsfunktion einbezogen, war aber nicht signifikant. Ohnehin – dies mag der Grund für die fehlende Signifikanz sein – zeigen Zeitallokationsstudien, dass der Altersabstand einzig einen negativen Einfluss auf das männliche Engagement für Hausarbeit hat, das von der beruflichen Eingebundenheit der Partnerin relativ unberührt ist.<sup>109</sup> Lauk und Meyer, die die empirische Relevanz verschiedener Zeitallokationsmodelle untersuchen, finden, dass die von den Partnern geleistete Hausarbeitszeit relativ unabhängig von der aktuellen individuellen Lebenssituation wie beispielsweise dem Erwerbsstatus ist.<sup>110</sup> Akerlof und Kranton tragen diesem Umstand Rechnung, indem sie die Nutzenfunktion des Bargaining-Modells um die Variable „Identität“ ergänzen: Die die (Rollen-) Identität von Ehemann und Ehefrau bedrohende Frauenerwerbstätigkeit und damit verbundene Nutzeneinbußen werden durch zusätzliches rollenkonformes Engagement der Ehefrau im Haushalt kompensiert.<sup>111</sup> Die „Dringlichkeit“ der Kompensation steigt mit dem Altersabstand, letzterer ist aber offenbar bedeutungslos für das weibliche Erwerbsverhalten.

#### 2.3.2.3.2 Arbeitsplatzbezogene Kontrollvariablen

##### *Nr. 65-71: Branche*

Die Branchenzugehörigkeit zum Zeitpunkt der Befragung wird seitens der SOEP-Arbeitsgruppe in die aus 98 Branchen bestehende Wirtschaftszweig-Klassifikation der Europäischen Union einsortiert und entsprechend als generierte NACE\$\$-Variable<sup>112</sup> in den \$PGEN-Dateien abgelegt. Aus diesen Ursprungsinformationen hat die SOEP-Arbeitsgruppe neun Branchen-Dummies gebildet, die für international vergleichende Studien geeignet sind.<sup>113</sup> Die relativen Häufigkeiten stellen sich im Datensatz wie folgt dar: Mehr als die Hälfte der Beobachtungen mit positiver Lohninformation entfallen auf die Dienstleistungs-Branche, mit Abstand nachgefolgt von gewerblicher Industrie sowie Handel, während die übrigen Branchen

---

108 Vgl. Ott (1992, 1995, 2002).

109 Vgl. beispielsweise Beblo (1999), S. 473-489.

110 Vgl. Lauk/Meyer (2004).

111 Akerlof/Kranton (2000), S. 715, zitiert nach Hewitson (2002).

112 (NACE – Nomenclature des statistiques des Activités économiques de la Communauté Européenne)

113 (Im Einzelnen handelt es sich in \$PEQUIV um die Variable „1 Digit Industry of Individual“ mit den Dummies E1110684-E1110603.)

weitaus geringere Fallzahlen haben. Um die Signifikanz der Parameter in den Schätzungen zu erhöhen, hat es sich für den vorliegenden Datensatz bewährt, die Branchen Bergbau und Energie sowie andererseits die Branchen Banken, Versicherungen und Dienstleistungen zu Aggregatvariablen zusammen zu fassen. Referenzkategorie in den Schätzungen ist das verarbeitende Gewerbe, da die Fallzahlen für die Bau-Branche (die üblicherweise verwendet wird) zu gering waren. Bei vielen arbeitsplatzbezogenen Variablen, so auch der Branche, stellt sich wiederum das Endogenitätsproblem, da man nicht ausschließen kann, dass sich Personen mit hoher Einkommenskapazität in Betriebe mit bestimmten Merkmalen einwählen.

#### *Nr. 72: Öffentlicher Dienst*

Die öffentliche Dienst-Variable soll einen unter Umständen existierenden separaten Lohneffekt der Beschäftigung im öffentlichen Dienst aufnehmen. Hier stellt sich das Problem möglicher Selbsteinwahlprozesse ganz besonders: Frauen, die eine spätere Mutterschaft antizipieren, könnten sich in Tätigkeiten im öffentlichen Dienst mit geringerem Arbeitsplatzrisiko einwählen. Eine Frau, die eine Dienstleistung im öffentlichen Dienst erbringt, hat sowohl auf der Variable *Öffentlicher Dienst* als auch auf der Branchen-Variable *Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen* die Ausprägung „1“. Frauen dagegen, die im Privatsektor Dienstleistungen erbringen, haben auf der Variable *Öffentlicher Dienst* die Ausprägung „Null“. Umgekehrt haben Frauen, die zwar dem öffentlichen Dienst angehören, aber einem der übrigen acht Branchendummies zuzuordnen sind, den Wert „Null“ auf der Variable *Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen*. Galler fand eine Lohnprämie von im öffentlichen Dienst Beschäftigten – je nach Schätzmodell – in Höhe von 9,1 bis 12,6 Prozent.<sup>114</sup> Immerhin stammt ein gutes Drittel der positiven Lohnbeobachtungen im Datensatz von Frauen im öffentlichen Dienst (vgl. deskriptive Statistik in Abschnitt 2.4).

#### *Nr. 73: Berufsprestige nach Wegener*

Die Magnitude Prestige Skala (MPS) ist eine Statusvariable, die das soziale Ansehen eines Berufes angibt und speziell für Deutschland von Bernd Wegener entwickelt wurde.<sup>115</sup> Als generierte SOEP-Variable wird die MPS im mehrjährigen Abstand von Erwerbstätigen mit beruflichem Wechsel erhoben; bei allen übrigen Erwerbstätigen wird die verfügbare Vorjahresinformation bereitgestellt.<sup>116</sup> Ursprünglich

---

114 Vgl. Galler (1991).

115 Vgl. Wegener (1985) sowie Wegener (1988).

116 Vgl. Projektgruppe SOEP – DIW, Berlin, Dokumentations-CD zur SOEP-Datenlieferung: Dokumentation der wellenspezifischen files \$PGEN, S. 14; vgl. Internetressource zum SOEP – Desk Top Companion.



basierten die von Wegener entwickelten Prestigescores auf den fast 300 Berufsgattungen der Internationalen Standardklassifikation der Berufe 1968 (ISCO-68). Der Magnitude-Messung liegt dabei der Reputationsansatz zu Grunde, wonach nicht der Interviewer, sondern die Befragten selbst das gesellschaftliche Ansehen eines bestimmten Berufes relativ zu einem Referenzberuf einordnen sollen.<sup>117</sup> Da in deutschen Mikrodatenanalysen – wie bspw. dem Mikrozensus – Berufprestige aber nach der Klassifizierung der Berufe des Statistischen Bundesamtes (KIdB) abgelegt ist, wurden die Prestigescores in einem Umschlüsselungsverfahren und in Anlehnung an die Vorgehensweise von Wegener für die Klassifizierung der Berufe 1992 rekonstruiert.<sup>118</sup> Zum Befragungszeitpunkt nicht beschäftigte Personen haben auf der Variable MPS den Wert „-2“ („trifft nicht zu“).

Bei der MPS-Variable stellt sich allerdings ebenfalls das Problem der Endogenität, wenn Frauen in Antizipation einer späteren Erwerbsunterbrechung jene Berufe wählen, deren Lohnabschlag durch Familienpause möglichst gering ist. Diese Überlegung der beruflichen Selbstselektion fußt auf der Theorie von Polachek<sup>119</sup>, der zu Folge Personen nicht nur die Menge schulischer Ausbildung (in Jahren), sondern auch die Art der beruflichen Ausbildung mit der Zielsetzung der Ertragsmaximierung über den Lebenszyklus wählen. Zentral für die Ertragsabschätzung ist die mit einer Erwerbsunterbrechung verbundene berufsspezifische Abschreibungsrate. Polachek konnte mit Paneldaten des Längsschnitt-Datensatzes „National Longitudinal Survey“ zeigen, dass beispielsweise Ärzte und Manager, aber auch Handwerker sehr hohe, Hausfrauen/-männer dagegen sehr niedrige Atrophieraten haben, und dass mit der Länge der Erwerbsunterbrechung die Wahrscheinlichkeit eines Berufes mit niedrigen Atrophieraten ansteigt, selbst wenn für eine mögliche endogene Bestimmung der Erwerbsunterbrechung seitens der berufsbezogenen Abschreibungsraten kontrolliert wird.<sup>120</sup> Berufsbezogene Atrophieraten, basierend auf deutschen Daten, sind meines Wissens bisher nicht verfügbar. Görlich und de Grip haben aus den ISCO-Gattungen zwei Dummies hoher und niedriger beruflicher Stellung („High skilled“, „Low skilled“) entwickelt und diese für die Bildung von Interaktionstermen aus beruflicher Stellung und Unterbrechungs-

---

117 Die Magnitude-Einstellungsmessung wird basierend auf psychophysikalischen Techniken durchgeführt, indem – durch Nennung eines Referenzberufes – zunächst ein Standardstimulus erzeugt wird, der anschließend seitens des Befragten ins Verhältnis zu diversen anderen Stimuli gesetzt wird. So soll beispielsweise das gesellschaftliche Ansehen eines bestimmten Berufes relativ zum Ansehen des Elektroinstallateurs (Standardstimulus) eingeordnet werden. Die Verwendung offener anstelle kategorialer Skalen hat unter anderem den Vorteil, dass die ermittelten Werte metrisch interpretiert werden können.

118 Eine detaillierte Darstellung dieses Rekonstruktionsverfahrens findet sich in Frietsch/Wirth (2001); dieser Quelle wurden auch, sofern nicht anders angegeben, die bisher zur Variable Nr. 73 gegebenen Informationen entnommen.

119 Vgl. Polachek (1981).

120 Vgl. Polachek (1981), S. 67.

phase verwendet.<sup>121</sup> Dabei fanden sie, dass dergestalt definierte „High skilled“-Frauen zumindest innerhalb der ersten fünf Jahre nach Wiedereinstieg höhere Lohnstrafen familienbedingter Auszeit erfahren als „Low-skilled“-Frauen; für Männer war der Unterschied allerdings weitaus gravierender.

Jenseits dieser Befunde bleibt die humankapitaltheoretische Implikation der beruflichen Stellung jedoch offen: Wie Görlich und de Grip anführen, haben Ärztinnen durch eine Unterbrechung mehr zu verlieren als Verkäuferinnen, zudem ist das Humankapital von Ärztinnen vermutlich stärker der Atrophie durch Wissensentwertung (technologischer Fortschritt) ausgesetzt als jenes von Verkäuferinnen. Dem steht entgegen, dass bei Personen in hoher beruflicher Stellung das allgemeine Humankapital (das weniger stark einem Entwertungsprozess durch Auszeit ausgesetzt ist) einen höheren Anteil am gesamten Humankapital hat als bei Personen in niedriger beruflicher Stellung; hier dominiert das im Wege des dualen Ausbildungssystems in Deutschland erworbene berufsspezifische Wissen.<sup>122</sup> Es war demnach davon auszugehen, dass beobachtbare Unterbrechungsdauern im Datensatz die Höhe des beruflichen Prestiges bestenfalls teilweise erklären. Daher erschien es geboten, einen etwaigen Lohneffekt von Berufsprestiges *ceteris paribus* (bei gegebener Unterbrechungsdauer) zu kontrollieren.

#### *Nr. 74-76: Arbeitsrechtliche Stellung*

Die arbeitsrechtliche Stellung unterscheidet zwischen Arbeiterinnen, Beamtinnen und Angestellten, wobei Arbeiterinnen in der vorliegenden Untersuchung als Referenzgruppe gesetzt wurden. Die Variable wird im SOEP-Personenfragebogen direkt erfragt (\$P-Dateien). Die Werte der als Dummies konstruierten drei Variablen (0=nein, 1=ja) addieren sich für die in das Lohnsample aufzunehmenden Beobachtungen zu eins auf: Eine abhängig erwerbstätige Frau gehört entweder der Gruppe der Arbeiterinnen, Angestellten oder Beamtinnen an. Für das Beschäftigungssample gilt dies nicht, da das Beschäftigungssample auch die aktuell gar nicht oder selbstständig Erwerbstätigen umfasst. Sowohl im Lohn- als auch im Beschäftigungssample sind aber die Beobachtungen auf der arbeitsrechtlichen Stellung – wie auch auf allen übrigen exogenen Variablen – missingfrei und schließen sich gegenseitig aus. Mehr als drei Viertel der Beobachtungen des Lohnsamples stammen von Angestellten (vgl. die deskriptive Statistik in Abschnitt 2.4).

#### *Nr. 77-80: Betriebsgröße*

Für die Betriebsgröße wurden vier Dummies gebildet (0-19 Mitarbeiter, 20-199 Mitarbeiter, 200-1999 Mitarbeiter, 2000 Mitarbeiter und mehr). Die Kategorie-

---

121 Vgl. Görlich/de Grip (2007), insbesondere Schätzergebnisse für Modell 2, S. 24.

122 Vgl. Görlich/de Grip (2007), S. 26.

bildung entspricht jener in Licht und Steiner sowie in Beblo und Wolf verwendeten.<sup>123</sup> Die Werte der Betriebsgrößen-Dummies addieren sich für die Frauen des Lohnsamples zu eins auf. Dabei sind die weitaus meisten Frauen des Lohnsamples in Unternehmen mit 20-199 Mitarbeitern beschäftigt. Dieser Befund und auch die relativen Häufigkeiten der übrigen drei Betriebsgrößen-Dummies im vorliegenden Datensatz decken sich weitgehend mit jenen der sieben zitierten Untersuchungen von Beblo und Wolf bzw. Licht und Steiner. Den Wert „-2“ erhielten Frauen, die im fraglichen Jahr entweder gar nicht oder nicht abhängig beschäftigt waren. Beobachtungen mit einem fehlenden Wert auf Betriebsgrößen-Dummies wurden eliminiert.

Wie bei allen arbeitsplatzbezogenen Kontrollvariablen stellt sich prinzipiell auch bei der Betriebsgröße das Problem der Selbstselektion: Personen mit hoher Einkommenskapazität wählen sich vermutlich eher in Betriebe mit hohem als mit niedrigem Einkommen ein. Dies bedeutet, übertragen auf den oben genannten Befund: Die durchschnittliche Produktivität der Arbeitskräfte in Großbetrieben dürfte höher sein als in Betrieben mit geringer Mitarbeiterzahl. Die Lohnunterschiede wären allerdings nicht den unterschiedlichen Betriebsgrößen, sondern den unterschiedlichen Arbeitsproduktivitäten anzulasten. In den Panelschätzungen wurden solche nicht beobachtbaren einkommensrelevanten Eigenschaften kontrolliert, wodurch die Koeffizienten der arbeitsplatzbezogenen Variablen „reiner“ geschätzt werden konnten.

#### *Nr. 81: Wochenarbeitsstunden*

Unabhängig von der Erwerbserfahrung ist auch ein Einfluss der aktuellen Arbeitszeit auf den Brutto-Stundenlohnsatz plausibel. Zwar muss gemäß § 4 Satz 2 des Gesetzes über Teilzeitarbeit und befristete Arbeitsverträge (TzBfG) vom 21.12.2000 die Arbeit Teilzeitbeschäftigter entsprechend ihres Anteils an der Arbeitszeit eines vergleichbaren Vollzeitbeschäftigten entgolten werden (Diskriminierungsverbot) und darf gemäß §10 eine Teilzeitkraft von Aus- und Weiterbildungsmaßnahmen zur Förderung der beruflichen Entwicklung nicht ausgeschlossen werden. Es ist jedoch davon auszugehen, dass die Interpretation gesetzlich erlaubter Abweichungen von diesen Vorschriften aus betrieblichen Gründen soweit möglich gedehnt wird. Aus humankapitaltheoretischer Sicht wäre demnach ein im Zeitraum 2001-2005 beobachteter geringerer Stundenlohn von Teilzeit- im Vergleich mit Vollzeitkräften den geringeren Anreizen und Gelegenheiten zur betrieblichen Aus- und Fortbildung zuzuschreiben (vgl. Hypothese 3). Ein beobachteter Lohnsatzun-

---

123 Vgl. Licht/Steiner (1991a) sowie Beblo/Wolf (2000). Die letztgenannten Autorinnen grenzen innerhalb der kleinsten Betriebsgröße zusätzlich die Betriebe bis zu 5 Mitarbeitern ab, was im vorliegenden Datensatz aber zu keinem nennenswerten Informationsgewinn führte.

terschied wiese außerdem darauf hin, dass Löhne nach wie vor auch Ausdruck von Marktmacht sind: Teilzeitkräfte haben auf Grund der in Teilmärkten noch immer knappen Teilzeitstellen eine niedrigere Lohnelastizität des Arbeitsangebots. In den meisten Schätzungen von Einkommensfunktionen werden daher auch die wöchentlichen Arbeitsstunden kontrolliert.<sup>124</sup> Galler findet eine signifikant höhere Entlohnung von im oberen Bereich (15-30 Wochenstunden) Teilzeit-Beschäftigten gegenüber Vollzeit-Beschäftigten (31-44 Wochenstunden), wohingegen überzeitig Beschäftigte (45 Wochenstunden und mehr) einen Stundenlohnabschlag hinnehmen müssen und im unteren Teilzeitbereich (1-15 Wochenstunden) Beschäftigte kaum gegenüber Vollzeitkräften profitieren. Ein ähnliches Arbeitszeit-Lohn-Profil ergibt sich in der Studie von Beblo und Wolf, die einen maximalen Bruttostundenlohn bei einer Wochenarbeitszeit von 25 Stunden ermitteln; auch hier verdienen Teilzeitkräfte deutlich mehr als Vollzeitkräfte.<sup>125</sup> Auch Ziefle findet eine Bruttostundenlohnprämie von Teilzeit.<sup>126</sup> Der sich in den beiden zuerst genannten Untersuchungen ergebende S-förmige Verlauf der Arbeitszeit-Lohn-Funktion ließe sich mit – ab einer Arbeitszeit oberhalb der Greifbarkeitsgrenze greifenden – Fixkosten des Arbeitseinsatzes und einer im hohen Stundenbereich abnehmenden Grenzproduktivität der Arbeit erklären.<sup>127</sup>

Zwar kann Arbeitszeit prinzipiell auch endogen durch den erzielbaren Lohnsatz bestimmt werden: Stehen Frauen den drei Zeitverwendungen Hausarbeit, Marktarbeit und Freizeit gegenüber, erhöht ein Anstieg des Lohnsatzes ihre Zeitverwendung auf Marktarbeit.<sup>128</sup> Zu dem aus der Analyse männlichen Arbeitsangebotsverhaltens bekannten Substitutionseffekt zwischen Arbeitszeit und Freizeit gesellt sich bei Frauen ein weiterer – der zwischen Arbeitszeit und Hausarbeit. Die Lohnelastizität des weiblichen Arbeitsangebots ist jedoch elementar von der Substituierbarkeit häuslicher Dienstleistungen abhängig. So zeigt eine Untersuchung des Statistischen Bundesamtes, dass westdeutsche Mütter im Jahr 2007 am häufigsten Vollzeit arbeiteten, wenn das jüngste Kind im Krippenalter war. Dagegen war der Anteil Teilzeit arbeitender Frauen an allen aktiv erwerbstätigen Frauen am höchsten, wenn das jüngste Kind im Haushalt das Kindergarten- oder Grundschulalter erreicht hatte; die Vollzeitquote stieg erst wieder an, wenn das Kind auf die weiterführende Schule wechselte.<sup>129</sup> Diese Daten legen die Vermutung nahe, dass die Öffnungs- und Schließungszeiten der die Fremdbetreuung

---

124 Vgl. bspw. Mincer/Polachek (1974), Galler (1991), Licht/Steiner (1991a, 1992) oder Beblo/Wolf (2000, 2002).

125 Vgl. Beblo & Wolf (2000).

126 Vgl. Ziefle (2004).

127 Beblo und Wolf (2000) verweisen hier auf Barzel (1973).

128 Vgl. hierzu beispielsweise die Darstellung in Polachek/Siebert (1993), S. 111.

129 Vgl. Statistisches Bundesamt (2007), S. 16.

der Kinder übernehmenden Institution die wöchentliche Arbeitsstundenzahl der Mutter maßgeblich beeinflussen. Zwar sind, je jünger das Kind ist, umso weniger Frauen überhaupt erwerbstätig (daher wird das Alter des jüngsten Kindes als Regressor in die Beschäftigungsfunktion aufgenommen, siehe weiter oben); dies mag einer Präferenz für Selbstbetreuung im Kleinkindalter geschuldet sein. Das für Kleinkinder unter drei Jahren erforderliche private Betreuungsarrangement (Netzwerk aus Nachbarn, Freunden etc.) scheint die mütterliche Arbeitszeit jedoch weniger einzuschränken als dies institutionelle Betreuungsformen für ältere Kinder tun.

Diese Befunde sprechen gegen ein vom Lohn bestimmtes Arbeitszeitarrangement. Dennoch ist theoretisch eine kausale Wirkung vom Lohn hin zu den Arbeitsstunden nicht nur wegen eines möglichen Substitutions-, sondern auch wegen eines möglichen Einkommenseffektes nicht auszuschließen: Frauen mit niedrigeren Stundenlöhnen könnten gezwungen sein, eine höhere Wochenstundenzahl zu arbeiten, um ein ausreichendes Einkommen zu erzielen. Auf diesen Aspekt weisen bereits Mincer und Polachek hin, die ein negatives Vorzeichen des Koeffizienten der Wochenarbeitszeit fanden.<sup>130</sup> Die Dominanz des Einkommenseffektes dürfte jedoch eher für Alleinerziehende gelten, während für Paarhaushalte durch mehrere Studien belegt wird, dass der Substitutionseffekt eines niedrigen Zweitverdienerinkommens dessen Einkommenseffekt überwiegt, sodass per Saldo ein negativer Erwerbsarbeitsanreiz gesetzt wird.<sup>131</sup> Hinzu kommt, dass selbst bei einer Umkehrung der Kausalbeziehung sicherlich nicht der Brutto-, sondern der Nettolohn die maßgebende erklärende Variable ist. Der progressive Steuertarif bremst den weiblichen Anreiz zur Aufstockung der Arbeitsstunden zusätzlich aus.

Da durch die Zerlegung der Wochenarbeitszeit in Dummies Informationen verloren gehen, wurde in der vorliegenden Untersuchung eine metrische Variable gebildet, und zwar aus der SOEP-Variable \$STATZEIT, die die tatsächlich gearbeiteten Wochenarbeitsstunden inklusive Überstunden des jeweiligen Vormonats angibt. Die Verwendung der tatsächlichen anstelle der vereinbarten Arbeitszeit ist darin begründet, dass auch die – zur Bildung des Stundenlohnsatzes verwendete – Lohnvariable (vgl. Erläuterungen zu Variablen Nr. 02 und 03) die Entgeltung von Überstunden umfasst.<sup>132</sup>

---

130 Vgl. Mincer/Polachek (1974), Seite 96.

131 Vgl. beispielsweise Happel (1984).

132 Für alle Beobachtungen abhängiger Beschäftigung liegen im Datensatz positive Wochenarbeitszeiten vor; umgekehrt war bei einer Wochenarbeitszeit von Null die betreffende Person im fraglichen Vormonat zu 100 Prozent nicht abhängig beschäftigt.

### 2.3.2.3.3 Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen

#### Nr. 82: Baden-Württemberg

Um Lohn- und Beschäftigungseffekte der regionalen Prosperität als Strukturkomponente einzufangen, wurden Dummies für die drei finanzstärksten der fünf Geberländer im Bundesfinanzausgleich im Zeitraum 2001-2005, Baden-Württemberg, Hessen und Bayern, gebildet. Die Referenzkategorie bilden die übrigen westdeutschen Bundesländer inklusive Berlin-West. In den Schätzungen hat sich jedoch nur die Bundesland-Variable Baden-Württemberg als signifikant erwiesen.

#### Nr. 83: Stellenandrangszahl

Die Stellenandrangszahl gibt das Verhältnis des Arbeitslosenbestandes zu den offenen Stellen pro Bundesland, in dem die Frau ihren Wohnort hat, zum Befragungszeitpunkt an. Gemäß früheren Studien<sup>133</sup> wurde die Variable als Indikator für die Arbeitsmarktsituation gebildet, wobei eine hohe Variablenausprägung auf einen Käufer-, ein niedriger Wert auf einen Verkäufermarkt hinweist. Die Stellenandrangszahl wurde – basierend auf den Daten der Bundesagentur für Arbeit – für die Jahre 2001-2005 generiert.<sup>134</sup>

Da nur westdeutsche Frauen in das Untersuchungssample aufgenommen wurden, wurde die Stellenandrangszahl für die elf westdeutschen Bundesländer gebildet. Für die Länder Rheinland-Pfalz und Saarland wurde dabei eine gemeinsame Stellenandrangszahl aus den gewichteten Durchschnitten der Arbeitslosenbestände und der offenen Stellen beider Länder erzeugt, da diese beiden Länder auch in der SOEP-Bundesland-Variable zusammengefasst werden. Die Stellenandrangszahl für Berlin bezieht sich auf Gesamtberlin; dies hat neben statistischen Gründen seine Ursache darin, dass für Frauen, die der SOEP-Bundeslandvariable

---

133 Vgl. zum Beispiel Licht/Steiner (1992), S. 247.

134 Vgl. Bundesagentur für Arbeit (2001/2002/2003/2004/2005), Amtliche Nachrichten (ANBA), Nürnberg. Da die Arbeitslosenbestände pro Ausgabe nicht nur für das laufende, sondern auch für die beiden Vorjahre ausgewiesen werden (bereinigte Werte), wird zur Berechnung der StellenandrangsvARIABLE bei den Arbeitslosenbeständen – mit Ausnahme des Jahres 2005 – auf die bereinigten Werte zurückgegriffen; offene Stellen werden dagegen immer nur für das laufende Jahr der Ausgabe ausgewiesen. Im Einzelnen wurden aus folgenden Ausgaben die folgenden Werte verwendet: Aus Ausgabe 2001, Arbeitsmarkt 2001, Tabelle IV.B.5: offene Stellen 2001; aus Ausgabe 2002, Arbeitsmarkt 2002, Tabelle III.14: offene Stellen 2002; aus Ausgabe 2003, Arbeitsmarkt 2003, Tabellen III.B.6 bzw. III.B.2: offene Stellen 2003 bzw. Arbeitslosenbestände 2001; aus Ausgabe 2004, Arbeitsmarkt 2004, Tabelle III.B.6 bzw. III.B.2: offene Stellen 2004 bzw. Arbeitslosenbestände 2002; aus Ausgabe 2005, Arbeitsmarkt 2005, Tabelle II.B.6 bzw. III.B.2: offene Stellen 2005 bzw. Arbeitslosenbestände 2003, 2004 und 2005.

Berlin-West zugeordnet sind, nicht nur der Teilmarkt Westberlin, sondern der Arbeitsmarkt Gesamtberlins beschäftigungsrelevant sein dürfte.<sup>135</sup>

### *Erläuterungen zu nicht verwendeten arbeitsplatz- bzw. arbeitsmarktbezogenen Variablen*

Zusätzlich wurden *Jahres-Dummies* für die Jahre 2001-2005 generiert, um Sondereffekte einzufangen, die sich auf ein spezielles Jahr des Untersuchungszeitraumes beschränken. Angesichts des relativ kurzen Untersuchungszeitraums von fünf Jahren würde man mit einer Schätzung, die solche Sondereffekte ignoriert, den verzerrten Ausweis der übrigen erklärenden Variablen riskieren. Die Jahresdummies waren jedoch weder in den OLS-, noch in den Panelschätzungen signifikant. Dies mag darauf zurückzuführen sein, dass sie einen Teil ihres potenziellen Erklärungsgehaltes für die Lohnentwicklung dadurch verlieren, dass mit dem realen Stundenlohn bereits eine deflationierte Größe als zu erklärende Variable verwendet wird.

Interessant wäre die Aufnahme der *Gemeindegrößenklasse nach Boustedt* als weiterer Regionaldummy gewesen, da der Urbanisierungsgrad ein Indikator für die Erreichbarkeit von Beschäftigungsgelegenheiten und Einkommenschancen sein könnte. So belegen Van Ham und Büchel anhand einer Untersuchung der Beschäftigungswahrscheinlichkeit von Frauen mit SOEP-Daten der Welle 2001 und Regionaldaten der 75 westdeutschen Raumordnungsregionen, dass die Wahrscheinlichkeit, gegen Entgelt beschäftigt zu sein, mit zunehmenden Arbeitswezeiten abnimmt.<sup>136</sup> Daher wird die Gemeindegrößenklasse in einigen früheren Studien als Regressor verwendet.<sup>137</sup> Dennoch wurde in der vorliegenden Studie auf eine entsprechende Variable aus datenerhebungstechnischen Gründen verzichtet: Die Variable wird im SOEP nur für die Jahre 1984-1992 erhoben. Beobachtungen von Personen, die nach 1992 in ihre aktuelle Wohnung umgezogen sind (diese Information steht über die Variable *SEINZUG* zur Verfügung) könnten in die Schätzgleichungen nicht einbezogen werden. Da dies etwa zwei Drittel der Beobachtungen betrafte, kommt eine Verwendung der Variable nicht in Frage.

---

135 Nach Angaben der Bundesanstalt für Arbeit wird Berlin seit Januar 2003 komplett Ostdeutschland zugewiesen (vgl. Bundesagentur für Arbeit (2005), S. 10); damit ist es nicht möglich, durchgängig für den Zeitraum 2001-2005 Daten nur für West-Berlin zu erhalten.

136 Vgl. Van Ham/Büchel (2004a), S. 12.

137 Vgl. beispielsweise Licht/Steiner (1991b), S. 10-11 sowie S. 20.

## 2.4 Deskriptive Statistik für das Lohn- und Beschäftigungssample

Die deskriptive Statistik der Variablen findet sich in den Tabellen 3 (Beschäftigungssample) bzw. 4 (Lohnsample) im Anhang.

Den Werten der Tabelle 3 für das *Beschäftigungssample* liegen die für die Beschäftigungsgleichung relevanten 6.276 Beobachtungen von insgesamt 1.610 Personen zu Grunde. Davon hatten 1.038 Personen im Zeitraum 2001-2005 mindestens eine positive Lohninformation (und sind damit zugleich Mitglied des Lohnsamples). Die Personen des Beschäftigungssamples sind abhängig beschäftigte, selbstständig beschäftigte, in Ausbildung befindliche und nicht beschäftigte Personen, die auf allen exogenen – auch den arbeitsplatzbezogenen – Variablen missingfrei sind. Die in dieser Personengruppe enthaltene Untergruppe der im Beobachtungszeitraum 2001-2005 gar nicht bzw. nicht abhängig beschäftigten Personen macht zu einigen arbeitsplatzbezogenen Variablen (Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst, berufliche Stellung und Firmengröße) die Angabe „-2“ („trifft nicht zu“). Die deskriptive Statistik dieser Variablen ist daher nur für die Beobachtungen des Lohnsamples sinnvoll interpretierbar.

Die das *Lohnsample* betreffenden Werte in Tabelle 4 basieren auf den für die Lohngleichung relevanten 3.254 Beobachtungen mit positiver Lohninformation. Sie entstammen jenen 1.038 Personen, die sich im Beobachtungszeitraum 2001-2005 nicht in Ausbildung befanden und mindestens eine positive Lohninformation aus abhängiger Beschäftigung aufwiesen. Die Beobachtungen sind missingfrei auf allen exogenen Variablen. Bezüglich der Dummies ist das arithmetische Mittel als der Prozentsatz der Beobachtungen mit Wert „1“ zu interpretieren. Da sich sämtliche Erwerbserfahrungs-Variablen auf das Ende des jeweiligen Vorjahres beziehen, bedeutet beispielsweise Wert „Null“ auf der Variable Betriebszugehörigkeitsdauer, dass es sich um das erste Beschäftigungsjahr bei einem neuen Arbeitgeber handelt, ein Wert größer Null auf der Variable aktuelle Auszeitjahre, dass es sich um das erste Wiedereinstiegsjahr nach einer Auszeit- oder Arbeitslosigkeitphase handelt. Da die endogene Variable als logarithmierte Lohnrate spezifiziert ist, entspricht dem ausgewiesenen Mittel von € 2,48 der Variable 03 ein Bruttostundenlohn von € 11,95 mit einer Standardabweichung von € 1,51 und Minimal- bzw. Maximalwerten von € 1,12 bzw. € 72,27. Die erreichten Stundenlohnsätze sind höher, wenn anteilige Einmalzahlungen berücksichtigt werden (Variable 02): Hier liegt das Mittel für den Bruttostundenlohn bei € 12,74 mit einer Standardabweichung von € 1,55 sowie Minimal- bzw. Maximalwerten von € 1,21 bzw. € 80,45. Die erzielten Mittelwerte in der Stichprobe

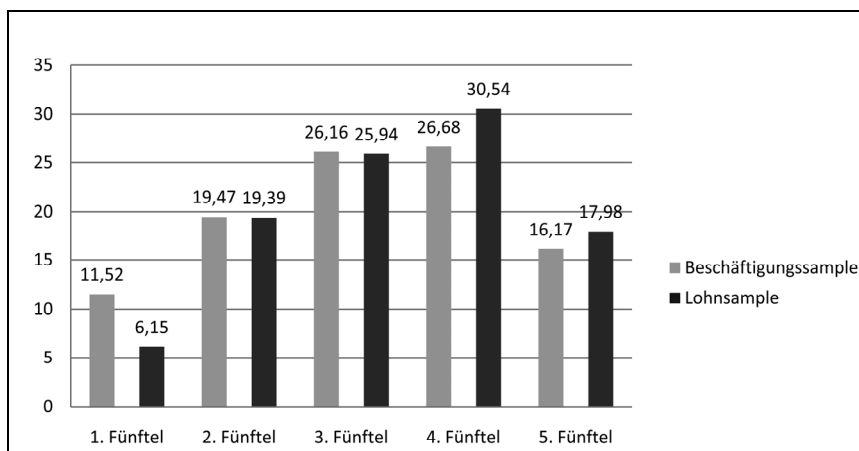


können dabei durchaus als repräsentativ für die Gesamtheit der Frauen gelten.<sup>138</sup>

Die Frauen des Lohnsamples unterscheiden sich in mehrfacher Hinsicht deutlich von den Frauen des Beschäftigungssamples:<sup>139</sup>

Frauen im Lohnsample sind im Mittel geringfügig *älter* als Frauen des Beschäftigungssamples. Aussagekräftiger als der Mittelwert ist allerdings die Häufigkeitsverteilung einzelner Altersgruppen. Unterteilt man die vorgefundene Alterspanne der Frauen in Altersfünftel von jeweils 7,2 (Beschäftigungssample) bzw. 7,6 (Lohnsample) Jahren, so wird deutlich, dass die meisten Frauen im vierten Fünftel zu finden sind, wie Abbildung 2 zeigt:

Abbildung 2: Verteilung der Frauen des Lohn- und Beschäftigungssamples auf die Altersfünftel zwischen 17 und 55 bzw. 19 und 55 Jahren (in %)



Im Beschäftigungssample sind knapp 12 Prozent der Frauen jünger als 25 Jahre. Im Lohnsample sind es dagegen nur rund 6 Prozent, da die Lohninformationen noch in Ausbildung befindlicher junger Frauen im Lohnsample nicht gewertet werden. Während die Anteile der Frauen, die auf das zweite und dritte Fünftel entfallen, in etwa gleich groß sind, zeigt sich im vierten und fünften Altersfünftel,

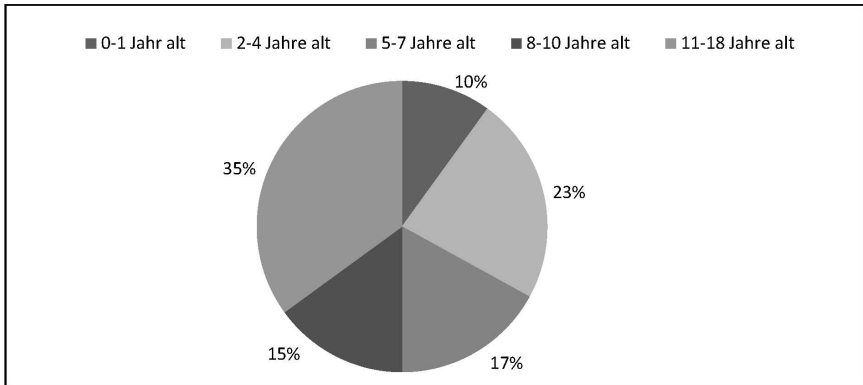
138 So lag der durchschnittliche Bruttostundenverdienst von Frauen in Deutschland nach Angaben des Statistischen Bundesamtes im Jahr 2006 bei 13,91 Euro und damit übrigens um 23 Prozent unter dem durchschnittlichen Bruttostundenverdienst von Männern in Höhe von 17,99 Euro; Quelle: Statistisches Bundesamt: Jahr 2006: Frauen verdienen 23% weniger als Männer, Internetressource.

139 Wenn im Folgenden von der „Gruppe der Beschäftigten“ oder den „Frauen des Lohnsamples“ die Rede ist, stellt dies eine sprachliche Vereinfachung dar; da genau genommen auf Beobachtungen (des Lohnsamples, des Beschäftigungssamples), nicht auf Köpfe Bezug genommen wird.

dass diese von Frauen des Lohnsamples stärker belegt sind als von jenen des Beschäftigungssamples.

Die Altersverteilung steht in engem Zusammenhang mit der Verteilung des *Alters des jüngsten Kindes im Haushalt*. Wie die deskriptive Statistik zeigt, lebt in nur 0,9 Prozent der Beobachtungen des Lohnsamples ein Kind im Alter von unter 2 Jahren im Haushalt, wogegen es im Beschäftigungssample rund fünf Prozent sind. Untersucht man die Häufigkeitsverteilung des Kindesalters nur in Bezug auf Beobachtungen, in denen überhaupt ein Kind im Haushalt lebt (vergleiche nachfolgende Abbildungen 3 und 4), bleibt das 1:5-Verhältnis bestehen: In zwei Prozent aller Lohnbeobachtungen mit Kind im Haushalt ist das jüngste Kind unter zwei Jahre alt, während es – bezogen auf alle Beobachtungen im Beschäftigungssample mit Kind im Haushalt – zehn Prozent sind.

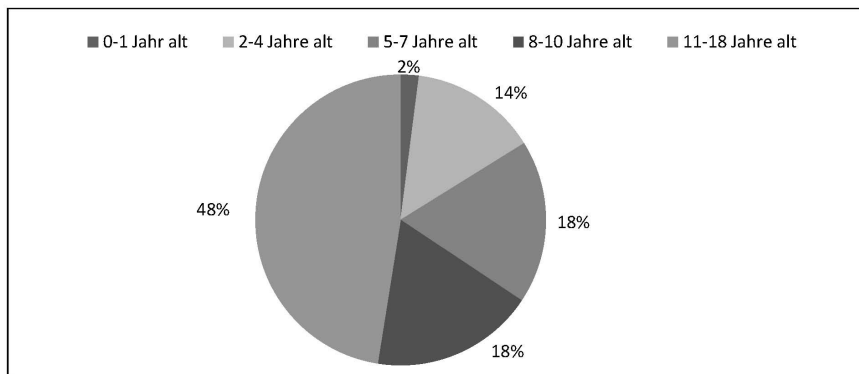
Abbildung 3: *Relative Häufigkeiten des Alters des jüngsten Kindes im Haushalt unter allen Frauen des Beschäftigungssamples mit Kind im Haushalt*



Auch Kinder im Alter von zwei bis vier Jahren sind mit 23 Prozent im Beschäftigungssample deutlich häufiger vertreten als im Lohnsample (14 Prozent). Dies ist damit zu erklären, dass noch immer rund 76 Prozent der Beobachtungen mit einem jüngsten Kind dieser Altersgruppe im Haushalt den Status „nicht erwerbstätig“ aufweisen; für Kinder im Alter von Null bis einem Jahr sind es sogar 90 Prozent. Für fünf- bis siebenjährige bzw. acht- bis zehnjährige Kinder sind die Häufigkeiten in den Samples ähnlich. Der Anteil der Kinder im Alter von 11-18 Jahren ist jedoch wiederum sehr unterschiedlich: Während Kinder dieser Altersgruppe fast die Hälfte aller Kinder der Lohnsample-Frauen ausmachen, beläuft sich der Anteil für Frauen des Beschäftigungssamples nur auf ein gutes Drittel. Dies bestätigt die weiter oben aufgestellte Vermutung, dass die Erwerbswahr-

scheinlichkeit zunimmt, wenn das jüngste Kind im Haushalt in die weiterführende Schule wechselt. Die relativ geringen Häufigkeiten der ganz kleinen Kinder spiegeln nicht zuletzt auch die relativ geringen Häufigkeiten des ersten Altersfünftels der Frauen wider.

Abbildung 4: Relative Häufigkeiten des Alters des jüngsten Kindes im Haushalt unter allen Frauen des Lohnsamples mit Kind im Haushalt



Im Lohnsample ist der Anteil der Frauen mit *gesundheitlicher Behinderung* geringer als im Beschäftigungssample; dies gilt auch für die Anteile der Frauen mit *pflegebedürftigem Haushaltsmitglied*. Der Anteil der *verheirateten* Frauen ist im Beschäftigungssample etwas höher als im Lohnsample, da sich die Haushaltswohlfahrt durch Spezialisierung der Partner erhöhen lässt und der männliche Partner offenbar oftmals einen komparativen Vorteil für Marktarbeit hat. Das im Lohnsample geringere *Pro-Kopf-Haushaltsvermögenseinkommen* könnte einen Hinweis darauf geben, dass der Einkommenseffekt des Arbeitsangebots in Bezug auf Vermögen stärker als in Bezug auf Partnereinkommen ist.

Hinsichtlich der *Schul- und Berufsausbildung* bestätigen die Daten die Vermutung, dass das Ausbildungsniveau der Teilgruppe der (abhängig) beschäftigten Frauen über dem Ausbildungsniveau der Gesamtheit der Frauen liegt.<sup>140</sup> Zum einen sind Frauen ohne Abschluss in der Gruppe der beschäftigten Frauen seltener vertreten als in der Gruppe der Frauen insgesamt. So haben 0,8 Prozent (12,4 Prozent) der Frauen des Lohnsamples keinen Schul- (Berufs-) Ausbildungsabschluss, während der betreffende Anteil an allen Frauen insgesamt bei 2,8 Prozent (21,8 Prozent) liegt. Zum anderen ist der Anteil der Akademikerinnen mit FH-, TH- oder Universi-

140 Der Unterschied würde sicherlich noch erheblicher ausfallen, wenn die Selbstständigen aus der Gruppe der Nichtbeschäftigten herausgerechnet würden.

tätsabschluss mit 14,5 Prozent in der Gruppe der Frauen des Lohnsamples höher als in der Gruppe der Frauen des Beschäftigungssamples mit 11,2 Prozent. Die Daten bestätigen insoweit die mikroökonomisch begründete Vermutung, dass die Arbeitsanreize mit zunehmender formaler Qualifikation – und damit höheren Ertragsraten des gebildeten Humankapitals – zunehmen, und offenbar stößt das Arbeitsangebot auf eine entsprechende Arbeitsnachfrage, sodass auch die Beschäftigungswahrscheinlichkeit von einem steigenden Ausbildungsniveau profitiert.

Abhängig beschäftigte Frauen haben mit im Mittel 14,1 Jahren ein höheres Maß an *Erwerbserfahrung* in Vollzeit- oder Teilzeit als die Gesamtheit der Frauen mit 11,3 Jahren; die Betriebszugehörigkeitsdauer ist bei Frauen des Lohnsamples mit durchschnittlich 5,7 Jahren deutlich höher als in der Vergleichsgruppe mit 3,4 Jahren. Während in beiden Samples Vollzeitjahre mehr als doppelt so häufig vorkommen wie Teilzeitjahre und die Dauer aktueller Vollzeitspannen durchschnittlich geringer als die Dauer früherer Vollzeitspannen ist, kehrt sich das Verhältnis bei Teilzeit im Lohnsample um: Aktuelle Teilzeit dauert bei beschäftigten Frauen mit durchschnittlich 2,5 Jahren länger an als frühere Teilzeit mit 2,1 Jahren, während es im Beschäftigungssample umgekehrt ist (1,6 zu 1,9 Jahren). Weiterhin liegt die Anzahl bisheriger Nichtbeschäftigungs-Jahre (Auszeit oder Arbeitslosigkeit) bei beschäftigten Frauen mit im Mittel 3,6 Jahren niedriger als jene der Frauen des Beschäftigungssamples mit durchschnittlich fünf Jahren. Analysiert man die Dauer vergangener Unterbrechungen, so fällt auf, dass abhängig beschäftigte Frauen im ersten Wiedereinstiegsjahr eine durchschnittliche Unterbrechungsdauer von 0,1 Jahren, die Gesamtheit der Frauen dagegen von 1,5 Jahren haben.<sup>141</sup> Auch ist die in den letzten zehn Jahren genommene frühere Auszeit bei abhängig beschäftigten Frauen mit 1,1 Jahren nur etwa halb so hoch wie der betreffende Durchschnitt aller Frauen mit 2,1 Jahren.

Bezüglich der relativen Häufigkeiten der neun *Branchen* gibt es keine wesentlichen Unterschiede zwischen den Samples. Da ein Teil der Beobachtungen im Beschäftigungssample von gar nicht oder nicht abhängig erwerbstätigen Frauen stammt, sind die absoluten Häufigkeiten der Branchen in diesem Sample durchweg geringer. Auch hier dominiert die Aggregatvariable *Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen* vor *Handel* und *verarbeitendem Gewerbe*. Da sich die relativen Häufigkeiten im Beschäftigungssample aus dem vorstehend genannten Grund nicht zu 100 Prozent addieren, fällt eine sinnvolle Interpretation dieser Variablen schwer bzw. haben Durchschnittswerte keine Aussagekraft

---

141 Verglichen wurden hierbei die Werte der Variable aktuelle Auszeitjahre, die sich – wie alle Erwerbserfahrungsvariablen – auf das Vorjahresende beziehen, sodass ein Wert größer Null für eine aktuell beschäftigte Frau regelmäßig im ersten Jahr des Wiedereinstiegs nach Unterbrechung erzielt wird.

(beispielsweise muss die durchschnittliche Wochenarbeitszeit in Folge der enthaltenen Null-Zeiten der nicht Beschäftigten im Beschäftigungssample vergleichsweise geringer ausfallen). Dennoch kann der Anteil der Beobachtungen aus dem *öffentlichen Dienst* an allen Beobachtungen aus einem bestehenden Arbeitsverhältnis (Variablen-Ausprägung „Null“ oder „1“) – also inklusive der Selbstständigen und der vorübergehend Freigestellten – berechnet werden: Dieser liegt mit 29,4 Prozent unter dem betreffenden Anteil an den aktuell abhängig Beschäftigten mit 34,4 Prozent. Innerhalb des Lohnsamples fällt zudem die Dominanz der *Angestellten* auf, deren Anteil an allen (abhängig) Beschäftigten 76,5% ausmacht, wogegen nur 15,1 Prozent (bzw. 8,5 Prozent) der Lohnbeobachtungen von Arbeiterinnen (bzw. Beamtinnen) stammt. Fast die Hälfte (45,4 Prozent) der beschäftigten Frauen ist zum Befragungszeitpunkt zudem in mittelständischen *Betrieben mit 20 bis 199 Mitarbeitern* tätig. Bezüglich der arbeitsmarktbezogenen Variablen gibt es keine auffälligen Unterschiede zwischen den Samples.



### **3 Bestimmung der Lohneffekte geburtsbedingter Erwerbsunterbrechungen auf Basis von SOEP-Daten**

In diesem Teil der Arbeit wird dargestellt, wie mittels diverser Schätzungen der Lohn- und Beschäftigungsfunktion die Lohneffekte erwerbsbiografischer Merkmale ermittelt wurden (Abschnitt 3.2). Den Schätzungen werden grundsätzliche Überlegungen zur Spezifikation des ökonometrischen Modells vorangestellt (Abschnitt 3.1). Die Zusammenfassung der wesentlichen Schätzergebnisse mündet schließlich in die Überprüfung der eingangs formulierten Hypothesen (Abschnitt 3.3).

#### **3.1 Vorüberlegungen zu den Schätzungen**

Die Berücksichtigung unterschiedlicher Aspekte von Paneldaten hat – im Verein mit den untersuchungsleitenden Hypothesen, die die inhaltliche Fragestellung an die Schätzungen konkretisieren – zur Konzeption einer breit angelegten Palette von Schätzmodellen geführt. Im Anschluss an die Erörterung grundsätzlicher Aspekte der Modellspezifikation in Abschnitt 3.1.1 dient Abschnitt 3.1.2 dem Ziel, eine Übersicht über die zu schätzenden Modelle zu geben und die Vorgehensweise in den Schätzungen zu erläutern.

##### **3.1.1 Aspekte der Modellspezifikation**

###### *3.1.1.1 Gauss-Markov-Annahmen*

Um ein ökonomisches Modell der Form

$$y = f(x_1, \dots, x_k) \tag{10}$$

mit

$y$  = endogene (zu erklärende) Variable,

$x_1, \dots, x_k$  =  $k$  exogenen (erklärenden) Variablen,

$f$  = Wirkungszusammenhang zwischen  $y$  und  $x_1, \dots, x_k$

in ein ökonometrisches Modell der Form

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (\text{mit } i = 1, 2, \dots, N) \quad (11)$$

zu transformieren, muss der funktionale Zusammenhang zwischen endogener und exogenen Variablen definiert werden (hier wird ein linearer Zusammenhang mit einer Konstante  $\alpha$  angenommen); zudem ist ein Beobachtungsindex  $i$  und ein Störterm  $\varepsilon_i$  hinzuzufügen. Außerdem müssen gegebenenfalls auch die statistischen Eigenschaften der  $k$  exogenen Variablen, die in das Modell einzubeziehen sind, festgelegt werden. Von Auer (2007) bezeichnet Annahmen zur funktionalen Spezifikation als A-Annahmen, Annahmen zur Störgrößen-Spezifikation als B-Annahmen und Annahmen zur Variablen-Spezifikation als C-Annahmen. Sind diese – oft als Gauss-Markov-Annahmen bezeichneten – Hypothesen nicht erfüllt, ist das Modell fehlspezifiziert, was die Regressionsergebnisse fragwürdig erscheinen lässt: Die interessierenden  $k+1$  Parameter (Niveauparameter  $\alpha$  zuzüglich  $k$  Steigungsparameter) sind dann möglicherweise verzerrt und/ oder ineffizient geschätzt, und die Ergebnisse der Regressionsdiagnostik werden möglicherweise fehlinterpretiert.

Die angegebene Notation stellt die am engsten gefasste Spezifikation für die zunächst anstehenden Gepoolten Kleinst-Quadrate-Schätzungen dar; für die später anzustellenden Schätzungen mit Selektionskorrektur kommt ein entsprechender Korrekturterm hinzu. Ebenfalls wird die Notation später zusätzlich um einen Zeitindex und feste Effekte ergänzt, um eine für die Panelschätzungen adäquate Spezifikation zu erhalten. Der Klassifikation von von Auer folgend, sollen die A-, B- und C- Annahmen im Folgenden den Schätzungen vorangestellt und in ihren absehbaren Konsequenzen für den hier vorliegenden Datensatz diskutiert werden.<sup>142</sup> Im Zusammenhang mit der Regressionsdiagnostik wird auf sie zurückzukommen sein. Für Panelschätzungen kommen zusätzliche Erwägungen hinzu, die im Anschluss an die Diskussion der A-, B- und C-Annahmen vorgestellt werden.

### 3.1.1.1.1 A-Annahmen: Annahmen zur funktionalen Spezifikation des Modells

*Annahme A1:* In Gleichung (11) fehlen keine relevanten exogenen Variablen, und die in Gleichung (11) benutzten exogenen Variablen sind nicht irrelevant.

*Annahme A2:* Der wahre Zusammenhang zwischen  $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$  und  $y_i$  ist linear.

*Annahme A3:* Die zu schätzenden Parameter sind für alle  $N$  Beobachtungen  $(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}, y_i)$  konstant.

---

142 Vgl. für die Klassifikation der Annahmen Von Auer (2007), S. 133-146.



Durch die Vernachlässigung wichtiger Variablen steigt das Risiko einer verzerrten Parameterschätzung. Andererseits steigt die Schätzvarianz durch die Aufnahme zusätzlicher Variablen. Daher ist man grundsätzlich an Variablen interessiert, die das Verzerrungsrisiko deutlich senken, ohne die Varianz maßgeblich zu erhöhen.<sup>143</sup> Die Auswahl der Variablen muss sich zuallererst an der ökonomischen Theorie orientieren. Welche ökonomischen Aspekte für die Aufnahme von Variablen in die Lohn- bzw. Beschäftigungsgleichung sprechen, wurde in Abschnitt 2.3.2.1.3 eingehend erläutert. Nach Ausschöpfung aller denkbaren ökonomischen Plausibilitäten dienen die Kriterien korrigiertes Bestimmtheitsmaß (Anteil erklärter Varianz), t-Test und F-Test als Entscheidungsgrundlage.

Ein steigendes Bestimmtheitsmaß zeigt eine Minderung des Verzerrungsrisikos an; allerdings steigt das Bestimmtheitsmaß grundsätzlich bei der Hinzunahme einer weiteren Variablen. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß ist insofern für die Modellauswahl hilfreich, als es ermöglicht, unter allen Modellen mit gleicher Anzahl  $k$  exogener Variablen (gleicher Schätzvarianz) jenes mit dem geringsten Verzerrungsrisiko auszuwählen.<sup>144</sup> Der F-Test dient dazu, eine Gruppe von Parametern gemeinsam auf Signifikanz zu testen. Übersteigt der F-Wert den kritischen Wert, kann die Nullhypothese, dass alle Parameter gemeinsam gleich Null sind, abgelehnt werden: Die Parameter sind gemeinsam signifikant. Der t-Test dient dazu, einen einzelnen Parameter auf Signifikanz zu testen. Übersteigt der t-Wert den kritischen Wert, kann die Nullhypothese, dass dieser spezielle Parameter gleich Null ist, abgelehnt werden. Der Intervallschätzer gibt den Korridor an, in dem sich im Mittel der wahre Wert für den Koeffizienten in der Grundgesamtheit mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit befindet; je höher die Anforderung an die Zuverlässigkeit (Konfidenz), desto breiter ceteris paribus der Korridor.

Es wurden in den Schätzungen verschiedene Spezifikationen von Erwerbserfahrungsvariablen getestet. Die Variablensets weisen dabei unterschiedliche Gliederungstiefen auf. Zur Schätzung gelangte nur das pro Gliederungstiefe am besten abschneidende Modell. Neben den Fragen, ob das Variablenset in sich ökonomisch plausibel ist und ob es alle für die Simulation relevanten Variablen enthält, wurde die Modellauswahl dabei schließlich auch vom Gesamtbild der statistischen Performance des Sets abhängig gemacht. Dem Ausschluss von Variablen gingen Ursachenanalysen voraus, warum die betreffende Variable insignifikant war. Solche Analysen lassen sich beispielsweise mittels Streudiagrammen und Einfachregressionen der Variablen gegen die endogene Variable durchführen, wie sie Abbildung 5 exemplarisch für die Variable *aktuelle durchgängige Teilzeit*, Abbildung 6 für die Variable *Summe der Vollzeit* veranschaulicht:

---

143 Vgl. Von Auer (2007), S. 260.

144 Weiterhin ist erforderlich, dass die endogene Variable in den zu vergleichenden Modellen identisch und jedes Modell mit einem Niveauparameter ausgestattet ist; vgl. Von Auer (2007), S. 259.

Abbildung 5: Einfachregression des Bruttostundenlohnes auf aktuelle durchgängige Teilzeit

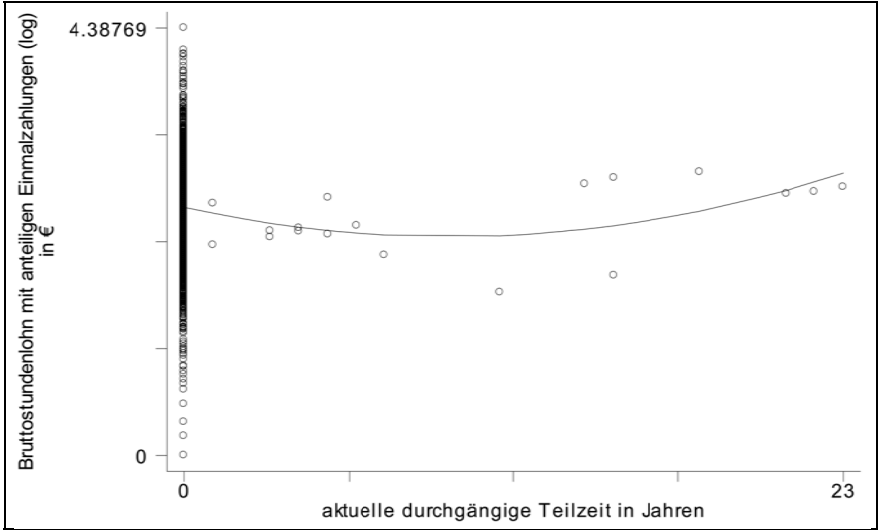
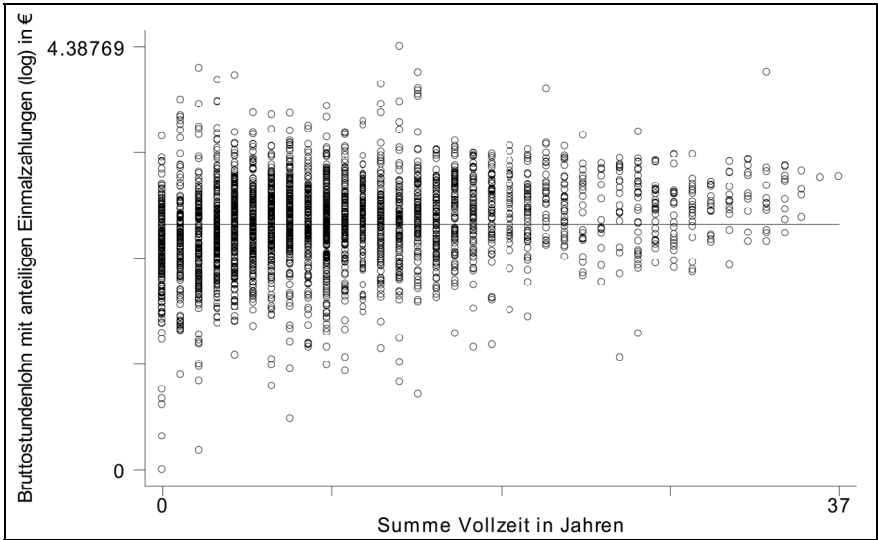


Abbildung 6: Einfachregression des Bruttostundenlohnes auf die Summe der Vollzeit



Die kleinen Kreise stellen jeweils die beobachteten, die durchgezogene Linie die vorhergesagten Ausprägungen der endogenen Variable dar. Wie Abbildung 5 zeigt, weist die Variable *aktuelle durchgängige Teilzeit* eine sehr geringe autonome Variation auf: Die weitaus meisten Lohnbeobachtungen liegen für die Ausprägung „Null“ der exogenen Variable vor. Ein signifikanter Lohneinfluss dieser Variable ist schwerlich möglich. Demgegenüber lässt sich aus Abbildung 6 bereits ein signifikant positiver Korrelationskoeffizient der Erwerbserfahrungs-Variable *Summe Vollzeitjahre* erahnen.

Insgesamt ergab sich aus den Streudiagrammen, dass mehrere Variablen mangels ausreichender autonomer Variation (über 95 Prozent der Beobachtungen auf der jeweiligen Variable mit Wert Null) nicht in die Schätzungen einbezogen werden konnten, unter anderen die Variablen *aktuelle durchgängige Teilzeit* oder *aktuelle Vollzeit direkt nach geburtsbedingter Auszeit*. Diese Variablen sind daher in der Variablenliste in Tabelle 2 im Anhang nicht aufgeführt.

Als übersehene Einflussfaktoren werden Variablen bezeichnet, die einen Einfluss auf die abhängige Variable haben und gleichzeitig mit mindestens einer der übrigen im Modell enthaltenen Variablen korrelieren. Hieraus resultieren verzerrte Parameterschätzungen für die enthaltenen Variablen.<sup>145</sup> Insbesondere bei Paneldaten besteht die Gefahr, dass bei Fokussierung auf die zeitvarianten Variablen die interpersonelle Variation nicht angemessen berücksichtigt wird (Unbeobachtete Populationsheterogenität, siehe weiter unten Abschnitt 3.1.1.2). Das Problem übersehener Einflussfaktoren lässt sich nur durch sorgfältige theoretische Überlegungen lösen, wie dies in der vorliegenden Arbeit versucht wurde. Eine wahllose Aufnahme neuer Variablen in das Modell würde lediglich das Problem von Multikollinearität erhöhen. Zwar entfernt Stata bei perfekter Linearkombination von zwei Variablen automatisch eine der beiden; auch imperfekte Kollinearität kann aber Probleme bereiten, da das Gefüge der geschätzten Parameterwerte bei hoher Multikollinearität in den Daten sehr instabil ist.

Annahme A2 ist verletzt, wenn zwischen mindestens einer der exogenen Variablen und der endogenen Variable eine nichtlineare Beziehung besteht. Solche Beziehungen sind insbesondere bezüglich der erzeugten Erwerbserfahrungsvariablen zu vermuten, da diese Variablen auf die Dauer einer bestimmten Phase abstellen und es wahrscheinlich ist, dass die Lohneffekte einzelner Jahre innerhalb einer Phase voneinander abweichen. Ein bei steigenden Erwerbsjahren degressiv verlaufendes Lohnwachstum ist der klassische Befund früherer Studien zum Thema. Daher wurden für alle Erwerbserfahrungs-Variablen quadrierte Terme erzeugt, die sich in den Schätzungen jedoch unterschiedlich bewährt haben, sodass die in Abschnitt 3.2 dargestellten Schätzmodelle weitgehend nur

---

145 Vgl. Kennedy (2003), S. 107.

noch signifikante Quadrierungen enthalten. Bezüglich der Schul- und Berufsausbildung konnte auf Quadrierungen verzichtet werden, da nicht Jahre, sondern Abschlüsse zu Grunde gelegt werden. Auch die für die Lohngleichung relevanten sozio-ökonomischen, arbeitsplatz- und arbeitsmarktbezogenen Kontrollvariablen wurden überwiegend als Dummies erzeugt.

Annahme A3 verlangt die Abwesenheit von Veränderungen von Parameterwerten, wie sie beispielsweise durch Strukturbrüche zu Stande kommen können. Inhaltlich handelt es sich dabei um unterschiedliche Wirkungszusammenhänge zwischen exogener und endogener Variable vor und nach dem Bruch. Strukturbrüche sind für längere beobachtete Zeitspannen wahrscheinlicher als für eine Fünfjahresspanne, wie sie dieser Arbeit zu Grunde liegt. Ferner deuteten die erzeugten Streudiagramme nicht auf wesentliche Strukturbrüche hin.

### 3.1.1.1.2 B-Annahmen: Annahmen zur Spezifikation der Störgröße

- Annahme B1:*  $E(\varepsilon_i) = 0$  für  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  
*Annahme B2:*  $\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$  für  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  
*Annahme B3:*  $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  für alle  $i \neq j$  sowie  $i = 1, 2, \dots, N$  und  $j = 1, 2, \dots, N$ ;  
*Annahme B4:*  $\varepsilon_i \sim N(E(\varepsilon_i), \text{var}(\varepsilon_i))$  für  $i = 1, 2, \dots, N$ .

Annahme B1 fordert, dass der Mittelwert der Fehler Null ist. Wenn der Erwartungswert der Störgröße von Null verschieden ist, sind Punkt- und Intervallschätzer des Niveauparameters  $\alpha$  verzerrt; die Schätzwerte der Steigungsparameter sind von der Annahmeverletzung jedoch nicht betroffen.<sup>146</sup> Da in der vorliegenden Arbeit jedoch nur die Steigungsparameter interessieren, ist eine etwaige Verletzung der Annahme B1 hier ohne Belang.

Annahme B2 – auch Homoskedastizitätsannahme genannt – fordert, dass die Varianz der Fehler für alle Werte der erklärenden Variablen gleich ist: In wiederholten Stichproben besitzt die Streuung innerhalb jeder der  $N$  Beobachtungen den Wert  $\sigma^2$ . Heteroskedastizität führt zu verzerrten Schätzungen der Varianz von Parametern. Dies hat falsche t-Werte und Konfidenzintervalle zur Folge, was wiederum die Gefahr erhöht, dass die Interpretation der Signifikanz der geschätzten Koeffizienten in die Irre führt. Zudem führt Heteroskedastizität zu ineffizienten Schätzungen der Parameter. Das Problem tritt häufig auf, wenn die abhängige Variable nicht symmetrisch ist.<sup>147</sup> Zur Beseitigung der Asymmetrie ist die abhängige Variable zu logarithmieren. Um auf eine asymmetrische Verteilung

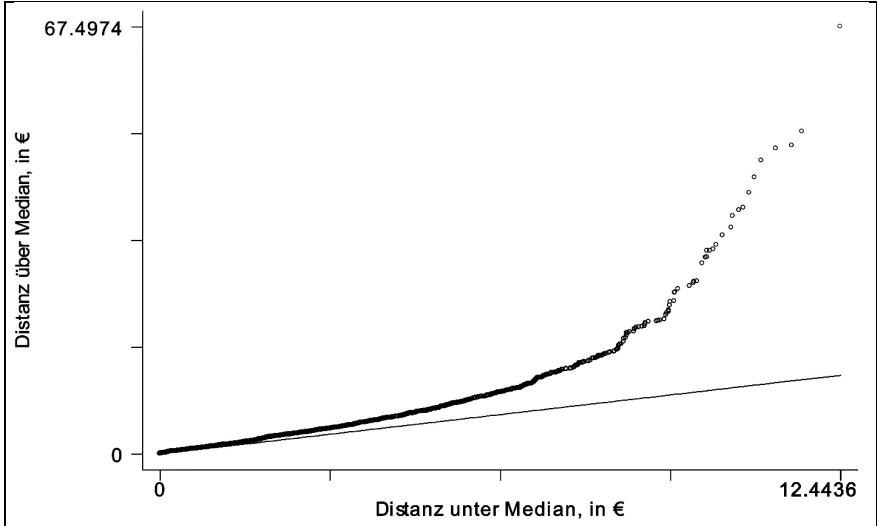
---

146 Vgl. Kennedy (2003), S. 129.

147 Vgl. zu den Lösungsmöglichkeiten für Heteroskedastizität mit Stata Kohler/Kreuter (2006), S. 230-232.

der Lohnvariablen zu testen, werden Symmetriplots angefertigt.<sup>148</sup> Abbildung 7 und 8 zeigen, dass der Bruttostundenlohn rechtsschief verteilt ist, sowohl mit als auch ohne anteilige Einmalzahlungen:

Abbildung 7: Abschätzung der Schiefe des Lohnes mit anteiligen Einmalzahlungen



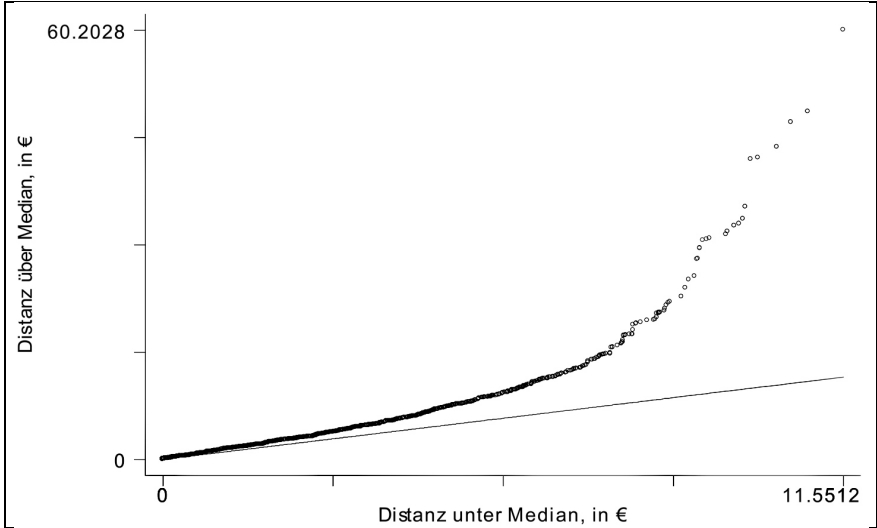
Die Abstände über dem Median sind größer als jene unter dem Median. Die Logarithmierung der endogenen Variable in der Lohngleichung war also gerechtfertigt. Ob das Problem der Heteroskedastizität damit gelöst ist, muss im Anschluss an die Schätzung – beispielsweise durch geeignete Tests wie den Goldfeld-Quandt-Test, den Breusch-Pagan-Test (1979) oder den White-Test (1982) – beantwortet werden.<sup>149</sup> Sollten sich unakzeptable Schwankungen in der Varianz

148 Der Symmetriplot wird in Stata 7.0 durch die „symplot“-Syntax erzeugt. Dabei wird zunächst der Median bestimmt, der für den realen Bruttostundenlohn ohne anteilige Einmalzahlungen 12,06 € und für jenen mit anteiligen Einmalzahlungen 12,96 € beträgt. Danach werden die Abstände der nächstgrößeren Beobachtung und der nächstkleineren Beobachtung zum Median bestimmt und einander gegenübergestellt. So wird sukzessive mit allen übrigen Beobachtungen verfahren. Sind die Abstände der Beobachtungen über dem Median zum Median größer als die Abstände der Beobachtungen unter dem Median zum Median, ist die Verteilung rechtsschief, im umgekehrten Fall linksschief.

149 Die Tests generiert man mit der Stata 7.0-Syntax „hettest varlist“ bzw. mit der Syntax „whitetst“ im Anschluss an den Regressionsbefehl. Der White-Test ist ein Spezialfall des Breusch-Pagan-Tests. Eine Definition der Heteroskedastizität-betroffenen Variablen ist nicht notwendig, da das Programm diese Liste selbst aus der Liste der Regressoren erstellt. Allerdings bereitet der Test

der Residuen herausstellen, können die Standardfehler der Koeffizienten mit dem Huber-White-sandwich Schätzer berechnet werden, der heteroskedastierobust ist; die Standardfehler sind dann als Basis eines Signifikanztests verwendbar.<sup>150</sup>

Abbildung 8: Abschätzung der Schiefe des Lohnes ohne anteilige Einmalzahlungen



Annahme B3 fordert, dass die Fehler untereinander unkorreliert sind (Freiheit von Autokorrelation). Freiheit von Autokorrelation meint, dass die Störgröße einer Beobachtung unkorreliert mit der Störgröße einer anderen Beobachtung ist. Autokorrelierte Störgrößen führen zu ineffizienten Kleinst-Quadrate-Schätzern; die Varianz der Steigungsparameter würde zudem verzerrt ausgewiesen, so dass Intervallschätzer und Hypthesentests ihre Aussagekraft verlören.

Die Annahme der Freiheit von Autokorrelation kann sowohl in Querschnitts- als auch in Längsschnittsbetrachtungen verletzt sein. In Querschnittsbetrachtungen kann die Zuordnung eines Interviewers zu mehreren Befragungspersonen dazu führen, dass die Befragungswerte dieser Personen einander ähneln, weil der Interviewer beispielsweise zu einer Überschätzung von Schätzdaten neigt (systematischer Fehler). Das – gemessen an allen weiblichen SOEP-Befragungspersonen –

---

Probleme bei einer großen Variablenanzahl, daher muss zunächst über den Befehl „set matsize“ die maximal verarbeitbare Anzahl der Variablen erhöht werden.

150 In Stata 7.0 wird der Huber/White/Sandwich-Estimator durch die „robust“-Option der „regress“-Syntax erzeugt.

scher Fehler). Das – gemessen an allen weiblichen SOEP-Befragungspersonen – relativ kleine Sample der in der Lohnschätzung berücksichtigten Frauen, deren Wohnorte zumal breit über das (west-) deutsche Bundesgebiet streuen, legt die Vermutung nahe, dass hier von systematischen Interviewerfehlern abgesehen werden darf.

Im Längsschnitt tritt das Problem der Autokorrelation häufiger auf, daher soll auf diesen Punkt – im Vorgriff auf die den später anzustellenden Panelschätzungen zu Grunde liegende Schätzgleichung (12), die einen Zeitindex  $t$  zusätzlich zum Personenindex  $i$  beinhaltet – kurz eingegangen werden. So spricht man von serieller Autokorrelation, wenn Zeitreihendaten eines engen Beobachtungszeitraums einander ähnlicher sind als Daten von zeitlich weiter auseinander liegenden Jahren.<sup>151</sup> Dieser Fall ist prinzipiell auch für die hier zu untersuchenden Lohnbeobachtungen plausibel, da die die Einkommenserzielung beeinflussenden Umstände binnen Jahresfrist in ihrer Gesamtheit nicht drastisch wechseln dürften (dies ist allein schon auf Grund der hier vorgenommenen Konstruktion der erwerbsbiografischen Variablen anzunehmen). Andererseits schränkt der relativ kurze, hier betrachtete Zeitraum von fünf Jahren die Beobachtung von Autokorrelation ein. Dass zeitlich aufeinander folgende Störgrößen miteinander korreliert sind, wäre daran erkennbar, dass auf positive Störgrößen der Vorperiode häufiger positive und auf negative Störgrößen der Vorperiode häufiger negative Störgrößen folgen.<sup>152</sup> Eine derartige Wellenbewegung war im Streudiagramm der Lohnbeobachtungen über die fünf einbezogenen Jahre 2001-2005 jedoch nicht ersichtlich.

Annahme B4 fordert, dass die Störgrößen  $\varepsilon_i$  normalverteilt sind. Zwar weist von Auer (2007) darauf hin, dass für die Punktschätzung der Kleinst-Quadrat-Methode die Erfüllung der Annahme, dass die Störgrößen  $\varepsilon_i$  normalverteilt sind, nicht notwendig ist, wohl aber ist sie es für Intervallschätzer und Hypothesentests, deren Ergebnisse irreführend wären, wenn die Stichprobe klein und die Störgrößen nicht normalverteilt sind.<sup>153</sup> Allerdings stellt der zentrale Grenzwertsatz bei hinreichend großem Stichprobenumfang sicher, dass die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Kleinst-Quadrat-Schätzer gegen eine Normalverteilung konvergiert. Bei hinreichend großem Stichprobenumfang – wovon hier auszugehen ist – sind die Kleinst-Quadrat-Schätzer also auch normalverteilt, wenn es die zu Grunde liegenden Störgrößen nicht sind.<sup>154</sup>

---

151 Vgl. Kohler/Kreuter (2006), S. 233.

152 Vgl. von Auer (2007), S. 391.

153 Vgl. von Auer (2007), S. 420-421.

154 Vgl. von Auer (2007), S. 426-427.

### 3.1.1.1.3 C-Annahmen: Annahmen zur Variablen-Spezifikation

*Annahme C1:* Die exogenen Variablen  $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$  sind mit der Störgröße kontemporär unkorreliert.

*Annahme C2:* Es existieren keine Parameterwerte  $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$  (wobei mindestens ein  $\gamma_k \neq 0$ ), so dass zwischen den exogenen Variablen  $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$  für alle  $i = 1, 2, \dots, N$  die folgende lineare Beziehung gilt:  $\gamma_0 + \gamma_1 x_{1i} + \gamma_2 x_{2i} + \dots + \gamma_k x_{ki} = 0$ .

Ist Annahme C1 erfüllt, gilt  $\text{cov}(x_i, \varepsilon_i) = 0$  bzw. – für Paneldaten –  $\text{cov}(x_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$ . Geht man über die Schätzgleichung (11) hinaus und berücksichtigt auch Zeitreihendaten, kommt zur Möglichkeit der kontemporären Korrelation (innerhalb derselben Periode) jene der intertemporalen Korrelation (zwischen Perioden) hinzu. Sind die Störgrößen zwar kontemporär unkorreliert, aber intertemporal korreliert, sind die KQ-Schätzer zwar verzerrt, aber behalten ihre erwünschten asymptotischen Eigenschaften.<sup>155</sup> Das heißt, bei hinreichend großem Stichprobenumfang (der hier gegeben ist) werden die Verzerrungen vernachlässigbar klein.<sup>156</sup> Über C1 hinaus gehend wäre die Annahme, dass die Störgrößen nicht nur kontemporär, sondern zusätzlich auch intertemporal unkorreliert sind. In diesem Fall wären die KQ-Schätzer sowohl effizient als auch unverzerrt.

Sind Störgröße und Beobachtungen der exogenen Variable jedoch nicht nur intertemporal, sondern sogar kontemporär korreliert, ist Annahme C1 verletzt. Es gilt  $\text{cov}(x_i, \varepsilon_i) \neq 0$  bzw. – für Paneldaten –  $\text{cov}(x_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$ . Eine Kovarianz größer Null bedeutet, dass Ausprägungen der Exogenen über (unter) ihrem Erwartungswert mit Ausprägungen der Endogenen über (unter) ihrem Erwartungswert verbunden sind. Es ergibt sich eine systematische Unterschätzung des Niveauparameters und eine systematische Überschätzung des Steigungsparameters.<sup>157</sup> Umgekehrt verhält es sich bei einer Kovarianz kleiner Null: Hier wird der Steigungsparameter systematisch unter- und der Niveau-Parameter systematisch überschätzt. In beiden Fällen sind die KQ-Schätzer verzerrt und zudem auch inkonsistent, da sich das Problem durch einen größeren Stichprobenumfang nicht lösen lässt. Die Kleinst-Quadrate-Methode ist nicht mehr anwendbar. Ursache für den Fall kontemporärer Korrelation können Probleme bei der Datengewinnung bezüglich der exogenen Variable sein: Wird infolge von Erfassungsproblemen der Ursprungsvariable stattdessen mit einer Proxyvariable gearbeitet, kann die Differenz zwischen den beiden Variablen als zufallsabhängiger Erfassungsfehler gelten, sodass sich die neue Störgröße des Modells aus zwei Komponenten

---

<sup>155</sup> Vgl. Kennedy (2003), S. 157.

<sup>156</sup> Vgl. von Auer (2007), S. 439.

<sup>157</sup> Vgl. Kennedy (2003), S. 158.



zusammensetzt und sich die unerklärten Schwankungen der endogenen Variable auf zwei Ursachen zurückführen lassen: Zum einen auf die in der Ursprungsvariable begründeten sonstigen Störeinflüsse, und zum anderen auf den Einfluss des Erfassungsfehlers auf die Endogene.

Gerade in Lohnschätzungen hat man es mit dem Problem potenzieller Endogenitäten der erklärenden Variablen zu tun: Sind die Werte der erklärenden Variablen wirklich exogen oder werden sie von der endogenen Größe (mit) beeinflusst? In letzterem Fall läuft der kausale Wirkungszusammenhang in beide Richtungen. Auf Grund der kontemporären Korrelation der potenziell endogenen Variable mit der Störgröße der Lohngleichung ist die Kleinst-Quadrate-Schätzung hier nicht möglich, da sie inkonsistente Schätzer für die potenziell endogene Variable liefern würde. Statt der KQ-Methode muss dann auf eine Instrumentvariablen-Schätzung zurückgegriffen werden. Eine Instrumentvariable  $z$  als Ersatzvariable für die mit der Störgröße kontemporär korrelierte Variable  $x_i$  zeichnet sich dadurch aus, dass sie selbst mit dem Störterm zwar kontemporär unkorreliert, aber mit der zu ersetzenden Variable (und der abhängigen Variable) möglichst eng korreliert ist, d. h.

$$\text{cov}(z_i, x_i) \neq 0 \text{ für alle } i = 1, 2, \dots, N \text{ und}$$

$$\text{cov}(z_i, \varepsilon_i) = 0 \text{ für alle } i = 1, 2, \dots, N.$$

Solche Proxyvariablen sind schwer zu finden. Dies gilt insbesondere für die detaillierten Erwerbserfahrungsvariablen. Wie in Abschnitt 2.3.2.3.2 erläutert, besteht wenig Grund zu der Annahme, dass die Erwerbsneigung – und damit auch die Erwerbserfahrung westdeutscher Frauen – so stark vom Lohnsatz bestimmt sein dürfte, dass die Nachteile einer Instrumentvariablen-schätzung – eine höhere Varianz – in Kauf genommen werden sollte (die Varianz ist dabei umso geringer, je enger die Korrelation mit der zu ersetzenden Variable, aber in jedem Fall höher als bei Verwendung der Ursprungsvariable selbst.) Daher ist eine Instrumentvariablen-Schätzung nicht ohne Not durchzuführen, sondern nur dann, wenn die Annahmenverletzung mittels des Hausman-Tests<sup>158</sup> bestätigt ist, also die Nullhypothese der kontemporären Unkorreliertheit zwischen der exogenen Variable  $x_i$  und der Störgröße  $\varepsilon_i$  zurückgewiesen wurde.

Annahme C2 fordert die Freiheit von perfekter Multikollinearität. Perfekte Multikollinearität, also eine perfekte Linearbeziehung zwischen zwei oder mehreren exogenen Variablen, liegt nur äußerst selten vor, während imperfekte Multikollinearität der Regelfall ist. Für die multiple Regression existiert keine eindeutige Maßzahl für Multikollinearität in den Daten. Anhand von Venn-Diagrammen für den Fall einer Zweifachregression ist grafisch leicht zu veranschaulichen, dass es

---

158 Vgl. Hausman (1978).

selbst bei hoher Multikollinearität zu verlässlichen Parameterschätzungen kommen kann; ist der gemeinsame Erklärungsbeitrag der korrelierten exogenen Variablen für die Varianz der endogenen Variable sehr hoch, kann sogar der Fall eintreten, dass die Steigungsparameter dieser exogenen Variablen präziser geschätzt werden können als in einem Modell mit weniger stark korrelierten Variablen, in dem aber – bei mit dem erstgenannten Modell vergleichbaren eigenständigen Erklärungsbeiträgen der Regressoren – der gemeinsame Erklärungsbeitrag geringer ausfällt.<sup>159</sup> Auf Multikollinearität deutet nach von Auer ein hohes Bestimmtheitsmaß (bzw. ein hoch signifikanter F-Test) bei gleichzeitig insignifikanten t-Werten hin: Während der gemeinsame Einfluss der Regressoren recht genau geschätzt werden kann, weisen die individuellen Parameter hohe Schätzvarianzen auf.<sup>160</sup> Bezüglich der Heilung des Problems ist das Auslassen von (korrelierten, aber relevanten) Variablen keine empfehlenswerte Strategie, da dadurch die Parameter der übrigen Variablen verzerrt geschätzt würden. Auch zusätzliche Informationen durch zusätzliche Beobachtungen oder externe Informationen kommen vor dem Hintergrund der betriebenen umfangreichen Datengewinnung nicht in Betracht.

Zumindest für die Berufserfahrungsvariablen im vorliegenden Datensatz, die (auf Basis der SOEP-Ursprungsdaten) selbst erzeugt wurden, fällt es relativ leicht, direkte Abhängigkeiten von vornherein zu vermeiden. Verbleibende Multikollinearität kann einerseits mittels Regressionen innerhalb der (wichtigsten) Regressoren, andererseits mittels Faktoranalysen kontrolliert werden. Laden mehrere exogene Variablen auf einen gemeinsamen (virtuellen) Faktor hoch, sind diese Variablen vermutlich stark kollinear (ausgedrückt im Venn-Diagramm: sie haben große Überschneidungsflächen), sodass das Variablenset noch nicht optimal spezifiziert ist.

### 3.1.1.2 Besondere Aspekte bei Lohnschätzungen mit Paneldaten

Für die angestrebten Panelschätzungen lässt sich die weiter oben genannte Notation (11) des ökonometrischen Modells konkreter als ein lineares multiples Regressionsmodell folgender Form fassen:<sup>161</sup>

$$\ln w_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 + \beta_0 \lambda_{it} + \sum_{j=1}^m \beta_j SCH_{ji} + \sum_{j=m+1}^{m+n} \beta_j EXP_{jit} + \sum_{j=m+n+1}^{m+n+k} \beta_j CONTR_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

(für  $i=1, 2, \dots, N$ ;  $t=1, 2, \dots, T$ )

---

159 Vgl. von Auer (2007), S. 482.

160 Vgl. von Auer (2007), S. 482.

161 Die folgende Notation ist angelehnt an die Darstellung in Licht/Steiner (1991b), S. 4.

mit

- $w_{it}$  = realer Bruttostundenlohn der Person  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ ,  
 $\alpha_0$  = Konstante („Grand Mean“, Niveauparameter),  
 $\alpha_i$  = unbeobachtete individuelle Effekte,  
 $\lambda_{it}$  = inverse Mill's Ratio  
 $SCH_{ji}$  = Set von  $m$  Schul- und Berufsausbildungsvariablen,  
 $EXP_{jit}$  = Set von  $n$  Erwerbserfahrungsvariablen,  
 $CONTR_{jit}$  = Set von  $k$  Kontrollvariablen,  
 $\varepsilon_{it}$  = Störterm,  
 $\beta_0, \beta_j$  = zu schätzende Steigungsparameter.

Der reale Bruttostundenlohn des Individuums  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ ,  $w_{it}$ , ist eine Funktion seiner (zeitinvarianten) Schulbildung, seiner Erwerbserfahrung zum Zeitpunkt  $t$  sowie der Ausprägungen verschiedener Kontrollvariablen.  $\alpha_i$  stellen unbeobachtbare, aber lohnrelevante und mit den erklärenden Variablen möglicherweise korrelierte Eigenschaften der Personen im Datensatz (beispielsweise Arbeitsmarktnähe oder nicht messbare Fähigkeiten) dar. Mit  $\lambda_{it}$  wird die Inverse der Mill's Ratio, die aus einer Probit-Schätzung der Beschäftigungsgleichung gewonnen wird, bezeichnet. Die Problematik der Selbstselektionsverzerrung ist zwar kein panelspezifisches Problem (weiter unten werden auch Kleinst-Quadrat-Schätzungen mit Selektionskorrektur durchgeführt); dennoch wird der Selektionskorrektur-Term bereits an dieser Stelle in die Schätzgleichung des Panelmodells aufgenommen, um zur adäquaten Modellspezifikation für die weiter unten – ausschließlich mit Selektionskorrektur durchgeführten – Panelschätzungen zu gelangen. Für die Simulation von Lohnprofilen in Abhängigkeit idealtypischer Ausprägungen der Regressoren kommt es auf eine konsistente und effiziente Schätzung der Steigungsparameter an.

### *Unbeobachtete Populationsheterogenität*

Während reine Querschnittsdaten nur interpersonell variieren, kommt bei Panel-daten die intrapersonelle Variation hinzu: Innerhalb ein- und derselben Person können beobachtete Löhne, Erwerbsstatus, Berufserfahrung, Kinderzahl etc. von Jahr zu Jahr variieren. Angesichts der Beobachtungszahl von 6.276 Beobachtungen, die sich über einen vergleichsweise kurzen Zeitraum von fünf Jahren (2001-2005) erstrecken, ergibt sich zusätzlich eine hohe interpersonelle Variation in den Daten. Die interessierenden Lohnunterschiede sind daher auf Unterschiede in beobachtbaren Merkmalen wie Schulbildung, aber auch auf Unterschiede in unbeobachteten Merkmalen wie Intelligenz, Präferenz für Erwerbsarbeit etc. (Individualeffekte  $\alpha_i$ ) zurückzuführen. Entscheidend ist, ob diese unbeobachtbaren Einflussfaktoren als über die Zeit konstant oder als über die Zeit variierend ange-

sehen werden. Im Fall von als konstant angenommenen  $\alpha_i$  ergibt sich ein Dummyvariablen (Fixed-Effects-), im anderen Fall ein Fehlerkomponenten-Modell. Auf beide Modelltypen soll im Folgenden etwas näher eingegangen werden.

Eine einfache, gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzung (im Folgenden als OLS-Schätzung<sup>162</sup> bezeichnet) ignoriert den Panelcharakter der Daten und behandelt diese als Querschnittsdaten, indem die gesamte Variation in den Daten als interpersonelle Variation eingestuft wird. Panelmodelle unterscheiden dagegen zwischen intra- und interpersoneller Variation. Um die (Lohneinflüsse der) Populationsheterogenität zu kontrollieren, kann für jede Person im Datensatz ein eigener Dummy in die Kleinst-Quadrate-Schätzung aufgenommen werden (Fixed-Effects-Modell). Die ökonometrische Umsetzbarkeit eines solchen Modells stößt bei großen Datensätzen wie dem vorliegenden jedoch an Grenzen, nämlich den Verlust an Freiheitsgraden und potenzielle Multikollinearität. Bekanntermaßen lassen sich die festen Effekte zur Schätzung von  $\beta$  aus der Schätzgleichung entfernen, indem pro Person und Variable die individuellen Mittelwerte über die Zeit von den aktuellen Ausprägungen subtrahiert werden.<sup>163</sup> Eine solche Schätzung wird als „Within-Transformation“ bezeichnet. Sie bündelt alle zeitinvarianten interpersonellen Unterschiede, in die auch die unbeobachtbaren Merkmale einfließen, in der Feste Effekte-Variable und schätzt auf dieser Basis den Einfluss zeitvarianter Faktoren auf die (zeitvariante) endogene Lohn-Variable.<sup>164</sup> Fixed-Effects-Modelle haben den Vorteil, dass die Koeffizienten dieser zeitvarianten Regressoren (Within-Schätzer) nicht auf Grund fehlender Berücksichtigung verdeckter, zeitinvarianter Einflussfaktoren verzerrt sein können. Andererseits werden durch die Within-Transformation alle zeitinvarianten Regressoren eliminiert, auch die für das humankapitaltheoretische Modell zentralen Schul- und Berufsausbildungsvariablen. Daher ist das Fixed-Effects-Modell für den vorliegenden Untersuchungszusammenhang nur bedingt geeignet.

Hilfsweise bietet sich ein Verfahren zur nachträglichen Schätzung der festen Effekte an, um die Informationen zum Lohneinfluss der zeitinvarianten Variablen auszuschöpfen: Die festen Effekte können geschätzt werden als

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}.$$

Allerdings ist dieser Schätzer nur für einen hinreichend großen Zeitraum T – nicht für einen Fünf-Jahres-Zeitraum – konsistent. In einem zweiten Schritt können die Parameter der zeitinvarianten Ausbildungsvariablen durch Regression der  $\hat{\alpha}_i$

---

162 (OLS = Ordinary Least Squares)

163 Siehe beispielsweise Hsiao (1986), hier zitiert nach Licht/Steiner (1991b), S. 6.

164 Die Stata 7.0-Syntax zum Fixed-Effects-Modell ist „xtreg *devar varlist, fe*“.

(Endogene) auf eben diese Variablen geschätzt werden. Diese Hilfsregression ist zwar im Hinblick auf die fehlende Konsistenz des Schätzers für die Endogene als problematisch einzustufen; gleichwohl wurde sie durchgeführt, da das Random Effects-Modell, wie weiter unten noch dargestellt wird, seine eigene Problematik hat.

Die unbeobachteten Einflussfaktoren, die mit anderen exogenen Variablen des Modells korreliert sind, können die erklärenden Variablen im Modell entweder in immer gleicher oder in über die Zeit unterschiedlicher Weise beeinflussen. Das heißt, die Residuen der Lohnschätzungen für Person  $i$  sind in jedem Fall miteinander korreliert: Eine Person, die bei ihrer ersten Beobachtung ein hohes positives Residuum besitzt, besitzt dieses wahrscheinlich auch bei ihrer zweiten, dritten Beobachtung etc. Bei Paneldaten kann man in der Regel von korrelierten Fehlern ausgehen. Für Fixed-Effects-Modelle ist die Spezifikation der Fehlerstruktur nicht notwendig, aber für Fehlerkomponenten-Modelle ist sie zwingend. Fehlerkomponenten-Modelle machen die unbeobachtbaren zwischenmenschlichen Unterschiede im Modell selbst sichtbar, indem spezielle Annahmen über die Korrelation der Residuen (mittels Spezifizierung der Fehlerkorrelationsmatrix) getroffen werden.<sup>165</sup> So kann mittels eines Random-Effects-Modells schlicht angenommen werden, dass die Beobachtungen ein und derselben Person über die Zeit einander stärker ähneln als es die Beobachtungen unterschiedlicher Personen tun (etwa, weil sich die Intelligenz einer Person im Zeitablauf kaum verändert), ohne genaue Annahmen über die intertemporale Struktur der Residuen zu treffen.<sup>166</sup> Will man dagegen Letzteres tun, kann man die Fehlerkorrelation explizit spezifizieren, beispielsweise durch die Annahme, dass sich die Residuen von Beobachtungen, die in engem zeitlichen Abstand zueinander erfolgen, einander stärker ähneln als Residuen von Beobachtungen mit hohem zeitlichen Abstand zueinander (Random-Effects-Modell mit Autokorrelation, z. B. der Form  $AR(1)$ ).<sup>167</sup> Der Vorteil der Fehlerkomponenten-Modelle liegt darin, dass die Koeffizienten der Regressoren auf Basis der intra- sowie interpersonellen Unterschiede in den Daten berechnet werden, mithin also auch der Lohneinfluss zeitinvarianter erklärender Variablen wie Schul- oder Berufsausbildung geschätzt werden kann. Bei richtiger Spezifikation der Fehlerkorrelation resultieren präzisere Parameterschätzungen als im Fixed-Effects-Modell. Bei falscher Spezifikation hingegen –

---

165 Die Stata 7.0-Syntax für VCM-Modelle ist „xtgee depvar varlist, corr ( )“.

166 Die Stata 7.0-Syntax zum Random Effects-Modell lautet „xtreg depvar varlist, re oder oder „xtgee, corr(exchangeable)“.

167 Hierbei hängt die Störgröße in Periode  $t$  von ihrem Wert in der Vorperiode  $t-1$  ab; vgl. hierzu die Ausführungen zur Annahme B3 weiter oben. Die Stata-Syntax zur Spezifizierung einer One-Period-Lagged Correlation ist „xtgee depvar varlist, corr (ar1)“.

Die Korrelationsmatrix kann nach Eingabe des Regressionsbefehls über „xtcorr“ angezeigt werden.

wenn also die unbeobachteten Individualeffekte mit den erklärenden Variablen des Modells korrelieren – sind die Parameterschätzer jedoch inkonsistent.<sup>168</sup>

### *Potentielle Endogenität*

Ein anders gelagertes Problem entsteht, wenn die Richtung der Kausalbeziehung zwischen Lohn und Erwerbserfahrungsvariablen theoretisch unklar ist. Beeinflusst nicht nur die Erwerbsbiografie den erzielbaren Lohnsatz, sondern ist erstere umgekehrt seitens des (antizipierten) Lohnsatzes präeterminiert, korrelieren die als exogen angesehenen Variablen der Lohngleichung mit der Störgröße, d. h. Annahme C1 ist verletzt.

Im Hinblick auf die bereits diskutierten Schwächen von Instrumentvariablen-Modellen wird auf die Schätzung solcher Modelle in dieser Untersuchung verzichtet. Für die Erwerbserfahrungsvariablen des vorliegenden Datensatzes geeignete, außerhalb der bereits konstruierten Variablen liegende Instrumentvariablen zu finden, erscheint ohnehin angesichts der Gliederungstiefe dieser Variablen nicht möglich.

### **3.1.2 Vorgehensweise in den Schätzungen**

Das Vorgehen in der Schätzung war folgendes: Zunächst wurden gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen ohne Selektionskorrektur durchgeführt, aus deren Ergebnissen sich die Notwendigkeit der Korrektur der Selektionsverzerrung ergab. Nach Schätzung einer Beschäftigungsgleichung wurden die gepoolten OLS-Schätzungen sodann mit Selektionskorrektur vorgenommen. Da durch Selektionskorrektur aber nur ein Teil der unbeobachtbaren Faktoren kontrolliert wird, wurden in weiteren Schritten Panelschätzungen (mit Selektionskorrektur) durchgeführt. Die Schätzungen unterscheiden sich zusätzlich hinsichtlich der aufgenommenen Variablen: Bezüglich der Erwerbserfahrungsvariablen, die den Kern der Untersuchung darstellen, wurden fünf Gliederungsebenen geschätzt (Modelle (1) bis (5)): Beginnend mit dem höchsten Aggregationsniveau waren die Variablen sukzessive zu verfeinern. Bezüglich der Panelschätzungen wurden die Variablen ab Gliederungsebene 3 zusätzlich um Interaktionsvariablen ergänzt, um Drittvariableneffekte von Bildung auf den Lohn zu kontrollieren.

Zwar ist mit jeder zusätzlichen Gliederungsebene des Erwerbserfahrungs-Variablensets ein Informationsgewinn verbunden; der gewonnene Parameter ist aber – vor dem Hintergrund der Häufigkeitsverteilung im Datensatz – nur bedingt extrapolierbar. Daher wurde schließlich ein weiteres Set aus den Variablen der Gliederungsebenen 3 bis 5 zusammengesetzt und geschätzt, das den Informa-

---

168 Vgl. bspw. Kennedy (2003), S. 307.

tionsreichtum der erwerbsbiografischen Variablen unter der Nebenbedingung einer ausreichenden Repräsentativität der zu simulierenden Variablenwerte im Datensatz maximiert. Da Analysen des vorliegenden Datensatzes zeigten, dass ein Teil der Erwerbserfahrung in Einmalzahlungen vergütet wird, wurde als abhängige Variable der Lohnfunktion der logarithmierte reale Stundenlohn mit anteiligen Bonuszahlungen verwendet.

An die Zusammenfassung der wesentlichen Schätzergebnisse schließt Abschnitt 3.2 mit der Überprüfung der eingangs formulierten untersuchungsleitenden Hypothesen an.

## **3.2 Schätzungen der Lohn- und Beschäftigungsgleichung**

### **3.2.1 Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur**

Die Schätzergebnisse der Kleinst-Quadrate-Schätzungen ohne Selektionskorrektur sind in Tabelle 5 im Anhang zu finden.

*Erläuterung der Schätzergebnisse für Modelle (1) bis (5)  
gemäß Tabelle 5 im Anhang*

Der White-Test im Anschluss an Vorab-Schätzungen der Modelle (1)-(3) ergab, dass die Nullhypothese, dass die Homoskedastizitätsannahme gerechtfertigt ist, für alle drei Modelle abgelehnt werden muss. Die Standardfehler wurden daher mit dem Heteroskedastie-robusten Huber/White-Sandwich-Schätzer berechnet, um für Signifikanztests verwendet werden zu können.<sup>169</sup>

Die Koeffizienten der erklärenden Variablen geben (nach Multiplikation mit 100) die prozentuale Änderung des Lohnes an, wenn sich der Regressor um eine Einheit ändert.<sup>170</sup> Es zeigt sich, dass ein niedriger Schulabschluss bereits zu einem um – je nach Modell – 6,2 bis 7,1 Prozent geringeren Lohn führt als ein mittlerer Schulabschluss (Referenzkategorie). Wer die Hochschulreife erlangt hat, erzielt eine Lohnprämie gegenüber Frauen mit mittlerem Schulabschluss in Höhe von 9,9 bis 11,8 Prozent. Der berufsbildende Abschluss wirkt zusätzlich lohnsteigernd: So erzielen Akademikerinnen einen um 9,2 bis 11,5 Prozent höheren Lohn als Frauen

---

169 Durch Verwendung des Huber/White/Sandwich-Estimators ergeben sich Unterschiede in den berechneten Standardabweichungen im Vergleich zum herkömmlichen Schätzer erst ab der zweiten Nachkommastelle. Daher wird auf GLS-Schätzungen verzichtet.

170 Bei Dummy-Variablen bedeutet dies, dass die Ausprägung von Wert „0“ auf Wert „1“ wechselt; Ausgangspunkt ist dabei Wert „1“ auf der jeweiligen Referenz-Variable.

mit abgeschlossener Lehre (Referenzkategorie), die wiederum gegenüber Frauen ohne berufsbildenden Abschluss mit einem Lohnplus von 4,9 bis 5,5 Prozent im Vorteil sind. Da die Parameter der Schul- und Berufsausbildungsvariablen als Niveauparameter fungieren, das heißt, zusammen mit der Konstante den Einstiegslohn der betreffenden Frau zu Beginn ihrer Erwerbskarriere bestimmen, wird bereits an diesen Schätzwerten die Bedeutung der formalen Ausbildung für die Lohneinbußen durch Erwerbsunterbrechungen deutlich.

Die Erwerbserfahrungsvariablen wurden von Modell zu Modell verfeinert, beginnend mit dem höchsten Aggregationsniveau. Mit Ausnahme einiger weniger Variablen (beispielsweise der Arbeitslosigkeitsvariablen, die für die Simulation der Lohnentwicklung allerdings auch nicht gebraucht wurden), deren t-Werte allerdings noch immer den Wert „1“ überschreiten, sind die Variablen mindestens auf Zehn-Prozent-Niveau signifikant.

*Modell (1)* zeigt, dass das erste Erwerbsjahr den Lohn um 3,2 Prozent erhöht; entsprechend dem quadratischen Term geht die Wachstumsrate pro Jahr um 0,2 Prozentpunkte zurück. Das erste Jahr der Nichterwerbstätigkeit (Auszeit oder Arbeitslosigkeit) schlägt demgegenüber mit einer Lohnstrafe von 1,6 Prozent zu Buche; die Lohnstrafe nimmt mit jedem weiteren Jahr der Nichterwerbstätigkeit jedoch ab (um 0,2 Prozentpunkte). Zusätzlich zur Erwerbstätigkeit ergibt sich in Modell (1) ein Lohnplus von Betriebszugehörigkeit in Höhe von 0,5 Prozent für das erste Jahr. In Modell (1) ist Betriebszugehörigkeit auf 1%-Niveau signifikant; allerdings steht zu vermuten, dass die Variable Lohneffekte anderer Variablen wie (durchgängige) aktuelle Vollzeit – die erst in den Folgemodellen separat kontrolliert wird – mit erfasst. Diese Vermutung wird durch die Tatsache bestätigt, dass die statistische Signifikanz von Betriebszugehörigkeit in Modellen mit tiefer gegliederten Erwerbserfahrungsvariablen verschwindet. Aus anderen Studien ist bekannt, dass Betriebstreue bei Frauen weniger stark honoriert wird als bei Männern, da Frauen ohnehin seltener befördert werden.<sup>171</sup> Wenn man davon ausgeht, dass nicht der Arbeitgeberwechsel selbst, sondern das Ob bzw. die Dauer einer Erwerbsunterbrechung die Entscheidungsparameter von Frauen im Zusammenhang mit der Geburt sind und der Arbeitgeberwechsel vielmehr oftmals eine Folgeerscheinung der Unterbrechungsentscheidung ist (zumindest wenn die Unterbrechung länger andauert), erscheint die Variable auch aus inhaltlichen Gründen verzichtbar.<sup>172</sup> Die

---

171 Littmann-Wernli/Schubert (2002) führen den vergleichsweise geringen Anteil der Frauen an Führungspositionen zum einen auf die berufliche Segregation von Männern und Frauen zurück, demnach Frauen noch immer zu einem Großteil „typische“ Frauenberufe mit geringen Aufstiegsmöglichkeiten wählen, zum anderen auf die von Frauen gewählten, aber mit Führungsaufgaben oft unvereinbaren Teilzeitarbeitsplätze.

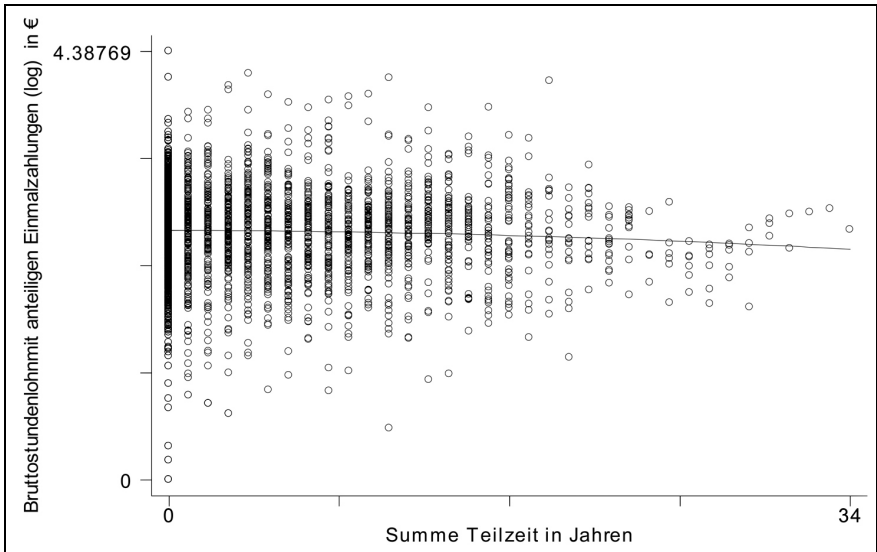
172 Nach drei Jahren Auszeit entfällt die Arbeitsplatzgarantie beim bisherigen Arbeitgeber; der Wechsel wird jedoch oftmals schon früher vollzogen, da die Wiederaufnahme der bisherigen Voll-



Variable Betriebszugehörigkeit wurde daher in den Modellen (2)-(5) nicht mehr berücksichtigt.<sup>173</sup>

In *Modell (2)* wurde bezüglich Erwerbstätigkeit danach unterschieden, ob es sich um ein Vollzeit- oder Teilzeitjahr handelt; Nichterwerbstätigkeit wurde in die Variablen Arbeitslosigkeit und Auszeit aufgespalten. Die Differenzierungen offenbaren, dass von der Lohnprämie der Erwerbstätigkeit fast nur Vollzeitkräfte profitieren: Ein zusätzliches Vollzeitjahr schlägt mit einem Lohnwachstum von 2,9 Prozent zu Buche, wohingegen ein Teilzeitjahr nur ein geringes Lohnwachstum von 0,4 Prozent einbringt (der quadrierte Term der Teilzeitvariable ist bereits auf dieser Aggregationsebene nicht mehr signifikant und wird daher hier wie auf den folgenden Gliederungsebenen weggelassen). Die relativ schwache Signifikanz des Teilzeit-Parameters kann dabei nicht auf mangelnde autonome Variation der Variable zurück geführt werden, wie folgendes Diagramm zeigt:

Abbildung 9: Einfachregression des Bruttostundenlohnes auf die Summe der Teilzeit



zeittätigkeit aus familiären Gründen nicht möglich ist und der Arbeitgeber keine Teilzeitstelle anbieten muss.

173 Schließlich sprechen auch Messprobleme gegen die Variable. Da die Betriebszugehörigkeitsdauer die aktuelle Voll- oder Teilzeitphase nur unter- aber nicht überschreiten kann, wird die Variable beispielsweise in jenen Fällen nach unten verzerrt ausgewiesen, in denen der aktuellen Vollzeitphase eine Teilzeitperiode bei demselben Arbeitgeber voranging. Die Untererfassung führt zu einer Überschätzung des Koeffizienten.

Der minimale Lohneinfluss der Variable Teilzeit zeigt sich in der durch die Einfachregression der Variable auf die endogene Variable der Lohngleichung, den realen Bruttostundenlohn inklusive anteiliger Einmalzahlungen, produzierten Regressionsgerade, die in obiger Abbildung 9 durch eine durchgezogene Linie gekennzeichnet ist. Offenbar können Frauen das bereits erworbene Humankapital während einer Teilzeitperiode eben gerade halten, d. h. abgeschrieben Humankapital wird durch die Nähe zum Arbeitsmarkt ersetzt, aber den Humankapitalstock erhöhende Nettoinvestitionen – beispielsweise mittels Weiterbildung – werden nicht getätigt.

Ein Auszeitjahr zieht in Modell (2) mit 0,3 Prozent eine weitaus geringere Lohnstrafe nach sich als Arbeitslosigkeit (2,3 Prozent); allerdings ist dieses Ergebnis noch nicht sonderlich aussagekräftig, da in diesem Modell nicht zwischen aktueller und früherer Nichterwerbstätigkeit differenziert wird. Es ist aber anzunehmen, dass die Lohnstrafen mit der Zeit verjähren.

Die erwähnte Differenzierung wurde mit *Modell (3)* vorgenommen. Hier wird deutlich, dass sich die Vollzeit-Prämie mehr als halbiert, wenn es sich um ein früheres und nicht um ein aktuelles Vollzeitjahr handelt. Ein zusätzliches aktuelles Vollzeitjahr, also ein Jahr, das sich nahtlos an die bisherige Vollzeittätigkeit anschließt, erbringt eine Lohnprämie von vier Prozent, wobei sich die Prämie pro Jahr um 0,2 Prozentpunkte ermäßigt. Der Lohneffekt eines früheren Vollzeitjahres ist mit 1,8 Prozent aber immer noch dreimal so hoch wie jener eines aktuellen (oder früheren) Teilzeitjahres: Teilzeiterfahrung hat wiederum praktisch keine Lohnwachstumseffekte.<sup>174</sup> Im ersten Wiedereinstiegsjahr nach Auszeit realisiert eine Frau einen deutlichen Abschlag vom zuletzt erhaltenen Lohn – dem so genannten Ausstiegslohn – in Höhe von 2,3 Prozent pro Jahr, das diese Auszeit andauerte.<sup>175</sup> Da die Erwerbserfahrungsvariablen mit Stand Vorjahresende berechnet werden, wird ein und dasselbe Auszeitjahr im zweiten Wiedereinstiegsjahr bereits als früheres Auszeitjahr gezählt. Die Lohnstrafe früherer Auszeit ist mit 0,2 Prozent vergleichsweise niedrig, das heißt, der Lohnabschlag verjährt mit der Zeit. Auch auf dieser Gliederungsebene der Erwerbserfahrungsvariablen ist die Lohnstrafe von Arbeitslosigkeit (mit 4,1 Prozent für aktuelle bzw. 1,8 Prozent für frühere Arbeitslosigkeit) höher als die Lohnstrafe von Auszeit, auch sie verjährt aber mit der Zeit.

*Modell (4)* bezieht zusätzlich Informationen über die Einbettung der jeweiligen Phase in die Biografie der Frau ein. So wurde bezüglich aktueller Auszeit danach unterschieden, ob es sich um durchgängige Vollzeit (seit Eintritt in das

---

174 Auch dieses Ergebnis deckt sich mit den Befunden von Galler (1991).

175 Die Variablen aktuelle Auszeit und aktuelle Arbeitslosigkeit zeigen also an, dass die Person im Vorjahr der Lohninformation in Auszeit bzw. arbeitslos gemeldet war. Nichtlinearitäten waren bei diesen beiden Variablen nicht sichtbar, weshalb auf die quadrierten Terme verzichtet wurde.

Erwerbsleben) oder um ein Vollzeitjahr im Anschluss an eine Teilzeit-, Auszeit- oder Arbeitslosigkeits-Phase handelt. Es zeigt sich, dass letzteres mit 3,4 Prozent eine leicht geringere Lohnprämie als durchgängige Vollzeit mit 3,5 Prozent erzielt; in beiden Fällen ist ein degressiver Verlauf zu erkennen. Handelt es sich bei der dem Vollzeitjahr vorangegangenen Phase allerdings um eine Teilzeitphase, beträgt der Lohneffekt dieses Vollzeitjahres nur  $(3,4 - 0,8 =)$  2,6 Prozent. Bezüglich früherer Vollzeit wird erkennbar, dass durch eine nachfolgende Auszeit ein Teil des zuvor erworbenen Humankapitals entwertet wird: Liegt das Vollzeitjahr vor einer Auszeitphase, macht es sich mit einem Prozent aktuell Lohn steigend bemerkbar. Folgte auf die Vollzeit keine Unterbrechung der Erwerbstätigkeit, sondern lediglich eine Einschränkung der Arbeitszeit, schlägt das frühere Auszeitjahr aktuell noch mit einem Lohnaufschlag von 1,4 Prozent zu Buche. Der Lohneffekt von Teilzeiterfahrung ist wiederum nahezu Null. Im ersten Wiedereinstiegsjahr nach Auszeit realisiert die Frau einen Lohnabschlag von 4,6 Prozent für das erste Auszeitjahr; der Abschlag steigt mit der Dauer der Auszeit jedoch nur unterproportional an. Frühere Auszeit wird aufgespalten in Jahre, die sich – vom Standpunkt der Lohninformation her – binnen der letzten zehn Jahre ereigneten und Jahre, die jenseits dieses Zehnjahreszeitraums liegen. Da lang zurück liegende Auszeit- bzw. Arbeitslosigkeitsjahre im Datensatz stärker repräsentiert, aber mit geringeren Lohnstrafen verbunden sind als gegenwartsnähere Jahre, ist die Verfeinerung der Variablen notwendig, um Lohnstrafen früherer Auszeit bzw. früherer Arbeitslosigkeit nicht künstlich niedrig auszuweisen. Während sich frühere Auszeit binnen des Zehnjahreszeitraums mit einer Lohnstrafe von 1,4 Prozent niederschlägt, ist die Lohnstrafe jener Auszeitjahre, die noch länger her sind, praktisch verjährt. Arbeitslosigkeit ist nur noch als Summenvariable signifikant (und dies auch nur auf 10%-Niveau), mit einer Lohnstrafe von 1,4 Prozent pro Jahr.

Mit *Modell (5)* schließlich wurde der engste Bezug zur untersuchungsleitenden Fragestellung hergestellt, indem die erwerbsbiografische Auszeit-Variable in den zeitlichen Zusammenhang zur Erstgeburt gesetzt wurde. Während sich bezüglich der Vollzeit- und Teilzeitvariablen keine wesentlichen Änderungen im Vergleich zu *Modell (4)* zeigen, lassen sich durch Hinzunahme der Variable *geburtsbedingte aktuelle Auszeit* und ihres quadrierten Terms weitere Erkenntnisse gewinnen. Die genannte Variable filtert innerhalb der Gruppe der Frauen mit aktueller Auszeit jene mit geburtsbezogener Auszeit heraus, also mit einer Auszeitphase, die sich innerhalb der ersten zehn Jahre nach der Erstgeburt ereignet hat. Während kinderlose Frauen und Frauen, deren geburtsbedingte Auszeit länger als zehn Jahre zurück liegt, im ersten Wiedereinstiegsjahr einen Lohnabschlag von  $(7,5 - 0,3 =)$  7,2 Prozent (für das erste Auszeitjahr) hinzunehmen haben, sind es bei Frauen, deren Erstgeburt weniger als 11 Jahre zurückliegt 14,2

Prozent<sup>176,177</sup>. Zugleich fällt auf, dass die Lohnstrafe geburtsbedingter aktueller Auszeit mit zunehmender Dauer viel stärker abschmilzt als die Lohnstrafe allgemeiner aktueller Auszeit. Dies deutet darauf hin, dass die Lohnstrafe weniger die Entwertung von Humankapital während der Auszeit reflektiert, als vielmehr Zuschreibungseffekte auf Grund der Existenz von (Klein-) Kindern. Wie bereits an anderer Stelle erwähnt, mag dies auf die arbeitgeberseitig vermutete niedrigere Produktivität, Einsatzbereitschaft und Verfügbarkeit von Müttern zurück zu führen sein.<sup>178</sup>

Bezüglich der Kontrollvariablen bestehen zwischen den fünf Modellen keine wesentlichen Unterschiede in den geschätzten Parametern. Auffällig ist die hohe Signifikanz der arbeitsplatzbezogenen Variablen, was die Vermutung nahe legt, dass Lohnschätzungen, die solche Effekte nicht kontrollieren, zu verzerrten Parameterschätzungen bei den übrigen Variablen führen. Im öffentlichen Dienst liegt der Lohn deutlich über jenem in der Privatwirtschaft, was sich mit Ergebnissen anderer Studien deckt, die auf Daten von Frauen basieren.<sup>179</sup> Der Lohnvorsprung von weiblichen Angestellten gegenüber Arbeiterinnen (Referenzgruppe) pro Stunde ist mit 19,5 bis 20,7 Prozent deutlich höher als der von Beamtinnen gegenüber Arbeiterinnen (mit 10,4 bis 13,2 Prozent). Auch die geschätzten Parameter der Betriebsgrößen-Dummies sind beachtlich; sie zeigen, dass zunehmende Unternehmensgröße mit Lohnaufschlägen verbunden ist, wobei der Lohnabstand von Großunternehmen über 2000 Mitarbeiter zur Referenzgruppe der Kleinunternehmen mit bis zu 19 Mitarbeitern rund 30 Prozent beträgt. Der hoch signifikante Einfluss der Prestige-Variable indiziert, dass mit dem beruflichen Status auch das Einkommen steigt.

Der geschätzte Parameter der Wochenarbeitszeit-Variable hat ein negatives Vorzeichen.<sup>180</sup> Durch die Konzeption der Variable als metrische Variable werden zwar Brüche in der Erfassung – und damit Informationsverluste – vermieden, andererseits bleibt verborgen, auf welche Wochenstundensegmente sich die Lohnstrafe bezieht. Vor dem Hintergrund, dass nur rund sieben Prozent der Frauen im Datensatz weniger als 15 Wochenstunden, aber rund 73 Prozent der Frauen mindestens 25 Wochenstunden arbeiten (und von diesen immerhin rund

---

176 Rechnung:  $\cdot(-9,8+2,8) -7,0+(-7,2)=-14,2$  Prozent; der t-Wert der Variable aktuelle geburtsbedingte Auszeit liegt immerhin noch bei 1,39; jener des quadrierten Terms beträgt sogar 1,82.

177 Häufigkeitsanalysen im Datensatz zeigen, dass es sich hierbei vor allem um kinderlose Frauen mit Auszeiten unter zehn Jahren handelt, d. h. der fehlende Geburtsbezug ist vermutlich der fehlenden Geburt geschuldet.

178 Zur Bedeutung von Filtern auf Grund asymmetrischer Information auf Arbeitsmärkten vgl. Spence (1973).

179 Siehe bspw. Galler (1991) oder Ziefle (2004).

180 Nach Hinzunahme des quadrierten Terms der Wochenarbeitszeit war der lineare Term nicht einmal mehr auf 10-Prozent-Niveau signifikant, daher wurde auf den quadrierten Term verzichtet.

18 Prozent mindestens 40 Wochenstunden), ist das negative Vorzeichen des Parameters vorsichtig als Bruttostundenlohn-Nachteil von Vollzeit gegenüber Teilzeit zu werten. Der isolierte Effekt der Wochenarbeitszeit darf nicht mit dem effektiven Stundenverdienst-Nachteil von Teilzeit- gegenüber Vollzeitkräften verwechselt werden, der sich regelmäßig ergibt, wenn nicht nach der Art der Tätigkeit unterschieden wird.<sup>181</sup> Wie bereits erwähnt, diagnostizieren unter anderen auch Beblo und Wolf (2000) in ihrer Untersuchung einen Lohnabschlag sowohl für Wochenarbeitsstunden über 25 als auch für unter 15 Stunden.

In den Branchen Bergbau und Energie wird deutlich mehr verdient als in der Referenzkategorie Gewerbliche Industrie, und in Baden-Württemberg wird ein signifikant höherer Lohn als in den übrigen westdeutschen Bundesländern erzielt. Der Lohneffekt der Stellenandrangszahl ist nahezu Null.

Bis auf einige wenige Variablen sind die geschätzten Parameter der Modelle (1) bis (5) zumindest auf Zehn-Prozent-Niveau signifikant, die t-Werte sind ausnahmslos größer als 1. Die Maßzahl  $R^2$  zeigt an, dass der Anteil der durch das Modell erklärten Varianz – je nach Modell – zwischen rund 38 und rund 40 Prozent schwankt. Über die Signifikanz des Gesamtmodells gibt der F-Wert Auskunft: Die Hypothese, dass das jeweils berechnete  $R^2$  in der Grundgesamtheit Null ist (Nullhypothese), muss für alle fünf Modelle zurückgewiesen werden. Dies kommt in der Nullwahrscheinlichkeit für die Möglichkeit des jeweils berechneten  $R^2$  bei Gültigkeit des Null-Wertes in der Grundgesamtheit zum Ausdruck (Wert hinter  $\text{Prob} > F$ ). Die Maßzahl „Root MSE“ gibt an, dass in allen fünf Modellen der vorhergesagte Wert des (Logarithmus des) Bruttostundenlohnes den tatsächlichen Wert im Durchschnitt um rund 35 Cent verfehlt.

Doch wird der Lohn nach oben oder nach unten verfehlt? In der nachfolgenden Tabelle weist die Variable „beobachteter Bruttostundenlohn“ den Wert des (Logarithmus des) tatsächlichen Bruttostundenlohnes der Frauen im Sample aus, der sich ergibt, wenn der Lohn von nicht abhängig beschäftigten Frauen auf Null gesetzt wird. Es zeigt sich, dass das arithmetische Mittel des (Logarithmus des) vorhergesagten Lohnes für alle fünf bisher vorgestellten Schätzmodelle deutlich über dem Mittel des beobachteten Wertes liegt:

---

181 Vgl. beispielsweise Statistisches Bundesamt (2009b), S. 13.

Tabelle 1: *Beobachteter Bruttostundenlohn im Vergleich mit den vorhergesagten Werten aus gepoolten Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5*

Variable	Beobachtungs-Zahl	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Beobachteter Bruttostundenlohn* (log.)	6276	1.319485	1.309719	0	4.387694
Vorhergesagter Lohn (log.) der Gliederungsebene					
1	6276	1.612518	.9962021	-.0185006	3.443693
2	6276	1.626165	.983031	-.0492793	3.420463
3	6276	1.637472	.9760242	-.2829442	3.455912
4	6276	1.63987	.9700515	-.1354036	3.464676
5	6276	1.649123	.9708518	-.2885732	3.462951

\* Der Lohn von Frauen, die nicht (abhängig) beschäftigt sind, wurde auf Null gesetzt.

Erklärte man den Lohn einzig anhand der in den Schätzmodellen (1) bis (5) aufgeführten exogenen Variablen, würde man zu hohe Löhne erwarten – der Selektionseffekt führt dazu, dass die prognostizierten Löhne nach oben verzerrt sind. Eine Selektionskorrektur war demnach erforderlich.

### 3.2.2 Schätzung der Beschäftigungsgleichung

Löhne sind nur auf Basis der Informationen von aktuell Beschäftigten verfügbar. Da nur (abhängig) beschäftigte Frauen im Lohnsample enthalten sind, ist das Lohnsample kleiner als das zusätzlich nichtbeschäftigte, selbstständige und in Ausbildung befindliche Frauen enthaltende Beschäftigungssample.

Wählen sich Personen auf Grund nicht beobachtbarer lohnrelevanter Merkmale selbst in die Gruppe der (abhängig) Beschäftigten ein, sind die Ergebnisse der Lohnschätzung nicht für alle Frauen des Samples repräsentativ, da sich die Untergruppe der beschäftigten Frauen von der Untergruppe der nicht beschäftigten Frauen in wesentlichen lohnrelevanten Merkmalen unterscheidet. Wie die deskriptive Statistik zeigt (vgl. die Erläuterungen hierzu in Abschnitt 2.4), bestehen bei den beobachteten Variablen die vermuteten Unterschiede hinsichtlich Ausbildung, familiärem Hintergrund und Berufserfahrung. Dies lässt Unterschiede auch bei den unbeobachteten Charakteristika vermuten. In der seitens von Auer vorgenommenen Klassifikation handelt es sich bei der Beschäftigungsneigung um einen speziellen unbeobachteten Einfluss, der erstens lohnrelevant ist und zweitens mit anderen im Modell enthaltenen Variablen – den Berufserfahrungsvariablen –

korreliert, so dass Annahme B1 verletzt ist (der Erwartungswert des Fehlers ist ungleich Null). Die als exogen angenommenen Variablen der Erwerbsbiografie sind in Wahrheit nicht exogen, sondern werden endogen durch Hintergrundvariablen bestimmt, wobei der Fehlerterm der Beschäftigungsgleichung mit dem Fehlerterm der Lohngleichung (positiv oder negativ) korreliert ist.

Um dem Problem der verzerrenden Stichprobenauswahl zu begegnen, wurden – wie bereits erwähnt – für das Lohnsample zum einen unbalancierte Paneldaten verwendet: Indem für das Lohnsample auch Frauen berücksichtigt werden, für die weniger als fünf Lohnbeobachtungen vorliegen – die also nicht während des gesamten Beobachtungszeitraumes erwerbstätig waren –, wird die Wahrscheinlichkeit der Abweichung in unbeobachteten Charakteristika zwischen den Frauen des Beschäftigungs- und des Lohnsamples gemindert.

Zum anderen wurde ein zweistufiger Schätzansatz gewählt, wie ihn Heckman (1979) vorgeschlagen hat. Dabei wurden die vermuteten Hintergrundvariablen, die die Beschäftigungswahrscheinlichkeit einer Person bestimmen und gleichzeitig auch Lohnrelevanz haben können, als erklärende Variablen der Wahrscheinlichkeit, beschäftigt zu sein, gefasst. Die erzeugte inverse Mill's Ratio wurde in einem zweiten Schritt als zusätzlicher Regressor in die Lohnfunktion imputiert. Die dergestalt berechnete Endogene der Lohnfunktion ist nun als Erwartungswert des (logarithmierten) Lohnes in Abwesenheit von Selbstselektionseffekten zu interpretieren. Die Korrektur der Selektionsverzerrung äußert sich in nunmehr unkorrelierten Residuen der beiden Gleichungen.

Die Beschäftigungsgleichung wurde wie folgt gefasst:

$$d_{it}^* = z_{it}\gamma + u_{it}; d_{it} = \begin{cases} 1 & \text{falls } d_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{falls } d_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

Die Beschäftigungsentscheidung wurde durch ein Probit-Modell formuliert.<sup>182</sup> Dabei ist  $d_{it}^*$  eine latente Variable und misst die Neigung des Individuums  $i$ , zum Zeitpunkt  $t$  (abhängig) beschäftigt zu sein;  $d_{it}$  ist eine beobachtbare dichotome Indikatorvariable, die den Wert 1 annimmt, wenn die Person (abhängig) beschäftigt ist – und sonst den Wert Null. Der Vektor  $z_{it}$  enthält erklärende Variablen (siehe weiter unten).  $u_{it}$  ist ein Störterm und  $\gamma$  der interessierende unbekannte Parameter (Spalten-)vektor, der die Richtung und Stärke einer erklärenden Variable der Beschäftigungsgleichung auf die Wahrscheinlichkeit, (abhängig) beschäftigt zu sein, angibt.

---

182 Vgl. bspw. Greene (2000), S. 813ff.

Die Beschäftigungsgleichung wurde mit der Maximum-Likelihood-Methode auf Basis der gepoolten Beobachtungen des Beschäftigungssamples geschätzt. Die geschätzte Inverse der Mill's Ratio wurde sodann – in einem zweiten Schritt – als zusätzlicher Regressor in die Lohnfunktion imputiert.<sup>183</sup>

Welche Variablen kommen als Regressoren der Beschäftigungsgleichung in Betracht? Begibt man sich auf die Suche nach den Zusammenhängen zwischen Ausbildungs-, Arbeitsangebots- und anderen Entscheidungen im Haushaltszusammenhang (Scheidungs-, Fertilitätsverhalten etc.), gerät man unmittelbar in ein komplexes Wirkungsgefüge mit vielfältigen gegenseitigen Abhängigkeiten. Die Annahme, dass der Lohn (unter anderem) erwerbsbiografisch bestimmt wird, geht mit dem Ausschluss der Gegenhypothese, dass die Beschäftigungsentscheidung in Abhängigkeit vom erzielbaren Lohn erfolgt, einher. Für die Festlegung der Richtung der Kausalität müssen empirische Ergebnisse und theoretische Überlegungen herangezogen werden. Da die theoretischen Überlegungen, wie bereits erläutert, Argumente für beide Wirkungsrichtungen liefern, verbleibt der Blick auf empirische Untersuchungen, die eine bestimmte Kausalität zumindest nahelegen. So wurde im Zusammenhang mit Studien zu Wochenarbeitszeit und Kindesalter (vgl. Abschnitt 2.3.2.3.2) bereits darauf hingewiesen, dass die weibliche Beschäftigungsentscheidung vermutlich nachrangig vom Lohnsatz und stattdessen stärker vom Familienzusammenhang sowie von geeigneten Arbeitsgelegenheiten abhängig ist.

Für die Spezifikation der Beschäftigungsgleichung wurde es daher als problematisch erachtet, den Lohnsatz als Regressor aufzunehmen (abgesehen von der weiteren Problematik, dass dieser für Nichtbeschäftigte gar nicht beobachtbar war). Auch bezüglich der persönlichen Charakteristika und den Variablen zum Haushaltszusammenhang war vereinzelt denkbar, dass es sich nicht um erklärende, sondern aus der Beschäftigungsentscheidung erklärte Variablen handelt (zum Beispiel könnte der Familienstand auch aus steuerlichen Überlegungen heraus gewählt werden). Von potenzieller Endogenität in der Selektionsgleichung wurde aus Vereinfachungsgründen jedoch abgesehen.<sup>184</sup> Bei den Variablen zu formaler Ausbildung und Erwerbserfahrung (Stand Vorjahresende) bestand das

---

183 Dieses Verfahren ist als Zweistufiges Heckman-Verfahren bekannt; vgl. Heckman (1979). Dabei wird außer Acht gelassen, dass umgekehrt die Beschäftigungswahrscheinlichkeit selbst von der (erwarteten) Lohnstrafe abhängen kann; so werden die mütterlichen Lohnneinbußen durch Erwerbsunterbrechung in zahlreichen ökonomischen Fertilitätstheorien als Opportunitätskosten von Kindern modelliert, die über den Substitutionseffekt negativ auf die Nachfrage nach Kindern und positiv auf das Arbeitsangebot wirken (vgl. bspw. Becker (1960), Happel et al. (1984), Cigno und Ermisch (1989) oder Walker (1995).

184 Vgl. zu diesem Problem bspw. Lewbel (2003), zitiert nach Dustmann/Rochina-Barrachina (2007), S. 272.



Problem potenzieller Endogenität ohnehin nicht, da die Ausprägungen dieser Variablen zum Zeitpunkt der Beschäftigungsentscheidung bereits feststanden.

Da eine entsprechende Schätzung nur geringe Abweichungen zwischen Heteroskedastie-robusten und konventionellen Standardfehlern ergab, wurde auf den Ausweis robuster Standardfehler verzichtet.

Die Schätzergebnisse der Beschäftigungsgleichung sind in Tabelle 6 im Anhang zu finden.

### *Erläuterung der Schätzergebnisse der Beschäftigungsgleichung gemäß Tabelle 6 im Anhang*

Da ein geschätzter Regressionskoeffizient der Beschäftigungsgleichung die Ableitung der latenten Variable nach  $x$  (dem betreffenden Regressor) darstellt, die latente Variable jedoch nicht beobachtbar ist, erschwert dies die Interpretation des Regressionskoeffizienten. Geeigneter ist hier der Marginaleffekt: Der Marginaleffekt des Regressors  $j$ ,  $\delta \Pr(y = 1|x) / \delta x_j$ , gibt – bei metrischen Variablen – den Einfluss einer infinitesimal kleinen Änderung bzw. – bei Dummyvariablen – den Einfluss eines Wechsels von Ausprägung „0“ auf Ausprägung „1“ des Regressors  $j$  auf die Wahrscheinlichkeit, beschäftigt zu sein, an.<sup>185</sup> Die in Tabelle 6 ausgewiesenen Marginaleffekte sind jene eines durchschnittlichen Individuums, das heißt, sie beziehen sich auf die Sample-durchschnittliche Ausprägung der jeweiligen erklärenden Variable.<sup>186</sup>

Erwartetermaßen nimmt die Wahrscheinlichkeit der (abhängigen) Beschäftigung mit zunehmender formaler Qualifikation zu, worin sich die mit zunehmender Bildung höhere Einkommenserzielungskapazität ausdrückt: Frauen mit niedrigem (Hauptschul-) oder keinem Schulabschluss haben eine geringere Beschäftigungswahrscheinlichkeit als Frauen mit mittlerem Schulabschluss. Eine Ausnahme stellt die Variable Hochschulreife dar; dass die Beschäftigungswahrscheinlichkeit hier deutlich hinter jener des mittleren Schulabschlusses zurückbleibt, liegt daran, dass diese Frauen mehrheitlich ihr Studium noch nicht abgeschlossen haben.<sup>187</sup> Frauen ohne berufsbildenden Abschluss sind gegenüber Frauen mit abgeschlossener Lehre (mittlerer Berufsabschluss) deutlich seltener beschäftigt. Auffallend ist die hohe Beschäftigungsprämie eines Hochschulexamens, die ebenfalls aus früheren Untersuchungen bekannt ist: Frauen mit Hochschulabschluss haben

---

185 Die Marginaleffekte lassen sich in Stata 7.0 durch die Syntax „dprobit“ oder, mit denselben Ergebnissen, im Anschluss an die Probitschätzung durch die Syntax „mfx compute“ erzeugen.

186 Davon zu unterscheiden sind durchschnittliche Marginaleffekte, die auf individuellen  $x$ -Werten basierend berechnet werden; die hierzu erforderliche Syntax ist aber erst ab Stata-Versionen 8.2 aufwärts downloadbar.

187 Der gleiche Befund findet sich in der Studie von Licht/Steiner (1991a), S. 119 in Bezug auf Männer.

eine um mehr als 17 Prozentpunkte höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit als Frauen ohne einen solchen Abschluss.

Die Erwerbswahrscheinlichkeit steigt mit dem Alter und zusätzlich mit der Dauer der Betriebszugehörigkeit.<sup>188</sup> Dagegen ist die Wahrscheinlichkeit, beschäftigt zu sein, umso niedriger, je länger die Phasen der Nichtbeschäftigung in der bisherigen Biografie waren. Personen mit geringer Erwerbserfahrung haben geringere Einkommenserzielungschancen und daher weniger Anreize, sich aktuell um eine Beschäftigung zu bemühen, als Personen mit hoher Erwerbserfahrung. Dieser Befund einer gewissen Pfadabhängigkeit der Arbeitsmarktnähe bzw. -ferne unterstreicht die Bedeutung der Selektionskorrektur in der Lohnschätzung. Phasen der Arbeitslosigkeit mindern die aktuelle Erwerbswahrscheinlichkeit noch deutlicher als Phasen der Auszeit (als Hausfrau, in Mutterschutz oder Elternzeit). Dies mag daran liegen, dass familiäre Gründe für eine Auszeit nur temporär vorhanden sind, während die Ursachen von Arbeitslosigkeit längerfristiger Natur sein können, sofern sie in der Person selbst oder in seitens der Person nicht kontrollierbaren Umfeldbedingungen begründet sind. Auch bezüglich der Variablen zum Haushaltszusammenhang bestätigen sich die vermuteten Wirkungszusammenhänge: Die Wahrscheinlichkeit, abhängig beschäftigt zu sein, fällt mit steigender Anzahl der Kinder im Haushalt, wobei der Effekt umso stärker ist, je jünger das jüngste der Kinder ist: Frauen mit einem 0-1-jährigen Kind im Haushalt haben eine um knapp 50 Prozent geringere Erwerbswahrscheinlichkeit als Frauen ohne ein Kind dieser Altersgruppe im Haushalt. Theoretisch ist dies mit dem abnehmenden komparativen Vorteil der Haushaltsproduktion (im Vergleich zur Erwerbsarbeit) mit zunehmendem Alter der Kinder zu erklären. Auch der Befund, dass verheiratete oder mit einem Partner zusammen lebende Frauen eine um gut fünf Prozent geringere Beschäftigungswahrscheinlichkeit aufweisen als allein lebende Frauen, kann mit dem höheren Reservationslohn der erstgenannten Frauengruppe erklärt werden.

Die Beschäftigungswahrscheinlichkeit wird von einer eigenen gesundheitlichen Behinderung wie auch von der Existenz einer hilfebedürftigen Person im Haushalt gemindert.<sup>189</sup>

Ein steigendes Nettopartnereinkommen sowie ein steigendes Nichtlohneinkommen des Haushalts (jeweils pro Kopf der Haushaltsmitglieder und gefasst in

---

188 Wie Schätzungen mit der Variable *Summe erwerbstätiger Jahre* anstelle der *Betriebszugehörigkeit* zeigen, ist das Alter mit der summierten Erwerbsfahung hoch korreliert; der Koeffizient von *Alter* wird dann negativ und ist weitaus weniger signifikant. Dieses Ergebnis ist auch aus anderen Studien bekannt (vgl. z. B. Galler (1991)). Wesentliche Nichtlinearitäten der Variable *Alter* waren nicht auffällig.

189 Der Altersabstand zum Partner wirkte sich dagegen nicht auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit aus; auf diese Variable wurde daher ebenso verzichtet wie auf die nicht signifikanten Jahresdummies.

Einheiten von 100 Euro) mindern die Wahrscheinlichkeit, dass die Frau abhängig beschäftigt ist; allerdings zeigen die positiven Vorzeichen der Koeffizienten der quadrierten Terme an, dass sich die negativen Effekte mit zunehmendem Einkommen abschwächen. Dass der Erwerbsstatus der Frau sensibler auf das Nichtlohnneinkommen als auf das Partnereinkommen reagiert, mag daran liegen, dass ersteres im Wesentlichen als transitorisch angesehen wird, sodass eher das Arbeitsangebot als die Konsumgewohnheiten angepasst werden („added worker“-Effekt). Für diese Vermutung spricht auch die Beobachtung aus der deskriptiven Statistik, dass Frauen des Lohnsamples ein geringeres durchschnittliches Nichtlohn-Haushaltseinkommen haben als Frauen des Beschäftigungssamples. Ein als permanent angesehenes höheres Partnereinkommen setzt demgegenüber weniger Anreize zur Veränderung des Arbeitsangebotes, sondern vielmehr zur Heraufsetzung des Lebensstandards.

Die Stellenandrangszahl hat einen signifikanten Einfluss auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit der beobachteten Frauen: Je angespannter die Arbeitsmarktlage in jenem Bundesland, in dem die Frau ihren Wohnort hat ist, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit (abhängig) beschäftigt zu sein.<sup>190</sup>

Wie ist es um Modellgüte und Teststatistik bestellt? Die Zahl der Iterationen ist relativ gering, was belegt, dass das Modell recht problemlos konvergierte. Auch der deutliche Unterschied zwischen dem Wert der letzten Log Likelihood (der angibt, wie wahrscheinlich die beobachteten Werte bei den zuletzt gewählten beta-Koeffizienten sind) zum Wert der ersten Log Likelihood weist auf den Erklärungsvorteil des Modells gegenüber dem Nullmodell hin. Mc Faddens Pseudo  $R^2$  – als Analogon zum  $R^2$  der linearen Regression – und der Likelihood Ratio  $\chi^2$ -Wert sind Maßzahlen für die Güte des Gesamtmodells, wobei eine konkrete inhaltliche Interpretation der Maßzahlen schwierig ist. Beide Größen beruhen auf der Differenz zwischen der ersten und letzten Iteration. Mc Faddens Pseudo  $R^2$  ist eine der gebräuchlichsten Maßzahlen zur „Erklärungskraft“ des Modells und basiert auf einem Vergleich der Log-Likelihood des zu evaluierenden Modells mit jener des Nullmodells (das nur die Regressionskonstante enthält). Die Maßzahl erreicht nur selten den Maximalwert von 1. Der LR  $\chi^2$ -Wert folgt einer  $\chi^2$ -Verteilung und kann daher zum Test der Nullhypothese, dass alle Koeffizienten außer jener der Konstante Null sind, herangezogen werden. Das Ergebnis ist in der Zeile darunter ausgewiesen: Die Nullhypothese muss zurückgewiesen werden. Da dies aber lediglich bedeutet, dass mindestens *einer* der Koeffizienten in der Grundgesamtheit nicht Null ist, sind die beiden Maßzahlen des Modellfit-

---

190 Da die Stellenandrangszahl offenbar einen Großteil der Bundesland-Informationen aufnimmt, sind die Bundesland-Dummies selbst – mit Ausnahme von Baden-Württemberg – nicht mehr signifikant.

Blocks zur Beurteilung der Güte des Modells allein nicht ausreichend. Daher wurde die Modellgüte auch anhand eines Vergleichs der vorhergesagten mit den beobachteten Werten überprüft.<sup>191</sup> Die abhängige Beschäftigung wird in 79,48 Prozent, die abhängige Nichtbeschäftigung in 82,81 Prozent der Fälle korrekt prognostiziert.<sup>192</sup>

Außerdem wurde, zusätzlich zu dem hier dargestellten Modell, ein restringiertes Modell mit einem schmaleren Variablenset geschätzt (ohne humankapitalbezogene Variablen, nur individuelle Charakteristika und Variablen zum Haushaltszusammenhang). Die geschätzten Parameter fielen dabei deutlich höher aus, da diese nun auch den Lohneinfluss der weggelassenen Variablen mit aufnahmen. Es war daher notwendig, die Berechtigung für das restringierte Modell zu testen. Der Wald-Test für dieses Modell ergab, dass die Nullhypothese, dass die Koeffizienten der erwähnten Variablen wie dargestellt ausgewiesen werden, obwohl ihr wahrer Wert in der Grundgesamtheit Null ist, abgelehnt werden muss. Auch die Variablen des „schmaleren“ Modells waren also gemeinsam signifikant, allerdings war der Testwert geringer als für das umfangreichere Modell. Ein noch präziseres Ergebnis ließ sich durch einen Likelihood Ratio-Test, der das umfangreichere Modell nicht mit dem Null-Modell, sondern direkt mit dem restringierten Modell vergleicht, erzielen.<sup>193</sup> Das Ergebnis zeigt, dass die zusätzlichen Variablen des umfangreicheren Modells die Güte der Regression verbessern. Zudem weist auch Mc Fadden's Pseudo  $R^2$  einen höheren Wert für das umfangreichere Modell aus.<sup>194</sup> Die Selektionskorrektur, die im nächsten Schritt vorzunehmen war, wurde daher auf Basis des umfangreicheren Modells berechnet.

---

191 Kennedy (2003), der das hier vorgestellte Verfahren als mögliche Alternative oder Ergänzung zu einer Pseudo  $R^2$ -Maßzahl beschreibt, verweist darauf, dass die Summe aus dem Anteil der korrekt vorhergesagten Erfolge und jenem der korrekt prognostizierten Misserfolge den Wert 1 überschreiten sollte, was hier der Fall ist (vgl. Kennedy (2003), S. 267).

192 Eine beobachtbare abhängige Beschäftigung („Erfolg“: Wert „1“ auf der endogenen Variable der Beschäftigungsfunktion) wurde – gemäß der Fassung der Beschäftigungsgleichung weiter oben – als korrekt (inkorrekt) vorhergesagt definiert, wenn die latente Beschäftigungsneigung den Wert 0 überschritt (nicht überschritt). Eine beobachtbare abhängige Nichtbeschäftigung („Misserfolg“: Wert „0“ auf der endogenen Variable der Beschäftigungsfunktion) wurde als korrekt (inkorrekt) prognostiziert definiert, wenn die latente Beschäftigungsneigung den Wert 0 nicht überschritt (überschritt).

193 Die Nullhypothese lautet hier, dass die sieben Unterschiedsvariablen zwischen den beiden Modellen gemeinsam insignifikant sind.

194 Mc Fadden (1973), S. 105-142, zitiert nach Kohler/Kreuter (2006), S. 286.

### 3.2.3 Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur

Für die Lohnsimulationen in Abschnitt 4 kamen nur die Variablensets der Modelle (3) bis (5) in Frage, da nur mit diesen die eingangs formulierten untersuchungsleitenden Hypothesen vollständig prüfbar sind. Daher wurden nur diese Modelle mit Selektionskorrektur geschätzt. Dabei wurde die aus dem Probit-Modell der Beschäftigungsgleichung hervorgegangene geschätzte Beschäftigungswahrscheinlichkeit (Select-Variable) als zusätzlicher Regressor in die Lohngleichung aufgenommen und letztere wie gehabt mit der Kleinst-Quadrate-Methode geschätzt.<sup>195</sup> Wiederum ergab der White-Test, dass auf den Ausweis heteroskedastie-robuster Standardfehler nicht verzichtet werden konnte, will man falsche Rückschlüsse aus den Signifikanztests vermeiden.

Die Ergebnisse der gepoolten OLS-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur für die Modelle (3) bis (5) sind in Tabelle 7 im Anhang ausgewiesen.

*Erläuterungen zu den OLS-Schätzungen der Modelle (3)-(5) mit Selektionskorrektur gemäß Tabelle 7 im Anhang*

Die geschätzten Parameter der Ausbildungs- und der Erwerbserfahrungs-Variablen in den drei Modellen mit Selektionskorrektur sind in der Regel etwas niedriger als in den Modellen ohne Selektionskorrektur; Gleiches gilt für die signifikanten Kontrollvariablen. Offenbar wird in der Schätzung ohne Selektionskorrektur der Einfluss der Humankapital-Variablen überschätzt, da unbeobachtete lohnrelevante Effekte nicht kontrolliert werden. Die Beschäftigungswahrscheinlichkeit ist streng genommen solch ein lohnrelevanter Effekt, da Löhne gar nicht beobachtet werden können, wenn die Person nicht beschäftigt ist. Die Variable *Select* weist die Beschäftigungswahrscheinlichkeit aus und entspricht der so genannten inversen Mill's Ratio. Das positive Vorzeichen des geschätzten Parameters der Variable *Select* indiziert, dass mit steigender Beschäftigungswahrscheinlichkeit ein höheres Einkommen verbunden ist, das heißt, die Störterme der Beschäftigungs- und Lohnfunktion sind positiv korreliert. Der Parameter der Variable *Select* bewegt sich in etwa auf dem Niveau anderer Studien.<sup>196</sup> Erfreuli-

---

195 Probeweise wurde Modell (3) auch als Full ML-Schätzung (mit robusten Standardfehlern) durchgeführt; die Standardfehler waren hierbei leicht höher, die Koeffizienten nahezu identisch zum zweistufigen Heckman-Verfahren. Für Modelle (3)-(5) werden im Folgenden nur die Ergebnisse der zweistufigen Heckman-Schätzung wie oben beschrieben ausgewiesen.

196 So findet Galler mit SOEP-Daten für deutsche Frauen in einer gepoolten Regression mit Selektionskorrektur eine Mill's Ratio von -0,0457; vgl. Galler (1991), S. 132. Die von Licht und

cherweise leidet die statistische Signifikanz der Parameter durch die Selektionskorrektur nicht, mit Ausnahme der Variable *Summe Teilzeitjahre* in den Modellen (4) und (5).

### 3.2.4 Panelschätzungen mit Selektionskorrektur

Auch nach statistischer Kontrolle der Selektionseffekte verbleibt das Problem unbeobachteter Heterogenität der Individuen. Die Heckman-Schätzungen führen dann zu inkonsistenten Schätzern der Standardfehler der Koeffizienten<sup>197</sup>. Da die Heckman-Schätzung nur Verzerrungen der Parameter auf Grund kontemporärer Korrelation (zwischen den Residuen der Lohn- und Beschäftigungsgleichung) vermeidet, sind die Parameter weiterhin verzerrt, wenn im Datensatz zusätzlich intertemporale Korrelation zwischen den Störtermen der Einkommensfunktion und den erklärenden Variablen besteht.<sup>198</sup>

Für die Modelle (3) bis (5), die für die Lohnsimulationen in Abschnitt 4 in Frage kommen und sich in den Sets der aufgenommenen Erwerberfahungsvariablen unterscheiden, wurden unterschiedliche Spezifikationen dieser Individualeffekte angenommen, woraus sich unterschiedliche Schätzverfahren ergaben.<sup>199</sup> Die Modelle wurden jeweils mit Selektionskorrektur geschätzt, wobei die Select-Variable nach dem oben dargestellten Two-Step Heckman-Verfahren gewonnen wurde.

Im Fixed Effects-Modell wird die Abweichung der tatsächlichen Ausprägung vom Mittelwert des Lohnes auf die Abweichungen der tatsächlichen Ausprägungen der Variablen von ihren jeweiligen Mittelwerten regressiert. Die im Modell als zeitkonstant angenommenen latenten Einflussfaktoren (feste Effekte) fallen dabei aus der Gleichung heraus; der erzeugte Within-Schätzer erklärt den Einfluss von Veränderungen auf Veränderungen. Der mit „R<sup>2</sup>-Within“ ausgewiesene Wert belegt, wie gut der Within-Schätzer die intrapersonelle Varianz erklärt.<sup>200</sup> Jedoch: Zeitkonstante Variablen wie Schulbildung können mit dem Fixed Effects-Modell nicht erklärt werden. Ein weiterer Nachteil besteht darin, dass Vari-

---

Steiner in auf Basis von SOEP-Daten geschätzten DVM- bzw. VCM-Modellen gefundenen Werte für die inverse Mill's Ratio sind mit 0,068 bzw. 0,09 für Dummyvariablen- bzw. Varianzkomponentenmodelle etwas höher (Licht/Steiner (1992)).

197 Vgl. Lee, L. F., G. S. Madalla, R. P. Trost (1980), Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit. *Methods for Simultaneous Equation Models with Selectivity*, in: *Econometrica*, Band 48, S. 491-503, zitiert nach Licht und Steiner (1991b), S. 7.

198 Vgl. Hsiao (2003), S. 43/44.

199 Vorab sei erwähnt, dass dem Problem potenzieller Endogenität mit den im Folgenden vorgestellten Schätzverfahren nicht beizukommen ist; vgl. zum Umgang mit diesem Problem den Vorschlag von Licht/Steiner (1991b), S. 7ff.

200 Zur formalen Darstellung des Within-Estimators vgl. Licht/Steiner (1991b), S. 7.

ablen mit wenig intertemporaler Variation in den Ausprägungen nur unpräzise geschätzt werden können.

Im vorliegenden Datensatz besteht der überwiegende Teil der Variation aus interpersoneller Variation, da viele Individuen enthalten sind, sich der zeitliche Horizont aber für alle Variablen außer den Erwerbserfahrungsvariablen, inklusive der endogenen Lohnvariable, auf einen Fünf-Jahreszeitraum beschränkt.<sup>201</sup> Dass die Ausbildungsvariablen mit dem Fixed Effects-Modell nicht geschätzt werden können, machte es ohnehin als Basisverfahren für die in Abschnitt 4 simulierten Lohnentwicklungen unbrauchbar; jedoch war auch bezüglich der Unverzerrtheit der Parameter der zeitvarianten Variablen, welche oftmals als der große Vorteil des Modells angesehen wird, Vorsicht geboten. Vor dem Hintergrund der in den bisher vorgestellten Schätzverfahren verdeutlichten hohen Lohnrelevanz der arbeitsplatzbezogenen Variablen einerseits und deren geringer zeitlicher Variation in den Jahren 2001 bis 2005 andererseits war deshalb fraglich, ob die gewonnenen Parameter der Erwerbserfahrungsvariablen beispielsweise als Instrumente zur Schätzung der Parameter der Schooling-Variablen verwendet werden können, wie Hausman und Taylor dies vorgeschlagen haben.<sup>202</sup> Licht und Steiner weisen außerdem darauf hin, dass die Parameter des Fixed-Effects-Modells in diesem Fall auch keine gute Vergleichsbasis für den Hausman-Test darstellen.<sup>203</sup>

In Varianzkomponenten-Modellen (VCM) setzt sich der Gesamtfehler  $v_{it}$  aus dem individuenspezifischen Achsenabschnitt  $\alpha_i$  und dem idiosynkratischen (zeitvariablen, systematischen) Fehler  $\varepsilon_{it}$  zusammen.<sup>204</sup> Das heißt, die unbeobachtete Heterogenität der Personen wird über eine Varianzkomponente und nicht mehr, wie im Modell mit festen Effekten, durch eine zu schätzende erklärende Variable erfasst. Der GLS Random Effects-Estimator wird aus einer Kombination des – ausschließlich interpersonelle Variation erfassenden – Between-Schätzers und des Within-Schätzers gebildet. Weil der Random Effects-Schätzer sowohl interpersonelle als auch intrapersonelle Variation in den Daten ausnutzt (siehe oben), ist er effizienter als der Within-Schätzer. Während der Between-Schätzer am besten zur Erklärung der interpersonellen, der Within-Schätzer zur Erklärung der intrapersonellen Varianz geeignet ist, zeigt die mit „R<sup>2</sup> Overall“ ausgewiesene Größe auf, wie der Random-Effects-Schätzer hinsichtlich der Erklärung der Gesamtvarianz abschneidet. Geht man dagegen davon aus, dass sich dicht aufeinander folgende Beobachtungen stärker ähneln als weiter voneinander entfernte, spezifiziert man die Korrelationsmatrix mit Autokorrelation. Die Annahme von

---

201 Dustmann und Rochina-Barrachina legen ihrer DVM-Schätzung immerhin SOEP-Daten eines Zwölf-Jahreszeitraums zu Grunde; vgl. Dustmann/Rochina-Barrachina (2007), S. 277.

202 Vgl. Hausman/Taylor (1981).

203 Vgl. Licht/Steiner (1991a), S. 123.

204 Vgl. bspw. Hsiao (2003), S. 34/35.

Autokorrelation macht in einem Fünfjahreszeitraum, wie er hier für die Lohninformationen betrachtet wird, wenig Sinn; die geschätzten Koeffizienten von Modellen mit Autokorrelation erster Ordnung unterscheiden sich denn auch, wie Tests gezeigt haben, kaum von jenen der Random-Effects-Modelle. Daher werden im Folgenden nur die Schätzergebnisse der Fixed Effects- und Random Effects-Modelle vorgestellt.

Zur Regressionsdiagnostik stehen insbesondere der Breusch & Pagan Lagrange Multiplier Test auf Random Effects und der Hausman-Test zur Verfügung.<sup>205</sup> Der erstgenannte Test ist ein Test der Nullhypothese, dass die Random Effects Null sind. Wird die Nullhypothese nicht verworfen, kann die gepoolte Kleinst-Quadrat-Schätzung verwendet werden.<sup>206</sup> Wird die Nullhypothese dagegen abgelehnt, scheidet letztere aus; in diesem Fall besteht die Varianz der Störgröße nicht nur aus der Varianz des idiosynkratischen Fehlers, sodass Annahme B3 (Freiheit von Autokorrelation) verletzt ist; es muss ein Paneldaten-Modell verwendet werden. Der Hausman-Test ist ein Test der Nullhypothese, dass die Individualeffekte mit den erklärenden Variablen des Modells unkorreliert sind. Wird die Nullhypothese zurückgewiesen, scheidet das Random-Effects-Modell aus, und der Vorzug ist dem Fixed Effects-Modell zu geben (mit den oben genannten Problemen). Muss die Nullhypothese dagegen nicht verworfen werden, eignet sich das Random-Effects-Modell ebenso gut wie das Fixed Effects-Modell zur Schätzung der interessierenden Parameter (die erzeugten Schätzwerte für die Koeffizienten sollten in diesem – für Paneldaten unwahrscheinlichen – Fall gleich sein).

Die Bundeslandvariable Baden-Württemberg ist – mangels ausreichender Signifikanz – in den Panelschätzungen nicht mehr enthalten. Daher wird die nunmehr einzige arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Variable – die Stellenandrangszahl – gemeinsam mit den arbeitsplatzbezogenen Variablen in der weiter gefassten Rubrik „Kontrollvariablen“ ausgewiesen.

### 3.2.4.1 Variablensets der Gliederungsebene 3

Die Ergebnisse der Random- und Fixed Effects-Schätzungen der Variablensets der Gliederungsebene 3 ohne bzw. mit Berücksichtigung von Interaktionsvariablen finden sich in den Tabellen 8 bzw. 9 im Anhang.

---

205 Vgl. Breusch/Pagan (1980) bzw. Hausman (1978). Die Stata 7.0-Syntax für den Breusch & Pagan LM Test auf Random Effects ist `“xttest0“`, jene für den Hausman-Test lautet `“xthaus“`.

206 Zur Erzeugung der OLS-Schätzung kann statt des `“regress“`-Befehls auch `“xtgee, i (id) corr(indep)“` verwendet werden.



*Erläuterung der Ergebnisse aus den Panelschätzungen von Modell (3)  
gemäß Tabelle 8 im Anhang*

Die Schätzwerte der Koeffizienten im Random Effects Modell ähneln in Vorzeichen und Höhe jenen aus den OLS-Schätzungen; die t-Werte sind (bis auf einige Branchen-Dummies) hoch. Im Fixed Effects-Modell hingegen können die Schul- und Berufsausbildungsvariablen auf Grund fehlender Variation über die Zeit gar nicht geschätzt werden. Die meisten der arbeitsplatzbezogenen Kontrollvariablen sind noch nicht einmal auf Zehn-Prozent-Niveau signifikant. Offenbar gibt es bezüglich dieser Variablen wenig intrapersonelle Variation: Merkmale wie berufliches Prestige, Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst, Branche oder Firmengröße variieren vor allem zwischen den Personen und weniger innerhalb der Person über den Fünfjahreszeitraum.<sup>207</sup> Die Koeffizienten dieser Variablen, die nur auf der schmalen Basis jener wenigen Personen mit einem Ausprägungswechsel auf diesen Variablen zwischen 2001 und 2005 geschätzt werden können, sind also kaum sinnvoll interpretierbar. Hierauf wird bei der Interpretation des Hausman Tests zurück zu kommen sein. Inwiefern haben die Panelschätzungen zu Veränderungen der Parameter der Erwerbserfahrungsvariablen geführt?

Aktuelle Vollzeit führt in den Panelschätzungen, wie schon in den OLS-Schätzungen, zu einer höheren Lohnprämie als frühere Vollzeit. Frühere Teilzeiterfahrung erzielt eine höhere Lohnprämie als aktuelle Teilzeiterfahrung, allerdings kann dieses Ergebnis kaum sinnvoll interpretiert werden, da die Parameter aktueller Teilzeit nicht signifikant sind. Aktuelle Auszeit zieht wiederum eine deutliche Lohnstrafe nach sich, die mit zunehmender Dauer der Auszeit unterproportional ansteigt. Im Random Effects Modell verjähren – wie in der gepoolten Kleinst-Quadrate-Schätzung – die Lohnstrafen von Auszeit und Arbeitslosigkeit mit der Zeit; im Fixed Effects-Modell liegt die Lohnstrafe früherer Auszeit dagegen nur um rund zwei Prozentpunkte unter jener von aktueller Auszeit. Betrachtet man viele verschiedene Personen, können frühere Auszeitjahre sehr weit in der Vergangenheit liegen; die heutige Lohnstrafe hieraus ist entsprechend gering. Verglichen mit Personen, die sich in ihrem ersten Wiedereinstiegsjahr nach Auszeit (und daher in der Rechnung der Erwerbserfahrung in aktueller Auszeit) befinden und deren Lohnstrafe dementsprechend hoch ist, ergibt sich der ausgewiesene starke Kontrast zwischen den Lohnstrafen früherer und aktueller Auszeit in der Random Effects- wie in der OLS-Schätzung. Im Fixed Effects-Modell dagegen wird ein und dieselbe Person über die Zeit betrachtet. Realisiert eine Person innerhalb des Zeitraums 2001 bis 2005 einen Wechsel von aktueller zu früherer Auszeit (wechselt sie also vom ersten ins zweite Wiedereinstiegs-

---

207 Eine Ausnahme bildet nach wie vor die Wochenarbeitszeit-Variable.

jahr), kann die Lohnstrafe kaum verjähren, da hierfür der Zeitraum zu kurz ist. Demzufolge fällt die Lohnstrafe zwischen aktueller und früherer Auszeit im Fixed Effects-Modell kaum ab.

Auffällig ist im Fixed Effects-Modell der positive Koeffizient früherer Arbeitslosigkeit. Während Arbeitslosigkeit in der OLS-Schätzung von Modell (3) eine leicht niedrigere, im Random Effects-Modell sogar eine höhere Lohnstrafe als Auszeit bewirkt, realisieren Frauen mit früherer Arbeitslosigkeit im Fixed Effects-Modell sogar eine Lohnprämie. In der Querschnittsbetrachtung erfasst die Arbeitslosigkeitsvariable auch die möglicherweise geringere Arbeitsmarktnähe, -motivation und Produktivität arbeitsloser Frauen – Einflüsse, die im Fixed Effects-Modell vom festen Effekt aufgenommen werden. Somit verbleiben für die Arbeitslosigkeitsvariable im Fixed Effects-Modell nur noch die positiven mit Arbeitslosigkeit einher gehenden Lohneffekte: Ein verbessertes Matching von Qualifikationsprofil und Anforderungsprofil der Stelle nach einem Arbeitgeberwechsel, das sich vorwiegend ab dem zweiten Wiedereinstiegsjahr in einem Aufholprozess des Lohnes niederschlägt, der bei Wiedereintritt nach Auszeit nicht eintritt.<sup>208</sup>

Die Selektionskorrekturvariable liegt in den Paneldatenmodellen höher als in den OLS-Schätzungen; offenbar wird durch Selektionskorrektur nur ein Bruchteil der unbeobachteten Faktoren erfasst. In den Paneldatenmodellen, die die festen Effekte (auf unterschiedliche Weise) separat kontrollieren, tritt daher der negative Lohneinfluss der den Reservationslohn erhöhenden, messbaren familiären Kontextvariablen wie Kinderzahl, Alter der Kinder etc. deutlicher zu Tage als dies in den gepoolten Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Fall war.

Gemäß den im unteren Abschnitt der Schätzergebnis-Tabelle ausgewiesenen Signifikanztests für  $R^2$  (Wald-Test, einer  $\chi^2$ -Verteilung folgend, bezüglich des Random Effects-Modells bzw. F-Test, einer F-Verteilung folgend, bezüglich des Fixed Effects-Modells) wird die Nullhypothese, dass alle Koeffizienten des jeweiligen Modells gemeinsam Null sind, für beide Modelle zurückgewiesen. Da dies aber nur ein schwacher Anhaltspunkt für die Güte des jeweiligen Gesamtmodells ist, mussten weitere Variablensets geschätzt werden. Was die Individualeffekte betrifft, widerlegen sowohl der F-Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte – nach Schätzung des Fixed Effects Modells – als auch der Breusch and Pagan Test, der nach Schätzung des Random Effects-Modells durchgeführt wird, die Nichtexistenz eben jener Effekte. Wird in einem Hausman-Test weiter gehend die Nullhypothese getestet, dass die Individualeffekte nicht mit den erklärenden Variablen korrelieren, wird auch diese Nullhypothese zurückgewiesen. Das

---

208 Dass nur ein Prozent der Lohnbeobachtungen aus dem ersten Wiedereinstiegsjahr nach Arbeitslosigkeit stammt, hingegen in rund 20 Prozent der Lohnbeobachtungen mindestens ein früheres Arbeitslosigkeitsjahr vorliegt und aktuelle und frühere Arbeitslosigkeit außerdem positiv korreliert sind, erklärt die niedrige statistische Signifikanz aktueller Arbeitslosigkeit.

letztgenannte Ergebnis wird herkömmlicherweise als ein Indiz für die Überlegenheit des DVM gegenüber dem Random Effects-Modell angesehen. Wie bereits erläutert, ist diese Schlussfolgerung im vorliegenden Fall nicht stichhaltig: Da ein Teil der interessierenden Parameter mit Hilfe des Fixed Effects-Modells nur unpräzise, ein anderer Teil gar nicht geschätzt werden kann, sind die Parameter des Fixed Effects-Modell nicht nur keine geeignete Basis für die angestrebten Lohnsimulationen, sondern stellen zugleich auch keine gute Vergleichsbasis für den Hausman-Test dar.

Dennoch muss für Paneldaten in der Regel von mit den Regressoren korrelierten Individualeffekten ausgegangen werden.

Welche Methoden stehen zur Verfügung, die genannten Defizite des Fixed Effects-Modells unter Ausnutzung der Vorteile des Modells – der unverzerrt geschätzten Koeffizienten der zeitvarianten Variablen – zu heilen? Im Folgenden werden zwei Verfahren vorgestellt, wobei das erstgenannte unter Angabe von Gründen verworfen und das zweite Verfahren auf den hier verwendeten Datensatz angewendet wurde.

Die *erste Möglichkeit* beschreiben *Hausman und Taylor* wie folgt:<sup>209</sup> Aufbauend auf den beiden zentralen Annahmen, dass – erstens – die Individualeffekte zeitinvariant sind und – zweitens – die Regressoren des Modells (inklusive des Individual-effektes) exogen sind, d. h. nicht mit dem idiosynkratischen Fehler korrelieren<sup>210</sup>, werden die zeitvarianten, nicht mit den festen Effekten korrelierten Variablen zweifach genutzt: Zum einen werden die Abweichungen der aktuellen Ausprägungen dieser Variablen von ihren individuellen Mittelwerten zur Schätzung der Koeffizienten eben dieser Variablen herangezogen; zum anderen werden die individuellen Mittelwerte als Instrumente für die zeitinvarianten, mit den Individualeffekten korrelierten Variablen verwendet.

Die Schul- und Berufsausbildungsvariablen wären als solche zeitinvarianten, aber mit unbeobachtbaren Faktoren (beispielsweise Fähigkeiten) korrelierenden Regressoren vorstellbar. Gegenüber herkömmlichen Instrumentvariablen-Schätzern, die mit den bereits erwähnten Schwierigkeiten, geeignete Instrumente außerhalb des Modells zu finden, verbunden sind, hat das Hausman/Taylor-Modell den Vorteil, auf Instrumente aus dem Modell selbst zurück greifen zu können. Allerdings müssen mindestens so viele zeitvariante, mit den Individualeffekten unkorrelierte Variablen vorhanden sein wie zeitvariante, mit den Individualeffekten korrelierte Variablen; eine Bedingung, die sich mit dem hier vorliegenden Datensatz nicht erfüllen lässt: Die Erwerbserfahrungsvariablen können kaum als unkorreliert mit den Individualeffekten angesehen werden, und die Kontrollvariablen

---

209 Vgl. Hausman/Taylor (1981), S. 1384-1386; die Stata-Syntax (erst ab Version 8.0 aufwärts verfügbar) für dieses Schätzmodell lautet: „xthtaylor“.

210 (Ist diese Annahme nicht erfüllt, muss ein Instrumentvariablen-Schätzer verwendet werden.)

(als zweite Variablen­gruppe mit zeitlicher Dimension) haben, wie bereits be­merkt wurde, zu wenig Variation über die Zeit, als dass sie als Instrumente im beschriebenen Sinn geeignet wären.

Daher taugt das Hausman/Taylor-Modell für diesen Datensatz nicht, die be­schriebenen Mängel des Within-Schätzers zu beheben.

Als *zweites Verfahren*, die gesuchten Parameter der Schul- und Berufsausbil­dungsvariablen zu bestimmen, die Parameter der arbeitsplatzbezogenen Kontroll­variablen präziser zu erzeugen und dabei die unverzerrten Schätzwerte für die zeit­varianten Erwerbserfahrungsvariablen beizubehalten, dient eine *Hilfsregression der Fixen Effekte* auf eben diese Variablen. Dieses Verfahren wurde bereits in Ab­schnitt 3.1.1.2 vorgestellt. Die festen Effekte werden dabei zunächst aus der Haupt­schätzung des Lohnes auf die Erwerbserfahrungsvariablen gewonnen und in einem zweiten Schritt als Endogene in der genannten Hilfsregression verwendet, um die Schätzer der zeitinvarianten und quasi-zeitinvarianten Variablen zu ermitteln. Diese Vorgehensweise fußt auf der Überlegung, dass die festen Effekte die gesuch­ten Informationen bezüglich der zeitinvarianten Regressoren beinhalten. Aller­dings weist Baltagi, der diese Überlegung teilt, zugleich darauf hin, dass bei kurzem Zeithorizont des Panels der Schätzer der festen Effekte – im Gegensatz zu jenen der zeitvarianten Variablen – nicht konsistent ist.<sup>211</sup> Da bei dem hier vorlie­genden Fünfjahreszeitraum von einem inkonsistenten Schätzer der festen Effekte ausgegangen werden muss, gestaltet sich die Interpretation der Parameterschätzer der Regressoren der Hilfsschätzung problematisch.

Zusätzlich wurden in die Variablen­sets der Modellgruppen (3) bis (5) *Interak­tionsvariablen* eingefügt (Modelle (3a) bis (5a)). Interaktionsvariablen nehmen, wie weiter oben erwähnt, den Einfluss einer Drittvariable auf den Lohneffekt einer Exogenen auf. Im Zusammenhang mit der hier untersuchten Fragestellung wurde vermutet, dass der Lohneinfluss bestimmter Erwerbserfahrungsvariablen vom Berufsbildungsabschluss als Drittvariable abhängt. Insbesondere erschien interessant, zu untersuchen, ob die Lohnstrafe aktueller Auszeit und die Lohn­prämie aktueller Vollzeit in ihrer Höhe vom Niveau des erreichten Berufsbil­dungsabschlusses abhängig sind. Bezüglich der Berufsausbildung wurde zwi­schen keinem, mittlerem und Hochschulabschluss unterschieden. Die Interak­tionsvariablen waren durch multiplikative Verknüpfung mit den genannten Er­werbserfahrungsvariablen zu bilden. Auf Grund der Beteiligung der zeitvarianten Erwerbserfahrungsvariablen haben diese Interaktionsvariablen eine zeitliche Di­mension und konnten daher mit Hilfe des Fixed Effects-Modells geschätzt werden. Während die Interaktionsvariablen in die Hauptschätzung eingingen und die Steigung des ausbildungsspezifischen Lohn-Alters-Profiles beeinflussten, wurde

---

211 Vgl. Baltagi (1995), S. 12.

mittels der Hilfsschätzung der Niveaueffekt (Ordinatenabschnitt) der Ausbildungsvariablen ermittelt.

*Erläuterung der Ergebnisse aus den Panelschätzungen von Modell (3a)  
gemäß Tabelle 9 im Anhang*

Die Parameter der Erwerbserfahrungsvariablen in der Fixed Effects-Hauptschätzung sind – wie schon in Modell (3) ohne Interaktionsvariablen – schwächer signifikant als jene des Random Effects-Modells und daher mit Vorsicht zu interpretieren. Dies gilt insbesondere für die Interaktionsvariablen geringer sowie hoher Bildung. Die Prämie aktueller Vollzeit ist im Fall eines Hochschulabschlusses am höchsten, gefolgt von keinem und mittlerem Berufsabschluss. Frühere Vollzeit führt mit 1,2 Prozent zu einer geringeren Lohnprämie als aktuelle Vollzeit, liegt aber in etwa gleichauf mit aktueller Teilzeit. Frühere Teilzeit hat – wie schon im Modell ohne Interaktionsvariablen – eine höhere Prämie als aktuelle Teilzeit, was wiederum auf einen Restaurationseffekt des Humankapitals nach Teilzeit hindeutet. Die Lohnstrafe von Auszeit ist umso höher, je geringer der berufsbildende Abschluss ist: Während Frauen ohne Abschluss zehn Prozent ihres Ausstiegslohnes bei Wiedereinstieg einbüßen, realisieren Akademikerinnen sogar eine Lohnprämie; allerdings ist der betreffende Parameter nicht einmal auf Zehn-Prozent-Niveau signifikant. Frühere Auszeit bewirkt über alle drei Qualifikationsgruppen durchschnittlich eine Lohnstrafe von rund sieben Prozent. Dies mag daran liegen, dass die durchschnittliche Dauer früherer Auszeit im Lohnsample mit 3,18 Jahren relativ niedrig ist; in Kombination mit der Tatsache, dass ein aktuelles Auszeitjahr im auf das Wiedereinstiegsjahr folgenden Jahr bereits als früheres Auszeitjahr gezählt wird (weil das Vorjahr nun zur aktuellen Erwerbserfahrung zählt) ist es plausibel, dass die Lohnstrafe in der individuellen Betrachtung erst langsam abgebaut wird. Die positiven Koeffizienten der Arbeitslosigkeits-Variablen fallen hier noch etwas stärker aus als im herkömmlichen Fixed Effects-Modell. Die Koeffizienten der Arbeitsstunden-Variable, der Select-Variable und der Konstante sind im Wesentlichen unverändert.

Die Koeffizienten der Ausbildungs- und der übrigen Kontrollvariablen wurden nun aus einer Regression der festen Effekte auf eben diese Variablen gewonnen. Die festen Effekte sind als unbeobachtete, der Einkommenskapazität einer Person förderliche Merkmale zu interpretieren. Einflussgrößen, die einen positiven Einfluss auf die festen Effekte haben, haben damit indirekt auch einen positiven Lohn-einfluss. Dies ist beispielsweise für die Bildungsvariablen der Fall: Deren Parameter in der Hilfsschätzung sind hoch signifikant und belegen, dass die Lohnprämie mit steigendem Bildungsgrad zunimmt. Allerdings ist der lohnsteigernde Einfluss einer hohen Schul- und Berufsausbildung hier geringer als im Random Effects

Modell.<sup>212</sup> Dies belegt, dass der Vorteil einer höheren formalen Qualifikation nur zum Teil in einem Lohnvorsprung schon zu Beginn des Erwerbslebens (in Form eines höheren Einstiegslohnes) besteht und sich zum Gutteil erst im Laufe des Erwerbslebens in Form einer höheren Ertragsrate von Erfahrung niederschlägt. Für die letztgenannte These spricht auch, dass die geschätzten Parameter der Berufsabschluss-Variablen im Random Effects-Modell des Variablensets (3a) niedriger ausfallen als im Modell ohne Interaktionsvariablen. Stattdessen schlägt sich ein hoher Bildungsgrad auch im Random Effects-Modell vor allem indirekt in einer hohen Lohnprämie aktueller Vollzeiterfahrung nieder. Die Koeffizienten der übrigen Variablen stimmen weitgehend mit jenen der Random Effects-Schätzung von Modell (3) überein.

Auffällig in der Fixed Effects-Hilfsschätzung ist die Stellenandrangszahl. Während diese Variable in der Random Effects-Schätzung mangels Signifikanz kaum sinnvoll interpretierbar erscheint, deutet das negative Vorzeichen in der Fixed-Effects-Hilfsschätzung darauf hin, dass eine hohe Arbeitslosenquote am Wohnort der Frau mit geringen Löhnen korreliert. Die hohe statistische Signifikanz der Variable lässt vermuten, dass die Knappheit der Beschäftigungsmöglichkeiten vor Ort einen zusätzlichen, vom Bildungseffekt unabhängigen Lohn-einfluss hat. Würden sich Frauen mit niedrigem Bildungsniveau durch ihre Wohnortentscheidungen selbst in Gemeinden mit hoher Arbeitslosenquote ein-wählen (etwa in ländliche Regionen mit niedrigeren Lebenshaltungskosten), während Frauen mit hoher Bildung und entsprechend hohen Einkommensaus-sichten städtische Regionen bevorzugten – mit anderen Worten: wären die Regionen- und die Bildungsvariable hochgradig kollinear –, würde der Lohneffekt der Bildung vom Lohneffekt der Region aufgenommen. Die hohe Signifikanz des Parameters der Stellenandrangszahl-Variable spricht dagegen für eine gewisse räumliche Streuung (weiblicher) Bildungsabschlüsse.

Offenbar setzt sich eine hohe Bildung nur dann in hohes Einkommen um, wenn dem nicht eine Käufermarktsituation auf dem lokalen Arbeitsmarkt entgegen steht. Da Frauen auf Grund ihrer familiären Verpflichtungen und der zumeist relativ schwächeren Einkommensposition gegenüber dem Partner räumlich we-niger mobil sind als Männer, sind die Ausweichmöglichkeiten geringer, so dass sich die dergestalt geschwächte Verhandlungsposition gegenüber dem Arbeitge-ber in entsprechenden Lohnabschlägen manifestiert.

---

212 Er ist übrigens auch – wie entsprechende, hier aus Platzgründen nicht ausgewiesene Schätzungen gezeigt haben – geringer als in einem Fixed Effects-Modell ohne Interaktionsvariablen.

### 3.2.4.2 Variablensets der Gliederungsebene 4

Das Variablenset der Gliederungsebene 4 zeichnet sich – wie bereits dargestellt – dadurch aus, dass es die Einbettung der jeweiligen Phase in die gesamte Erwerbsbiografie der Frau berücksichtigt. Die Ergebnisse der Random- und Fixed Effects-Schätzungen des Variablensets 4 ohne bzw. mit Hinzufügung von Interaktionsvariablen finden sich in Tabellen 10 bzw. 11 im Anhang.

#### *Erläuterung der Schätzergebnisse von Modell (4) gemäß Tabelle 10 im Anhang*

Die geschätzten Parameter der Erwerbserfahrungsvariablen unterscheiden sich zum Teil erheblich, je nachdem, ob ein Fixed Effects- oder ein Random Effects-Modell geschätzt wurde. Der F-Test und der Lagrange Multiplier Test zeigen, dass die Hypothese, die festen Effekte seien Null, zurückzuweisen ist. Weiterhin muss – wie der Hausman-Test zeigt – die Nullhypothese, dass die Unterschiede in den Koeffizienten nicht systematisch sind, abgelehnt werden. Wiederrum spricht die Teststatistik nach herkömmlicher Interpretation für die Fixed Effects-Spezifikation, aber auf Grund der hierbei weiter oben bereits angemeldeten Bedenken sollen die Ergebnisse beider Spezifikationen näher beleuchtet werden.

Die Lohnstrafe von Auszeit ist im Random Effects-Modell nach zehn Jahren zu einem größeren Teil verjährt als im Fixed Effects-Modell. Frühere Teilzeit dagegen macht sich im Fixed Effects-Modell nach Wiedereinstieg in das Erwerbsleben positiv im Lohn bemerkbar.<sup>213</sup> Der Aufholeffekt des Lohnes nach Teilzeit ist ökonomisch insofern plausibel, als Teilzeit arbeitende Frauen die Verbindung zum Arbeitsmarkt halten und daher nach Rückkehr zur Vollzeit einen geringeren Teil ihres Humankapitals verloren geben müssen, als dies nach einer vollständigen Unterbrechung des Erwerbsverlaufs der Fall ist.

Der Befund des Fixed Effects-Modells, dass Auszeit Lohn schädigender als Arbeitslosigkeit ist, ist für die hier untersuchte Fragestellung erheblich. Fragt man nach den Gründen dafür, dass nach Arbeitslosigkeit ein starker Aufholprozess des Lohnes eintritt, während Frauen nach Auszeit lang anhaltend im Lohn abgestraft werden, müssen neben der Humankapitaltheorie noch weitere Aspekte in Erwägung gezogen werden. Erstens führt ein Arbeitgeberwechsel möglicherweise zu einem besseren Matching von Anforderungs- und Qualifikationsprofil, das sich in einem Lohnzuwachs niederschlägt; ein solcher Arbeitgeberwechsel wird

---

213 Der Parameter früherer Teilzeit muss allerdings zusammen mit jenem aktueller Vollzeit nach Teilzeit gesehen werden, der negativ ist. Per saldo realisiert die Frau im DVM eine Lohnprämie im ersten Wiedereinstiegsjahr in Vollzeit nach einjähriger Teilzeit in Höhe von  $(3,7 - 1,3) = 2,4$  Prozent; diese Lohnprämie schmilzt in den folgenden Jahren in Vollzeit sukzessive ab. Das Niveau dieses Restaurationseffektes erhöht sich mit steigender Dauer der früheren Teilzeitphase.

von Personen, die auf eine Auszeit zurückblicken, entweder nicht versucht (Weiterbeschäftigung beim alten Arbeitgeber) oder gelingt nicht. Stigma-Effekte von Arbeitslosigkeit, die sich in Untersuchungen mit Daten von Männern zumindest kurzfristig lohnmindernd auswirken, scheinen bei Löhnen von Frauen auch in der kurzen Frist keine Rolle zu spielen. Stattdessen scheint – zweitens – für die Lohnstrafe nach Auszeit ein anderer Signaling-Effekt bedeutend zu sein: So könnte das Merkmal „Kind im Haushalt“ nach einer geburtsbedingten Unterbrechung aus Sicht des Arbeitgebers ein Indiz für eine geringere Arbeitsmotivation und Zuverlässigkeit der Arbeitnehmerin sein. Drittens ist die Verhandlungsposition der Mutter durch ihre räumliche Immobilität und ihre Abhängigkeit von familienfreundlichen Arbeitszeiten geringer als jene kinderloser Frauen – dieser Tatbestand mindert die Wahrscheinlichkeit, hohe Lohnzuwachsrate zu erzielen selbst in dem Fall, dass die Produktivität der Frau nach ihrer Rückkehr zunimmt.

*Erläuterung der Panelschätzungen zu Modell (4a) gemäß Tabelle 11 im Anhang*

Wiederum legt der Hausman-Test die Vermutung nahe, dass das Fixed Effects-Modell die geeignetere Basis für die angestrebten Lohnsimulationen ist als das Random-Effects-Modell, nachdem die Nichtexistenz der Individualeffekte wiederum unter anderem durch den F-Test ausgeschlossen werden konnte. Im Fixed Effects-Modell (Hilfsschätzung) wirkt ein fehlender Abschluss stärker lohnmindernd als im Random Effects-Modell, während ein höherer Abschluss weniger lohnfördernd wirkt.<sup>214</sup> Offenbar wird die Einkommenserzielungskapazität von unbeobachteten Faktoren beeinflusst, die im Fixed Effects-Modell vom festen Effekt aufgenommen werden, so dass die Humankapitalvariablen „reiner“ sind; im Random Effects Modell hingegen sind diese Individualeffekte in den Regressoren enthalten.

Sowohl im Random- als auch im Fixed-Effects-Modell profitiert der Lohn von Frauen ohne Berufsbildungsabschluss am stärksten von einer durchgängigen Vollzeitbeschäftigung, gefolgt von Akademikerinnen-Löhnen. Im Unterschied zu Modell (3a) wird hier der Drittvariableneffekt von Bildung nicht auf aktuelle Vollzeit allgemein, sondern auf durchgängige aktuelle Vollzeit untersucht. Die Quadrierungen von Variablen sind dort nicht signifikant, wo hohe Ausprägungen der Variablen im Datensatz selten vorkommen: So gibt es generell nicht viele akademische Frauen oder Frauen mit niedrigem Berufsbildungsabschluss, deren durchgängige Vollzeiterfahrung länger als fünf bis acht Jahre andauert. Der Lohn von Akademikerinnen scheint gegenüber Unterbrechungen etwas unempfindlicher zu sein als jener von Frauen ohne (Berufs-) Abschluss. Akademikerinnen

---

214 Dies gilt jeweils im Vergleich zur Referenzgruppe.



profitieren von durchgängiger Beschäftigung aber immer noch mehr als Frauen mit abgeschlossener Lehre (mittlerer Berufsbildungsabschluss).

Bezüglich der Lohnstrafe aktueller Auszeit wiederholen sich die Ergebnisse aus Modell (3a): Die Lohnstrafe ist umso höher, je niedriger der Berufsbildungsabschluss ist, wobei die Unterschiede im Fixed Effects-Modell deutlicher ausfallen.<sup>215</sup> In Modell (4a) zeigt sich weiterhin das aus Modell (3a) bekannte Ergebnis, dass die Lohnstrafe von Auszeit nur im Random Effects-Modell verjährt, während sie im Fixed Effects-Modell persistent ist. Wiederum bewirken frühere Teilzeit und frühere Arbeitslosigkeit nur im Fixed Effects-Modell einen Aufholprozess des Lohnes nach Rückkehr in das Erwerbsleben, der allerdings in Bezug auf Arbeitslosigkeit umso schwächer ist, je länger die Phase der Nichtbeschäftigung zurück liegt.

Auf der nächsten – und letzten – Gliederungsebene der Erwerbserfahrungsvariablen wurden Modell (5) bzw. Modell (5a) geschätzt. Hier war der Zusammenhang zur untersuchungsleitenden Fragestellung am engsten: Gibt es eine eigenständige Lohnstrafe geburtsbedingter Auszeit? Der Befund des Fixed Effects-Modells aus den Schätzungen von Modellen (3) und (4), dass Auszeit Lohn schädlicher als Arbeitslosigkeit ist und die in diesem Zusammenhang geäußerte Vermutung, dass hierfür Faktoren im Haushaltszusammenhang der Frau eine Rolle spielen, wurde mit Modell (5) auf den Prüfstand gestellt: Bezüglich der Lohnstrafe im ersten Wiedereinstiegsjahr nach Auszeit wurde danach unterschieden, ob es sich um eine geburtsbedingte Auszeit handelt oder nicht.<sup>216</sup>

### 3.2.4.3 Variablensets der Gliederungsebene 5

Wiederum wird die Nullhypothese, dass keine Individualeffekte vorhanden sind, sowohl durch die F-Statistik des Fixed Effects-Modells als auch durch den Breusch & Pagan Test im Anschluss an das Random Effects-Modell eindeutig zurückgewiesen. Die Ergebnisse des Hausman-Tests legen wiederum eine Ablehnung des Random Effects-Modells gegenüber dem Fixed Effects-Modell nahe – mit den bereits erwähnten Einschränkungen. Daher wurden die Schätzwerte für die Koeffizienten der ausbildungs- und arbeitsplatzbezogenen Kontrollvariablen auch für Modell (5) aus einer Hilfsschätzung gewonnen.

Die Ergebnisse der Random- und Fixed Effects-Schätzungen des Variablensets 5 ohne bzw. mit Hinzufügung von Interaktionsvariablen finden sich in Tabellen 12 bzw. 13 im Anhang.

---

215 Quadrierte Terme der Interaktionsvariablen wurden überall dort weggelassen, wo Nichtlinearitäten nicht auffällig waren.

216 Als geburtsbedingt werden dabei alle Auszeitjahre gewertet, die sich nicht mehr als zehn Jahre vom Zeitpunkt der Erstgeburt entfernt ereigneten (vgl. hierzu auch die ausführliche Beschreibung zu Variable Nr. 31 in Kapitel 2.3.2.1.3).

*Erläuterungen zu den Schätzergebnissen von Modell (5) gemäß Tabelle 12 im Anhang*

Ein Hochschulabschluss führt zu einer Lohnprämie von rund 17 bis 18 Prozent. Da in Modell (5) ein Drittvariableneffekt der Bildung auf die Lohnprämie von Erfahrung nicht kontrolliert wird, ist zu erwarten, dass dieses Lohnplus in Modell (5a) geringer ausfallen wird.

Die t-Werte der Erwerbserfahrungsvariablen sind im Random Effects-Modell wiederum höher als im Fixed Effects-Modell, da das Random Effects-Modell auch Querschnittsinformationen aufnimmt. Aktuelle durchgängige Vollzeit führt in beiden Modellen zu einer höheren Lohnprämie als aktuelle Vollzeit nach einer Unterbrechungsphase. Handelte es sich bei der Unterbrechung um eine Teilzeitphase, profitiert die Frau im Fixed Effects-Modell nach ihrer Rückkehr in Vollzeit von einem Restorationsprozess ihres Humankapitals, der schon aus den Modellen (3) und (4) bekannt ist. Frühere Vollzeitjahre haben in beiden Modellen eine geringere Lohnprämie als aktuelle Vollzeitjahre, selbst nach Unterbrechung.<sup>217</sup> Während Teilzeit im Random Effects-Modell praktisch keinen Lohneffekt hat, liegt aktuelle Teilzeit im Fixed Effects-Modell in etwa gleichauf mit früherer Vollzeit. Auch bezüglich der Lohneffekte von Arbeitslosigkeit wiederholen sich die aus den vorigen Modellen bekannten Ergebnisse: Während Arbeitslosigkeit im Random Effects-Modell zu einer deutlichen Lohnstrafe führt, die auch nach zehn Jahren noch nicht verjährt ist, holen im Fixed Effects-Modell Frauen, die nach Arbeitslosigkeit ins Erwerbsleben zurückkehren, im Lohn deutlich auf.

Das interessanteste Ergebnis aus der Schätzung von Modell (5) ergibt sich aber bezüglich der Lohnstrafen von Auszeit: Frauen, die nach geburtsbedingter Auszeit zurückkehren, realisieren – je nach Modell – im ersten Wiedereinstiegsjahr einen Abschlag von ihrem Ausstiegslohn in Höhe von rund 8 bis 11 Prozent für das erste Ausstiegsjahr.<sup>218</sup> *Damit erleiden sie gegenüber Frauen, deren Auszeit der Geburtsbezug fehlt, eine zusätzliche Lohnstrafe von rund 5 bis 7 Prozentpunkten.* Sowohl das Random Effects- als auch das Fixed Effects-Modell bestätigen also die weiter oben geäußerte Vermutung, dass für die Entlohnung von Müttern nach der Rückkehr in das Erwerbsleben nicht nur die Entwertung (eines Teils) ihres Humankapitals während der familienbedingten Auszeit eine Rolle spielt, sondern dass hier zusätzlich arbeitsnachfrageseitige Zuschreibungseffekte sowie die veränderte Verhandlungsposition auf dem Arbeitsmarkt eine maßgebende Rolle spielen.

---

217 Im Fall der Unterbrechung in Teilzeit sind wiederum die positiven Parameter der Variable frühere Teilzeit zu berücksichtigen.

218 Die Rechnung für ein Ausstiegsjahr lautet im Fixed Effects-Modell  $(-2,9+0,2) - 2,7 + (-6,6+1,2) = -5,4 = -8,1$  Prozent, im Random Effects-Modell dagegen  $(-4,2+0,2) - 4,0 + (-9,5+2,1) = -7,4 = -11,4$  Prozent.

Bei mehreren Auszeitjahren bewirken die positiven Koeffizienten der quadrierten Terme einen unterproportionalen Anstieg der Lohnstrafen. Dabei ist der Anstieg der Lohnstrafe mit zunehmender Dauer der geburtsbedingten Unterbrechung jedoch weitaus stärker degressiv als von aktueller Auszeit insgesamt. Dieser Befund, dass sich die Lohnstrafe geburtsbedingter Auszeit mit zunehmender Unterbrechungsdauer jener der allgemeinen Auszeit ohne Geburtsbezug annähert, deutet ebenfalls darauf hin, dass für den Lohnsatz der Mutter das Alter ihres Kindes eine Rolle spielt. Denn wenn die Mutter nach drei Jahren geburtsbedingter Auszeit an den Arbeitsplatz zurückkehrt, ist ihr Kind jünger, als wenn sie erst nach fünf Jahren zurückkehrt.<sup>219</sup>

Die Lohnstrafe früherer Auszeit fällt im Fixed Effects-Modell, sofern sie mehr als zehn Jahre zurückliegt, sogar noch etwas höher aus als binnen zehn Jahren nach Wiedereinstieg. Dieses auf den ersten Blick merkwürdige Ergebnis ist bei einem tiefer gehenden Blick in die Datenstruktur verständlich.<sup>220</sup>

### *Erläuterungen zu den Schätzergebnissen von Modell (5a) gemäß Tabelle 13 im Anhang*

Auch hier zeigt die Teststatistik, dass von der Existenz der Individualeffekte ausgegangen werden muss. Zusätzlich deutet das Ergebnis des Hausman-Tests auf systematische Unterschiede in den Koeffizienten hin. Wenngleich dieser Test aus den erwähnten Gründen wiederum mit Vorbehalt zu interpretieren ist, ist die Befürchtung, dass die Individualeffekte mit den erklärenden Variablen des Modells korrelieren, durch den Test nicht zu entkräften. Daher erschien es auch bei Variablenset (5a) angezeigt, sowohl die Schätzergebnisse des Fixed Effects- als auch jene des Random Effects-Modells im Hinblick auf ihre Eignung für die Simulation genauer zu analysieren.

---

219 Streng genommen ist es natürlich möglich, dass eine Frau im ersten Wiedereinstiegsjahr nach der Erstgeburt bereits auf eine weitere Geburt zurückblickt. Allerdings dauert die Phase aktueller geburtsbedingter Auszeit in diesem Datensatz selten länger als vier Jahre, sodass mit steigender Auszeitdauer das Alter des jüngsten Kindes im Haushalt tendenziell steigt.

220 Wie Häufigkeitsanalysen im Datensatz zeigen, handelt es sich in über 90 Prozent der Lohnbeobachtungen bei Jahren früherer Auszeit, die länger als zehn Jahre her sind, um geburtsbedingte Auszeitjahre, während sich dieser Anteil bei früheren Auszeitjahren binnen des Zehnjahreszeitraums auf nur rund 54 Prozent beläuft. Zugleich zeigen Einfachregressionen, dass geburtsbedingte frühere Auszeitjahre eine höhere Lohnstrafe generieren als frühere Auszeitjahre insgesamt, wenn sie mehr als zehn Jahre entfernt sind, während es sich mit früheren Auszeitjahren binnen der Zehnjahresfrist umgekehrt verhält. Auf Grund mangelnder statistischer Signifikanz musste jedoch in der Schätzung bezüglich früherer Auszeit auf den Ausweis geburtsbedingter Jahre verzichtet werden. Aus diesen Zusammenhängen ist erklärlich, warum die ausgewiesene Lohnstrafe früherer Auszeit binnen des Zehnjahreszeitraums niedriger ausfällt als jenseits des Zehnjahreszeitraums.

Im Fixed Effects-Modell sind die Koeffizienten der drei Interaktionsvariablen im Wesentlichen identisch mit jenen aus Modell (4a), d. h. für den Drittvariablen-effekt von Bildung auf den Lohneffekt aktueller durchgängiger Vollzeit macht es keinen Unterschied, ob aktuelle Auszeit weiter untergliedert wird oder nicht. Es wäre interessant gewesen herauszufinden, ob auch die Lohnstrafe aktueller ge-burtsbedingter Auszeit (berufs-) bildungsabhängig ist. Da die betreffenden Inter-aktionsvariablen aber auf Grund zu geringer Fallzahlen nicht signifikant waren, wurde auf sie verzichtet. Die übrigen Koeffizienten von Modell (5a) sind nahezu identisch mit Modell (5), sie wurden durch die Hinzunahme der Interaktionsvari-ablen zu aktueller Vollzeit also nicht verändert. Die Hochschulprämie des Loh-nes fällt, wie erwartet, etwas geringer aus als in Modell (5), da ein Teil des Bil-dungseffektes nicht unmittelbar auf den Lohn wirkt, sondern indirekt über den Lohneinfluss von Erwerbserfahrung.

Im Random Effects-Modell weisen die geschätzten Parameter die aus Modell (4a) bekannte Struktur auf: Von aktueller durchgängiger Vollzeit profitieren Frauen ohne berufsbildenden Abschluss sowohl im Random Effects- als auch im Fixed Effects-Modell am stärksten, und die Lohnprämie ist für alle Bildungsniveaus höher als jene von Vollzeit nach Unterbrechung. Teilzeit hat im Random Effects-Modell praktisch keine Lohneffekte, während frühere Teilzeitjahre im Fixed Effects-Modell nach Rückkehr in das Erwerbsleben das Lohnwachstum beschleunigen. Auszeitjahre verjähren nur im Random Effects-Modell, während sie im Fixed Effects-Modell auch nach zehn Jahren noch persistent sind. Arbeitslosigkeit dagegen führt im Random Effects-Modell zu einer Lohnstrafe, während sie sich im Fixed Effects-Modell nach Rückkehr in das Erwerbsleben lohnför-dernd auswirkt.

#### 3.2.4.4 Simulationsrelevante Schätzverfahren und Variablensets

Was die *Schätzverfahren* betrifft, kamen nur Modelle mit Selektionskorrektur in Frage, da Modelle ohne dieselbe nachweislich fehlspezifiziert gewesen wären. Pooled OLS schied wegen der Existenz der Individualeffekte als Schätzverfahren aus. Was die Wahl zwischen einem Fixed Effects- und einem Random Effects-Schätzer angeht, hatten beide Verfahren ihre Vor- und Nachteile. Der Random Effects-Schätzer basiert auf der Annahme nicht mit den erklärenden Variablen korrelierter Individualeffekte. Diese Vermutung konnte der Hausman-Test weder stichhaltig be- noch widerlegen. Mit dem Random Effects-Schätzer wird eine stärkere Krümmung des Lohnprofils bei durchgängiger Beschäftigung erzielt als mit dem Within-Schätzer, da die Lohninformationen der im Querschnitt vorhandenen hohen Ausprägungsspanne aktueller (durchgängiger) Vollzeit voll ausge-beutet wird. Die im interpersonellen Vergleich ebenfalls hohe Variation in den

Ausprägungen der Auszeitvariablen bewirkt, dass auch die Lohnstrafen von Unterbrechungen schneller abschreiben, d. h. die Löhne nach Wiedereinstieg stärker bzw. schneller aufholen als im Fixed Effects-Modell. Beides führt dazu, dass die auf Basis einer Random Effects-Schätzung simulierten Lohnverluste tendenziell unterzeichnet werden. Im Within-Schätzer können Lohnstrafen hingegen kaum verjähren, Lohnprämien zusätzlicher Erfahrung kaum abschmelzen – beides führt dazu, dass die berechneten Lohnverluste eher überschätzt werden: Das Fixed Effects-Modell bildet gewissermaßen die obere, das Random Effects-Modell die untere Grenze des Korridors, in dem sich die tatsächlichen Lohnverluste vermutlich bewegen.

Hinsichtlich des *Sets der Erwerbserfahrungsvariablen* kamen für die im nächsten Schritt anzustellenden Lohnsimulationen grundsätzlich die Variablen-sets der Gliederungsebenen 3 bis 5, jeweils ohne und mit Interaktionsvariablen, in Betracht. Allerdings rückten an dieser Stelle die Häufigkeitsverteilungen der Variablen im Datensatz in den Vordergrund. In den Schätzungen hatten die Gliederungsebenen dazu gedient, den Informationsfortschritt durch eine sukzessive Verfeinerung der Variablen zu dokumentieren; dabei war es zunächst nicht darauf angekommen, auf welchen zeitlichen Horizont – kurz-, mittel- oder langfristig – sich der belegte Lohneinfluss bezog. Für die Eignung einer Variable – bzw. des betreffenden Parameters – für die Simulationen war nun aber von zentraler Bedeutung, ob sich der Informationsgewinn für den angestrebten Simulationshorizont sinnvoll extrapolieren lässt. Zu guter Letzt wurde daher ein auf den Simulationsrahmen maßgeschneidertes *Modell (3/5)* ohne Interaktionsvariablen sowie ein *Modell (3/5a)* mit Interaktionsvariablen sowohl in der Fixed Effects- als auch in der Random Effects-Spezifikation geschätzt, das die Variable mit Geburtsbezug aus Modell (5) sowie einige hinsichtlich ihrer Eignung für die Simulationen unproblematische Variablen aus Modell (4) aufgreift und in Modell (3) integrierte.<sup>221</sup>

Die Schätzergebnisse zu den Modellen ohne bzw. mit Interaktionsvariablen finden sich in den Tabellen 14 bzw. 15 im Anhang.

#### *Erläuterungen zu den Schätzergebnissen von Modell (3/5) gemäß Tabelle 14 im Anhang*

Bezüglich des Modells (3/5) zeigt sich sowohl für das Fixed-Effects- als auch für das Random-Effects-Modell, dass die Parameter der Ausbildungsvariablen im

---

221 Genau genommen werden aus Modell (5) die Variable aktuelle geburtsbedingte Auszeit samt quadriertem Term und aus Modell (4) die Variablen aktuelle durchgängige Vollzeit samt Quadrierung, frühere Vollzeit vor Auszeit sowie frühere Vollzeit vor Teilzeit aufgenommen. Aktuelle durchgängige Vollzeit kommt in einer Ausprägungsspanne von 1-35 Jahren in 30 Prozent aller Lohnbeobachtungen vor. Eine frühere Vollzeitperiode vor Auszeit liegt in 44 Prozent aller positiven Lohnbeobachtungen vor, frühere Vollzeit vor Teilzeit immerhin noch in 17 Prozent.

Wesentlichen jenen aus den bisherigen Panelschätzungen ähneln.<sup>222</sup> Auch bezüglich der Parameter der Erwerbserfahrungsvariablen wiederholen sich die Ergebnisse der vorangegangenen Panelschätzungen: Die separate Lohnprämie durchgängiger aktueller Vollzeit tritt nun noch deutlicher hervor; auch ist sie höher als die Prämie, die ein früheres Teilzeitjahr während einer anschließenden Vollzeithase generiert.<sup>223</sup> Das heißt, auch im simulationsrelevanten Modell (3/5) lohnt sich der Verzicht auf Unterbrechungen der Vollzeittätigkeit.

Frühere Vollzeit vor einer Auszeit hat heute einen sehr viel geringeren Lohn-einfluss als frühere Vollzeit, der eine Teilzeitperiode nachfolgte. Dies bestätigt die bereits aus den OLS-Ergebnissen bekannten Befunde. Aktuelle Teilzeit wirkt sich wiederum kaum lohn erhöhend aus, während frühere Teilzeit einen starken Restaurationseffekt nach sich zieht. Die Effekte allgemeiner und geburtsbedingter Auszeit stimmen mit den bisherigen Ergebnissen überein: Frauen, die eine Auszeit im zeitlichen Zusammenhang zur Erstgeburt nehmen, erleiden im ersten Wiedereinstiegsjahr einen deutlichen zusätzlichen Lohnabschlag gegenüber Frauen, denen dieser Geburtsbezug fehlt. Dabei schmilzt die Lohnstrafe eines zusätzlichen geburtsbedingten Auszeitjahres mit zunehmender Länge der Auszeit wiederum viel schneller ab als jene eines allgemeinen Auszeitjahres; auch dieser Befund ist bereits bekannt. Auszeit hat jetzt sowohl im Fixed Effects- als auch im Random Effects-Modell eine höhere Lohnstrafe als Arbeitslosigkeit, zumal, wenn es sich um geburtsbedingte Auszeit handelt. Unterschiede zwischen den Modellspezifikationen treten wiederum bei der Verjährung der Lohnstrafen auf: In der Random Effects-Spezifikation verschwindet der Lohnabschlag eines Auszeitjahres mit zunehmender Distanz zur Gegenwart schneller als in der Fixed Effects-Spezifikation. Auch die Parameter der Arbeitslosigkeitsvariablen weisen die bekannten Unterschiede auf.

#### *Erläuterungen zu den Schätzergebnissen von Modell (3/5a) gemäß Tabelle 15 im Anhang*

Entgegen den Ergebnissen aus Modell (3a) ergibt sich in der Random-Effects-Spezifikation des Modells (3/5a) nun mit 4,1 Prozent die höchste Ertragsrate

---

222 Im Fixed-Effects-Modell wird ein niedriger Schulabschluss im Lohn etwas stärker abgestraft als im vorangegangenen Modell (5), im Random-Effects-Modell sind die Parameter der Ausbil-dungsvariablen generell etwas schwächer ausdifferenziert als in Modell (5).

223 Im Fixed Effects-Modell wird die Lohnprämie aktueller Vollzeit nach einer Teilzeitunterbre- chung vom Koeffizient früherer Teilzeit aufgenommen. Dies liegt daran, dass intrapersonell bei aktueller durchgängiger Vollzeit immer auch aktuelle Vollzeit in gleicher Anzahl von Jahren vorliegt, sodass die letztgenannte Variable im Modell (3/5) keinen eigenständigen Erklärungs- wert hat.

aktueller Vollzeit für Frauen ohne berufsbildenden Abschluss; die Akademikerinnen fallen mit 3,9 Prozent auf Rang zwei zurück. Damit wird das Ergebnis von Modell (4a) im Wesentlichen bestätigt, das hinsichtlich der Variable *durchgängige* aktuelle Vollzeit zwischen den Bildungstypen unterschied und die Lohnrelevanz des Verzichts auf Unterbrechungen insbesondere für niedrig gebildete Frauen betonte. Bei den Parameterwerten der übrigen Variablen ergeben sich durch die Aufnahme der Interaktionsvariablen weder in der Random Effects-, noch in der Fixed-Effects-Spezifikation nennenswerte Unterschiede zu Modell (3/5).

### 3.2.5 Zusammenfassung der Schätzergebnisse

Die bisher gefundenen Ergebnisse sollen an dieser Stelle zusammengefasst werden, um die Kern-Resultate bezüglich des Lohneinflusses von Berufserfahrung und Erwerbsunterbrechungen auf Basis des vorliegenden Datensatzes herauszuarbeiten.

Der reale Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen wurde auf diverse Sets von Humankapital- und Kontrollvariablen regressiert. Die Humankapitalvariablen setzen sich aus Variablen zur formalen Bildung einerseits und zur Berufserfahrung andererseits zusammen. Im Blickpunkt des Interesses stehen die Lohneinflüsse von Berufserfahrung, weshalb die hierzu aufgenommenen Variablen von Modell (1) bis Modell (5) sukzessive verfeinert wurden. Die aktuelle Berufserfahrung zum Zeitpunkt der Lohninformation wurde mit Stand Vorjahresende konzipiert. Die Schätzungen wurden zunächst als gepoolte Kleinst-Quadrat-Schätzungen (OLS) und später als Panel-schätzungen durchgeführt.

Bezüglich der OLS-Schätzungen zeigt sich erwartungsgemäß in Modell (1), dass Berufserfahrung zu einer Lohnprämie führt, während vergangene Nichtbeschäftigung den heutigen Lohn schmälert. In Modell (2) wurde bezüglich Berufserfahrung zwischen Voll- und Teilzeiterfahrung, hinsichtlich Nichtbeschäftigung zwischen Auszeit und Arbeitslosigkeit unterschieden. Es stellt sich heraus, dass sich die Lohnprämie vergangener Beschäftigungsjahre fast ausschließlich auf Vollzeitjahre beschränkt, während Teilzeiterfahrung praktisch keine Lohneffekte hat. Mit Modell (3) wurde zusätzlich zwischen aktueller und früherer Beschäftigung bzw. Nichtbeschäftigung differenziert. Es liefert den Befund, dass die Lohnprämie aktueller Vollzeit fast doppelt so hoch wie jene früherer Vollzeit ist: Unterbrechungen der Beschäftigung führen zu Lohneinbußen. Zugleich wird auf dieser Gliederungsebene deutlich, dass die Lohnstrafen von Unterbrechungen mit der Zeit verjähren. Modell (4) bezieht zusätzlich den biografischen Kontext mit ein, in dem sich eine bestimmte Erwerbs- oder Nichterwerbsphase ereignet. Es zeigt sich, dass durchgängige aktuelle Vollzeit mit höheren Lohnwachstumsraten verbunden ist als aktuelle Vollzeit nach einer Unterbrechung – ein wieder-

holter Befund dafür, dass Unterbrechungen lohn-schädigend sind. Das während einer früheren Vollzeitphase gebildete Humankapital wird durch eine nachfolgende Auszeitphase stärker entwertet als durch eine nachfolgende Teilzeitphase. Arbeitslosigkeit ist nur als Summenvariable signifikant, was auf die geringen Fallzahlen aktueller Arbeitslosigkeit (Lohninformationen aus dem ersten Wieder-einstiegsjahr nach Arbeitslosigkeit) zurück zu führen ist.

Mit Modell (5) wurde der engste Bezug zur untersuchungsleitenden Fragestellung hergestellt: Hinsichtlich der Auszeitvariablen wurde hier danach unterschieden, ob es sich um ein Auszeitjahr im zeitlichen Zusammenhang zur Erstgeburt handelt oder nicht (geburtsbedingte Auszeit). Das Modell liefert den Befund, dass geburtsbedingte aktuelle Auszeit in den OLS-Schätzungen zu einer Lohnstrafe von 14,2 Prozent führt, während aktuelle Auszeit insgesamt nur mit einem Lohnabschlag von 7,2 Prozent verbunden ist. Dies deutet darauf hin, dass für die Entlohnung von Müttern nach Rückkehr in das Erwerbsleben nicht nur humankapitaltheoretische Aspekte, sondern auch arbeitsnachfrageseitige Zuschreibungseffekte sowie eine geschwächte Verhandlungsposition gegenüber dem Arbeitgeber eine Rolle spielen. Mit zunehmender Dauer der Auszeit schmilzt die Lohnstrafe, sofern es sich um geburtsbedingte Auszeit handelt, viel schneller ab, als wenn der Auszeit der Geburtsbezug fehlt. Dieser Befund degressiver Abschreibungsraten auf Humankapital wird herkömmlicherweise als Indiz dafür angesehen, dass während der Auszeit vorwiegend betriebsspezifisches Humankapital entwertet wird, und dass dies bereits in den ersten Auszeitjahren geschieht. Der Befund, dass die Abschreibungsrate vom Geburtsbezug der Auszeit abhängt, legt jedoch eine andere Schlussfolgerung nahe: Für die Entlohnung der Mütter nach ihrer Rückkehr ins Erwerbsleben spielt eher das Alter ihres Kindes eine Rolle als humankapitaltheoretische Aspekte.

Höhere Bildungsabschlüsse führen in den gepoolten OLS-Schätzungen durchweg zu höheren Löhnen. Ebenfalls lohnsteigernd wirken sich diverse arbeitsplatzbezogene Merkmale aus, die zudem hochsignifikant sind. So steigt der Lohn mit steigendem Berufsprestige und wachsender Betriebsgröße. Frauen im öffentlichen Dienst verdienen mehr als in der Privatwirtschaft beschäftigte Frauen, Beamtinnen erzielen höhere Löhne als Arbeiterinnen, aber niedrigere Löhne als Angestellte. Auch das negative Vorzeichen der Wochenarbeitsstunden-Variable ist aus anderen Studien bekannt: Vor dem Hintergrund, dass nur rund sieben Prozent der Frauen im Datensatz geringfügig (mit 15 Stunden Wochenarbeitszeit oder weniger) beschäftigt sind, ist dieser Befund vorsichtig als Bruttostundenlohnnachteil einer Arbeitszeiterhöhung in regulärer Beschäftigung zu interpretieren. Der in den OLS-Schätzungen gefundene positive Zusammenhang zwischen der Zahl der Arbeitslosen pro offener Stelle und dem Frauenlohn pro Stunde im Wohnsitz-Bundesland der Frau legt die Vermutung nahe, dass das regionale Arbeits-



losenniveau eine Folge zu hoher Löhne ist (klassische Arbeitslosigkeit); allerdings ist die Stellenandrangszahl nur auf höchstens Zehn-Prozent-Niveau signifikant.

Da eine ausreichende Signifikanz der geschätzten Parameter für die angestrebten Lohnsimulationen unverzichtbar ist, White-Tests aber das Vorliegen von Heteroskedastizität in den Daten bescheinigen, werden die Koeffizienten der OLS-Schätzungen mit Heteroskedastie-robusten Standardfehlern ausgewiesen (Huber/White-„Sandwich“-Estimator). Weiterer Korrekturbedarf an den Schätzergebnissen entstand dadurch, dass Löhne nur beobachtbar sind, wenn die Frau beschäftigt ist. Unterscheiden sich beschäftigte von nichtbeschäftigten Frauen jedoch in unbeobachtbaren, lohnrelevanten Merkmalen, sind die prognostizierten Löhne nicht für das gesamte Untersuchungssample repräsentativ. Vergleiche des Durchschnittslohnsatzes der Frauen im Beschäftigungs-Sample mit den durch die fünf OLS-Modelle vorhergesagten durchschnittlichen Lohnsätzen verdeutlichten tatsächlich die Notwendigkeit einer Selektionskorrektur: Durch die Selbsteinschätzung der Frauen mit geringerer Einkommenserzielungskapazität in die Gruppe der Nichtbeschäftigten waren die vorhergesagten Löhne nach oben verzerrt.

Die Beschäftigungsgleichung wurde als Probit-Modell formuliert, das mit der Maximum Likelihood-Methode geschätzt wird. Im Ergebnis wirken steigende Bildung, Alter und Betriebszugehörigkeit beschäftigungsfördernd, während Nichtbeschäftigungszeiten in der Vergangenheit, kleine Kinder und Pflegebedürftige im Haushalt, das Zusammenleben mit einem Partner wie auch ein hohes Partner- oder Vermögenseinkommen und eine hohe Stellenandrangszahl die Wahrscheinlichkeit, beschäftigt zu sein, reduzieren. Die Beschäftigungswahrscheinlichkeit (Select-Variable) wurde in einem zweiten Schritt als zusätzlicher Regressor in die Lohngleichung imputiert. In den OLS-Schätzungen mit Selektionskorrektur ist die Select-Variable positiv: Frauen mit hoher Beschäftigungswahrscheinlichkeit haben auch höhere Einkommenserzielungschancen als Frauen mit niedrigerer Beschäftigungswahrscheinlichkeit. Dass diese Variable auch einen Teil der unbeobachteten Individualeffekte aufnimmt, erklärt, warum die Koeffizienten der Humankapital-Variablen nun etwas niedriger ausfallen als in den Modellen ohne Selektionskorrektur. Dem Tatbestand, dass nicht nur die Erwerbsbiografie die Höhe der Lohnstrafe, sondern umgekehrt auch die Höhe der (erwarteten) Lohnstrafe die Beschäftigungsneigung beeinflussen kann, wurde indirekt durch die Aufnahme der bisherigen Erwerbserfahrung in Gestalt von drei Regressoren der Beschäftigungsfunktion Rechnung getragen.

Die gepoolten OLS-Schätzungen verwenden die Daten, als wären es reine Querschnittsdaten; sie basieren auf der Annahme, dass unbeobachtete, aber lohnrelevante Individualeffekte nicht existieren. Die Beschäftigungswahrscheinlichkeit ist ein solcher Individualeffekt. Auch nach Selektionskorrektur stand aber zu vermuten, dass die erzielten Löhne von weiteren, im Schätzmodell nicht berück-

sichtigten Individualeffekten beeinflusst werden. Die F-Statistik des Dummyvariablen-Modells sowie der Breusch & Pagan Lagrange Multiplier Test auf Random Effects bestätigten diese Vermutung. Die für die Lohnsimulationen relevanten Modelle (3) bis (5) wurden daher jeweils sowohl als Modell mit festen als auch mit zufälligen Effekten geschätzt.

Die Problematik des Fixed Effects-Modells besteht darin, dass die Koeffizienten zeitinvarianter Variablen gar nicht und die Koeffizienten von Variablen mit wenig Variation über die Zeit nur unpräzise geschätzt werden können. Zeitinvariant sind im vorliegenden Datensatz die Schul- und Berufsausbildungsvariablen, die für die Lohnsimulationen allerdings unverzichtbar waren. Wenig Variation über die Zeit enthalten die hochsignifikanten arbeitsplatzbezogenen Merkmale wie arbeitsrechtliche Stellung, Betriebsgröße etc. Das Random Effects-Modell andererseits hat den Nachteil, dass die Koeffizienten verzerrt sind, wenn die erklärenden Variablen des Modells mit den unbeobachteten Individualeffekten korreliert sind. Hausman-Tests im Anschluss an die Random Effects-Schätzungen legten die Vermutung nahe, dass dem tatsächlich so ist. Allerdings waren die Ergebnisse der Hausman-Tests im vorliegenden Datensatz wegen der erwähnten Mängel des Fixed Effects-Modells mit Vorsicht zu interpretieren. Es wurde dennoch nach einer Methode gesucht, die die Vorteile des Fixed Effects-Modells – unverzerrt geschätzte Koeffizienten der Erwerbserfahrungsvariablen – nutzt und zugleich die Mängel des Modells behebt. Das Modell von Hausman/Taylor (1981), das mit modellimmanenten Instrumentvariablen zur Schätzung der Koeffizienten der Ausbildungsvariablen arbeitet, kommt für diesen Datensatz nicht in Betracht, da es an den hierfür erforderlichen zeitvarianten, aber mit den Individualeffekten nicht korrelierten Variablen mangelt.

Stattdessen wurde wie folgt vorgegangen: Zunächst wurden die Koeffizienten der Erwerbserfahrungsvariablen und der zeitvarianten, metrischen Wochenarbeitszeitvariable mit dem Within-Schätzer gewonnen (Hauptschätzung); die festen Effekte wurden gespeichert. Anschließend wurden die festen Effekte auf die Ausbildungsvariablen und die übrigen Kontrollvariablen regressiert (Hilfschätzung); die auf diese Weise gewonnenen Koeffizienten wurden zusammen mit jenen aus der Hauptschätzung gewonnenen für die Lohnsimulationen verwendet. Der Lohneinfluss von Bildung wurde außerdem weitergehend ausgebeutet, indem der Drittvariableneffekt von Bildung auf den Lohneinfluss von Erwerbserfahrung untersucht wurde. Die Koeffizienten der gebildeten Interaktionsvariablen ließen sich mit dem Within-Schätzer gewinnen, da sie eine zeitvariante Komponente enthalten.

Allgemein lässt sich zu den Schätzergebnissen der Panelmodelle sagen, dass die Koeffizienten des Random Effects-Modells und der gepoolten OLS-Schätzung einander ähneln, während sich die Koeffizienten des Fixed Effects-Modells –

insbesondere hinsichtlich einiger Erwerbserfahrungsvariablen – von den erstgenannten beiden Schätzverfahren deutlich unterscheiden. Dies ist nicht weiter verwunderlich, da das Random Effects-Modell auch einen Teil der auf Grund interpersoneller Unterschiede resultierenden Varianz der Löhne erklärt (Within- und Between-Schätzer), während das Fixed Effects-Modell ausschließlich die intrapersonelle Variation in den Daten als Basis zur Erklärung der Lohnvarianz einbezieht (Within-Schätzer).

Für die Schul- und Berufsausbildungs-Variablen kommen die Paneldatenmodelle zu ähnlichen Ergebnissen wie die OLS-Schätzungen: Je höher der Abschluss, desto höher der Lohn. Auch hinsichtlich der arbeitsplatzbezogenen Kontrollvariablen bestätigen die Paneldatenmodelle die bereits aus den OLS-Schätzungen bekannten Ergebnisse (siehe weiter oben).<sup>224</sup> Die Select-Variable bleibt positiv – d. h. Panelmodelle ohne Selektionskorrektur wären fehlspezifiziert – und fällt sogar noch etwas höher aus als in den OLS-Schätzungen.

Im Fokus des Interesses stehen jedoch die Erwerbserfahrungsvariablen. Die Koeffizienten dieser Variablen sind in den Random-Effects-Modellen überwiegend höher und haben meist auch höhere t-Werte. Dies erklärt sich dadurch, dass die Individualeffekte in den erklärenden Variablen enthalten (während im Fixed Effects-Modell die Koeffizienten um diese unbeobachteten Effekte bereinigt) sind bzw. durch den Umstand, dass im Random Effects-Modell auch die Unterschiede zwischen den Personen einbezogen werden, was die statistische Signifikanz erhöht.

Im Einzelnen kann zum Lohneinfluss der Erwerbserfahrungsvariablen aus den Schätzergebnissen der Modelle (3) bis (5) folgendes Fazit gezogen werden: Auch in den Paneldatenmodellen generiert durchgängige aktuelle Vollzeit eine höhere Lohnprämie als aktuelle Vollzeit nach einer Unterbrechung. Während aktuelle Teilzeit (-Erfahrung) in den Panelmodellen kaum Lohneffekte hat, kommt früherer Teilzeit (-Erfahrung) eine unterschiedliche Bedeutung zu: Der Restaurationseffekt des Humankapitals nach einer früheren Teilzeitphase ist in allen Variablensets in der Fixed Effects-Schätzung stärker als in der Random

---

224 Einzig die Stellenandrangszahl wechselt in den Panelschätzungen das Vorzeichen: In der Fixed Effects-Hilfsschätzung geht mit einer steigenden Zahl Arbeitsloser pro offener Stelle ein sinkender Lohn einher. Die Richtung des kausalen Wirkungszusammenhangs von der Arbeitsmarktlage zum Lohn ließe sich prinzipiell mit der schlechteren Verhandlungsposition der Arbeitnehmer in Zeiten hoher Arbeitslosigkeit begründen; während die durch Pooled OLS vorgenommene Querschnittsanalyse eher einen Struktureffekt in Form regionaler Disparitäten aufnehmen dürfte, käme ein Konjunkturreffekt einer im Zeitablauf verbesserten Arbeitsmarktsituation tatsächlich nur im Längsschnitt zum Tragen. Für die Käufermarkt-These spricht die hohe statistische Signifikanz des Parameter-Schätzwertes in der Fixed Effects-Schätzung, während derselbe in den OLS- bzw. Random Effects-Schätzungen nur auf bzw. unter 10-Prozent-Niveau signifikant war.

Effects-Schätzung ausgeprägt. Da im Fixed Effects-Modell nur intrapersonelle Lohnveränderungen analysiert werden, kommen Selbstselektionsmechanismen zur Erklärung des Restaurationseffektes nicht in Betracht.

Galler, der ebenfalls einen solchen Restaurationseffekt in Vollzeit nach einer Teilzeitphase gefunden hatte, erklärt den Effekt vielmehr humankapitaltheoretisch: Teilzeitkräfte können zum Zeitpunkt des Wechsels auf Vollzeit eher an ihre zuvor erreichte betriebliche Position anknüpfen, als dies Personen mit einer beruflichen Auszeit möglich ist (nicht zuletzt deshalb, weil die Wahrscheinlichkeit des Arbeitgeberwechsels in der erstgenannten Gruppe geringer ist).<sup>225</sup> Vor dem Hintergrund, dass die Häufigkeit von Mehrfachgeburten der Frauen im vorliegenden Datensatz gering ist, wird bei der Rückkehr zur Vollzeit keine weitere Erwerbsunterbrechung mehr erwartet, sodass die Arbeitszeitaufstockung als dauerhafte Erhöhung der Arbeitsmarktbindung mit entsprechenden Aufstiegsperspektiven eingeschätzt werden könnte. Da der Lohnsatz nach der geburtsbezogenen Teilzeitperiode geringer als zu Zeiten der vorgeburtlichen Vollzeittätigkeit ist, sind zudem die Bildungskosten in Form entgangener Marktlohneinkommen niedriger. Nach der Logik der Humankapitaltheorie führt beides zu verstärkten Investitionsanreizen in Humankapital in der nachgeburtlichen Erwerbsphase und auf diesem Wege zu – zeitlich befristet – verstärktem Lohnwachstum.<sup>226</sup>

Jenseits der inhaltlichen Überlegungen darf aber nicht vergessen werden, dass der gefundene Lohneffekt der Variable frühere Teilzeit im Fixed Effects-Modell auch konstruktionsbedingt ist: Kehrt eine Frau aus der Teilzeit- in die Vollzeittätigkeit zurück, vollzieht sich in der Erwerbserfahrungs-Rechnung beim Wechsel vom ersten zum zweiten Wiedereinstiegsjahr in Vollzeit ein Wechsel von aktueller Teilzeit zu aktueller Vollzeit nach Teilzeit. Jene Jahre, die ein Jahr zuvor noch als aktuelle Teilzeit galten, zählen nun als frühere Teilzeitjahre. Die Lohnprämie von Vollzeitjahren nach Abschluss einer Teilzeitphase kann in Modell (3/5) jedoch nur seitens des Koeffizienten der Variable frühere Teilzeit aufgenommen werden. Demgegenüber basiert der Lohneffekt früherer Teilzeit im Random Effects-Modell auch auf der interpersonell unterschiedlichen Dauer früherer Teilzeit und deren Lohneffekt im Querschnitt.

Aktuelle Auszeit führt auch in den Paneldatenmodellen zu signifikanten Lohnabschlägen vom Ausstiegslohn. Die Lohnstrafe verschärft sich, wenn es sich dabei um geburtsbedingte Auszeit handelt. Dieser Befund, der sich mit den Ergebnissen aus den OLS-Schätzungen deckt, kann ein Indiz für ein geringeres Investitionsverhalten der Mütter während deren geburtsbedingter Auszeit im Vergleich zu

---

225 Vgl. Galler (1991), S. 137.

226 Der die Investitionsanreize dämpfende Effekt einer sich zusehends verkürzenden Resterwerbspanne bringt den Aufholeffekt nach einiger Zeit zum Stillstand.

jenem von Frauen in Auszeiten ohne Geburtsbezug sein, aber auch auf wirkende Signaleffekte einer arbeitgeberseitig vermuteten geringeren Motivation und Verfügbarkeit von Müttern kleiner Kinder hinweisen. Mit zunehmender Länge der Auszeit nimmt die Lohnstrafe zu; da dies auch im Fixed Effects-Modell der Fall ist, kommt ein Selbstselektionseffekt einkommensschwächerer Personen in die Gruppe der Frauen mit langen Auszeiten als Erklärung hierfür nicht in Frage.

Allerdings steigt die Lohnstrafe mit zunehmender Dauer der Auszeit degressiv an. Offenbar schreibt zunächst betriebspezifisches, nicht in andere Jobs transferierbares Humankapital ab, und erst bei längeren Auszeiten entwertet auch ein Teil des allgemeinen Humankapitals. Jedoch schmilzt die Lohnstrafe eines zusätzlichen Auszeitjahres sehr viel schneller ab, wenn es sich um geburtsbedingte Auszeit handelt, als wenn dieser Auszeitspanne der Geburtsbezug fehlt. Dieser Befund unterstützt die oben geäußerte Vermutung bezüglich der Signaleffekte: In der mit zunehmender geburtsbedingter Unterbrechungsdauer degressiv steigenden Lohnstrafe kommt, die bereits in den gepoolten OLS-Schätzungen gefundenen Ergebnisse bestätigend, die signalisierte höhere mütterliche Verfügbarkeit (durch steigendes Kindesalter) zum Ausdruck.

Im Random Effects Modell verjähren – wie in der gepoolten OLS-Schätzung – die Lohnstrafen von Auszeit und Arbeitslosigkeit mit der Zeit; im Fixed Effects-Modell liegt die Lohnstrafe früherer Auszeit dagegen nur um wenige Prozentpunkte unter jener von aktueller Auszeit. Betrachtet man viele verschiedene Personen, können frühere Auszeitjahre sehr weit in der Vergangenheit liegen; die heutige Lohnstrafe hieraus ist entsprechend gering. Verglichen mit Personen, die sich in ihrem ersten Wiedereinstiegsjahr nach Auszeit befinden und deren Lohnstrafe dementsprechend hoch ist, ergibt sich der ausgewiesene starke Kontrast zwischen den Lohnstrafen früherer und aktueller Auszeit in der Random Effects- wie in der OLS-Schätzung. Dasselbe gilt für frühere Teilzeitjahre. Im Fixed Effects-Modell dagegen wird ein und dieselbe Person über die Zeit betrachtet. Realisiert eine Person innerhalb des Zeitraums 2001 bis 2005 einen Wechsel von aktueller zu früherer Auszeit (d. h. wechselt sie vom ersten ins zweite Wiedereinstiegsjahr), kann die Lohnstrafe kaum verjähren, da hierfür der Zeitraum zu kurz ist. Demzufolge fällt die Lohnstrafe zwischen aktueller und früherer Auszeit im Fixed Effects-Modell kaum ab.

Generell leiden die Ergebnisse des Fixed Effects-Modells hinsichtlich der Unterscheidung zwischen aktueller und früherer Beschäftigung und Nichtbeschäftigung an der eng gefassten Zeitspanne von nur fünf Jahren: Lohnstrafen haben innerhalb dieses Zeitraums kaum die Chance zu verjähren, Lohnprämien kaum die Gelegenheit abzuschreiben. Dieses Problem verschärft sich durch die Verwendung eines Unbalanced Panel zusätzlich, da nur für rund 28 Prozent der Frauen mit mindestens einer Lohninformation genau fünf Lohninformationen vorliegen. In dieser

Hinsicht hat das Random Effects-Modell den Vorteil, durch die Einbeziehung von Querschnitts-Informationen zu präziseren Schätzungen zu gelangen (daher auch die höheren t-Werte). Vor die Wahl zwischen Konsistenz und Effizienz der Schätzung gestellt, erschien es ratsam, die Lohnsimulationen sowohl auf Basis des Random Effects- als auch auf Basis des Fixed Effects-Modells durchzuführen.

Auffällig im Fixed Effects-Modell ist der positive Koeffizient früherer Arbeitslosigkeit. Während Arbeitslosigkeit in der OLS-Schätzung von Modell (3) nur eine leicht niedrigere, im Random Effects-Modell sogar eine höhere Lohnstrafe als Auszeit bewirkt, realisieren Frauen mit früherer Arbeitslosigkeit im Fixed Effects-Modell sogar eine Lohnprämie. Dies ließe sich inhaltlich wie folgt begründen: Die Arbeitslosigkeitsvariable erfasst in der Querschnitts-Betrachtung auch die möglicherweise geringere Arbeitsmarktnähe, -motivation und Produktivität arbeitsloser Frauen – Einflüsse, die im Fixed Effects-Modell vom Individual-Dummy aufgenommen werden. Somit schlagen im Fixed Effects-Modell eher die positiven mit Arbeitslosigkeit einher gehenden Lohneffekte durch: Ein verbessertes Matching von Qualifikationsprofil und Anforderungsprofil der Stelle nach einem Arbeitgeberwechsel, das sich vorwiegend ab dem zweiten Wiedereinstiegsjahr in einem Aufholprozess des Lohnes niederschlägt, der bei Wiedereintritt nach Auszeit nicht eintritt.

Auch hier darf die inhaltliche Deutung des Koeffizienten jedoch nicht den Blick auf dessen Bedingtheit durch die Variablenkonstruktion verstellen. So ist der positive Koeffizient früherer Arbeitslosigkeit im Fixed Effects-Modell angesichts des nicht signifikanten Koeffizienten aktueller Arbeitslosigkeit mit Vorsicht zu interpretieren.<sup>227</sup>

Hinsichtlich der modellierten Interaktionseffekte bestätigt sich in den Panel-datenmodellen die Vermutung, dass hohe Bildung nicht nur unmittelbar (als Niveaueffekt), sondern auch indirekt lohnfördernd wirkt, indem sie die Ertragsrate von Erwerbserfahrung erhöht. So liefert Modell (3a) den Befund, dass Akademikerinnen die höchste Prämie aktueller Vollzeit realisieren. Allerdings ist die Lohnstrafe von Auszeit umso höher, je niedriger der berufsbildende Abschluss ist. Offenbar haben Frauen mit niedrigerem Bildungsabschluss geringere Möglichkeiten, nach ihrer Rückkehr an das zuvor erzielte Einkommen anzuknüpfen. Dies wird anhand der Häufigkeitsverteilung der Berufsbildungsabschlüsse auf die Firmengröße plausibel: Frauen mit niedrigen Abschlüssen sind eher in kleineren Unternehmen beschäftigt, während Akademikerinnen zu einem weitaus größeren

---

227 Hinzu kommt, dass in allen Modellen, die bezüglich aktueller Vollzeit zwischen Jahren mit und ohne Unterbrechungen (durchgängige Vollzeit) unterscheiden – also allen Modellen ab Gliederungsebene 4 – die Lohnrelevanz der Variable aktuelle Vollzeit relativiert wird, sodass die Lohnprämie aktueller Vollzeit nach Arbeitslosigkeit vom Koeffizient der Variable frühere Arbeitslosigkeit aufgenommen werden muss.

Anteil in Großunternehmen zu finden sind – in denen bekanntlich beispielweise Modelle der Arbeitszeitflexibilisierung und der Vereinbarkeit von Beruf und Familie stärker vorherrschend sind als in mittelständischen Unternehmen.<sup>228</sup>

Für Akademikerinnen lohnt es sich, dem Arbeitsmarkt ganztags zur Verfügung zu stehen; Unterbrechungen jedweder Art bergen für sie jedoch geringere Lohnrisiken als für geringer qualifizierte Frauen: Aus den Ergebnissen von Modell (4a) wird ersichtlich, dass frühere Unterbrechungen in Akademikerinnen-Löhnen weniger stark nachwirken als in Löhnen von Frauen ohne berufsbildenden Abschluss. Die letztgenannte Frauengruppe profitiert dagegen am stärksten von durchgängiger (unterbrechungsfreier) aktueller Vollzeit, da sie ja auch – wie eben dargestellt – diejenige Gruppe darstellt, deren Löhne am empfindlichsten auf Unterbrechungen reagieren.<sup>229</sup> Wie Modell (5a) zeigt, bleiben die Lohnflüsse der Interaktionsvariablen auch bei Differenzierung der Lohnstrafen nach dem Geburtsbezug der Auszeit bestehen.

### 3.2.6 Überprüfung der untersuchungsleitenden Hypothesen

Stellt man die Schätzergebnisse der Paneldatenmodelle den in Kapitel 1.3 aufgestellten untersuchungsleitenden Hypothesen gegenüber, kommt man zu folgenden Befunden:

1. *Je höher das formale Bildungsniveau der Person, desto höher ist ceteris paribus das hieraus erzielte Lohneinkommen.*

Die Hypothese wird durch die Daten bestätigt. Der Lohnvorsprung höherer Bildung gilt allerdings tatsächlich nur bei identischen Werten der übrigen Variablen; so vermag die höhere Berufserfahrung, die eine Frau ohne akademischen Abschluss gegenüber einer gleichaltrigen Akademikerin aufweist, das formale Bildungsdefizit der zuerst genannten Frau teilweise zu kompensieren.

2. *Je länger die verbleibende Zeitspanne bis zum Erwerbsaustritt, desto höher ist ceteris paribus die Lohnwachstumsrate in den nachfolgenden Perioden.*

Die Hypothese wird ebenfalls durch die Daten bestätigt. Grafisch drückt sich der Zusammenhang in gekrümmten Lohn-Alters-Profilen durchgängig beschäftigter Frauen aus. In der Nachunterbrechungsphase von Müttern ist der

---

228 Während 35,3 Prozent der Lohnbeobachtungen von Akademikerinnen aus Betrieben mit mehr als 2000 Mitarbeitern stammen, trifft dies nur auf 15,6 Prozent der Lohnbeobachtungen von Frauen ohne berufsbildenden Abschluss zu.

229 In Modell (3/5a) sind die Akademikerinnen daher in der Lohnprämie aktueller Vollzeit auf Platz 2 gefallen, nach Frauen ohne berufsbildenden Abschluss.

Lohnverlauf dagegen eher linear; die quadrierten Terme aktueller Vollzeit waren hier, sofern überhaupt signifikant, nur schwach negativ.

3. *Je enger die Bindung der Person an den Arbeitsmarkt – operationalisiert durch die Wochenarbeitszeit in Stunden –, desto höher ist ceteris paribus die Lohnwachstumsrate.*

Auch diese Hypothese der Humankapitaltheorie kann als durch die Daten bestätigt gelten: Während einer Teilzeitphase werden kaum Lohnzuwächse erzielt, zum Teil ist das Lohnwachstum sogar leicht negativ. Dies deutet auf die Dominanz des Abschreibungseffektes, mithin negative Nettoinvestitionen in dieser Phase, hin. Da die Motivation der Bildungsteilzeit für die Frauen im Datensatz weitgehend ausgeschlossen werden kann, dürfte die Teilzeitbeschäftigung in den meisten Fällen als nicht transitorisch empfunden werden, so dass ein nachfolgend erfolgreicher beruflicher Aufstieg schwerlich erwartet werden kann.<sup>230</sup> Entsprechend gering sind die Weiterbildungsanreize während der Teilzeitphase. Für den Befund geringer Bildungsinvestitionen in Teilzeit spricht noch ein weiterer, außerhalb der humankapitaltheoretischen Argumentation liegender Aspekt: Das enge Zeitbudget von Teilzeitkräften bietet – auf Grund meist familiärer Einbindung – keine Spielräume für Bildungszeiten.

4. *Je gegenwartsnäher eine vergangene Bildungsinvestition erfolgte, desto höher ist das heute hieraus generierte Lohnwachstum.*

Die Hypothese wird bestätigt durch den im Vergleich mit aktueller Vollzeit niedrigeren Koeffizienten früherer Vollzeit. Da letzterer alle früheren Vollzeitphasen mit mindestens einjährigem Abstand zur Gegenwart erfasst, dürfte die Erfahrungsrendite für gegenwartsnahe frühere Vollzeit allerdings unterzeichnet sein. Während Teilzeitphasen werden offenbar keine nennenswerten Bildungsinvestitionen getätigt (vgl. Hypothese 3); der Koeffizient früherer Teilzeit ist daher zwingend im Zusammenhang mit einer anschließenden Vollzeitphase zu sehen und stellt insofern keine Erfahrungsrendite von Teilzeit, sondern einen Restaurationseffekt des Humankapitals nach Rückkehr zu Vollzeit dar.

5. *Der aktuell aus einer in der Vergangenheit getätigten Bildungsinvestition generierte Lohnzuwachs fällt geringer aus, wenn dieser erfolgten Investition eine Phase der Auszeit nachfolgte, als wenn dies nicht der Fall war.*

Auch diese Hypothese wird durch die Daten bestätigt, und zwar durch den Vergleich der Koeffizienten früherer Vollzeit vor Teilzeit mit dem – niedrigeren – Koeffizienten früherer Vollzeit vor Auszeit.

---

230 Dies folgt aus der Variablenkonzeption (ein Jahr gilt nur als Teilzeitjahr, wenn mindestens sechs Monate in Teilzeit gearbeitet wurden).



6. *Phasen der Nichterwerbstätigkeit führen zu einem Lohnabschlag bei Wiedereinstieg in die Erwerbstätigkeit, der umso höher ausfällt, je länger die Phase der Nichterwerbstätigkeit andauerte.*

Diese für die vorliegende Untersuchung zentrale Hypothese wird durch die negativen Werte des linearen Terms der Auszeitvariablen bestätigt, und zwar unabhängig von der gewählten Auszeit-Operationalisierung und dem Schätzverfahren. Der Befund, dass die Lohnstrafe mit zunehmender Auszeit wesentlich schwächer ansteigt, wenn es sich um geburtsbezogene Auszeit handelt, spricht aus humankapitaltheoretischer Sicht für ein unterschiedliches Investitionsverhalten der in Auszeit befindlichen Frauengruppen; alternativ – oder in Kombination hiermit – wäre denkbar, dass Müttern älterer Kinder zum Rückkehrzeitpunkt ein positiver Signaleffekt zugute kommt.

7. *Die Lohnstrafe von Nichterwerbstätigkeit nimmt im Zeitablauf ab.*

Diese Hypothese wird für Phasen der Nichterwerbstätigkeit ohne Arbeitslosenmeldung (Auszeit) stärker bestätigt als für Zeiten der Arbeitslosigkeit: Der negative Koeffizient früherer Arbeitslosigkeit ist höher als jener der früheren Auszeit. Dass die Lohnstrafe von Nichterwerbstätigkeit zwischen den Motiven für dieselbe differiert, deutet auf Wirkungszusammenhänge außerhalb der Humankapitaltheorie hin. So könnten nachhaltige Stigma-Effekte von Arbeitslosigkeit für die längere Wirkungsdauer der Lohnstrafe herangezogen werden. Allerdings kommen zur Erklärung auch Selbstselektionsmechanismen in Frage, die mit der humankapitaltheoretischen Argumentation kompatibel sind. So wäre denkbar, dass arbeitslose Frauen eine geringere subjektive Arbeitsmarktnähe als Mütter empfinden und in ihren Bildungsanstrengungen in der Zeit nach dem Wiedereinstieg in das Erwerbsleben hinter letzteren zurückbleiben. Da der unterbrechungsbedingte Einschnitt im Lohn nur durch nachholende Folgeinvestitionen ausgemerzt werden kann, bleibt die Lohnstrafe bei den vormals arbeitslosen Frauen länger bestehen als bei den Müttern.

8. *Eine erwartete Kontinuität der aktuell engen Arbeitsmarktbindung in den verbleibenden Jahren der Erwerbsspanne, operationalisiert durch den erfolgten Wiedereinstieg in eine Vollzeitätigkeit nach abgeschlossener Auszeit- oder Teilzeitphase, stimuliert einen zeitlich befristeten Aufholprozess im Lohn.*

Auch diese Hypothese wird durch die Daten bestätigt: Der Koeffizient früherer Teilzeit ist unabhängig vom Schätzverfahren signifikant positiv.<sup>231</sup> Da die Existenz früherer Teilzeit einen Wechsel des Erwerbsstatus voraussetzt (andernfalls befände man sich weiterhin in aktueller Teilzeit), Lohnzuwächse aber nur in Zeiten der Erwerbstätigkeit vereinnahmt werden können, lässt sich dieser Koeffizientenwert im vorliegenden Datensatz einzig als Restaura-

---

231 Allerdings ist er im Fixed Effects-Modell höher als im Random Effects-Modell.

tionseffekt des Humankapitals in der sich an die Teilzeit anschließenden Vollzeitphase interpretieren.

Zusammenfassend bestätigen die Regressionsergebnisse die eingangs aufgestellten humankapitaltheoretisch fundierten Hypothesen. Dies darf allerdings nicht als Beleg für die Gültigkeit der Humankapitaltheorie missverstanden werden. Streng genommen ist denkbar, dass für alle acht empirischen Ergebnisse Faktoren außerhalb der Humankapitaltheorie ursächlich sind. Der Humankapitaltheorie kann daher lediglich zugestanden werden, ein Gedankengerüst zu liefern, das plausible Erklärungen für die gefundenen empirischen Ergebnisse bietet.

## 4 Simulation der Lohneinbußen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen

Die Simulation von Lohnverläufen soll Aufschluss über die Wirkungsweise folgender drei Einflussfaktoren auf die Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen geben:

- Art und Dauer („Muster“) der Unterbrechung,
- Zeitpunkt der Unterbrechung und
- Bildungsgrad der Frau.

Für jedes dieser drei Kriterien wurden mehrere zu simulierende Alternativen festgelegt. Dabei wurde das Ziel verfolgt, aufbauend auf den Ergebnissen von Abschnitt 3 zu zeigen, wie sich die Lohneinkommen bei Unterstellung gewisser erwerbsbiografischer Verläufe entwickeln. Aus den simulierten Lohn-Alters-Profilen war es anschließend möglich, die mit bestimmten Verläufen verbundenen Lohnverluste zu berechnen. Bei der Festlegung der zu simulierenden Alternativen war erstens darauf zu achten, dass diese geeignet sind, den angestrebten Lohneinfluss des jeweiligen Kriteriums zu verdeutlichen; zweitens mussten die simulierten Dauern erwerbsbiografischer Phasen im Datensatz verankert, das heißt, ausreichend häufig vorhanden sein. Zusätzlich galt es, hinsichtlich der neben dem Bildungsgrad bestehenden weiteren personenbezogenen Merkmale geeignete Typisierungen vorzunehmen.

In *Abschnitt 4.1* wird erläutert, welche hypothetischen Erwerbsverläufe simuliert und nach welchen Kriterien diese ausgewählt wurden. In diesem Zusammenhang wird auch der Berechnungsmodus für die Lohnverluste vorgestellt.

Testsimulationen haben ergeben, dass die Höhe der berechneten Lohnverluste – über die oben genannten drei Einflussfaktoren hinaus – zusätzlich auch von gewähltem Variablenset und Schätzverfahren sowie vom Zeithorizont der Simulation bestimmt wird. In *Abschnitt 4.2* werden die Ergebnisse dieser Testsimulationen sowie die daraufhin vorgenommenen Eingrenzungen des finalen Simulationsrahmens dargestellt. In *Abschnitt 4.3* schließlich werden die finalen Simulationen und deren Ergebnisse vorgestellt.

## 4.1 Simulationsmethodik

### 4.1.1 Typisierung der Personenmerkmale und der Erwerbsverläufe

#### 4.1.1.1 Bildungsgrad, arbeitsplatzbezogene Merkmale und Beschäftigungswahrscheinlichkeit

Die Lohnsimulationen wurden für drei unterschiedliche Bildungsgrade getrennt durchgeführt: Es wurde zwischen Frauen niedriger, mittlerer und hoher Qualifikation unterschieden. Frauen mit niedriger Qualifikation verfügen über keinen berufsbildenden Abschluss, während Frauen mit mittlerer Qualifikation eine Berufsausbildung und Frauen mit hoher Qualifikation ein Hochschulstudium abgeschlossen haben. Für jede dieser drei Qualifikationsstufen liegen im Datensatz unterschiedliche Schulabschlüsse vor; für die Simulation wurde der zum jeweiligen berufsbildenden Abschluss am häufigsten vorkommende Schulabschluss angenommen.<sup>232</sup> Bezüglich der arbeitsplatzbezogenen Merkmale zeigt sich, dass in allen drei Qualifikationsgruppen folgende Merkmale dominieren:

- Innerhalb der sozialrechtlichen Stellung: die Angestellte,
- innerhalb der Branchen: die in Banken, Versicherungen und sonstigen Dienstleistungen tätige Frau,
- innerhalb der Firmengröße: die in einem Unternehmen mit 20-199 Mitarbeitern Beschäftigte.

Zugleich kommen in jeder der drei Qualifikationsgruppen in der Privatwirtschaft tätige Frauen häufiger vor als im öffentlichen Dienst beschäftigte. Zwar stammen zwischen 86 und 96 Prozent der Lohnbeobachtungen aus der Branchengruppe „Banken/Versicherungen/Sonstige Dienstleistungen“ aus den sonstigen Dienstleistungen<sup>233</sup>, und diese Frauen sind zu 56 Prozent im öffentlichen Dienst tätig; unter Beachtung der Tatsache, dass in jeder Bildungsgruppe weit weniger als die Hälfte der Lohnbeobachtungen insgesamt aus dem öffentlichen Dienst stammt, wurde dennoch die privatwirtschaftliche Beschäftigung als für die Simulationen maßgeblich angesehen.

Die zwischen den Bildungsgruppen herrschenden Unterschiede in der Stellenandrangszahl sind hinsichtlich der Spannweite der Ausprägungen gering, so dass bei dieser Variable der einfache Durchschnitt aus allen positiven Lohnbeobachtungen angenommen wurde.

---

232 Damit wird der Schulabschluss endogenisiert (aus dem Berufsbildungsabschluss heraus erklärt), was aber insofern kein Problem darstellt als dass der Schulabschluss dem Berufsabschluss in der Regel zeitlich vorangeht.

233 Hierunter fallen alle Lehr- und erzieherischen Berufe.

Lediglich bezüglich des Berufsprestiges und hinsichtlich der Beschäftigungswahrscheinlichkeit (Select-Variable) gibt es deutliche Unterschiede zwischen den drei Gruppen.

Bezüglich des Berufsprestiges wurde der zu der jeweiligen Schul-/Berufsabschluss-Kombination passende Prestige-Mittelwert angesetzt. Damit wird auch das Berufsprestige als aus dem Berufsbildungsabschluss hergeleitete Größe angesehen, was der hohen positiven Korrelation dieser beiden Variablen im Datensatz entspricht. Für die Select-Variable wird das qualifikationsspezifische Mittel der (allgemeinen) Beschäftigungswahrscheinlichkeit angesetzt.

Tabelle 20 im Anhang stellt eine Übersicht über die in den Simulationen verwendeten typisierenden arbeitsplatzbezogenen Merkmale und der Beschäftigungswahrscheinlichkeit pro Bildungstyp dar.

Insbesondere die Festsetzungen der arbeitsplatzbezogenen Merkmale und der Beschäftigungswahrscheinlichkeit für die Simulationen unterliegen vereinfachten Annahmen, die die Simulationsergebnisse – die Höhe der berechneten Lohneinbußen – beeinflussen dürften. Daher soll auf diese vereinfachten Annahmen im Folgenden kurz eingegangen werden, bevor mit Abschnitt 4.1.1.2 mit der Abstreckung des Simulationsrahmens fortgefahren wird.

Wie in Kapitel 3.2.2 bereits erwähnt, erfasst die Select-Variable lediglich die Wahrscheinlichkeit, überhaupt abhängig beschäftigt zu sein. Sie wurde als ausschließlich von sozio-ökonomischen Variablen abhängig modelliert, das heißt, arbeitsplatzbezogene Merkmale des letzten Jobs wurden nicht berücksichtigt. Auch wurde nicht zwischen einer Erstbeschäftigung und einer Wiederbeschäftigung nach Erwerbsunterbrechung unterschieden. Da diese Unterscheidung sinnvollerweise nur intrapersonell vorgenommen werden kann, um eine Verzerrung durch unbeobachtete Individualeffekte zu vermeiden, hätte dies die Teilung des Samples in durchgängig beschäftigte Frauen und Unterbrechungsfrauen erfordert, worauf auf Grund zu geringer Fallzahlen verzichtet wurde. In den Simulationen wurde das Mittel der bildungsspezifischen Select-Variable jeweils für die gesamte zu simulierende Erwerbsspanne verwendet: Die Akademikerin hat anahmegemäß nach der Unterbrechung dieselbe Beschäftigungswahrscheinlichkeit wie zuvor, Gleiches gilt für die beiden anderen Bildungsgruppen. Durch diese vereinfachte Annahme werden die berechneten Lohneinbußen tendenziell zu niedrig ausgewiesen.

Darüber hinaus wird mittels der Select-Variable erst recht nicht die Beschäftigungswahrscheinlichkeit in einem bestimmten Beruf abgebildet. Die Regressionskoeffizienten erfassen den Einfluss einer Variable unter Kontrolle aller übrigen Variablen; die Veränderung der Erwerbserfahrung wird demnach unter Konstanzhaltung aller übrigen Einflussfaktoren, unter anderem des beruflichen Prestiges, der Branche, Betriebsgröße usw., ermittelt. Die Verwendung der ermittelten

Regressionskoeffizienten in der Simulation impliziert demzufolge, dass die Einkommensveränderungen auf Grund veränderter Erwerbserfahrung unter Beibehaltung aller sonstigen, insbesondere der arbeitsplatzbezogenen lohnrelevanten Merkmale, berechnet wurden. So wurde, wie eben gesagt, beispielsweise für das berufliche Prestige ein bildungsspezifischer, aber über die gesamte Erwerbsspanne konstanter Wert angenommen: In den Simulationen ist weder der durchgängig beschäftigten Frau ein beruflicher Aufstieg, noch der Unterbrechungsfrau ein beruflicher Abstieg möglich. Dies ist eine weiter gehende vereinfachte Annahme, die tendenziell zu einer Unterschätzung der Einkommen der Referenzfrauen und gleichzeitig zu einer Überschätzung der Einkommen der Unterbrechungsfrauen nach deren Wiedereinstieg führt. Schon aus diesem Grund sind die im Folgenden berechneten Lohnstrafen als vorsichtige Schätzungen zu begreifen.

Im Gegensatz zur Entscheidung über das formale Ausbildungsniveau, die mit zeitlichem Vorlauf zur Arbeitsplatzwahl getroffen wird, steht die berufliche Prestige-Variable außerdem unter dem Verdacht, endogen durch den (erwarteten) Lohnsatz bestimmt zu werden: Es ist plausibel, dass Personen, die über eine hohe formale Ausbildung – und damit über eine hohe Einkommenserzielungskapazität – verfügen, sich selbst in Berufe einwählen, in denen hohe Einkommen erzielbar sind, und das Berufsprestige von Wegener kennzeichnet Ansehen und Einkommenspotenzial der Tätigkeit. Auch von dieser möglichen berufsspezifischen Selbstselektions-Verzerrung soll hier abgesehen werden. Denn hierzu wäre es notwendig, nicht nur die Erwerbsbeteiligung, sondern auch das Job-Matching von späteren Müttern vor und nach Eintreten der Erstgeburt zu untersuchen – eine Vorgehensweise, die mangels ausreichender Häufigkeiten der entsprechenden Subsamples im Datensatz nicht verfolgt werden konnte.

Schätzt man Modell (3/5) ohne arbeitsplatz- und arbeitsmarktbezogene Kontrollvariablen, fällt – wie Tabelle 16 im Anhang zeigt – die Lohnstrafe geburtsbedingter Auszeit (und übrigens auch von Arbeitslosigkeit) geringfügig höher aus als im Modell mit Kontrollvariablen. Auch die Lohnprämie von Teilzeiterfahrung ist im erstgenannten Modell etwas höher, wohingegen sich bei Vollzeiterfahrung kaum Unterschiede zeigen.

Eine vorsichtige Interpretation dieses Befundes wäre, dass ein Teil der Lohnstrafe bei Wiedereinstieg nach Auszeit aus dem verschlechterten Job-Matching stammt. Wollte man die Regressionskoeffizienten aus der Schätzung ohne Kontrollvariablen als Basis für die Lohnsimulationen verwenden, implizierte dies, die konkreten Umstände der Wiederbeschäftigung – Art der Tätigkeit, sozialrechtliche Stellung, Merkmale des Arbeitgebers etc. – vollständig „im Dunkeln zu lassen“. Dem Vorteil, das Risiko des verschlechterten Job-Matchings in Gestalt der (diese interessanten Informationen beinhaltenden) Erfahrungsvariablen abzubauen, steht der Nachteil des Informationsverlustes gegenüber. Daher wird dieser

Vorgehensweise hier nicht gefolgt. Indem stattdessen Lohnverluste unter der expliziten Annahme der – mit Ausnahme der Erwerbserfahrung – unveränderten lohnrelevanten Umstände berechnet werden, werden die im Datensatz vorhandenen Informationen weitgehend ausgebeutet, und zugleich wird die „offene Flanke“ dieser Rechnung – die Wahrscheinlichkeit, bei Wiedereintritt genau diese unveränderten Umstände wieder anzutreffen – offengelegt.

Ein Hinweis auf die Bedeutung der Arbeitsplatzmerkmale, speziell: des Berufsprestiges, für die Höhe der Lohnstrafe beruflicher Auszeiten ergibt sich aus den Ergebnissen einer Schätzung mit entsprechenden Interaktionsvariablen. Sortiert man die Ausprägungen des beruflichen Prestiges in drei Kategorien ein – in ein Segment niedrigen, mittleren und hohen Prestiges – und generiert man anschließend für jedes Segment einen Interaktionsterm mit der Variable aktuelle Auszeitjahre, lässt sich die Höhe der Lohnstrafe von Auszeit im ersten Wiedereinstiegsjahr nach Unterbrechung in Abhängigkeit von der Prestige-Kategorie der Tätigkeit ermitteln.<sup>234, 235</sup>

Die Schätzergebnisse in Tabelle 17 im Anhang offenbaren, dass Frauen in Berufen mit hohem Prestige mit rund 2,4 Prozent Lohnabschlag pro Auszeitjahr überdurchschnittlich hohe Lohnstrafen erleiden; die Lohnstrafe eines solchen Jahres ohne Berücksichtigung von Drittvariableneffekten beträgt lediglich rund 1,6 Prozent und liegt damit in etwa gleichauf mit der Lohnstrafe, die in Berufen mit niedrigem Prestige erzielt werden.<sup>236</sup> Allerdings teilt das Schätzmodell mit allen übrigen, Interaktionsterme enthaltenden Modellen den Nachteil geringer Fallzahlen, da die zusätzliche Differenzierung der Beobachtungen aktueller Auszeit nach beruflichem Prestige das Problem ohnehin geringer Häufigkeiten in der fraglichen Auszeitvariable zusätzlich verschärft (vgl. Abschnitt 4.2.3.1 weiter unten). Dass die Lohnstrafe der Auszeit im Hoch-Prestige-Segment nicht einmal auf Zehn-Prozent-Niveau signifikant ist, dürfte auch von der geringen durchschnittlichen Dauer der Auszeitphasen bei hohem Prestige-Status von knapp zwei Jahren herrühren, wohingegen die mittlere Auszeitsspanne in Berufen mit mittlerem (bzw. niedrigem) Prestige gut drei (bzw. fast fünf) Jahre umfasst.

Einen Hinweis auf die Abhängigkeit des Job-Matchings von der Geburtenbiografie der Frau liefern Analysen des biografischen Einflusses auf prestigesezifi-

---

234 Als Beruf mit geringem (mittlerem) Prestige werden dabei all jene Beschäftigungen mit einem Prestigewert von weniger als 55 (mehr als 55, aber unter 80), als Beruf mit hohem Prestige alle Beschäftigungen mit einem Prestigewert von über 80 festgesetzt.

235 Die Schätzgleichung entspricht – mit Ausnahme der verwendeten Interaktionsterme – jener des Modells (3a). Die Berücksichtigung *geburtsbedingter aktueller Auszeit* (Modell 3/5a) im Interaktionsterm scheiterte an zu geringen Fallzahlen.

236 Die Lohnstrafe in Tätigkeiten mittleren Prestiges liegt mit 1,5 Prozent geringfügig unter der letztgenannten Lohnstrafe.

sche Erwerbswahrscheinlichkeiten. Bei diesen Analysen wurde wie folgt vorgegangen: Zunächst war die endogene Variable der Beschäftigungsfunktion als Erwerbsstatus in einem Beruf mit geringem, mittlerem bzw. hohem Prestige zu konzipieren. Die dergestalt gebildeten drei endogenen Variablen wurden fortan auf die bereits in der zuvor dargestellten Beschäftigungsgleichung verwendeten Variablen regressiert.

Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle 18 im Anhang ausgewiesen: Die Existenz von Auszeitjahren im Erwerbsverlauf reduziert die Wahrscheinlichkeit, eine Tätigkeit mit geringem Prestige auszuüben, deutlich stärker als die Wahrscheinlichkeit, Tätigkeiten mit hohem oder gar mit mittlerem Prestige auszuüben. Die Existenz eines Kindes unter einem Jahr im Haushalt reduziert die Beschäftigungswahrscheinlichkeit umso stärker, je geringer das Prestige der Tätigkeit ist. Dies zeigt, dass Akademikerinnen von allen drei Bildungsgruppen am wenigsten geneigt sind, wegen der Geburt eines Kindes die Beschäftigung aufzugeben.<sup>237</sup>

Die prognostizierte mittlere Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Frauen im Datensatz in einem gegebenen Prestige-Segment lässt sich als einfacher Durchschnitt der (auf Basis der Schätzung) vorhergesagten Werte berechnen. Die Ergebnisse entsprechender Berechnungen fasst Tabelle 19 im Anhang zusammen. Sie zeigen, dass die prognostizierte mittlere Beschäftigungswahrscheinlichkeit – über alle Bildungsniveaus der Frauen hinweg – in einem Hoch-Prestige-Job am geringsten und in Berufen mit mittlerem Prestige am höchsten ist. Berücksichtigt man dagegen die Bildungsniveaus, steigt die Beschäftigungswahrscheinlichkeit über alle Prestigewerte – aber besonders stark für prestigeträchtige Berufe – mit dem Bildungsgrad der Frau an.<sup>238</sup> Im Ergebnis hat die Akademikerin die höchste Beschäftigungswahrscheinlichkeit in Berufen mit hohem, die Frau mit Lehre in Berufen mit mittlerem und die Frau ohne abgeschlossene Berufsausbildung in Berufen mit niedrigem Prestige.

Tabelle 19 gibt auch Aufschluss darüber, wie sich diese Beschäftigungswahrscheinlichkeiten verändern, wenn zusätzlich zwischen einer durchgängigen Erwerbstätigkeit (Summe der Auszeitjahre gleich Null) und einer unterbrochenen Erwerbstätigkeit (mindestens ein Auszeitjahr) unterschieden wird.<sup>239</sup> Die mittlere

---

237 Allerdings ist der Marginaleffekt für die Akademikerin hier nicht signifikant, was auf die geringen Fallzahlen von Auszeitjahren unter den Akademikerinnen im Datensatz zurückgeführt werden kann.

238 Einzige Ausnahme: Die Frau mittlerer Bildung hat im mittleren Segment eine höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit als die Akademikerin.

239 Die Variable *Summe Auszeitjahre* beschreibt – im Gegensatz zur Variable *Summe aktueller Auszeitjahre* – über den kurzfristigen Effekt hinaus auch die längerfristigen Effekte biographischer Entscheidungen auf die hier interessierende Beschäftigungswahrscheinlichkeit, da die insgesamt realisierte Auszeitspanne als erwerbsbiografisches Merkmal über den Erwerbsverlauf hinweg bestehen bleibt.



vorhergesagte Beschäftigungswahrscheinlichkeit fällt für alle drei Prestige-Segmente höher aus, wenn eine durchgängige Beschäftigung vorliegt, allerdings ist der Unterschied für mittlere Prestigewerte geringer als für die beiden übrigen Segmente. Sind Auszeitjahre zu verzeichnen, fällt die Wahrscheinlichkeit der Beschäftigung im niedrigen Prestige-Segment am stärksten ab: Die Wahrscheinlichkeit für Frauen ohne berufsbildenden Abschluss, im Niedrig-Prestige-Segment abhängig beschäftigt zu sein, ist um rund 15 Prozent geringer, wenn diese Frauen auf eine Auszeitspanne in ihrer Biografie zurückblicken, als wenn das nicht der Fall ist. Nach wie vor haben Frauen höherer Bildungsabschlüsse eine höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit im Niedrig-Prestigesegment – auch, wenn sie ebenfalls auf eine Auszeitspanne zurückblicken. Der Wechsel von einer Auszeit-freien zu einer unterbrochenen Erwerbsbiografie reduziert ebenfalls die Wahrscheinlichkeit der Akademikerinnen, im Hoch-Prestige-Segment beschäftigt zu sein, und zwar um rund 8 Prozent. Allerdings bleiben die akademisch gebildeten Frauen unter allen Unterbrechungsfrauen die Bildungsgruppe mit der höchsten Beschäftigungswahrscheinlichkeit im Hoch-Prestige-Segment.

Die geringsten Schwierigkeiten, an zuvor erreichte Prestigewerte bei Wiedereinstieg anzuknüpfen, ergeben sich für Tätigkeiten mit mittleren Prestigewerten: Jene Frauen, die mit abgeschlossener Lehre auf eine Auszeitspanne zurückblicken, haben eine um (gegenüber gleich gebildeten durchgängig beschäftigten Frauen) lediglich rund 4 Prozent reduzierte Wahrscheinlichkeit, in diesem Segment beschäftigt zu sein. Zugleich haben sie auch im Bildungsgruppen-Vergleich die höchste Wahrscheinlichkeit unter allen Unterbrechungsfrauen, im mittleren Prestige-Segment beschäftigt zu sein. Unter den Unterbrechungsfrauen ist der Vorsprung der mittel Qualifizierten gegenüber der Akademikerin hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit, im mittleren Segment beschäftigt zu sein, größer als dies beim Vergleich der Gesamtgruppe der Frauen mittlerer Bildung mit jener der Akademikerinnen der Fall ist.

Insgesamt lässt sich hieraus die Schlussfolgerung ableiten, dass Frauen mit abgeschlossener Lehre eher weniger bedroht sind, bei Wiedereinstieg einen Prestigeverlust hinnehmen zu müssen als dies bei Frauen mit niedriger oder hoher Bildung der Fall ist. Dass die Lohnstrafe in Hoch-Prestige-Jobs am höchsten ist, erklärt, warum Auszeiten in dieser Prestige-Gruppe weit seltener vorkommen als in Tätigkeiten niedrigen Prestiges.

Die Ergebnisse der Analysen lassen sich in vier Punkten zusammen fassen:

1. Die Lohnstrafe von Auszeit gewinnt leicht an Bedeutung, wenn der Lohneinfluss arbeitsplatzbezogener Merkmale in der Schätzung nicht kontrolliert wird. Ein Teil der Lohnstrafe stammt demnach aus einem verschlechterten Job-Matching bei Wiedereinstieg.

2. Akademikerinnen haben die höchste Wahrscheinlichkeit, in Berufen mit hohem Prestige, Frauen mit abgeschlossener Lehre in Berufen des mittleren und Frauen ohne berufsbildenden Abschluss in Berufen des unteren Prestige-Segments zu arbeiten – dies gilt jeweils unabhängig von der Existenz einer Auszeitsspanne in der Biografie.
3. Die Wahrscheinlichkeit, im bildungsspezifischen Prestige-Segment abhängig beschäftigt zu sein, reduziert sich allerdings durch die Realisierung einer Auszeitsspanne bei allen drei Bildungstypen, und zwar für Frauen niedriger Bildung am stärksten, gefolgt von Frauen hoher Bildung; bei mittel Gebildeten hat die Auszeit den geringsten Einfluss auf diese Wahrscheinlichkeit. Zugleich sinkt die mittlere Dauer der Auszeitsspanne im Datensatz mit steigendem Bildungsniveau.
4. Frauen, die bei Wiedereinstieg in Berufen mit hohem Prestige arbeiten, erleiden die höchsten Lohnstrafen durch Auszeiten, gefolgt von im Niedrig-Prestigesegment tätigen Frauen. Die geringsten Lohnstrafen realisieren Frauen im mittleren Prestige-Segment.

Aus Punkt 1 ergibt sich für alle Bildungstypen, dass die hier verfolgte Vorgehensweise, die Kontrollvariablen in die Lohnschätzung einzubeziehen und auf Basis der ermittelten Parameterschätzer für die Erwerbserfahrungsvariablen die Lohnsimulationen durchzuführen, tendenziell zu einer leichten Unterschätzung der Lohnstrafen führt. Aus Punkt 3 ergibt sich, dass zusätzlich möglicherweise insbesondere die Lohnverluste der niedrig und – schwächer – der hoch gebildeten Frauen unterzeichnet werden, da in den Simulationen auf die Berücksichtigung biografie- und prestigspezifischer Erwerbswahrscheinlichkeiten verzichtet wird. Allerdings ist hierzu einschränkend zu vermerken, dass insbesondere Akademikerinnen, die hohe Lohnstrafe antizipierend, Auszeiten eher vermeiden – dies offenbart die genannte Statistik der bildungsspezifischen mittleren Auszeitdauer. Insofern bestätigt sich die (im Zusammenhang mit den Regressionsergebnissen aufgestellte) Vermutung, dass der kausale Wirkungszusammenhang nicht nur von der Erwerbsbiografie zur Lohnstrafe hin, sondern umgekehrt auch von der (antizipierten) Lohnstrafe hin zu den erwerbsbiografischen Entscheidungen besteht.<sup>240</sup>

Zugleich folgt aus Punkt 4 in Verbindung mit Punkt 2, dass die Lohnverluste der Akademikerin und – schwächer – auch jene der niedrig Gebildeten möglicherweise noch weiter dadurch unterschätzt werden, dass prestigspezifische Lohnstrafen bei Wiedereinstieg weder in den Regressionen noch in den Simulationen Berücksichtigung finden.

---

240 Dieser potenziellen Endogenität durch eine Instrumentvariable für den Erwerbsstatus zu begegnen, kam hier nicht in Betracht, auf Grund der zentralen Bedeutung des Erwerbsstatus im untersuchten Lohn-Zusammenhang.

Zusammengenommen bewirkt die hier gewählte Vorgehensweise demnach möglicherweise eine Unterschätzung der Lohneinbußen von Frauen am unteren sowie oberen Rand des Bildungsspektrums.

#### *4.1.1.2 Hypothetische Erwerbsverläufe*

Zunächst wurde ein Referenzverlauf als *durchgängiger Vollzeit-Verlauf* konzipiert. Die bei einer durchgängigen Vollzeitbeschäftigung bis zum Ende des Simulationshorizontes erzielbare Brutto Lohnsumme stellt den Vergleichsmaßstab für alle Unterbrechungs-Verläufe dar; die berechneten Lohneinbußen ergeben sich demzufolge als Summe der Bruttojahreslohndifferenzen aus dem jeweiligen Unterbrechungs- und dem Referenzverlauf.

##### *4.1.1.2.1 Erwerbseinstiegsalter*

Im verwendeten Datensatz liegt das Durchschnittsalter beim Einstieg in das Erwerbsleben von Frauen ohne Berufsausbildungsabschluss bei 20,92 Jahren und jenes von Frauen mit mittlerem Berufsausbildungsabschluss bei 23,21 Jahren (jeweils über alle möglichen Schulabschlüsse). Das Einstiegsalter von Akademikerinnen (mit Fachhochschulreife oder Abitur) beträgt 26,67 Jahre. Berücksichtigt man zusätzlich die unterschiedlichen Schulabschlüsse, ergibt sich für Frauen mit niedrigem Schulabschluss (kein Abschluss oder Hauptschulabschluss) ein durchschnittliches Erwerbseinstiegsalter von rund *19 Jahren* (18,95) und für Frauen mit mittlerem (Real-) Schulabschluss von rund *22 Jahren* (21,77). Für Frauen mit Hochschulabschluss bleibt es bei dem zuvor ermittelten Wert von rund *27 Jahren* (26,67), da für ein Studium nur die in der obigen Klassifikation bereits berücksichtigten Schulabschlüsse in Frage kommen. Die kursiv gedruckten Erwerbseinstiegsalter der dergestalt gebildeten Qualifikationsstufen werden fortan für die Simulation verwendet. Der Erwerbseinstieg erfolgt dabei jeweils in Vollzeit mit einer Wochenarbeitszeit von 40 Stunden.

##### *4.1.1.2.2 Unterbrechungsmuster*

Bei der Wahl der für die Simulation geeigneten Unterbrechungs-Muster waren mehrere Aspekte zu berücksichtigen. Zum einen sind die berechneten Lohneffekte nur sinnvoll interpretierbar, wenn die zu Grunde liegenden Unterbrechungsmuster für den Datensatz repräsentativ sind. Zum anderen war es wünschenswert, dass diese Muster außerdem auch für junge (west-) deutsche Frauen im Allgemeinen Gültigkeit haben, denn nur dann lassen sich aus den berechneten Lohneffekten stringente wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen ableiten. Diesem zweiten Aspekt stand die Einbeziehung des Unterbrechungsverhaltens relativ alter Frauen in die Analyse entgegen.

Wie gestaltet sich das typische nachgeburtliche Erwerbsmuster westdeutscher Frauen? Normalerweise schließt sich an die Geburt eine Phase der Auszeit an, nachgefolgt von einer Teilzeitspanne, bevor ggf. wieder auf eine Vollzeittätigkeit gewechselt wird. Im Gegensatz zu anderen Ländern, wie beispielsweise den Niederlanden, ist eine Unterbrechung ausschließlich in Teilzeit hierzulande üblich.<sup>241</sup> (Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass dies auf Grund der mangelnden flächendeckenden Betreuungsinfrastruktur für Kinder unter drei Jahren derzeit auch nicht praktikabel wäre.) Von Teilzeitphasen vor der Erstgeburt wurde hier aus Vereinfachungsgründen abgesehen, zumal diese auch statistisch nicht relevant sind: Während zu früheren Zeiten die Eheschließung vielfach mit einer Arbeitszeitreduktion einherging, stellt heutzutage die Geburt das Arbeitszeit reduzierende Ereignis dar.

Die unterschiedlichen in Westdeutschland beobachteten Unterbrechungsdauern orientieren sich an unterschiedlichen arbeitsplatz- bzw. kindbezogenen Ereignissen, die häufig mit einem Arbeitszeitwechsel verbunden sind: Weil ein Anspruch auf Rückkehr auf denselben Arbeitsplatz nur für zwölf Monate besteht, ist die einjährige Auszeit die kürzeste simulierte Zeitspanne. Der Anspruch auf einen Kindergartenplatz mit dem vollendeten dritten Geburtstag des Kindes stellt ein weiteres Ereignis dar, das für viele Frauen das Ende der Auszeit- bzw. Teilzeitphase oder einer Kombination aus beidem markiert. Das nächste Ereignis, das häufig zum Anlass eines Arbeitszeitwechsels genommen wird, ist die Einschulung des Kindes; wie Untersuchungen von Bender, Kohlmann und Lang belegen, steigt die Rückkehrwahrscheinlichkeit auf den Arbeitsmarkt ab diesem Zeitpunkt an und erreicht einen Höchstwert zum zehnten Geburtstag des Kindes.<sup>242</sup> Hinzu kommt, dass in der gesetzlichen Rentenversicherung Erziehungszeiten für maximal zehn Jahre rentenwirksam anerkannt werden, sodass auch von dieser Seite zum zehnten Geburtstag des Kindes ein Anreiz besteht, auf den Arbeitsmarkt zurückzukehren.

Wie gestaltet sich die Häufigkeitsverteilung der Unterbrechungsmuster im Datensatz? Es kann ein gewisser Kohorteneffekt dahingehend konstatiert werden, dass – untersucht man die Auszeit von Frauen, die mindestens ein Jahr geburtsbedingte Auszeit genommen haben, sich aber aktuell nicht mehr in dieser Phase befinden, bezüglich der Dauer dieser Phase – die genommene Auszeit umso länger ist, je älter die Frauen zum Untersuchungszeitpunkt sind.<sup>243</sup> Untersucht man

---

241 Vergleiche bspw. zu der Sonderposition der Niederlande hinsichtlich der Beschäftigungsquote von Müttern in Teilzeit: Eurostat News Release, 12. April 2005 (zitiert nach Eichhorst et al. (2007), S. 38).

242 Vgl. Bender/Kohlmann/Lang (2003).

243 (Es werden dabei nur Beobachtungen aus dem letzten Befragungsjahr jeder Frau berücksichtigt, um Mehrfachzählungen derselben Person zu vermeiden.)

Frauen im Alter von 48 Jahren oder älter („ältere“ Frauen), hatten rund 49 Prozent der Befragten eine Auszeit von acht Jahren oder mehr, allein rund 21 Prozent der Frauen verbuchten eine Unterbrechungsdauer von zehn Jahren. Von den Frauen im Alter von 30-47 Jahren hatten dagegen nur rund 26 Prozent eine geburtsbedingte Unterbrechung von mindestens acht Jahren; bei Frauen dieser Altersgruppe sind ein- bis zweijährige Auszeiten fast doppelt so häufig wie zehnjährige Auszeiten, während bei den „älteren“ Frauen die neun- bis zehnjährigen Auszeiten in etwa doppelt so häufig wie die ein- bis zweijährigen Auszeiten auftraten. Da nur Frauen, deren Unterbrechungsphase bereits abgeschlossen ist, in die Häufigkeitsanalyse einbezogen wurden, sind Verzerrungen des Kohorteneffekts, die sich aus dem Umstand eines niedrigeren Lebensalters jüngerer Frauen und damit möglicherweise noch nicht abgeschlossener Unterbrechungen ergeben könnten, ausgeschlossen. Allerdings ist die Gruppe der unter 37-Jährigen Frauen im Sample recht gering vertreten.

Betrachtet man daher die Gruppe der zum Untersuchungszeitpunkt 37- bis 47-jährigen Frauen etwas genauer, so sind ein- bis zweijährige Auszeiten am häufigsten anzutreffen, aber zehnjährige Auszeiten kommen immer noch bei rund neun Prozent der Frauen vor. Bezieht man auch Frauen in die Analyse ein, die gar keine geburtsbedingte Auszeit genommen haben, so ist in dieser Altersgruppe der vollständige Verzicht auf eine geburtsbedingte Unterbrechung in etwa ebenso häufig wie eine ein- oder zweijährige Unterbrechung.<sup>244</sup> Die Altersgruppe der 37-47-Jährigen ist die zahlenmäßig stärkste Gruppe im Letztbefragungsjahr – so liegt ihr Anteil an allen Frauen in ihrem letzten Befragungsjahr mit positiver geburtsbedingter Auszeit bei rund 50 Prozent.

Alles in allem kann festgehalten werden, dass die ausgeprägten Häufigkeiten langer Unterbrechungsdauern, die bei älteren Frauen anzutreffen sind, bei jüngeren Frauen in diesem Umfang nicht mehr zu beobachten sind. Dies gilt nicht nur für die Gesamtheit der westdeutschen Frauen, sondern auch für die Frauen im Datensatz. Der Häufigkeitsverteilung der Altersgruppen im Datensatz folgend, wurde dennoch nicht nur eine Kurzunterbrechung, die im Folgenden *Kindergartenmuster* genannt wird, sondern auch eine mittlere Unterbrechungsdauer, im Folgenden mit *Grundschulmuster* bezeichnet, simuliert. Das Kindergartenmuster zeichnet sich dadurch aus, dass die Frau zum vollendeten dritten Geburtstag des Kindes in die Vollzeitbeschäftigung (40 Wochenstunden) zurückkehrt, während sie dies – dem Grundschulmuster folgend – erst zum vollendeten sechsten Geburtstag ihres Kindes tut. Zudem beträgt die Phase der Auszeit im Kindergartenmuster nur ein

---

244 Dies gilt für den Fall, dass die Analyse auf Frauen mit nur einem Kind im Haushalt beschränkt wird; in diesem Fall ist es möglich, Aneinanderreihungen von Auszeiten wegen aufeinander folgender Geburten auszuschließen.

Jahr, gefolgt von zwei Jahren Teilzeittätigkeit, während das Grundschulmuster eine dreijährige Auszeit, gefolgt von einer dreijährigen Teilzeitphase, vorsieht. Die Teilzeittätigkeit umfasst dabei jeweils 20 Wochenstunden. Das Grundschulmuster ist eher als konservatives, das Kindergartenmuster als sich andeutendes Zukunftsmuster der jüngeren Frauengeneration anzusehen. Die Rückkehr in eine Vollzeittätigkeit zum dritten bzw. sechsten Geburtstag des Kindes ist dabei unter den derzeitigen institutionellen Rahmenbedingungen sicherlich ambitioniert; schon von dieser Seite her sind die simulierten Lohneinbußen als vorsichtige Schätzungen zu begreifen, die bei Verbleib in Teilzeit oder gar Auszeit um ein Vielfaches höher ausfallen dürften.

#### *4.1.1.2.3 Unterbrechungszeitpunkt*

Nach Untersuchungen von Kunze und Ejrnaes mit IABS-West-Daten 1975-1997 liegt das durchschnittliche Erstgeburtsalter von gering qualifizierten Frauen ungefähr bei 24 Jahren, jenes von qualifizierten Frauen bei etwa 25 Jahren und jenes von Akademikerinnen bei etwa 29 Jahren.<sup>245</sup> Kreyenfeld und Konietzka sowie Kreyenfeld finden in ihren Untersuchungen für westdeutsche Frauen der Kohorte 1970-1973 ein Medianalter der Frau bei der Geburt des ersten Kindes von rund 33 Jahren, wenn es sich um eine Akademikerin handelt, von rund 29 Jahren, wenn es sich um eine Frau mit Realschulabschluss handelt und von rund 26 Jahren, wenn die Frau keinen Abschluss hat.<sup>246</sup> Aktuelle Zahlen des Statistischen Bundesamtes belegen indes, dass im Jahr 2006 eine Frau bei der Geburt ihres Kindes im Durchschnitt knapp 30 Jahre alt war; der Anteil der Mütter, die zum Geburtszeitpunkt 34 Jahre oder älter waren, lag bei 27 Prozent, während der Anteil jener Mütter zwischen 27 und 33 Jahren auf unter 43 Prozent sank und der Anteil der unter 27-Jährigen bei 30 Prozent lag.<sup>247</sup> Daraus wird ersichtlich, dass sich das Erstgeburtsalter bereits in wenigen Jahren deutlich nach hinten verschoben hat: Der Trend zur Spätgeburt ist, zumindest für Westdeutschland, unverkennbar.

Anhand der Testsimulationen wurde der Fall nachvollzogen, dass eine Unterbrechung nach zwei Jahren Berufserfahrung in Vollzeit erfolgt, so dass sich die Geburt für die gering qualifizierte Frau (Erwerbseinstieg mit 19 Jahren) mit 21 Jahren, für die mittel qualifizierte Frau (Erwerbseinstieg mit 22 Jahren) mit 24 Jahren und für die Akademikerin (Erwerbseinstieg mit 27 Jahren) mit 29 Jahren ereignet. Die berechneten Ergebnisse lassen Rückschlüsse auf die zu erwartenden Lohneinbußen zu, die sich ergeben würden, wenn das Erstgeburtsalter in Abhän-

---

245 Vgl. Kunze/Ejrnaes (2004).

246 Vgl. Tivig./Hetze (2007).

247 Vgl. Statistisches Bundesamt (2009a), S. 42.

gigkeit vom Bildungsgrad gewählt würde.<sup>248</sup> Die auf diese Weise berechneten Lohnneinbußen sind unter den Bildungsgruppen jedoch nicht vergleichbar. Um den speziellen Einfluss des Bildungsgrades auf die Lohnneinbußen zu ermitteln, musste für alle Bildungsgruppen ein *einheitliches* Erstgeburtsalter angenommen werden; nur dann ist die Resterwerbsspanne nach Rückkehr zu Vollzeit für alle drei Bildungsgruppen gleich, und unterschiedlich hohe Einbußen gegenüber der Referenz-Lohnsumme lassen sich eindeutig auf Lohnunterschiede pro Zeiteinheit zurückführen. Da alle drei Bildungsgruppen ihre Ausbildung zum Zeitpunkt der Geburt abgeschlossen haben müssen, kommen aber nur Zeitpunkte in Frage, die nach dem Erwerbseinstieg der Akademikerin liegen. Um den Effekt des Geburtszeitpunktes auf die Lohnneinbußen herauszufiltern, wurden in den finalen Simulationen daher drei unterschiedliche Erstgeburtszeitpunkte – im Alter von 28, 32 und 36 Jahren der Mutter – bildungsgruppeneinheitlich simuliert.

In Tabelle 21 im Anhang sind Erwerbseinstiegsalter, Unterbrechungszeitpunkte und –muster der simulierten hypothetischen Erwerbsverläufe überblicksartig dargestellt.

#### 4.1.2 Berechnungsmodus für die Lohnverluste

Die laufenden Lohnneinbußen wurden als Unterschied zwischen dem Bruttolohn des gewählten Unterbrechungsverlaufes und jenem bei einer durchgängigen Vollzeitätigkeit erzielbaren Lohn einer Frau gleicher Bildung konzipiert. Die Einbußen wurden sowohl als Einbußen pro Stunde als auch als jährliche Lohnneinbußen berechnet. Der gesamte Lohnverlust eines bestimmten Unterbrechungsverlaufes ergibt sich durch Subtraktion des Einkommensstroms mit Unterbrechung von jenem ohne Unterbrechung. Dabei fällt das Einkommen vor Erreichen des Unterbrechungszeitpunktes aus der Rechnung heraus, da die Einkommen von Unterbrechungs- und Referenzfrau erst ab diesem Zeitpunkt voneinander abweichen.<sup>249</sup>

Genau genommen müssen zur Addition von Einkommen, die zu künftigen Zeitpunkten anfallen, Barwertberechnungen angestellt werden.<sup>250</sup> Alle Barwerte beziehen sich auf den Zeitpunkt des Erwerbseinstiegs. In dieser Untersuchung

---

248 Dabei wird ignoriert, dass vermutlich nicht nur der Zeitpunkt, sondern auch das Muster der Unterbrechung bildungsabhängig ist.

249 Wie bereits gesagt, konnten mangels ausreichender Fallzahlen keine separaten Lohngleichungen für das Subsample der (späteren) Mütter einerseits und jenes der kinderlos bleibenden Frauen andererseits durchgeführt werden.

250 Der Barwert eines zum Zeitpunkt  $t_1$  erzielten Einkommens zum Zeitpunkt  $t_0$  berechnet sich durch Multiplikation des Diskontfaktors (DF) mit dem Einkommen zum Zeitpunkt  $t_1$ . Der Diskontfaktor ergibt sich aus der Diskontrate (DR) wie folgt:  $DF = (1+DR)^{-n}$ , wobei  $n = t_1 - t_0$ .

werden zur Berechnung des jeweiligen barwertigen Einkommensstroms die Jahresbruttolohn-Einkommen jedoch einfach aufsummiert. Dieser Vorgehensweise liegt die vereinfachende Annahme zu Grunde, dass *die Diskontrate der realen Lohnwachstumsrate entspricht*, von der in den Berechnungen abstrahiert wurde.<sup>251</sup> Somit ist auch für die Ermittlung der barwertigen Lohnverluste keine Diskontierung derselben erforderlich. Zusätzlich wird davon ausgegangen, dass sowohl Diskont- als auch reale Lohnwachstumsrate für alle drei Bildungstypen gleich und über die Zeit konstant sind. Auch von möglichen Einflüssen des Erwerbsstatus oder sonstiger arbeitsplatzbezogener Merkmale auf die Lohnwachstumsrate wird abstrahiert.

Eine Übersicht darüber, ob die unter dieser Annahme simulierten Lohnverluste die tatsächlichen Verluste eher unter- oder überschätzen, gewinnt man zum einen durch einen Blick auf die reale Lohnwachstumsrate für die zu simulierende Musterfrau (Angestellte im Produzierenden Gewerbe) im Befragungszeitraum für die Lohninformationen 2001-2005: Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes zu den Bruttojahresverdiensten für weibliche Angestellte im Produzierenden Gewerbe sowie zur Verbraucherpreisentwicklung betrug die reale Lohnwachstumsrate für diesen Frauentypus im Zeitraum 2001-2005 1,24 Prozent (vgl. Tabelle 22 im Anhang).<sup>252</sup>

Die Diskontrate, die Personen zur Berechnung des Gegenwartswertes ihres künftigen Einkommens veranschlagen, ist – entgegen der Lohnwachstumsrate – keine beobachtbare Größe, daher muss ihre Abschätzung auf Grund theoretischer Überlegungen erfolgen. Nach der mikroökonomischen Theorie spiegelt sich in ihr die Präferenz für Gegenwartskonsum der betreffenden Person, die individuell unterschiedlich sein kann. Allgemein gilt, dass Personen mit geringeren Einkommen eine höhere Vorliebe für Gegenwartskonsum haben als Personen mit höherem Einkommen. Dafür ließen sich zwei Gründe anführen: Erstens ist letztere Personengruppe in der Regel besser qualifiziert und veranschlagt daher – wegen einer geringeren Einkommensausfallwahrscheinlichkeit – eine niedrigere Risikoprämie auf den risikolosen Zinssatz. Zweitens ist die Vorliebe für Gegenwartskonsum negativ vom bereits erreichten Konsumniveau abhängig (abnehmender Grenznutzen). Neben den individuell variierenden Risikoprämien wird die Diskontrate von der Höhe des risikolosen Zinssatzes beeinflusst. Auch hierfür gibt es keine beobachtbaren Daten. Ein rational handelndes Individuum würde sich, unter Berücksichtigung des relevanten Anlagezeitraums, am betreffenden Anlage-

---

251 Diese Vorgehensweise entspricht jener von Galler (1991), S. 149.

252 Die Bruttojahresverdiensterhebung ist hier die geeignete Vergleichsbasis, da sie – im Unterschied zur laufenden Verdiensterhebung – auch einmalige sowie unregelmäßige Verdiensteilbestandteile enthält und damit der für die Simulationen verwendeten Lohnkonzeption mit anteiligen Einmalzahlungen nahe kommt.



zinssatz einer risikofreien Anlage orientieren. Gemessen am Zeithorizont der – je nach Erstgeburtszeitpunkt unterschiedlichen – zu simulierenden Einkommensverluste könnte die Umlaufrendite von Bundeswertpapieren mit einer Restlaufzeit von 15 bis 30 Jahren als Näherungswert dienen. Diese schwankte in dem für die Lohninformationen relevanten Zeitraum 2001-2005 zwischen 3,80 Prozent und 5,43 Prozent.<sup>253</sup> Unter Berücksichtigung der Preisentwicklung ergibt sich für den fraglichen Zeitraum ein Realzins zwischen 1,90 Prozent und 3,84 Prozent.

Aus diesen Überlegungen ergibt sich Folgendes: Würde – entgegen der hier getroffenen Annahme – eine Diskontrate größer als die reale Lohnwachstumsrate veranschlagt, würden künftige Einkommen – und mit ihnen künftige Einkommensverluste – stärker als hier angenommen abgewertet. Je weiter in der Zukunft die Einkommensverluste anfallen, umso gravierender machte sich der Unterschied in den Annahmen bemerkbar. Während sich für die direkten Lohnausfälle in den unmittelbar auf die Erwerbsunterbrechung folgenden Jahren kaum Differenzen ergäben, würden insbesondere die – als Folgekosten bezeichneten – persistenten Einkommensdifferenzen zur Referenzfrau nach Wiedereinstieg der Unterbrechungsfrau einer stärkeren Abwertung unterworfen, sodass die bei der angenommenen Betragsgleichheit beider Größen ausgewiesenen Verluste überhöht wären. Umgekehrt würde bei einer Diskontrate, die kleiner als die reale Lohnwachstumsrate ist, die Situation eintreten, dass die berechneten Verluste unterzeichnet würden. Unter der Annahme bildungsspezifischer Diskonraten wären demnach die Verluste hoher Bildungsgruppen eher nach oben und jene niedriger Bildungsgruppen eher nach unten zu korrigieren. Vor diesem Hintergrund wird ersichtlich, dass die Annahme der Betragsgleichheit von Diskontrate und realer Lohnwachstumsrate einen tendenziell ausgleichenden Effekt auf die bildungsspezifische Höhe der Lohnverluste hat.

## **4.2 Testsimulationen und deren Implikationen für die finalen Simulationen**

Eingangs zu Abschnitt 4 wurde als Ziel der Testsimulationen formuliert, Antworten auf die Frage nach dem Einfluss von zeitlichem Simulationshorizont, Schätzverfahren und Variablenset auf die Lohnverluste zu geben. Im Folgenden werden die diesbezüglichen Ergebnisse der Testsimulationen vorgestellt. In den Testsimulationen wurde bereits nach Bildungsgrad (niedrig/ mittel/ hoch) unter-

---

253 Quelle: Eigene jährliche Durchschnittsbildung auf Basis der Zeitreihe WT9555: „Umlaufrenditen inländ. Inhaberschuldversch. / Börsennotierte Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit über 15 bis 30 Jahre / Tageswerte“ der Deutschen Bundesbank, Stichtag 27.5.2009 (Internetressource).

schieden; in diesem Zusammenhang wird auch die Frage nach dem bildungsspezifischen Erstgeburtszeitpunkt virulent.

Als hypothetischer Erwerbsverlauf wurde in den Testsimulationen der Verlauf TEST verwendet. Er ist durch folgende Merkmale gekennzeichnet (vgl. auch Tabelle 21 im Anhang):

#### Verlauf TEST

- zweijährige durchgängige Vollzeittätigkeit (40 Wochenstunden) nach Erwerbseintritt zu bildungsspezifischem Zeitpunkt, nachgefolgt von einer
- dreijährigen Auszeitphase, nachgefolgt von einer
- dreijährigen Teilzeitphase (20 Wochenstunden); anschließend
- Wiedereinstieg in Vollzeit (40 Wochenstunden) und Beibehaltung der Vollzeittätigkeit bis zum Erwerbsausstieg bzw. Ende des Simulationshorizontes.

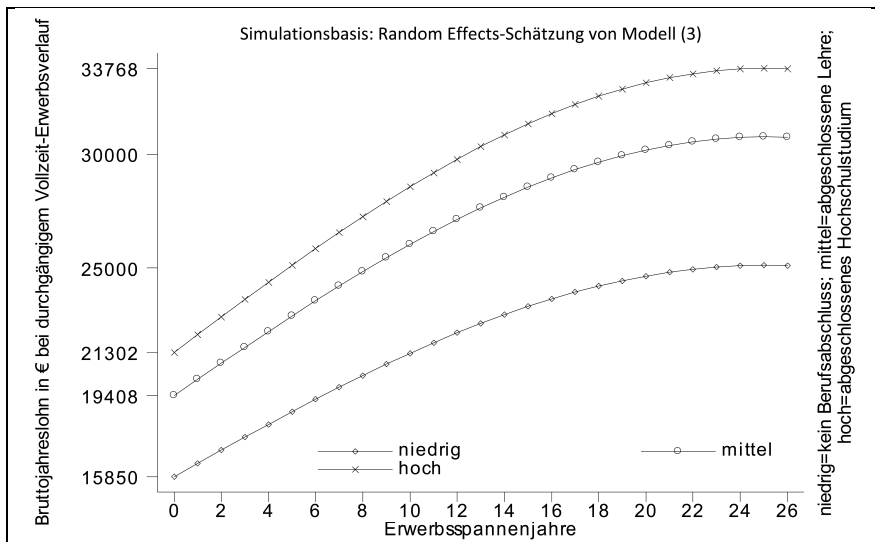
Hinsichtlich der personenbezogenen Merkmale wurden die in Abschnitt 4.1.1 erläuterten, für die finalen Simulationen geltenden Typisierungen auch für die Testsimulationen übernommen. Die Ergebnisse der Testsimulationen, auf deren Basis im Folgenden argumentiert wird, sind Tabelle 23 im Anhang zu entnehmen.

### 4.2.1 Implikationen bezüglich des geeigneten Zeithorizontes

Die in der beschreibenden Statistik aufgeführten Maximalwerte offenbaren bereits, dass für die Simulation aktueller durchgängiger Vollzeit – oder auch von aktueller Vollzeit allgemein – über einen Zeitraum von 30 Jahren und mehr keine solide Basis in den Daten besteht, erst recht nicht, wenn man zusätzlich nach Bildungsgruppen unterscheidet. In Testsimulationen aller oben dargestellten Variablensets bis zum 56. Lebensjahr offenbarte sich die überzogene Extrapolation der Schätzergebnisse in sich schneidenden Lohnprofilen diverser auf Basis von Random Effects-Modellen simulierter Verläufe: Um den 50. Geburtstag herum realisieren Erwerbsrückkehrerinnen negative Lohnverluste gegenüber ihren durchgängig beschäftigten Pendanten, sodass die berechneten Gesamtlohnverluste nicht sinnvoll zu interpretieren sind.

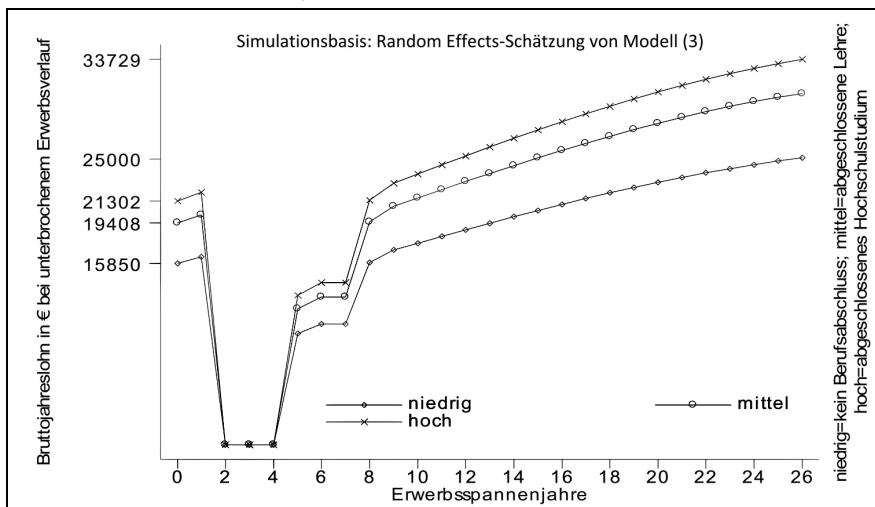
Dies wird in den folgenden beiden Abbildungen 10 und 11 deutlich. Die jeweils auf der Abszisse abgetragenen Erwerbsspannenjahre umfassen sowohl Jahre der Erwerbs- als auch der Nichterwerbstätigkeit; das Alter der Frau ergibt sich aus der Summe aus Erwerbsspannenjahren und Erwerbseinstiegsalter. Demnach stehen hinter einer bestimmten Zahl von Erwerbsspannenjahren unterschiedliche Lebensalter der Frauen. Wie aus Abbildung 10 ersichtlich, haben alle drei Bildungstypen bei durchgängiger Vollzeiterwerbstätigkeit den Zenit ihres Bruttojahreslohnes nach etwa 26 Erwerbsspannenjahren erreicht. Die Frau niedriger (mittlerer) Bildung ist zu diesem Zeitpunkt 45 (48) Jahre, die Akademikerin 53 Jahre alt.

Abbildung 10: Bildungsabhängige Lohn-Alters-Profile bei durchgängigem Erwerbsverlauf



In Abbildung 11 sind die bildungsabhängigen Lohn-Alters-Profile bei unterbrochenem Erwerbsverlauf TEST dargestellt.

Abbildung 11: Bildungsabhängige Lohn-Alters-Profile bei unterbrochenem Erwerbsverlauf



Das Bruttojahres-Lohneinkommen der Akademikerin im unterbrochenen Verlauf weist nach 26 Erwerbsspannenjahren, im Alter von 53 Jahren, mit 33.729 € kaum Abweichungen zu jenem Einkommen auf, das die Frau gleicher Bildung zum selben Zeitpunkt bei durchgängiger Erwerbstätigkeit erzielt hätte (33.768 €). Hier zeigt sich die Problematik einer überdehnten Extrapolation der Regressionsergebnisse, denn nach Jahr 53 schnitten sich die Erwerbsverläufe der Akademikerin. Da für die Frau niedriger Bildung, die nach 26 Erwerbsspannenjahren erst 45 Jahre alt ist, dieselbe Problematik gilt, wurden die weiteren Berechnungen nur *bis zum 46. Lebensjahr* durchgeführt: Die dergestalt vorgenommene Beschränkung beendet die akademische Erwerbskarriere aus Sicht der Simulation bereits mit 18 Erwerbsspannenjahren. Die Ergebnisse der Berechnungen bis zum 56. Lebensjahr kommen für eine weitere Verwendung in dieser Untersuchung dagegen nicht in Betracht.

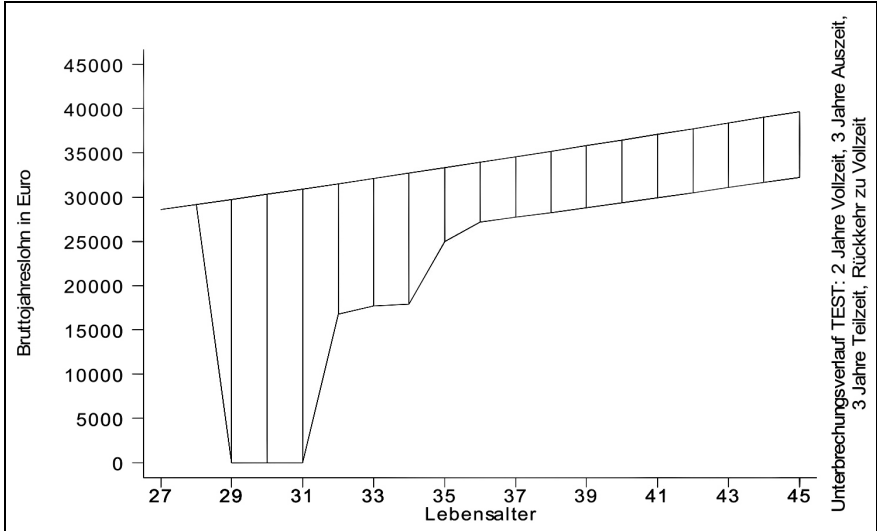
#### **4.2.2 Implikationen bezüglich des geeigneten Schätzverfahrens**

Für die Höhe der Lohnverluste macht es ferner einen großen Unterschied, ob die Simulation auf Basis der Fixed Effects- oder der Random Effects-Schätzergebnisse erfolgt. Dies soll anhand des Variablensets des Modells (3) am Beispiel der Akademikerin nachvollzogen werden.

Die Akademikerin steigt mit 27 Jahren in das Erwerbsleben ein und ist zwei Jahre lang in Vollzeit beschäftigt. Mit 29 Jahren bekommt sie ihr erstes Kind und beginnt zeitgleich eine dreijährige Auszeitphase, der eine ebenfalls dreijährige Teilzeitphase nachfolgt. Mit 35 Jahren kehrt die Frau in eine Vollzeittätigkeit zurück, die sie bis zum Ende des Berechnungshorizontes mit 45 Jahren beibehält. Mit 29 Jahren realisiert die Frau ein Lohneinkommen von Null, da sie sich bereits in Auszeit befindet: Ihre aktuelle Wochenarbeitszeit ist Null, wengleich sie bereits auf zwei Jahre Vollzeiterwerbserfahrung zurückblickt (konzipiert mit Stand Vorjahresende). Mit 30 Jahren hat die Frau ein Jahr Auszeit, mit 31 Jahren zwei Jahre Auszeit und mit 32 Jahren drei Jahre Auszeit hinter sich gebracht; im Alter von 32 Jahren arbeitet sie bereits wieder mit 20 Wochenstunden in einem Teilzeitjob, daher steigt der Bruttojahreslohn merklich an. Der nochmalige leichte Lohnzugewinn im zweiten Teilzeitjahr ist lediglich darauf zurückzuführen, dass die Lohnstrafe der vorherigen Auszeitphase bereits zum Teil verjährt ist. Dass Teilzeit selbst kaum Lohneffekte hat, wird im dritten Teilzeitjahr erkennbar. Im Alter von 35 Jahren blickt die Akademikerin auf drei Jahre Teilzeit zurück. Da sie gerade wieder in eine Vollzeitstelle zurückgekehrt ist, steigt ihr Jahreslohneinkommen nochmals an. In den Jahren nach der Rückkehr zu Vollzeit profitiert die Akademikerin von Lohnwachstumsraten, die jenen der Referenzfrau in ihren ersten Berufsjahren ähneln. Auch das absolute Lohnniveau zum Rückkehrzeitpunkt gleicht jenem zum Erwerbsbeginn. Offenbar wirkt die Unterbre-

chung wie eine Zäsur; die Frau wird einkommensmäßig an den Beginn ihrer Erwerbskarriere zurückkatapultiert. Es gelingt der Unterbrechungsfrau – zumindest bis zum 46. Lebensjahr – nicht, zur Referenzfrau aufzuschließen, wie die folgende Abbildung 12 (auf Basis des Fixed Effects-Modells) zeigt:

Abbildung 12: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Fixed Effects-Schätzergebnisse von Modell (3)

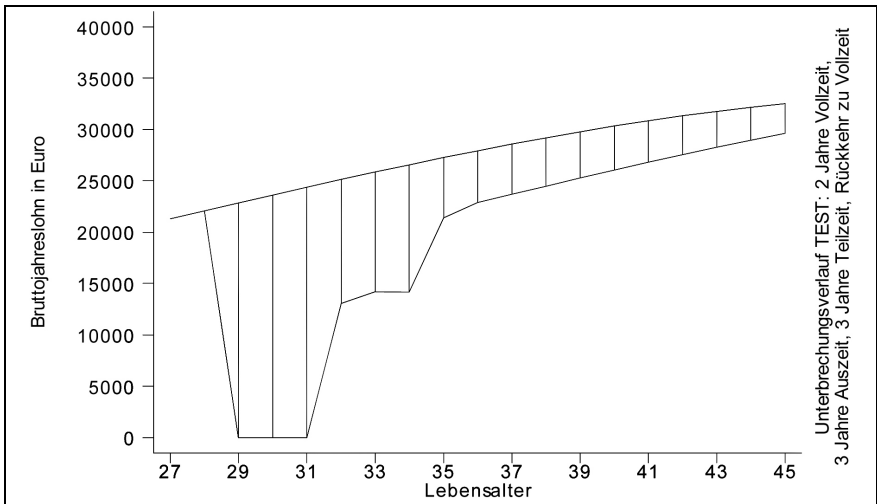


In Abbildung 13 ist derselbe Unterbrechungsverlauf derselben Frau dargestellt, diesmal allerdings basierend auf den Schätzergebnissen des Random Effects-Modells.

Im Vergleich der beiden Profile fällt Folgendes auf: Im Fixed Effects-Modell steigen die Löhne im durchgängigen Erwerbsverlauf fast linear an; selbiges gilt nach Wiedereinstieg in das Erwerbsleben. Es kommt zu keiner Annäherung des Unterbrechungs- an den Referenzverlauf, wodurch die berechneten Lohnverluste sehr hoch ausfallen. Während die direkten Lohnverluste während der Unterbrechung bzw. Teilzeitphase jeweils nur etwas oberhalb der auf Basis der Random Effects-Schätzungen berechneten Werte liegen, fallen die Folgekosten (Lohnverluste nach dem Wiedereinstieg) deutlich höher, zum Teil sogar doppelt so hoch wie in den Random Effects-Schätzungen aus. Die auf Basis des Fixed Effects-Modells simulierten Lohnprofile offenbaren die Schwäche des Within-Schätzers im hier untersuchten Zusammenhang: die Prognose von Lohnwirkungen von Erfahrung-Variablen, die sich über lange Zeiträume erstrecken (lange Zeitspannen beispielsweise von aktueller Vollzeit nach Auszeit). Dies geschieht

deshalb, weil sich ein Lohneffekt im Within-Schätzer nur durch ein zusätzliches solches Jahr ergibt, während im Querschnitt höhere Ausprägungsunterschiede der Variable vorhanden sind. Die geringe Variation dieser Dauer-Variablen über die Zeit führt im Fixed Effects-Modell dazu, dass die Lohnwachstumsrate bei durchgängigem Verlauf zu hoch ausgewiesen wird; zugleich haben unterbrechungsbedingte Lohnstrafen keine Chance zu verjähren. Beide Effekte bewirken im Ergebnis eine Überzeichnung der Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen und damit der gesamten Lohnverluste im Fixed Effects-Modell. Bei der Prognose der Lohneffekte von Variablen dagegen, die nur für relativ geringe Dauern simuliert werden (beispielsweise aktuelle Auszeit) kommen die beiden Schätzmodelle zu ähnlichen Ergebnissen, was sich grafisch in ähnlichen Lohnprofilen im Übergang von Auszeit zu Teilzeit sowie während Teilzeit niederschlägt.

Abbildung 13: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Random Effects-Schätzergebnisse von Modell (3)



Die Lohnverluste der auf Basis der Random Effects-Schätzungen simulierten Verläufe bleiben in allen Variablensets deutlich hinter jenen auf Basis des Fixed-Effects-Modells geschätzten Verluste zurück. Wie bereits erwähnt, liegt dies vor allem an den geringeren Folgekosten nach Wiedereinstieg in das Erwerbsleben: Der durchgängige Erwerbsverlauf ist stärker gekrümmt, und zugleich steigen die Lohneinkommen nach der Kinderpause stärker an als dies im Fixed Effects-Modell der Fall war.

Die Ergebnisse des Fixed-Effects-Modells dienen daher in erster Linie einer Evaluation der direkten Lohneinbußen während Aus- und Teilzeit: Sie bestätigen,

dass die seitens der Random Effects-Modelle berechneten Dimensionen nicht unrealistisch sind. Da bezüglich der Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen die auf Basis der Random Effects-Modelle berechneten Lohnneinbußen dem verwendeten Datensatz angemessener erscheinen, wird für die folgenden finalen Simulationen den *Random Effects-Schätzungen* als Simulationsbasis der Vorzug gegeben. Diese werden – gemäß den Erkenntnissen aus den Testsimulationen – als *vorsichtige Schätzungen* zu verstehen sein, die die untere Grenze der Bandbreite zu erwartender Lohnverluste bilden.

## 4.2.3 Implikationen bezüglich des geeigneten Variablensets

### 4.2.3.1 Berücksichtigung von Drittvariableneffekten der Bildung

Mit Modell (3/5a) wurde der Drittvariableneffekt der Bildung auf die Lohnprämie aktueller Vollzeiterfahrung aufgenommen. Wie die Regressionsergebnisse zeigten, profitieren vor allem niedrig qualifizierte Frauen von aktueller Vollzeitbeschäftigung, mit geringem Abstand gefolgt von den Akademikerinnen, während mittel Qualifizierte erst mit größerem Abstand nachziehen. Gegenüber Modell (3/5), das diese Interaktionsvariablen nicht enthält, erzielen niedrig und hoch gebildete Frauen eine höhere, Frauen mittleren Bildungsniveaus eine niedrigere Lohnsumme über ihre gesamte Erwerbsspanne. Auch in den Unterbrechungsverläufen steigt das Lohn Einkommen der niedrig und hoch qualifizierten Frauen, und zwar in der aktuellen Vollzeitphase nach Rückkehr in das Erwerbsleben. Per saldo sinken – wie Tabelle 23 ausweist – die Lohnverluste gegenüber dem Modell ohne Drittvariableneffekt der Bildung für die Akademikerin, während sie für die Frauen niedrigerer Bildung steigen.

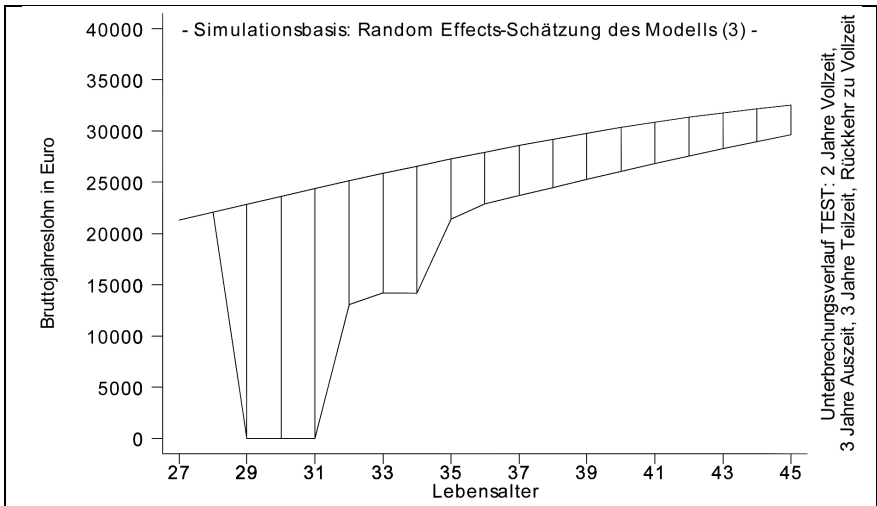
Durch die Hinzunahme von Interaktionsvariablen verringert sich allerdings insbesondere für hoch und niedrig Qualifizierte die Variationsbreite der Ausprägungen der betreffenden Interaktionsvariable. Die durchgängigen Profile sind insbesondere bei der gering und der hoch qualifizierten Frau extrem stark gekrümmt: Wie die Testsimulationen zeigen, setzt das Negativlohnwachstum bei der gering Qualifizierten bereits um das 38. Lebensjahr ein. Dies verwundert nicht, wenn man die Häufigkeitsverteilung von durchgängiger Vollzeit für niedrig Qualifizierte mit positiven Lohnbeobachtungen im Datensatz betrachtet: Die meisten Lohnbeobachtungen gering qualifizierter Frauen weisen nur wenige Jahre aktueller Vollzeit-Erwerbserfahrung auf. Auch bei den Akademikerinnen lässt der Datensatz keine Simulation von 20 Jahren und mehr, sondern nur rund 11 Jahre aktueller Vollzeiterfahrung zu; diese Spanne wäre bei kurzer Unterbrechung und einem Geburtszeitpunkt von 28 Jahren allerdings bis zum 46. Lebensjahr überschritten. Zusammenfassend ist zu Modell (3/5a) zu sagen, dass es zur Simulation

langer Zeitspannen mit unverändertem Erwerbsstatus nicht geeignet ist. Daher werden die folgenden Simulationen für Modell (3/5a) nicht mehr durchgeführt.

#### 4.2.3.2 Berücksichtigung des Geburtsbezuges der Unterbrechung

Doch auch dann, wenn man auf Interaktionsvariablen verzichtet und sich innerhalb der Random Effects-Schätzungen als Simulationsbasis bewegt, verbleiben deutliche Unterschiede in den berechneten Lohnverlusten zwischen den Variablen-sets der Modelle (3) und (3/5). Zur Verdeutlichung der Unterschiede wird dem Lohn-Alters-Profil von Modell (3/5) in der folgenden Abbildung 15 noch einmal jenes von Modell (3) – das bereits weiter oben vorgestellt wurde – gegenübergestellt (Abbildung 14):

Abbildung 14: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Random Effects-Schätzergebnisse von Modell (3)

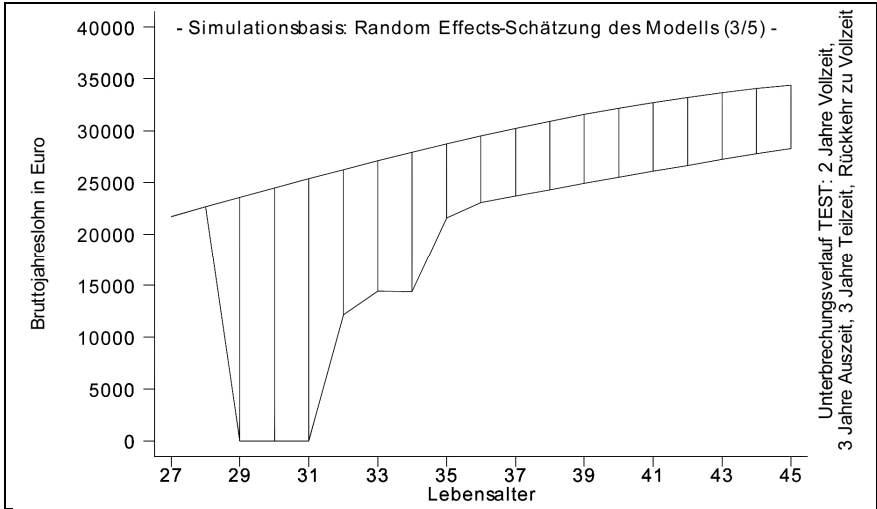


Wie leicht zu erkennen ist, liefert Modell (3) deutlich niedrigere Lohnverluste als Modell (3/5). Dies ist darauf zurückzuführen, dass Modell (3) durchgängige Vollzeit weniger stark prämiert und andererseits Unterbrechungen weniger stark bestraft. So hebt die Lohnprämie für aktuelle durchgängige Vollzeit in Modell (3/5) die erreichbare Lebenslohnsumme bei durchgängiger Erwerbstätigkeit für alle drei Bildungsgruppen an und vergrößert dadurch die entstehenden Lohnverluste aus Unterbrechung. Mit einem Brutt Jahreslohneinkommen in Höhe von 21.726,72 € im Alter von 27 Jahren startend, erreicht die durchgängig als Vollzeitkraft beschäftigte Akademikerin in Modell (3/5) mit 45 Jahren ein Brutt Jahreslohneinkommen



in Höhe von 34.381,02 €. Bei Verwendung des Modells (3) hingegen startet sie mit einem Einkommen in Höhe von 21.301,92 €, das bei gleichem Erwerbsverlauf auf den Betrag von 32.542,25 € im Alter von 45 Jahren ansteigt.

Abbildung 15: Lohn-Alters-Profile der Akademikerin auf Basis der Random Effects-Schätzergebnisse von Modell (3/5)



Andererseits schlägt sich in den höheren Lohnverlusten aus Modell (3/5) die separate Lohnstrafe der geburtsbedingten Erwerbsunterbrechung nieder, die in Modell (3) nicht gesondert kontrolliert wird. So erzielt die Akademikerin in Modell (3/5) in ihrem ersten Wiedereinstiegsjahr in Teilzeit mit 32 Jahren ein Bruttojahreslohneinkommen von 12.146,59 €, in Modell (3) jedoch von 13.060,99 €. Während das Einkommen in Modell (3) im Alter von 45 Jahren auf 29.620,88 € angestiegen ist, ist es in Modell (3/5) nur auf 28.296,93 € angewachsen. Kontrolliert das Modell den speziellen Lohneffekt geburtsbedingter Auszeit, wird demnach erkennbar, dass die Frau mit einer geburtsbedingten Auszeitphase selbst Jahre nach ihrem Wiedereinstieg in die Vollzeit-Erwerbstätigkeit noch einen höheren Lohnnachteil gegenüber der Referenzfrau gleicher Bildung erleidet, als dies in einem Modell ohne Spezifikation des Geburtsbezugs von Auszeitphasen der Fall ist. *In den finalen Simulationen werden daher beide Variablensets (3) und (3/5) dargestellt.*

Mit Modell (3/5) ließ sich der Lohnunterschied zwischen einer Auszeit mit und ohne Geburtsbezug ermitteln. In erstgenanntem Fall kam der Koeffizient der Variable aktuelle geburtsbedingte Auszeit in der Simulation der Löhne zur Anwendung, in letzterem Fall nicht.

Oggleich für die Prognose von Lohneffekten langer Perioden desselben Erwerbsstatus ungeeignet, liefert das Fixed Effects-Modell für die Berechnung kurzfristiger Lohneffekte wie des Lohnabschlags im ersten Wiedereinstiegsjahr nach geburtsbedingter Auszeit hilfreiche Informationen: Die Koeffizienten der Erfahrungserfahrungsvariablen mit nur kurzer Verweildauer sind in Random Effects- und Dummyvariablen-Modell sehr ähnlich.

Wie die Fortsetzung von Tabelle 23 zeigt, erleiden Frauen, deren Auszeit sich als geburtsbedingt konkretisieren lässt, bei dem hier dargestellten Unterbrechungsmuster einer dreijährigen Auszeit im Ergebnis einen zusätzlichen Lohnverlust zwischen – je nach Bildungsgrad und Schätzmodell – rund 600 € und rund 1.200 €. Dieser Lohnverlust wird im ersten Wiedereinstiegsjahr in Teilzeit nach der Auszeit realisiert.<sup>254</sup> Der hohe Koeffizient des quadratischen Terms geburtsbedingter Auszeit deutete bereits darauf hin, dass die Lohnstrafe geburtsbedingter Auszeit schneller abschmilzt als die Lohnstrafe allgemeiner Auszeit. Berechnungen anhand des Datensatzes zeigen nun, dass sich um den Zeitpunkt der Einschulung des Kindes herum eine Wende vollzieht: Während Frauen mit einer geburtsbedingten Auszeit von unter fünf Jahren im ersten Teilzeitjahr nach Auszeit weniger als Frauen ohne solchen Geburtsbezug ihrer Auszeit verdienen, gilt für Auszeiten von fünf Jahren und mehr genau das Gegenteil: Hier verdienen Frauen der erstgenannten Gruppe beispielsweise monatlich bis zu 576 € (jährlich bis zu 6.911 €) mehr als Frauen der zweitgenannten Gruppe.

Im Zusammenhang mit der Interpretation der Regressionsergebnisse in Abschnitt 3 wurde bereits vermutet, dass für die Entlohnung der Mutter bei ihrer Rückkehr in das Erwerbsleben das Alter ihres Kindes eine große Rolle spielt; Betreuungsnotwendigkeiten und Arbeitsausfallrisiko der Mutter nehmen mit zunehmendem Kindesalter jedoch ab. Zugleich nimmt für Frauen ohne Geburtsbezug ihrer Auszeit die Wahrscheinlichkeit der Zeitverwendung auf Fortbildung ab, je länger die Auszeit andauert. Es erscheint daher plausibel, dass der Lohnvorteil von Müttern achtjähriger Kinder zu Frauen, die auf eine achtjährige Auszeit ohne Geburtsbezug zurückblicken, die vergleichsweise höhere Produktivität und Einsatzbereitschaft der erstgenannten Frauengruppe widerspiegelt. Für die hier simulierte dreijährige Auszeit gilt jedoch, dass die Mütter der dreijährigen Kinder im Nachteil sind. Der Lohnverlust würde entsprechend höher ausfallen, würde nach der dreijährigen Auszeit nicht von einer Rückkehr in eine Teilzeit-, sondern in eine Vollzeitbeschäftigung ausgegangen.

Generell gilt es bei der Interpretation der simulierten Lohnverläufe zu bedenken, dass das Risiko des Arbeitgeberwechsels in die Löhne bereits eingepreist ist, da in den Lohnregressionen (wegen der genannten Endogenitätsproblematik) ein möglicher Arbeitgeberwechsel nicht kontrolliert wird. Insbesondere nach einer

---

254 Die etwas höheren Lohnverluste im Fixed-Effects-Modell resultieren aus dem stärkeren Lohnwachstum bei durchgängiger Beschäftigung

Babypause müssen viele Frauen den Arbeitgeber wechseln, um in den Genuss familiengerechter Arbeitszeiten zu kommen – oft zum Preis eines deutlich niedrigeren Gehaltes, insbesondere in der Privatwirtschaft (auf die sich die Lohnsimulationen beschränken). Die simulierten Lohnverluste geben also den *durchschnittlich zu erwartenden Lohnverlust bei Beibehaltung aller übrigen Job-Merkmale außer des Arbeitgebers* an. Demzufolge ist eine Aussage über die Lohnverluste bei Rückkehr zum bisherigen Arbeitgeber anhand dieser Untersuchung ebensowenig möglich wie eine Aussage über jene Lohneinbußen, die sich unter veränderten Arbeitsplatzeigenschaften wie Berufsprestige, Branche, Betriebsgröße etc. ergeben würden.

#### 4.2.4 Implikationen bezüglich des geeigneten Erstgeburtszeitpunktes

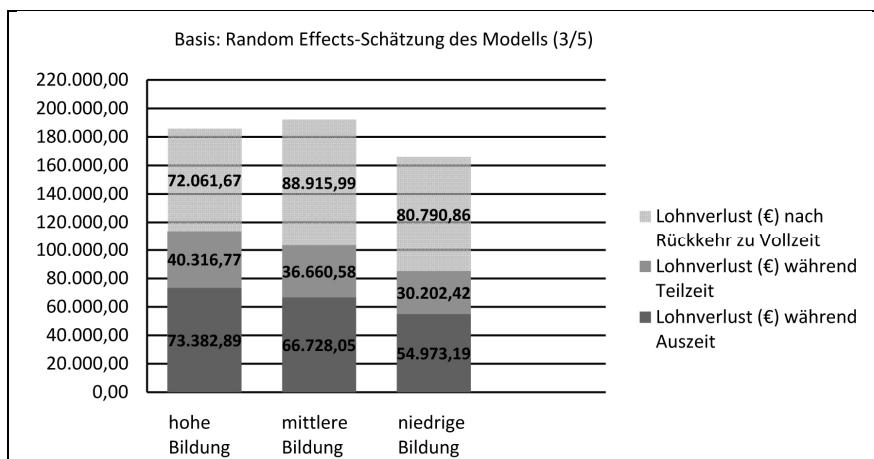
Der höheren Ertragsrate von Erwerbserfahrung, von der die Akademikerin profitiert, steht deren späterer Erwerbseinstieg entgegen. Beispielrechnungen auf Basis des Variablensets (3/5), die den Effekt des unterschiedlichen Erwerbseinstiegspunktes herausrechnen, d. h. die Lohnsummen für alle drei Bildungsgruppen ab dem 28. Lebensjahr bis zum 46. Lebensjahr berechnen, offenbaren, dass die gering Qualifizierte 450.651 €, die mittel Qualifizierte 528.063,50 € und die Akademikerin 528.395,06 € verdient. Die Frauen mittlerer und hoher Bildung haben demnach im fraglichen Zeitraum in etwa das gleiche Lohneinkommen. Das heißt, der Lohnsummen-Nachteil der Akademikerin gegenüber niedriger qualifizierten Frauen stammt aus der Zeit vor dem Einstieg der Akademikerin in das Berufsleben: Vom 23. bis 27. Lebensjahr erzielt beispielsweise die mittel Qualifizierte bereits ein Lohneinkommen von 111.174,38 €. Offenbar können Frauen den Lohnnachteil eines fehlenden akademischen Abschlusses zu einem Gutteil durch ein Mehr an Berufserfahrung kompensieren, oder anders gwendet: Die Tatsache, dass die Akademikerinnen im Datensatz ihren formalen Qualifikationsvorsprung weder am Anfang noch im weiteren Verlauf der Erwerbsphase (bis zum 46. Lebensjahr) ausbeuten können, ist vorsichtig als Hinweis auf eine – auch aus anderen Studien bekannte – ausbildungsindäquate Beschäftigung zu deuten, wenngleich ein abschließendes Urteil ohne Kenntnis der Einkommensverläufe in den darauf folgenden Erwerbsjahren bis zur Rente nicht getroffen werden kann.<sup>255</sup>

---

255 So finden Büchel und Weißhuhn bezogen auf die erwerbstätigen Akademikerinnen für die Jahre 1993 bis 1995, dass der Anteil der unterwertig beschäftigten Frauen mit Fachhochschul- oder Hochschulabschluss von einem bereits hohen Niveau aus nochmals leicht gestiegen ist und dass für Akademikerinnen ein neuer Rekord beim Lohnabstand zwischen adäquater und inadäquater Beschäftigung erreicht wurde; vgl. Büchel/Weißhuhn (1997). Weiterhin vgl. zum Thema Beschäftigungsindäquanz von Akademikern auch Plicht et al. (1994).

Im TEST-Verlauf geht mit dem früheren Erwerbseinstieg der Frau ohne bzw. mit mittlerem Berufsbildungsabschluss auch eine frühere Erstgeburt einher. Lohnverluste zur bildungsgleichen Referenzfrau fallen dann für eine entsprechend längere Zeitspanne an. Dies hat Auswirkungen auf die Höhe der realisierten Gesamtverluste: Wie man anhand der Simulationsergebnisse in Tabelle 23 und der nachfolgenden Abbildung 16 erkennt, sind die absoluten Verluste der Frau mit abgeschlossener Lehre höher als jene der Akademikerin. Da die Frau mit Lehre ihr Kind in einem jüngeren Lebensalter bekommt, kehrt sie früher wieder in das Erwerbsleben zurück, so dass die Post-Unterbrechungsperiode länger ist. Die höheren Folgekosten nach Wiedereinstieg dominieren die – im Vergleich zur Akademikerin – niedrigeren direkten Lohnausfälle während der Aus- und Teilzeitphase.

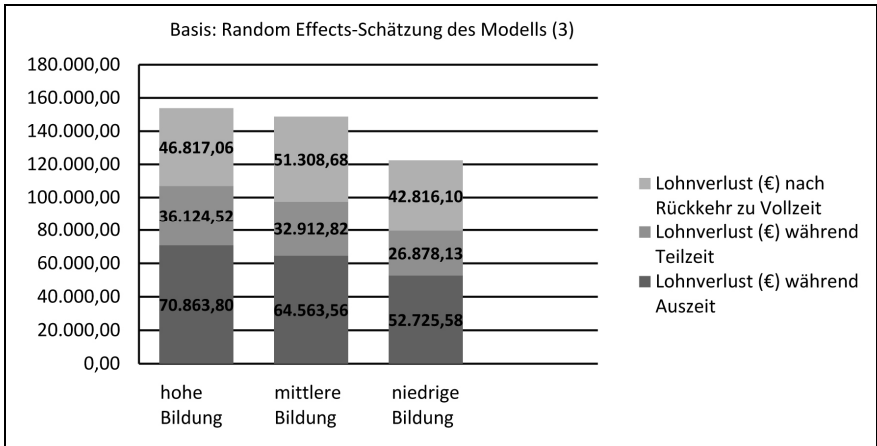
Abbildung 16: Summierte Bruttojahreslohnverluste bei Erverbsverlauf TEST gegenüber Referenzverlauf, in Abhängigkeit vom Bildungsgrad, auf Basis der Schätzergebnisse von Modell (3/5)



Lediglich im Variablenset des Modells (3) ergibt sich das erwartete Bildungsgefälle.

Dies legt die Frage nahe, ob sich ein einheitlicher Bildungseffekt auf die Lohnverluste einstellen würde, wenn alle Frauen nach Rückkehr in das Erwerbsleben einer gleich langen Rest-Erwerbsdauer gegenüberstünden. Im folgenden *Abschnitt 4.3* wurde daher für die finalen Simulationen mit der Harmonisierung des Erstgeburtsalters auch der Rückkehrzeitpunkt vereinheitlicht. Verbleibende Unterschiede in den Kosten von Erwerbsunterbrechungen zwischen den Bildungsgruppen konnten nun eindeutig auf unterschiedliche Einbußen pro Zeiteinheit zurückgeführt werden.

Abbildung 17: Summierte Bruttojahreslohnverluste bei Erwerbsverlauf TEST gegenüber Referenzverlauf, in Abhängigkeit vom Bildungsgrad, auf Basis der Schätzergebnisse von Modell (3)



Als bildungseinheitliche Erstgeburtsalter wurden 28, 32 und 36 Jahre simuliert, um den Timing-Effekt der Kosten von Erwerbsunterbrechungen zu veranschaulichen. Zusätzlich wurde der Einfluss des Unterbrechungsmusters auf die Lohn-einbußen herausgearbeitet, indem neben der bisherigen „langen“ Unterbrechung – fortan als Grundschulmuster bezeichnet – auch eine vergleichsweise „kurze“ Unterbrechung – fortan Kindergartenmuster – simuliert wurde. Die Lohneinbußen waren jeweils getrennt nach Bildungstypen zu berechnen, wobei niedrige Bildung weiterhin synonym mit einem fehlenden Berufsbildungsabschluss, mittlere Bildung mit einer abgeschlossenen Lehre und hohe Bildung mit einem abgeschlossenen Hochschulstudium verwendet wurde.

Tabelle 21 im Anhang veranschaulicht die in den finalen Simulationen verwendeten hypothetischen Erwerbsverläufe.

### 4.3 Finale Simulationen: Lohnverluste in Abhängigkeit von Art, Dauer und Zeitpunkt der Unterbrechung sowie Bildungsgrad der Frau

Den Erläuterungen der Ergebnisse der Verlustberechnungen sei die grafische Veranschaulichung der Verluste vorangestellt, wie sie aus den vier Abbildungen 26-29 im Anhang hervorgehen. Dort sind die *Lohn-Alters-Profile* der für die

finalen Simulationen ausgewählten hypothetischen Erwerbsverläufe dargestellt, zunächst auf Basis des Variablensets (3/5), anschließend auf Basis des Variablensets (3). Dabei wurden jeweils die Unterbrechungen nach Grundschulmuster jenen nach Kindergartenmuster vorangestellt. Innerhalb der einzelnen Profile stellt der obere Verlauf jeweils den Referenzverlauf der durchgängig vollzeitbeschäftigten Frau, der untere Verlauf die Lohnentwicklung der Unterbrechungsfrau gleicher Bildung dar. Die vertikalen Abstände zwischen den Verläufen messen den jeweiligen Jahreslohnverlust der Unterbrechungsfrau. Bis zum Zeitpunkt der Unterbrechung sind die Profile deckungsgleich, weil im Datensatz nicht zwischen den Löhnen späterer Mütter und kinderlos bleibender Frauen unterschieden wurde.<sup>256</sup>

Die Lohn-Alters-Profile veranschaulichen mehrere, bereits beschriebene Effekte: Während das Lohnwachstum der niedrig gebildeten Frau im 46. Lebensjahr bereits wieder leicht rückläufig ist, profitiert die Akademikerin zu diesem Zeitpunkt – unter anderem auf Grund ihres späteren Erwerbseinstiegs – noch von merklichen Lohnzuwächsen. Entsprechend fällt es akademisch gebildeten Unterbrechungsfrauen schwerer, im Lohn aufzuholen: Die Profile von Referenz- und Unterbrechungsfrau nähern sich weniger stark einander an, als dies bei Frauen niedrigerer Bildung der Fall ist. Zugleich fällt bei der Akademikerin auf, dass sie ihren Ausstiegslohn früher wieder erreicht hat als die übrigen beiden Bildungstypen. Dies führt bei einer frühzeitigen Unterbrechung mit 28 Jahren nach Kindergartenmuster im Modell des Variablensets (3/5) dazu, dass sich die Lohnschere zur Referenzfrau bis zum 46. Lebensjahr sogar noch vergrößert: Zwar ist der Ausstiegslohn bereits zum Rückkehrzeitpunkt in Vollzeit wieder erreicht, aber das Lohnwachstum in der nachgeburtlichen Vollzeitphase reicht nicht einmal aus, den Lohnabstand zur akademischen Referenzfrau über die Zeit zu halten, geschweige denn zu verringern.

Zugleich weist die Lohnentwicklung der durchgängig beschäftigten Frau mit abgeschlossener Lehre im Vergleich zu jener der Akademikerin auf den – bereits weiter oben erwähnten – Umstand hin, dass die Lohnprämie höherer Bildungsabschlüsse für die Frauen im Datensatz tatsächlich nur *ceteris paribus*, das heißt unter anderem: bei gleicher Erwerbserfahrung besteht. Die Frau mit Lehre hat zum Zeitpunkt der Erstgeburt mit 28 Jahren einen enormen Erfahrungs-Vorsprung gegenüber der Akademikerin, der sie auf ein nahezu gleich hohes Lohneinkommens-Niveau katapultiert.

---

256 Wie bereits weiter oben erwähnt, hätte eine Aufteilung der Lohnbeobachtungen in jene von Müttern einerseits und jene kinderloser Frauen andererseits die Fallzahlen – vor dem Hintergrund des angestrebten Differenzierungsgrades hinsichtlich Bildungsniveau und Erwerbserfahrung – allzu sehr verkleinert. Die Tatsache, dass auch Mütter im Lohnsample enthalten sind, erhöht andererseits die Repräsentativität der gefundenen Lohneinflüsse erwerbsbiografischer Entscheidungen, insbesondere durchgängiger Vollzeittätigkeit, auch für Sample-Mütter.

Weiterhin sind die Lohnverluste zeitpunktabhängig: Frühere Unterbrechungen gehen mit niedrigeren direkten Ausfällen in der Auszeit- und Teilzeitphase einher. Einer kürzeren verbleibenden Erwerbsspanne bei späteren Geburten stehen höhere Verluste pro Zeiteinheit gegenüber. Der erstgenannte Effekt wirkt mindernd, der zweitgenannte erhöhend auf den Umfang der Folgekosten.

Bei kurzer Unterbrechungsdauer (Kindergartenmuster) fallen durchweg geringere Verluste an als in der insgesamt sechs Jahre umfassenden Unterbrechung nach Grundschulmuster.

Deutlich wird ferner, dass die Verluste, die auf Basis des Variablensets des Modells (3) berechnet wurden, niedriger als jene auf Basis des Modells (3/5) berechneten sind.<sup>257</sup> Da das Variablenset des Modells (3/5) wegen der in mehrerer Hinsicht feineren Gliederung geeigneter erscheint, die Lohnverluste von Frauen im hier untersuchten Geburtszusammenhang abzubilden, wird ihm in der nachfolgenden Analyse der Verluste mehr Beachtung geschenkt. Gleichwohl werden auch die auf Basis des Variablensets (3) berechneten Verluste weiterhin ausgewiesen, um die Robustheit der gefundenen Simulationsergebnisse gegenüber Änderungen des Variablensets zu prüfen. Die aus den Lohn-Alters-Profilen berechneten Lohnverluste werden in den Tabellen 24 und 25 (Stundenlohn-Verluste) bzw. 26 (kumulierte Jahreslohnverluste) im Anhang dargestellt und im Folgenden näher erläutert.

#### **4.3.1 Bruttolohnverluste auf Stundenbasis bis zum 46. Lebensjahr**

Die Stundenlohnbetrachtung ist besonders gut geeignet, die humankapitaltheoretischen Effekte zu isolieren. Bezüglich der realen Bruttostundenlohnverluste wird – gemäß der in Abschnitt 1.3 formalisierten Lohnfunktion – zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs zwischen Verlusten durch Abschreibung bestehenden Humankapitals und solchen aus unterlassenen Investitionen in Humankapital unterschieden. Nach diesem „Blitzlicht“ auf die Lohnlücke zum Wiedereinstiegszeitpunkt wird dieselbe während der nachgeburtlichen Erwerbsspanne der Unterbrechungsfrau beobachtet, um im 46. Lebensjahr der Frau eine zweite Momentaufnahme anzufertigen, die Auskunft über vollzogene Aufholeffekte sowie verbleibende Lohneinbußen gibt.

---

257 Für Modell (3) kommt es gegen Ende des Simulationshorizontes teilweise sogar zu geringen Überschneidungen der Profile.

### 4.3.1.1 Lohneinbußen zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs

#### 4.3.1.1.1 Ertragsverlust wegen Abschreibung des Humankapitalstocks während der Erwerbsunterbrechung (Entwertungseffekt)

Der erzielbare Marktlohn stellt die Ertragsrate des verfügbaren Humankapitalstocks dar. Das durch die Abschreibung des Humankapitals während der Erwerbsunterbrechung verlorene Einkommen wurde als Differenz zwischen dem Ausstiegs- und dem Wiedereinstiegslohn der Unterbrechungsfrau pro Stunde definiert. Als Ausstiegslohn gilt derjenige reale Bruttostundenlohn, der im Jahr vor der Erwerbsunterbrechung in Vollzeit erzielt wurde, als Einstiegslohn dagegen jener Bruttostundenlohn, der im ersten Wiedereinstiegsjahr in Vollzeit nach der Erwerbsunterbrechung erzielt wird.<sup>258</sup> Der Entwertungseffekt, von dem im Folgenden die Rede ist, entspricht dem Anteil der berechneten Stundenlohndifferenz am Ausstiegslohn. Er ist demnach nicht als Abschreibungsrate des Humankapitalstocks selbst, sondern als Entwertungsrate des diesbezüglichen Ertragspotenzials zu verstehen, mithin als prozentuale Minderung der Einkommenserzielungs-Kapazität durch Abschreibung während der Erwerbsunterbrechung.

Für beide Sets von Erwerbserfahrungsvariablen – Modell (3/5) und Modell (3) – ergaben die Lohnsimulationen, dass der Entwertungseffekt *ceteris paribus* umso höher ausfällt,

- je länger die Erwerbsunterbrechung andauert,
- je niedriger der Bildungsgrad ist und
- je später im erwerbsbiografischen Verlauf die Erwerbsunterbrechung stattfindet.

Wird anstelle des Kindergartenmusters (ein Jahr Auszeit, zwei Jahre Teilzeit) das Grundschulmuster (drei Jahre Auszeit, drei Jahre Teilzeit) gewählt, steigt *ceteris paribus* die Entwertungsrate. Das heißt, eine Frau muss bei Wiedereinstieg zum Zeitpunkt der Einschulung ihres Kindes auf einen größeren Teil ihres vormals erzielten Stundenlohnes verzichten, als sie dies bei Vollendung des dritten Lebensjahres des Kindes hätte tun müssen. Allerdings beträgt der Unterschied zwischen den Raten jeweils nur rund einen Prozentpunkt. Der Befund, dass die Entwertung des Humankapitals relativ unabhängig von der Dauer der Unterbrechung ist, deutet darauf hin, dass in erster Linie betriebsspezifisches Humankapital entwertet, das eine geringere Nutzungsdauer als allgemeines Humankapital hat.

---

258 Da die gearbeitete Wochenstundenanzahl – wie die Regressionsergebnisse gezeigt haben – die Höhe des Stundenlohnes beeinflusst, lässt sich der Abschreibungseffekt nur isolieren, indem Vollzeitlöhne miteinander verglichen werden.



Überraschend ist der Zusammenhang zum Bildungsgrad: Die Entwertung fällt umso höher aus, je geringer die Frau gebildet ist. Dies wird aber verständlich, wenn man bedenkt, dass die Akademikerin auch zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs von einem höheren Sockellohn profitiert als die Frau ohne oder mit mittlerem Bildungsabschluss. Der Sockellohn reflektiert die Lohnprämie des beruflichen Bildungsabschlusses und der für die jeweilige Bildungsgruppe typischen arbeitsplatzbezogenen Merkmale. Hingegen steigen die geringer gebildeten Frauen früher in das Erwerbsleben ein und bilden über eine längere Zeitspanne betriebspezifisches Humankapital, das bei einer Erwerbsunterbrechung von Abschreibung bedroht ist.

An dieser Stelle sei noch einmal betont, dass in den hier vorgenommenen Lohnverlust-Berechnungen bildungsabhängige Rückkehrwahrscheinlichkeiten nicht berücksichtigt wurden. So würden sich die bildungsabhängigen Unterschiede in den Abschreibungsraten noch verstärken, wenn man eine relativ geringere Wiedereingliederungs-Wahrscheinlichkeit gering qualifizierter Frauen unterstellte. Weiterhin wurde davon abgesehen, dass nicht nur die Erwerbsbiografie, sondern auch die aktuellen arbeitsplatzbezogenen Merkmale wie berufliches Prestige u. a. nach der Rückkehr aus einer Erwerbspause oftmals andere sind als zuvor. Gerade für Akademikerinnen gilt, dass das Risiko der ausbildungsindadäquaten Beschäftigung durch Erwerbsunterbrechungen steigt. Vor diesem Hintergrund sind die berechneten geringen Abschreibungsraten für Akademikerinnen vermutlich als untertrieben, der Abstand zu den übrigen Bildungsgruppen als überzeichnet anzusehen.

Für alle Bildungsgruppen gilt ferner, dass die Entwertung des Humankapitals umso stärker ausfällt, je später in der Erwerbsbiografie die Erstgeburt – und damit die Unterbrechung – realisiert wird. Dies hat mit dem bereits erwähnten Verlust der Lohnprämie aus durchgängiger Vollzeiterfahrung zu tun; frühere Vollzeiterfahrung, auf die die Berufsrückkehrerin nun zurückblickt, wirkt sich – wie die Regressionsergebnisse gezeigt haben – in geringerem Umfang lohnerhöhend aus als aktuelle Vollzeiterfahrung.

Auffällig ist, dass die Entwertung des Humankapitals der Akademikerin bei einer Unterbrechung im 29. Lebensjahr nahezu bei Null liegt, und zwar unabhängig von der Dauer der Unterbrechung. Erst im Vorjahr in das Arbeitsleben eingestiegen, hat die Akademikerin mit 28 Jahren noch keine Erwerbserfahrung gesammelt, da die Erfahrung mit Stand Vorjahresende verbucht wird. Steigt die Akademikerin zu einem mit dem Ausstiegslohn vergleichbaren oder sogar leicht höheren Lohnsatz wieder ein, bestätigt dies demnach den bereits weiter oben geschilderten Befund, dass sich die Abschreibung von Humankapital während der Unterbrechung praktisch ausschließlich auf betriebspezifisches Humankapital beschränkt.<sup>259</sup>

---

259 Wiederum muss man sich an dieser Stelle jedoch vergegenwärtigen, welche Verläufe hier miteinander verglichen werden: Die Auszeit schwankt nur zwischen einem und drei Jahren. Es steht zu vermuten, dass bei längeren Auszeiten auch das generelle Humankapital einer teilweisen Entwer-

#### 4.3.1.1.2 Ertragsverlust wegen unterlassenen Zusatzinvestitionen in Humankapital während der Erwerbsunterbrechung (Investitionsunterlassungseffekt)

Die verlorenen Erträge aus nicht getätigten Humankapitalinvestitionen während der Auszeit stellen die verbleibende Lohndifferenz zur durchgängig in Vollzeit beschäftigten Frau (Referenzfrau) dar, nachdem die verlorenen Erträge aus der Entwertung des Humankapitalstocks abgezogen wurden. Sie wurden berechnet als Differenz zwischen dem realen Bruttostundenlohn der Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs der Unterbrechungs-Frau in Vollzeit und dem realen Bruttostundenlohn der Unterbrechungs-frau zu deren Ausstiegszeitpunkt.

Für beide Sets von Erwerbserfahrungsvariablen gilt, dass diese verlorenen Erträge sowohl anteilig (an den gesamten Lohneinbußen in Prozent – Investitionsunterlassungseffekt –) als auch absolut (in Euro) umso höher ausfallen,

- je länger die Erwerbsunterbrechung andauert,
- je höher der Bildungsgrad ist und
- je früher im erwerbsbiografischen Verlauf die Erwerbsunterbrechung stattfindet.

Je länger die Erwerbsunterbrechung andauert, umso mehr Zeit steht der durchgängig beschäftigten Frau für einen stetigen Humankapitalaufbau durch Training on the Job zur Verfügung, und desto größer ist dem zu Folge die Diskrepanz in den Einkommenserzielungskapazitäten.

Zugleich steigen die verlorenen Erträge mit steigendem Bildungsgrad an. Bedenkt man, dass sich eine gering qualifizierte Frau im Alter von 28 Jahren bereits in ihrem zehnten, eine Akademikerin aber erst in ihrem zweiten Erwerbsjahr befindet und dass die Lohnwachstumsraten mit steigender Verweildauer in Beschäftigung abnehmen, wird dieser Zusammenhang verständlich. Diese abnehmenden Lohnzuwächse eines weiteren (Vollzeit-) Erwerbsjahres sind es, die außerdem dazu führen, dass die verlorenen Erträge umso geringer sind, je weiter die Erstgeburt hinausgezögert wird, denn desto geringer ist der Lohnabstand zur Referenzfrau.

Bezüglich der verlorenen Erträge aus unterlassenen Humankapitalinvestitionen haben Bildungsgrad und Dauer der Unterbrechung stärkere Auswirkungen als der Zeitpunkt der Unterbrechung. Außerdem steigen die Unterschiede im Bildungsgrad mit steigendem Erstgeburtsalter: Zum Erstgeburtszeitpunkt mit 36 Jahren ist der Abstand der Akademikerin zu den beiden übrigen Bildungsgruppen hinsichtlich der verlorenen Erträge maximal.

---

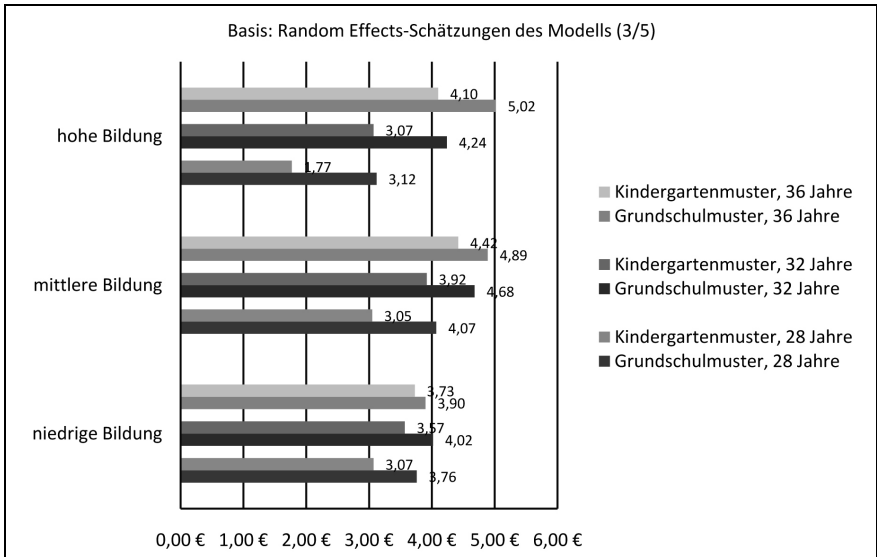
tion unterworfen ist, da dann auch allgemeine Fähigkeiten wie Selbstorganisation oder Teamfähigkeit (teilweise) verlernt werden. Wie bereits weiter oben dargelegt, besäße die Simulation längerer Auszeiten jedoch keine hinreichende Basis im vorliegenden Datensatz, weshalb auf sie verzichtet wird

Während bezüglich der Entwertungsraten durchweg höhere Werte erzielt werden, wenn das Variablenset des Modells (3/5) der Regression und Simulation zu Grunde gelegt wird, gilt dies bezüglich der verlorenen Erträge aus unterlassenen Investitionen nicht mehr uneingeschränkt: Für niedrig qualifizierte Frauen mit Unterbrechungsbeginn im 37. Lebensjahr kommt man mit dem Variablenset des Modells (3) zu höheren Lohneinbußen.

4.3.1.1.3 Gesamte Lohneinbußen auf Stundenbasis zum Wiedereinstiegszeitpunkt

In der folgenden Abbildung 18 werden die in Euro gefassten Einbußen für das Variablenset (3/5) dargestellt, basierend auf den in Tabelle 25 im Anhang ausgewiesenen Ergebnissen:

Abbildung 18: Bruttostundenlohn-Differenzen zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau zum Wiedereinstiegszeitpunkt in Vollzeit: Einfluss von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildung



Bezüglich der *Dauer der Unterbrechung* zeigt sich für beide Variablensets, alle Bildungsgruppen und Unterbrechungszeitpunkte, dass die Einbußen sowohl anteilig als auch absolut höher im Grundschulmuster als im Kindergartenmuster ausfallen. Dabei reagiert die Lohnstrafe der Akademikerinnen sensibler auf die Unterbrechungsdauer als jene der niedriger gebildeten Frauen.

Was den *Unterbrechungszeitpunkt* betrifft, so steigen die Lohneinbußen mit Aufschiebung der Geburt sukzessive an, sowohl bei langer als auch bei kurzer Unterbrechung.<sup>260</sup> Das Aufschieben von Geburten ist aus der Perspektive des Lohnnachteils zum Wiedereinstiegszeitpunkt also nicht lohnend.

Bezüglich des *Bildungsgrades* ist das Bild uneinheitlich, und die Werte liegen teilweise sehr eng beieinander. Es zeigt sich, dass die gegenläufig wirkenden Effekte aus Humankapitalentwertung einerseits und unterlassenen Zusatzinvestitionen in Humankapital andererseits zu je nach Erstgeburtszeitpunkt unterschiedlichen Ergebnissen führen: Bekommt die Frau ihr erstes Kind im Alter von 28 oder 32 Jahren, realisiert sie die höchsten Lohnverluste zum Wiedereinstiegszeitpunkt, wenn sie einen mittleren Berufsbildungsabschluss hat; die Akademikerin rangiert hier auf Platz zwei. Dies liegt daran, dass die relativ stärkeren Lohneinbußen der Frau mittlerer Qualifikation auf Grund des Abschreibungseffektes zu diesen Zeitpunkten ihren Vorteil gegenüber der Akademikerin bezüglich des Investitionsunterlassungseffektes überkompensieren. Wird das Kind aber erst im Alter von 36 Jahren geboren, erleidet die Akademikerin – sofern sie das Grundschulmuster wählt – die höchsten Lohnverluste, gefolgt von der Frau mittlerer Bildung. Wie bereits weiter oben erwähnt, ist zu diesem Zeitpunkt der Abstand der Akademikerin zu den beiden übrigen Bildungsgruppen maximal, was die verlorenen Erträge aus unterlassenen Zusatzinvestitionen in Humankapital betrifft. Dieser relative Nachteil wiegt bei langer Unterbrechungsdauer besonders schwer und kann durch den Vorteil der geringeren Humankapitalentwertung, den die Akademikerin gegenüber der Frau mit abgeschlossener Lehre besitzt, nicht hinreichend aufgefangen werden. Für die kurze Unterbrechung (Kindergartenmuster) erzielt auch bei einem Erstgeburtsalter von 36 Jahren die Frau mit mittlerer Bildung die höchsten Lohnverluste zum Wiedereinstiegszeitpunkt. Die geschilderten Ergebnisse gelten jeweils für beide Variablensets.

#### 4.3.1.2 *Lohneinbußen im weiteren Erwerbsverlauf*

##### 4.3.1.2.1 *Aufholeffekte*

Als Aufholeffekt wird derjenige Anteil an der gesamten Lohndiskrepanz (brutto, real, pro Stunde) der Unterbrechungsfrau gegenüber der Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs bezeichnet, den die Unterbrechungsfrau bis zu ihrem 46. Lebensjahr wettmachen kann. Der Aufholeffekt wird zum einen positiv von der Länge des Zeitraums beeinflusst, der zum Aufholen im Lohn zur Verfügung steht. Andererseits kommt es auf die Lohnwachstumsrate der Referenzfrau im

---

260 Dies gilt mit einer Ausnahme: Die Frauen niedriger Bildung verzeichnen im langen Unterbrechungsverlauf bereits wieder einen leichten Rückgang der Verluste bei Aufschiebung der Geburt vom 33. auf das 37. Lebensjahr.

betreffenden Zeitraum an; je geringer diese bereits ist, desto höher ist die Chance der Unterbrechungsfrau, zur Referenzfrau aufzuschließen.

Bezogen auf die drei Kriterien, nach denen die hypothetischen Erwerbsverläufe in dieser Untersuchung unterschieden werden, zeigen die Simulationsergebnisse für beide Variablensets, dass die Aufholrate in der Regel umso höher ausfällt,

- je niedriger der Bildungsgrad ist,
- je kürzer die Unterbrechung andauert und
- je früher die Unterbrechung stattfindet.

Eine bedenkenswerte Ausnahme stellen jedoch die Akademikerinnen dar, sofern das Variablenset des Modells (3/5) der Simulation zu Grunde gelegt wird. Hier ist die Aufholrate umso höher, je *später* die Unterbrechung stattfindet. Wie kommt dieses Ergebnis zu Stande, und wie ist es einzuordnen?

Im Variablenset des Modells (3) wird nicht zwischen aktueller Vollzeit im Allgemeinen und aktueller durchgängiger Vollzeit unterschieden. Daher realisieren Frauen nach ihrem Wiedereinstieg – mit zeitlicher Verzögerung – dieselben Lohnwachstumsraten wie ihre durchgängig beschäftigten Kolleginnen. Es findet eine stärkere Annäherung der Verläufe als in Modell (3/5) statt, und die Aufhol-effekte bis zum 46. Lebensjahr sind für alle Bildungsgruppen, Unterbrechungsmuster und Erstgeburtszeitpunkte höher als in Modell (3/5). Dies verleitet zu der Annahme, dass die bisherige Erwerbsgeschichte von Unterbrechungsfrauen deren Einkommenserzielungschancen kaum oder zumindest nur in zeitlich engem Rahmen zu beeinträchtigen vermag.

Der Blick auf die simulierten Löhne auf Basis des Modells (3/5) offenbart allerdings, dass dem nicht so ist: Unterscheidet man – wie es in diesem Variablenset geschieht – zwischen durchgängiger aktueller Vollzeit einerseits und aktueller Vollzeit, welcher eine Unterbrechung vorangeht, andererseits, so manifestiert sich der höhere Parameter durchgängiger aktueller Vollzeit in auseinander driftenden Lohnprofilen: Insbesondere das Lohnwachstum der Akademikerin, die erst mit 27 Jahren in den Beruf einsteigt und ohnehin noch von hohen Lohnwachstumsraten der Anfangsjahre profitiert, eilt der Lohnentwicklung der Unterbrechungsfrau selbst nach deren Wiedereinstieg noch davon. Hier kommt also zu der ohnehin geringeren Lohnprämie aktueller Vollzeit nach Unterbrechung noch der Umstand hinzu, dass sich das Lohnwachstum der akademischen Referenzfrau noch auf sehr hohem Niveau vollzieht; eine Geburtenaufschiebung bringt hier eine relativ stärkere Annäherung an den Referenzlohn, als dies bei den übrigen Bildungsgruppen der Fall war, und dieser Effekt überwiegt – sofern die Unterbrechung nur kurz andauert – den bezüglich der Lohnaufholung nachteiligen Effekt der verkürzten Resterwerbsspanne bis zum 46. Lebensjahr. Per saldo ist

daher die Aufholrate für Akademikerinnen nach einer Unterbrechung in Modell (3/5) umso höher, je später die Geburt erfolgt.<sup>261</sup>

Frauen der beiden anderen Bildungsgruppen sind selbst bei einem Erstgeburtsalter von 28 Jahren bereits in ihrem zehnten (niedrig Qualifizierte) bzw. siebten Erwerbsjahr (mittel Qualifizierte), sodass schon eine gewisse Verlangsamung des Lohnwachstums eingesetzt hat. Zugleich ist die verbleibende Zeitspanne bis zum 46. Lebensjahr hier am höchsten. Für Frauen niedriger und mittlerer Bildung gilt daher, dass bei späteren Erstgeburtszeitpunkten der hinsichtlich der Lohnaufholung günstige, aber schwache Effekt der sich zusehends vermindern den Lohndiskrepanz den ungünstigen Effekt der sich ebenfalls vermindern den verbleibenden Zeitspanne nicht aufzufangen vermag. In der Summe gilt daher für die Frauen der niedrigen und mittleren Bildungsgruppe, dass die Aufholrate umso höher ausfällt, je früher die Erstgeburt vollzogen wird.

Unabhängig vom Einfluss des Unterbrechungszeitpunktes auf die Aufholraten ist festzuhalten, dass letztere (in den meisten Fällen) mit zunehmender Dauer der Unterbrechung und (in jedem Fall) mit zunehmendem Bildungsgrad sinken. Das heißt: Es sind vor allem die höher gebildeten Frauen, die die während der Unterbrechung erlittenen Einbußen im weiteren Erwerbsverlauf nur schwerlich aufholen können – ein weiterer Baustein zur Erklärung der geringen Fertilität von (westdeutschen) Akademikerinnen, unabhängig vom Timing-Aspekt. Gewichtet man bei der Interpretation der Ergebnisse Modell (3/5) – aus vorstehend genannten

---

261 Für die Erwerbsunterbrechung nach Grundschulmuster gilt indessen, dass der Aufholeffekt bei den Akademikerinnen mit Aufschiebung vom 28. auf das 32. Lebensjahr steigt, mit weiterer Aufschiebung auf das 36. Lebensjahr allerdings wieder leicht fällt. Dieser auf den ersten Blick merkwürdige Umstand wird verständlich, wenn man Folgendes bedenkt: Die Unterbrechung nach Grundschulmuster bringt eine längere Abwesenheit vom Arbeitsmarkt – und damit zum Zeitpunkt der Rückkehr in Vollzeit eine kürzere verbleibende Erwerbsspanne bis zum 46. Lebensjahr – mit sich als die Unterbrechung im Kindergartenmuster. Bei Aufschiebung der Erstgeburt vom 33. auf das 37. Lebensjahr verkürzt sich demzufolge im langen Unterbrechungsverlauf die Resterwerbsspanne von sieben auf drei Jahre, während sie sich im kurzen Unterbrechungsverlauf von zehn auf sechs Jahre ermäßigt; die prozentual stärkere Dezimierung der Resterwerbsspanne im langen Verlauf (rund 57 Prozent gegenüber 40 Prozent) bringt es mit sich, dass dieser durch die Aufschiebung bewirkte, für die Lohnaufholung nachteilige Effekt schwerer wiegt als der zugleich bewirkte positive Effekt einer geringeren Lohndiskrepanz pro Zeiteinheit. Bei kurzer Unterbrechung gilt das Umgekehrte: Hier dominiert die Verminderung der Lohndiskrepanz pro Zeiteinheit. Es darf vermutet werden, dass die Verminderung des Aufholeffekts für Akademikerinnen beim Wechsel des Erstgeburtszeitpunktes vom 33. auf das 37. Lebensjahr im langen Unterbrechungsverlauf als ein Sondereffekt, der dem näher rückenden Ende des Berechnungshorizontes mit 45 Jahren geschuldet ist interpretiert werden kann. Anlass zu dieser Vermutung gibt folgende Rechnung: Wäre der Simulationshorizont nicht das 46., sondern das 56. Lebensjahr, würde sich die Resterwerbsspanne bei Aufschiebung der Geburt vom 33. auf das 37. Lebensjahr im langen Verlauf nur um rund 24 Prozent und im kurzen Verlauf um 20 Prozent vermindern; die Werte lägen also sehr viel näher beieinander.

Gründen – höher als Modell (3), ist aus den Ergebnissen bezüglich der Aufholeffekte zusätzlich ein gewisser Anreiz zur Geburtenaufschiebung für Akademikerinnen abzuleiten. Der Befund, dass sich die Aufholung der Lohneinbußen durch eine Verkürzung der Unterbrechung in der Mehrzahl der untersuchten Fälle<sup>262</sup> deutlich erhöhen ließe, unterstreicht Einfluss und Verantwortung familienpolitischer Entscheidungen. Auf diesen Punkt wird später zurück zu kommen sein.

Dennoch wird bis zum 46. Lebensjahr nur ein mehr oder weniger großer Teil des zum Wiedereinstiegszeitpunkt bestehenden Lohnverlustes aufgeholt; das Stundenlohniveau war durch die Erwerbspause so stark abgefallen, dass selbst bei anfangs hohen Lohnwachstumsraten die Zeitspanne, die für die vollständige Restauration des Humankapitals zur Verfügung steht, nicht ausreicht.

#### *4.3.1.2.2 Verbleibende Lohndiskrepanz*

Die Diskrepanz im realen Bruttostundenlohn zwischen der Unterbrechungsfrau und der Referenzfrau in deren 46. Lebensjahr ist sowohl absolut (in Euro) – wie nachfolgende Abbildung 19 verdeutlicht – als auch prozentual (im Verhältnis zum Referenzlohn) *ceteris paribus* umso höher,

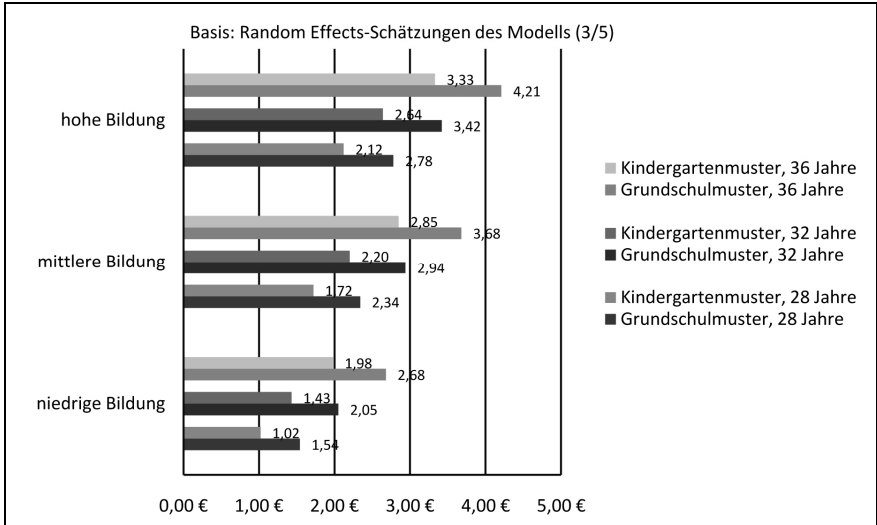
- je höher der Bildungsgrad der Frau ist,
- je später die Unterbrechung erfolgt und
- je länger die Unterbrechung andauert.

Während dieser Befund für Frauen niedrigen und mittleren Bildungsgrades nicht überraschend ist – immerhin wurden diesen im vorangehenden Abschnitt für frühere Geburten höhere Aufholeffekte bescheinigt –, scheint der Zusammenhang für die Akademikerinnen komplexer zu sein: Für Frauen mit Hochschulabschluss steigt die Lohndiskrepanz zur Referenzfrau nicht nur zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs, sondern auch im 46. Lebensjahr mit zunehmendem Erstgeburtsalter an. Das heißt, die sich mit Geburtaufschubung beschleunigenden Aufholeffekte vermögen an dem durch die Aufschiebung zunehmenden Lohnniveau-Unterschied zur Referenzfrau nichts zu ändern.

---

262 – mit den bereits beschriebenen Ausnahmen: die Aufholraten der Akademikerin sind im Grundschulmuster höher als im Kindergartenmuster, wenn die Erstgeburt mit 28 oder mit 32 Jahren stattfindet –

Abbildung 19: Bruttostundenlohn-Differenzen zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau im 46. Lebensjahr: Einfluss von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildung



Während die Berechnung von Löhnen und Lohnverlusten auf Stundenbasis durch die Absicht motiviert war, die Entwicklung von Humankapital und Einkommenserzielungspotenzial der Unterbrechungsfrau nachzuzeichnen, orientiert sich die Verlustberechnung auf (Mehr-) Jahresebene an dem Ziel, die im Wege der Erwerbsunterbrechung realisierten Liquiditätseinbußen der Frau bzw. des Haushalts, in dem sie lebt, zu quantifizieren. Einem eher potenzialorientierten Ansatz steht demnach ein eher Cash-orientierter Ansatz gegenüber; hierauf ist im Zusammenhang mit den Implikationen der berechneten Verluste für mikroökonomische Entscheidungen in Abschnitt 5 zurückzukommen.

### 4.3.2 Bruttolohnverluste auf Jahresbasis bis zum 46. Lebensjahr

Wie eingangs zu Abschnitt 4.3 festgehalten, lassen sich die Jahreslohnverluste grafisch in den vertikalen Abständen zwischen dem Lohn-Alters-Profil der Unterbrechungs- und jenem der Referenzfrau gleicher Bildung veranschaulichen (vgl. Abbildungen 26-29 im Anhang). Die Jahreslohnverluste wurden zu einem Gesamtlohnverlust aufaddiert, der sich im Zeitraum zwischen dem Unterbrechungszeitpunkt und dem 46. Lebensjahr der Frau ergibt. Direkte Verluste während der



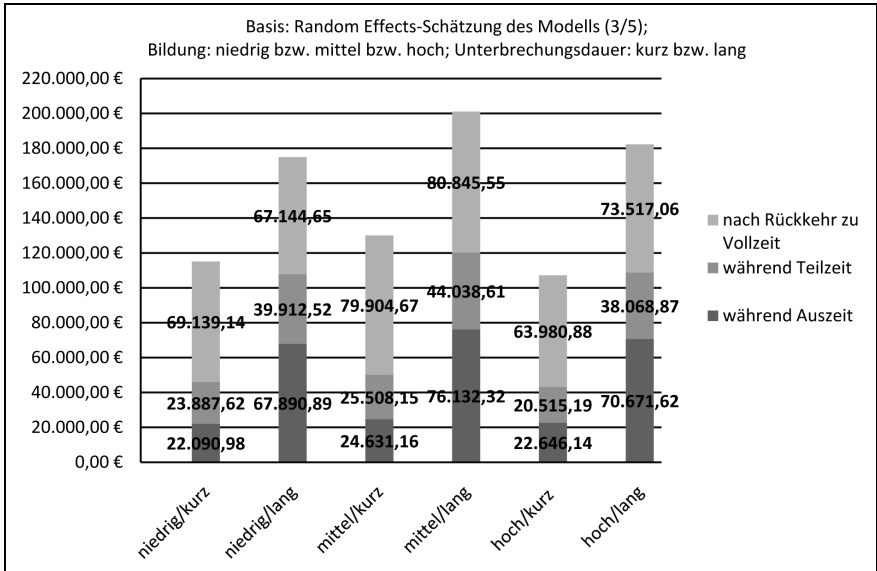
Auszeit- und Teilzeitphase wurden dabei Verlusten, die sich erst in der nachgeburtlichen Vollzeitphase ereignen und fortan als Folgekosten bezeichnet werden, gegenübergestellt. Neben den in Euro ausgewiesenen Verlusten wurde der Gesamtlohnverlust auch als prozentualer Anteil an jener Bruttolohnsumme gefasst, die bei durchgängiger Vollzeitbeschäftigung über den gesamten Erwerbsverlauf und gegebenem Bildungsgrad erreichbar gewesen wäre (anteiliger Lohnverlust).

Es überrascht nach den Ergebnissen für die Verluste auf Stundenbasis nicht, dass auch die auf Jahresbasis berechneten absoluten und anteiligen Lohnverluste von der Wahl des Variablensets abhängen. So fallen die Lohnverluste über alle Bildungsgruppen, Unterbrechungszeitpunkte und -muster bei Zugrundelegung des Variablensets (3/5) höher aus als für Variablenset (3). Daher können die auf Basis des Variablensets (3) berechneten absoluten Verluste wiederum als Untergrenze des Verlustkorridors angesehen werden. Die Obergrenze der Verluste würde sicherlich durch die auf Basis der Fixed Effects-Schätzungen berechneten Werte markiert; auf diese Berechnungen wurde aber aus weiter oben genannten Gründen verzichtet. Insofern sind die auf Basis des Variablensets (3/5) berechneten Verluste als Prognosewerte einer mittleren Variante im Korridor zwischen Minimal- und Maximalverlusten anzusiedeln.

Tabelle 26 im Anhang weist die berechneten Lohnsummen und summierten Jahreslohnverluste für beide Variablensets, in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad, aus. Die Abbildungen 20-22 veranschaulichen die Effekte für Variablenset (3/5).

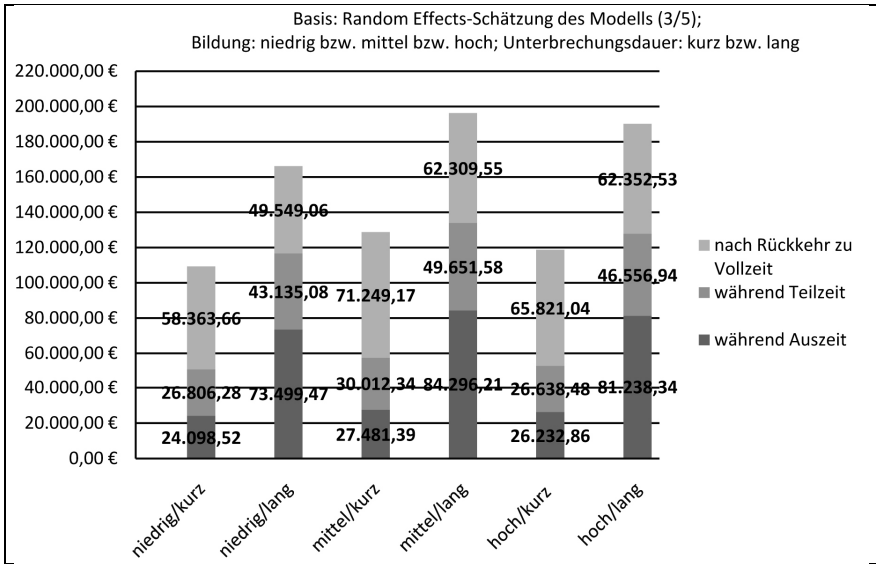
Vergleicht man zunächst die Einbußen bei Unterbrechung nach dem Kindergartenmuster („kurz“) mit jenen nach dem Grundschulmuster („lang“), wird deutlich, dass die anteiligen Lohneinbußen mit zunehmender *Dauer der Erwerbsunterbrechung* steigen. Dies gilt für alle Bildungsgruppen, Erstgeburtszeitpunkte sowie für beide Variablensets. Eine Frau, die eine Unterbrechung nach dem Grundschulmuster vornimmt, muss also auf einen größeren Anteil an der bis zum 46. Lebensjahr bei durchgängigem Vollzeit-Erwerbsverlauf möglichen Bruttolohnsumme verzichten als eine Frau gleicher Bildung, die zum selben Zeitpunkt eine Erwerbsunterbrechung nach dem Kindergartenmuster vollzieht.

Abbildung 20: Summierte Jahreslohnverluste bei Erstgeburt mit 28 Jahren: Einfluss von Bildung und Unterbrechungsdauer



Der *Bildungseinfluss* ist zweigeteilt: Bezogen auf die *anteiligen* Lohnverluste lässt sich sagen, dass diese mit zunehmendem berufsbildenden Abschluss steigen. Akademikerinnen verzichten bis zum 46. Lebensjahr auf bis zu 36 Prozent ihrer bei durchgängiger Vollzeit möglichen Bruttolohnsumme, während es bei gering Qualifizierten nur höchstens 29 Prozent und bei Frauen mit mittlerem Berufsbildungsabschluss nur höchstens 31 Prozent sind. Nimmt man jedoch die *absoluten* Lohnverluste als Maßstab, wird in den Abbildungen 20-22 deutlich, dass die Frau mit abgeschlossener Lehre für die Geburtszeitpunkte 28 und 32 Jahre jeweils die höchsten Verluste realisiert; lediglich bei später Mutterschaft mit 36 Jahren hat die Akademikerin die vergleichsweise höchsten Lohn-einbußen.

Abbildung 21: Summierte Jahreslohnverluste bei Erstgeburt mit 32 Jahren: Einfluss von Bildung und Unterbrechungsdauer

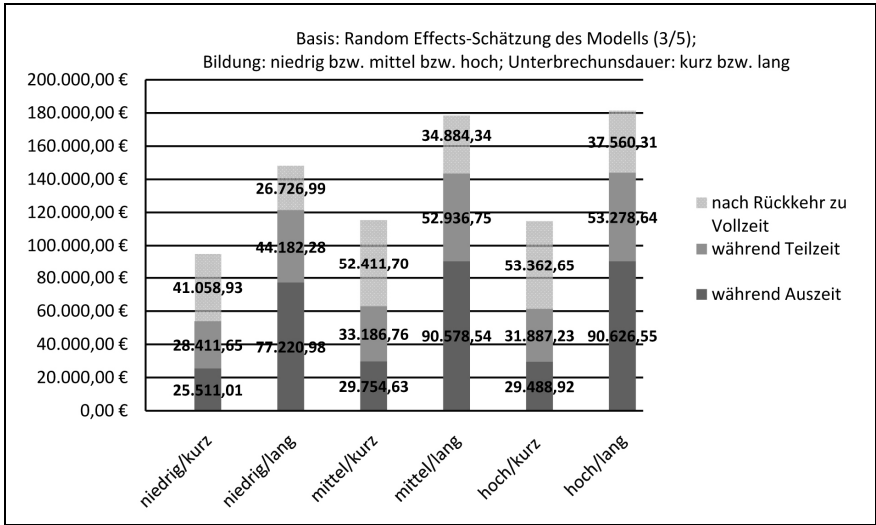


Der Einfluss des *Unterbrechungszeitpunktes* auf die Lohnverluste ist bildungsabhängig. Differenziert man zwischen direkten und indirekten Lohneinbußen, so nehmen die direkten Lohneinbußen für alle Bildungsgruppen mit zunehmendem Erstgeburtsalter zu, während die indirekten Einbußen (Folgekosten) in der Regel abnehmen.<sup>263</sup> Innerhalb der direkten Einbußen sind es bei langen Erwerbsunterbrechungen in allen Bildungsgruppen und beiden Variablensets vor allem die während der Auszeit erlittenen Lohneinbußen, die durch eine Aufschiebung der Geburt empfindlich ansteigen, während bei Erwerbsunterbrechungen nach dem Kindergartenmuster die während der Teilzeitphase erlittenen Lohnverluste vergleichsweise stärker zunehmen. Für beide Muster und Variablensets gilt dabei, dass der Anstieg der Verluste umso höher ausfällt, je höher der Bildungsgrad der Frau ist. Dass die Folgekosten in der Regel umso geringer ausfallen, je später die Erstgeburt erfolgt, ist auf die Dominanz der sich verkürzenden Resterwerbsspanne zurückzuführen.<sup>264</sup>

263 Die einzige Ausnahme stellt die Akademikerin im Kindergartenmuster dar: Hier nehmen die Folgekosten durch Verschiebung des Geburtszeitpunktes vom 29. auf das 33. Lebensjahr noch einmal leicht zu.

264 Bei den Akademikerinnen kommen die sich bei Aufschiebung beschleunigenden Aufholeffekte im Stundenlohn hinzu, bei den beiden übrigen Bildungsgruppen nehmen die Aufholeffekte zwar

Abbildung 22: Summierte Jahreslohnverluste bei Erstgeburt mit 36 Jahren: Einfluss von Bildung und Unterbrechungsdauer



Direkte und indirekte Lohneinbußen entwickeln sich bei Geburtenaufschiebungen also gegenläufig, wobei mal der eine, mal der andere Effekt überwiegt: Bei Frauen mit geringem oder mittlerem Berufsbildungsabschluss dominiert die Verminderung der Folgekosten, sodass die gesamte verlorene Lohnsumme für diese Bildungsgruppen durch Geburtenaufschiebung abnimmt. Bei den Akademikerinnen steigen die Gesamtkosten bei Aufschiebung der Geburt vom 29. auf das 33. Lebensjahr zunächst an: Im Grundschulmuster vermag die aufschiebungsbedingte Reduktion der Folgekosten den starken Anstieg der direkten Lohnverluste nicht aufzufangen, im Kindergartenmuster nehmen sogar die Folgekosten noch einmal leicht zu. Lediglich beim Vergleich der Geburtszeitpunkte 33. und 37. Lebensjahr zeigt sich für die Akademikerinnen, dass durch Aufschiebung eine Reduktion der Gesamteinbußen bewirkt werden kann, auf Grund der Dominanz der nun kräftig sinkenden Folgekosten.

Die Gesamteinbußen der Akademikerin sind bei einer Unterbrechung nach Kindergartenmuster und Geburt im 37. Lebensjahr allerdings immer noch höher als bei einer Geburt im 29. Lebensjahr, sodass bei kurzer Unterbrechung – aus der Perspektive des 29. Lebensjahres – kein Anreiz zur Aufschiebung der Geburt

ab, werden aber durch die sich verkürzende Resterwerbsspanne im Gesamteffekt überkompensiert; vgl. Kap. 4.3.1.2.

besteht.<sup>265</sup> Anders verhält es sich beim Vergleich der Einbußen nach Grundschulmuster: Diese Einbußen gehen durch Aufschiebung vom 33. auf das 37. Lebensjahr so stark zurück, dass sogar die mit einer Geburt im 29. Lebensjahr verbundenen Einbußen unterschritten werden. Sieht sich die Akademikerin einer langen Erwerbspause gegenüber, besteht daher ein Anreiz, die Erstgeburt möglichst weit in die Zukunft zu verschieben.<sup>266</sup> Diese Befunde unterstreichen wiederum die Bedeutung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf für die Entscheidungen des Geburten-Timings und leiten damit zu Abschnitt 5 der Arbeit über.

*Erläuterungen zur Bedeutung des Standardfehlers für die Höhe der Lohnleinbußen gemäß Abbildungen 30 und 31 im Anhang*

Vor Beginn von Abschnitt 5 seien an dieser Stelle jedoch noch einige Bemerkungen zur Bedeutung des Standardfehlers der geschätzten Regressionskoeffizienten für die Höhe der berechneten Lohnleinbußen eingefügt. Der Standardfehler gibt den Korridor an, in dem sich ein geschätzter Regressionskoeffizient bewegt. Dies gilt sowohl für die linearen als auch für die quadrierten Terme der Lohngleichung. Die Berücksichtigung des Standardfehlers in den Simulationen kann auf unterschiedliche Weise erfolgen. Das Interesse bestand darin, die Bandbreite der Lohnverluste und die Position der bisher<sup>267</sup> simulierten Verluste innerhalb derselben zu ermitteln. Daher wurden – exemplarisch für die Frau mittlerer Bildung mit einer Erstgeburt im Alter von 28 Jahren und einer Unterbrechung nach Grundschulmuster – vier Szenarien simuliert, in denen die Berücksichtigung des Standardfehlers zu einer Verstärkung sowohl der Lohnprämien als auch der Lohnstrafen (Szenario (1)), zu einer Abschwächung der Lohnprämien bei gleichzeitiger Verstärkung der Lohnstrafen (Szenario (2)), zu einer Verstärkung der Lohnprämien bei gleichzeitiger Abschwächung der Lohnstrafen (Szenario (3)) bzw. zu einer Abschwächung sowohl der Lohnprämien als auch der Lohnstrafen führt (Szenario (4)). Die sich ergebenden Lohn-Alters-Profile sind im Anhang in Abbildung 30, die hieraus berechneten Lohnverluste in Abbildung 31 im Anhang dargestellt.

Unter Szenario (2) werden minimale, unter Szenario (3) maximale Verluste ausgewiesen, da in Szenario (2) der jeweilige Standardfehler vom betreffenden Punktschätzer subtrahiert, in Szenario (3) zu diesem hinzuaddiert wurde. Die

---

265 Diese Schlussfolgerung gilt ebenfalls, wenn der Simulation das Variablenset (3) zu Grunde gelegt wird.

266 Bei Simulationen auf Basis des Variablensets (3) verharren die Gesamteinbußen aus der Geburt im 37. Lebensjahr jedoch oberhalb des Niveaus, das sich bei einer Geburt im 29. Lebensjahr ergibt, sodass hier lediglich ein beschränkter Geburtenaufschiebungs-Anreiz – vom 33. Lebensjahr aus gesehen – konstatiert werden kann.

267 (ohne Fehlerberücksichtigung)

unterschiedliche Berücksichtigung des Standardfehlers äußert sich insbesondere in den Folgeeffekten. Eine Schlüsselrolle kommt hierbei der Variable *aktuelle Vollzeit* zu: Eine Abschwächung der Lohnprämie dieser Variable liefert minimale Verluste (Szenario 2). Umgekehrt sind die Verluste maximal, wenn der Punktschätzer dieser Variable um den Standardfehler erhöht wird (Szenario 3). Die beiden übrigen Szenarien liefern mittlere Lohnverluste, auf Grund der verstärkten Krümmung des durchgängigen Lohnprofils (Szenario 1) bzw. des abgeschwächten Lohnabschlags im Wiedereintrittsjahr (Szenario 4). Insgesamt zeigen die exemplarischen Rechnungen, dass die *Nichtberücksichtigung des Standardfehlers* in den Simulationen eher zu einer *Unterschätzung* als zu einer *Überschätzung der Lohnverluste* führt.

Nach diesem kurzen Exkurs soll nun der Blick auf die Verhaltens-Implikationen der berechneten Verluste gelenkt werden: Als Ausgangsbasis der Überlegungen in Abschnitt 5 dient Tabelle 27 im Anhang. Sie fasst die Ergebnisse der finalen Simulationen aus Abschnitt 4.3 – sortiert nach den Einflussfaktoren Bildungsgrad, Unterbrechungsmuster und -zeitpunkt – zusammen. Die Kopfzeile der Tabelle unterscheidet zwischen den Lohnverlusten auf Stunden- sowie auf (aggregierter) Jahresebene. In den Zellen sind die Ausprägungen der drei Kriterien ihrem Lohnverlust-Einfluss nach absteigend geordnet. Die zweite Zelle von oben in der zweiten Spalte von links ist beispielsweise wie folgt zu lesen: „Der Bruttostundenlohn-Verlust mit 45 Jahren fällt umso höher aus, je höher der berufliche Bildungsabschluss der Frau ist.“

## **5 Auswirkungen antizipierter Lohnverluste auf Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang und daraus folgende familienpolitische Implikationen**

In diesem letzten Abschnitt der Arbeit soll gezeigt werden, unter welchen Annahmen – und in welcher Form – der Einfluss antizipierter künftiger Einkommensverluste auf heutige Zeitverwendungsentscheidungen im familiären Zusammenhang theoretisch modelliert werden kann, wie sich die konkreten, in Abschnitt 4 berechneten Einbußen in den Modellzusammenhang einordnen lassen und welche familienpolitischen Implikationen aus den gefundenen Ergebnissen erwachsen.

### **5.1 Das Modell der Zeitallokation im Haushalt von Becker (1965) und das dynamische Bargaining-Modell von Ott (1992)**

Die Analyse von Zeitverwendungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang hat eine lange Tradition. Als ein Pionier dieser Forschungsrichtung gilt Gary S. Becker, der mit seinem Modell der Zeitallokation im Haushalt (1965) als der Begründer der so genannten „New Home Economics“ gilt.<sup>268</sup> Der Haushalt fungiert in diesem Modell als Konsum-, Produktions- und Versicherungsgemeinschaft: Gemeinsam nutzbare unteilbare Gebrauchsgüter wie Wohnung, Auto usw. mindern die individuellen Kosten für diese Güter gegenüber dem Single-Dasein; die Spezialisierung der Partner auf Haus- bzw. Marktarbeit erlaubt in Verbindung mit interpersonell transferierbaren Gütern die Ausnutzung komparativer Vorteile, und das gegenseitige Einstehen füreinander garantiert eine kostengünstige Absicherung gegen Wechselfälle des Lebens wie Arbeitslosigkeit, Krankheit und Alter.<sup>269</sup> Die Haushaltsmitglieder maximieren eine gemeinsame Haushaltsnutzenfunktion; der Haushaltsnutzen ist dabei eine positive Funktion des erzeugten

---

268 Vgl. Becker (1965).

269 Vgl. Ott, N. (1995), S. 81. Die Wörter „Ehe“, „Haushalt“, „Beziehung“ werden im Folgenden synonym verwendet. Es kommt dabei nicht auf eine Abgrenzung im rechtlichen Sinn, sondern auf eine Partnerschaft mit gemeinsamer Haushaltsführung an.

Aggregats unterschiedlicher materieller wie immaterieller Güter (so genannter „Elementargüter“).<sup>270</sup> Mittels der von Becker getroffenen Annahme, dass eine Aggregat-Minderung niemandem nützt, aber manchen Haushaltsmitgliedern schadet, und der weitergehenden Annahme, dass die Haushaltsmitglieder entweder selbst altruistisch sind oder aber – mit gleichem Ergebnis – ein altruistischer Haushaltsvorstand eine ausreichende Verfügungsgewalt zur Umverteilung hat, haben alle Haushaltsmitglieder Anreize, unter effizientem Einsatz ihrer Ressourcen zu einer Maximierung des Aggregats beizutragen.<sup>271</sup> Die Haushaltsgüter werden unter Einsatz von Marktgütern und Zeit produziert, wobei sowohl Zeit als auch finanzielle Mittel begrenzt sind.<sup>272</sup> Marktgüter und Zeit sind nur unvollständig gegeneinander substituierbar, weiterhin ist der Preis der Hausarbeitszeit in dem währenddessen entgangenen Lohneinkommen zu sehen, das – qua unterschiedlich ausgebildeten Humankapitals – ebenso zwischen den Haushaltspartnern differieren kann wie die Produktivität im Haushalt. Im Optimum (Haushaltsnutzenmaximum) ergibt sich eine Ressourcenallokation dergestalt, dass für jene Haushaltsmitglieder, die sowohl für Haus- als auch für Erwerbsarbeit Zeit aufwenden, das Grenzprodukt der für Hausarbeit verwendeten Zeit jenem der für Marktarbeit verwendeten Zeit entspricht; alle übrigen Haushaltsmitglieder haben einen komparativen Vorteil entweder in Haus- oder in Marktarbeit und spezialisieren sich in jenem Sektor vollständig.<sup>273</sup> Unter der Annahme, dass eine Spezialisierung der Partner auf Haus- respektive Erwerbsarbeit positive Grenzerträge zeitigt, führt eine maximale Spezialisierung der Partner – selbst bei gleicher Anfangsausstattung der Partner mit Humankapital – zu einer maximalen Haushaltswohlfahrt.<sup>274</sup>

---

270 Eine Erweiterung erfährt das Beckersche Modell durch Gronau (1973, 1977), der neben Erwerbsarbeit und Hausarbeit Freizeit als dritte Zeitverwendungsmöglichkeit einführt.

271 Das Altruismus-Konstrukt ist bei Becker in Form interdependenter Nutzenfunktionen dargestellt; vgl. bspw. Becker, G. S. (1981), S. 277-306. Hier, auf Seite 288, findet sich auch die Beschreibung des so genannten „Rotten Kid Theorems“.

272 Die Haushaltsnutzenfunktion wird daher unter den beiden üblichen Nebenbedingungen einer Zeitrestriktion und einer Budgetrestriktion maximiert. Die Summe aus Haus- und Erwerbsarbeitszeit (und ggf. Freizeit) kann das Budget eines 24-Stunden-Tages nicht überschreiten; die Summe der Konsumausgaben kann nicht höher als die Summe aus Marktlohn- und Vermögens-einkommen sein.

273 Das Theorem, dass bei unterschiedlichen komparativen Vorteilen der Haushaltsmitglieder nur höchstens eine Person Zeit für beide Sektoren aufwendet, wird von Becker für den Fall konstanter oder steigender Skalenerträge modifiziert: Dann spezialisieren sich alle Haushaltsmitglieder vollständig sowohl in ihrer Zeitverwendung als auch in ihren sektorspezifischen Humankapital-investitionen (vgl. Becker (1981), S. 33-36).

274 Interessanterweise sieht Becker dennoch einen Anfangsvorteil des weiblichen Partners für Hausarbeit, da nur die Frau zu Schwangerschaft und Stillzeit in der Lage und diese „Tätigkeiten“ besser mit Haus- als mit Marktarbeit kombinierbar seien; vgl. Becker (1981), S. 38.



Warum spielen die in Abschnitt 4 dieser Arbeit berechneten Lohneinbußen durch Erwerbsunterbrechungen in dem vorgestellten Beckerschen Modell keine Rolle? Dies ist in der statischen Konzeption des Modells begründet bzw. genauer gesagt: in der Annahme langfristig stabiler Paarbeziehungen. Der Effizienzgewinn durch Heirat fällt vornehmlich in den ersten Jahren der Ehe an, wenn die Kinder klein und der Spezialisierungsvorteil groß ist.<sup>275</sup> In dieser Zeit leistet insbesondere der sich auf Hausarbeit spezialisierende Partner seinen Beitrag zur Familienwohlfahrt, indem er später nicht aufholbare Investitionen in marktfähiges Humankapital unterlässt. Bei stabilen Verträgen birgt diese Spezialisierung kein Risiko, da der auf Erwerbsarbeit spezialisierte Partner – beispielsweise der Mann – den anderen Partner auch in späteren Jahren unterhält, wenn die Kinder längst ausgezogen sind. Nicht nur partizipiert also der Mann in den ersten Ehejahren am Nutzen aus Kindern – demnach den Erträgen des spezifischen weiblichen Humankapitals –, sondern es partizipiert auch die Frau in späteren Jahren an den Erträgen des spezifischen männlichen Humankapitals. Aus der Annahme langfristig stabiler Beziehungen folgt ferner, dass auch die interne Verteilung der im Haushalt produzierten Güter auf die Partner als gegeben angenommen wird: Veränderte Einkommenskapazitäten am Markt und sich hieraus ergebende veränderte Alternativen außerhalb der Ehe spielen keine Rolle für die innereheliche Güterverteilung.

Insbesondere zwei Entwicklungen haben dazu beigetragen, dass sich die Interessenlage der Frauen inzwischen etwas anders als im hier dargelegten Beckerschen Modell gestaltet. Zum einen sind Frauen heute bei Berufseintritt ebenso gut, zum Teil sogar besser als Männer ausgebildet, weshalb die von Frauen erzielbaren Marktlöhne gestiegen sind. Zum anderen hat die fortschreitende Technisierung der Haushaltsproduktion dazu geführt, dass ein Teil der Haushaltsproduktionsgüter durch Marktgüter ersetzt werden kann, sodass der Wert der Haushaltsproduktion sinkt. Auf Grund dieser beiden Entwicklungen schrumpfen die Effizienzgewinne aus der traditionellen innerfamiliären Spezialisierung. Zugleich – möglicherweise infolgedessen – zeigt sich der in vielen westlichen Ländern zu beobachtende Anstieg der Scheidungsziffern bzw. die rückläufige Heiratsneigung jüngerer Kohorten, insbesondere gut ausgebildeter Frauen. Damit einher geht eine rückläufige Geburtenneigung, weil die Geburt von Kindern in Deutschland noch immer eng an die Heirat geknüpft ist.<sup>276</sup> Die steigenden Scheidungsraten wiederum implizieren asymmetrische Risiken für jene Ehepartner, die das traditionelle Rollenmodell praktizieren: Während der auf Erwerbsarbeit spezialisierte Partner im Falle der Auflösung der Partnerschaft weiterhin von den Erträgen seines marktspezifischen Humankapitals profitiert, muss der auf Hausarbeit spezialisierte Partner

---

275 Vgl. Becker (1976), S. 207-214.

276 Vgl. Wirth/Dümmler (2004), S. 5.

einen Nutzenverlust aufgrund seiner verschlechterten Position auf dem Arbeitsmarkt hinnehmen. Die Entscheidung der Frau für Haushalt und Kinder gleicht damit einem Gefangenendilemma: Hält der Partner dauerhaft an der Beziehung fest, profitieren beide von der traditionellen Spezialisierung in Form einer höheren Haushaltswohlfahrt (Win-Win-Situation). Löst er sich dagegen nach Geburt der Kinder bzw. nach eingegangener Spezialisierung aus der Partnerschaft, realisiert einzig die Frau durch das bereits entwertete Humankapital und die weiteren, mit Einkommenseinbußen verbundenen kindbedingten Ausfallzeiten einen (Lebens-) Nutzenverlust.

Das Beckersche Modell ist demnach kaum in der Lage, die in den letzten Jahrzehnten stark angestiegene Frauen- und insbesondere Mütter-Erwerbstätigkeit zu erklären.<sup>277</sup> Frauen gehen vielmehr selbst dann einer Erwerbstätigkeit nach, wenn dadurch kurzfristige Nettoeinkommens-Einbußen für die Haushaltskasse entstehen. Umgekehrt ergeben sich bei Verzicht auf eine nachgeburtliche Erwerbstätigkeit der Mutter – trotz der hier berechneten Bruttolohnverluste – zumindest während der ersten Jahre nach der Geburt finanzielle Erleichterungen für die Haushaltskasse, die der Ausrichtung des deutschen Steuer- und Transfersystems auf die finanzielle Förderung von Familien mit Kindern geschuldet sind: Die Existenz von Kindern berechtigt nicht nur zur Inanspruchnahme kindbezogener Transferzahlungen wie beispielsweise dem Elterngeld, sondern führt, sofern das Paar heiratet und ein Partner weiterhin Alleinverdiener ist, darüber hinaus auch zu einer steuerlichen Besserstellung des Haushalts. Versucht der Haushalt hingegen, die Einkommenssituation der Familie durch einen Zweitverdienst des Partners aufzubessern, gehen im Falle, dass der Hinzuverdienst über eine geringfügige Teilzeittätigkeit hinausgeht, Transferansprüche verloren und/oder das Zusatzeinkommen wird mit prohibitiv hohen Grenzsteuersätzen belegt: Wie Eichhorst et al. konstatieren, rangierte Deutschland im OECD-Vergleich 2005, was den Zugewinn an Nettoeinkommen aus einem zusätzlichen Euro Bruttoeinkommen betrifft, auf dem vorletzten Platz.<sup>278</sup>

Statt kurzfristiger monetärer Anreize dürften daher eher langfristige strategische Überlegungen maßgebend für eine erhöhte Erwerbsbeteiligung von Müttern sein.

---

277 Zur Kritik an den modelltheoretischen Annahmen Beckers vgl. beispielsweise Pollak (2003), Lundberg/Pollak (2003), Klewmarken (1999 oder Ott (1992, 1995, 2002).

278 Der Zugewinn betrug für einen Paarhaushalt mit 100+67 Prozent des Durchschnittsverdienstes 2005 genau 68 Cent; vgl. Eichhorst et al. (2007), S. 62. Die Entscheidung zur Arbeitsaufnahme selbst ist, wie die Autoren bemerken, vom Durchschnittssteuersatz, die Aufstockung der Arbeitszeit dagegen vom Grenzsteuersatz abhängig. Während der steigende Grenzsteuersatz einen negativen Anreiz zur Aufstockung einer bereits bestehenden Arbeitszeit setzt, bietet ein sprunghaft steigender Durchschnittssteuersatz bei Aufnahme der Erwerbstätigkeit (sinkender Splittingvorteil bzw. bei Alleinerziehenden: Anrechnung bisher erhaltener Lohnersatzleistungen auf das neu entstandene Erwerbseinkommen) einen abschreckenden Anreiz zum Arbeitsmarkteintritt.

Die Verhaltenswirkungen von intertemporalen Zusammenhängen zwischen heutigen Zeitverwendungsentscheidungen und morgigem Humankapitalstock werden in dynamischen Bargaining-Modellen abgebildet, beispielsweise im Modell von Ott (1992).<sup>279</sup> Dieses spieltheoretische Modell unterscheidet sich vom traditionellen Beckerschen Ansatz durch die Zielfunktion: Die im Falle eines Scheiterns der Beziehung maximal erzielbaren individuellen Nutzenniveaus der Partner sind als Konfliktauszahlungen Bestandteil der wie folgt darstellbaren kooperativen Nash-Lösung:

$$\max_x N = [U^m(x) - D^m] * [U^f(x) - D^f].^{280}$$

Der Parameter  $x$  steht für einen Vektor im Haushalt produzierter Güter, die zu einem Preisvektor  $p$  produziert werden.<sup>281</sup> Die Partner verhandeln innerehelich Periode für Periode über die Aufteilung der produzierten Haushaltsgüter sowie die Zeitverwendung auf Haus- und Erwerbsarbeit (und ggf. Freizeit). Dabei sind die üblichen Budgetrestriktionen zu beachten: Die Konsumsumme kann nicht höher als das Familieneinkommen  $Y$  sein ( $Y=x'p$ ); außerdem kann die Summe der zur Verhandlung stehenden Zeitverwendungen individuell nicht über einen 24-Stunden-Tag (abzüglich Regenerationszeiten) hinausgehen.  $U^m$  steht für den erzielten innerehelichen Nutzen des männlichen Partners,  $U^f$  für jenen des weiblichen Partners. Die Konfliktauszahlungen (Drohpunkte) entsprechen dem als Single bei verfügbarem Single-Einkommen ( $Y^1$ ) und geltenden Preisen ( $p$ ) maximal erreichbaren Single-Nutzen:  $D^1(p, Y^1) = \max_x U^1(x)$  unter der Nebenbedingung  $Y^1 = x'p$ . Jeder der beiden Partner lässt sich auf die Kooperation nur ein, wenn der im Haushalt erzielbare Nutzen höher als sein individuell als Single erzielbarer Nutzen ist ( $U^m(x) > D^m$ ;  $U^f(x) > D^f$ ).

Das dynamische strategisch-kooperative Modell von Ott berücksichtigt den sich aus einer Erwerbsunterbrechung von Frauen ergebenden Humankapitalverlust in der nachgeburtlichen Periode 2 des Zwei-Perioden-Modells als asymmetrisches Risiko. Die verschlechterten Einkommenserzielungsmöglichkeiten der Frau am Markt vermindern nicht nur das naheheliche Nutzenniveau, sondern beeinträchtigen – über einen niedrigeren Drohpunkt – auch die Verhandlungsmacht der Frau bei der Verteilung der Haushaltsgüter während der Ehe. Die

---

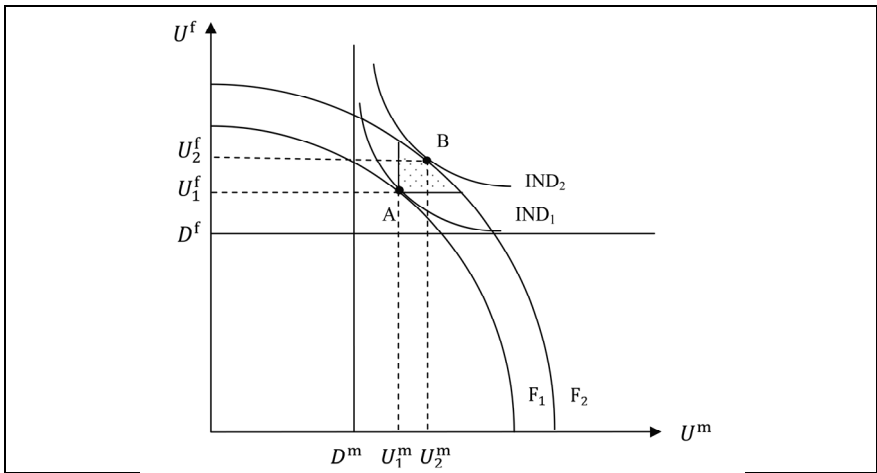
279 Vgl. Ott (1992), im Folgenden angelehnt an die Darstellung in Ott (1995), S. 80-91, die eine vollständige Ausformulierung des Modells beinhaltet.

280 Die Individualnutzen sind intertemporal additiv, sodass sich der Haushaltsnutzen eigentlich als Produkt der individuellen Heiratsgewinne aus beiden Perioden ergibt; vgl. das ausformulierte Modell in Ott (1995), S. 86.

281 Die multiplikative Verknüpfung der Heiratsgewinne zeigt auch in diesem Modell die Interdependenz der Individualnutzen an. Da der eigene Nutzen von dem vom Partner erzielten Nutzen abhängig ist, sind beide Partner an der Maximierung des Gesamtausgangs interessiert.

vollständige Spezialisierung ermöglicht zwar eine Steigerung der Güterproduktion und damit des Haushaltsnutzens insgesamt; ist die Veränderung der Verhandlungsmacht hinreichend groß, kann die neue Güterverteilung zu Ungunsten der Frau dieser jedoch faktisch einen Nutzennachteil gegenüber dem Status quo in Periode 1 bescheren. Rational handelnde Individuen werden veränderte Auszahlungen in einer späteren Periode jedoch in ihren Entscheidungen in der aktuellen Periode berücksichtigen. Die Risiken des sinkenden Einkommenspotenzials vorhersehend, werden Frauen nicht bereit sein, sich – wie in statischer Betrachtung rational – vollständig auf Hausarbeit zu spezialisieren, sondern sie werden versuchen, stets „mit einem Bein im Beruf“ zu bleiben. Im dynamischen Modell ergibt sich deshalb eine von der traditionell-statischen Lösung abweichende Spezialisierungsentscheidung bzw. Zeitallokation, die unter dem Gesichtspunkt der Nutzenmaximierung im gemeinsamen Haushalt suboptimal ist. Dies soll in den beiden nachfolgenden Abbildungen 23 und 24 veranschaulicht werden.<sup>282</sup>

Abbildung 23: Auswirkungen der Geburt eines Kindes auf Haushaltsnutzen und Individualnutzen der Haushaltspartner im traditionellen Beckerschen Ansatz mit exogenen Haushaltspräferenzen



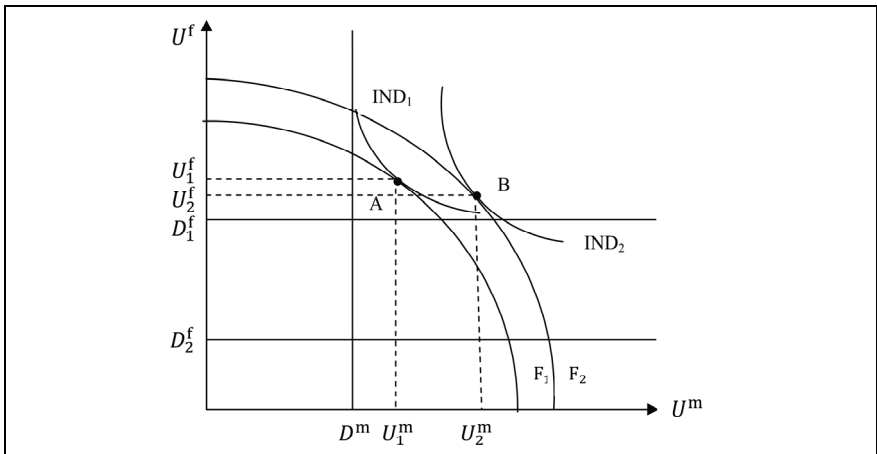
In Abbildung 23 stellt die Haushaltsnutzen-Möglichkeitsskurve  $F_1$  die Summe an Nutzenkombinationen der Partner dar, die mit gegebenem Einkommen  $Y$  und gegebenen Preisen  $p$  erreichbar sind. Die Haushaltsnutzen-Indifferenzkurven  $IND_1$  und  $IND_2$  dagegen repräsentieren jene Nutzenkombinationen der Partner, die ein konstantes Haushaltsnutzenniveau garantieren. Da weiter entfernt vom

282 Die Darstellungen sind angelehnt an Ott (1995), S. 90.

Ursprung liegende Indifferenzkurven ein höheres Haushaltsnutzenniveau darstellen, ergibt sich im Status quo vor Geburt des Kindes der Tangentialpunkt A von  $IND_1$  mit  $F_1$ , mit dem Nutzen  $U_1^m$  für den männlichen und  $U_1^f$  für den weiblichen Haushaltspartner. Beide innerehelichen individuellen Nutzenniveaus sind höher als die außerhalb der Ehe erreichbaren Nutzenniveaus  $D^m$  bzw.  $D^f$ . Die Geburt eines Kindes sei nun annahmegemäß mit einer notwendigen Spezialisierung der Frau auf Hausarbeit verbunden. Dennoch verursache das Kind einen Nettowohlfahrtsgewinn, da der hinzugewonnene Nutzen höher sei als die (expliziten und impliziten) Kosten. Der Nettowohlfahrtsgewinn äußert sich grafisch in einer Rechtsverschiebung der Nutzenmöglichkeitskurve des Haushaltes: Nicht mehr  $F_1$ , sondern  $F_2$  ist erreichbar. Vom Status quo (Punkt A) ausgehend, existieren mehrere Paretoverbesserungen darstellen (gepunktete Fläche). Sein Nutzenmaximum erzielt der Haushalt im Tangentialpunkt B der neuen Nutzenmöglichkeitskurve  $F_2$  mit der nun maximal erreichbaren Indifferenzkurve  $IND_2$ . Im Ergebnis ist das nachgeburtliche innereheliche Nutzenniveau bei beiden Partnern höher als das vorgeburtliche ( $U_2^m > U_1^m$ ;  $U_2^f > U_1^f$ ). Dies antizipierend, besteht für beide Partner ein Anreiz, sich für das Kind zu entscheiden und die Spezialisierung einzugehen. Die verschlechterte Einkommenserzielungsposition, die sich für die Frau aus der Vernachlässigung ihres marktnahen Humankapitals ergibt, ist entscheidungsirrelevant, da der Ehevertrag annahmegemäß stabil ist.

Anders dagegen in einer Situation, in der die Möglichkeit des Scheiterns der Beziehung erwogen wird (vgl. Abbildung 24):

Abbildung 24: Auswirkungen der Geburt eines Kindes auf Haushaltsnutzen und Individualnutzen der Haushaltspartner im zweiperiodischen Bargaining-Ansatz mit endogenen Haushaltspräferenzen



Die Geburt des Kindes generiere annahmegemäß denselben Nettowohlfahrtsge-  
winn des Haushalts wie im traditionellen Modell. Daher verändert sich auch hier  
die Haushaltsnutzen-Möglichkeitenkurve von  $F_1$  zu  $F_2$ . Im Unterschied zum tradi-  
tionellen Modell hat die Spezialisierung der Frau auf Haus- und des Mannes auf  
Erwerbsarbeit hier jedoch Folgen für den Individualnutzen in Periode 2, der  
wiederum auf die Spezialisierungsentscheidung in Periode 1 zurück wirkt: In  
Folge ihres verminderten marktnahen Humankapitals und der dadurch gesunken-  
en Einkommensperspektiven wäre für die Frau in Periode 2 außerhalb der Ehe  
maximal das Nutzenniveau  $D_2^f$  erreichbar. Diese verminderte Konfliktauszahlung  
in der Folgeperiode beeinträchtigt, da sie antizipiert wird, sofort nach eingegan-  
gener Spezialisierung – also nach der Geburt des Kindes – die Verhandlungsposi-  
tion der Frau gegenüber ihrem Partner: Die Güterverteilung verändert sich zu  
ihren Ungunsten, was sich grafisch in einer veränderten Neigung der Haushalts-  
nutzen-Indifferenzkurve niederschlägt. Unter veränderten Präferenzen wäre die  
Auszahlung des Spiels für die Frau in der nachgeburtlichen Periode 2 das Nutzenni-  
veau  $U_2^f$ , das niedriger als das Nutzenniveau im Status quo ist. Die Nutzenver-  
schlechterung antizipierend, wird die Frau in Periode 1 nicht bereit sein, die  
Spezialisierung einzugehen: Die Haushaltspartner verharren auf den durch Punkt  
A gekennzeichneten individuellen Nutzenniveaus, das Kind wird nicht geboren,  
und mögliche Wohlfahrtsgewinne aus einer Steigerung der Haushaltsproduktion  
(Punkt B in Abbildung 24) werden nicht realisiert.<sup>283</sup>

## 5.2 Einordnung der berechneten Lohnleinbußen in das dynamische Bargaining-Modell von Ott (1992)

Da von den beiden vorgestellten theoretischen Ansätzen nur das Ott-Modell  
Humankapitaleffekte von Zeitverwendungsentscheidungen modelliert, können  
sich die folgenden Ausführungen auch nur auf dieses Modell beziehen. Die Aus-  
sage des Modells lautet: Einseitige, antizipierte Spezialisierungsrisiken auf  
Haushalt und Kinder erhöhen das weibliche Erwerbsangebotsangebot und senken  
zugleich die Geburtenbereitschaft. Damit erklärt das Modell – oberflächlich be-  
trachtet – die bekannten Folgewirkungen der in Abschnitt 4 berechneten Lohnver-  
luste: Eine hohe Müttererwerbstätigkeit und eine rückläufige Geburtenneigung.  
Bei genauerem Hinsehen sind jedoch einige zusätzliche Annahmen erforderlich,

---

283 Streng genommen wird lediglich die Entscheidung gegen ein Kind gefällt. Das Geburtsergebnis selbst ergibt sich erst im Zusammenwirken mit anderen Faktoren außerhalb der persönlichen Kontrollsphäre.

um die in Abschnitt 4 gefundenen Ergebnisse in den Modellzusammenhang einpassen zu können.

Die wichtigste vorzunehmende Modifikation betrifft das Zustandekommen des Spezialisierungsrisikos. Das Spezialisierungsrisiko wird als Nutzenverlust der Frau zwischen den Perioden 1 und 2 gefasst. Dieser Nutzenverlust entsteht im Ott-Modell dadurch, dass ein geschrumpfter Kapitalstock geringere Erträge (Lohneinkommen) abwirft, denn annahmegemäß ist der Single-Nutzen eine Funktion von Preisen und Single-Einkommen. Der Nutzenverlust basiert demnach auf einem ausschließlich *intrapersonellen* Einkommensvergleich zu verschiedenen Zeitpunkten. Dies würde bedeuten, dass sich im Fall eines zügigen Einkommensaufholprozesses nach erfolgtem Wiedereinstieg der Spezialisierungsnachteil auf den relativ kurzen Zeitraum der Unterbrechung selbst zuzüglich weniger Jahre beschränkte. Akademikerinnen hätten diesen Verlust – gemäß der Ergebnisse aus Abschnitt 4 – schneller ausgeglichen als niedriger gebildete Gruppen (da sie unter den vergleichsweise niedrigsten Entwertungsraten von Humankapital zu leiden haben) und dieser Logik folgend die höchste Spezialisierungs- und Geburtenbereitschaft. Dies widerspricht den empirischen Befunden. Darüber hinaus ist gegen die Ottische Konzeption des Single-Nutzens der theoretische Einwand zu erheben, dass eine auf den Entwertungseffekt beschränkte Verlustkonzeption die Opportunitätskosten von Kindern nur unzureichend erfasst: Die Verzichtskosten aus kindbedingter Erwerbsunterbrechung bestehen nicht nur intrapersonell, sondern zusätzlich *interpersonell* – sie umfassen den gesamten, mit der Entscheidung für die Alternative „Geburt“ verbundenen Einkommensverlust. Es erscheint also angebracht, das in Abbildung 24 mit dem vertikalen Abstand zwischen  $D_1^f$  und  $D_2^f$  veranschaulichte Spezialisierungsrisiko als Nutzenverlust aus jenem Einkommensverlust zu verstehen, wie er in Abschnitt 4 dieser Untersuchung konzipiert wurde.<sup>284</sup> Dies würde es auch ermöglichen, einen Nutzenverlust trotz individuell gestiegenen Einkommens modellimmanent abzubilden.<sup>285</sup>

Die verminderte Konfliktauszahlung in der Folgeperiode beeinträchtigt – wie weiter oben beschrieben – nicht nur das außerhalb der Ehe erzielbare Individualnutzenniveau, sondern bereits in der laufenden Periode die Verhandlungsposition der Frau innerhalb der Ehe. Demgegenüber bleibt im Ott-Modell die männliche Konfliktauszahlung unverändert, sodass sich eine asymmetrische Verteilung der Einkommenspotenziale innerhalb der Ehe ergibt, die die höhere Verhandlungsmacht des männlichen Partners bei der Güterverteilung begründet. Dem ist ent-

---

284 Noch einmal soll betont werden, dass diese Verlustkonzeption voraussetzt, dass das Einkommen der Referenzfrau für die Mutter auch tatsächlich erreichbar wäre, d. h. diese sich nicht in wesentlichen lohnrelevanten Merkmalen von der Referenzfrau unterscheidet.

285 Formal gesehen, wäre in die Single-Nutzenfunktion ein Argument aufzunehmen, das die Einkommensdifferenz der Unterbrechungs- zur Referenzfrau umfasst.

gegen zu halten, dass der Mann – so er sich auf Erwerbsarbeit spezialisiert – von einer stetigen Erweiterung seines Einkommenserzielungs-Potenzials profitiert, sodass er über seine gesamte Erwerbsspanne ein Humankapital- und Einkommensvorsprung gegenüber seiner auf Hausarbeit spezialisierten Partnerin erfährt, selbst wenn diese ihr Ausstiegseinkommen vor der Geburt in späteren Jahren wieder erreicht bzw. sogar überschreitet.<sup>286</sup> Die asymmetrische Verteilung der Einkommenspotenziale und deren Ausfluss – die relativ höhere Verhandlungsmacht des Mannes – bleibt also vom Grundsatz her auch unter der modifizierten Fassung des weiblichen Spezialisierungsrisikos bestehen.<sup>287</sup>

Das Ott-Modell hat einen Zeithorizont von zwei Perioden: Einer Phase 1 mit hohen Effizienzgewinnen der Haushaltsproduktion (kleinen Kindern) und eine Phase mit niedrigen Effizienzgewinnen im Haushaltsbereich, aber hohen Erträgen aus vormals getätigten (männlichen) Humankapitalinvestitionen am Markt. In Phase 1 tritt die Frau mittels Spezialisierung auf Hausarbeit in Vorleistung und erhofft die Rückzahlung des Mannes in Phase 2. Demnach ist Phase 2 als derjenige Zeitraum zu interpretieren, in dem die Stabilitätsrisiken des Vertrages virulent werden. Streng genommen ist dies dann der Fall, wenn die Frau zur erneuten Erbringung einer Vorschussleistung nicht mehr in der Lage ist, weil sie das zeitliche Gebärdenfenster bereits verlassen hat. Dies ist in der Regel mit 45

---

286 Um etwaige Veränderungen der Asymmetrie abzubilden, schlägt Ott einen Symmetrie-Indikator vor; vgl. Ott (1995), S. 93-94.

287 Allerdings wird der Einfluss des Einkommenspotenzials auf die innereheliche Verhandlungsmacht ohnehin in vielen Studien bezweifelt. Denn bei einem Anstieg der beruflichen Eingebundenheit der Frau nimmt – der Modell-Logik folgend – deren Verhandlungsmacht in der Ehe zu und müsste eine Neuallokation der Zeitverwendungen der Partner herbeiführen. Im Widerspruch dazu steht die durch Zeitbudgetstudien untermauerte Beobachtung, dass auch in Partnerschaften, in denen Frauen über ein hohes marktnahes Humankapital verfügen und hohe Erwerbseinkommen erzielen, Frauen den überwiegenden Teil der Hausarbeit verrichten. So kann Beblo (1999) mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels 1985-1994 anhand eines Samples verheirateter Paare (beide Partner berufstätig) zeigen, dass der Anteil des Mannes an der täglich zu verrichtenden Hausarbeit mit stets etwa 20 Prozent (und an der täglich zu verrichtenden Kinderbetreuung mit stets etwa 30 Prozent) unabhängig von der beruflichen Eingebundenheit der Ehefrau ist: Weitete die Frau ihre Erwerbsarbeit aus, geht dies allein zu Lasten ihrer Freizeit (vgl. Beblo (1999), S. 473-489). Auch Lauk und Meyer, die die empirische Relevanz verschiedener Zeitallokationsmodelle untersuchen, finden, dass die von den Partnern geleistete Hausarbeitszeit relativ unabhängig von der aktuellen individuellen Lebenssituation wie beispielsweise dem Erwerbsstatus ist (vgl. Lauk/Meyer (2004). Akerlof und Kranton tragen diesem Umstand Rechnung, indem sie die Nutzenfunktion des Bargaining-Modells um die Variable „Identität“ ergänzen: Die die (Rollen-) Identität von Ehemann und Ehefrau bedrohende Frauenerwerbstätigkeit und damit verbundene Nutzeneinbußen werden durch zusätzliches rollenkonformes Engagement der Ehefrau im Haushalt kompensiert (vgl. Akerlof/Kranton (2000).



Jahren der Fall. Zugleich sind die im 46. Lebensjahr noch nicht aufgeholten Lohneinbußen als in großen Teilen irreversibel anzusehen.

Dies spricht dafür, die im 46. Lebensjahr verbleibenden Bruttostundenlohnverluste als *Spezialisierungsrisiko im engeren Sinne* zu instrumentalisieren. Etwas umfassender betrachtet, könnte auch die gesamte nachgeburtliche Erwerbsphase, zumindest aber die Zeit nach Rückkehr zur Vollzeittätigkeit, als „spezialisierungskritisch“ verstanden werden, wenn man bedenkt, dass die Mutter mit ihrer erneuten Erwerbsaufnahme ein Signal für die Substituierbarkeit ihrer Betreuungsleistung setzt. Während die (Brutto-) Lohneinbußen der Frau in der Auszeitphase (und ggf. auch in der Teilzeitphase) von staatlichen Einkommensersatzleistungen wie dem Elterngeld und darüber hinaus vom Einkommen des Haushaltspartners aufgefangen werden, da die Kinder zu diesem Zeitpunkt noch klein und der ökonomische Anreiz zur Aufrechterhaltung des Ehevertrages mithin groß ist, markiert das Erreichen des Kindergarten-, spätestens aber des Grundschulalters des Kindes eine „Risikowende“: Nun kann die Familiengründungs- und damit Vorleistungsphase der Frau als abgeschlossen gelten; etwaige Einkommensausfälle gehen nun mit höherer Wahrscheinlichkeit zu ihren persönlichen Lasten. Es beginnt die weiter oben angesprochene Rückzahlungsphase des Mannes, denn die Frau hat sich nun auf dem Arbeitsmarkt mit den nachteiligen Konsequenzen ihrer vormaligen Spezialisierungsentscheidung auseinanderzusetzen. Da sie wieder Vollzeit arbeitet, ist ihr persönlicher Einfluss auf die Höhe dieser Verluste ausgereizt: Die in Abschnitt 4 berechneten Folgekosten können daher als *Spezialisierungsrisiko im weiteren Sinne* verstanden werden.<sup>288</sup>

### **5.3 Implikationen des Bargaining-Modells hinsichtlich des Einflusses von Unterbrechungsdauer, Unterbrechungzeitpunkt und Bildungsniveau auf die Spezialisierungsbereitschaft von Frauen**

Aus dem Bargaining-Modell ergibt sich die These, dass die Bereitschaft zur Spezialisierung auf Hausarbeit umso geringer ist, je höher das Spezialisierungsrisiko eingeschätzt wird. Fasst man wahlweise die verbleibende Stundenlohndiscrepanz im 46. Lebensjahr oder die Folgekosten (als verlorene Gesamtlohnsomme zwischen Wiedereinstieg in Vollzeit bis zum 46. Lebensjahr) als Spezialisie-

---

288 Kann die Frau allerdings nicht so zeitig, wie in den Simulationen unterstellt – gegebenenfalls sogar gar nicht – in eine Vollzeittätigkeit zurückkehren, trägt sie ein weitaus höheres Spezialisierungsrisiko, denn nicht nur fallen dann die Folgekosten deutlich höher aus, sondern auch der Lohnabstand pro Stunde im 46. Lebensjahr wäre um ein Vielfaches höher.

rungsrisiko auf, so haben sich in den Berechnungen der Lohnverluste einige Einflussfaktoren herauskristallisiert, die diesem Spezialisierungsrisiko förderlich sind. In diesem Zusammenhang ist auf Tabelle 27 im Anhang zurückzukommen.

### 5.3.1 Einfluss der Unterbrechungsdauer

Tabelle 27 zeigt, dass sowohl die Diskrepanz im Stundenlohn als auch die gesamten Folgekosten bei einer langen Unterbrechung (Grundschulmuster) höher als in einer kurzen Unterbrechung (Kindergartenmuster) ausfallen.<sup>289</sup> Demnach sinkt die Spezialisierungsbereitschaft mit steigender Dauer der Unterbrechung. Wie lang eine Frau aus dem Erwerbsleben aussteigt bzw. von einer Vollzeitätigkeit Abstand nimmt, liegt jedoch nur bedingt in ihrer eigenen Entscheidung; sie wird maßgeblich vom lokal verfügbaren Kinderbetreuungsangebot zum Bedarfszeitpunkt beeinflusst. Zumindest für den Kleinkindbereich hinkt Westdeutschland hier dem ostdeutschen Standard noch immer hinterher. Dies betrifft nicht nur die adäquate Betreuung von Kindern aller Altersgruppen, sondern auch die Zeitfenster, innerhalb derer die Betreuungsdienstleistung angeboten wird. So finden Büchel und Spieß mit SOEP-Daten des Jahres 2000, dass die Verfügbarkeit von Ganztagesplätzen sowohl einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer Teilzeit- als auch einer Vollzeiterwerbstätigkeit hat.<sup>290</sup>

Die Berechnungsergebnisse implizieren demnach in der Logik des Bargaining-Modells eine höhere Spezialisierungs- (Geburten-) Bereitschaft für ostdeutsche als für westdeutsche Frauen. Diese These wird – wie in der Einleitung zu dieser Arbeit bereits zum Ausdruck kam – zumindest unter dem Gesichtspunkt der Kinderlosigkeit durch die aktuellen Daten des Mikrozensus für das Jahr 2008 bestätigt.

### 5.3.2 Einfluss des Bildungsniveaus

Die Lohndiskrepanz pro Stunde im 46. Lebensjahr steigt mit dem berufsbildenden Abschluss der Frau. Akademikerinnen haben die schwächsten Lohnaufholeffekte, auf Grund des hohen Lohnwachstums der durchgängig beschäftigten Frau in den ersten Jahren nach ihrem (späten) Berufseinstieg.<sup>291</sup> Unter dem Gesichtspunkt

---

289 Dieser Befund wird durch die Ergebnisse anderer Studien, bspw. jene von Walker bestätigt, der ähnliche Auszeit-Dauern wie in der vorliegenden Untersuchung miteinander vergleicht; vgl. Walker (1995), S. 241.

290 Vgl. Büchel/Spieß (2002), S. 106.

291 Dies gilt freilich nur unter den hier simulierten Geburtszeitpunkten; bestünde für die Akademikerin die Möglichkeit zu einer weiteren Aufschiebung der Erstgeburt, profitierte auch sie von abnehmenden Lohnwachstumsraten der akademischen Referenzfrau; allerdings bewegte sie sich dann in Richtung Ende des Gebärfensters.

der Bruttostundenlohnücke haben akademisch gebildete Frauen demnach das höchste Spezialisierungsrisiko. Hinzu kommt, dass – da Akademikerinnen vorwiegend mit Akademikern verheiratet sind und die vorgeburtliche innereheliche Einkommenssituation daher symmetrischer ist als bei Frauen niedrigerer Bildung – Akademikerinnen das asymmetrische Spezialisierungsrisiko besonders hart trifft. Spieltheoretisch betrachtet, dürften Akademikerinnen demnach die geringste Spezialisierungsbereitschaft haben.

Auch bezüglich der Folgekosten ist von der Akademikerin die geringste Geburtenbereitschaft zu erwarten. Diese Schlussfolgerung ergibt sich aus folgenden Überlegungen: Die Lohnverluste in der nachgeburtlichen Vollzeitphase sind, wie in Abschnitt 4 erläutert, von der Lohnücke zum Wiedereinstiegszeitpunkt und den Aufholeffekten abhängig. Die Frau mittlerer Bildung erzielt ihre höchsten Lohnwachstumsraten in früheren Lebensjahren als die Akademikerin, da sie früher in das Erwerbsleben einsteigt. Daher hat im Erstgeburtsalter von 28 Jahren die Frau mit Lehre, zu späteren Geburtszeitpunkten die Akademikerin die höchsten Folgekosten und damit die geringste Spezialisierungsbereitschaft.<sup>292</sup> Angesichts eines durchschnittlichen Erstgeburtsalters deutscher Frauen von nunmehr 30 Jahren lastet also auch unter dem Blickwinkel der Folgekosten das höchste Spezialisierungsrisiko auf der Akademikerin.

Die aktuellen Mikrozensusdaten für 2008 stützen die formulierte Bildungshypothese, allerdings nur für Westdeutschland: Je höher der Bildungsstand, desto häufiger ist eine Frau kinderlos.<sup>293</sup> Da die mit steigender Bildung steigenden Opportunitätskosten jedoch nur dann tatsächlich anfallen, wenn Beruf und Familie nicht miteinander vereinbar sind, ist der fehlende Bildungszusammenhang der Kinderlosigkeit in Ostdeutschland nicht überraschend.

### 5.3.3 Einfluss des Unterbrechungszeitpunktes

Drittens haben die Berechnungen ergeben, dass die ermittelten Lohneinbußen vom Zeitpunkt der Unterbrechung abhängig sind.<sup>294</sup>

---

292 Dies gilt jeweils für eine Unterbrechung nach Grundschulmuster; bei kurzer Unterbrechung dominieren die Folgekosten der Akademikerin erst bei einer Geburt im 37. Lebensjahr.

293 So waren nach Angaben des Statistischen Bundesamtes im Jahr 2008 in den alten Bundesländern von allen Frauen ab 40 Jahren, die über ein hohes Bildungsniveau verfügten, 26 Prozent ohne Kinder, während es bei den mittel (gering) Qualifizierten derselben Altersgruppe nur 16 (11) Prozent waren; vgl. Statistisches Bundesamt (2009c).

294 Da sich die im Abschnitt 4 angestellten Berechnungen auf die Lohneffekte im Zusammenhang mit der Erstgeburt beziehen, soll von Geburten-Spacing bezogenen Modellimplikationen weiterhin abgesehen werden.

Zunächst ist zu konstatieren, dass Geburtenentscheidungen in der Regel nicht einmalig, sondern innerhalb der fruchtbaren Phase der Frau in diskreten Zeitabschnitten (Perioden) wiederkehrend getroffen werden, jeweils nach Maßgabe des Nutzen-Kosten-Verhältnisses für die verbleibende Zeitspanne. Solche sequenziellen Entscheidungen werden in dynamischen Fertilitätstheorien vielgestaltig modelliert.<sup>295</sup> Zur Lösung dieses intertemporalen Optimierungsproblems werden dynamische Programmierungstechniken eingesetzt.<sup>296</sup> Dabei werden zumeist auch die impliziten Kosten – als barwertiger Strom zu erwartender Lohneinbußen zum Entscheidungszeitpunkt – berücksichtigt. Im Unterschied zu diesen Theorien, die gewissermaßen einen „Vollkostenansatz“ verfolgen, impliziert die Logik der Bargaining-Modelle, nur den (vermutlich) auf den sich marktfern spezialisierenden Partner allein zurückfallenden Kostenteil als Spezialisierungsrisiko und damit als Kriterium für die Spezialisierungsentscheidung anzusetzen.

Im hier dargestellten Bargaining-Modell bleibt außerdem die Nutzenseite un-spezifiziert: Annahmen darüber, inwiefern der Nutzen aus Kindern mit dem Geburtszeitpunkt variiert, werden nicht getroffen. Aussagen zum optimalen Geburtszeitpunkt sind auf Basis dieses Modells daher nicht möglich und sollen in der vorliegenden Arbeit auch nicht angestellt werden. Allerdings wirft selbst die Betrachtung des Spezialisierungsrisikos Fragen auf.

So fallen die Lohneinbußen pro Stunde umso höher aus, je später die Erstgeburt erfolgt. Dies hängt entscheidend damit zusammen, dass ein umso größerer Teil des Humankapitals bei Unterbrechung abschreibt, je länger die Frau zuvor erwerbstätig war, denn umso höher ist der Lohnabschlag zum Wiedereinstiegszeitpunkt (siehe Punkt 4.3.1.1.1). Trotz sich in der Folge vollziehender Aufholprozesse verbleibt im 46. Lebensjahr eine umso höhere Lohnlücke, je später die Geburt vollzogen wird. Aus dem Blickwinkel des Bruttostundenlohnverlustes ergibt sich demnach ein Geburten vorziehender Effekt. Dem muss jedoch entgegen gehalten werden, dass die gesamten Folgekosten mit zunehmender Aufschiebung abnehmen; dies vor allem, weil sich die Resterwerbsspanne zusehends verkürzt.

Aus dem Blickwinkel der Folgekosten ergibt sich demnach ein Anreiz zum Aufschieben von Geburten. Wie sind diese widersprüchlichen Befunde zu interpretieren? Es kommt darauf an, welche Lebensphase der Frau als „spezialisierungskritisch“ angesehen wird: Ist mit einem Scheitern der Beziehung erst gegen Ende der fruchtbaren Phase mit 45 Jahren zu rechnen, gehen die bis dato erlittenen Einkommenseinbußen zu Lasten des Familieneinkommens und müssen von beiden Haushaltspartnern gemeinsam geschultert werden. Die Stundenlohnlücke

---

295 Vgl. z. B. Gustafsson (2003), Walker (1995), Cigno/Ermisch (1989), Moffitt (1984) oder zur Übersicht: Hotz (2007).

296 Vgl. bspw. Bellmann (1957).

im 46. Lebensjahr, mit der die Frau in ihr Single-Dasein startet, wird dann bei einer frühzeitigen Geburt im 29. Lebensjahr minimiert. Gilt die Stabilität des Ehevertrags demgegenüber bereits zu einem früheren Zeitpunkt als gefährdet, hat die Frau im ungünstigsten Fall die gesamten Folgekosten allein zu tragen. In diesem Szenario besteht ein Anreiz, die Geburt möglichst weit hinauszuzögern.<sup>297</sup>

Die empirische Evidenz stützt die Dominanz der Folgekosten in der Timing-Entscheidung: Das Erstgeburtsalter von Frauen in Deutschland ist in den letzten Jahren stetig angestiegen. Vor allem westdeutsche Akademikerinnen bevorzugen eine späte Elternschaft.

Die Relevanz des Bildungseffektes in der Timing-Entscheidung wird von mehreren Studien unterstrichen. So kommen auch Happel et al. sowie Gustafsson und Wetzels in ihren Untersuchungen zu dem Ergebnis, dass höher qualifizierte Frauen einen höheren Anreiz zur Aufschiebung von Geburten haben als niedrig qualifizierte Frauen.<sup>298</sup> Auch Gustafsson et al. finden in einer Untersuchung mit Paneldaten für Deutschland, Großbritannien, die Niederlande und Schweden deutliche Aufschiebungsprozesse von Geburten zwischen den 80er- und den 90er-Jahren, insbesondere für hoch qualifizierte Frauen.<sup>299</sup> Dies liegt erstens daran, dass die Entwertung von Humankapital während Auszeiten bei höher qualifizierten Frauen, wie die Berechnungsergebnisse gezeigt haben, eine geringere Rolle spielt. Gering qualifizierte Frauen fallen dagegen auf einen niedrigen Sockellohn zurück; der Großteil ihres spezifischen, im Wege von Training on the Job erworbenen Humankapitals entwertet. Auch Happel, Hill und Low konstatieren daher in ihrer Studie (s. o.), dass hohe Entwertungsraten einen Anreiz setzen, das Kind so früh wie möglich zu bekommen.

Zweitens haben Akademikerinnen auch auf Grund ihres steileren Lohn-Alters-Profiles stärkere Anreize zur Geburtenaufschiebung als niedriger qualifizierte Frauen. Cigno und Ermisch, in deren Untersuchung dieser Aspekt im Vordergrund steht, kommen daher zu derselben Schlussfolgerung, dass – unter der Annahme eines neutralisierten Einkommenseffektes – aus dem Substitutionseffekt heraus der Aufschiebungsanreiz mit dem Bildungsgrad steigt.<sup>300</sup> Im folgenden Gliederungspunkt 5.4 soll der bisher ignorierte Einkommenseffekt in die Überlegungen einbezogen werden.

---

297 Selbst bei Ausblendung der Nutzenseite, allein unter Kostengesichtspunkten, wären zur näheren Bestimmung des optimalen Geburtszeitpunktes an dieser Stelle weitere Annahmen nötig, wie bspw. hinsichtlich der verbleibenden Erwerbsspanne nach dem 46. Lebensjahr und den in dieser Zeit erwarteten Aufholeffekten, ebenso zum Lastenanteil der Lohnseinbußen, der während der Ehe auf die Frau entfällt.

298 Vgl. Happel et al. (1984) sowie Gustafsson/Wetzels (2000), S. 188-209.

299 Vgl. Gustafsson et al. (2002).

300 Vgl. Cigno/Ermisch (1989).

## 5.4 Gesamtbewertung der Lohneinbußen für die Spezialisierungsentscheidung

Um die Geburtenbereitschaft – fertilitätstheoretisch als Kindernachfrage bezeichnet – umfassend zu analysieren, genügt es sicherlich nicht, ausschließlich den Einflussfaktor Einkommensverluste zu betrachten: Der Kinderpreis besteht nicht nur aus impliziten, sondern auch aus expliziten Kosten, da Kinder ernährt, gekleidet, gebildet werden müssen und vieles mehr. Geht man, was in den meisten Fällen realistisch ist, davon aus, dass Eltern die Volljährigkeit ihrer Kinder erleben, sind diese expliziten Kosten als zeitpunktunabhängige Kosten anzusehen und insofern zumindest für die Timing-Entscheidung irrelevant.<sup>301</sup> Darüber hinaus wird die Nachfrage nach Kindern außerdem auch vom verfügbaren elterlichen Einkommen bestimmt. Während das Bargaining-Modell – die Unsicherheit von Eheverträgen zur Basis nehmend – den Substitutionseffekt steigender Spezialisierungsrisiken auf die Kindernachfrage betont, kommt der Einkommenseffekt der Kindernachfrage in traditionelleren Ansätzen, die (implizit oder explizit) von stabilen Verträgen ausgehen, stärker zur Beachtung.

Sind Kinder ein normales Gut, ergibt sich aus einem steigenden Einkommen (Haushaltseinkommen oder/und Lohneinkommen des Ehepartners) eine steigende Nachfrage nach Kindern. Vor dem Hintergrund, dass sowohl Vermögens- als auch Lohneinkommen in der Regel mit wachsendem Lebensalter zunehmen, entsteht aus dem Einkommenseffekt heraus ein Aufschiebungsanreiz: Basierend auf dem Motiv der intertemporalen Konsumversteigerung wird die Erstgeburt hinausgezögert, bis man sich Kinder leisten kann.<sup>302</sup> Zahlreiche Studien zum Timing von Geburten bestätigen, dass unter der Annahme perfekter Kapitalmärkte die Karrierekosten von Kindern im Vordergrund stehen, während bei imperfekten Kapitalmärkten das durch das Lohnprofil des Mannes gegebene laufende Einkommen – und damit der Einkommenseffekt der Kindernachfrage – eine größere Rolle spielt.<sup>303</sup>

---

301 Eine Zeitpunktabhängigkeit der expliziten Kosten wäre dennoch gegeben, wenn man berücksichtigt, dass mit steigendem Elterneinkommen auch der Anspruch an die „Kinderqualität“, also an Bildung, Kleidung etc. der Sprösslinge zunimmt; insofern entstünden zu späteren Geburtszeitpunkten höhere explizite (Brutto-) Kosten. Dem stünde jedoch entgegen, dass zur Berechnung der expliziten Kosten von Kindern die empfangenen kindbezogenen Transfers in Abzug gestellt werden müssen; sofern diese ebenfalls positiv einkommensabhängig gestaltet sind – wie dies bei den Kinderfreibeträgen im Einkommenssteuerrecht der Fall ist –, erhöht sich die Reduktion der expliziten Nettokinderkosten mit steigendem Erstgeburtsalter (und damit steigendem Einkommen). Für eine genauere Analyse dieser Effekte ist in dieser Arbeit jedoch kein Raum.

302 Dabei wird davon ausgegangen, dass die steigende Nachfrage nach Kinderquantität nicht von der ebenfalls steigenden Nachfrage nach Kinderqualität kompensiert wird.

303 Siehe für den letztgenannten Fall bspw. das Modell von Happel et al. (1984) bzw. für eine Übersicht der Studien Gustafsson (2003).

Durch die Annahme perfekter Kapitalmärkte wird der Einkommenseffekt der Kindernachfrage theoretisch ausgeschaltet.<sup>304</sup> Gleichwohl dürfte in der Mehrzahl der Fälle davon auszugehen sein, dass für Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang und damit verbundene Geburtenentscheidungen auch der Einkommenseffekt der Kindernachfrage eine Rolle spielt.

Akademikerinnen neigen – wie die qualifikationsspezifischen Geburtenziffern belegen, – verstärkt zur Spätgeburt. Dieses Phänomen kann mit den vorliegenden Berechnungen, die allein auf den Substitutionseffekt der Kindernachfrage abstellen, nur bedingt belegt werden: Die Akademikerin ist, die gesamten Lohneinbußen betreffend, zwischen einer Geburt im 29. und im 37. Lebensjahr nahezu indifferent (Grundschulmuster) bzw. bei der früheren Geburt finanziell sogar leicht im Vorteil (Kindergartenmuster). Wie weiter oben dargelegt, kommt man zwar bei Einschränkung der Analyse auf die Folgekosten zu anderen Resultaten: Unterstellt man eine individualistische Sichtweise mit hinreichend unsicheren Erwartungen bezüglich der Ehevertrags-Stabilität, verursachen späte Geburten die geringsten Spezialisierungsrisiken. Zusätzlich könnte jedoch – insbesondere bei Akademikerinnen – auch der Einkommenseffekt der Kindernachfrage für das Postponing-Phänomen mit verantwortlich sein. Berücksichtigt man nämlich den späteren Erwerbseinstieg von Akademikerinnen, dominiert möglicherweise in den ersten Erwerbsjahren der Einkommenseffekt den Substitutionseffekt und bewirkt eine Aufschiebung der Geburt, bevor nach einer gewissen beruflichen Konsolidierung der Substitutionseffekt vorherrschend ist und eine weitere Aufschiebung verursacht.<sup>305</sup> Es wäre plausibel anzunehmen, dass die berufliche Konsolidierungsphase bei geringer qualifizierten Frauen – auf Grund des früheren Erwerbseinstiegs – auch früher als bei den Akademikerinnen abgeschlossen ist, so dass der Substitutionseffekt bei diesen Frauen schon in einem jüngeren Lebensalter zum Zuge kommen dürfte. Die Einbeziehung des Einkommenseffektes in die Analyse der Spezialisierungsneigung von Frauen im Lebenslauf steht daher der Argumentation anhand der auf

---

304 In den so genannten PCM-Modellen (Perfect Capital Markets) geht man davon aus, dass die Kapitalmärkte intertemporales Sparen und Entsparen zu einem temporalen Realzinssatz ermöglichen. Ist „Borrowing Against Future“ uneingeschränkt möglich, können Kinderkosten per Kredit finanziert werden, der in späteren Lebensphasen, in denen das Einkommen erwartungsgemäß höher ausfällt, zurückgezahlt wird. Die finanzielle Budgetrestriktion des Haushalts ist unter der PCM-Annahme also nicht bindend. In PICM-(Perfectly Imperfect-) bzw. LPCM-Modellen (Less than Perfect Capital Markets) geht man demgegenüber davon aus, dass Kreditaufnahme mit späterer Rückzahlung nicht möglich ist; die finanzielle Budgetrestriktion ist hier voll bindend, der Einkommenseffekt voll wirksam; vgl. Hotz (2007), S. 313-314.

305 Der Einkommenseffekt bezieht sich dabei nicht zwingend auf das weibliche Einkommen. Wie bereits weiter oben erwähnt, belegt bspw. die Studie von Happel et al. (1984), dass die Kindernachfrage von Frauen eher vom Partner-Einkommen beflügelt wird, während das eigene Einkommen tendenziell Substitutionseffekte auslöst.

dem Substitutionseffekt gründenden Berechnungsergebnisse nicht entgegen, sondern verstärkt diese zusätzlich.

Allerdings sind deutsche Mütter bei der Geburt ihrer Kinder nicht nur zusehends älter – auch die Geburtenzahl pro Frau sinkt seit Jahren. Hierfür ist die späte Elternschaft nur bedingt verantwortlich; vielmehr entscheiden sich viele Paare schon in jungen Jahren bewusst für wenige bis keine Kinder. Die Durchsetzung individualistischer Lebensentwürfe rückt zusehends die berufliche Selbstverwirklichung ins Zentrum der Prioritäten, zu Lasten der Aufzucht von (vielen) Kindern. Dies wird durch den Umstand erleichtert (möglicherweise sogar vorangetrieben), dass die Funktion der Alterssicherung inzwischen von staatlichen Institutionen übernommen wird, sodass die eigenen Nachkommen von dieser Aufgabe befreit sind und ihnen stattdessen verstärkt der Charakter eines (in Grenzen substituierbaren) Konsumgutes zukommt. Daraus folgt: Kinder verursachen nicht nur, wie die Berechnungen belegen, hohe Kosten (sowohl implizit wie explizit höheren Umfangs als früher), sondern stiften offenbar auch einen veränderten Nutzen. Die berechneten Einkommenseinbußen müssen daher im Zusammenhang mit der veränderten Zahlungsbereitschaft für Kinder gesehen werden, um den Einfluss der berechneten Einkommenseinbußen auf das Fertilitätsverhalten nicht zu überschätzen.

## **5.5 Familienpolitische Implikationen aus dem Zusammenhang von Lohnseinbußen und Entscheidungen im Haushaltszusammenhang**

Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang werden zu einem Zeitpunkt getroffen, zu dem der formale Bildungsabschluss der Frau bereits feststeht. Entscheidet sich eine Frau für eine Geburt, wird die Dauer der Unterbrechung maßgeblich von der ihr zur Verfügung stehenden Betreuungsinfrastruktur bestimmt. Als Entscheidungsparameter der Frau verbleiben daher im Wesentlichen die Kinderzahl insgesamt sowie der Zeitpunkt der Geburt(en).

Wie lassen sich die beschriebenen einseitigen Spezialisierungsrisiken verhindern, d. h. Wohlfahrtsgewinne des Paares (und der Gesellschaft) aus Kindern realisieren? In der Terminologie des Bargaining-Modells formuliert: Wie lässt sich ein Absinken der Konfliktauszahlungen vermeiden? Grundsätzlich bestehen zwei Möglichkeiten: Entweder wird durch eine entsprechende Gestaltung der Rahmenbedingungen sichergestellt, dass geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen auf ein Humankapital-unschädliches Maß beschränkt werden können, sodass die asymmetrischen Risiken erst gar nicht entstehen. Oder aber die entstandenen Risiken werden dadurch neutralisiert, dass im Falle eines Scheiterns der Beziehung das mütterliche innereheliche Nutzenniveau durch Kompensationszahlungen – etwa Unterhaltszahlungen des ehemaligen Gatten – aufrecht erhalten wird.



Sich auf Letzteres zu verlassen, erscheint vor dem Hintergrund des zum 01.01.2008 geänderten *Unterhaltsrechts* jedoch gewagt. Kinder haben im Zuge der Reform den ersten Rang unter den Unterhaltsgläubigern erhalten. Im zweiten Rang stehen alle Kinder betreuenden Mütter und Väter. Mit diesen gleichgestellt ist eine geschiedene Frau nur dann, wenn die Ehe lang andauerte (die Definition von „lang“ wird in der Rechtssprechung unterschiedlich vorgenommen) und die geschiedene Ehepartner in ihrer Ehe eine klare Absprache zur Zuständigkeit der Frau für die Kinderbetreuung getroffen hatten. Die Rechtsreform stärkt die Rechte der Kinder und soll die Neugründung einer Familie erleichtern. Sie bewirkt jedoch zugleich eine Erhöhung des Spezialisierungsrisikos für all jene Frauen, die vor einer ehevertraglichen Fixierung der Spezialisierungs-Entscheidung zurückschrecken.

Der Gesetzgeber hat sich also, der spieltheoretischen Terminologie folgend, für die ex ante-Vermeidung sinkender Konfliktauszahlungen – im Wege einer Forcierung der beruflichen Selbstständigkeit von Müttern – entschieden. Dies ist aus ökonomischer Sicht zu befürworten, denn Frauen die Rolle von Alimentermpfängerinnen zuweisen, bedeutet für die betroffenen Personen nicht nur eine geringere Teilhabe an Lebenschancen, sondern aus gesamtwirtschaftlicher Sicht auch eine suboptimale Ressourcenausschöpfung. Das Bestreben des neuen Unterhaltsrechts, die Eigenverantwortung von Frauen für ihr finanzielles Auskommen zu erhöhen, führt jedoch ins Leere, wenn es nicht durch entsprechende familienpolitische Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf flankiert wird: Von solchen Maßnahmen ist der größte positive Effekt auf die Geburtenbereitschaft zu erwarten.

Welche Rolle kommt dem zum 01.01.2007 eingeführten *Elterngeld* bei der Verminderung von Spezialisierungsrisiken zu? Das Elterngeld hat eine wichtige Funktion als Stabilisator des Familieneinkommens: Es vermindert die direkten Lohneinbußen durch Erwerbsunterbrechung zu jedem beliebigen Geburtszeitpunkt. Darüber hinaus nimmt – durch die Bindung an das vorherige (Netto-) Einkommen – die Höhe der Elterngeldzahlung mit steigendem Einkommen zu, bis die Einkommensgrenze erreicht ist. Dadurch wird die zeitweise Übernahme von Betreuungspflichten für Männer attraktiver, und auch Akademikerinnen haben im Elterngeld-Szenario – was die Kinderzahl insgesamt betrifft – höhere Geburtenanreize als unter dem früheren Erziehungsgeld-Reglement.<sup>306</sup>

Die Humankapitalentwicklung der Frau allerdings bleibt vom Elterngeld gänzlich unberührt.<sup>307</sup> Während sich das Paar über die Entlastung der Haushalts-

---

306 Der Wortlaut des Bundeselterngeldgesetzes ist auf der Homepage des Bundesministeriums der Justiz zu finden; vgl. die Rubrik Internetressourcen im Literaturverzeichnis.

307 Dies gilt zumindest so lange, wie das Elterngeld keinen Einfluss auf die Unterbrechungsmuster ausübt.

kasse freut, schrumpft das weibliche marktnahe Humankapital.<sup>308</sup> Das heißt: Bleibt man bei der bisher verwendeten Definition des Spezialisierungsrisikos als desjenigen Humankapital- und Einkommensverlustes, den die Frau im Falle des Scheiterns der Beziehung allein zu tragen hat, ist das Elterngeld ohne Einfluss auf dieses Risiko: Die direkten Lohnausfälle der Frau während der ersten zwölf Lebensmonate des Kindes (einer „spezialisierungsunkritischen“ Phase) werden zwar gemindert, die Folgekosten fallen jedoch in voller Höhe an.

Bei der Bestimmung des optimalen Geburtszeitpunktes sind direkte Einbußen und Folgekosten gegenzurechnen, wobei erhaltene Transfers und eingesparte Steuerzahlungen in Abzug zu bringen sind. Bedenkt man, dass – wie die Berechnungen zeigen – die Folgekosten mit zunehmender zeitlicher Aufschiebung der Geburt sinken, bringt es der dämpfende Effekt des Elterngeldes auf die direkten Einkommenseinbußen mit sich, dass der optimale Geburtszeitpunkt tendenziell später erreicht wird. Per saldo kann sich daher durch das Elterngeld eine Verstärkung der Anreize zur Geburtenaufschiebung ergeben.<sup>309</sup>

Das Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend zählt (u. a.) die „wirtschaftliche Stabilität von Familien“, die „Balance von Familie und Erwerbstätigkeit“ und die „Steigerung der Geburtenrate“ zu den Zielen nachhaltiger Familienpolitik. Dabei bezieht der Nachhaltigkeitsgedanke explizit auch die weibliche Humankapitalentwicklung ein. So heißt es im Elterngeldbericht 2008: „Nachhaltigkeit bedeutet, ein besonderes Augenmerk auf die Entwicklung von Humanvermögen zu legen.“<sup>310</sup>

Die genannten drei Ziele nachhaltiger Familienpolitik sind jedoch nicht als zusammenhanglos zu betrachten. Vielmehr ist eine als ausreichend erachtete Vereinbarkeit von Familie und Beruf als doppelte Vorbedingung zu sehen – zum einen für ein dauerhaft stabiles Familieneinkommen, zum anderen für eine Stabilisierung der Geburtenrate: Nur Maßnahmen, die die geburtsbedingte Spezialisierungsnotwendigkeit vermindern helfen, vermögen sowohl die weibliche Humankapitalentwicklung als auch die Geburtenbereitschaft positiv zu beeinflussen.<sup>311</sup>

---

308 Ein Einkommenseffekt wird dem Elterngeld auf Grund seiner Befristung auf 12 bzw. 14 Eltermonate allerdings wohl kaum zugestanden werden können.

309 Denn das Elterngeld vermindert den Schattenpreis der Nichterwerbstätigkeit, ähnlich wie es eine erhöhte Besteuerung von Arbeitseinkommen tut; in beiden Fällen flacht das Lohn-Alters-Profil ab. Daher gilt der Befund Walkers, der für Schweden einen Geburten aufschiebenden Effekt einer Steuererhöhung belegt, auch für den Timing-Effekt des Elterngeldes; vgl. Walker (1995), S. 231.

310 Vgl. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2008), S. 5-6.

311 Zu den konkreten Maßnahmen der Förderung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf zählen u. a. die finanzielle Förderung des Ausbaus der institutionellen wie betrieblichen Kinderbetreuung, aber auch der betrieblichen Anstrengungen zur Flexibilisierung von Arbeitszeiten und Arbeitsorten.

Denn eine erfüllende Berufstätigkeit wird von jungen Menschen beiderlei Geschlechts heutzutage als „conditio sine qua non“ angesehen, die nicht durch staatliche Alimente ersetzt werden kann – nicht nur wegen deren zeitlicher Befristung nicht, sondern auch nicht wegen der unbezahlbaren Vorzüge eigenständigen Broterwerbs – wirtschaftliche Unabhängigkeit, Selbstbestätigung und soziale Kontakte.

Hohe Frauenerwerbsquoten und hohe Geburtenraten sind daher längst nicht mehr als konfligierende, sondern als harmonisierende Ziele der Familienpolitik anzusehen: So zeigt die Entwicklung von Geburtenraten und Frauenerwerbsquoten in OECD-Ländern im Zeitablauf, dass in Ländern mit stark steigender Frauenerwerbstätigkeit der Geburtenrückgang zumindest aufgehalten werden konnte, während auf relativ niedrigem Niveau verharrende Frauenerwerbsquoten in anderen Ländern mit massiven Geburtenrückgängen einher gingen.<sup>312</sup>

Das familienpolitische Regelwerk muss daher so eingestellt sein, dass Eltern Anreize haben, frühzeitig in den Arbeitsmarkt zurückzukehren, und die Möglichkeit, dort dauerhaft ausbildungsadäquat tätig zu sein. Wenn sich die beruflichen Teilhabeperspektiven von Eltern verbessern, wird dies mittelfristig nicht nur die Geburtenrate beflügeln, sondern zugleich auch die Frauen- und Familienarmut zurückdrängen und die Entwicklungschancen von Kindern fördern.

---

312 So findet Adsera, die die Entwicklung von Geburtenraten und Frauenerwerbsquoten für 23 OECD-Länder zwischen 1975 und 1996 untersucht, dass sich die einst negative Korrelation zwischen beiden Größen im Querschnitt Ende der 80er Jahre in eine positive verkehrt hat: Ging im Jahr 1975 eine niedrige Frauenerwerbstätigkeit noch mit hohen Geburtenraten einher – bspw. in Italien, Spanien, Griechenland –, bildeten im Jahr 1996 genau diese Länder die Schlusslichter bei den Geburtenraten und hatten zugleich noch immer die niedrigsten Frauenerwerbsquoten; vgl. Adsera (2005). Unabhängig von der inzwischen positiven Korrelation im Querschnitt ist allerdings nach wie vor eine negative Korrelation im Längsschnitt zu konstatieren: Die im Zeitablauf steigende Frauenerwerbstätigkeit ging in fast allen Ländern mit sinkenden Geburtenraten einher; eine Ausnahme bilden die USA.



## 6 Exkurs: Auswirkungen der antizipierten Lohnverluste auch auf Bildungs- und Berufswahlentscheidungen von Frauen?

Weitet man den Entscheidungshorizont auf die Ausbildungsphase einer Frau aus, geraten auch schulische Bildungs- und Berufswahlentscheidungen in den Blickpunkt der Betrachtung. Auf Basis der Humankapitaltheorie hat Polachek – wie weiter oben erwähnt – argumentiert, dass bei einer wohldefinierten geplanten Unterbrechungsdauer und vollständiger Information über berufsspezifische Abschreibungsraten ein Individuum nicht nur die Menge schulischen Humankapitals, sondern auch den Beruf dergestalt wählt, dass es sein Lebenseinkommen maximiert.<sup>313</sup> Die Abschreibungsrate hat dabei eine zweifache Bedeutung: Zwar mindert sie das nach der Unterbrechung erzielbare Einkommen, zugleich jedoch erhöht sie jenes vor der Unterbrechung erzielte, da sich ein hohes Entwertungsrisiko in einer hohen lohnimmanenten Risikoprämie niederschlägt.<sup>314</sup> Der Theorie zufolge wählen Individuen mit als sicher eingeschätzten Unterbrechungen Berufe mit einer Abschreibungsrate von Null, während Personen, die von einem durchgängigen Erwerbsverlauf ausgehen, den Beruf mit der höchstmöglichen Abschreibungsrate ergreifen.<sup>315</sup>

Ob Frauen niedrigen formalen Bildungsniveaus im hier untersuchten SOEP-Datensatz a priori eine gewisse berufliche Auszeit plant und infolgedessen einen niedrigen Bildungsabschluss wählten, kann anhand der vorliegenden Daten nicht verifiziert werden. Offenkundig ist lediglich die positive Korrelation von Bildungsgrad und Berufsprestige im Datensatz, weshalb für niedrig qualifizierte Frauen im Rahmen der Simulationen ein niedrigerer Prestigewert angenommen wurde als für höher qualifizierte Frauen. Allerdings haben die Berechnungen in

---

313 Vgl. Polachek (1981).

314 Andernfalls wäre niemand bereit, Berufe mit hohen Abschreibungsrisiken des Humankapitals zu wählen, da nicht alle Unterbrechungen im persönlichen Einflussbereich liegen (Bsp.: unerwartete Krankheit).

315 Dabei ist davon auszugehen, dass mit Abschreibung einzig der Verzehr bestehenden Humankapitals (ohne Investitionsunterlassungseffekt) gemeint ist, wie die ausschließlich verbale Definition von Abschreibung in der zitierten Polachek-Studie zeigt: „Atrophy is thus defined as the loss of earnings potential that can be attributed to periods of work intermittency.“, siehe Polachek (1981), S. 62.

Abschnitt 4 ergeben, dass der Entwertungseffekt des Einkommenserzielungspotenzials umso höher ausfällt, je *niedriger* der berufliche Bildungsabschluss der Frau ist. Dies ist in der vorliegenden Arbeit, die nicht nach berufsspezifischen Abschreibungsraten differenziert, darauf zurück zu führen, dass niedriger gebildete Frauen zu einem gegebenen Unterbrechungszeitpunkt – jeweils im Vergleich mit höher Qualifizierten – von einem höheren spezifischen Humankapital auf einen niedrigeren Sockellohn zurückfallen. (Das höhere betriebsspezifische Kapital resultiert aus der längeren Berufserfahrung im Wege des früheren Erwerbseinstiegs.)

Der hiesige Befund der mit dem Bildungsniveau fallenden Abschreibungsrate ist demnach nicht als Widerspruch zur Theorie von Polachek zu sehen, da sich die gemessene Entwertungsrate nicht auf berufsspezifisches, sondern auf allgemeines Erwerbserfahrungskapital (bzw. die Erträge hieraus) bezieht. Es ist demnach hier nicht möglich, die These der Selbstselektion nach dem Kriterium der berufsspezifischen Abschreibungsrate zu überprüfen.

Gleichwohl wurde für Frauen ohne berufsbildenden Abschluss der niedrigste Schattenpreis von Kindern (gemessen sowohl als Lohndiskrepanz pro Stunde als auch als insgesamt verlorene Lohnsumme) berechnet, wenngleich aus anderen Gründen: Es sind die niedrigen verlorenen Erträge aus unterlassenen Zusatzinvestitionen in Humankapital, die dieser Bildungsgruppe die vergleichsweise geringsten Einkommensverluste bescheren. Sollten sich junge Frauen auf Grund antizipierter Einkommensausfall-Risiken – welcher Natur auch immer sie sein mögen – tatsächlich für die Ergreifung bestimmter Berufe entscheiden, und gilt die resultierende geschlechtsspezifische berufliche Segregation als gesellschaftlich unerwünscht, steht auch hier die Forderung nach (noch) besseren Vereinbarkeitsangeboten als politischem Steuerungsparameter weiterhin im Vordergrund.

## 7 Zusammenfassung der Untersuchungsergebnisse

In der vorliegenden Untersuchung wurde der Frage nachgegangen, inwieweit sich erwerbsbiografische Entscheidungen von Frauen, insbesondere im Zusammenhang mit der Geburt von Kindern, auf die von Frauen am Markt erzielten Lohneinkommen auswirken. Geleitet von den Implikationen der Humankapitaltheorie, nach der der erzielbare Lohn die Ertragsrate des marktnahen Humankapitals einer Person darstellt und die Entwicklung des Lohnes über die Zeit das intertemporale Investitionsverhalten der Person in Humankapital widerspiegelt, wurden acht Hypothesen aufgestellt, die anhand eines auf Basis der Rohdaten des Deutschen Sozio-ökonomischen Panels der Wellen 1984-2005 gebildeten Datensatzes mit Lohn- und erwerbsbiografischen Informationen westdeutscher Frauen im Alter von 16-55 Jahren im Wege von Lohnregressionen überprüft wurden.

Dabei zeigte sich, dass eine durchgängige Erwerbstätigkeit im Lohn prämiert wird, während Erwerbsunterbrechungen zu Lohnstrafen führen. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Befunden früherer Studien. Über frühere Befunde hinausgehend konnte in der vorliegenden Arbeit belegt werden, dass mit geburtsbedingten Auszeiten eine separate Lohnstrafe verbunden ist, sofern die Kinder bei Rückkehr der Mutter in das Erwerbsleben klein sind: Der Abschlag vom Ausstiegslohn beträgt pro Auszeitjahr – je nach Schätzmodell – bis zu 13,7 Prozent. Der Befund, dass die Lohnstrafe mit zunehmender Auszeitdauer zwar – unabhängig von der Motivation zur Auszeit – steigt, dass jedoch Mütter von Kindern (mindestens) im Grundschulalter gegenüber jenen Frauen finanziell im Vorteil sind, deren Auszeit der Geburtsbezug fehlt, lässt auf ein unterschiedliches Investitionsverhalten der beiden Frauengruppen während der Erwerbspause sowie auf Signaleffekte schließen, da Mütter älterer Kinder arbeitgeberseitig als zuverlässiger, verfügbarer und motivierter erscheinen könnten.

So, wie Lohnstrafen nach einiger Zeit verjährt sind, schmilzt auch die Lohnprämie von Berufserfahrung mit zunehmendem zeitlichen Abstand zur Gegenwart ab – erst recht, wenn das erworbene betriebspezifische Humankapital durch eine nachfolgende Erwerbsunterbrechung (teilweise) entwertet wurde. Die Lohnprämie von Berufserfahrung beschränkt sich indes fast vollständig auf Vollzeit: Während Teilzeitphasen werden kaum Lohnzuwächse erzielt. Offenbar wird das bereits erworbene Humankapital in Teilzeittätigkeiten gerade soeben gehalten, mangels Anreiz und Gelegenheiten zu berufs begleitender Fortbildung

jedoch nicht erweitert. Allerdings vollzieht sich in den ersten Jahren der Vollzeittätigkeit im Anschluss an eine Teilzeitperiode ein mehr oder minder großer Restaurationseffekt des Humankapitals. Auch dieses Ergebnis ist aus anderen Studien bekannt.

Die Lohnregressionen wurden zunächst als Pooled OLS-Schätzungen durchgeführt; um die Selektionsverzerrung, die durch die Selbsteinwahl der Frauen mit geringer Einkommenserzielungskapazität in die Gruppe der Nichtbeschäftigten entsteht, zu korrigieren, wurde eine Selektionskorrektur vorgenommen. Hierzu wurde eine Beschäftigungsgleichung geschätzt, deren erklärte Variable – die Beschäftigungswahrscheinlichkeit – als zusätzlicher Regressor in die Lohnfunktion eingefügt wurde (das Verfahren ist als Zweistufiges Heckman-Verfahren bekannt). Um für weitere unbeobachtete, aber lohnrelevante Individualeffekte zu kontrollieren, wurden später auch Panelschätzungen der Lohngleichung durchgeführt. Da das Modell mit zufälligen Effekten für den vorliegenden Datensatz nicht als zweifelsfrei überlegen eingeschätzt werden konnte, wurden zusätzlich Modelle mit festen Effekten geschätzt, wobei die Parameter der zeitinvarianten und quasi-zeitinvarianten Variablen mittels einer Hilfsschätzung der festen Effekte auf eben diese Variablen gewonnen wurden.

Gemäß der untersuchungsleitenden Fragestellung wurde insbesondere auf die Ausdifferenzierung der Erwerbserfahrungsvariablen besonderer Wert gelegt: Es kamen insgesamt fünf Variablensets unterschiedlicher Gliederungstiefe, teilweise ergänzt um Interaktionsvariablen, zur Schätzung. In die sich anschließende Simulation der Lohnverluste fand schließlich nur ein weiteres, die Vorzüge der fünf Modelle vereinendes Variablenset Eingang. Trotz der im Einzelnen geringfügig differierenden Schätzwerte erwiesen sich die soeben dargestellten Kernergebnisse bezüglich der Lohninflüsse erwerbsbiografischer Entscheidungen als robust gegenüber Modellveränderungen.

Zusammenfassend bestätigen die Regressionsergebnisse daher die eingangs aufgestellten humankapitaltheoretisch fundierten Hypothesen. Obgleich damit kein Beleg für die Gültigkeit der Humankapitaltheorie erbracht ist, kann dieser dennoch zugestanden werden, ein Gedankengerüst zu liefern, das plausible Erklärungen für die gefundenen empirischen Ergebnisse bietet.

In den auf den Regressionsergebnissen aufbauenden Lohnsimulationen wurde von der Störgröße der Lohngleichung abstrahiert und eine idealtypische Lohnentwicklung auf Basis der gefundenen Regressionskoeffizienten und der hypothetischen Erwerbsverläufe dreier Musterfrauen niedriger, mittlerer bzw. hoher Bildung simuliert. Im Zentrum des Interesses stand dabei weniger die absolute Höhe der Verluste, sondern vielmehr das Ziel, deren Abhängigkeit von den Einflussfaktoren Unterbrechungsmuster, Unterbrechungszeitpunkt und Bildungsgrad der Frau aufzuzeigen, um auf diesem Wege sowohl mögliche Ursachen des beobachteten



Geburtenverhaltens (west-) deutscher Frauen als auch familienpolitische Einflussmöglichkeiten offenzulegen.

Die Lohnverluste wurden dabei als Lohnlücke zu einer Referenzfrau gleicher Bildung, die eine durchgängige Vollzeitwerbskarriere verfolgt, konzipiert und sowohl auf Stundenlohn- als auch auf Jahreslohnebene berechnet. Die Annahme der Betragsgleichheit von realer Lohnwachstumsrate (von der in den Berechnungen abstrahiert wurde) und Diskontrate macht die Abdiskontierung von Löhnen und Lohnverlusten entbehrlich. Hinsichtlich des Unterbrechungsmusters wurde zwischen einem Kindergartenmuster (ein Jahr Auszeit, gefolgt von einer zweijährigen Teilzeitphase) und einem Grundschulmuster (drei Jahre Auszeit, gefolgt von einer ebenfalls dreijährigen Teilzeit) unterschieden; zudem wurden Erstgeburten im 29., 33. und 37. Lebensjahr der Frau simuliert.

Das Risiko des Arbeitgeberwechsels ist in die berechneten Lohnverluste bereits eingepreist, da von der Kontrolle für einen möglichen Arbeitgeberwechsel in den Lohnregressionen abgesehen wurde. Eine Aussage über die Lohnentwicklung bei Rückkehr zum bisherigen Arbeitgeber ist daher anhand dieser Untersuchung nicht möglich. Der bereits beschriebene Restaurationseffekt im Anschluss an eine Teilzeittätigkeit weist allerdings indirekt darauf hin, dass sich Betriebstreue finanziell lohnt. Zugleich basieren die Simulationen auf der Annahme, dass auch bei einem Arbeitgeberwechsel die berufsbezogenen Merkmale der Beschäftigung beibehalten werden. Der Verzicht auf die Berücksichtigung der Lohn(verlust)-Effekte verminderter Beschäftigungswahrscheinlichkeiten, eines veränderten Job-Matchings nach Wiedereinstieg sowie arbeitsplatzspezifischer Lohnstrafen führt tendenziell zu einer Unterzeichnung insbesondere der Lohnverluste von Frauen am oberen und unteren Rand des Bildungsspektrums.

Die Höhe der berechneten Lohnverluste differiert mit dem den Simulationen zu Grunde liegenden Schätzmodell. So können die auf Basis der Fixed Effects-Schätzungen berechneten Lohnverluste als Obergrenze, die auf der Grundlage von Random Effects-Schätzungen berechneten Werte dagegen als Untergrenze des Korridors angesehen werden, in dem sich die tatsächlichen Verluste vermutlich bewegen. Die finalen Simulationen wurden ausschließlich auf Basis des Random Effects-Modells vorgenommen, das für die Simulation der hier konstruierten hypothetischen Erwerbsverläufe letztlich geeigneter erscheint.

Auf Stundenlohnebene konnte gezeigt werden, dass die Abschreibung bestehenden Humankapitals während Familienpausen insbesondere gering qualifizierte Frauen trifft, während Akademikerinnen – mit hohen Lohnwachstumsraten der akademischen Referenzfrau in ihren ersten Berufsjahren konfrontiert – eher unter Lohnverlusten aus derweil unterlassenen Investitionen in ihr Humankapital zu leiden haben. Trotz merklicher Aufholeffekte nach Wiedereinstieg in das Erwerbsleben verbleibt am Ende des Simulationshorizonts, das aus ökonomischen

Gründen auf das 46. Lebensjahr festgesetzt wurde, für Frauen jedweden Bildungstyps eine deutliche Lohnlücke zur Referenzfrau, die umso höher ausfällt, je später die Geburt erfolgt und je länger die Unterbrechung andauert. Während Akademikerinnen insbesondere unter langen Auszeiten mit geringem Kontakt zum Arbeitsmarkt leiden, sind für Frauen niedrigerer Bildung Unterbrechungen per se problematisch. Dies bestätigt die eingangs zitierten Befunde von Mincer und Polachek sowie Kunze und Ejrnaes.

Die berechneten Verluste auf Jahreslohnbasis wurden zu einer insgesamt verlorenen Lohnsumme zwischen Unterbrechungszeitpunkt und 46. Lebensjahr der Frau aggregiert. Dabei zeigte sich, dass die direkten Einbußen während der Aus- und Teilzeitphase mit zunehmendem Erstgeburtsalter steigen, während die Folgekosten – gefasst als jene Verluste, die erst nach Rückkehr zur Vollzeittätigkeit anfallen – abnehmen. Die verlorene Lohnsumme ist umso höher, je länger die Unterbrechung andauert, allerdings erleiden Frauen mit abgeschlossener Lehre (mittlerer Bildungsgrad) im fraglichen Zeitraum nicht nur eine höhere Bruttolohnsumme bei durchgängiger Erwerbstätigkeit, sondern auch höhere Gesamtverluste durch Erwerbsunterbrechung als akademisch gebildete Frauen. Auf Grund des als bildungseinheitlich konstruierten Beginns und Endes des Simulationshorizontes (Erstgeburtsalter bzw. 46. Lebensjahr) kommen hierfür nur unterschiedlich hohe Lohnverluste pro Zeiteinheit in Frage. Der Blick auf die bildungsspezifischen Lohn-Alters-Profile zeigt in der Tat, dass Frauen mittlerer Bildung ihren formalen Qualifikationsnachteil gegenüber gleichaltrigen Akademikerinnen durch ein Mehr an Berufserfahrung im Lohn fast vollständig kompensieren können; dies deutet darauf hin, dass es Akademikerinnen, zumal nach einer Familienpause, schwerfällt, eine ausbildungsadäquate Beschäftigung zu finden.

Inwiefern können die berechneten Lohnverluste, sofern sie antizipiert werden, im Haushaltszusammenhang getroffene Entscheidungen von Frauen beeinflussen?

Im letzten Abschnitt der Arbeit wird dargelegt, dass ein Teil der Lohnverluste als einseitiges Spezialisierungsrisiko von Frauen auf Hausarbeit und Kinderbetreuung aufgefasst werden kann, wenn eine Erwerbsunterbrechung im Zusammenhang mit der Geburt nicht vermieden werden kann und zugleich von instabilen Eheverträgen auszugehen ist. Die Spezialisierung der Partner auf Haus- bzw. Erwerbsarbeit, mithin die Erweiterung der Familie durch die Geburt von Kindern, führt durch die Ausnutzung von Skalenerträgen zu einer Steigerung der Haushaltswohlfahrt und zugleich für beide Partner zu einer individuellen Nutzenverbesserung, sofern die Stabilität der Partnerschaft nicht zur Disposition steht: Die Vernachlässigung des weiblichen marktnahen Humankapitals ist in haushaltsökonomischen Modellen wie jenem von Gary Becker (1981) risikolos, da die von der Frau während der Zeit, in der die Kinder klein sind, erbrachte Vorleistung durch eine seitens ihres Partners in späteren Jahren erbrachte Unterhaltsleistung erwidert wird.

Die empirische Evidenz spricht jedoch gegen die seitens der traditionellen Modelle postulierten Zusammenhänge: Obwohl sich die Erwerbstätigkeit von Müttern in der Haushalts-Netto-Rechnung oftmals nicht lohnt, gehen gerade Mütter verstärkt einer bezahlten Tätigkeit nach. Zugleich steigen die Geburtenzahlen nicht, obwohl dies angesichts steigender Einkommen auf Basis dieser Modelle, die die impliziten Kosten von Kindern ausblenden, eigentlich zu erwarten wäre (wie eingangs dargelegt, ist die Geburtenrate pro Frau für Gesamtdeutschland stattdessen relativ stabil).

Dynamische Bargaining-Modelle wie jenes von Ott (1992) lösen diesen vermeintlichen Widerspruch auf, indem sie die klassische Motivation für Erwerbsarbeit – den Wunsch nach Erhöhung des Haushaltskonsums – um ein zweites Motiv erweitern: das Streben der Frauen nach einer starken Verhandlungsposition in der Ehe (da von letzterer die innereheliche Distribution der gemeinsam erwirtschafteten Güter abhängt) und gleichzeitig nach einer möglichst hohen finanziellen Unabhängigkeit außerhalb der Ehe. Die Einkommenskapazität der Frau außerhalb der Ehe fungiert innerehelich als Drohpunkt und determiniert zugleich das außerhalb der Ehe individuell erreichbare Nutzenniveau. Aus beiden Gründen wollen Frauen einen „Fuß in der Tür des Arbeitsmarktes“ behalten: Dies zahlt sich zwar nicht (bzw. kaum) kurzfristig für die Haushaltskasse aus, aber sehr wohl im langfristigen Horizont der weiblichen Humankapitalentwicklung. Ein positives Arbeitsangebot der Frau hat in Bargaining-Modellen nicht nur Konsum-, sondern auch Humankapitaleffekte, da es die Entstehung asymmetrischer Risiken verhindert. Wird die Reduktion solcher Risiken seitens der Frau höher bewertet als ein kurzfristiges Konsummaximum des Haushalts, sind pareto-ineffiziente (als bezüglich der Haushaltsproduktion suboptimale) Zeitallokations- und Geburtenentscheidungen die Folge.

Da in der Ottischen Konzeption das als Single erzielbare Einkommen – neben dem Preisvektor – einziges Argument der Single-Nutzenfunktion ist, lässt sich ein intertemporaler, spezialisierungsbedingter Nutzenverlust der Frau modelllogisch nur als Einkommensverlust infolge eines während der Familienpause geschrumpften weiblichen Humankapitalstocks verstehen. Abweichend von der Ottischen Konzeption wird in der vorliegenden Arbeit die These vertreten, dass als Spezialisierungsrisiko die gesamten impliziten Kosten von Kindern anzusetzen sind, soweit sie im Verdacht stehen, nach Ehevertragsbruch von der Frau allein getragen werden zu müssen. Hierbei kann die – als nahezu irreversibel anzusehende – Einkommenslücke pro Stunde im 46. Lebensjahr als Spezialisierungsrisiko im weiteren Sinne gelten, dem sich die Frau zum Ende ihrer fruchtbaren Phase gegenübersieht. Alternativ sind die gesamten Folgekosten nach Wiedereinstieg in die Vollzeittätigkeit als Spezialisierungsrisiko im engeren Sinne anzusehen. Welche Definition des Risikos für das Timing von Geburten relevant ist, hängt letztlich

davon ab, zu welchem Zeitpunkt die „Risikowende“ in der Partnerschaft vermutet wird: Unter dem Aspekt der Stundenlohnlücke besteht, wie die Berechnungen gezeigt haben, ein Geburten vorziehender, unter dem Kriterium der gesamten Folgekosten dagegen ein Geburten aufschiebender Anreiz.

Alles in allem liefern die in dieser Arbeit gefundenen Ergebnisse Argumente nicht nur für das beobachtete Geburten-, sondern auch für das Arbeitsangebotsverhalten von Müttern. Angesichts gegebener örtlicher Kinderbetreuungsangebote einerseits und arbeitgeberseitiger Restriktionen bezüglich familienfreundlicher Arbeitszeitgestaltung andererseits können sich potenzielle Mütter zwar entweder für oder gegen ein Kind entscheiden; im erstgenannten Fall ist ihre Entscheidungsspielraum anschließend aber auf die Gestaltung des geeigneten Zeitpunktes hierfür beschränkt, während Art und Dauer der Unterbrechung im Wesentlichen von den institutionellen Rahmenbedingungen bestimmt werden. So muss das simulierte Kindergartenmuster der insgesamt dreijährigen Unterbrechung mit anschließender Rückkehr zur Vollzeittätigkeit als durchaus ambitioniert gelten; es liegt in der Verantwortung der Akteure auf politischer wie betrieblicher Ebene, im Wege einer ausgebauten Kleinkindbetreuung für eine bessere Vereinbarkeit von Familie und Beruf, mithin für eine Verkürzung von Unterbrechungsdauern und eine Minderung von Spezialisierungsrisiken zu sorgen.

Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit beschreiben, warum sich Frauen – derweil noch mit längeren Unterbrechungserfordernissen (bis hin zum simulierten Grundschulmuster oder sogar darüber hinaus) konfrontiert – in zunehmend höherem Lebensalter für ihr erstes Kind entscheiden, warum dies insbesondere auf Akademikerinnen zutrifft und warum Frauen mit Hochschulabschluss generell weniger Kinder bekommen als niedriger gebildete Frauen. Auch die deutschen Ost-West-Unterschiede im Geburtenverhalten können nicht mehr überraschen, wenn man sich die tatsächliche Höhe der impliziten Kosten von Kindern vor Augen führt und dazu bedenkt, dass diese nur anfallen, wenn die erwähnte Vereinbarkeit von Familie und Beruf nicht gegeben ist.

Die ambivalente Bedeutung der eingangs zitierten Feststellung von Siv Gustafsson „Having children is a lifelong undertaking“ kann zum Ende dieser Arbeit nur unterstrichen werden: Kinder verursachen (ihren Müttern leider) nicht nur lebenslang Freude, sondern auch erhebliche und persistente Kosten, die über die Zeit des Bewohnens der elterlichen Wohnung weit hinausgehen. Es bleibt noch einiges zu tun, dem Satz die unschöne Ambivalenz zu nehmen.

# Anhang



Abbildung 25: Vorgehensweise der Datenerzeugung mit Stata/SE 7.0

Bausteine:

- **Unterscheidung zwischen Test-Wellen-Set (1984-85) und finalem Wellen-Set (1984-2005)**
- *Dokumentation von Ziel und Vorgehensweise in jedem create-do-file*
- Speicherung von Zwischenergebnissen
- *Step-by-step-Datenanalyse (analysis-do-files)*
- **Plausibilitäts-Tests mittels informationsreicher Personen**
- Zusammenfassende Dokumentation in MASTER files

## 1. Erzeugung von n- do files und Überprüfung anhand des Test-Wellen-Sets

Erzeugung eines create- do files 1 *inklusive Dokumentation*: Was wird erzeugt? Warum?

Anwendung auf Daten der Test-Wellen

Speicherung unter “data 1”

Erzeugung eines *analysis-do files 1*: list generated variable *if persnr== XXX*

Anwendung auf Daten der Test-Wellen

Eliminierung etwaiger Programmierungsfehler

(Wiederholung dieser Vorgehensweise für do-files n=2, ..., N)

Erzeugung von Test-MASTER files: Zusammenfassende Dokumentation der create- und analysis-do files in der Reihenfolge ihrer Anwendung sowie der damit jeweils generierten Datensätze

## 2. Transfer der geprüften do-files auf das finale Wellen-Set

Anwendung des create- do files 1 auf Daten des endgültigen Wellen-Set s

Speicherung unter “data 1\_regr”

Anwendung des *analysis-do files 1*: list generated variable *if persnr== XXX*

Eliminierung etwaiger Programmierungsfehler

(Wiederholung dieser Vorgehensweise für do files n=2, ..., N)

Erzeugung der endgültigen MASTER files = Überblick über Entstehung des für die Lohnschätzungen verwendeten Datensatzes

Tabelle 2: Variablenliste der Lohn- und Beschäftigungsgleichung

Laufende Nummer	Variable (*=Dummy; eingeklammerte Variablen = Referenzkategorien)
<b>Erklärte Variable in der Beschäftigungsfunktion</b>	
01	Abhängig erwerbstätig*
<b>Erklärte Variablen in der Lohngleichung (in €)</b>	
02	Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)
03	Realer Bruttostundenlohn ohne anteilige Einmalzahlungen (log)
<b>Erklärende Variablen: Gebildetes Humankapital</b>	
<i>Erwerbserfahrung (in Jahren)</i>	
04	Erwerbstätigkeit
05	Nichterwerbstätigkeit
06	Betriebszugehörigkeit
07	Vollzeit
08	Teilzeit
09	Auszeit
10	Arbeitslosigkeit
11	Aktuelle Vollzeit
Interaktionsvariablen:	
12	Aktuelle Vollzeit, ohne Berufsabschluss
13	Aktuelle Vollzeit, mittlerer Berufsabschluss
14	Aktuelle Vollzeit, Hochschulabschluss
15	Aktuelle durchgängige Vollzeit
Interaktionsvariablen:	
16	Aktuelle durchgängige Vollzeit, ohne Berufsabschluss
17	Aktuelle durchgängige Vollzeit, mittlerer Berufsabschluss
18	Aktuelle durchgängige Vollzeit, Hochschulabschluss
19	Aktuelle Vollzeit nach Auszeit
20	Aktuelle Vollzeit nach Teilzeit
21	Aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit
22	Frühere Vollzeit
23	Frühere Vollzeit vor Auszeit
24	Frühere Vollzeit vor Teilzeit
25	Aktuelle Teilzeit
26	Frühere Teilzeit
27	Aktuelle Auszeit
Interaktionsvariablen:	
28	Aktuelle Auszeit, ohne Berufsabschluss
29	Aktuelle Auszeit, mittlerer Berufsabschluss
30	Aktuelle Auszeit, Hochschulabschluss
31	Aktuelle geburtsbedingte Auszeit
32	Frühere Auszeit
33	Frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist
34	Frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist
35	Aktuelle Arbeitslosigkeit
36	Frühere Arbeitslosigkeit
37	Frühere Arbeitslosigkeit binnen Zehnjahresfrist
38	Frühere Arbeitslosigkeit vor Zehnjahresfrist
<i>Schul- und Berufsausbildung</i>	
39	Kein Schulabschluss*
40	Hauptschulabschluss*
41	Niedriger Schulabschluss*
42	Realschulabschluss (mittlerer Schulabschluss)*



Tabelle 2: Variablenliste der Lohn- und Beschäftigungsgleichung (Forts.)

Laufende Nummer	Variable (*=Dummy; eingeklammerte Variablen=Referenzkategorien)
43	Fachhochschulreife*
44	Abitur*
45	Hochschulreife*
46	Kein Berufsabschluss*
47	Lehre*
48	Fachschulabschluss*
49	(mittlerer Berufsabschluss)*
50	Fachhochschulabschluss*
51	Universitätsabschluss*
52	Hochschulabschluss*
<b>Erklärende Variablen: Kontrollvariablen</b>	
<i>Sozio-ökonomische Variablen</i>	
53	Alter (in Jahren)
54	Verheiratet/ mit Partner zusammen lebend*
55	Gesundheitliche Behinderung*
56	Pflegebedürftige Person im Haushalt*
57	Anzahl Kinder im Haushalt
58	Jüngstes Kind im Haushalt 0-1 Jahr alt*
59	Jüngstes Kind im Haushalt 2-4 Jahre alt *
60	Jüngstes Kind im Haushalt 5-7 Jahre alt *
61	Jüngstes Kind im Haushalt 8-10 Jahre alt*
62	Jüngstes Kind im Haushalt 11-18 Jahre alt*
63	Monatliches Netto-Nichtlohn-Haushalts-Einkommen pro Kopf (in 100 €)
64	Monatliches Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf (in 100 €)
<i>Arbeitsplatzbezogene Variablen</i>	
65	Land- und Forstwirtschaft*
66	Bergbau und Energie*
67	(Verarbeitendes Gewerbe) *
68	Baugewerbe*
69	Handel*
70	Transportwesen und Verkehr*
71	Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen*
72	Öffentlicher Dienst*
73	Berufsprestige (Skalenwert)
74	Beamten*
75	(Arbeiterin)*
76	Angestellte*
77	(Betrieb mit bis zu 19 Mitarbeitern)*
78	Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern*
79	Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern*
80	Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern*
81	Wochenarbeitsstunden
<i>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Variablen</i>	
82	Baden-Württemberg*
83	Stellenandrangszahl (Arbeitslose pro offene Stelle)

Datenbasis: Das Sozio-ökonomische Panel (West), Wellen A-V (1984-2005); zur Stichprobenselektion vgl. Angaben im Text. Zu einer Vielzahl der linearen Terme wurden zusätzlich auch quadrierte Terme gebildet und in den Schätzungen verwendet. Diese werden in den entsprechenden Schätzergebnissen ausgewiesen.

Tabelle 3: Deskriptive Statistik für das Beschäftigungssample (6.276 Beobachtungen)

Variable (Referenzkategorie in Klammern; *= <b>Dummy</b> )	Beobachtungs- zahl	Arithmetisches Mittel/Anteil	Standard- abweichung	Min	Max
<b>Erklärte Variable in der Beschäftigungsfunktion</b>					
Abhängig erwerbstätig*	6276	.5188018	.4996862	0	1
<b>Erklärte Variablen in der Lohngleichung (in €)</b>					
Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)	-	-	-	-	-
Realer Bruttostundenlohn ohne anteilige Einmalzahlungen (log)	-	-	-	-	-
<b>Erklärende Variablen: Gebildetes Humankapital</b>					
<i>Erwerbserfahrung (in Jahren)</i>					
Erwerbstätigkeit	6276	11.25366	8.58081	0	38
Nichterwerbstätigkeit	6276	4.996017	6.436833	0	36
Betriebszugehörigkeit	6276	3.392447	5.326808	0	37
Vollzeit	6276	7.715424	6.888546	0	37
Teilzeit	6276	3.538241	5.316828	0	34
Auszeit	6276	4.581899	6.280722	0	36
Arbeitslosigkeit	6276	-4141173	1.223066	0	16
Aktuelle Vollzeit	6276	2.664914	5.58918	0	37
Interaktionsvariablen:					
Aktuelle Vollzeit, ohne Berufsabschluss	6276	.2775653	2.041501	0	32
Aktuelle Vollzeit, mittlerer Berufsabschluss	6276	2.05529	5.137129	0	37
Aktuelle Vollzeit, Hochschulabschluss	6276	.3320586	1.836244	0	30
Aktuelle durchgängige Vollzeit	6276	1.646112	4.818772	0	35
Interaktionsvariablen:					
Aktuelle durchgängige Vollzeit, o. Berufsabschluss	6276	.154079	1.764908	0	32
Aktuelle durchgängige Vollzeit, mittl. Berufsabschl.	6276	1.297801	4.371848	0	35
Aktuelle durchgängige Vollzeit, Hochschulabschluss	6276	.194232	1.398817	0	30
Aktuelle Vollzeit nach Auszeit	6276	.6454748	2.807621	0	37
Aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	6276	.3581899	1.87586	0	21
Aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit	6276	.8801785	3.17831	0	37
Frühere Vollzeit	6276	5.05051	5.441686	0	30
Frühere Vollzeit vor Auszeit	6276	3.746176	4.935741	0	39
Frühere Vollzeit vor Teilzeit	6276	.8231358	3.145747	0	30
Aktuelle Teilzeit	6276	1.639579	3.812555	0	34
Frühere Teilzeit	6276	1.898662	3.650848	0	25
Aktuelle Auszeit	6276	1.533461	4.32968	0	36
Interaktionsvariablen:					
Aktuelle Auszeit, ohne Berufsabschluss	6276	.3913321	2.533878	0	36
Aktuelle Auszeit, mittlerer Berufsabschluss	6276	1.06246	3.549929	0	32
Aktuelle Auszeit, Hochschulabschluss	6276	.0796686	.8871069	0	21
Aktuelle geburtsbedingte Auszeit	6276	.4362651	1.479286	0	10
Frühere Auszeit	6276	3.048438	5.049133	0	32
Frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	6276	2.055131	3.056048	0	10
Frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	6276	2.298598	4.384806	0	27
Aktuelle Arbeitslosigkeit	6276	.0482792	.406005	0	9
Frühere Arbeitslosigkeit	6276	.3658381	1.097192	0	15
Frühere Arbeitslosigkeit binnen Zehnjahresfrist	6276	.1826004	.7363894	0	9
Frühere Arbeitslosigkeit vor Zehnjahresfrist	6276	.2061823	.7446168	0	11
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>					
Kein Schulabschluss*	6276	.027884	.1646536	0	1
Hauptschulabschluss*	6276	.3076801	.4615701	0	1
Niedriger Schulabschluss*	6276	.3355641	.4722249	0	1
Realschulabschluss (mittlerer Schulabschluss)*	6276	.3961122	.4891272	0	1
Fachhochschulreife*	6276	.056724	.231333	0	1
Abitur*	6276	.2115997	.4084751	0	1
Hochschulreife*	6276	.2683238	.4431223	0	1
Kein Berufsabschluss*	6276	.2178139	.4127931	0	1
Lehre*	6276	.6118547	.4873668	0	1
Fachschulabschluss*	6276	.0579987	.2337597	0	1
(mittlerer Berufsabschluss)*	6276	.6698534	.4703032	0	1
Fachhochschulabschluss*	6276	.0339388	.1810862	0	1
Universitätsabschluss*	6276	.0783939	.2688118	0	1
Hochschulabschluss*	6276	.1123327	.3158005	0	1

Tabelle 3: Deskriptive Statistik für das Beschäftigungssample (6.276 Beobachtungen)  
(Forts.)

Variable (Referenzkategorie in Klammern; *= <i>Dummy</i> )	Beobachtungszahl	Arithmetisches Mittel/Anteil	Standardabweichung	Min	Max
<b>Erklärende Variablen: Kontrollvariablen</b>					
<i>Sozio-ökonomische Variablen</i>					
Alter (in Jahren)	6276	37.25032	9.338553	17	55
Verheiratet/ mit Partner zusammen lebend*	6276	.6011791	.4896948	0	1
Gesundheitliche Behinderung*	6276	.0581581	.2340607	0	1
Pflegebedürftige Person im Haushalt*	6276	.0226259	.1487194	0	1
Anzahl Kinder im Haushalt	6276	.7123964	.9338158	0	6
Jüngstes Kind im Haushalt 0-1 Jahr alt*	6276	.0495539	.2170387	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 2-4 Jahre alt *	6276	.1188655	.323656	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 5-7 Jahre alt *	6276	.0876354	.2827865	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 8-10 Jahre alt*	6276	.0768005	.2662959	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 11-18 Jahre alt*	6276	.1826004	.3863693	0	1
Monatl. Netto-Nichtlohn-Hh.-Einkommen pro Kopf (in 100 €)	6276	2.966601	3.85996	0	51.75
Monatl. Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf (in 100 €)	6276	4.641409	4.523627	0	43.46
<i>Arbeitsplatzbezogene Variablen</i>					
Land- und Forstwirtschaft*	6276	.0071702	.0843795	0	1
Bergbau und Energie*	6276	.0035054	.0591074	0	1
(Verarbeitendes Gewerbe) *	6276	.1089866	.3116473	0	1
Baugewerbe*	6276	.0116316	.1072294	0	1
Handel*	6276	.1159975	.3202474	0	1
Transportwesen und Verkehr*	6276	.0160931	.1258435	0	1
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen*	6276	.4115679	.4921568	0	1
Öffentlicher Dienst*	6276	-.4520395	1.137591	-2	1
Berufsprestige (Skalenwert)	6276	43.0854	37.40649	-2	216
Beamtin*	6276	.0470045	.2116653	0	1
(Arbeiterin)*	6276	.1073932	.3096372	0	1
Angestellte*	6276	.4507648	.4976096	0	1
(Betrieb mit bis zu 19 Mitarbeitern)*	6276	-.9063098	1.076878	-2	1
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern*	6276	-.7267368	1.277719	-2	1
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern*	6276	-.8608987	1.133732	-2	1
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern*	6276	-.8368388	1.16201	-2	1
Wochenarbeitsstunden	6276	21.05296	18.25826	0	80
<i>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Variablen</i>					
Baden-Württemberg*	6276	.1383047	.345247	0	1
Stellenandrangszahl (Arbeitslose pro offene Stelle)	6276	9.80	5.54	3.20	44

Datenbasis: Das Sozio-ökonomische Panel (West), Wellen A-V (1984-2005); zur Stichprobenselektion vgl. Angaben im Text.

- für das Beschäftigungssample ist die deskriptive Statistik dieser Variable auf Grund der möglichen Ausprägung „-2“ („trifft nicht zu“) nicht sinnvoll interpretierbar.

Tabelle 4: Deskriptive Statistik für das Lohnsample (3.254 Beobachtungen)

Variable (Referenzkategorie in Klammern; *= <b>Dummy</b> )	Beobachtungs- zahl	Arithmetisches Mittel/Anteil	Standard- abweichung	Min	Max
<b>Erklärte Variable in der Beschäftigungsfunktion</b>					
Abhängig erwerbstätig*	3254	1	0	1	1
<b>Erklärte Variablen in der Lohngleichung (in €)</b>					
Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)	3254	2.544895	.4352205	.1945588	4.39
Realer Bruttostundenlohn ohne anteilige Einmalzahlungen (log)	3254	2.480366	.4135072	.1100355	4.28
<b>Erklärende Variablen: Gebildetes Humankapital</b>					
<i>Erwerbs Erfahrung (in Jahren)</i>					
Erwerbstätigkeit	3254	14.13184	8.683888	0	38
Nichterwerbstätigkeit	3254	3.629072	5.118975	0	28
Betriebszugehörigkeit	3254	5.698525	6.120404	0	37
Vollzeit	3254	9.510756	7.409939	0	37
Teilzeit	3254	4.621082	6.098631	0	34
Auszeit	3254	3.298709	4.965904	0	28
Arbeitslosigkeit	3254	.3303626	.9303867	0	15
Aktuelle Vollzeit	3254	4.405347	6.821251	0	37
<i>Interaktionsvariablen:</i>					
Aktuelle Vollzeit, ohne Berufsabschluss	3254	.4775661	2.703726	0	32
Aktuelle Vollzeit, mittlerer Berufsabschluss	3254	3.409342	6.414199	0	37
Aktuelle Vollzeit, Hochschulabschluss	3254	.5184388	2.316516	0	30
Aktuelle durchgängige Vollzeit	3254	2.830977	6.169724	0	35
<i>Interaktionsvariablen:</i>					
Aktuelle durchgängige Vollzeit, o. Berufsabschluss	3254	.260295	2.336345	0	32
Aktuelle durchgängige Vollzeit, mittl. Berufsabschluss	3254	2.252612	5.663218	0	35
Aktuelle durchgängige Vollzeit, Hochschulabschluss	3254	.3180701	1.818527	0	30
Aktuelle Vollzeit nach Auszeit	3254	1.043639	3.603027	0	37
Aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	3254	.5454825	2.245107	0	21
Aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit	3254	1.373694	3.951582	0	37
Frühere Vollzeit	3254	5.105409	5.625216	0	30
Frühere Vollzeit vor Auszeit	3254	3.167793	4.728158	0	39
Frühere Vollzeit vor Teilzeit	3254	1.27689	3.929189	0	30
Aktuelle Teilzeit	3254	2.511678	4.681135	0	34
Frühere Teilzeit	3254	2.109404	3.94728	0	23
Aktuelle Auszeit	3254	.1177013	1.018416	0	22
<i>Interaktionsvariablen:</i>					
Aktuelle Auszeit, o. Berufsabschluss	3254	.0239705	.593056	0	22
Aktuelle Auszeit, mittlerer Berufsabschluss	3254	.0891211	.8272479	0	21
Aktuelle Auszeit, Hochschulabschluss	3254	.0046097	.0802142	0	2
Aktuelle geburtsbedingte Auszeit	3254	.0439459	.4268558	0	8
Frühere Auszeit	3254	3.181008	4.89001	0	28
Frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	3254	1.086663	2.073767	0	10
Frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	3254	2.181008	4.07403	0	22
Aktuelle Arbeitslosigkeit	3254	.0181315	.2528231	0	9
Frühere Arbeitslosigkeit	3254	.3122311	.8612242	0	11
Frühere Arbeitslosigkeit binnen Zehnjahresfrist	3254	.1149355	.4608944	0	8
Frühere Arbeitslosigkeit vor Zehnjahresfrist	3254	.2052858	.7226665	0	11
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>					
Kein Schulabschluss*	3254	.0082975	.0907257	0	1
Hauptschulabschluss*	3254	.3039336	.460025	0	1
Niedriger Schulabschluss*	3254	.3122311	.4634748	0	1
Realschulabschluss (mittlerer Schulabschluss)*	3254	.4161033	.4929868	0	1
Fachhochschulreife*	3254	.0525507	.2231691	0	1
Abitur*	3254	.2191149	.4137103	0	1
Hochschulreife*	3254	.2716656	.4448868	0	1
Kein Berufsabschluss*	3254	.1244622	.3301588	0	1
Lehre*	3254	.6628765	.4728001	0	1
Fachschulabschluss*	3254	.0673018	.2505824	0	1
(Mittlerer Berufsabschluss)*	3254	.7301782	.4439353	0	1
Fachhochschulabschluss*	3254	.0467117	.2110532	0	1
Universitätsabschluss*	3254	.0986478	.2982344	0	1
Hochschulabschluss*	3254	.1453596	.3525172	0	1

Tabelle 4: Deskriptive Statistik für das Lohnsample (3.254 Beobachtungen) (Forts.)

Variable (Referenzkategorie in Klammern; *= <b>Dummy</b> )	Beobachtungs- zahl	Arithmetisches Mittel/Anteil	Standard- abweichung	Min	Max
<b>Erklärende Variablen: Kontrollvariablen</b>					
<i>Sozio-ökonomische Variablen</i>					
Alter (in Jahren)	3254	38.68439	8.549684	19	55
Verheiratet/ mit Partner zusammen lebend*	3254	.564536	.4958938	0	1
Gesundheitliche Behinderung*	3254	.0436386	.2043211	0	1
Pflegebedürftige Person im Haushalt*	3254	.0144438	.1193294	0	1
Anzahl Kinder im Haushalt	3254	.4754149	.7800804	0	4
Jüngstes Kind im Haushalt 0-1 Jahr alt*	3254	.0092194	.0955889	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 2-4 Jahre alt *	3254	.0553165	.2286322	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 5-7 Jahre alt*	3254	.0712969	.2573596	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 8-10 Jahre alt*	3254	.0697603	.2547818	0	1
Jüngstes Kind im Haushalt 11-18 Jahre alt*	3254	.1843884	.3878603	0	1
Monatl. Netto-Nichtlohn-Hh.-Einkommen pro Kopf (in 100 €)	3254	2.258753	3.488805	0	51.75
Monatl. Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf (in 100 €)	3254	4.858749	4.840758	0	43.46
<i>Arbeitsplatzbezogene Variablen</i>					
Land- und Forstwirtschaft*	3254	.0061463	.0781689	0	1
Bergbau und Energie*	3254	.0055317	.0741805	0	1
(Verarbeitendes Gewerbe) *	3254	.1696374	.3753716	0	1
Baugewerbe *	3254	.0190535	.136734	0	1
Handel*	3254	.1564229	.3633116	0	1
Transportwesen und Verkehr*	3254	.0221266	.1471179	0	1
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen*	3254	.6210817	.4851923	0	1
Öffentlicher Dienst*	3254	.3444991	.4752777	0	1
Berufsprestige (Skalenwert)	3254	65.22667	23.87936	31	207.2
Beamtin*	3254	.0845114	.2781959	0	1
(Arbeiterin) *	3254	.1505839	.3576978	0	1
Angestellte*	3254	.7649047	.4241235	0	1
(Betrieb mit bis zu 19 Mitarbeitern)*	3254	.1078672	.3102603	0	1
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern*	3254	.4542102	.4979754	0	1
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern*	3254	.1957591	.3968449	0	1
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern*	3254	.2421635	.4284586	0	1
Wochenarbeitsstunden	3254	32.9193	11.48745	3	77
<i>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Variablen</i>					
Baden-Württemberg*	3254	.1284573	.3346497	0	1
Stellenandrangszahl (Arbeitslose pro offene Stelle)	3254	9.97	5.64	3.20	44

Datenbasis: Das Sozio-ökonomische Panel (West), Wellen A-V (1984-2005); zur Stichprobenselektion vgl. Angaben im Text.

*Tabelle 5: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5 (Modelle 1-5)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)			
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (1)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (2)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (3)
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>			
niedriger Schulabschluss	-0.062 (0.017)***	-0.068 (0.017)***	-0.071 (0.016)***
Hochschulreife	0.109 (0.020)***	0.118 (0.020)***	0.110 (0.020)***
kein Berufsabschluss	-0.053 (0.023)**	-0.055 (0.023)**	-0.054 (0.023)**
Hochschulabschluss	0.092 (0.024)***	0.105 (0.024)***	0.109 (0.024)***
<b>Erwerbserfahrung</b>			
Erwerbstätigkeit	0.032 (0.003)***		
Erwerbstätigkeit, quadriert	-0.001 (0.000)***		
Nichterwerbstätigkeit	-0.016 (0.004)***		
Nichterwerbstätigkeit, quadriert	0.001 (0.000)**		
Betriebszugehörigkeit	0.005 (0.001)***		
Vollzeit		0.029 (0.003)***	
Vollzeit, quadriert /100		-0.042 (0.000)***	
aktuelle Vollzeit			0.040 (0.003)***
aktuelle Vollzeit, quadriert			-0.001 (0.000)***
frühere Vollzeit			0.018 (0.003)***
frühere Vollzeit, quadriert/100			-0.018 (0.000)
Teilzeit		0.004 (0.001)***	
aktuelle Teilzeit			0.006 (0.002)***
frühere Teilzeit			0.005 (0.002)***
Auszeit		-0.003 (0.002)**	
aktuelle Auszeit			-0.023 (0.010)**
frühere Auszeit			-0.002 (0.002)
Arbeitslosigkeit		-0.023 (0.008)***	
aktuelle Arbeitslosigkeit			-0.041 (0.028)
frühere Arbeitslosigkeit			-0.018 (0.009)**

Tabelle 5: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5 (Modelle 1-5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)			
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (1)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (2)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (3)
<b>Arbeitsplatzbezogene Kontrollvariablen</b>			
Land- und Forstwirtschaft	-0.115 (0.053)**	-0.109 (0.050)**	-0.120 (0.051)**
Bergbau und Energie	0.264 (0.105)**	0.231 (0.099)**	0.236 (0.103)**
Baugewerbe	-0.132 (0.047)***	-0.106 (0.043)**	-0.117 (0.042)***
Handel	-0.206 (0.024)***	-0.196 (0.024)***	-0.192 (0.023)***
Transportwesen und Verkehr	-0.198 (0.042)***	-0.187 (0.043)***	-0.165 (0.042)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.073 (0.021)***	-0.067 (0.020)***	-0.059 (0.020)***
Öffentlicher Dienst	0.059 (0.017)***	0.070 (0.017)***	0.069 (0.017)***
Berufsprestige	0.004 (0.000)***	0.004 (0.000)***	0.004 (0.000)***
Beamtin	0.117 (0.033)***	0.104 (0.034)***	0.109 (0.034)***
Angestellte	0.199 (0.025)***	0.195 (0.025)***	0.199 (0.025)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.178 (0.026)***	0.179 (0.026)***	0.177 (0.025)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.267 (0.028)***	0.271 (0.028)***	0.262 (0.027)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.303 (0.028)***	0.302 (0.028)***	0.297 (0.027)***
Wochenarbeitsstunden	-0.004 (0.001)***	-0.006 (0.001)***	-0.009 (0.001)***
<b>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen</b>			
Baden-Württemberg	0.033 (0.017)**	0.044 (0.017)**	0.036 (0.017)**
Stellenandrangszahl	0.002 (0.01)	0.002 (0.001)*	0.001 (0.001)
Konstante	1.816 (0.051)***	1.937 (0.049)***	2.029 (0.050)***
Beobachtungszahl	3255	3255	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):			
F ( 25, 3229) bzw. F ( 25, 3229) bzw. F ( 30, 3224)=	75.90	78.63	69.49
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.3795	0.3837	0.3960
Root MSE	.34698	.34581	.34258

<sup>+</sup> Robuste Standardabweichungen in Klammern;

\* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau;  
Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis:  
vgl. Tabelle 2.

Tabelle 5: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5 (Modelle 1-5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (4)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (5)
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	-0.064 (0.017)***	-0.066 (0.017)***
Hochschulreife	0.101 (0.020)***	0.099 (0.020)***
kein Berufsabschluss	-0.050 (0.024)**	-0.049 (0.024)**
Hochschulabschluss	0.112 (0.025)***	0.115 (0.025)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle durchgängige Vollzeit	0.035 (0.003)***	0.034 (0.003)***
aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit	0.034 (0.004)***	0.034 (0.004)***
aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit, quadriert	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	-0.008 (0.002)***	-0.008 (0.002)***
frühere Vollzeit vor Auszeit	0.010 (0.002)***	0.010 (0.002)***
frühere Vollzeit vor Teilzeit	0.014 (0.002)***	0.014 (0.002)***
Teilzeit	0.003 (0.001)**	0.003 (0.001)**
aktuelle Auszeit	-0.046 (0.022)**	-0.075 (0.023)***
Aktuelle Auszeit, quadriert	0.002 (0.001)*	0.003 (0.001)***
aktuelle geburtsbedingte Auszeit		-0.098 (0.071)
aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert		0.028 (0.015)*
frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	-0.014 (0.004)***	-0.014 (0.004)***
frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	0.003 (0.002)*	0.003 (0.002)*
Arbeitslosigkeit	-0.014 (0.008)*	-0.014 (0.008)*
<b>Arbeitsplatzbezogene Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft	-0.132 (0.051)**	-0.130 (0.051)**
Bergbau und Energie	0.233 (0.105)**	0.242 (0.105)**



Tabelle 5: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung ohne Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 1-5 (Modelle 1-5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> Modell (4)	Koeffizient <sup>†</sup> Modell (5)
Baugewerbe	-0.127 (0.043)***	-0.126 (0.043)***
Handel	-0.203 (0.024)***	-0.201 (0.024)***
Transportwesen und Verkehr	-0.169 (0.041)***	-0.166 (0.041)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.070 (0.021)***	-0.067 (0.021)***
Öffentlicher Dienst	0.074 (0.017)***	0.072 (0.017)***
Berufsprestige	0.004 (0.000)***	0.004 (0.000)***
Beamtin	0.132 (0.035)***	0.127 (0.035)***
Angestellte	0.207 (0.025)***	0.205 (0.025)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.176 (0.026)***	0.176 (0.025)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.267 (0.027)***	0.269 (0.027)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.300 (0.028)***	0.300 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden	-0.009 (0.001)***	-0.009 (0.001)***
<b>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen</b>		
Baden-Württemberg	0.035 (0.017)**	0.035 (0.017)**
Stellenandrangszahl	0.002 (0.001)*	0.002 (0.001)*
Konstante	2.089 (0.051)***	2.093 (0.051)***
Beobachtungszahl	3255	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):		
F( 33, 3221) bzw. F( 35, 3219) =	56.56	53.88
Prob > F	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.3791	0.3838
Root MSE	.34751	.34631

<sup>†</sup> Robuste Standardabweichungen in Klammern;

\* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau;

Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

Tabelle 6: Maximum Likelihood-Schätzung der Beschäftigungsgleichung

Erklärte Variable: Erwerbsstatus zum Befragungszeitpunkt (abherw <sup>j</sup> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>ii</sup>	Marginaler Effekt <sup>ii</sup> dF/dx
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	-0.041 (0.047)	-.0161146 (.0187383)
Hochschulreife	-0.334 (0.056)***	-.1324789 (.0222846)
kein Berufsabschluss	-0.452 (0.052)***	-.1786794 (.0200796)
Hochschulabschluss	0.457 (0.076)***	.1722132 (.0265177)
<b>Erwerbserfahrung</b>		
Betriebszugehörigkeit	0.123 (0.006)***	.0487871 (.0024544)
Auszeit	-0.059 (0.005)***	-.0234816 (.0017915)
Arbeitslosigkeit	-0.100 (0.017)***	-.0397241 (.0065424)
<b>Sozio-ökonomische Kontrollvariablen</b>		
Alter in Jahren	0.022 (0.003)***	.0087143 (.0013135)
Anzahl Kinder im Haushalt	-0.112 (0.037)***	-.0442861 (.0148191)
Jüngstes Kind im Haushalt 0-1 J.	-1.540 (0.131)***	-.4916809 (.023042)
Jüngstes Kind im Haushalt 2-4 J.	-0.820 (0.089)***	-.3135247 (.0306148)
Jüngstes Kind im Haushalt 5-7 J.	-0.342 (0.096)***	-.135933 (.0375388)
Jüngstes Kind im Haushalt 8-10 J.	-0.262 (0.096)***	-.1042524 (.038032)
Jüngstes Kind im Haushalt 11-18 J.	-0.182 (0.059)***	-.0721226 (.0236426)
gesundheitliche Behinderung	-0.393 (0.091)***	-.155613 (.0354777)
pflegebedürftige Person im Haushalt	-0.229 (0.142)	-.0910423 (.056389)
verheiratet/mit Partner zusammen lebend	-0.133 (0.058)**	-.0524218 (.0228794)
Monatl. Netto-Nichtlohn-Haushaltseinkommen pro Kopf, in 100€	-0.161 (0.012)***	-.0636424 (.0048433)
Monatl. Netto-Nichtlohn-Haushaltseinkommen pro Kopf, in 100 €, quadriert	0.004 (0.001)***	.0017055 (.000257)
Monatl. Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf, in 100 €	-0.069 (0.011)***	-.0273282 (.0043205)
Monatl. Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf, in 100 €, quadriert	0.002 (0.001)***	.0009201 (.0002168)

Tabelle 6: Maximum Likelihood-Schätzung der Beschäftigungsgleichung (Forts.)

Erklärte Variable: Erwerbsstatus zum Befragungszeitpunkt (abherw) <sup>i</sup> Erklärende Variable	Koeffizient <sup>ii</sup>	Marginaler Effekt <sup>ii</sup> dF/dx
<b>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen</b>		
Baden-Württemberg	-0.137 (0.057)**	-.0543233 (.0227468)
Stellenandrangszahl	-0.007 (0.004)*	-.0027708 (.0014834)
Konstante	0.490 (0.122)***	
Beobachtungszahl= 6276		
Pseudo R <sup>2</sup> <sup>iii</sup> = 0.3424		
Log likelihood = -2857.8323		
Iteration 0: log likelihood = -4345.7534		
Iteration 1: log likelihood = -3002.0786		
Iteration 2: log likelihood = -2865.1296		
Iteration 3: log likelihood = -2857.8551		
Iteration 4: log likelihood = -2857.8323		
note: 0 failures and 1 success completely determined.		
Wald-Test auf Signifikanz des Gesamtmodells gegenüber dem Nullmodell <sup>iv</sup> :		
LR chi <sup>2</sup> (23) = 2975.84		
Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000		
Likelihood Ratio Test auf Signifikanz des Gesamtmodells gegenüber dem restringierten Modell <sup>v,vi</sup> :		
chi <sup>2</sup> (16) = 1495.87		
Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000		
Anteil des korrekt prognostizierten Erfolgs <sup>vi</sup> = 79.48		
Anteil des korrekt prognostizierten Misserfolgs <sup>vi</sup> = 82.81		

<sup>i</sup> 1 = abhängig beschäftigt, 0 = nicht abhängig beschäftigt;

<sup>ii</sup> Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; Angaben zur Signifikanz gelten analog für Marginaleffekte; Interpretation der Marginaleffekte: siehe Erörterungen im Text;

<sup>iii</sup> Mc Fadden (1973);

<sup>iv</sup> der Likelihood Ratio-Wert folgt einer chi<sup>2</sup>-Verteilung; in Klammern: Anzahl der erklärenden Variablen;

<sup>v</sup> in Klammern: Anzahl der erklärenden Variablen im restringierten Modell;

<sup>vi</sup> siehe weitere Erläuterungen hierzu im Text;

Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

Tabelle 7: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 3-5 (Modelle 3-5)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)			
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (3)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (4)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (5)
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>			
niedriger Schulabschluss	-0.069 (0.016)***	-0.064 (0.017)***	-0.067 (0.017)***
Hochschulreife	0.113 (0.020)***	0.110 (0.020)***	0.107 (0.021)***
kein Berufsabschluss	-0.047 (0.024)**	-0.034 (0.024)	-0.034 (0.024)
Hochschulabschluss	0.101 (0.025)***	0.098 (0.026)***	0.102 (0.026)***
<b>Erwerbserfahrung</b>			
aktuelle Vollzeit	0.036 (0.003)***		
aktuelle Vollzeit, quadriert	-0.001 (0.000)***		
aktuelle durchgängige Vollzeit		0.031 (0.003)***	0.031 (0.003)***
aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert		-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit		0.031 (0.004)***	0.031 (0.004)***
aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit, quadriert		-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
aktuelle Vollzeit nach Teilzeit		-0.007 (0.003)***	-0.007 (0.003)***
frühere Vollzeit	0.018 (0.003)***		
frühere Vollzeit, quadriert	-0.000 (0.000)		
frühere Vollzeit vor Auszeit		0.009 (0.002)***	0.010 (0.002)***
frühere Vollzeit vor Teilzeit		0.013 (0.002)***	0.013 (0.002)***
Teilzeit		0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
aktuelle Teilzeit	0.003 (0.002)		
frühere Teilzeit	0.005 (0.002)***		
aktuelle Auszeit	-0.053 (0.022)**	-0.042 (0.022)*	-0.074 (0.023)***
aktuelle Auszeit, quadriert	0.002 (0.001)*	0.002 (0.001)	0.003 (0.001)***
aktuelle geburtsbedingte Auszeit			-0.085 (0.071)
aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert			0.026 (0.015)*

Tabelle 7: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 3-5 (Modelle 3-5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)			
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (3)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (4)	Koeffizient <sup>+</sup> Modell (5)
frühere Auszeit	-0.001 (0.002)		
frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist		-0.011 (0.004)**	-0.011 (0.004)***
frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist		0.004 (0.002)**	0.005 (0.002)**
Arbeitslosigkeit		-0.011 (0.008)	-0.011 (0.008)
aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.041 (0.028)		
frühere Arbeitslosigkeit	-0.016 (0.009)*		
<b>Arbeitsplatzbezogene Kontrollvariablen</b>			
Land- und Forstwirtschaft	-0.001 (0.062)	0.009 (0.063)	0.009 (0.063)
Bergbau und Energie	0.356 (0.109)***	0.369 (0.110)***	0.377 (0.110)***
Baugewerbe	0.115 (0.042)***	0.130 (0.043)***	0.129 (0.043)***
Handel	-0.073 (0.042)*	-0.068 (0.043)	-0.067 (0.043)
Transportwesen und Verkehr	-0.045 (0.056)	-0.031 (0.056)	-0.029 (0.056)
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	0.058 (0.040)	0.062 (0.041)	0.064 (0.041)
Öffentlicher Dienst	0.065 (0.017)***	0.069 (0.017)***	0.068 (0.017)***
Berufsprestige	0.004 (0.000)***	0.004 (0.000)***	0.004 (0.000)***
Beamten	0.110 (0.034)***	0.129 (0.035)***	0.124 (0.035)***
Angestellte	0.197 (0.025)***	0.205 (0.025)***	0.203 (0.025)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.176 (0.025)***	0.175 (0.025)***	0.176 (0.025)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.261 (0.027)***	0.264 (0.027)***	0.266 (0.027)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.295 (0.027)***	0.296 (0.028)***	0.296 (0.027)***
Wochenarbeitsstunden	-0.009 (0.001)***	-0.009 (0.001)***	-0.009 (0.001)***

Tabelle 7: Gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, Gliederungsebenen 3-5 (Modelle 3-5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)			
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> Modell (3)	Koeffizient <sup>†</sup> Modell (4)	Koeffizient <sup>†</sup> Modell (5)
<b>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen</b>			
Baden-Württemberg	0.038 (0.017)**	0.039 (0.017)**	0.040 (0.017)**
Stellenandrangszahl	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)*	0.002 (0.001)*
Select	0.021 (0.011)*	0.033 (0.010)***	0.032 (0.010)***
Konstante	1.932 (0.059)***	1.959 (0.058)***	1.962 (0.059)***
Beobachtungszahl	3255	3255	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):			
F(32, 3222) =	64.97		
F(34, 3220) =		54.79	
F(36, 3218) =			52.31
Prob > F =	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.3978	0.3813	0.3858
Root MSE	.34219	.34695	.3458

<sup>†</sup> Robuste Standardabweichungen in Klammern;

\* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau;

Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

Tabelle 8: *Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient+ Random Effects- Schätzung	Koeffizient+ Fixed Effects- Schätzung
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	-0.093 (0.028)***	0.000 (0.000)
Hochschulreife	0.129 (0.033)***	0.000 (0.000)
kein Berufsabschluss	-0.068 (0.034)**	0.000 (0.000)
Hochschulabschluss	0.164 (0.043)***	0.000 (0.000)
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle Vollzeit	0.037 (0.004)***	0.017 (0.007)**
aktuelle Vollzeit, quadriert/100	-0.073 (0.000)***	-0.014 (0.000)
frühere Vollzeit	0.014 (0.002)***	0.009 (0.006)
aktuelle Teilzeit	-0.002 (0.003)	0.006 (0.006)
frühere Teilzeit	0.008 (0.003)***	0.027 (0.007)***
aktuelle Auszeit	-0.040 (0.012)***	-0.090 (0.035)**
aktuelle Auszeit, quadriert	0.002 (0.001)**	0.001 (0.001)
frühere Auszeit	-0.006 (0.003)**	-0.070 (0.035)**
aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.045 (0.024)*	0.023 (0.064)
frühere Arbeitslosigkeit	-0.025 (0.012)**	0.135 (0.064)**
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft	-0.096 (0.098)	-0.013 (0.130)
Bergbau und Energie	0.052 (0.096)	-0.104 (0.118)
Baugewerbe	-0.070 (0.055)	-0.032 (0.068)
Handel	-0.125 (0.028)***	-0.082 (0.039)**
Transportwesen und Verkehr	-0.116 (0.055)**	-0.077 (0.072)
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.021 (0.025)	0.019 (0.038)
Öffentlicher Dienst	0.051 (0.021)**	0.001 (0.029)

Tabelle 8: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttolohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		Koeffizient <sup>+</sup>	Koeffizient <sup>+</sup>
Erklärende Variable		GLS Random Effects-Schätzung	Fixed Effects-Schätzung
Berufsprestige/100		0.214 (0.000)***	0.018 (0.001)
Beamten		0.112 (0.047)**	0.107 (0.100)
Angestellte		0.148 (0.023)***	0.087 (0.029)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.108 (0.023)***	0.018 (0.030)
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.169 (0.028)***	0.046 (0.037)
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.184 (0.028)***	0.039 (0.036)
Wochenarbeitsstunden		-0.014 (0.001)***	-0.019 (0.001)***
Stellenandrangszahl		0.002 (0.01)	0.003 (0.002)
Select		0.041 (0.013)***	0.041 (0.016)***
Konstante		2.372 (0.054)***	2.997 (0.146)***
Beobachtungszahl		3255	3255
Personenzahl		1038	1038
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1	1
	avg =	3.1	3.1
	max =	5	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1356	0.1721
	between =	0.3760	0.0424
	overall =	0.3669	0.0552
	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian		
	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)		corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.5803
	Wald chi <sup>2</sup> (30) = 976.02;		F(26,2191) = 17.51;
	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000		Prob > F = 0.0000
			F(1037, 2191) = 6.41;
			Prob > F = 0.0000
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>j</sub> =0):			
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :	chi <sup>2</sup> (1) = 936.19;		
	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000		
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):	chi <sup>2</sup> (26) = 182.84		
	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000		
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u	.31250047	.5206687
	sigma_e	.20836509	.20836509
rho <sup>+++</sup>		.6922434	.8619575

<sup>+</sup> Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; <sup>++</sup> sigma\_u = Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e = Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; <sup>+++</sup> rho = Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.



*Tabelle 9: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3a)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> <b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	Koeffizient <sup>+</sup> <b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
Niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.097 (0.028)***
Hochschulreife	0.000 (0.000)	0.134 (0.033)***
Kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.065 (0.039)*
Hochschulabschluss	0.000 (0.000)	0.149 (0.047)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
Aktuelle Vollzeit ohne Berufsabschluss	0.018 (0.016)	0.045 (0.011)***
Aktuelle Vollzeit ohne Berufsabschl., quadr./100	0.002 (0.001)	-0.110 (0.000)**
Aktuelle Vollzeit mit mittlerem Berufsabschluss	0.016 (0.007)**	0.035 (0.005)***
Aktuelle Vollzeit, mittl. Berufsabschl., quadr./100	-0.002 (0.000)	-0.062 (0.000)***
Aktuelle Vollzeit mit Hochschulabschluss	0.035 (0.014)**	0.048 (0.010)***
Aktuelle Vollzeit mit Hochschulabschl., quadr./100	-0.002 (0.001)	-0.153 (0.001)***
Frühere Vollzeit	0.012 (0.005)**	0.014 (0.002)***
Aktuelle Teilzeit	0.011 (0.005)*	-0.002 (0.003)
Frühere Teilzeit	0.032 (0.006)***	0.008 (0.003)***
Aktuelle Auszeit ohne Berufsabschluss	-0.100 (0.063)	-0.097 (0.035)***
Aktuelle Auszeit ohne Berufsabschluss, quadr.	-0.001 (0.004)	0.004 (0.002)*
Aktuelle Auszeit mit mittlerem Berufsabschluss	-0.082 (0.038)**	-0.038 (0.014)***
Aktuelle Auszeit, mittlerer Berufsabschluss, quadr.	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)**
Aktuelle Auszeit mit Hochschulabschluss	0.032 (0.197)	0.045 (0.184)
Aktuelle Auszeit mit Hochschulabschluss, quadr.	-0.047 (0.112)	-0.047 (0.108)
Frühere Auszeit	-0.069 (0.037)*	-0.005 (0.003)**
Aktuelle Arbeitslosigkeit	0.027 (0.064)	-0.045 (0.024)*
Frühere Arbeitslosigkeit	0.133 (0.064)**	-0.026 (0.012)**

Tabelle 9: *Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> <b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	Koeffizient <sup>+</sup> <b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
---------------------	--	--

**Kontrollvariablen**

Land- und Forstwirtschaft		-0.097 (0.098)
Bergbau und Energie		0.053 (0.096)
Baugewerbe		-0.071 (0.055)
Handel		-0.124 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr		-0.114 (0.055)**
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen		-0.019 (0.025)
Öffentlicher Dienst		0.052 (0.021)**
Berufsprestige		0.002 (0.000)***
Beamtin		0.113 (0.047)**
Angestellte		0.150 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.108 (0.023)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.168 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.183 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden	-0.018 (0.001)***	-0.014 (0.001)***
Stellenandrangszahl		0.002 (0.001)
Select	0.040 (0.016)**	0.041 (0.013)***
Konstante	3.069 (0.134)***	2.371 (0.054)***
Beobachtungszahl	3255	3255
Personenzahl	1038	1038
Beobachtungszahl pro Person:	min = 1	1
	avg = 3.1	3.1
	max = 5	5

Tabelle 9: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3a) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

		Fixed Effects- Hauptschätzung	GLS Random Effects- Schätzung
R <sup>2</sup> :	within =	0.1678	0.1376
	between =	0.0261	0.3803
	overall =	0.0371	0.3719
		corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.6066	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian
		F(20,2197) = 22.15;	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)
		Prob > F = 0.0000	Wald chi2(38) = 990.61;
			Prob > chi2 = 0.0000
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):		F (1037, 2197)= 9.49;	
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :		Prob > F = 0.0000	chi <sup>2</sup> (1) = 924.00;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):			chi <sup>2</sup> (34) = 190.68;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u =	.54127353	.31200979
	sigma_e =	.20861124	.20826759
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u <sub>i</sub> ) =		.870671	.69177306

<sup>+</sup>Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; ++ sigma\_u=Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e=Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; +++rho= Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz;

Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 9: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 3 (Modell 3a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> <b>Fixed Effects-Hilfsschätzung<sup>+</sup></b>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.128 (0.019)***
Hochschulreife	0.075 (0.025)***
kein Berufsabschluss	-0.087 (0.026)***
Hochschulabschluss	0.095 (0.033)***
<b>Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.333 (0.105)***
Bergbau und Energie	0.128 (0.112)
Baugewerbe	-0.283 (0.061)***
Handel	-0.276 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr	-0.202 (0.058)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.143 (0.024)***
Öffentlicher Dienst	0.055 (0.022)**
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamtin	0.028 (0.043)
Angestellte	0.067 (0.026)**
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.061 (0.024)**
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.104 (0.029)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.169 (0.028)***
Stellenandrangszahl	-0.006 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade): F( 18, 3237)	= 29.55
Prob > F	= 0.0000
R <sup>2</sup>	= 0.1411
Korrigiertes R <sup>2</sup>	= 0.1364
Root MSE	= .46163

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel gleich Null sind; Standardabweichungen in Klammern; \*signifikant auf 10%-Niveau; \*\*signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\*signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 10: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> <b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	Koeffizient <sup>+</sup> <b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.092 (0.028)***
Hochschulreife	0.000 (0.000)	0.135 (0.033)***
kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.057 (0.035)*
Hochschulabschluss	0.000 (0.000)	0.165 (0.043)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle durchgängige Vollzeit	0.035 (0.008)***	0.036 (0.005)***
aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert/100	-0.044 (0.000)	-0.078 (0.000)***
aktuelle Vollzeit nach Auszeit	0.008 (0.006)	0.015 (0.003)***
aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	-0.013 (0.009)	0.004 (0.005)
frühere Vollzeit	0.008 (0.006)	0.014 (0.002)***
aktuelle Teilzeit	0.012 (0.006)**	-0.008 (0.003)***
frühere Teilzeit	0.037 (0.007)***	0.008 (0.003)***
aktuelle Auszeit	-0.093 (0.042)**	-0.105 (0.033)***
frühere Auszeit	-0.099 (0.045)**	-0.109 (0.037)***
frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	0.056 (0.043)	0.088 (0.037)**
frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	0.050 (0.045)	0.110 (0.037)***
aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.066 (0.073)	-0.127 (0.053)**
frühere Arbeitslosigkeit	-0.168 (0.173)	-0.133 (0.080)*
frühere Arbeitslosigkeit binnen Zehnjahresfrist	0.300 (0.171)*	0.108 (0.075)
frühere Arbeitslosigkeit vor Zehnjahresfrist	0.193 (0.178)	0.118 (0.079)
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft		-0.102 (0.098)
Bergbau und Energie		0.050 (0.097)

*Tabelle 10: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		Koeffizient <sup>+</sup>	Koeffizient <sup>+</sup>
Erklärende Variable		<b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	<b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
Baugewerbe			-0.062 (0.055)
Handel			-0.124 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr			-0.115 (0.055)**
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen			-0.027 (0.025)
Öffentlicher Dienst			0.055 (0.021)***
Berufsprestige			0.002 (0.000)***
Beamtin			0.113 (0.047)**
Angestellte			0.144 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern			0.099 (0.024)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern			0.162 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern			0.172 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden		-0.019 (0.001)***	-0.014 (0.001)***
Stellenandrangszahl			0.002 (0.001)
Select		0.046 (0.015)***	0.052 (0.012)***
Konstante		3.024 (0.131)***	2.429 (0.056)***
Beobachtungszahl		3255	3255
Personenzahl		1038	1038
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1	1
	avg =	3.1	3.1
	max =	5	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1740	0.1441
	between =	0.0151	0.3651
	overall =	0.0277	0.3591

*Tabelle 10: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Fixed Effects-Hauptschätzung	GLS Random Effects-Schätzung
	corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.5377 F(17,2200) = 27.27; Prob > F = 0.0000	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed) Wald chi2(35) = 970.29; Prob > chi2 = 0.0000
Test auf Nichtexistenz der Individual-Effekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):	F(1037, 2200) = 8.06 Prob > F = 0.0000;	LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) chi <sup>2</sup> (1) = 950.24;
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000	
Varianzkomponenten <sup>++</sup> : sigma_u =	chi <sup>2</sup> (31) = 187.73;	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
sigma_e =	.5172804	.31660019
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u <sub>i</sub> ) =	.20768985	.20739326
	.86117439	.69973703

<sup>+</sup> Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; <sup>++</sup> sigma\_u = Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e = Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; <sup>+++</sup> rho = Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz;  
Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 10: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> <b>Fixed Effects-Hilfsschätzung<sup>†</sup></b>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.144 (0.018)***
Hochschulreife	0.079 (0.023)***
kein Berufsabschluss	-0.097 (0.024)***
Hochschulabschluss	0.187 (0.030)***
<b>Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.399 (0.096)***
Bergbau und Energie	0.139 (0.102)
Baugewerbe	-0.281 (0.056)***
Handel	-0.269 (0.026)***
Transportwesen und Verkehr	-0.166 (0.053)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.145 (0.022)***
Öffentlicher Dienst	0.070 (0.020)***
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamtin	0.009 (0.040)
Angestellte	0.047 (0.024)*
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.039 (0.022)*
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.124 (0.027)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.160 (0.026)***
Stellenandrangszahl	-0.004 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade): F( 18, 3237) = 46.34 Prob > F = 0.0000 R <sup>2</sup> = 0.2049 Korrigiertes R <sup>2</sup> = 0.2005 Root MSE = .42154	

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel gleich Null sind; Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.



*Tabelle 11: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4a)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> <b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	Koeffizient <sup>+</sup> <b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.094 (0.028)***
Hochschulreife	0.000 (0.000)	0.140 (0.034)***
kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.054 (0.037)
Hochschulabschluss	0.000 (0.000)	0.159 (0.046)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle durchgängige Vollzeit ohne Berufsabschluss	0.047 (0.027)*	0.052 (0.016)***
Aktuelle durchgängige Vollzeit, ohne Berufsabschluss, quadriert/100	-0.021 (0.001)	-0.141 (0.001)**
aktuelle durchgängige Vollzeit mit mittlerem Berufsabschluss	0.034 (0.009)***	0.034 (0.006)***
Aktuelle durchgängige Vollzeit mit mittlerem Berufsabschluss, quadriert	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)***
aktuelle durchgängige Vollzeit mit Hochschulabschluss	0.039 (0.018)**	0.042 (0.012)***
Aktuelle durchgängige Vollzeit mit Hochschulabschluss, quadriert/100	-0.003 (0.001)	-0.138 (0.001)**
aktuelle Vollzeit nach Auszeit	0.007 (0.006)	0.015 (0.003)***
aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	-0.013 (0.009)	0.004 (0.005)
frühere Vollzeit	0.008 (0.006)	0.014 (0.002)***
aktuelle Teilzeit	0.012 (0.006)**	-0.009 (0.003)***
frühere Teilzeit	0.037 (0.007)***	0.008 (0.003)***
aktuelle Auszeit ohne Berufsabschluss	-0.147 (0.049)***	-0.145 (0.038)***
aktuelle Auszeit mit mittlerem Berufsabschluss	-0.098 (0.046)**	-0.116 (0.036)***
aktuelle Auszeit mit Hochschulabschluss	-0.056 (0.066)	-0.077 (0.062)
frühere Auszeit	-0.109 (0.049)**	-0.129 (0.040)***
frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	0.058 (0.045)	0.108 (0.040)***
frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	0.053 (0.046)	0.131 (0.040)***

*Tabelle 11: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> <b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	Koeffizient <sup>+</sup> <b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.065 (0.073)	-0.128 (0.053)**
frühere Arbeitslosigkeit	-0.166 (0.173)	-0.135 (0.080)*
frühere Arbeitslosigkeit binnen Zehnjahresfrist	0.299 (0.171)*	0.110 (0.074)
frühere Arbeitslosigkeit vor Zehnjahresfrist	0.192 (0.178)	0.119 (0.079)
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft		-0.107 (0.099)
Bergbau und Energie		0.050 (0.097)
Baugewerbe		-0.063 (0.055)
Handel		-0.123 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr		-0.113 (0.055)**
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen		-0.026 (0.025)
Öffentlicher Dienst		0.056 (0.021)***
Berufsprestige		0.002 (0.000)***
Beamtin		0.114 (0.048)**
Angestellte		0.145 (0.024)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.099 (0.024)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.161 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.171 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden	-0.019 (0.001)***	-0.014 (0.001)***
Stellenandrangszahl		0.002 (0.001)*
Select	0.046 (0.015)***	0.053 (0.012)***
Konstante	3.051 (0.133)***	2.425 (0.057)***

Tabelle 11: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4a) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

	Fixed Effects- Hauptschätzung	GLS Random Effects- Schätzung
Beobachtungszahl	3255	3255
Personenzahl	1038	1038
Beobachtungszahl pro Person:		
min =	1	1
avg =	3.1	3.1
max =	5	5
R <sup>2</sup> :		
within =	0.1773	. 0.1463
between =	0.0190	0.3668
overall =	0.0306	0.3622
		Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian
	corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.5747	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)
	F(23,2194) = 20.56	Wald chi2(41) = 979.23
	Prob > F = 0.0000	Prob > chi2 = 0.0000
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):	F(1037, 2194) = 8.04; Prob > F = 0.0000	
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0):		chi <sup>2</sup> (1) = 937.48; Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):		chi <sup>2</sup> (37) = 192.72; Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :		
sigma <sub>u</sub> =	.5301154	.31685782
sigma <sub>e</sub> =	.20756134	.20724416
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u <sub>i</sub> ) =	.86707445	.70038063

<sup>†</sup> Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; ++ sigma<sub>u</sub>=Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma<sub>e</sub>=Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung;

<sup>+++</sup> rho= Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz;

Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 11: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 4 (Modell 4a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> Fixed Effects-Hilfsschätzung <sup>†</sup>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.125 (0.019)***
Hochschulreife	0.079 (0.024)***
kein Berufsabschluss	-0.127 (0.025)***
Hochschulabschluss	0.158 (0.032)***
<b>Arbeitsplatzbezogene Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.425 (0.101)***
Bergbau und Energie	0.154 (0.107)
Baugewerbe	-0.262 (0.059)***
Handel	-0.257 (0.027)***
Transportwesen und Verkehr	-0.151 (0.055)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.128 (0.023)***
Öffentlicher Dienst	0.067 (0.021)***
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamtin	-0.026 (0.042)
Angestellte	0.027 (0.025)
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.052 (0.023)**
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.132 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.165 (0.027)***
Stellenandrangszahl	-0.004 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):	
F( 18, 3237)	= 36.55
Prob > F	= 0.0000
R <sup>2</sup>	= 0.1689
Korrigiertes R <sup>2</sup>	= 0.1643
Root MSE	= 0.44339

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel gleich Null sind; Standardabweichungen in Klammern; \*signifikant auf 10%-Niveau; \*\*signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\*signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

Tabelle 12: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient+ Fixed Effects- Hauptschätzung	Koeffizient+ GLS Random Effects- Schätzung
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.094 (0.028)***
Hochschulreife	0.000 (0.000)	0.130 (0.033)***
kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.062 (0.034)*
Hochschulabschluss	0.000 (0.000)	0.170 (0.042)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle durchgängige Vollzeit	0.036 (0.008)***	0.038 (0.005)***
aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert/100	-0.045 (0.000)	-0.082 (0.000)***
aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit	0.011 (0.006)*	0.019 (0.003)***
aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	-0.020 (0.010)**	-0.007 (0.005)
frühere Vollzeit	0.009 (0.006)*	0.015 (0.002)***
aktuelle Teilzeit	0.011 (0.006)*	-0.007 (0.003)**
frühere Teilzeit	0.034 (0.007)***	0.007 (0.003)***
aktuelle Auszeit	-0.029 (0.020)	-0.042 (0.016)***
aktuelle Auszeit, quadriert	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit	-0.066 (0.044)	-0.095 (0.038)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert	0.012 (0.007)*	0.021 (0.006)***
frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	-0.035 (0.035)	-0.021 (0.005)***
frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	-0.041 (0.036)	0.002 (0.003)
aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.009 (0.063)	-0.056 (0.024)**
frühere Arbeitslosigkeit	0.108 (0.064)*	-0.016 (0.012)
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft		-0.103 (0.098)
Bergbau und Energie		0.050 (0.096)
Baugewerbe		-0.065 (0.055)
Handel		-0.127 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr		-0.112

Tabelle 12: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		Koeffizient <sup>+</sup>	Koeffizient <sup>+</sup>
Erklärende Variable		Fixed Effects- Hauptschätzung	GLS Random Effects- Schätzung
			(0.055)**
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen		-0.028 (0.025)	
Öffentlicher Dienst		0.054 (0.021)***	
Berufsprestige		0.002 (0.000)***	
Beamtin		0.110 (0.047)**	
Angestellte		0.145 (0.023)***	
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.104 (0.023)***	
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.168 (0.028)***	
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.178 (0.028)***	
Wochenarbeitsstunden	-0.019 (0.001)***	-0.014 (0.001)***	
Stellenandrangszahl		0.002 (0.001)	
Select	0.043 (0.015)***	0.046 (0.012)***	
Konstante	2.987 (0.126)***	2.419 (0.056)***	
Beobachtungszahl	3255	3255	
Personenzahl	1038	1038	
Beobachtungszahl pro Person:	min = 1	1	
	avg = 3.1	3.1	
	max = 5	5	
R <sup>2</sup> :	within = 0.1723	0.1437	
	between = 0.0176	0.3774	
	overall = 0.0282	0.3659	
	corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.5079	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian	
	F(17,2200) = 26.93;	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)	
	Prob > F = 0.0000	Wald chi2(35) = 1003.53;	
		Prob > chi2 = 0.0000	
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):	F(1037, 2200) = 8.00;		
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :	Prob > F = 0.0000	chi <sup>2</sup> (1) = 957.47;	
		Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000	
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):		chi <sup>2</sup> (31) = 195.89;	
		Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000	

Tabelle 12: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

		Fixed Effects- Hauptschätzung	GLS Random Effects- Schätzung
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u =	.50022742	.31066857
	sigma_e =	.20791191	.2076181
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u_i)	=	.85269501	.6912677

<sup>†</sup>Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; <sup>++</sup> sigma\_u=Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e=Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; <sup>+++</sup>rho= Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 12: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> Fixed Effects-Hilfsschätzung <sup>†</sup>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.162 (0.017)***
Hochschulreife	0.080 (0.022)***
kein Berufsabschluss	-0.101 (0.023)***
Hochschulabschluss	0.180 (0.029)***
<b>Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.368 (0.092)***
Bergbau und Energie	0.151 (0.098)
Baugewerbe	-0.294 (0.054)***
Handel	-0.286 (0.025)***
Transportwesen und Verkehr	-0.187 (0.050)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.157 (0.021)***
Öffentlicher Dienst	0.058 (0.019)***
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamtin	0.053 (0.038)
Angestellte	0.068 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.034 (0.021)
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.109 (0.025)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.158 (0.025)***
Stellenandrangszahl	-0.004 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):	
F(18, 3237)	= 55.37
Prob > F	= 0.0000
R <sup>2</sup>	= 0.2354
Korrigiertes R <sup>2</sup>	= 0.2312
Root MSE	= 0.40436

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel gleich Null sind; Standardabweichungen in Klammern; \*signifikant auf 10%-Niveau; \*\*signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\*signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.



*Tabelle 13: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5a)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient+ Fixed Effects- Hauptschätzung	Koeffizient+ GLS Random Effects- Schätzung
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.094 (0.028)***
Hochschulreife	0.000 (0.000)	0.130 (0.033)***
kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.069 (0.036)*
Hochschulabschluss	0.000 (0.000)	0.167 (0.045)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle durchgängige Vollzeit ohne Berufsabschluss	0.047 (0.027)*	0.055 (0.016)***
Aktuelle durchgängige Vollzeit, ohne Berufsabschluss, quadriert/100	-0.022 (0.001)	-0.147 (0.001)**
aktuelle durchgängige Vollzeit mit mittlerem Berufsabschluss	0.035 (0.009)***	0.036 (0.005)***
Aktuelle durchgängige Vollzeit, mit mittlerem Berufsabschluss, quadriert	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)***
aktuelle durchgängige Vollzeit mit Hochschulabschluss	0.040 (0.018)**	0.044 (0.012)***
aktuelle durchgängige Vollzeit mit Hochschulabschluss, quadriert/100	-0.003 (0.001)	-0.142 (0.001)**
aktuelle Vollzeit nach Aus- oder Teilzeit	0.011 (0.006)	0.018 (0.003)***
aktuelle Vollzeit nach Teilzeit	-0.020 (0.010)**	-0.007 (0.005)
frühere Vollzeit	0.009 (0.006)	0.015 (0.002)***
aktuelle Teilzeit	0.011 (0.006)*	-0.007 (0.003)**
frühere Teilzeit	0.034 (0.007)***	0.007 (0.003)***
aktuelle Auszeit	-0.029 (0.020)	-0.042 (0.016)***
aktuelle Auszeit, quadriert	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit	-0.067 (0.044)	-0.095 (0.038)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert	0.012 (0.007)*	0.021 (0.006)***
frühere Auszeit binnen Zehnjahresfrist	-0.036 (0.035)	-0.021 (0.005)***

Tabelle 13: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5a) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> <b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	Koeffizient <sup>+</sup> <b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
frühere Auszeit vor Zehnjahresfrist	-0.041 (0.036)	0.002 (0.003)
aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.009 (0.063)	-0.056 (0.024)**
frühere Arbeitslosigkeit	0.108 (0.064)*	-0.016 (0.012)
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft		-0.110 (0.098)
Bergbau und Energie		0.050 (0.096)
Baugewerbe		-0.066 (0.055)
Handel		-0.127 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr		-0.111 (0.055)**
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen		-0.028 (0.025)
Öffentlicher Dienst		0.054 (0.021)***
Berufsprestige		0.002 (0.000)***
Beamtin		0.112 (0.047)**
Angestellte		0.145 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.103 (0.023)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.168 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.178 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden	-0.019 (0.001)***	-0.014 (0.001)***
Stellenandrangszahl		0.002 (0.001)
Select	0.043 (0.015)***	0.046 (0.012)***
Konstante	2.991 (0.126)***	2.418 (0.056)***
Beobachtungszahl	3255	3255
Personenzahl	1038	1038

Tabelle 13: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5a) (Forts.)

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

		Fixed Effects- Hauptschätzung	GLS Random Effects- Schätzung
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1	1
	avg =	3.1	3.1
	max =	5	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1730	0.1431
	between =	0.0176	0.3800
	overall =		0.0280 0.3685
		corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.5151	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian
		F(21,2196) = 21.87;	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)
		Prob > F = 0.0000	Wald chi2(39) = 1006.68;
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):		F(1037, 2196) = 7.96;	Prob > chi2 = 0.0000
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :		Prob > F = 0.0000	
			chi <sup>2</sup> (1) = 942.11;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):		chi <sup>2</sup> (35) = 199.55;	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u =	.50155726	.50155726
	sigma_e =	.20801157	.20801157
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u <sub>i</sub> ) =		.85324073	.85324073

<sup>+</sup>Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; <sup>++</sup> sigma\_u = Schätzwert des Standardfehlers von u (Individueffekt), sigma\_e = Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung (e); <sup>+++</sup> rho = Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 13: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, Gliederungsebene 5 (Modell 5a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> <b>Fixed Effects-Hilfsschätzung<sup>†</sup></b>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.154 (0.017)***
Hochschulreife	0.083 (0.023)***
kein Berufsabschluss	-0.146 (0.023)***
Hochschulabschluss	0.154 (0.029)***
<b>Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.382 (0.093)***
Bergbau und Energie	0.155 (0.099)
Baugewerbe	-0.291 (0.054)***
Handel	-0.284 (0.025)***
Transportwesen und Verkehr	-0.187 (0.051)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.153 (0.021)***
Öffentlicher Dienst	0.053 (0.019)***
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamtin	0.040 (0.039)
Angestellte	0.061 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.042 (0.022)*
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.118 (0.026)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.164 (0.025)***
Stellenandrangszahl	-0.004 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255

F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):  
 F( 18, 3237) = 52.47  
 Prob > F = 0.0000  
 R<sup>2</sup> = 0.2259  
 Korrigiertes R<sup>2</sup> = 0.2216  
 Root MSE = .40902

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel Null sind; Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 14: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Fixed Effects- Hauptschätzung	Koeffizient <sup>+</sup> GLS Random Effects- Schätzung
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.089 (0.028)***
Hochschulreife	0.000 (0.000)	0.121 (0.033)***
kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.062 (0.034)*
Hochschulabschluss	0.000 (0.000)	0.163 (0.043)***
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle Vollzeit	-0.004 (0.008)	0.028 (0.006)***
aktuelle Vollzeit, quadriert/100	0.060 (0.000)	-0.046 (0.000)*
aktuelle durchgängige Vollzeit	0.039 (0.011)***	0.015 (0.007)**
aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert/100	-0.100 (0.001)**	-0.048 (0.000)
frühere Vollzeit vor Auszeit	-0.005 (0.007)	0.008 (0.002)***
frühere Vollzeit vor Teilzeit	0.011 (0.006)**	0.016 (0.003)***
aktuelle Teilzeit	0.009 (0.005)	-0.003 (0.003)
frühere Teilzeit	0.032 (0.006)***	0.010 (0.003)***
aktuelle Auszeit	-0.038 (0.040)	-0.047 (0.016)***
aktuelle Auszeit, quadriert	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit	-0.055 (0.044)	-0.076 (0.038)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert	0.010 (0.007)	0.018 (0.006)***
frühere Auszeit	-0.021 (0.038)	-0.004 (0.003)
aktuelle Arbeitslosigkeit	0.019 (0.067)	-0.045 (0.024)*
frühere Arbeitslosigkeit	0.136 (0.066)**	-0.016 (0.012)
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft		-0.108 (0.098)
Bergbau und Energie		0.054 (0.096)
Baugewerbe		-0.064 (0.055)

*Tabelle 14: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		Koeffizient <sup>+</sup>	Koeffizient <sup>+</sup>
Erklärende Variable		<b>Fixed Effects-Hauptschätzung</b>	<b>GLS Random Effects-Schätzung</b>
Handel			-0.127 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr			-0.108 (0.055)**
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen			-0.021 (0.025)
Öffentlicher Dienst			0.053 (0.021)**
Berufsprestige			0.002 (0.000)***
Beamtin			0.121 (0.047)**
Angestellte			0.149 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern			0.110 (0.023)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern			0.172 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern			0.186 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden		-0.019 (0.001)***	-0.014 (0.001)***
Stellenandrangszahl		(0.001)	0.002
Select		0.040 (0.016)**	0.042 (0.013)***
Konstante		2.976 (0.130)***	2.390 (0.055)***
Beobachtungszahl		3255	3255
Personenzahl		1038	1038
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1	1
	avg =	3.1	3.1
max =		5	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1728	0.1394
	between =	0.0061	0.3755
	overall =	0.0188	0.3582
		corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.4847	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian
		F(17,2200) = 27.03;	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)
		Prob > F = 0.0000	Wald chi <sup>2</sup> (35) = 982.97;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):		F(1037, 2200) = 8.12;	
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :		Prob > F = 0.0000	chi <sup>2</sup> (1) = 990.29 ;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):			chi <sup>2</sup> (31) = 217.05;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000

*Tabelle 14: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

		<b>Fixed Effects- Hauptschätzung</b>	<b>GLS Random Effects- Schätzung</b>
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u =	.50226257	.310134
	sigma_e =	.20784898	.20756475
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u_i) =		.85378765	.69064196

*+Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; ++ sigma\_u=Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e=Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; +++ rho= Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.*

*Tabelle 14: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, ohne Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> Fixed Effects-Hilfsschätzung <sup>†</sup>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.191 (0.016)***
Hochschulreife	0.079 (0.021)***
kein Berufsabschluss	-0.099 (0.022)***
Hochschulabschluss	0.162 (0.028)***
<b>Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.337 (0.089)***
Bergbau und Energie	0.120 (0.094)
Baugewerbe	-0.314 (0.052)***
Handel	-0.310 (0.024)***
Transportwesen und Verkehr	-0.211 (0.049)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.178 (0.020)***
Öffentlicher Dienst	0.051 (0.019)***
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamtin	0.118 (0.037)***
Angestellte	0.105 (0.022)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.026 (0.021)
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.093 (0.025)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.157 (0.024)***
Stellenandrangszahl	-0.005 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):	
F(18, 3237)	= 68.70
Prob > F	= 0.0000
R <sup>2</sup>	= 0.2764
Korrigiertes R <sup>2</sup>	= 0.2724
Root MSE	= .38966

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel gleich Null; Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.



*Tabelle 15: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5a)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Fixed Effects- Hauptschätzung	Koeffizient <sup>+</sup> GLS Random Effects- Schätzung
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	0.000 (0.000)	-0.091 (0.028)***
Hochschulreife	(0.000)	0.000 0.122 (0.033)***
kein Berufsabschluss	0.000 (0.000)	-0.079 (0.039)**
Hochschulabschluss	0.000 (0.047)***	0.148
<b>Erwerbserfahrung</b>		
aktuelle Vollzeit ohne Berufsabschluss	-0.002 (0.016)	0.041 (0.011)***
aktuelle Vollzeit ohne Berufsabschluss, quadr.	0.001 0.001	-0.001 (0.000)**
aktuelle Vollzeit mit mittlerem Berufsabschluss	-0.009 (0.009)	0.025 (0.006)***
aktuelle Vollzeit mit mittlerem Berufsabschluss, quadr.	(0.000)*	0.001 -0.000 (0.000)
aktuelle Vollzeit mit Hochschulabschluss	0.008 (0.016)	0.039 (0.011)***
aktuelle Vollzeit mit Hochschulabschl., quadr./100	0.045 (0.001)	-0.125 (0.001)**
aktuelle durchgängige Vollzeit	0.040 (0.011)***	0.015 (0.007)**
aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert	-0.001 (0.001)**	-0.000 (0.000)
frühere Vollzeit vor Auszeit	-0.003 (0.007)	0.008 (0.002)***
frühere Vollzeit vor Teilzeit	0.009 (0.006)	0.016 (0.003)***
aktuelle Teilzeit	0.009 (0.005)*	-0.003 (0.003)
frühere Teilzeit	0.032 (0.006)***	0.010 (0.003)***
aktuelle Auszeit	-0.044 (0.041)	-0.047 (0.016)***
aktuelle Auszeit, quadriert	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit	-0.056 (0.044)	-0.077 (0.038)**
aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert	0.010 (0.007)	0.018 (0.006)***
frühere Auszeit	-0.026	-0.004

*Tabelle 15: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttolohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		
Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> Fixed Effects- Hauptschätzung	Koeffizient <sup>+</sup> GLS Random Effects- Schätzung
	(0.038)	(0.003)
aktuelle Arbeitslosigkeit	0.022 (0.067)	-0.044 (0.024)*
frühere Arbeitslosigkeit	0.139 (0.066)**	-0.016 (0.012)
<b>Kontrollvariablen</b>		
Land- und Forstwirtschaft		-0.111 (0.098)
Bergbau und Energie		0.056 (0.096)
Baugewerbe		-0.067 (0.055)
Handel		-0.126 (0.028)***
Transportwesen und Verkehr		-0.106 (0.055)*
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen		-0.019 (0.025)
Öffentlicher Dienst		0.051 (0.021)**
Berufsprestige		0.002 (0.000)***
Beamtin		0.121 (0.047)**
Angestellte		0.150 (0.023)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.109 (0.023)***
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.172 (0.028)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.186 (0.028)***
Wochenarbeitsstunden	-0.019 (0.001)***	-0.014 (0.001)***
Stellenandrangszahl		0.002 (0.001)
Select	0.039 (0.016)**	0.043 (0.013)***
Konstante	2.991 (0.130)***	2.395 (0.055)***
Beobachtungszahl	3255	3255
Personenzahl	1038	1038

*Tabelle 15: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

		Fixed Effects- Hauptschätzung	GLS Random Effects- Schätzung
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1	1
	avg =	3.1	3.1
	max =	5	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1737	0.1387
	between =	0.0093	0.3792
	overall =	0.0239	0.3623
		corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0.4836	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian
		F(21,2196) = 21.98;	corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (assumed)
		Prob > F = 0.0000	Wald chi2(39) = 989.09;
Test auf Nichtexistenz der Individualeffekte (H0: all u <sub>i</sub> =0):		F(1037, 2196) = 8.07;	Prob > chi2 = 0.0000
		Prob > F = 0.0000	
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :			chi <sup>2</sup> (1) = 970.96;
			Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):		chi <sup>2</sup> (35) = 222.29;	Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u =	.50055371	.30949535
	sigma_e =	.20792457	.20764364
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u <sub>i</sub> ) =		.85284345	.68959776

<sup>+</sup> Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; ++ sigma\_u = Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e = Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; +++ rho = Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 15: Panelschätzungen der Lohngleichung mit Selektionskorrektur, unter Hinzufügung von Interaktionsvariablen, integriertes Modell der Gliederungsebenen 3-5 (Modell 3/5a) (Forts.)*

Erklärte Variable: Feste Effekte (u <sub>i</sub> ) Erklärende Variable	Koeffizient <sup>†</sup> Fixed Effects-Hilfsschätzung <sup>†</sup>
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>	
niedriger Schulabschluss	-0.179 (0.017)***
Hochschulreife	0.076 (0.022)***
kein Berufsabschluss	-0.123 (0.022)***
Hochschulabschluss	0.108 (0.028)***
<b>Kontrollvariablen</b>	
Land- und Forstwirtschaft	-0.340 (0.090)***
Bergbau und Energie	0.124 (0.096)
Baugewerbe	-0.301 (0.053)***
Handel	-0.307 (0.024)***
Transportwesen und Verkehr	-0.205 (0.049)***
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.173 (0.021)***
Öffentlicher Dienst	0.047 (0.019)**
Berufsprestige	0.001 (0.000)***
Beamten	0.114 (0.037)***
Angestellte	0.102 (0.022)***
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern	0.033 (0.021)
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern	0.099 (0.025)***
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern	0.164 (0.024)***
Stellenandrangszahl	-0.005 (0.001)***
Beobachtungszahl	3255
F-Statistik (in Klammern: Anzahl erklärender Variablen, Freiheitsgrade):	
F(18, 3237)	= 59.66
Prob > F	= 0.0000
R <sup>2</sup>	= 0.2491
Korrigiertes R <sup>2</sup>	= 0.2449
Root MSE	= .39548

<sup>†</sup> Konstante wurde unterdrückt, da feste Effekte im Mittel gleich Null sind; Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 16: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung ohne Berücksichtigung arbeitsplatz-, arbeitsmarkt- und berufsbezogener Variablen*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable	Koeffizient <sup>+</sup> GLS Random Effects- Schätzung ohne Kontroll- variablen <sup>+++</sup>	Koeffizient <sup>+</sup> GLS Random Effects- Schätzung mit Kontroll- variablen (Modell 3/5)
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>		
niedriger Schulabschluss	-0.165 (0.029)**	-0.089 (0.028)**
Hochschulreife	0.168 (0.035)**	0.121 (0.033)**
kein Berufsabschluss	-0.087 (0.037)*	-0.062 (0.034)
Hochschulabschluss	0.253 (0.043)**	0.163 (0.043)**
<b>Erwerbserfahrung</b>		
Aktuelle Vollzeit	0.025 (0.006)**	0.028 (0.006)**
Aktuelle Vollzeit, quadriert/100	-0.029 (0.000)	-0.045 (0.000)
Aktuelle durchgängige Vollzeit	0.019 (0.007)**	0.015 (0.007)*
Aktuelle durchgängige Vollzeit, quadriert/100	-0.064 (0.000)*	-0.048 (0.000)
Frühere Vollzeit vor Auszeit	0.009 (0.003)**	0.008 (0.002)**
Frühere Vollzeit vor Teilzeit	0.019 (0.003)**	0.016 (0.003)**
Aktuelle Teilzeit	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)
Frühere Teilzeit	0.012 (0.003)**	0.010 (0.003)**
Aktuelle Auszeit	-0.043 (0.017)**	-0.047 (0.016)**
Aktuelle geburtsbedingte Auszeit	-0.084 (0.038)*	-0.076 (0.038)*
Aktuelle Auszeit, quadriert	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)*
Aktuelle geburtsbedingte Auszeit, quadriert	0.019 (0.006)**	0.018 (0.006)**
Frühere Auszeit	-0.005 (0.003)*	-0.004 (0.003)
Aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.062 (0.025)*	-0.045 (0.024)
Frühere Arbeitslosigkeit	-0.024 (0.013)	-0.016 (0.012)

*Tabelle 16: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung ohne Berücksichtigung arbeitsplatz-, arbeitsmarkt- und berufsbezogener Variablen (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttolohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)		Koeffizient <sup>+</sup>	Koeffizient <sup>+</sup>
Erklärende Variable		GLS Random Effects-Schätzung ohne Kontrollvariablen <sup>++++</sup> (Modell 3/5)	GLS Random Effects-Schätzung mit Kontrollvariablen
<b>Kontrollvariablen</b>			
Land- und Forstwirtschaft			-0.108 (0.098)
Bergbau und Energie			0.054 (0.096)
Baugewerbe			-0.064 (0.055)
Handel			-0.127 (0.028)**
Transportwesen und Verkehr			-0.108 (0.055)*
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen			-0.021 (0.025)
Öffentlicher Dienst			0.053 (0.021)*
Berufsprestige			0.002 (0.000)**
Beamten			0.121 (0.047)*
Angestellte			0.149 (0.023)**
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern			0.110 (0.023)**
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern			0.172 (0.028)**
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern			(0.028)**
Wochenarbeitszeit		-0.014 (0.001)**	-0.014 (0.001)**
Stellenandrangszahl			0.002 (0.001)
Select		0.053 (0.013)**	0.042 (0.013)**
Konstante		2.751 (0.039)**	2.390 (0.055)**
Beobachtungszahl		3255	3255
Personenzahl		1038	1038
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1	1
	avg =	3.1	3.1
	max =	5	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1502	0.1394
	between =	0.2642	0.3755
	overall =	0.2475	0.3582

*Tabelle 16: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung ohne Berücksichtigung arbeitsplatz-, arbeitsmarkt- und berufsbezogener Variablen (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

	<b>GLS Random Effects-Schätzung ohne Kontrollvariablen<sup>****</sup></b>	<b>GLS Random Effects-Schätzung mit Kontrollvariablen (Modell 3/5)</b>
	Random effects u_i ~ Gaussian	Random effects u_i ~ Gaussian
	corr(u_i, X) = 0 (assumed)	corr(u_i, X) = 0 (assumed)
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0) :	Wald chi2(21) = 745.46; Prob > chi2 = 0.0000 chi <sup>2</sup> (1) = 1476.01; Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000	Wald chi2(35) = 982.97; Prob > chi2 = 0.0000 chi <sup>2</sup> (1) = 990.29; Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):	chi <sup>2</sup> (17) = 146.42; Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000	chi <sup>2</sup> (31) = 217.05; Prob > chi <sup>2</sup> = 0.0000
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u = .34432014	.310134
sigma_e =	.20784898	.20756475
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u_i) =	.73292624	.69064196

+ Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; ++ sigma\_u = Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e = Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; +++ rho = Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; \*\*\*\* mit Ausnahme der Wochenarbeitszeit, da diese nicht zu den arbeitsplatz- oder arbeitsmarktbezogenen Variablen zählt; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 17: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung mit Selektionskorrektur und Berücksichtigung prestigeespezifischer Lohnstrafen*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable Koeffizient  
GLS Random Effects-  
Schätzung

**Schul- und Berufsausbildung**

niedriger Schulabschluss	-0.101 (0.028)**
Hochschulreife	0.137 (0.033)**
Kein Berufsabschluss	-0.063 (0.035)
Hochschulabschluss	0.156 (0.043)**

**Erwerbserfahrung**

aktuelle Vollzeit	0.019 (0.002)**
Frühere Vollzeit	0.013 (0.002)**
Aktuelle Teilzeit	-0.004 (0.003)
Frühere Teilzeit	0.008 (0.003)**
Aktuelle Auszeit im unteren Prestige-Segment	-0.017 (0.007)*
Aktuelle Auszeit im mittleren Prestige-Segment	-0.015 (0.008)
Aktuelle Auszeit im oberen Prestige-Segment	-0.024 (0.035)
Frühere Auszeit	-0.006 (0.003)*
Aktuelle Arbeitslosigkeit	-0.051 (0.024)*
Frühere Arbeitslosigkeit	-0.023 (0.012)

**Kontrollvariablen**

Land- und Forstwirtschaft	-0.096 (0.099)
Bergbau und Energie	0.046 (0.097)
Baugewerbe	-0.063 (0.055)
Handel	-0.130 (0.028)**
Transportwesen und Verkehr	-0.113 (0.055)*
Banken, Versicherungen, sonstige Dienstleistungen	-0.026 (0.025)
Öffentlicher Dienst	0.047 (0.021)*
Berufsprestige	0.002 (0.000)**
Beamtin	0.113 (0.047)*



*Tabelle 17: Random Effects-Schätzung der Lohngleichung mit Selektionskorrektur und Berücksichtigung prestigeespezifischer Lohnstrafen (Forts.)*

Erklärte Variable: Realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variable Koeffizient<sup>†</sup>  
**GLS Random Effects-  
Schätzung**

Angestellte		0.146 (0.024)**
Betrieb mit 20-199 Mitarbeitern		0.107 (0.024)**
Betrieb mit 200-1999 Mitarbeitern		0.168 (0.028)**
Betrieb mit 2000 oder mehr Mitarbeitern		0.182 (0.028)**
Wochenarbeitsstunden		-0.013 (0.001)**
Stellenandrangszahl		0.002 (0.001)
Select		0.047 (0.013)**
Konstante		2.384 (0.054)**
Beobachtungszahl	3255	
Personenzahl	1038	
Beobachtungszahl pro Person:	min =	1
	avg =	3.1
	max =	5
R <sup>2</sup> :	within =	0.1360
	between =	0.3580
	overall =	0.3516
	Random effects u <sub>i</sub> ~ Gaussian	
	corr(u <sub>i</sub> , X) =	0 (assumed)
	Wald chi <sup>2</sup> (30) =	932.21;
	Prob > chi <sup>2</sup> =	0.0000
LM Test-Statistik (H0: Var(u) = 0):	chi <sup>2</sup> (1) =	932.67;
	Prob > chi <sup>2</sup> =	0.0000
Hausman Test-Statistik (H0: difference in coefficients not systematic):	chi <sup>2</sup> (29) =	187.87;
	Prob > chi <sup>2</sup> =	0.0000
Varianzkomponenten <sup>++</sup> :	sigma_u =	.31614564
	sigma_e =	.20848534
rho <sup>+++</sup> (fraction of variance due to u <sub>i</sub> ) =		.69691889

<sup>†</sup> Standardabweichungen in Klammern; \* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; <sup>++</sup> sigma\_u = Schätzwert des Standardfehlers des Individualeffektes, sigma\_e = Schätzwert des Standardfehlers des „white noise“-Störterms der Einkommensgleichung; <sup>+++</sup> rho = Anteil der den Individualeffekten zuzuschreibenden Varianz; Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 18: Maximum Likelihood-Schätzung der prestigeespezifischen Beschäftigungswahrscheinlichkeit*

Erklärte Variable: Erwerbsstatus zum Befragungszeitpunkt im betreffenden Berufsprestige-Segment:  
 abherw1<sup>i</sup>      abherw2<sup>i</sup>      abherw3<sup>i</sup>

Erklärende Variable	Marginaleffekte <sup>ii</sup>		
	dF/dx	dF/dx	dF/dx
<b>Schul- und Berufsausbildung</b>			
niedriger Schulabschluss	0.033 (0.025)	-0.027 (0.025)	-0.004 (0.095)
Hochschulreife	-0.149 (0.042)**	-0.157 (0.029)**	0.023 (0.051)
kein Berufsabschluss	-0.114 (0.029)**	-0.216 (0.036)**	-0.133 (0.084)
Hochschulabschluss	0.035 (0.072)	0.074 (0.029)*	0.033 (0.046)
<b>Erwerbserfahrung</b>			
Betriebszugehörigkeit	0.015 (0.003)**	0.008 (0.002)**	0.007 (0.004)
Auszeit	-0.016 (0.002)**	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.005)
Arbeitslosigkeit	-0.025 (0.007)**	-0.013 (0.014)	0.020 (0.031)
<b>Sozio-ökonomische Kontrollvariablen</b>			
Alter in Jahren	0.009 (0.002)**	0.004 (0.002)**	0.003 (0.003)
Anzahl Kinder im Haushalt	-0.016 (0.020)	-0.037 (0.022)	-0.083 (0.029)**
Jüngstes Kind im Haushalt 0-1 J.	-0.350 (0.132)**	-0.284 (0.117)*	0.024 (0.100)
Jüngstes Kind im Haushalt 2-4 J.	-0.176 (0.068)**	-0.007 (0.051)	-0.059 (0.092)
Jüngstes Kind im Haushalt 5-7 J.	-0.167 (0.066)*	0.012 (0.049)	0.012 (0.078)
Jüngstes Kind im Haushalt 8-10 J.	-0.119 (0.059)*	-0.018 (0.055)	0.013 (0.075)
Jüngstes Kind im Haushalt 11-18 J.	-0.096 (0.035)**	-0.015 (0.031)	-0.007 (0.055)
gesundheitliche Behinderung*	-0.046 (0.061)	0.018 (0.050)	
pflegebedürftige Person im Haushalt	-0.048 (0.076)	-0.267 (0.111)*	0.069 (0.106)
verheiratet/mit Partner zusammen lebend	-0.076 (0.032)*	-0.030 (0.027)	0.011 (0.048)
Monatl. Netto-Nichtlohn-Haushaltseinkommen pro Kopf, in 100€	-0.030 (0.008)**	-0.021 (0.006)**	-0.018 (0.008)*
Monatl. Netto-Nichtlohn-Haushaltseinkommen pro Kopf, in 100 €, quadriert	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)

Tabelle 18: Maximum Likelihood-Schätzung der prestigeespezifischen Beschäftigungswahrscheinlichkeit (Forts.)

Erklärte Variable: Erwerbsstatus zum Befragungszeitpunkt im unteren, mittleren bzw. oberen Berufsprestige-Segment:	abherw1	abherw2	abherw3
Erklärende Variable	dF/dx	Marginaleffekte dF/dx	dF/dx
Monatl. Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf, in 100 €	-0.008 (0.008)	-0.014 (0.007)*	-0.015 (0.010)
Monatl. Netto-Lohn-Partnereinkommen pro Kopf, in 100 €, quadriert	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)*	0.001 (0.001)
<b>Arbeitsmarkt- und konjunkturbezogene Kontrollvariablen</b>			
Baden-Württemberg	-0.080 (0.034)*	-0.003 (0.030)	0.080 (0.036)*
Stellenandrangszahl	0.001 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)
Konstante	Koeffizient <sup>ii</sup> .4236456 (.2406566)	Koeffizient <sup>ii</sup> .8327354 (.2212365)	Koeffizient <sup>ii</sup> .648428 (.4489343)
Beobachtungszahl	1716	1876	624
Pseudo R <sup>2</sup> <sup>iii</sup> =	0.1629	0.1396	0.1273
Log likelihood =	-832.47858	-837.53474	-265.33059
Wald-Test auf Signifikanz des Gesamtmodells gegenüber dem Nullmodell <sup>iv</sup> :	LR chi <sup>2</sup> (23) =324.10 Prob>chi <sup>2</sup> =0.0000	LRchi <sup>2</sup> (23) =271.79 Prob>chi <sup>2</sup> =0.0000	LRchi <sup>2</sup> (22) =77.42 Prob>chi <sup>2</sup> =0.0000

<sup>i</sup> 1 = abhängig beschäftigt, 0 = nicht abhängig beschäftigt; abherw1/abherw2/abherw3=unteres/mittl./oberes Segment

<sup>ii</sup> Standardabweichungen in Klammern;

\* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau; Interpretation der Marginaleffekte: siehe Erörterungen im Text.

\* gesundheitliche Behinderung = 0 sagt Erfolg im dritten Modell (abherw3=1) perfekt voraus, daher scheidet Variable für drittes Modell aus, und 17 Beobachtungen werden nicht genutzt.

<sup>iii</sup> Mc Fadden (1973)

<sup>iv</sup> der Likelihood Ratio-Wert folgt einer chi<sup>2</sup>-Verteilung; in Klammern: Anzahl der erklärenden Variablen  
Definition der erklärenden Variablen, Kodierung der Referenzkategorien und Datenbasis: vgl. Tabelle 2.

*Tabelle 19: Prognostizierte mittlere prestigeespezifische Beschäftigungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Biografie*

Formale Qualifikation <sup>+</sup> ohne bzw. mit Berücksichtigung der Erwerbsbiografie	Prognostizierte mittlere Wahrscheinlichkeit, im unteren Prestigesegment abhängig beschäftigt zu sein*	Prognostizierte mittlere Wahrscheinlichkeit, im mittleren Prestigesegment abhängig beschäftigt zu sein*	Prognostizierte mittlere Wahrscheinlichkeit, im oberen Prestigesegment abhängig beschäftigt zu sein*
<b>niedrig</b>			
gesamt	.6995891 (.1897638)	.6192805 (.1433665)	.6364198 (.1632731)
ohne Auszeitjahre in Biografie <sup>#</sup>	.7804446 (.1951907)	.6674853 (.1775208)	.7330514 (.151834)
mit mindestens einem Auszeitjahr in Biografie <sup>##</sup>	.6622263 (.1753469)	.5970054 (.1183627)	.593756 (.1495912)
<b>mittel</b>			
gesamt	.8068645 (.1518376)	.833474 (.1033567)	.7887689 (.1320316)
ohne Auszeitjahre in Biografie <sup>#</sup>	.8595002 (.119209)	.848871 (.0991712)	.8377554 (.0978686)
mit mindestens einem Auszeitjahr in Biografie <sup>##</sup>	.7576577 (.1622507)	.81908 (.1051407)	.7424688 (.14302)
<b>hoch</b>			
gesamt	.7652501 (.1638633)	.8145861 (.1168404)	.8501079 (.101017)
ohne Auszeitjahre in Biografie <sup>#</sup>	.8090648 (.1499795)	.8322597 (.1140682)	.8730587 (.0847506)
mit mindestens einem Auszeitjahr in Biografie <sup>##</sup>	.6737461 (.1539498)	.777676 (.114273)	.8032568 (.1147723)
<b>Qualifikationen gesamt</b>			
gesamt	.7879702 (.1626454)	.8048052 (.1314222)	.779192 (.1442274)
ohne Auszeitjahre in Biografie <sup>#</sup>	.8438143 (.1357475)	.8315932 (.1208175)	.836977 (.1059607)
mit mindestens einem Auszeitjahr in Biografie <sup>##</sup>	.7346095 (.1682489)	.7792085 (.1360014)	.723807 (.1540089)

\*Basis: Maximum Likelihood-Schätzungen der prestigeespezifischen Beschäftigungsfunktionen gemäß Tabelle 18. Unteres / mittleres / hohes Prestigesegment: Berufsprestige nach Wegener mit Wert unter 55 / 55-80 / über 80; \* Standardabweichungen in Klammern; <sup>+</sup> niedrig = ohne berufsbildenden Abschluss, mittel = abgeschlossene Lehre, hoch = Hochschulabschluss; <sup>#</sup> Summe Auszeitjahre gleich Null, <sup>##</sup> Summe Auszeitjahre größer Null.

*Tabelle 20: Bildungsspezifische Typisierung arbeitsplatzbezogener Merkmale und der Beschäftigungswahrscheinlichkeit für die Simulationen*

<b>Berufsbildender Abschluss</b>	<b>Schulabschluss</b>	<b>Berufsprestige</b>	<b>Öffentl. Dienst/ Privatwirtschaft</b>	<b>Sozialrechtl. Stellung</b>	<b>Firmengröße</b>	<b>Stellenandrangszahl</b>	<b>Branche</b>	<b>Select*</b>
kein Berufsbildungsabschluss	niedriger Abschluss (kein oder Hauptschulabschluss)	45,68	Privatwirtschaft	Ange stellte	20-199 Mitarbeiter	9,97	B/V/sDL	0,30
abgeschlossene Berufsausbildung	mittlerer Abschluss (Realschulabschluss)	61,80	Privatwirtschaft	Ange stellte	20-199 Mitarbeiter	9,97	B/V/sDL	0,89
Hochschulabschluss	Hochschulreife (Fachhochschulreife oder Abitur)	101,84	Privatwirtschaft	Ange stellte	20-199 Mitarbeiter	9,97	B/V/sDL	1,00
* Beschäftigungswahrscheinlichkeit; B/V/sDL=Banken/Versicherungen/sonstige Dienstleistungen								

Tabelle 21: Unterscheidungskriterien der verwendeten hypothetischen Erwerbsverläufe

Erwerbsverlauf	Erwerbseinstieg in Vollzeit (40 Wochenstunden) im Alter von ... Jahren  (niedriger/mittlerer/hoher Bildungsgrad)	Unterbrechung der Vollzeittätigkeit im Alter von ... Jahren	Dauer der Auszeitphase (0 Wochenstunden) in Jahren	Dauer der Teilzeitphase (20 Wochenstunden) in Jahren	Rückkehr zur Vollzeittätigkeit (40 Wochenstunden) im Alter von ... Jahren
TEST	19/22/27	21/24/29	3	3	27/30/35
1	19/22/27	28	1	2	31
2	19/22/27	28	3	3	34
3	19/22/27	32	1	2	35
4	19/22/27	32	3	3	38
5	19/22/27	36	1	2	39
6	19/22/27	36	3	3	42
<div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="border: 1px solid black; width: 20px; height: 20px; background-color: #d3d3d3; margin-right: 5px;"></div> <span>Grundschulmuster</span> <div style="border: 1px solid black; width: 20px; height: 20px; background-color: #808080; margin-left: 20px; margin-right: 5px;"></div> <span>Kindergartenmuster</span> </div>					

*Tabelle 22: Reale Lohnwachstumsraten für weibliche Angestellte im Produzierenden Gewerbe im Zeitraum 2001-2005\**

Jahr	Bruttojahresverdienste nominal (€)**	Wachstumsrate, nominal (% , gegenüber Vorjahr)	Veränderungsrate HVPI*** (% , gegenüber Vorjahr)	Wachstumsrate, real (% , gegenüber Vorjahr)
2001	37 107			
2002	38 378	3,43	1,4	2,03
2003	39 458	2,81	1	1,81
2004	40 470	2,56	1,8	0,76
2005	41 389	2,27	1,9	0,37
				durchschnittliche reale Wachstumsrate = 1,24

*\*eigene Berechnung auf Basis der Daten der Genesis-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes (Link: vgl. Literaturverzeichnis, Rubrik Internetressourcen);*

*\*\* Bruttojahresverdienste im Produzierenden Gewerbe, früheres Bundesgebiet, weibliche Angestellte, inklusive unregelmäßige und in größeren Zeitabständen sowie einmalige Verdienstbestandteile wie 13. Monatslohn/-gehalt, Weihnachtsg Gratifikation, Urlaubsgeld oder Jubiläumswendungen, nur Vollzeitkräfte; Quelle: Bruttojahresverdiensterhebung im Produzierenden Gewerbe;*

*\*\*\*Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex (HVPI) wird für die Mitgliedsstaaten der Europäischen Union für die Berechnung der Inflationsrate zu Grunde gelegt. Die Inflationsrate entspricht der Veränderungsrate des HVPI im Vergleich zum Vorjahr.*

Tabelle 23: Textsimulationen – Lohnsummen und Lohnverluste in Abhängigkeit von Schätzverfahren, Variablen-Set und Bildungsgrad

Variablen-Set (Modell)	Erwerbsverlauf <sup>1</sup> TEST – Zweijährige Vollzeitfähigkeit nach Erwerbseinstieg, 3 Jahre Auszeit, danach 3 Jahre Teilzeit, Rückkehr in Vollzeit; Erwerbseinstiegssalter: siehe Bildungsgrad											
	Fixed Effects-Schätzung						GLS Random Effects-Schätzung					
	niedrig		mittel		hoch		niedrig		mittel		hoch	
	Brutto-lohn-summe (€) <sup>3</sup>	Lohn-verlust (€) <sup>4</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€) <sup>4</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€) <sup>4</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€) <sup>4</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€) <sup>4</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€) <sup>4</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit
	Anteiliger Lohn-verlust (%) <sup>5</sup>	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)	Anteiliger Lohn-verlust (%)
Modell (3/5a)	590.848,06	252.687,25 davon 48.543,77 25.710,71 178.432,77 42,77	645.475,19	260.993,69 davon 66.649,19 33.062,91 161.281,59 40,43	706.196,31	322.179,66 davon 89.849,52 51.568,54 180.761,6 45,62	625.622,75	169.823,47 davon 56.101,69 33.441,22 80.280,56 27,14	636.935,44	192.977,02 davon 66.601,27 35.937,29 90.438,46 30,30	537.784,50	185.052,69 davon 75.740,34 43.656,52 65.655,83 34,41
Modell (3)	551.937,31	159.013,81 davon 52.381,35 25.286,49 81.345,97 28,81	618.273,13	189.055,44 davon 68.111,8 32.880,19 88.063,45 30,58	617.598,06	214.301,33 davon 90.963,47 43.911,56 79.426,30 34,70	572.961,88	122.419,81 davon 52.725,58 26.878,13 42.816,10 21,37	609.350,00	148.785,06 davon 64.563,56 32.912,82 51.308,68 24,42	502.282,81	153.805,38 davon 70.863,80 36.124,52 46.817,06 30,62

<sup>1</sup> vgl. Erläuterungen im Text; <sup>2</sup> niedrige/mittlere/hohe Qualifikation; Erwerbseinstieg mit 19/22/27 Jahren; <sup>3</sup> kumuliertes Jahreslohninkommen bei durchgängiger Vollzeitbeschäftigung in der Zeit zwischen Erwerbseinstieg und 46. Lebensjahr; <sup>4</sup> kumulierte Jahreslohndifferenzen bei dem in der ersten Tabellenzeile ausgewiesenen Unterbrechungsverlauf in der Zeit zwischen Erwerbseinstieg und 46. Lebensjahr; <sup>5</sup> prozentualer Anteil des Lohnverlustes an der Brutto-lohnsumme.



**Tabelle 23: Textsimulationen – Lohnsummen und Lohnverluste in Abhängigkeit von Schätzverfahren, Variablen und Bildungsgrad**  
(Forts.)

Erwerbsverlauf TEST: Zweijährige Vollzeitfähigkeit nach Erwerbseinstieg, 3 Jahre Auszeit, danach 3 Jahre Teilzeit, Rückkehr in Vollzeit; Erwerbseinstiegsalter: siehe Bildungsgrad		GLS Random Effects-Schätzung											
		Fixed Effects-Schätzung				Bildungsgrad niedrig				Bildungsgrad hoch			
Variablen-Set (Modell)	Schätzverfahren	Bildungsgrad niedrig		Bildungsgrad mittel		Bildungsgrad hoch		Bildungsgrad niedrig		Bildungsgrad mittel		Bildungsgrad hoch	
		Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€)	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€)	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€)	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€)	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€)	Brutto-lohn-summe (€)	Lohn-verlust (€)
		in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit		in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit		in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit		in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit		in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit		in Auszeit in Teilzeit nach Teilzeit	
		Anteiliger Lohn-verlust (%)		Anteiliger Lohn-verlust (%)		Anteiliger Lohn-verlust (%)		Anteiliger Lohn-verlust (%)		Anteiliger Lohn-verlust (%)		Anteiliger Lohn-verlust (%)	
Modell (3/5) mit Berücksichtigung geburtsbedingter Auszeit	550.092,13	220.440,77	262.183,90	650.483,31	648.290,13	266.546,70	604.961,63	165.966,47	639.237,88	192.304,6	528.395,06	185.761,33	
	davon	47.422,24	65.614,11	davon	88.998,45	davon	54.973,19	davon	30.202,42	davon	66.728,05	davon	73.382,89
		23.912,38	33.085,52		44.876,92		132.671,36		80.790,86		36.660,38		40.316,77
		149.106,16	163.484,20										
		40,07	40,31			41,12		27,43		30,08		35,16	
Modell (3/5) ohne Berücksichtigung geburtsbedingter Auszeit	550.092,13	219.776,25	261.264,42	650.483,31	648.290,13	265.299,59	604.961,63	165.373,16	639.237,88	191.584,45	528.395,06	184.969,33	
	davon	47.422,24	65.614,11	davon	88.998,45	davon	54.973,19	davon	30.202,42	davon	66.728,05	davon	73.382,89
		23.912,38	32.166,07		43.629,80		132.671,34		80.790,86		35.940,40		39.524,77
		149.106,16	163.484,24										
		39,95	40,16			40,92		27,34		29,97		35,00	
Differenzbetrag (€)		664,52	919,48			1.247,11		593,31		720,15		791,97	

<sup>1</sup> vgl. Erläuterungen im Text; <sup>2</sup> niedrige/mittlere/hohe Qualifikation: Erwerbseinstieg mit 19/22/27 Jahren; <sup>3</sup> kumuliertes Jahreslohninkommen bei durchgängiger Vollzeitbeschäftigung in der Zeit zwischen Erwerbseinstieg und 46. Lebensjahr; <sup>4</sup> kumulierte Jahreslohndifferenzen bei dem in der ersten Tabellenzeile ausgewiesenen Unterbrechungsverlauf in der Zeit zwischen Erwerbseinstieg und 46. Lebensjahr; <sup>5</sup> prozentualer Anteil des Lohnverlustes an der Brutto-lohnsumme.

Abbildung 26: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5) (Erläuterungen: siehe Text)

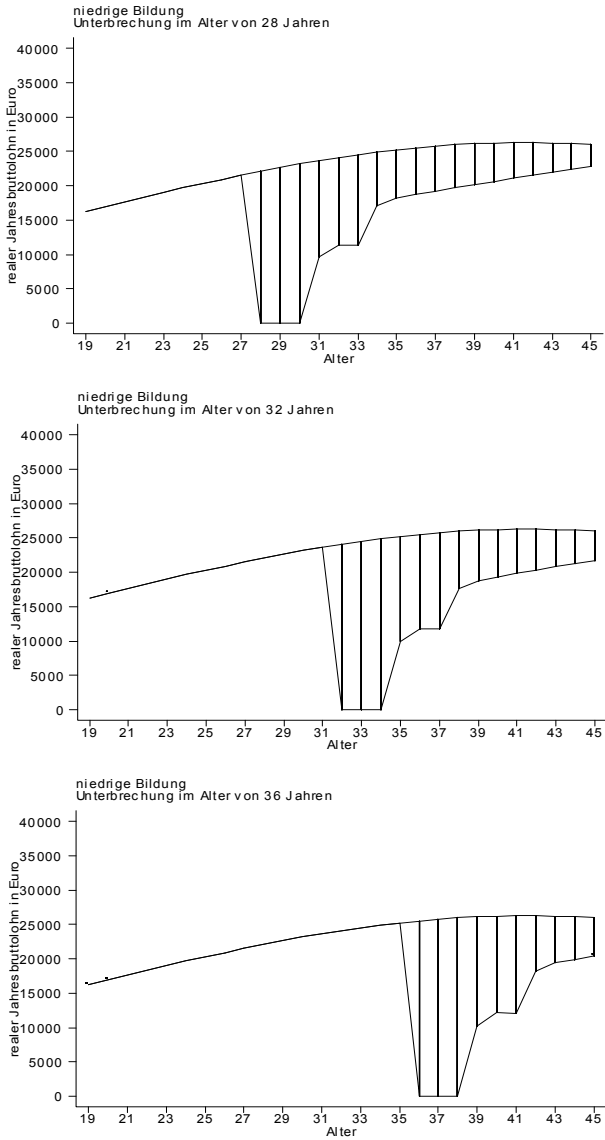


Abbildung 26: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

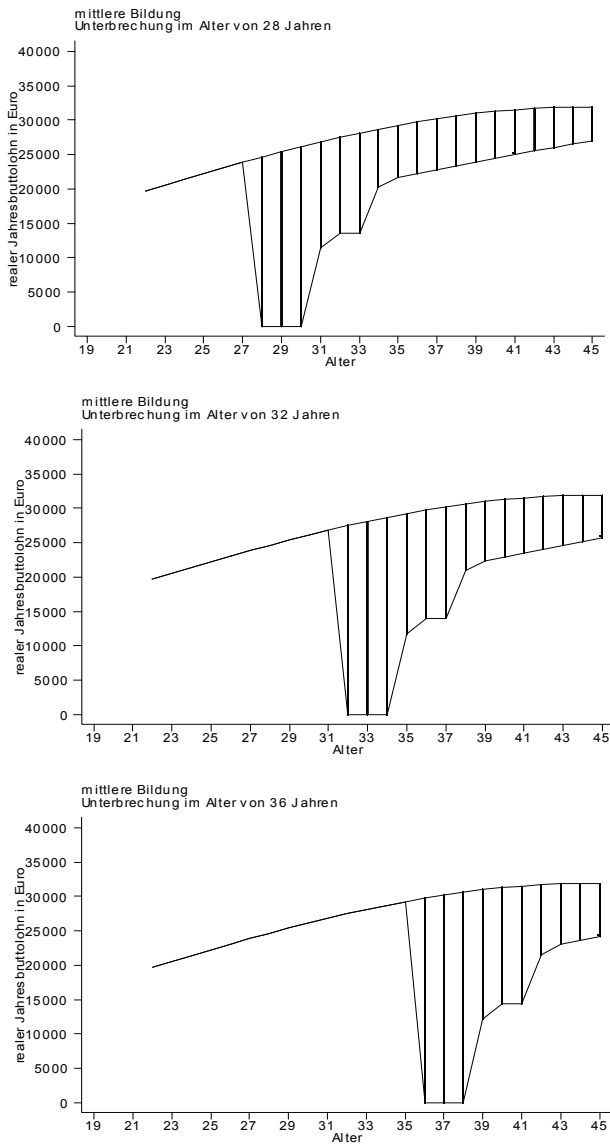


Abbildung 26: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

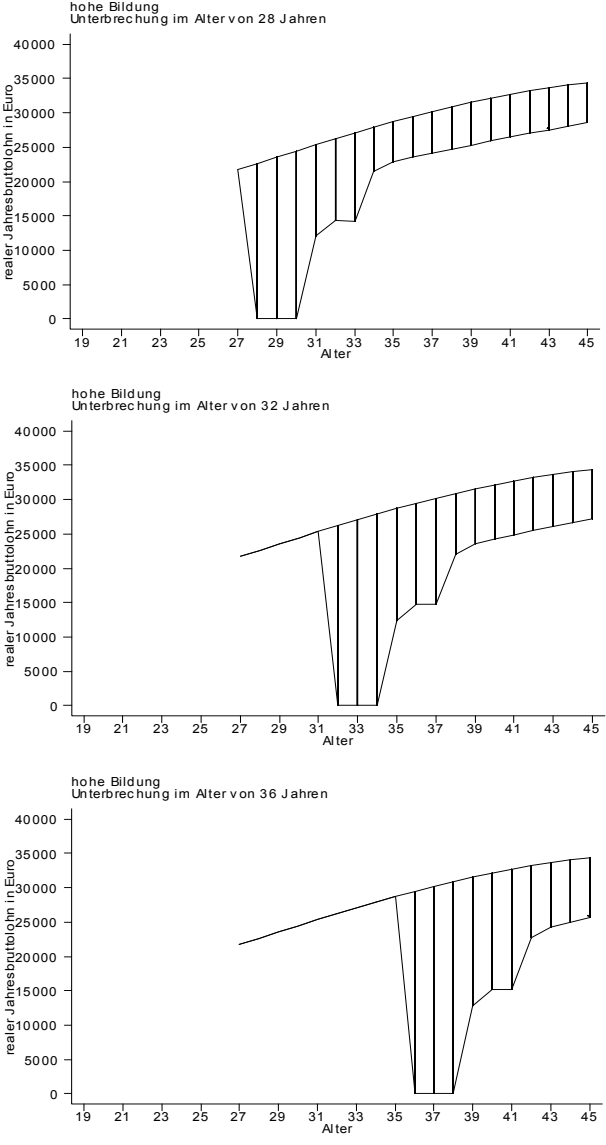


Abbildung 27: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3/5) (Erläuterungen: siehe Text)

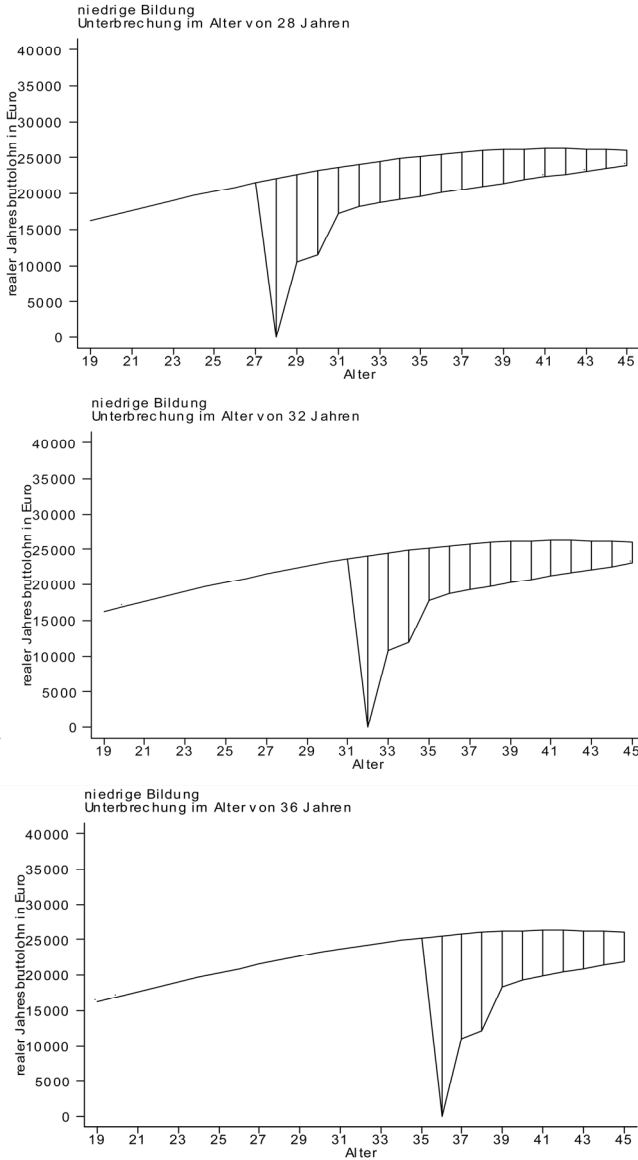


Abbildung 27: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3/5) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

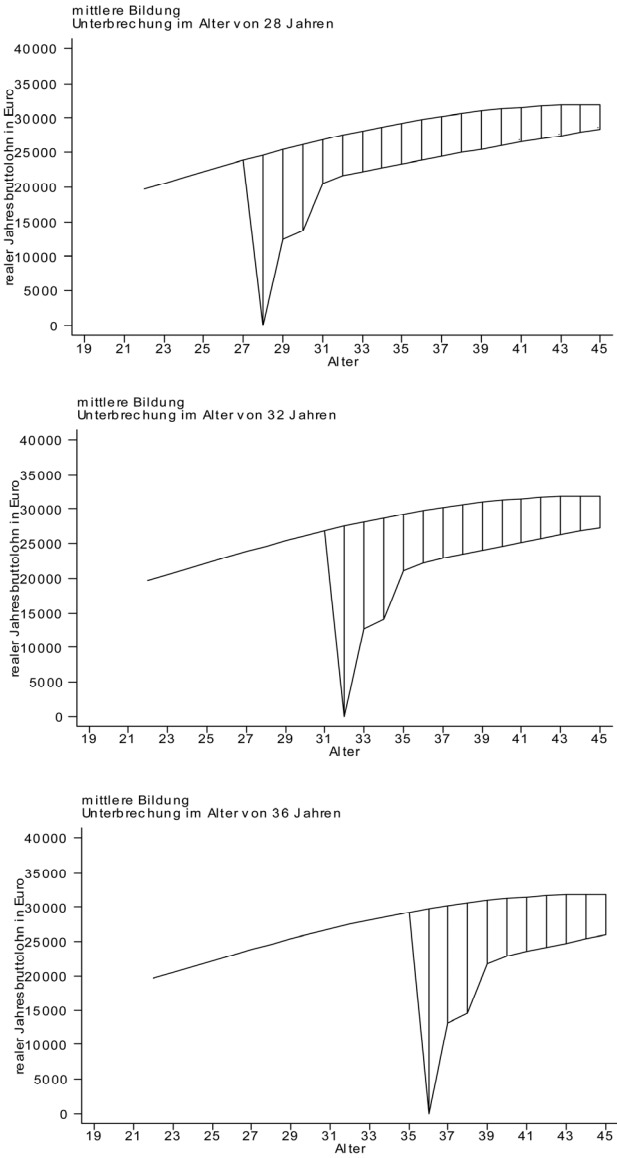


Abbildung 27: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3/5) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

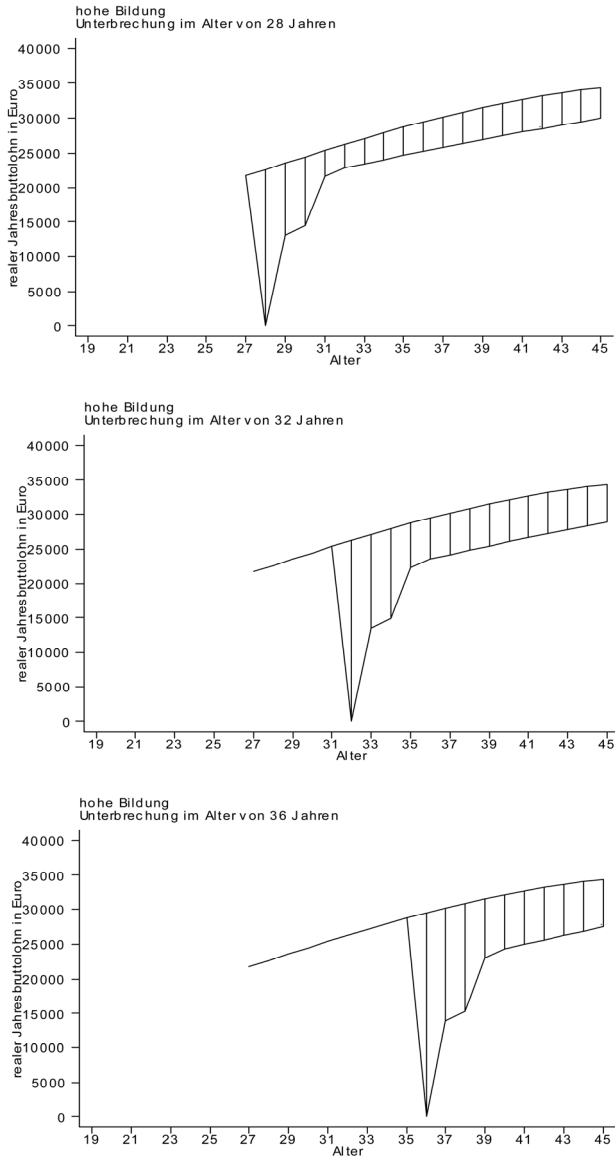


Abbildung 28: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3) (Erläuterungen: siehe Text)

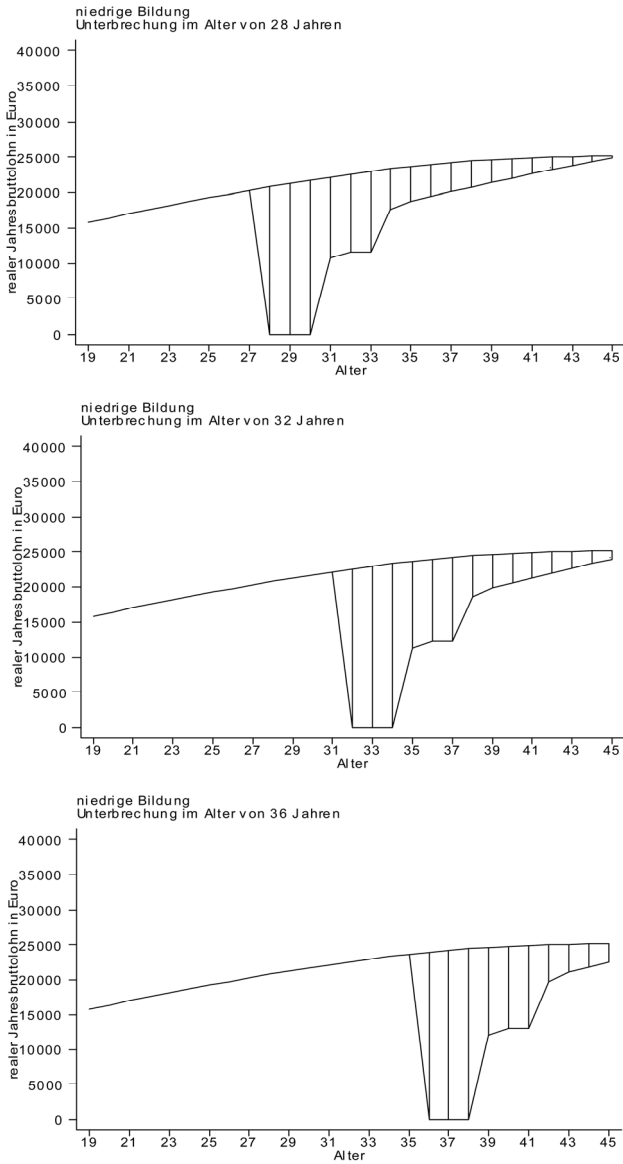




Abbildung 28: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

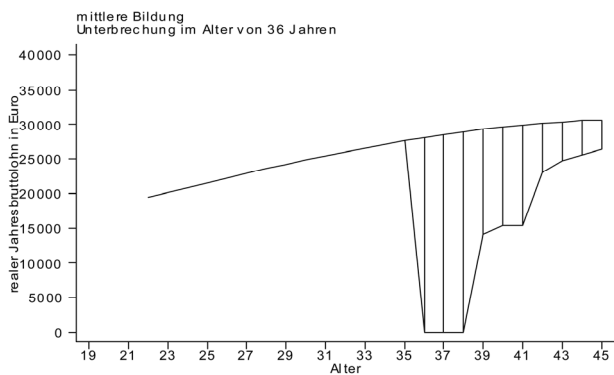
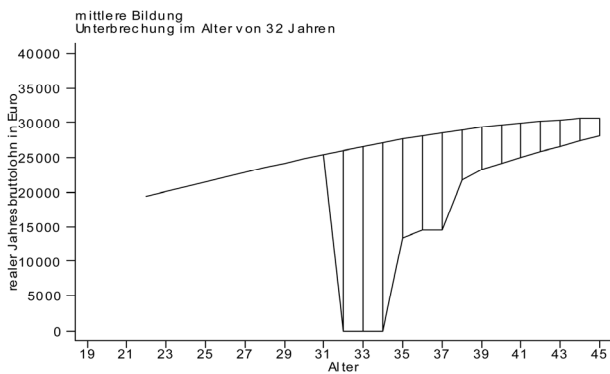
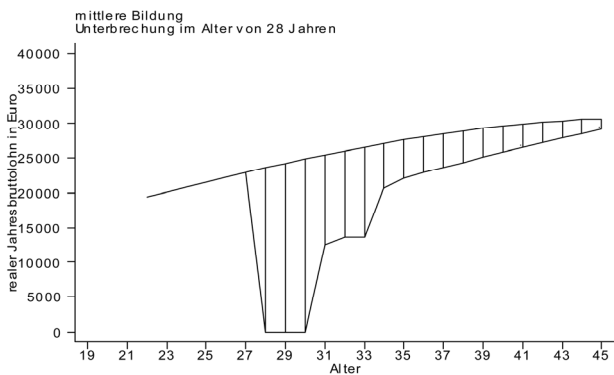


Abbildung 28: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

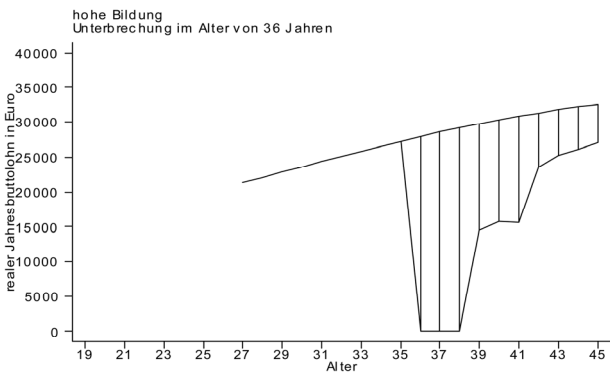
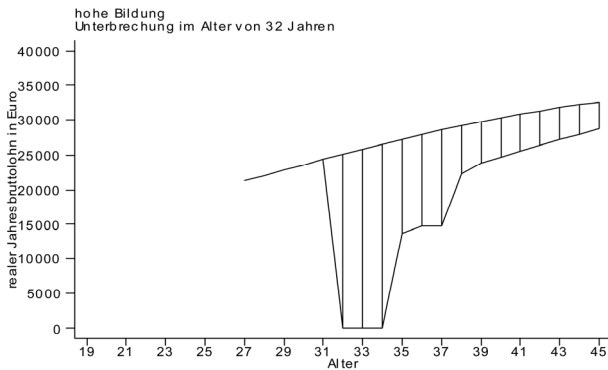
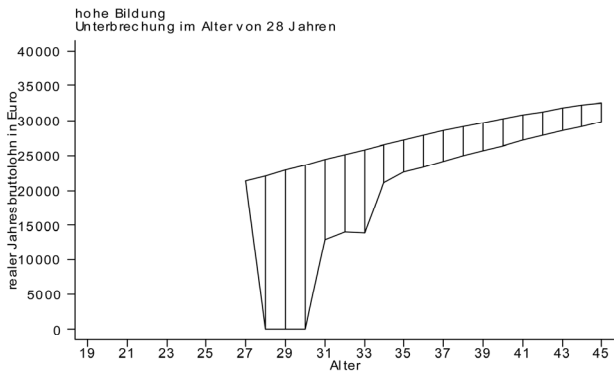


Abbildung 29: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3) (Erläuterungen: siehe Text)

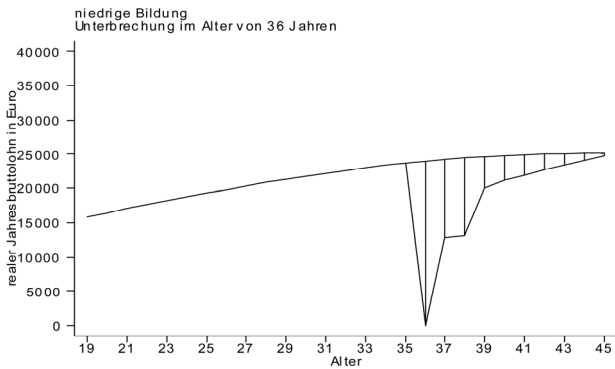
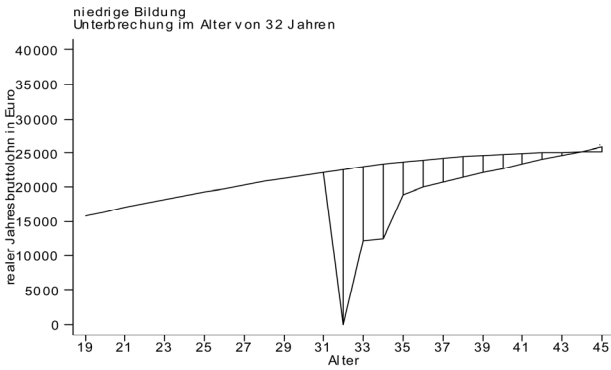
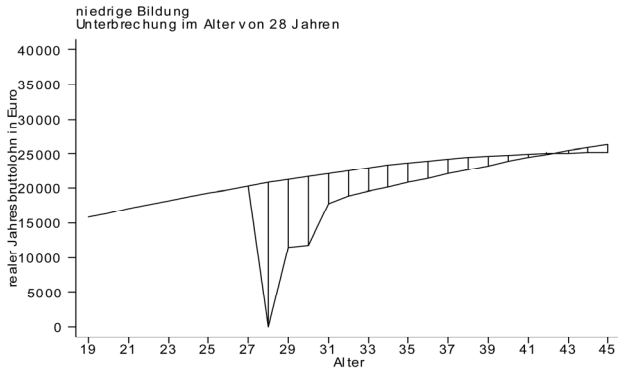


Abbildung 29: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

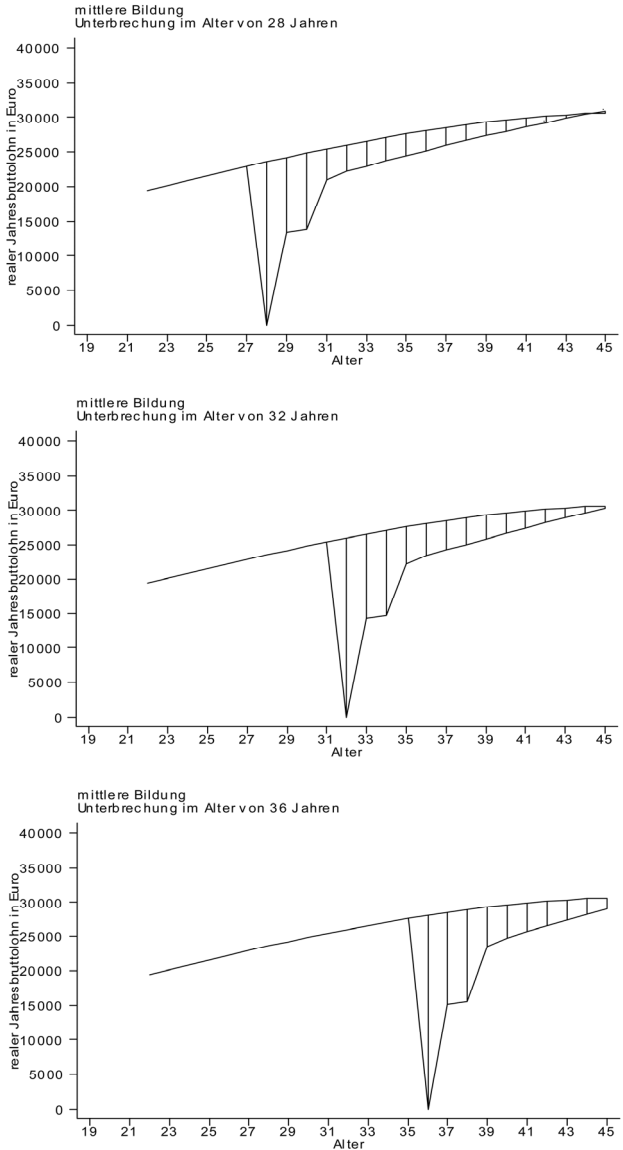


Abbildung 29: Lohn-Alters-Profile in Abhängigkeit von Bildungsgrad und Zeitpunkt der Unterbrechung: Unterbrechung nach Kindergartenmuster, Variablenset (3) (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

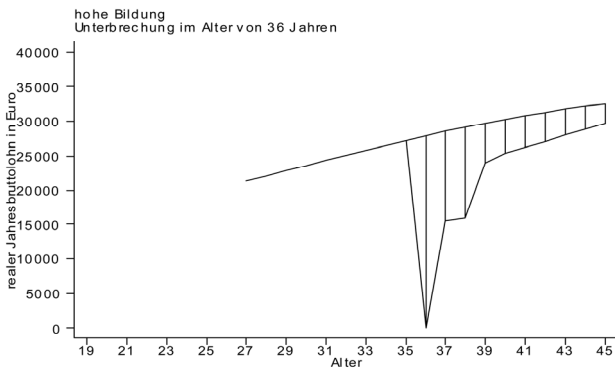
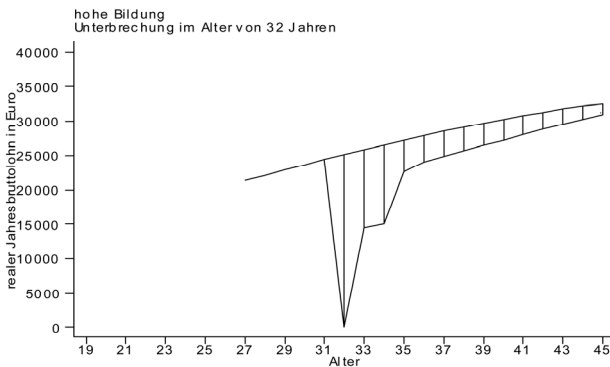
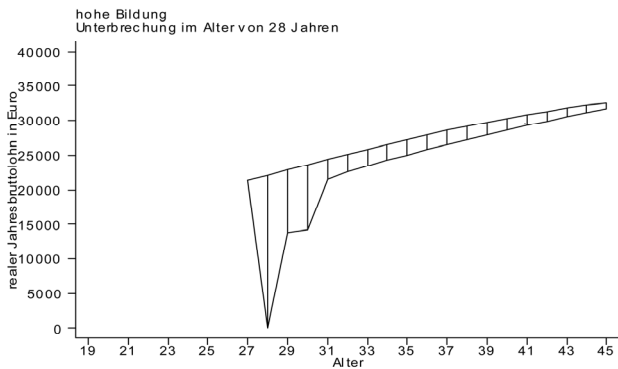


Abbildung 30: Lohn-Alters-Profile der Frau mittlerer Bildung bei Erstgeburt im Alter von 28 Jahren, Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5), unterschiedliche Berücksichtigung des Standardfehlers (Erläuterungen: siehe Text)

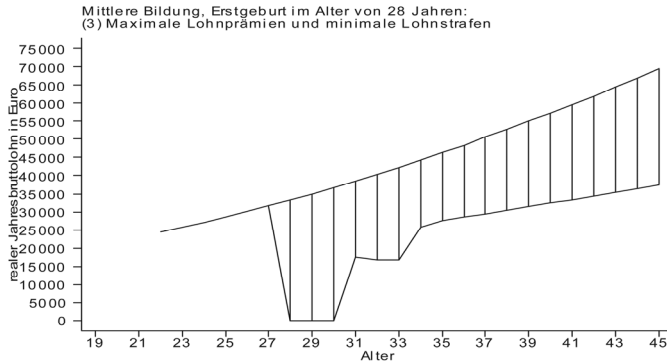
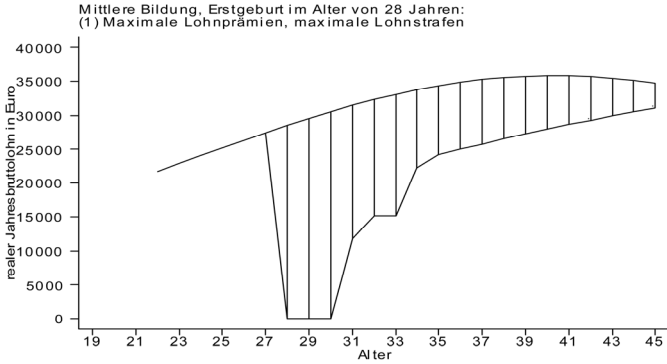


Abbildung 30: Lohn-Alters-Profile der Frau mittlerer Bildung bei Erstgeburt im Alter von 28 Jahren, Unterbrechung nach Grundschulmuster, Variablenset (3/5), unterschiedliche Berücksichtigung des Standardfehlers (Erläuterungen: siehe Text) (Forts.)

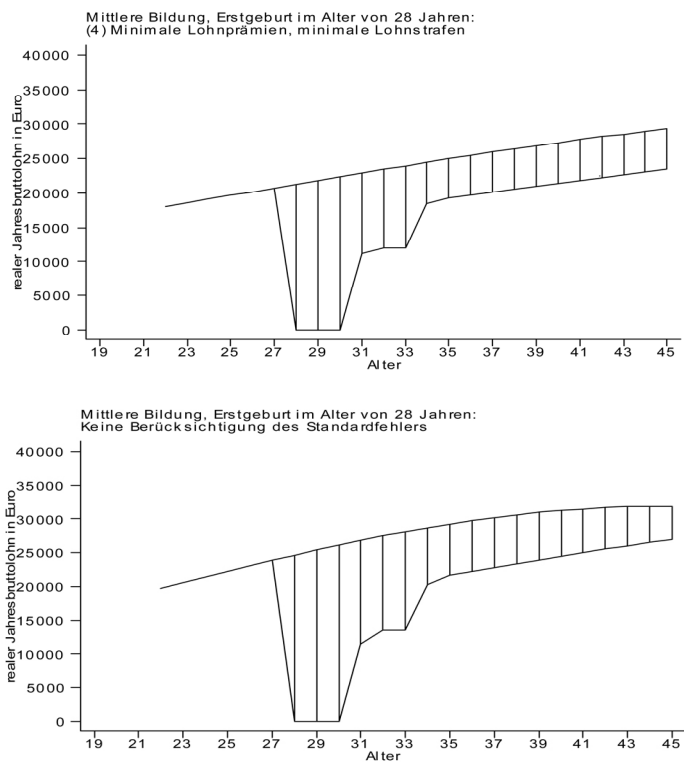
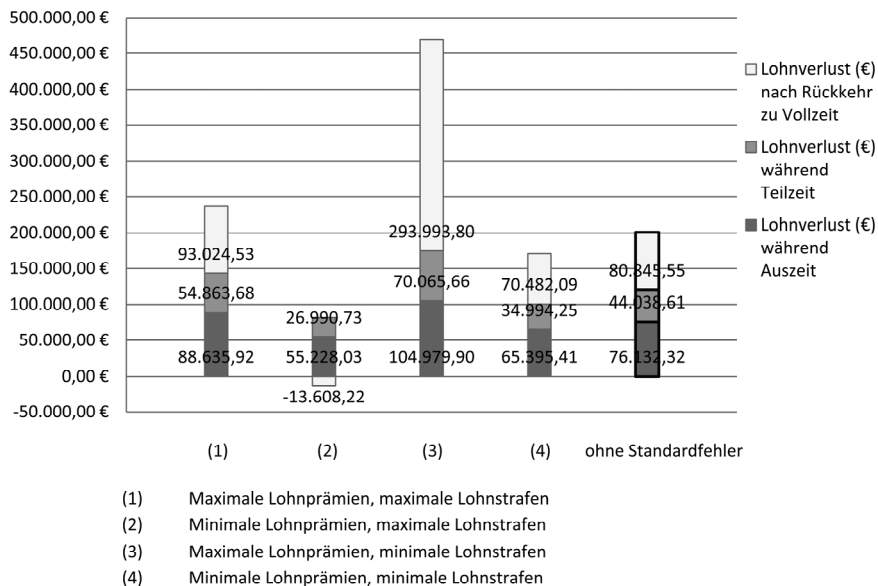


Abbildung 31: Aggregierte Jahreslohnverluste bei Berücksichtigung des Standardfehlers: Erstgeburt der Frau mittlerer Bildung mit 28 Jahren, Unterbrechung nach Grundschulmuster



Basis: Random Effects-Schätzung des Modells (3/5)



**Tabelle 24: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablen des Modells (3)**

Schätzverfahren <sup>1</sup> ; Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung <sup>1</sup>			Mittlere Bildung <sup>1</sup>			Hohe Bildung <sup>1</sup>			Anteil (%)
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€) <sup>2</sup>	Anteil (%) <sup>3</sup>	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	
davon: Humankapital-Entwertung (€) <sup>4</sup>	Anteil (%) <sup>5</sup>	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%) <sup>6</sup>	davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	
davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€) <sup>7</sup>	Anteil (%) <sup>8</sup>	(%) <sup>9</sup>	davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	(%)	davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	(%)	
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€) <sup>9</sup>	Anteil (%) <sup>10</sup>	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	
c	Aufholerfekt (%) <sup>11</sup>		c	Aufholerfekt (%)		c	Aufholerfekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 28. Lebensjahr; Grundschulmuster</b>									
a	2.7575331	24.58	a	3.125308	23.94	a	2.6299362	20.57	
	1.299531	47.13		1.0854731	34.73		.09481335	3.61	
	1.4580021	52.87		2.039835	65.27		2.5351229	96.39	
b	.12170887	1.01	b	.71752071	4.86	b	1.3025236	8.32	
c	95.59		c	77.04		c	50.47		

<sup>1</sup> vgl. Erläuterungen im Text; niedrige/mittlere/hohe Bildung: Erwerbseinstieg mit 19/22/27 Jahren, zu sonstigen bildungsspezifischen Merkmalen siehe Text;

<sup>2</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs in Vollzeit (in €);

<sup>3</sup> anteiliger realer Bruttostundenlohnverlust zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (Lohnverlust als Anteil an der Einkommenserzielungskapazität der Referenzfrau, in Prozent);

<sup>4</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn der Unterbrechungsfrau zwischen ihrem Ausstiegslohn und ihrem Wiedereinstiegslohn in Vollzeit (Humankapitalentwertung in €);

<sup>5</sup> Anteil der Humankapitalentwertung am Gesamtverlust nach Ziffer a (in Prozent);

<sup>6</sup> Entwertungseffekt (Differenz zwischen Wiedereinstiegs- und Ausstiegslohn im Verhältnis zum Ausstiegslohn, in Prozent);

<sup>7</sup> Reale Bruttostundenlohn-Differenz zwischen Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs der Unterbrechungsfrau und Ausstiegslohn der Unterbrechungsfrau (in €);

<sup>8</sup> Investitionsunterlassungseffekt (Anteil der entgangenen Erträge am Gesamtverlust nach Ziffer a, in Prozent);

<sup>9</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau im 46. Lebensjahr (in €);

<sup>10</sup> anteiliger realer Bruttostundenlohnverlust im 46. Lebensjahr (verbleibender Lohnverlust als Anteil an der Einkommenserzielungskapazität der Referenzfrau, in Prozent);

<sup>11</sup> Aufholerfekt (bis zum 46. Lebensjahr aufgehobener Lohnverlust (Euro-Differenz zwischen Ziffern a und b) als Anteil am Betrag nach Ziffer a (in Prozent)).

*Tabelle 24: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3) (Forts.) (Legende: vgl. Tabelle 24, erstes Blatt)*

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung			Mittlere Bildung			Hohe Bildung			Anteil (%)
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	
davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	
davon: entgangene Erträge nicht geätzigter Investitionen (€)	Anteil (%)		davon: entgangene Erträge nicht geätzigter Investitionen (€)	Anteil (%)		davon: entgangene Erträge nicht geätzigter Investitionen (€)	Anteil (%)		
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr(€)	Anteil (%)	
c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 28. Lebensjahr; Kindergartenmuster</b>									
a	2.0846786	19.55	a	2.1791019	17.80	a	1.3775463	11.74	
	1.1834421	56.77		.94922543	43.56		-1.10455132	-7.59	-1.02
	.90123653	43.23		1.2298765	56.44		1.4820976	107.59	
b	-.59989262	-4.97	b	-.12938404		b	.43644619		2.79
c	128.78		c	105.94		c	68.32		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 32. Lebensjahr, Grundschulmuster</b>									
a	2.809886	23.89	a	3.4233999	24.57	a	3.3011742	23.50	
	1.7082806	60.80		1.7373447	50.75		.98582172	29.86	8.40
	1.1016054	39.20		1.6860552	49.25		2.3153524	70.14	
b	.56289291	4.66	b	1.2353153	8.37	b	1.8320398	11.70	
c	79.97		c	63.92		c	44.50		

**Tabelle 24: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenaset des Modells (3) (Forts.) (Legende: vgl. Tabelle 24, erstes Blatt)**

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung			Mittlere Bildung			Hohe Bildung			Anteil (%)
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	
davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	
davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)		davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)		davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)		
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	
c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 32. Lebensjahr, Kindergartenmuster</b>									
a	2.3008957	20.22	a	2.6459465	19.90	a	2.2246399	16.96	
	1.5854349	68.91		1.5931673	60.21		.83837986	37.69	7.15
	.71546078	31.09		1.0527792	39.79		1.38626	62.31	
b	-34805107	-2.88	b	.16618919		b	.7387104		4.72
c	115.13		c	93.72		c	66.79		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 36. Lebensjahr, Grundschulmuster</b>									
a	2.5751371	21.37	a	3.4032621	23.43	a	3.7061567	24.58	
	1.9025879	73.88		2.1784744	64.01		1.7465849	47.13	13.31
	.67254925	26.12		1.2247877	35.99		1.9595718	52.87	
b	1.2440586	10.30	b	2.0347614		b	2.6495848		16.92
c	51.69		c	40.21		c	28.51		

*Tabelle 24: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3) (Forts.) (Legende: vgl. Tabelle 24, erstes Blatt)*

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung			Mittlere Bildung			Hohe Bildung			Anteil (%)
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	
	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)		davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)		davon: Humankapital-Entwertung (€)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	
	davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)		davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)		davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	Anteil (%)
c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		Aufholeffekt (%)
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 36. Lebensjahr, Kindergartenmuster</b>									
a	2.2556467	19,02	a	2.8356333	20,10	a	2.8018332	19,55	
	1.7725906	78,58		2.0259037	71,44		1.5905609	56,77	12,13
	.48305607	21,42		.80972958	28,56		1.2112722	43,23	
b	.18019867	1,49	b	.78616714	5,33	b	1.3727245	8,77	
c	92,01		c	72,28		c	51,01		

*Tabelle 2.5: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3/5)*

Schätzverfahren <sup>1</sup> : Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung <sup>2</sup>			Mittlere Bildung <sup>3</sup>			Hohe Bildung <sup>4</sup>			
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€) <sup>2</sup>	Anteil (%) <sup>3</sup>	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)	Anteil (%)	Anteil (%)
davon:	Humankapital-Entwertung (€) <sup>1</sup>	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%) <sup>5</sup>	davon:	Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	davon:	Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)
davon:	entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€) <sup>7</sup>	Anteil (%) <sup>8</sup>	davon:	entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	davon:	entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	Ausstieg (%)
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€) <sup>9</sup>	Anteil (%) <sup>10</sup>	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr(€)	Anteil (%)	Anteil (%)
c	Aufholerfekt (%) <sup>11</sup>		c	Aufholerfekt (%)		c	Aufholerfekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 28. Lebensjahr; Grundschulmuster</b>									
a	3.7615252	31.41	a	4.0675631	29.45	a	3.1211319		23.24
	2.1384993	56.85		1.7344952	42.64		.1423378	4.56	1.36
	1.6230259	43.15		2.3330679	57.36		2.9787941	95.44	
b	1.544138	12.35	b	2.3408499	15.26	b	2.7844687		16.83
c	58.95		c	42.45		c	10.79		

<sup>1</sup> vgl. Erläuterungen im Text; niedrige/mittlere/hohe Bildung: Erwerbseinstieg mit 19/22/27 Jahren, zu sonstigen bildungsspezifischen Merkmalen siehe Text;

<sup>2</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs in Vollzeit (in €);

<sup>3</sup> anteiliger realer Bruttostundenlohnverlust zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (Lohnverlust als Anteil an der Einkommenserzielungskapazität der Referenzfrau, in Prozent);

<sup>4</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn der Unterbrechungsfrau zwischen ihrem Ausstiegslohn und ihrem Wiedereinstiegslohn in Vollzeit (Humankapitalentwertung in €);

<sup>5</sup> Anteil der Humankapitalentwertung am Gesamtverlust nach Ziffer a (in Prozent);

<sup>6</sup> Entwertungseffekt (Differenz zwischen Wiedereinstiegs- und Ausstiegslohn im Verhältnis zum Ausstiegslohn, in Prozent);

<sup>7</sup> Reale Bruttostundenlohn-Differenz zwischen Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs der Unterbrechungsfrau und Ausstiegslohn der Unterbrechungsfrau (in €);

<sup>8</sup> Investitionsunterlassungseffekt (Anteil der entgangenen Erträge am Gesamtverlust nach Ziffer a, in Prozent);

<sup>9</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau im 46. Lebensjahr (in €);

<sup>10</sup> anteiliger realer Bruttostundenlohnverlust im 46. Lebensjahr (verbleibender Lohnverlust als Anteil an der Einkommenserzielungskapazität der Referenzfrau, in Prozent);

<sup>11</sup> Aufholerfekt (bis zum 46. Lebensjahr aufgehobener Lohnverlust (Euro-Differenz zwischen Ziffern a und b) als Anteil am Betrag nach Ziffer a (in Prozent)).

*Tabelle 2.5: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3/5) (Forts.) (Legende: vgl. Tabelle 2.5, erstes Blatt)*

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung			Mittlere Bildung			Hohe Bildung			
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)
davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	Anteil (%)	davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)
davon: entgangene Erträge nicht gezügelter Investitionen (€)	Anteil (%)	Anteil (%)	Anteil (%)	davon: entgangene Erträge nicht gezügelter Investitionen (€)	Anteil (%)	Anteil (%)	davon: entgangene Erträge nicht gezügelter Investitionen (€)	Anteil (%)	Anteil (%)
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)		Anteil (%)
c	Aufholeffekt (%)		Anteil (%)	Aufholeffekt (%)		Anteil (%)	Aufholeffekt (%)		Anteil (%)
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 28. Lebensjahr; Kindergartenmuster</b>									
a	3.0727739	27.01	23.64	a	3.0505037	23.64	a	1.7743311	14.54
	2.046998	66.62	14.17		1.6259537	53.30		.0274601	1.55
	1.0257759	33.38	46.70		1.4245501	46.70		1.746871	98.45
b	1.017664	8.14	11.19	b	1.7163305	11.19	b	2.1234951	12.84
c	66.88			c	43.74		c	-19.68	
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 32. Lebensjahr, Grundschulmuster</b>									
a	4.0187693	32.18	31.80	a	4.6837597	31.80	a	4.2423115	28.52
	2.9085073	72.37	22.13		2.8556471	60.97		1.5681	36.96
	1.1102619	27.63	39.03		1.8281126	39.03		2.6742115	63.04
b	2.0496769	16.39	19.17	b	2.9405346	19.17	b	3.4191589	20.67
c	49.00			c	37.22		c	19.40	

*Tabelle 2.5: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3/5) (Forts.) (Legende: vgl. Tabelle 2.5, erstes Blatt)*

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung									
Niedrige Bildung			Mittlere Bildung			Hohe Bildung			
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)	Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)	Anteil (%)	Anteil (%)
davon:	Humankapital-Entwertung (€)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon:	Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	davon:	Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)
davon:	entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	davon:	entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	davon:	entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	Anteil (%)
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr(€)	Anteil (%)	Anteil (%)
c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		c	Aufholeffekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 32. Lebensjahr, Kindergartenmuster</b>									
a	3.5717545	29.43	a	3.9161692	27.83	a	3.0673046		22.20
	2.8141565	78.79		2.7437248	70.06		1.4496441	47.26	11.88
	.75759792	21.21		1.1724443	29.94		1.6176605	52.74	
b	1.4265862	11.41	b	2.2014055	14.35	b	2.6368847		15.94
c	60.06		c	43.79		c	14.03		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 36. Lebensjahr, Grundschulmuster</b>									
a	3.9048872	30.90	a	4.887104	32.06	a	5.021204		31.41
	3.4023733	87.13		3.7152433	76.02		2.8546515	56.85	20.66
	.50251389	12.87		1.1718607	23.98		2.1665525	43.15	
b	2.6767483	21.41	b	3.6843863	24.02	b	4.2064304		25.43
c	31.45		c	24.61		c	16.23		

*Tabelle 25: Bruttostundenlohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, -zeitpunkt und Bildungsgrad; Variablenset des Modells (3/5) (Forts.) (Legende: vgl. Tabelle 25, erstes Blatt)*

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung										
Niedrige Bildung			Mittlere Bildung			Hohe Bildung				
a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)		Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)		Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)		Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiederanstiegs (€)		Anteil (%)
	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)		davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	
	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)		Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)		Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)		Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)		Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)
b	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz im 46. Lebensjahr (€)	Anteil (%)	Anteil (%)
c	Aufholerfekt (%)		Aufholerfekt (%)			Aufholerfekt (%)		Aufholerfekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 36. Lebensjahr, Kindergartenmuster</b>										
a	3.7303429	29.70	a	4.4247646	29.70	a	4.101799			27.01
	3.3050833	88.60		3.5998363	25.58		2.7325068		66.62	19.77
	42525959	11.40		82492828	18.64		1.3692923		33.38	
b	1.9761314	15.81	b	2.8532934	18.60	b	3.3268242			20.11
c	47.03		c	35.52		c	18.89			



**Tabelle 26: Lohnsummen und summierte Jahreslohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, Unterbrechungszeitpunkt, Bildungsgrad und Variablen**

Unterbrechungs- muster	Variablen-Set des Modells (3/5)													
	Variablen-Set des Modells (3)						Variablen-Set des Modells (3/5)							
	Bildungsgrad <sup>1</sup>		Bildungsgrad <sup>2</sup>		Bildungsgrad <sup>3</sup>		Bildungsgrad <sup>4</sup>		Bildungsgrad <sup>5</sup>		Bildungsgrad <sup>6</sup>			
Unterbrechungs- zeitpunkt <sup>1</sup>	niedrig	mittel	hoch	niedrig	mittel	hoch	niedrig	mittel	hoch	niedrig	mittel	hoch		
	Brutto-lohn- summe (€) <sup>2</sup>	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Brutto-lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Brutto-lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Brutto-lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Brutto-lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Brutto-lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Brutto-lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <sup>3</sup> davon in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit
	Anteiliger Lohn- verlust (%) <sup>4</sup>		Anteiliger Lohn- verlust (%)		Anteiliger Lohn- verlust (%)		Anteiliger Lohn- verlust (%)		Anteiliger Lohn- verlust (%)		Anteiliger Lohn- verlust (%)		Anteiliger Lohn- verlust (%)	
Kinder- garten- muster	572.961,88	67.235,06 davon	609.350,00	78.139,97 davon	502.282,81	68.850,97 davon	604.961,63	115.117,74 davon	639.237,88	130.043,98 davon	528.395,06	107.142,21 davon	528.395,06	107.142,21 davon
28 Jahre		20.783,60 19.731,32 26.720,14 11,73		23.559,23 21.756,59 32.824,15 12,82		22.081,86 18.489,24 28.279,87 13,71		22.090,98 23.887,62 69.139,14 19,03		24.631,16 25.508,15 79.904,67 20,34		22.646,14 20.515,19 63.980,88 20,28		22.646,14 20.515,19 63.980,88 20,28
Grund- schul- muster	572.961,88	132.829,70 davon	609.350,00	157.912,13 davon	502.282,81	150.636,44 davon	604.961,63	174.948,06 davon	639.237,88	201.016,48 davon	528.395,06	182.257,55 davon	528.395,06	182.257,55 davon
28 Jahre		63.768,72 33.649,62 35.411,36 23,18		72.607,56 38.139,91 47.164,66 25,91		68.563,28 34.517,84 47.555,32 29,99		68.890,89 39.912,52 67.144,65 28,92		76.132,32 44.038,61 80.845,55 31,45		70.671,62 38.068,87 73.517,06 34,49		70.671,62 38.068,87 73.517,06 34,49

<sup>1</sup> vgl. Erläuterungen im Text;

<sup>2</sup> niedrige/mittlere/hohe Bildung; Erwerbseinstieg mit 19.222,27 Jahren, zu sonstigen bildungsspezifischen Merkmalen vgl. Erläuterungen im Text;

<sup>3</sup> kumulierte Jahreslohninkommen bei durchgängiger Vollzeitbeschäftigung in der Zeit zwischen Erwerbseinstieg und 46. Lebensjahr (in Euro);

<sup>4</sup> kumulierte Jahreslohnifferenzen bei dem in der ersten Tabellenspalte ausgewiesenen Unterbrechungsverlauf in der Zeit zwischen Erwerbseinstieg und 46. Lebensjahr (in Euro);

<sup>5</sup> Anteil des Lohnverlustes an der Brutto-lohnsumme (in Prozent).



*Tabelle 26: Lohnsummen und summierte Jahreslohnverluste in Abhängigkeit von Unterbrechungsmuster, Unterbrechungszeitpunkt, Bildungsgrad und Variablenset (FortS.) (Legende: vgl. Tabelle 26, erstes Blatt)*

Schätzverfahren: Random Effects Schätzung		Variablenset des Modells (3S)																
		Variablen-Set des Modells (S)						Variablenset des Modells (3S)										
		niedrig		mittel		hoch		niedrig		mittel		hoch						
Unterbrechungs- muster	Brutto- lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <i>davon</i> in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Anteiliger Lohn- verlust (%)	Brutto- lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <i>davon</i> in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Anteiliger Lohn- verlust (%)	Brutto- lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <i>davon</i> in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Anteiliger Lohn- verlust (%)	Brutto- lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <i>davon</i> in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Anteiliger Lohn- verlust (%)						
													Unterbrechungs- zeitpunkt	Brutto- lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <i>davon</i> in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit	Anteiliger Lohn- verlust (%)	Brutto- lohn- summe (€)	Lohn- verlust (€) <i>davon</i> in Auszeit in Teilzeit nach Teil- zeit
Kinder- gerien- muster	572.961,88	63.711,17 <i>davon</i> 23.944,87 22.620,88 17.145,42	11,12	609.350,00	80.722,71 <i>davon</i> 28.111,01 26.943,07 25.668,63	13,25	502.282,81	84.049,83 <i>davon</i> 27.933,40 26.519,13 29.597,30	16,73	604.961,63	94.981,59 <i>davon</i> 25.511,01 28.411,65 41.058,93	15,70	639.237,88	115.353,09 <i>davon</i> 29.754,63 33.186,76 52.411,70	18,05	528.395,06	114.738,8 <i>davon</i> 29.488,92 31.887,23 53.362,65	21,71
36 Jahre																		
Grund- schul- muster	572.961,88	124.222,31 <i>davon</i> 72.605,56 36.299,35 15.317,40	21,68	609.350,00	151.741,39 <i>davon</i> 85.615,61 44.174,91 15.950,87	24,90	502.282,81	156.676,25 <i>davon</i> 85.705,92 45.225,48 25.744,85	31,19	604.961,63	148.130,25 <i>davon</i> 77.220,98 44.182,28 26.726,99	24,49	639.237,88	178.399,63 <i>davon</i> 90.578,54 52.936,75 34.884,34	27,91	528.395,06	181.465,50 <i>davon</i> 90.626,55 53.278,64 37.560,31	34,34
36 Jahre																		

Tabelle 27: Einfluss von Bildung, Unterbrechungsdauer und -zeitpunkt auf die Lohnverluste im Überblick

Einflussgröße	Bruttostundenlohn-Verlust mit 45 Jahren	Aggregierte Jahreslohnverluste	
<b>Beruflicher Bildungsabschluss</b>	hoch > mittel > niedrig	während Aus- und Teilzeitphase <b>(direkte Verluste):</b> mittel > hoch > niedrig*	nach Wiedereinstieg in Vollzeit bis 46. Lebensjahr (Folgekosten): • Geburt im 37. LJ: hoch > mittel > niedrig • Geburt im 33. LJ und ...lange Unterbrechung: hoch > mittel > niedrig ...kurze Unterbrechung: mittel > hoch > niedrig • Geburt im 29. LJ und ...lange Unterbrechung: mittel > hoch > niedrig ...kurze Unterbrechung: mittel > niedrig > hoch
		<b>Gesamte verlorene Lohnsumme bis 46. Lebensjahr</b> mittel > hoch > niedrig <sup>†</sup>	
<b>Zeitpunkt der Unterbrechung</b>	37. LJ > 33. LJ > 29. LJ	während Aus- und Teilzeitphase <b>(direkte Verluste):</b> 37. LJ > 33. LJ > 29. LJ	Nach Wiedereinstieg in Vollzeit bis 46. Lebensjahr <b>(Folgekosten<sup>#</sup>):</b> 29. LJ > 33. LJ > 37. LJ
		<b>Gesamte verlorene Lohnsumme bis 46. Lebensjahr:</b> niedrige und mittlere Bildung: 29. LJ > 33. LJ > 37. LJ hohe Bildung: kurze Unterbrechung: 33. LJ > 37. LJ > 29. LJ lange Unterbrechung: 33. LJ > 29. LJ > 37. LJ	
<b>Unterbrechungsmuster</b> (lang = Grundschulmuster, kurz = Kindergartenmuster)	lang > kurz	lang > kurz	

Anmerkung: LJ = Lebensjahr

\* Ausnahme = lange Unterbrechung im 37. Lebensjahr: hoch > mittel > niedrig

# Ausnahme = Akademikerin, Unterbrechung nach Kindergartenmuster: 37. LJ < 29. LJ < 33. LJ

# Literaturverzeichnis

## Printmedien

- Adsera, A. (2005): Vanishing Children: From High Unemployment to Low Fertility in Developed Countries, *American Economic Review*, Vol. 95, No. 2, pp.189-193.
- Akerlof, G. A., J. L. Yellen (1986): Efficiency Wage Models of the Labor Market, Cambridge University Press, Cambridge/New York.
- Akerlof, G. A., R. E. Kranton (2000): Economics and Identity, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 3, pp. 715-753.
- Baltagi, B. H. (1995): Econometric Analysis of Panel Data, Wiley, Chichester et al.
- Bartenwerfer, J. (1990): Mikroökonometrische Querschnittsanalysen des individuellen Erwerbsverhaltens, *Europäische Hochschulschriften*, Reihe 5, Volks- und Betriebswirtschaft, Bd. 1109, Verlag Lang, Frankfurt am Main/Bern/New York/Paris.
- Barzel, Y. (1973): The Determination of Daily Hours and Wages, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, pp. 220-238.
- Beblo, M. (1999): Intrafamily Time Allocation: A Panel-Econometric Analysis, in: J. Merz, M. Ehling (Hrsg.): *Time Use – Research, Data and Policy: Contributions from the International Conference on Time Use 22.-25. April 1998*, 1. Aufl., Verlag Nomos, Lüneburg.
- Beblo, M., E. Wolf (2000): How much does a year off cost? Estimating the wage effects of employment breaks and part-time periods, *Discussion Paper*, No. 00-69, ZEW, Mannheim.
- (2002): Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen, *DIW-Vierteljahresshifte zur Wirtschaftsforschung*, Band 71, Nr. 1, S. 83-94.
  - (2003): Sind es die Erwerbsunterbrechungen? Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland, *Mitteilungen zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nr. 4, S. 560-572, Nürnberg.
- Becker, G. S. (1960): An Economic Analysis of Fertility, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau of Economic Research Conference Series, No. 11, NBER, Princeton NJ, pp. 209-231.

- (1964): *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research, Chicago University Press, Chicago/London.
- (1965): A Theory of the Allocation of Time, *Economic Journal*, Vol. 75, pp. 493-517.
- (1976): *The Economic Approach to Human Behavior*, University of Chicago Press, Chicago/London.
- (1981): *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Bellman, R. (1957): *Dynamic programming*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Bender, S., A. Haas (2002): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe, in: G. Kleinhenz (Hrsg.): *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nr. 250, Nürnberg.
- Bender, S., A. Kohlmann, S. Lang (2003): Women, work, and motherhood. Changing employment penalties for motherhood in West Germany after 1945: a comparative analysis of cohorts born in 1934-1971, Discussion Paper, No. 309, Sonderforschungsbereich 386 der Ludwig-Maximilians-Universität, München.
- Ben-Porath, H. (1967): The Production of Human Capital Over the Life Cycle, *Journal of Political Economy*, July/August, No. 75, pp. 352-365.
- Bonin, H., R. Euwals (2001): Participation Behavior of East German Women after German Unification, *Discussion Paper*, No. 413, IZA, Bonn.
- Borjas, G. J. (2005): *Labor Economics*, 3<sup>rd</sup> ed., McGraw-Hill/Irwin, Boston, MA.
- Breusch, T. S., A. R. Pagan (1980): A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, Vol. 47, pp. 1287-1294.
- Büchel, F., G. Weißhuhn (1997): Ausbildungsinadäquate Beschäftigung der Absolventen des Bildungssystems. Fortsetzung der Berichterstattung zu Struktur und Entwicklung unterwertiger Beschäftigung in West- und Ostdeutschland 1993-95, *Volkswirtschaftliche Schriften*, Nr. 471/1.
- Büchel, F., C. K. Spieß (2002): Kindertageseinrichtungen und Müttererwerbstätigkeit – Neue Ergebnisse zu einem bekannten Zusammenhang, *DIW-Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, Band 71, Heft 1, S. 95-113.
- Bundesagentur für Arbeit (2005): *Amtliche Nachrichten der Bundesagentur für Arbeit*, 53. Jg., Sondernummer, Nürnberg, 30. August 2005.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2008): Elterngeldbericht. Bericht über die Auswirkungen des Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetzes sowie über die gegebenenfalls notwendige Weiterentwicklung, in: Deutscher Bundestag (Hrsg.): *Bundestagsdrucksache*, Nr. 16/10770, 30.10.2008, Berlin.
- Cigno, A., J. Ermisch (1989): A Microeconomic Analysis of the Timing of Births, *European Economic Review*, Vol. 33, No. 4, pp. 737-760.

- Doeringer, P. B., M. J. Piore (1971): *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, D.C. Heath and Company, Lexington MA.
- Dustmann, C., M. E. Rochina-Barrachina (2007): Selection correction in panel data models: An application to the estimation of females' wage equations, *Econometrics Journal*, Vol. 10, pp. 263-293.
- Eichhorst, W. et al. (2007): *Vereinbarkeit von Familie und Beruf im internationalen Vergleich*, Verlag Bertelsmann Stiftung, Gütersloh.
- Franz, W. (2003): *Arbeitsmarktökonomik*, 5. Aufl., Verlag Springer, Berlin / Heidelberg / New York.
- Frey, D., S. Greif (1987): *Sozialpsychologie: ein Handbuch in Schlüsselbegriffen*, 2. Aufl., Psychologie-Verlags-Union, München/Weinheim.
- Frick, J. R., T. Schneider (2005): *Biography and Life History Data in the German Socio Economic Panel (Up to Wave U, 2004)*, DIW, Berlin.
- Frietsch, R., H. Wirth (2001): Die Übertragung der Magnitude-Prestigeskala von Wegener auf die Klassifizierung der Berufe, *ZUMA-Nachrichten* 48, (Jg. 25), S. 139-163.
- Galler, H. P. (1991): Opportunitätskosten der Entscheidung für Familie und Haushalt, in: S. Gräbe (Hrsg.): *Der private Haushalt als Wirtschaftsfaktor*, Verlag Campus, Frankfurt am Main/New York.
- Görlich, D., A. de Grip (2007): Human Capital Depreciation During Family-related Career Interruptions in Male and Female Occupations, *Kiel Working Paper*, No. 1379, IfW, Kiel.
- Greene, W. H. (2000): *Econometric Analysis*, 4<sup>th</sup> ed., Prentice Hall International, London et al.
- Gronau, R. (1973): The Intrafamily Allocation of Time: The Value of the Housewife's Time, *American Economic Review*, Vol. 63, pp. 634-651.
- (1977): Leisure, Home Production, and Work: The Theory of the Allocation of Time revisited, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6, pp. 1099-1123.
- Gustafsson, S. S., C. M. M. P. Wetzels (2000): Optimal Age for First Birth: Germany, Great Britain, the Netherlands and Sweden, in: S. S. Gustafsson, D. E. Meulders (eds.): *Gender and the Labour Market. Econometric Evidence of Obstacles to Achieving Gender Equality*, Applied Econometrics Association Series, MacMillan Press, London.
- Gustafsson, S. (2003): Optimal age at motherhood. Theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe, in: K. F. Zimmermann, M. Vogler (eds.), *Family, Household and Work*, Verlag Springer, Berlin/Heidelberg.
- Gustafsson, S. S., E. Kenjoh, C. M.M.P. Wetzels (2002): Postponement of Maternity and the Duration of Time Spent at Home after First Birth: Panel Data

- Analyses Comparing Germany, Great Britain, the Netherlands and Sweden, in: OECD Directorate for Employment, Labour and Social Affairs (ed.): *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 59, Paris.
- Haisken-DeNew, J. P., J. R. Frick (2003), Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP).
- Hanefeld, U. (1987): Das Sozioökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption, *Dissertation*, Verlag Campus, Frankfurt/Main/New York.
- Happel, S. K., J. K. Hill, S. A. Low (1984): An Economic Analysis of the Timing of Childbirth, *Population Studies*, Vol. 38, pp. 299-311.
- Hausman, J. A. (1978): Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251-1272.
- Hausman, J. A., W. E. Taylor (1981): Panel Data and Unobservable Individual Effects, *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, pp. 1377-1398.
- Heckman, J. J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, Vol. 47, pp. 153-161.
- Helberger, C. (1984): Humankapital, Berufsbiographie und die Einkommen von Männern und Frauen, *Arbeitspapiere des SFB 3 „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“*, Nr. 129, J. W. Goethe-Universität Frankfurt und Universität Mannheim, Frankfurt am Main/Mannheim.
- Henneberger, F., C. Kaiser (2000): Die Auswirkungen der Globalisierung auf die Segmente des Arbeitsmarktes. Welthandel, multinationale Unternehmen und Lohnsetzung, *Forschungsplattform Alexandria der Universität St. Gallen*, 01.02.2000.
- Hewitson, G. (2002): Domestic labour, neoclassical economics and gender identity: an overview, in: La Trobe University, Department of Economics and Finance (ed.), *Working Papers*, Series A 02.01, Bundoora Victoria 3086, Australia.
- Hotz, V. J. (2007): The Economics of Fertility in Developed Countries: A Survey, *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1A, pp. 276-347.
- Hsiao, C. (1986; 2003): *Analysis of Panel Data*, (1<sup>st</sup>, 2<sup>nd</sup> ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- Kennedy, P. (2003): *A Guide to Econometrics*, 5<sup>th</sup> ed., Blackwell Publ., Malden, MA et al.
- Klevmarcken, A. (1999): Microeconomic Analysis of Time Use Data: Did We Reach the Promised Land?, in: J. Merz, M. Ehling (eds.): *Time-Use – Research, Data and Policy*, Baden-Baden, pp. 424-456.
- Koch, I., H. Meinken (2003): Das Beschäftigtenpanel der Bundesanstalt für Arbeit, in: Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung der Universität zu Köln (Hrsg.): *ZA-Information*, Nr. 52, Mai 2003.



- Kohler, U., F. Kreuter (2006): *Datenanalyse mit Stata*, 2. Aufl., Verlag Oldenbourg, München.
- Kunze, A. (2002): The Timing of Careers and Human Capital Depreciation, *Discussion Paper*, No. 509, IZA, Bonn.
- Kunze, A., M. Ejrnaes (2004): Wage Dips and Drops around First Birth, *Discussion Paper*, No. 1011, IZA, Bonn.
- Lauk, M., S. Meyer (2004): Frauen, Männer und die Hausarbeit, *Darmstadt Discussion Papers in Economics des Instituts für Volkswirtschaftslehre*, Nr. 125, Technische Universität, Darmstadt.
- Lazear, E. P. (1981): Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions, *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 606-620.
- Lewbel, A. (2003): Endogenous Selection or Treatment Model Estimation, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 127-135.
- Lee, L. F., G. S. Madalla, R. P. Trost (1980): Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equation Models with Selectivity, *Econometrica*, Vol. 48, pp. 491-503.
- Licht, G., V. Steiner (1991a): Stichprobenselektion, unbeobachtete Heterogenität und Humankapitaleffekte bei der Schätzung von Lohnfunktionen mit Paneldaten, in: U. Rendtel, G. Wagner (Hrsg.): *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*, Projektgruppe „Das sozio-ökonomische Panel“ im DIW Berlin, Sozio-ökonomische Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland, Band 4, Verlag Campus, Frankfurt/New York, S. 100-134.
- (1991b): Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment, and Human-Capital Accumulation in Germany, *Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe des Instituts für Volkswirtschaftslehre*, Beitrag Nr. 65, Universität Augsburg, Augsburg.
- (1992): Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen, *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 209, Nr. 3-4, S. 241-265.
- Lindbeck, A., D. J. Snower (1988): Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach, *American Economic Review*, Vol. 78, pp. 167-188.
- Littmann-Werli, S., R. Schubert (2002): Frauen in Führungspositionen: Ist die gläserne Decke diskriminierend?, in: O. Fabel, R. M. Nischik (Hrsg.): *Femina Oeconomica: Frauen in der Ökonomie*, S. 107-123.
- Lundberg, S. J., R. A. Pollak (2003): Efficiency in Marriage, *Review of Economics of the Household*, Vol. 1, No. 3, pp. 153-167.
- Malathy, R. (1994): Education and Women's Time Allocation to Non-Market Work in an Urban Setting in India, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 42, No. 4, pp. 743-60.

- Mc Fadden, D. (1973): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, in: P. Zarempka (Hrsg.): *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York.
- Merchel, J. et al. (2003): Kinder- und Jugendhilfe im Reformprozess, in: Sachverständigenkommission Elfter Kinder- und Jugendbericht (Hrsg.): *Materialien zum Elften Kinder- und Jugendbericht*, Band 2, Verlag Deutsches Jugendinstitut, München.
- Mincer, J. (1962): 'Laborforce Participation of Married Women', in: H. G. Lewis (ed.): *Aspects of Labor Economics*, Washington: National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, Princeton NJ, pp. 67-82.
- (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Bureau of Economic Research, Columbia University Press, New York.
- Mincer, J., S. Polachek (1974): Family Investments in Human Capital: Earnings of Women, *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, pp. 76-108.
- Mincer, J., H. Ofek (1982): Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital, *The Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 1, pp. 2-24.
- Moffitt, R. (1984): Optimal Life-Cycle Profiles of Fertility and Labor Supply, *Research in Population Economics*, Vol. 5, pp. 29-50.
- Ott, N. (1992): *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*, Verlag Springer, Berlin.
- (1995): Fertility and Division of Work in the Family – A game theoretic model of household decisions, in: E. Kuiper, J. Sap (eds.), *Out of the Margin. Feminist Perspectives on economics*, pp. 80-99.
- (2002): The Economics of Gender – Der neoklassische Erklärungsansatz zum Geschlechterverhältnis, in: O. Fabel, R. M. Nischik (Hrsg.): *Femina Oeconomica: Frauen in der Ökonomie*, S. 33-66.
- Plicht, H., K. Schober, F. Schreyer (1994): Zur Ausbildungsinadäquanz der Beschäftigung von Hochschulabsolventinnen und –absolventen. Versuch einer Quantifizierung anhand der Mikrozensen 1985-1991, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 3.
- Polachek, S. W. (1981): Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 1, pp. 60-69.
- Polachek, S. W., W. S. Siebert (1993): *The Economics of Earnings*, Cambridge University Press.
- Pollak, R. A. (2003): Gary Becker's Contributions to Family and Household Economics, *Review of Economics of the Household*, Vol. 1, No. 1, pp. 111-141.
- Sengenberger, W. (1979): Zur Dynamik der Arbeitsmarktsegmentierung, in: C. Brinkmann, J. Köhl, R. Schultz-Wild et al. (Hrsg.): *Arbeitsmarktsegmentation*

- Theorie und Therapie im Lichte der empirischen Befunde, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nr. 33, Nürnberg.
- (1987): Struktur und Funktionsweise von Arbeitsmärkten: Die Bundesrepublik Deutschland im internationalen Vergleich, Verlag Campus, Frankfurt am Main/New York.
- Spence, M. (1973): Job Market Signalling, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3, pp. 355-374.
- Statistisches Bundesamt (2007): Familienland Deutschland. Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 22. Juli 2008 in Berlin, Berlin/Wiesbaden.
- (2009a): Im Blickpunkt: Jugend und Familie in Europa, Wiesbaden.
- (2009b): Verdienste und Arbeitskosten 2008. Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 13. Mai 2009 in Berlin, Berlin/Wiesbaden.
- (2009c): Kinderlosigkeit nimmt zu, Pressemitteilung vom 29.07.2009, Berlin/Wiesbaden.
- Tivig, T., P. Hetze (2007): Deutschland im Demografischen Wandel, Rostocker Zentrum zur Erforschung des Demografischen Wandels.
- Van Ham, M., F. Büchel (2004a): Unwilling or Unable? Spatial, Institutional and Socio-Economic Restrictions on Female's Labor Market Access, *Discussion Paper*, No. 1034, IZA, Bonn.
- (2004b): Females Willingness to Work and the Discouragement Effect of a Poor Local Childcare Provision, *Discussion Paper*, No. 1220, IZA, Bonn.
- Von Auer, L. (2007): Ökonometrie. Eine Einführung, 4. Aufl., Verlag Springer, Berlin/Heidelberg.
- Walker, J. R. (1995): The effect of public policies on recent Swedish fertility behavior, *Journal of Population Economics*, Vol. 8, pp. 223-251.
- Wegener, B. (1985): Gibt es Sozialprestige?, *Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 14, Heft 3, Juni, S. 209-235.
- (1988): Kritik des Prestiges, Westdeutscher Verlag, Opladen.
- Wirth, H., K. Dümmler (2004): Zunehmende Tendenz zu späteren Geburten und Kinderlosigkeit bei Akademikerinnen. Eine Kohortenanalyse auf Basis von Mikrozensusdaten, *Informationsdienst Soziale Indikatoren (ISI)*, Ausgabe 32.
- Wolf, E. (1994): Time use in child care and housework and the total cost of children, *Journal of Population Economics*, Vol. 7, pp. 287-306.
- Ziefle, A. (2004): Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs: Eine empirische Analyse der kurz- und längerfristigen Folgen für den Karriereverlauf von Frauen, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Vol. 56, Nr. 2, S. 213-231.

## Internet-Ressourcen

(Hinweis: Die dem Titel nachfolgenden, durch Komma von diesem abgetrennten Angaben dienen jeweils der Auffindung des Pfades nach Aktivierung des Links.)

Bundesministerium der Justiz (Startseite): Gesetzestext des Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetzes (BEEG), Abschnitt 1/ Elterngeld.

<http://bundesrecht.juris.de/beeg/index.html>

Deutsche Bundesbank (Startseite am 27.5.2009): Tageswerte der Umlaufrenditen inländ. Inhaberschuldverschreibungen/ Börsennotierte Bundeswertpapiere mit Restlaufzeit über 15 bis 30 Jahre, Statistik/ Zinsen, Renditen/ Zeitreihen.

[http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?open=zinsen&func=row&tr=WT9555](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?open=zinsen&func=row&tr=WT9555)

Giesecke, J. (2003): Einkommensanalysen mit Paneldaten. *Vortrag zum STATA User-Meeting August 2003*, Humboldt-Universität zu Berlin.

<http://www.stata.com/meeting/1german/giesecke.ppt>

Hoßmann, I., S. Kröhnert, R. Klingholz (2009): Kleine Erfolge. Auch wenn es in Deutschland 2008 weniger Nachwuchs gab: Die Menschen bekommen wieder mehr Kinder – vor allem im Osten der Republik.

[www.berlin-institut.org](http://www.berlin-institut.org)

Statistisches Bundesamt (Startseite): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, Statistik von A-Z.

[http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/abisz/Einkommens\\_Verbrauchsstichprobe,templateId=renderPrint.psml](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/abisz/Einkommens_Verbrauchsstichprobe,templateId=renderPrint.psml)

Statistisches Bundesamt (Startseite): Jahr 2006: Frauen verdienen 23% weniger als Männer, Verdienste und Arbeitskosten/Bruttoverdienste.

[http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/VerdiensteArbeitskosten/Aktuell\\_2,templateId=renderPrint.psml](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/VerdiensteArbeitskosten/Aktuell_2,templateId=renderPrint.psml)

Statistisches Bundesamt (Startseite), Mikrozensus, Statistik von A-Z.

<http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/abisz/Mikrozensus,templateId=renderPrint.psml>

Statistisches Bundesamt: Veränderungsraten des HVPI gegenüber Vorjahr, Genesis-Online-Datenbank.

<https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/logon>

Statistisches Bundesamt: Verdienste und Arbeitskosten/Bruttoverdienste, Genesis-Online-Datenbank.

<https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/logon>

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung/ Deutsche Forschungsgemeinschaft (Startseite): Datensätze Deutschland, Links.

<http://kooperationen.zew.de/de/dfgflex/links/datensaetze-deutschland.html>

## SOZIALÖKONOMISCHE SCHRIFTEN

Herausgegeben von Professor Dr. Dr. h.c. Bert Rürup und  
Professor Dr. Werner Sesselmeier

- Band 1 Marietta Jass: Erfolgskontrolle des Abwasserabgabengesetzes. Ein Konzept zur Erfassung der Gesetzeswirkungen verbunden mit einer empirischen Untersuchung in der Papierindustrie. 1990.
- Band 2 Frank Schulz-Nieswandt: Stationäre Altenpflege und "Pflegenotstand" in der Bundesrepublik Deutschland. 1990.
- Band 3 Helmut Böhme, Alois Peressin (Hrsg.): Sozialraum Europa. Die soziale Dimension des Europäischen Binnenmarktes. 1990.
- Band 4 Stephan Ruß: Telekommunikation als Standortfaktor für Klein- und Mittelbetriebe. Telekommunikative Entwicklungstendenzen und regionale Wirtschaftspolitik am Beispiel Hessen. 1991.
- Band 5 Reinhard Grünewald: Tertiärisierungsdefizite im Industrieland Bundesrepublik Deutschland. Nachweis und politische Konsequenzen. 1992.
- Band 6 Bert Rürup, Uwe H. Schneider (Hrsg.): Umwelt und Technik in den Europäischen Gemeinschaften. Teil I: Die grenzüberschreitende Entsorgung von Abfällen. Bearbeitet von: Thomas Kemmler, Thomas Steinbacher. 1993.
- Band 7 Mihai Nedelea: Erfordernisse und Möglichkeiten einer wachstumsorientierten Steuerpolitik in Rumänien. Dargestellt am Beispiel der Textil- und Bekleidungsindustrie. 1995.
- Band 8 Andreas Schade: Ganzjährige Beschäftigung in der Bauwirtschaft – Eine Wirkungsanalyse. Analyse und Ansätze für eine Reform der Winterbauförderung. 1995.
- Band 9 Frank Schulz-Nieswandt: Ökonomik der Transformation als wirtschafts- und gesellschaftspolitisches Problem. Eine Einführung aus wirtschaftsanthropologischer Sicht. 1996.
- Band 10 Werner Sesselmeier, Roland Klopffleisch, Martin Setzer: Mehr Beschäftigung durch eine Negative Einkommensteuer. Zur beschäftigungspolitischen Effektivität und Effizienz eines integrierten Steuer- und Transfersystems. 1996.
- Band 11 Sylvia Liebler: Der Einfluß der Unabhängigkeit von Notenbanken auf die Stabilität des Geldwertes. 1996.
- Band 12 Werner Sesselmeier: Einkommenstransfers als Instrumente der Beschäftigungspolitik. Negative Einkommensteuer und Lohnsubventionen im Lichte moderner Arbeitsmarkttheorien und der Neuen Institutionenökonomik. 1997.
- Band 13 Stefan Lorenz: Der Zusammenhang von Arbeitsgestaltung und Erwerbsleben unter besonderer Berücksichtigung der Erwerbstätigkeiten von Frauen und Älteren. 1997.
- Band 14 Volker Ehrlich: Arbeitslosigkeit und zweiter Arbeitsmarkt. Theoretische Grundlagen, Probleme und Erfahrungen. 1997.
- Band 15 Philipp Hartmann: Grenzen der Versicherbarkeit. Private Arbeitslosenversicherung. 1998.
- Band 16 Martin Setzer, Roland Klopffleisch, Werner Sesselmeier: Langzeitarbeitslose und Erster Arbeitsmarkt. Eine kombinierte Strategie zur Erhöhung der Wiederbeschäftigungschancen. 1999.
- Band 17 Dorothea Wenzel: Finanzierung des Gesundheitswesens und Interpersonelle Umverteilung. Mikrosimulationsuntersuchung der Einkommenswirkung von Reformvorschlägen zur GKV-Finanzierung. 1999.

- Band 18 Ingo Schroeter: Analyse und Bewertung der intergenerativen Verteilungswirkungen einer Substitution des Umlage- durch das Kapitalstocksverfahren zur Rentenfinanzierung. 1999.
- Band 19 Roland Klopffleisch: Fiskalische Konsequenzen der Europäischen Währungsunion. Die Veränderung des Seigniorage und dessen Bedeutung für die nationalen EWU-11 Haushalte. 2000.
- Band 20 Klaus Heubeck, Bert Rürup: Finanzierung der Altersversorgung des öffentlichen Dienstes. Probleme und Optionen. 2000.
- Band 21 Manon Pigeau: Der Einfluß der Arbeitszeit auf die Erwerbsbeteiligung von Frauen. Empirische Befunde, mikroökonomische Modellierung und politische Konsequenzen. 2002.
- Band 22 Carsten Müller: Existenzgründungshilfen als Instrument der Struktur- und Beschäftigungspolitik. 2002.
- Band 23 Stefan Lewe: Wachstumseffiziente Unternehmensbesteuerung. 2003.
- Band 24 Robert Coppik: Transformationsansatzes zur Substitution des kameralen, inputorientierten Budgetkreislaufs der öffentlichen Verwaltung in einen outputorientierten Budgetkreislauf. 2010.
- Band 25 Alexander Meindel: Intergenerative Verteilungswirkung beim Übergang zu einer nachgelagerten Rentenbesteuerung. 2004.
- Band 26 Jochen Gunnar Jakob: Das Äquivalenzprinzip in der Alterssicherung. 2004.
- Band 27 Tobias Fehr: Recht des außerbörslichen Aktienhandels vor dem Hintergrund des Rechts des börslichen Aktienhandels. Das Kapitalmarktszenario für kapitalmarktaktive Aktiengesellschaften, deren Unternehmensführungen und aktuelle und potentielle Aktionäre und für Wertpapierdienstleister. 2006.
- Band 28 Stefan Fetzter: Zur nachhaltigen Finanzierung des gesetzlichen Gesundheitssystems. 2006.
- Band 29 Oliver Ehrentraut: Alterung und Altersvorsorge. Das deutsche Drei-Säulen-System der Alterssicherung vor dem Hintergrund des demografischen Wandels. 2006.
- Band 30 Martin Debus: Arbeitsmarkteffekte des demografischen Wandels. 2007.
- Band 31 Jens Hujer: Regionalökonomische Effekte von Flughäfen. 2008.
- Band 32 Zulia Gubaydullina: Nicht-monetäre Inflationsursachen in Russland. Eine empirische Analyse. 2008.
- Band 33 Jasmin Häcker: Die Soziale Pflegeversicherung: Eine Generationenbilanz. 2008.
- Band 34 Christina Benita Wilke: German Pension Reform. On Road Towards a Sustainable Multi-Pillar System. 2009.
- Band 35 Stefan Pfaffenbach: Nachhaltigkeit in der Gesetzlichen Rentenversicherung – Was leistet die kinderzahlabhängige Rente. 2009.
- Band 36 Anabell Kohlmeier: Die Ausweitung des Versichertenkreises der Gesetzlichen Rentenversicherung. Bestimmungsgründe und Verteilungswirkungen. 2009.
- Band 37 Matthias Heidler: Reformen der gesetzlichen Rentenversicherung: Politisches Risiko und intergenerative Umverteilung. 2009.
- Band 38 Anna Rosinus: Vermögensdekonzentration und Mitarbeiterkapitalbeteiligungsgesetz. 2009.
- Band 39 Gabriele Somaggio: Start mit Hindernissen. Eine theoretische und empirische Analyse der Ursachen von Arbeitslosigkeit nach der dualen Berufsausbildung. 2009.
- Band 40 Johannes Kalusche: Ausmaß und Stärke der automatischen Stabilisatoren in Deutschland vor dem Hintergrund der jüngsten Steuer- und Sozialreformen. 2010.

- Band 41 Nicolas Gatzke: Public Private Partnerships und öffentliche Verschuldung. PPP-Modelle im Licht deutscher und europäischer Verschuldungsregeln und ihre Transparenz in den öffentlichen Haushalten. 2010.
- Band 42 Olaf Weddige: Measuring Public Pension Liabilities in the European Union. 2011.
- Band 43 Christina Boll: Lohnneinbußen von Frauen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen. Der Schattenpreis von Kindern und dessen mögliche Auswirkungen auf weibliche Spezialisierungsentscheidungen im Haushaltszusammenhang. Eine quantitative Analyse auf Basis von SOEP-Daten. 2011.

[www.peterlang.de](http://www.peterlang.de)

Ingelore Welpé / Britta Thege

# Karriereagenda für Frauen

## Wie Geschlecht und Kommunikation über den Karriereerfolg entscheiden

Frankfurt am Main, Berlin, Bern, Bruxelles, New York, Oxford, Wien, 2011.  
104 S., zahlr. Tab. und Graf.

Angewandte Genderforschung. Herausgegeben von Ingelore Welpé. Bd. 5  
ISBN 978-3-631-59556-5 · br. € 19,80\*

Frauen streben heute selbstverständlich Berufskarrieren an, doch trotz aller individuellen Leistungen und Chancengleichheitsprogramme gibt es nach wie vor in der Arbeitswelt die gläsernen Decken für Frauen und gläsernen Rolltreppen für Männer auf dem Weg in hohe Führungspositionen. *Karriereagenda für Frauen* untersucht subtil wirkende Faktoren, die Unterschiede zwischen männlichen und weiblichen Berufskarrieren erzeugen und geht Zusammenhängen zwischen Gender, Kommunikation und Karriereerfolgen von Frauen an entscheidenden Schlüsselstellen im Karriereprozess nach. Für realitätsgerechtere und erfolgreichere Karrierestrategien werden praxisbezogene Empfehlungen für Frauen gegeben.

*Aus dem Inhalt:* Theoretische Perspektiven auf Berufskarrieren · Berufskarrieren, Genderlogik und Chancengleichheit im Unternehmen · Gender und Kommunikation · Schlüsselstellen im Karriereprozess · Empfehlungen für den Karriereerfolg



Frankfurt am Main · Berlin · Bern · Bruxelles · New York · Oxford · Wien  
Auslieferung: Verlag Peter Lang AG  
Moosstr. 1, CH-2542 Pieterlen  
Telefax 0041 (0) 32/376 17 27

\*inklusive der in Deutschland gültigen Mehrwertsteuer  
Preisänderungen vorbehalten

Homepage <http://www.peterlang.de>