

Boll, Christina

**Working Paper**

Lohneinbußen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen:  
Fertilitätstheoretische Einordnung, Quantifizierung auf Basis von SOEP-  
Daten und familienpolitische Implikationen

HWWI Research Paper, No. 1-19

**Provided in Cooperation with:**

Hamburg Institute of International Economics (HWWI)

*Suggested Citation:* Boll, Christina (2009) : Lohneinbußen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen: Fertilitätstheoretische Einordnung, Quantifizierung auf Basis von SOEP-Daten und familienpolitische Implikationen, HWWI Research Paper, No. 1-19, Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI), Hamburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/48261>

**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.*



Hamburgisches  
WeltWirtschafts  
Institut

# Lohneinbußen durch geburts- bedingte Erwerbsunterbrechungen – fertilitätstheoretische Einordnung, Quantifizierung auf Basis von SOEP-Daten und familienpolitische Implikationen

Christina Boll

**HWWI Research**

Paper 1-19  
des

HWWI-Kompetenzbereiches  
Wirtschaftliche Trends

Christina Boll  
Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI)  
Heimhuder Str. 71 | 20148 Hamburg  
Tel +49 (0)40 34 05 76 - 668 | Fax +49 (0)40 34 05 76 - 776  
boll@hwwi.org

HWWI Research Paper  
Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI)  
Heimhuder Str. 71 | 20148 Hamburg  
Tel +49 (0)40 34 05 76 - 0 | Fax +49 (0)40 34 05 76 - 776  
info@hwwi.org | www.hwwi.org  
ISSN 1861-504X

Redaktion:  
Thomas Straubhaar (Vorsitz)  
Michael Bräuninger

© Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI) | Januar 2009  
Alle Rechte vorbehalten. Jede Verwertung des Werkes oder seiner Teile  
ist ohne Zustimmung des HWWI nicht gestattet. Das gilt insbesondere  
für Vervielfältigungen, Mikroverfilmung, Einspeicherung und Verarbei-  
tung in elektronischen Systemen.

**Christina Boll**

Lohneinbußen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen -

fertilitätstheoretische Einordnung,

Quantifizierung auf Basis von SOEP-Daten

und familienpolitische Implikationen

## Einleitung und Aufbau des Papers<sup>1</sup>

Die hier referierte Untersuchung hat zum Ziel, die Auswirkungen von Erwerbsunterbrechungen von Frauen im Zusammenhang mit der Geburt ihres ersten Kindes auf die Lohnentwicklung der Frau in ihrem weiteren Erwerbsverlauf zu berechnen. Auf Basis dieser Ergebnisse sollen sowohl ein Erklärungsbeitrag zum Fertilitätsverhalten deutscher Frauen geleistet als auch Ansatzpunkte für familienpolitische Instrumente aufgezeigt werden, die geburtsbedingten Lohneinbußen zu vermindern.

Der – zumindest für Westdeutschland auf Grund der „mageren“ institutionellen Kinderbetreuungsinfrastruktur in den ersten drei Lebensjahren noch immer enge – Zusammenhang zwischen Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidungen lässt Rückschlüsse auf die Opportunitätskosten von Kindern zu: Entgangene Lohneinkommen sind ein Teil des Kinderpreises, den Frauen zahlen, wenn sie – betreuungsbedingt – zumindest befristet aus dem Erwerbsleben aussteigen. Betrachtet man Kinder als normales Gut, wird die Nachfrage nach Kindern daher nicht nur einkommensseitig, sondern auch über den Substitutionseffekt dieses Schattenpreises beeinflusst, wobei zwischen dem unmittelbaren Lohnausfall während der Erwerbsunterbrechung einerseits und den mittelbaren Lohneinbußen, die sich auf Grund der Humankapitaleffekte der Unterbrechung ergeben, andererseits unterschieden werden muss.

Dem Paper wird eine *Zusammenfassung* vorangestellt. Der sich daran anschließende Aufbau ist wie folgt:

In *Abschnitt I* werden im Kontext dynamischer Fertilitätsmodelle die von Lohneinbußen ausgehenden Vorzieh- bzw. Aufschiebungseffekte der Geburtenentscheidung umrissen. Im Zusammenhang mit den Timing-Effekten der übrigen Kindernachfrage-Determinanten erscheint es theoretisch möglich, dass das Elterngeld in seiner jetzigen Form – entgegen der politischen Absicht – Anreize zu einer weiteren zeitlichen Verzögerung von Geburtenentscheidungen bietet. Zusätzlich wird die erwerbsbiografisch bedingte Bruttolohnentwicklung der Mutter auch in den Kontext von Bargaining-Modellen gestellt, die die Frage des „Ob“ der Geburt und des damit einhergehenden asymmetrischen Spezialisierungsrisikos der Frau thematisieren, wobei nicht die Summe barwertiger Lohnverluste, sondern der sich im aktuell erzielbaren Marktlohnsatz spiegelnde Drohpunkt aus individueller Sicht Nutzen bestimmend sowohl inner- als auch außerhalb der Partnerschaft und damit für die Zeitallokationsentscheidung der Frau relevant ist.

---

<sup>1</sup> Das Paper basiert auf der laufenden Dissertation der Autorin an der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel.

In den *Abschnitten II-IV* wird das Konzept der Berechnung der Lohneinbußen dargestellt.

Dabei werden in *Abschnitt II* zunächst das theoretische Modell, die Datenbasis und die Regressionsergebnisse dargelegt: Die Erklärung der Lohnentwicklung fußt hier auf der Humankapitaltheorie, die den Lohn als Ertragsrate des eingesetzten Humankapitalstocks einer Person definiert, wobei Schulausbildung und Berufserfahrung als verschiedene Formen der Humankapitalinvestition angesehen werden. Auf der Basis einer abgewandelten Form der Mincer-Einkommensfunktion (Mincer, 1974)<sup>2</sup> werden Lohnregressionen mit SOEP-Daten durchgeführt, und zwar sowohl als Pooled OLS, als auch als Random Effects- und Fixed Effects-Schätzungen, jeweils mit Selektionskorrektur. Dabei wird aus darzulegenden Gründen den Random Effects-Schätzungen der Vorzug gegeben. Die geschätzten Korrelationskoeffizienten der erklärenden Variablen geben Aufschluss über Lohnprämien verschiedener Formen von Berufserfahrung und Schulbildung sowie Lohnstrafen von in Art, Dauer und Zeitpunkt differierenden Erwerbsunterbrechungen.

Aufbauend auf den Regressionsergebnissen von *Abschnitt II* wird in *Abschnitt III* das Konzept der Lohnsimulationen für hypothetische Erwerbsverläufe vorgestellt. Diese Simulationen werden für drei Qualifikationsgruppen durchgeführt und erlauben - in *Abschnitt IV*, mittels eines durchgängigen Erwerbsverlaufs als Referenz - die Berechnung der Lohnverluste von Erwerbsunterbrechungs-Entscheidungen, sowohl in Euro als auch anteilig (bezogen auf die maximale bildungsspezifische Lohnsumme). Zusätzlich wird die Verlustberechnung auch auf Stundenlohnbasis durchgeführt. Dabei wird zwischen abschreibungsbedingten Lohneinbußen und entgangenen Erträgen aus nicht getätigten Humankapitalinvestitionen während der Unterbrechung unterschieden. Neben der Lohndiskrepanz zum Wiedereinstiegszeitpunkt wird der Umfang von Aufholeffekten und schließlich die zum 45. Lebensjahr verbleibende Lohnlücke zur Referenzfrau berechnet.

In *Abschnitt V* werden mögliche familienpolitische Implikationen aus den Untersuchungsergebnissen erörtert.

---

<sup>2</sup> vgl. Mincer (1974) sowie Mincer/ Ofek (1982)

## Gliederung

<b>Zusammenfassung</b>	5
<b>Abschnitt I <i>Lohneinbußen im Kontext von Fertilitäts- und Bargaining-Modellen</i></b>	<b>8</b>
I.1 <i>Einordnung von Lohnverlusten in dynamische Fertilitätsmodelle</i>	8
I.2 <i>Bargaining-Modelle als alternativer Erklärungsansatz für     Zeitallokations- und Spezialisierungsentscheidungen</i>	11
<b>Abschnitt II <i>Lohnregressionen auf Basis der Humankapitaltheorie</i></b>	<b>12</b>
II.1 <i>Modellspezifikation</i>	12
II.2 <i>Datenbasis</i>	14
II.3 <i>Variablengenerierung</i>	15
II.4 <i>Regressionsergebnisse</i>	17
<b>Abschnitt III <i>Simulation von Lohn-Alters-Profilen</i></b>	<b>24</b>
III.1 <i>Bildungstypen, bildungsspezifische Kontrollvariablen und     Beschäftigungswahrscheinlichkeit</i>	24
III.2 <i>Hypothetische Erwerbsverläufe: Erwerbseinstiegsalter,     Unterbrechungszeitpunkte und –muster, Simulationshorizont</i>	25
III.3 <i>Beispielhafte Lohn-Alters-Profile</i>	26
<b>Abschnitt IV <i>Berechnung von Lohneinbußen durch Erwerbsunterbrechungen</i></b>	<b>28</b>
IV.1 <i>Lohneinbußen als Diskrepanz im Bruttostundenlohn</i>	29
IV.1.1 <i>Einbußen zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs</i>	34
IV.1.2 <i>Einbußen im weiteren Erwerbsverlauf</i>	36
IV.2 <i>Lohneinbußen als verlorener Anteil an der möglichen Lohnsumme</i>	37
<b>Abschnitt V <i>Familienpolitische Implikationen aus den Berechnungen</i></b>	<b>41</b>
Literaturverzeichnis	44

## **Zusammenfassung**

Entgangene Lohneinkommen sind ein Teil des Kinderpreises, den Frauen zahlen, wenn sie betreuungsbedingt – zumindest befristet – ihre Vollzeitbeschäftigung unterbrechen. Wird der Lohnsatz als Ertragsrate des eingesetzten Humankapitalstocks verstanden, lassen sich aus Regressionen des Lohnsatzes auf die Erwerbsbiografie Rückschlüsse auf die **Lohnprämien von Erwerbserfahrung** sowie die **Lohnstrafen von Unterbrechungen** ziehen. Basierend auf 3.255 Lohnbeobachtungen eines Samples westdeutscher Frauen im Alter von 16-55 Jahren, das aus dem Datensatz des Deutschen Sozio-ökonomischen Panels (GSOEP) der Wellen 1984-2005 gewonnen wurde ergaben die Schätzungen von Pooled OLS-, Dummyvariablen- und Random Effects-Modellen mit Selektionskorrektur folgende Resultate:

- Der Markt vergütet aktuelle Vollzeittätigkeit wesentlich höher als frühere Vollzeitjahre vor einer Erwerbsunterbrechung.
- Dabei wird das Humankapital stärker durch eine nachfolgende Auszeit- als durch eine nachfolgende Teilzeitphase entwertet.
- Während einer Teilezeitphase wächst der Lohn kaum.
- Eine Auszeit wird im ersten Wiedereinstiegsjahr mit deutlichen Lohnabschlägen bestraft.
- Die Lohnstrafe fällt dabei noch höher aus, wenn es sich um eine geburtsbedingte Auszeit handelt.
- Die Lohnstrafe einer Auszeit verjährt jedoch schneller als jene von (registrierter) Arbeitslosigkeit.

Da für einen möglichen Arbeitgeberwechsel in der Untersuchung nicht gesondert kontrolliert wird, ist dieses Risiko in den Löhnen bereits eingepreist. Die Lohnstrafen geben also den *durchschnittlich* zu erwartenden Lohnverlust auf Basis der Beobachtungen im Datensatz an.

Anhand der gewonnenen Regressionskoeffizienten wurden - für jeweils drei Qualifikationstypen - in Art, Dauer und Zeitpunkt differierende hypothetische Erwerbs- und Lohnverläufe simuliert. Dabei fungierte das jeweilige Lohnprofil der durchgängig in Vollzeit beschäftigten Frau gleicher Bildung als Vergleichsmaßstab. Die Erstgeburt erfolgt entweder im 28., 32. oder 36. Lebensjahr der Frau; hinsichtlich des Musters hat sie die Wahl zwischen einer relativ kurzen („Kindergartenmuster“) oder einer längeren Unterbrechung („Grundschulmuster“). Der Simulationshorizont wurde – zum Zwecke einer hohen Anbindung der konstruierten Verläufe an die Häufigkeitsver-



teilung im Datensatz – auf das 45. Lebensjahr festgesetzt. Auf Grund der existenten Individualeffekte scheiden Pooled OLS-Schätzungen als Simulationsbasis aus; bezüglich der Panelschätzungen stecken die DVM-Schätzungen den oberen und die Random Effects-Schätzungen den unteren Rand des Korridors der Lohneinbußen ab. Es wird den vorsichtigen RE-Schätzungen der Vorzug gegeben (zumal die Aussagekraft des Hausman-Tests für den vorliegenden Datensatz eingeschränkt ist).

Die Lohneinbußen werden zum einen als Einbußen im Bruttolohn pro Stunde, zum anderen als verlorene (Bruttojahres-) Lohnsumme bis zum 45. Lebensjahr berechnet, um die impliziten Kinderkosten aus unterschiedlichen, für die Geburtsentscheidung relevanten Blickwinkeln zu betrachten.

Die **Lohnlücke pro Stunde** gegenüber der Referenzfrau kann als Spezialisierungsrisiko der mütterlichen Eigenbetreuung angesehen werden. In der Logik dynamischer Bargaining-Modelle, in denen die Einkommenserzielungskapazität als Drohpunkt für die innereheliche Güterdistribution und Zeitallokation fungiert, führt die Antizipation solcher Risiken seitens der Frau zum Verzicht auf bzw. zur Hinauszögerung von Geburten. Wie die Berechnungen zeigen, steigt die Lohnlücke mit dem Bildungsgrad: Insbesondere Akademikerinnen fällt es schwer, die zum Wiedereinstiegszeitpunkt erlittenen Verluste in den Folgejahren wieder aufzuholen. Allerdings können Frauen mit Hochschulabschluss diese Aufholeffekte durch Hinauszögerung der Erstgeburt verbessern, da dadurch nicht nur die zur Aufholung verbleibende Zeitspanne verkürzt wird, sondern zugleich – was für Akademikerinnen schwerer wiegt - der Stundenlohn-Abstand zur Referenzfrau. Dieser Befund liefert einen Beleg für die späte Elternschaft (west-) deutscher Akademikerinnen, wogegen für Frauen niedriger und mittlerer Bildung ein Anreiz zu frühen (Erst-) Geburten besteht. Zugleich ist die Lohnlücke umso höher, je länger die Erwerbsunterbrechung andauert – ein Befund, der die Bedeutung familienfreundlicher Arbeitsbedingungen unterstreicht.

Betrachtet man die Lohneinbußen unter dem Aspekt der **verlorenen Lohnsumme bis zum 45. Lebensjahr**, stehen eher die Auswirkungen der Geburtenentscheidung auf die Haushaltskasse im Fokus der Betrachtung als die weibliche Humankapitalentwicklung. Die Betrachtung der verlorenen Lohnsumme als geburtenentscheidendes Kriterium hängt demnach in gewisser Weise an der Annahme identischer Präferenzen der Haushaltsmitglieder und stabiler Eheverträge. Zwar müsste in diesem Fall korrekterweise eine Nettoverlust-Berechnung unter Berücksichtigung eingesparter Steuern und Abgaben sowie empfangener Transfers angestellt werden; der Blick auf die Rechenergebnisse zeigt jedoch, dass die Bruttoverluste durch solche Gegenrechnungen nicht aufgefangen würden.

Zunächst lässt sich konstatieren, dass die verlorene Lohnsumme um ein gutes Drittel abnimmt, wenn die Frau ihre Unterbrechung von sechs auf drei Jahre verkürzt (Kindergarten- statt Grundschulmuster). Auch unter diesem Blickwinkel der Geburtenentscheidung spricht also vieles dafür, dass die **Geburtenzahl insgesamt von einer Familienpolitik, die den Ausbau des Angebots an institutioneller Kinderbetreuung vorantreibt, profitieren dürfte.**

Was die gewährten Einkommensersatzleistungen wie das Elterngeld betrifft, müssen jedoch Zweifel angemeldet werden. Die Berechnungen zeigen, dass mit einer zeitlichen Aufschiebung von Geburten die unmittelbaren Ausfälle während der Auszeit- und Teilzeitphase – insbesondere für die Akademikerinnen – empfindlich steigen: Während einer dreijährigen Auszeitphase zwischen dem 36. und 39. Lebensjahr verliert beispielsweise eine Akademikerin rund 91.000 Euro, hinzu kommen rund 53.000 Euro während der sich anschließenden Teilzeitphase, wenn eine Unterbrechung nach Grundschulmuster gewählt wird. Demgegenüber nehmen die Folgekosten der Unterbrechung - die erst nach dem Wiedereinstieg in Vollzeit durch die unterbrechungsbedingte Verminderung der Einkommenserzielungschancen anfallen - ab. Von den unmittelbaren Einbußen geht demnach ein Geburten vorziehender, von den Folgekosten dagegen ein aufschiebender Effekt aus. Das Elterngeld mindert jedoch den Vorzieheffekt, da es einen Teil des zuvor erzielten Einkommens kompensiert. **Daher könnte der Anreiz zur Geburtenaufschiebung durch das Elterngeld per Saldo sogar noch verstärkt werden.** Dies gilt umso mehr, wenn man zusätzlich zum Substitutionseffekt auch der Einkommenseffekt der Kindernachfrage in die Überlegungen einbezieht. Denn bei einer bindenden Budgetrestriktion (imperfekte Kapitalmärkte) werden Geburten nicht nur aufgeschoben, weil sie später günstiger zu haben sind, sondern auch, weil man sich Kinder später eher leisten kann. Die Phase der Einkommenskonsolidierung ist bei Akademikerinnen auf Grund des späteren Erwerbseinstiegs aber später als bei niedriger qualifizierten Frauen abgeschlossen – ein weiteres Argument zur Geburtenaufschiebung.

**Zudem besteht die Gefahr, dass die kurzfristig empfangenen Transfers den Blick für die langfristigen Folgen der Erwerbsunterbrechungen verstellen.** Die Folgekosten betragen beispielsweise für Akademikerinnen allein bis zum 45. Lebensjahr zwischen 37.000 und 73.000 Euro – je nach Unterbrechungszeitpunkt und –muster. Dies ist nicht nur mikroökonomisch – aus der Sicht der einzelnen Frau – problematisch. Da der Lohnverlust den Verlust an Produktivität reflektiert, wird eine lange mütterliche Eigenbetreuung auch gesamtwirtschaftlich zumindest teuer erkaufte; ob der Preis *zu* hoch ist, muss anderen Untersuchungen vorbehalten bleiben.

## ***Abschnitt I: Lohneinbußen im Kontext von Fertilitäts- und Bargaining-Modellen***

### *I.1 Einordnung von Lohnverlusten in dynamische Fertilitätsmodelle*

Dynamische Modelle der Fertilität thematisieren - im Gegensatz zu statischen Modellen - weniger die Frage des „Ob“ bzw. des „Wie viel“ der Geburt, sondern vielmehr die Frage des „Wann“: Erklärungsgegenstand ist das nutzenoptimale Timing und Spacing von Geburten.<sup>3</sup> Neben Kindern als quasi-öffentliches (auf den Haushalt bezogenes) Gut sind materielle Konsumgüter - und ggf. Freizeit - zusätzliche Komponenten der Nutzenfunktion. Demnach werden die den Haushaltsnutzen bestimmenden Komponenten als haushaltsöffentliche Güter angesehen, von denen beide Partner gleichermaßen profitieren. Die sequenzielle Fertilitätsentscheidung ist eine Funktion der zum jeweiligen Zeitpunkt vorherrschenden Preise und Einkommen, wobei der mütterliche Lohnsatz als Schattenpreis der Kinderbetreuung wiederum eine Funktion ihrer früheren und aktuellen Arbeitsangebots- und Humankapitalinvestitionsentscheidungen ist<sup>4</sup>; zur Lösung dieses intertemporalen Optimierungsproblems werden dynamische Programmierungstechniken eingesetzt<sup>5</sup>.

Der Kinderkonsum selbst ist eine multiplikative Verknüpfung von Kinderquantität mit Kinderqualität, wobei die angestrebte Qualität wiederum positiv abhängig vom Einkommen ist. Das Haushaltseinkommen setzt sich aus (erwerbsunabhängigem) Vermögenseinkommen sowie den Lohneinkommen der beiden Partner zusammen. Lohnsatz und Zeitallokation des Ehepartners werden ebenso wie das Vermögenseinkommen des Haushalts als exogen angesehen. Die (temporäre) Ausgabensumme für Konsumgüter<sup>6</sup> kann die Summe aus (temporären) Lohneinkommen der Partner und (temporärem) Nichtlohneinkommen nicht überschreiten, wie auch die Summe der mütterlichen Zeitverwendungen auf Kindererziehung, Freizeit und Erwerbsarbeit nicht über das Budget eines 24-Studentages hinausgehen kann. Das Konsumgut Kind wird als relativ (Mutter-) zeitintensiv angenommen; mütterliche Betreuungszeit ist aber nur beschränkt gegen marktgängige Betreuung substituierbar.

Im Folgenden soll die Wirkungsrichtung der einzelnen Timing-relevanten Faktoren untersucht und anschließend – unter gewissen Annahmen – der Fokus auf die Lohneinbußen gelegt werden, um hieraus einen Erklärungsbeitrag für das Fertilitätsverhalten ableiten zu können.

---

<sup>3</sup> Die Untersuchung beschränkt sich auf die Lohneffekte im Zusammenhang mit der Erstgeburt. Daher wird auf Spacing-relevante Aspekte nicht näher eingegangen.

<sup>4</sup> für eine Formalisierung dieses dynamischen Optimierungsproblems vgl. bspw. Hotz, J. (2007)

<sup>5</sup> vgl. z. B. Bellmann (1957)

<sup>6</sup> ggf. zuzüglich Ersparnis (je nach Kapitalmarkt-Annahme, siehe weiter unten)

Da der Lebensnutzen aus Kindern positiv von der Lebenszeitspanne, die für den „Kinderkonsum“ verbleibt abhängt, macht es aus Nutzenerwägungen Sinn, die Kinder früh zu bekommen (*Vorzieheffekt*), um – salopp gesprochen – länger gut von ihnen zu haben.

Welche Effekte ergeben sich aus Veränderungen von Preisen und Einkommen auf das Timing der (Erst-) Geburt?

Sind Kinder ein normales Gut, ergibt sich aus einem steigenden Einkommen (Haushaltseinkommen oder/ und Lohneinkommen des Ehepartners) eine steigende Nachfrage nach Kindern.<sup>7</sup> Vor dem Hintergrund, dass sowohl Vermögens- als auch Lohneinkommen in der Regel mit wachsendem Lebensalter zunehmen, entsteht aus dem Einkommenseffekt heraus eine *Tendenz zur Geburtenaufschiebung*: Basierend auf dem Motiv des „Consumption Smoothing“ wird die Erstgeburt hinausgezögert, bis man sich Kinder leisten kann. Es liegt auf der Hand, dass die Wirkung des Einkommenseffekts von den getroffenen Annahmen über die Funktionsweise der Kapitalmärkte abhängt. In der Literatur wird üblicherweise zwischen PCM- und PICM-Modellen unterschieden<sup>8</sup>. In PCM-Modellen (Perfect Capital Markets) geht man davon aus, dass die Kapitalmärkte intertemporales Sparen und Sich Verschulden zu einem temporalen Realzinssatz ermöglichen. Ist dies 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-Modellen (Perfectly Imperfect Capital Markets) geht man demgegenüber davon aus, dass weder Sparen noch Verschuldung über die Zeit möglich ist. Hier ist die finanzielle Budgetrestriktion demnach voll bindend, der Einkommenseffekt voll wirksam. Da die untersuchungsleitende Fragestellung ist, inwiefern der über die Kinderkosten laufende Substitutionseffekt die Geburtenaufschiebung begünstigen kann, werden zur Neutralisierung des Einkommenseffektes im Folgenden perfekte Kapitalmärkte angenommen.

Unter dem Gesichtspunkt des Kinderpreises sind mehrere Kostenkomponenten auseinander zu halten. Zum einen entstehen durch Geburt eines Kindes explizite Kosten in Form von Kleidung, Ernährung, Bildung etc. Zum anderen entstehen implizite Kosten in Form entgangenen (mütterlichen) Erwerbseinkommens während und nach der Unterbrechung, wobei unter „Unterbrechung“ jede Abweichung von der Vollzeittätigkeit verstanden werden soll. Die Lohnverluste selbst unterteilen sich wiederum in zwei Komponenten: Erstens in unmittelbare Verdienstauffälle während der geburtsbedingten Erwerbsunterbrechung und zweitens in Folgekosten der Unter-

---

<sup>7</sup> Dabei wird davon ausgegangen, dass die steigende Nachfrage nach Kinderquantität nicht von der ebenfalls steigenden Nachfrage nach Kinderqualität kompensiert wird.

<sup>8</sup> Von einer dritten Alternative, den LPCM (Less than Perfect Capital Markets) soll hier abgesehen werden.

brechungsentscheidung nach der Rückkehr in das (Vollzeit-) Erwerbsleben durch Entwertung bzw. unterlassene Investition in das mütterliche Humankapital während der Unterbrechung. Dabei ist nicht auszuschließen, dass ein Teil der mütterlichen Lohneinbußen gar nicht humankapitalbedingt, sondern zuschreibungsbedingt ist: Auf Grund des Umstands, dass eine Frau Kinder zu versorgen hat, kann ihr seitens des Arbeitgebers eine geringere Produktivität zugeschrieben werden.<sup>9</sup> Signalling-Modelle beschäftigen sich mit dem Erklärungsbeitrag solch zugeschriebener Eigenschaften, die an gewisse, objektiv wahrnehmbare Tatbestände geknüpft sind<sup>10</sup>. Da hier die Frage nach den Lohneffekten einer geburtsbedingten Erwerbsunterbrechung gestellt wird, müssen Lohneffekte, die allein dem Merkmal „Kind im Haushalt“ geschuldet sind ebenso zu den durch die Geburt induzierten Kosten gezählt werden wie solche, die seitens betreuungsbedingter Humankapitalverluste hervorgerufen werden.

Beginnend mit den expliziten Kinderkosten wird unterstellt, dass Eltern solche Kosten nur bis zur Volljährigkeit der Kinder entstehen und dass Eltern die Volljährigkeit ihrer Kinder erleben. Unter diesen Annahmen haben die *expliziten Kinderkosten keinen eigenständigen Timing-Effekt*.<sup>11</sup>

Komplexer wird die Analyse bei Betrachtung der Lohneinbußen. Da der Lohn üblicherweise mit zunehmender Dauer der Erwerbserfahrung (mit abnehmenden Raten) ansteigt, sind, ausgehend von einer definierten Unterbrechungsdauer, die unmittelbaren Lohnausfälle umso höher, je später die geburtsbedingte Unterbrechung realisiert wird. Die *unmittelbaren Lohnausfälle* haben also einen *Vorzieheffekt*. Die Folgekosten der Erwerbsunterbrechung bestehen in der Summe barwertiger Lohndifferenzen zwischen Unterbrechungs- und Referenzverlauf zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs. Unter dem Aspekt der *Folgekosten* kann die *Geburtenaufschiebung* Vorteile haben; die verbleibende Resterwerbsspanne verkürzt sich, und zusätzlich sinkt – hervorgerufen durch die Krümmung des Lohnverlaufes – die Lohndiskrepanz pro Zeiteinheit.<sup>12</sup> Als Zwischenergebnis kann festgehalten werden, dass - unter den Annahmen einer gewissen Zeitpräferenz für

---

<sup>9</sup> Dies kann mit geringerer Motivation, Konzentration, geringerer Bereitschaft zur Weiterbildung etc. oder schlicht mit geringerer „Verfügbarkeit“ am Arbeitsplatz begründet werden.

<sup>10</sup> vgl. Spence (1973)

<sup>11</sup> Eine Zeitpunktabhängigkeit der expliziten Kosten wäre dennoch gegeben, wenn man berücksichtigte, 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 gegenläufigen Effekte ist in dieser Arbeit kein Raum.

<sup>12</sup> Auch die erwähnten „Child Penalties“ haben einen aufschiebenden Effekt, da mit Aufschiebung der Geburt auch das Lohn mindernde Merkmal Kind später auftritt.

Kinder, perfekten Kapitalmärkten und einer gegebenen Unterbrechungsdauer - zur Reduktion unmittelbarer Lohnausfälle Geburten eher zeitnah zum Erwerbseinstieg erfolgen sollten, während von den Folgekosten der Unterbrechung tendenziell ein Geburten aufschiebender Effekt ausgeht.

### *1.2 Bargaining-Modelle als alternativer Erklärungsansatz*

In dynamischen Fertilitätsmodellen wird „der“ Haushalt als das Nutzen erzielende und gleichzeitig auch als das die Entscheidungen treffende Subjekt angesehen. Diese Überlegung gründet auf der Annahme identischer Präferenzen der Haushaltsmitglieder, die gemeinsam danach streben, den (Lebens-) Haushaltsnutzen zu maximieren. Wie erwähnt, werden die den Haushaltsnutzen bestimmenden Komponenten als haushaltsöffentliche Güter angesehen, von denen beide Partner gleichermaßen und auf Dauer profitieren und deren Kosten sie gemeinsam tragen. Dies setzt allerdings stabile Verträge voraus – eine Annahme, die in Zeiten steigender Scheidungsraten wenig realistisch erscheint. Sofern ein solches Modell die Bestimmung eines optimalen (Erst-)Geburtszeitpunktes zum Gegenstand hat, fungieren die Nettoeinkommensverluste des Haushalts als Kriterium der Optimierung. Demnach kann man einwenden, die hier angestellten Berechnungen seien unvollständig, da die Gegenrechnung von Steuererleichterungen und empfangenen Transfers im Falle der Erwerbsunterbrechung bei der Fokussierung auf Bruttolöhne außen vor bleibt. In der Tat scheint sich die Erwerbstätigkeit von Müttern in der Haushalts-Netto-Rechnung oftmals nicht zu lohnen. Dennoch ist gerade die Mütter-Erwerbstätigkeit in den letzten Jahren gestiegen.

Dynamische Bargaining-Modelle<sup>13</sup> lösen diesen vermeintlichen Widerspruch auf, indem sie die „klassische“ Motivation für Erwerbsarbeit (dem Wunsch nach Erhöhung des Haushaltskonsums) um ein zweites Motiv erweitern: das Streben der Frauen nach einer starken Verhandlungsposition in der Partnerschaft (da von letzterer die innereheliche Distribution der gemeinsam erwirtschafteten Güter abhängt) und gleichzeitig nach einer möglichst hohen finanziellen Unabhängigkeit außerhalb der Partnerschaft. Die Einkommenskapazität der Frau drückt sich im erzielbaren Bruttostundenlohn aus: Arbeitszeitentscheidungen werden außerhalb der Ehe neu justiert, daher ist nicht der Monats- oder gar Jahreslohn, sondern der Stundenlohn das relevante Kriterium: Er fungiert innerhalb der Ehe als Drohpunkt und determiniert 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

---

<sup>13</sup> siehe bspw. Ott (1995)

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.

Der fertilitätstheoretische Erklärungsbeitrag der Bargaining-Modelle, am Stundenbruttolohn anknüpfend, geht also über jenen der klassischen, im Haushaltszusammenhang argumentierenden Theorien hinaus: Solange Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidungen eng miteinander verknüpft sind, mitunter die Geburt eines Kindes zumindest eine zeitweise Spezialisierung auf Nichterwerbsarbeit erfordert, zieht die Antizipation asymmetrischer Humankapitalverluste bei einem Teil der Frauen das beobachtbare Teilzeit-Phänomen und bei dem anderen, höher ausgebildeten Teil der Frauen - für den Teilzeit job-bedingt nicht in Frage kommt - den Verzicht auf Kinder nach sich.

Doch wie hoch sind die Lohnverluste nun wirklich? Darüber sollen die Abschnitte II-IV Auskunft geben.

## ***Abschnitt II: Lohnregressionen auf Basis der Humankapitaltheorie***

### *II.1 Modellspezifikation*

Es wird folgende Lohnfunktion geschätzt:

$$\ln w_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta \text{SCH}_i + \beta \text{EXP}_{it} + \beta \text{CONTR}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T.$$

Der reale Bruttostundenlohn des Individuums  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ ,  $w_{it}$ , ist eine Funktion seiner (zeitinvarianten) Schul- und Berufsausbildung ( $\text{SCH}_i$  ist ein Vektor von Schooling-Variablen), seiner Erwerbserfahrung zum Zeitpunkt  $t$  ( $\text{EXP}_{it}$  ist ein Vektor von Erfahrungsvariablen) und verschiedener Kontrollvariablen (Vektor  $\text{CONTR}_{it}$ ). Der Term  $\alpha_i$  kennzeichnet unbeobachtete, aber lohnrelevante individuelle Effekte des  $i$ -ten Individuums (wie beispielsweise Arbeitsmarktnähe oder nicht messbare Fähigkeiten),  $\varepsilon_{it}$  ist ein Störterm und  $\alpha_0$  eine Konstante. Es interessiert die Schätzung des Parameter- (Spalten-) Vektors  $\beta$ .

Die Schätzungen wurden sowohl als gepoolte Kleinst-Quadrate-Schätzungen als auch als Panel-schätzungen durchgeführt.

Korrekturbedarf an den Schätzergebnissen entsteht dadurch, dass Löhne nur beobachtbar sind, wenn die Frau beschäftigt ist. Unterscheiden sich beschäftigte von nichtbeschäftigten Frauen jedoch in unbeobachteten, lohnrelevanten Merkmalen, sind die prognostizierten Löhne nicht für das gesamte Untersuchungssample repräsentativ. Vergleiche des Durchschnittslohnsatzes der Frauen im Beschäftigungs-Sample mit den durch die OLS-Modelle vorhergesagten durchschnittlichen Lohnsätzen verdeutlichen tatsächlich die Notwendigkeit einer Selektionskorrektur: Durch die Selbsteinwahl der Frauen mit geringerer Einkommenserzielungskapazität in die Gruppe der Nichtbeschäftigten sind die prognostizierten Lohnsätze nach oben verzerrt.

Um dem Problem der Selbstselektionsverzerrung zu begegnen, wird für das Lohnsample ein Unbalanced Panel verwendet. Zudem wird eine Beschäftigungsgleichung mit der Maximum Likelihood Methode auf Basis der gepoolten Beobachtungen des Beschäftigungssamples geschätzt<sup>14</sup>:

$$d_{it}^* = z_{it}\gamma + u_{it}; d_{it} = 1[d_{it}^* > 0]$$

Die Beschäftigungsentscheidung wird durch ein Probitmodell formuliert.  $d_{it}^*$  ist eine latente Variable und misst die Neigung des Individuums  $i$ , zum Zeitpunkt  $t$  (abhängig) beschäftigt zu sein.  $d_{it}$  ist eine dichotome Indikatorvariable, die den Wert 1 annimmt, wenn die Person (abhängig) beschäftigt ist (und sonst den Wert Null). Der Vektor  $z_{it}$  enthält sozio-ökonomische Variablen mit Einfluss auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit, u. a. Alter, Gesundheits- und Familienstand der Mutter, Anzahl und Alter der Kinder im Haushalt, pflegebedürftige Person im Haushalt, monatliches Nichtlohn-Nettohaushaltseinkommen sowie Nettolohneinkommen des Partners im Haushalt (letztere beiden als Pro-Kopf-Größen),  $u_{it}$  ist ein Störterm und  $\gamma$  der interessierende Koeffizienten-Vektor, der die Richtung und Stärke einer erklärenden Variable der Beschäftigungsgleichung auf die Neigung, (abhängig) beschäftigt zu sein, angibt. Die ermittelte Beschäf-

---

<sup>14</sup> Notation angelehnt an Dustman/ Rochina-Barrachina (2007); siehe zur Modellspezifikation auch Greene, W. H. (2000)



tigungswahrscheinlichkeit wird in einem zweiten Schritt als zusätzlicher Regressor in die Lohnfunktion imputiert (Two-stage-Heckman<sup>15</sup>)

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 steht aber zu vermuten, dass die erzielten Löhne von weiteren, im Schätzmodell nicht berücksichtigten Individualeffekten beeinflusst werden. Die F-Statistik des Dummyvariablen-Modells sowie der Breusch & Pagan Lagrangian Multiplier Test auf Random Effects bestätigen diese Vermutung. Es wurden daher auch Dummyvariablen-(DVM) und Random Effects-Modelle (REM) geschätzt. Die Problematik des DVM 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 angestrebten Lohnsimulationen allerdings unverzichtbar sind. Wenig Variation über die Zeit enthalten die hochsignifikanten arbeitsplatzbezogenen Merkmale wie arbeitsrechtliche Stellung, Betriebsgröße etc. Das Random Effects-Modell hat jedoch den Nachteil, dass die Koeffizienten verzerrt sind, wenn die erklärenden Variablen des Modells mit den unbeobachtbaren Individualeffekten korreliert sind. Hausman-Tests im Anschluss an die Random Effects-Schätzungen legen die Vermutung nahe, dass dem tatsächlich so ist. Allerdings sind die Ergebnisse der Hausman-Tests im vorliegenden Datensatz wegen der erwähnten Mängel des DVM mit Vorsicht zu interpretieren. Im Ergebnis wurde der Nachteil des DVM durch eine Hilfsschätzung der Festen Effekte auf die Ausbildungs- und Kontrollvariablen umgangen. Außerdem wurde mittels geeigneter Interaktionsvariablen ein etwaiger Drittvariableneffekt von Bildung auf den Lohneinfluss von Berufserfahrung bzw. auf die Lohnstrafe von Auszeiten untersucht.<sup>16</sup>

## *II.2 Datenbasis*

Die Schätzung der Lohn- und Beschäftigungsfunktion wird auf Basis von Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) durchgeführt. Das SOEP ist ein repräsentatives Mikrodaten-Panel für Deutschland, das seit 1984 (Westdeutschland) bzw. 1990 (Ostdeutschland) im jährlichen Rhythmus Daten zum Lebens- und Arbeitszusammenhang erhebt. Auf Grund seiner besonderen

---

<sup>15</sup> Vgl. Heckman (1979)

<sup>16</sup> Die Koeffizienten der Interaktionsvariablen lassen sich mit dem Within-Schätzer gewinnen, da sie eine zeitvariante Komponente enthalten.

Datenstruktur ist das SOEP insbesondere für Längsschnittanalysen mit sozioökonomischer Fragestellung interessant. Es stellt regelmäßig 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.<sup>17</sup> Das der Schätzung der Lohn- und der Beschäftigungsfunktion zu Grunde liegende Untersuchungssample besteht aus erwachsenen Frauen des Samples A, die die deutsche Staatsangehörigkeit besitzen, zwischen 16 und 55 Jahre alt sind, ihre Ausbildung bereits abgeschlossen haben und abhängig beschäftigt sind<sup>18</sup>. Es werden die Wellen A bis V (1984-2005) sowie personenbezogene Daten des einmalig retrospektiv erhobenen Biografiefragebogens verwendet. Bedingt durch den Zuschnitt des Unbalanced Panel umfasst das Untersuchungssample alle Personen mit mindestens einem erfolgreichen Interview im genannten Zeitraum<sup>19</sup>; zudem muss die der Beobachtung vorausgehende Erwerbsbiografie lückenlos zurückverfolgt werden können und die Person auch auf allen übrigen erklärenden Variablen missingfrei sein. Während die Paneldaten der Wellen A bis Q ausschließlich der Generierung der kumulativen Erwerbserfahrungsvariablen dienen, wurden die endogenen sowie die übrigen exogenen Variablen basierend auf den Informationen der fünf Wellen R bis V (2001-2005) gebildet.

Damit besteht das Beschäftigungssample aus insgesamt 1.610 Frauen, für die für die Jahre 2001-2005 insgesamt 6.276 Beobachtungen vorliegen. Davon hatten 1.038 Frauen im Zeitraum 2001-2005 mindestens eine positive Lohninformation (und sind damit zugleich Mitglied des Lohnsamples, für das insgesamt 3.255 Lohnbeobachtungen vorliegen).

### *II.3 Variablengenerierung*

Da vom Arbeitsmarkt nicht Ausbildungsjahre per se, sondern die mit diesen erzielten Abschlüsse vergütet werden, wurden Dummies für unterschiedliche Schul- und Berufsabschlüsse gebildet.

---

<sup>17</sup> Vgl. zur genaueren Beschreibung des SOEP: Hanefeld (1987)

<sup>18</sup> 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 Ruhestandsgehälter 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.

<sup>19</sup> Der Zuschnitt des Unbalanced Panel wurde auch gewählt, um das Ausmaß von Beobachtungsausfällen auf Grund von Item- bzw. Unit Non-Response so gering wie möglich zu halten.

Bezüglich der Lohnvariablen wird der reale Stundenbruttolohn mit anteiligen Einmalzahlungen verwendet, da Vorab-Schätzungen ergaben, dass ein Teil der Erwerbserfahrung mittels Weihnachts-, Urlaubsgeld oder 13. Monatsgehalt honoriert wird. Der mit dem Konsumentenpreisindex deflationierte nominale Monatslohn wurde mittels Division durch die - zeitkonsistent zur Monatslohninformation verfügbare - tatsächliche Arbeitszeit in einen realen Bruttostundenlohn umgerechnet<sup>20</sup>. Bezüglich der Kontrollvariablen wird zwischen sozio-ökonomischen Variablen wie bspw. Alter der Mutter, Alter und Zahl des jüngsten Kindes im Haushalt etc., arbeitsplatzbezogenen Variablen (Betriebsgröße, aktuelle Wochenarbeitszeit, Branche, Berufsprestige etc.) und arbeitsmarkt- und konjunkturbezogenen Variablen (Jahres- und Regionen-Dummies, Stellen-Andrangszahl) unterschieden.<sup>21</sup>

Im Sinne einer effizienten Datenausnutzung wurden bei der vorgenommenen Generierung der Erwerbserfahrungs-Variablen sowohl Spell- als auch Kalender-Daten weitestgehend ausgebeutet. Da Spell-Daten auf Jahresbasis, Kalenderdaten dagegen auf Monatsbasis vorliegen, sind Kalenderdaten prinzipiell zu bevorzugen. Spell-Daten wurden lediglich dann verwendet, wenn keine Kalender-Daten für das betreffende Jahr verfügbar waren. 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 ein möglichst großes Untersuchungs-Sample 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.

Die aus den Ursprungsdaten gewonnenen Informationen über den Erwerbsstatus einer Frau in einem bestimmten Jahr zwischen ihrem 16. und 55. Lebensjahr lassen sich in unterschiedlicher Weise in Erwerbserfahrungsvariablen transformieren. In den bereits vorliegenden Studien für Deutschland<sup>22</sup> werden Lohninformationen von Frauen entweder auf potenzielle Erwerbserfahrung oder aber auf eine effektive Gesamterfahrungsvariable regressiert, in die Vollzeit- und Teilzeitspannen mit einer (seitens des jeweiligen Autors vorgenommenen) Gewichtung einfließen. Wird zwischen früherer und aktueller Erfahrung unterschieden, wird - mit Ausnahme der Studie von Galler (1991)- die Einbettung des betreffenden Spells in die Gesamtbiografie der Frau igno-

---

<sup>20</sup>Diese zeitliche Übereinstimmung der Arbeitszeit- mit der Lohninformation (jeweils als Kalenderdaten des Vormonats) ist ein großer Vorteil gegenüber - ebenfalls im SOEP verfügbaren - Lohninformationen auf Jahresbasis.

<sup>21</sup> Dabei wiesen allerdings in den Panelschätzungen einige Kontrollvariablen keine signifikanten Effekte auf.

<sup>22</sup> Bspw. Helberger (1984), Galler (1991), Licht/ Steiner (1991; 1992), Beblo/ Wolf (2000; 2002;2003), Kunze (2002), Ziefle (2004), Kunze/ Ejmaes (2004), Görlich/ de Grip (2007)

riert; in der letztgenannten Studie wird allerdings weder zwischen Lohneffekten von registrierter Arbeitslosigkeit und stiller Reserve unterschieden noch für geburtsbedingte Effekte gesondert kontrolliert.

In der hier dargestellten Untersuchung soll der Lohneffekt der geburtsbedingten Einschränkung einer Vollzeit-Erwerbstätigkeit möglichst fein herausgearbeitet werden. Dazu wurden mehrere Variablensets mit insgesamt über 40 Erwerbserfahrungsvariablen unterschiedlicher Gliederungstiefe geschätzt. Erwerbserfahrung ist dabei immer mit Stand Vorjahresende konzipiert, so dass der aktuelle Erfahrungs-Status zum Zeitpunkt der Lohninformation dem Erwerbsstatus des Vorjahres entspricht.

#### *II.4 Regressionsergebnisse*

Die Schätzung der weiter oben formalisierten **Beschäftigungsgleichung** erbringt, wie die Koeffizienten der **nachfolgenden Tabelle** zeigen, folgende Resultate: Formale Bildung, Alter und Betriebszugehörigkeit fördern die Beschäftigungs-Wahrscheinlichkeit (Ausnahme: Hochschulreife), während Nichtbeschäftigungszeiten – entweder in Auszeit (also als Hausfrau, in Mutterschutz, Elternzeit bzw. als sonstige Nichterwerbstätige) oder als registrierte Arbeitslose – sie vermindern. Dabei leidet die aktuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit deutlich stärker durch vergangene Arbeitslosigkeits- als durch Auszeitjahre. Den Reservationslohn erhöhende Umstände wie Kinder und Pflegebedürftige im Haushalt oder das Zusammenleben mit einem Partner<sup>23</sup> mindern die Wahrscheinlichkeit, (abhängig) beschäftigt zu sein, wobei der Effekt umso schwächer ist, je älter das jüngste Kind ist. Auch ein hohes Partner- oder Vermögenseinkommen sowie eine hohe Stellenandrangszahl (Verhältnis des Arbeitslosenbestandes zu den offenen Stellen im Wohn-Bundesland der Frau) reduzieren die Beschäftigungswahrscheinlichkeit.

---

<sup>23</sup> - der Familienstand „verheiratet“ schließt das Zusammenleben mit einem Partner ein -

## Beschäftigungsfunktion – Probit-Modell, Maximum-Likelihood-Schätzung

Iteration 0:	log likelihood = -4345.7534	Beobachtungszahl=	6276
Iteration 1:	log likelihood = -3002.0786	LR chi2(23)	= 2975.84
Iteration 2:	log likelihood = -2865.1296	Prob > chi2	= 0.0000
Iteration 3:	log likelihood = -2857.8551	Pseudo R2	= 0.3424
Iteration 4:	log likelihood = -2857.8323		

Log likelihood = -2857.8323

### Erklärte Variable:

Erwerbsstatus zum Befragungszeitpunkt (1= abhängig beschäftigt;0= nicht abhängig beschäftigt)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>Schulabschluss</b>						
(Referenz: Realschule)						
Kein / Hauptschule	-.0407305	.0473284	-0.86	0.389	-.1334924	.0520314
Hochschulreife	-.3341714	.0564865***	-5.92	0.000	-.4448829	-.2234599
<b>berufsbildender Abschluss</b>						
(Referenz: Lehre)						
Kein Abschluss	-.4517067	.05158***	-8.76	0.000	-.5528017	-.3506117
Hochschulabschluss	.4567898	.0755849***	6.04	0.000	.308646	.6049335
<b>Erwerbserfahrung (Jahre)</b>						
Betriebszugehörigkeit	.1234123	.0062951***	19.60	0.000	.1110741	.1357505
Summe Auszeit	-.0593992	.0045215***	-13.14	0.000	-.0682611	-.0505372
Summe Arbeitslosigk.	-.1004864	.016545***	-6.07	0.000	-.1329139	-.0680588
<b>Sozio-ökonomische Kontrollvariablen</b>						
Alter	.0220439	.0033195***	6.64	0.000	.0155377	.0285501
Anzahl Kinder im Haushalt	-.1120265	.0374791***	-2.99	0.003	-.1854842	-.0385688
Jüngstes Kind im Haushalt 0-1 J. alt	-1.539748	.1306881***	-11.78	0.000	-1.795892	-1.283604
Jüngstes Kind im Haushalt 2-4 J. alt	-.8200873	.0894901***	-9.16	0.000	-.9954847	-.6446898
Jüngstes Kind im Haushalt 5-7 J. alt	-.3424051	.0955674***	-3.58	0.000	-.5297138	-.1550965
Jüngstes Kind im Haushalt 8-10 J. alt	-.2621466	.0959303***	-2.73	0.006	-.4501665	-.0741266
Jüngstes Kind im Haushalt 11-18 J. alt	-.1815754	.0594342***	-3.06	0.002	-.2980644	-.0650864
Gesundheitliche Behinderung	-.3928611	.0913494***	-4.30	0.000	-.5719026	-.2138195
Pflegebedürftiges Familienmitglied	-.2287832	.1419167	-1.61	0.107	-.5069348	.0493683
Verheiratet	-.1329555	.0582407**	-2.28	0.022	-.2471051	-.0188059
Monatliches Nettohaushaltseinkommen pro Kopf	-.1609903	.0122681***	-13.12	0.000	-.1850354	-.1369451
quadr.	.0043142	.0006507***	6.63	0.000	.0030389	.0055895
Monatlicher Partner-Nettolohn pro Kopf	-.0691295	.0109325***	-6.32	0.000	-.0905569	-.0477022
quadr.	.0023275	.0005487***	4.24	0.000	.0012521	.003403
<b>Arbeitsmarktbezogene Variablen</b>						
Baden-Württemberg	-.1367742	.0571214**	-2.39	0.017	-.2487302	-.0248183
Stellenandrangszahl	-.007009	.0037523*	-1.87	0.062	-.0143633	.0003453
Konstante	.490349	.1216117***	4.03	0.000	.2519944	.7287036

\* signifikant auf 10%-Niveau; \*\* signifikant auf 5%-Niveau; \*\*\* signifikant auf 1%-Niveau

Was die **Lohnleichung** betrifft, so sollen vor dem Blick auf die nachfolgende Tabelle noch einige Schätzresultate zusammen gefasst werden. Die Koeffizienten des Random Effects- und der gepoolten OLS-Schätzung ähneln einander, während sich die Koeffizienten des DVM - insbesondere hinsichtlich einiger Erwerbserfahrungsvariablen - von den erstgenannten beiden Schätzverfahren unterscheiden. Dies ist nicht weiter verwunderlich, da das Random Effects-Modell auch einen Teil der auf Grund interpersoneller Unterschiede resultierenden Varianz der Löhne erklärt, während das DVM ausschließlich die intrapersonelle Variation in den Daten als Basis zur Erklärung der Lohnvarianz einbezieht. Insgesamt bestätigen die Paneldatenmodelle die bereits in den gepoolten OLS-Schätzungen gefundenen Ergebnisse zur Lohnrelevanz geburtsbedingter Erwerbsunterbrechungen. Auch hinsichtlich der hochsignifikanten arbeitsplatzbezogenen Kontrollvariablen gibt es kaum Differenzen zwischen den Schätzmodellen. Die Selektvariable ist in allen geschätzten Modellen positiv.

Wegen der Existenz der Individualeffekte scheidet Pooled OLS für die Simulation jedoch aus. Auch kommen nur Modelle mit Selektionskorrektur in Frage, weil Modelle ohne dieselbe nachweislich fehlspezifiziert wären. Die Vor- und Nachteile des DVM und des REM wurden weiter oben diskutiert: Im DVM haben Lohnstrafen innerhalb des fünfjährigen Zeitraums der Lohnbeobachtungen kaum die Chance zu verjähren, Lohnprämien kaum die Gelegenheit abzuschreiben.<sup>24</sup> Der Random Effects-Schätzer wiederum basiert auf der Annahme über die Zeit konstanter, nicht mit den erklärenden Variablen korrelierter Individualeffekte. Diese Vermutung kann 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 ausgebeutet 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 DVM. Beides führt dazu, dass die auf Basis einer Random Effects-Schätzung simulierten Lohnverluste tendenziell unterschätzt werden, während jene auf Basis des DVM gewonnenen Verluste eher überzeichnet werden. *Das DVM bildet gewissermaßen die obere, das Random Effects-Modell die untere Grenze des Korridors, in dem sich die tatsächlichen Lohnverluste vermutlich bewegen.* Die in diesem Beitrag dargestellten Simulationsergebnisse werden sich daher auf die konservativen RE-Schätzungen beschränken.

---

<sup>24</sup> 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.

Was die Erwerbserfahrungs-Variablen betrifft, so lieferten die Variablensets mit Interaktionsvariablen zwar interessante Lohneffekte für die kurze Frist<sup>25</sup>; diese taugen aber nicht für eine Extrapolation über einen längeren Zeitraum und wurden daher für die Simulation verworfen. Aus dem gleichen Grund - um eine solide Basis der Simulationen im Datensatz zu gewährleisten – wurde auch darauf verzichtet, die Lohnstrafe geburtsbedingter Auszeit getrennt für die drei Bildungsgruppen zu simulieren. Denn je feiner die Erwerbserfahrungs-Variablen untergliedert werden, desto geringer werden die Fallzahlen. Letztlich wurden aus der Vielzahl geschätzter Variablensets deren zwei für die Simulation ausgewählt, die hinsichtlich ihrer statistischen Signifikanz überlegen waren und – innerhalb der Random Effects-Schätzungen - besonders niedrige bzw. besonders hohe Lohnverluste generierten. Aus Platzgründen wird hier nur das letztgenannte Set vorgestellt (**siehe nachfolgende Tabelle**); vor dem Hintergrund der wesentlich höheren Verluste, die sich mit DVM-Schätzungen ergeben würden müssen die generierten Verluste jedoch noch immer als konservativ bezeichnet werden.

---

<sup>25</sup> - auf die näher einzugehen hier nicht der Platz ist -

## Lohngleichung: Random Effects-Schätzung mit Selektionskorrektur

**Erklärte Variable:** realer Bruttostundenlohn mit anteiligen Einmalzahlungen (log)

Erklärende Variablen	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Intervall]	
<b>Schulabschluss-Dummies</b> (Referenz: Realschule)						
kein Abschluss						
oder Hauptschule	-.088786	.0278696***	-3.19	0.001	-.1434095	-.0341625
Hochschulreife	.1212911	.0331106***	3.66	0.000	.0563956	.1861867
<b>Dummies zum berufsbildenden Abschluss</b> (Referenz: Lehre)						
kein Abschluss	-.062038	.0342354*	-1.81	0.070	-.1291382	.0050623
Hochschulabschluss	.1631741	.0425578***	3.83	0.000	.0797622	.2465859
<b>Erwerbserfahrung (in Jahren)</b>						
aktuelle Vollzeit	.0277069	.0056249***	4.93	0.000	.0166822	.0387316
quadr.	-.0004573	.0002486*	-1.84	0.066	-.0009446	.0000299
durchgängige						
aktuelle Vollzeit	.0146778	.0065555**	2.24	0.025	.0018292	.0275264
quadr.	-.0004808	.000301	-1.60	0.110	-.0010708	.0001092
frühere Vollzeit						
vor Auszeit	.0076666	.0024911***	3.08	0.002	.0027842	.0125491
vor Teilzeit	.0163291	.0026081***	6.26	0.000	.0112172	.0214409
aktuelle Teilzeit	-.0031716	.0028405	-1.12	0.264	-.0087388	.0023956
frühere Teilzeit	.0098015	.0027059***	3.62	0.000	.004498	.0151051
Aktuelle Auszeit	-.0473069	.0163186***	-2.90	0.004	-.0792908	-.0153229
quadr.	.0021286	.0009765**	2.18	0.029	.0002146	.0040426
geburtsbedingt	-.0761533	.0378344**	-2.01	0.044	-.1503074	-.0019993
quadr.	.018366	.0060691***	3.03	0.002	.0064708	.0302613
frühere Auszeit	-.0039539	.0025557	-1.55	0.122	-.008963	.0010552
Aktuelle Arbeits-						
losigkeit	-.044982	.0244069*	-1.84	0.065	-.0928186	.0028546
Frühere Arbeits-						
losigkeit	-.016457	.0122654	-1.34	0.180	-.0404968	.0075827
<b>Kontrollvariablen</b>						
<b>Branchen-Dummies</b> (Referenz: Gewerbliche Industrie)						
Landwirtschaft	-.1078413	.0980983	-1.10	0.272	-.3001105	.0844279
Energie/Bergbau	.0538473	.0964467	0.56	0.577	-.1351848	.2428794
Bau	-.0641573	.0551556	-1.16	0.245	-.1722604	.0439457
Handel	-.1267607	.028168***	-4.50	0.000	-.1819689	-.0715525
Transportwesen	-.108276	.0549748**	-1.97	0.049	-.2160249	-.0005275
Banken, Versicherungen, private Dienstleist.	-.0209776	.0252386	-0.83	0.406	-.0704444	.0284893
Öffentlicher Dienst (Dummy)	.0528337	.0208044**	2.54	0.011	.0120577	.0936096
Berufsprestige	.0021833	.0004359***	5.01	0.000	.001329	.0030377
<b>Sozialrechtliche Stellung, Dummies</b> (Referenz: Arbeiterin)						
Beamtin	.120587	.0470389**	2.56	0.010	.0283924	.2127816
Angestellte	.1494524	.0234414***	6.38	0.000	.1035081	.1953968
<b>Betriebsgrößen-Dummies</b> (Referenz: bis zu 19 Mitarb.)						
20-199 Mitarb.	.1100734	.023486***	4.69	0.000	.0640418	.1561051
200-1999 Mitarb.	.172231	.0282377***	6.10	0.000	.1168861	.227576
über 2000 Mitarb.	.1858435	.0275983***	6.73	0.000	.1317519	.2399351
Wochenarbeitsstunden	-.0141124	.0007967***	-17.71	0.000	-.0156738	-.012551
Stellenandrangszahl	.0017865	.0011889	1.50	0.133	-.0005436	.0041166
Selekt	.0424991	.0127976***	3.32	0.001	.0174162	.067582
Konstante	2.39023	.0545791***	43.79	0.000	2.283257	2.497203
Random-effects GLS regression    Number of obs    = 3255    Random effects u_i ~ Gaussian						
Group variable (i) : persnr        Number of groups    = 1038    Wald chi2(35)        = 982.97						
R-sq:    within = 0.1394            Obs per group: min = 1        corr(u_i, X)        = 0 (assumed)						
between = 0.3755                            avg = 3.1            Prob > chi2        = 0.0000						
overall = 0.3582                            max = 5						
sigma_u = .310134; sigma_e = .20756475; rho = .69064196 (fraction of variance due to u_i)						
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%						



Wie die Koeffizienten zeigen, steigt der Lohn mit dem schulischen und berufsbildenden Abschluss: Akademikerinnen erzielen gegenüber Frauen mit abgeschlossener Lehre eine Lohnprämie von rund 16 Prozent. Außerdem steigt der Lohn mit steigendem Berufsprestige und wachsender Betriebsgröße. Frauen im öffentlichen Dienst verdienen zudem mehr als in der Privatwirtschaft beschäftigte Frauen<sup>26</sup>, Beamtinnen verdienen mehr als Arbeiterinnen, aber weniger als Angestellte. Auch das negative Vorzeichen der Wochenarbeitsstunden-Variable ist aus anderen Studien bekannt: Vor dem Hintergrund, dass mehr als ein Drittel der abhängig beschäftigten Frauen mehr als 40 Wochenstunden arbeitet führt eine Erhöhung der Stundenzahl zu Abschlägen im Stundenbruttolohn. Eine zunehmende Stellenandrangszahl verschlechtert die Verhandlungsposition der Arbeitnehmerinnen auf dem Arbeitsmarkt und mindert ihre Einkommenserzielungschancen. Der positive Koeffizient der Selekt-Variable weist darauf hin, dass Frauen mit hoher Beschäftigungswahrscheinlichkeit höhere Einkommenserzielungschancen als Frauen mit niedrigerer Beschäftigungswahrscheinlichkeit haben.

Die als Koeffizient des linearen Terms geschätzte Wachstumsrate des Lohnes liegt bei rund 2,7 Prozent, wenn die Frau zum Zeitpunkt der Lohninformation auf ein Jahr aktuelle Vollzeiterfahrung zurückblickt<sup>27</sup>; diese Rate mindert sich mit jedem zusätzlichen Jahr – wie der Koeffizient des quadrierten Terms zeigt - um rund 0,05 Prozent. Hat die Frau ihre Vollzeittätigkeit bisher noch keinmal unterbrochen (durchgängige aktuelle Vollzeit), erhöht sich die Wachstumsrate des Lohnes im ersten Jahr Vollzeiterfahrung um rund 1,5 Prozentpunkte auf rund 4,2 Prozent; auch diese Prämie schmilzt mit weiteren Jahren ab und entfällt komplett, wenn die Frau nach der Unterbrechung in Vollzeit zurückkehrt. Das während einer früheren Vollzeitphase gebildete Humankapital wird durch eine nachfolgende Auszeitphase stärker entwertet als durch eine nachfolgende Teilzeitphase. Teilzeiterfahrung - gleich, ob aktuell oder früher erworben - ist weitgehend lohnneutral.<sup>28</sup> Aktuelle Auszeit führt zu signifikanten Lohnabschlägen vom Ausstiegslohn: Eine Frau, die bei Wiedereinstieg auf ein Jahr Auszeit (im Vorjahr) zurückblickt, realisiert eine Lohnstrafe von rund 4,7 Prozent. Ist die Auszeit geburtsbedingt, also nicht weiter als zehn Jahre von der Erstgeburt entfernt, erhöht sich die Lohnstrafe um weitere rund 7,6 Prozentpunkte. Die Koeffizienten der quadrierten Terme sind positiv, beide Lohnstrafen schmelzen also mit zunehmender Dauer der Auszeit ab. Allerdings ist die Abschmelzrate geburtsbedingter Auszeit viel höher als

---

<sup>26</sup> (dieser Befund wird verständlich, wenn man bedenkt, dass zusätzlich für die Branche kontrolliert wird und die meisten Frauen im Dienstleistungssektor arbeiten; vgl. hierzu auch Abschnitt III.1)

<sup>27</sup> d. h., sie hat im Vorjahr Vollzeit gearbeitet.

<sup>28</sup> Die Einstufung in Vollzeit und Teilzeit erfolgt seitens der Befragten selbst. Beobachtungen mit hierzu widersprüchlichen Angaben zur Wochenarbeitszeit wurden ausgeschlossen. Der Koeffizient aktueller Teilzeit ist sehr gering und außerdem nicht signifikant, daher soll auf eine Interpretation des Vorzeichens verzichtet werden.

jene allgemeiner Auszeit. So zeigen Berechnungen mit dem vorliegenden Datensatz, 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 mehr als Frauen der zweitgenannten Gruppe.

Hieraus lassen sich zwei Befunde ableiten: Erstens deuten die degressiven Abschreibungsraten darauf hin, dass vor allem betriebsspezifisches Humankapital entwertet, was vornehmlich in den ersten Auszeitjahren geschieht. Zweitens scheinen für die Entlohnung von Müttern *kleiner* Kinder nach Rückkehr in das Erwerbsleben nicht nur humankapitaltheoretische Aspekte, sondern auch die bereits vermuteten arbeitsnachfrageseitigen Zuschreibungseffekte sowie eine geschwächte Verhandlungsposition gegenüber dem Arbeitgeber eine Rolle zu spielen. Da Betreuungsnotwendigkeiten und Arbeitsausfallrisiko der Mutter jedoch mit zunehmendem Alter der Kinder abnehmen, steht der bei einer längeren geburtsbedingten Auszeit höheren Humankapitalentwertung ein „günstigeres Signal“ an den Arbeitgeber gegenüber. Dies ist für Frauen, deren Auszeit der Geburtsbezug fehlt nicht der Fall: Hier nimmt mit zunehmender Auszeitdauer die Wahrscheinlichkeit der Zeitverwendung auf Fortbildung ab, ohne dass dem ein positiver Effekt gegenüber stünde.

Arbeitslosigkeit wird bei Wiedereinstieg ähnlich wie allgemeine Auszeit bestraft, die Lohnstrafe verjährt jedoch deutlich langsamer als jene von Auszeit. Hier könnten nachwirkende Stigmaeffekte bzw. die Tatsache eine Rolle spielen, dass die Restauration von während der Arbeitslosigkeit verloren gegangenen Fähigkeiten mehr Zeit benötigt. Allerdings müssen die Koeffizienten der Arbeitslosigkeitsvariablen mangels statistischer Signifikanz mit Vorsicht interpretiert werden.

Generell gilt es bei den Regressionen zu bedenken, dass für einen möglichen Arbeitgeberwechsel nicht gesondert kontrolliert wird<sup>29</sup>. Vielmehr ist dieses Risiko in den Löhnen bereits eingepreist. Insbesondere nach einer 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).

---

<sup>29</sup> (wegen der Endogenitäts-Problematik der Variable Betriebszugehörigkeit)

Die Koeffizienten der Variablen aktueller Auszeit geben daher den *durchschnittlich zu erwartenden Lohnverlust* im ersten Wiedereinstiegsjahr an.<sup>30</sup>

### ***Abschnitt III: Simulation von Lohn-Alters-Profilen***

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

1. Formale Qualifikation,
2. Zeitpunkt der Unterbrechung sowie
3. Art und Dauer (Muster) der Unterbrechung.

In den Abschnitten III.1 - III.3 werden die Variationsbreite dieser Einflussfaktoren dargestellt sowie einige ausgewählte Profile grafisch veranschaulicht.

#### *III.1 Bildungstypen, bildungsspezifische Kontrollvariablen und Beschäftigungswahrscheinlichkeit*

Die Lohnsimulationen werden für drei Qualifikationsgruppen durchgeführt: Niedrige (niedriger Schulabschluss plus kein Berufsabschluss), mittlere (mittlerer Schulabschluss mit mittlerem Berufsabschluss) sowie hohe Qualifikation ((Fach-) Hochschulreife plus abgeschlossenes Hochschulstudium).<sup>31</sup> Bezüglich der arbeitsplatzbezogenen Merkmale zeigt sich, dass in allen drei Qualifikationsgruppen folgende Merkmale dominieren, die daher für die Simulation verwendet werden: Innerhalb der sozialrechtlichen Stellung: die Angestellte, innerhalb der Branchen: die in Banken, Versicherungen und sonstigen Dienstleistungen beschäftigte Frau, innerhalb der Firmengröße: die in einem Unternehmen mit 20-199 Mitarbeitern Beschäftigte.<sup>32</sup> Bezüglich des Berufsprestiges gibt es deutliche Unterschiede zwischen den Bildungstypen; hier wird der jewei-

---

<sup>30</sup> Dies erklärt auch, warum Auszeit und Arbeitslosigkeit in ihren Lohnstrafen zum Wiedereinstiegszeitpunkt recht ähnlich sind.

<sup>31</sup> Damit wird der im Datensatz zum jeweiligen berufsbildenden Abschluss am häufigsten vorkommende Schulabschluss angenommen.

<sup>32</sup> Zwar stammen zwischen 86 und 96 Prozent der Lohnbeobachtungen aus der Branchengruppe „Banken/ Versicherungen/ Sonstige Dienstleistungen“ aus den Dienstleistungen, 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, wird dennoch die privatwirtschaftliche Beschäftigung als für die Simulationen maßgebend angesehen.

lige Gruppendurchschnitt angesetzt.<sup>33</sup> Dagegen wird bei der Stellenandrangszahl auf Grund geringer bildungsspezifischer Ausprägungs-Unterschiede der einfache Durchschnitt aus allen Lohnbeobachtungen angenommen.

Auch hinsichtlich der Beschäftigungswahrscheinlichkeit (Selekt-Variable) unterscheiden sich die drei Qualifikationsgruppen erheblich: Die mittlere Wahrscheinlichkeit, (abhängig) beschäftigt zu sein steigt mit zunehmendem beruflichen Bildungsabschluss. Daher wird zur Simulation der qualifikationsspezifischen Löhne das jeweilige qualifikationsspezifische Mittel der Selekt-Variable verwendet.

### *III.2 Hypothetische Erwerbsverläufe: Erwerbseinstiegsalter, Unterbrechungszeitpunkte, und –muster, Simulationshorizont*

Je höher der berufsbildende Abschluss ist, desto später steigen Frauen in das Erwerbsleben ein. Im verwendeten Datensatz liegt das durchschnittliche Einstiegsalter von Frauen niedriger Qualifikation bei rund 19, von Frauen mittlerer Qualifikation bei rund 22 und von Akademikerinnen bei rund 27 Jahren. Als Referenz-Erwerbsverlauf dient die durchgängige Vollzeit-Tätigkeit: Die hierdurch erzielbaren Löhne stellen den Vergleichsmaßstab für alle Unterbrechungs-Verläufe dar. Die berechneten Lohneinbußen ergeben sich demzufolge entweder – je nach Blickwinkel – als Summe der Bruttojahreslohndifferenzen oder als Diskrepanzen im Stundenlohn zwischen der Referenz- und der Unterbrechungsfrau.

Was den *Zeitpunkt* der geburtsbedingten Unterbrechung betrifft, wird ein *einheitliches* Erstgeburtsalter angenommen; 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 bildungsspezifische Lohnunterschiede pro Zeiteinheit zurückführen. Da alle drei Bildungsgruppen ihre Ausbildung zum Zeitpunkt der Geburt abgeschlossen haben müssen, werden die drei Erstgeburtszeitpunkte 28., 32. und 36. Lebensjahr der Mutter simuliert. Zusätzlich werden – um die Timing-Effekte noch deutlicher zu machen und dem Geburtsverhalten von Frauen niedriger und mittlerer Qualifikation Rechnung zu tragen – die Geburtszeitpunkte 21. bzw. 24. Lebensjahr (niedrig bzw. mittel Qualifizierte) simuliert.

Hinsichtlich der *Unterbrechungs-Muster* werden zwei Varianten simuliert: Das Kindergartenmuster (einjährige Auszeit, gefolgt von einer zweijährigen Teilzeitphase) und das Grundschul-

---

<sup>33</sup> Damit wird auch das Berufsprestige als endogene, aus dem Berufsbildungsabschluss hergeleitete Größe angesehen, was der hohen positiven Korrelation dieser beiden Variablen im Datensatz entspricht.

muster (dreijährige Auszeit, gefolgt von einer dreijährigen Teilzeitspanne).<sup>34</sup> Im Kindergartenmuster kehrt die Frau zur Vollzeittätigkeit zurück, sobald ihr Kind das dritte Lebensjahr vollendet und sie damit einen Rechtsanspruch auf einen Kindergartenplatz erworben hat. Im Grundschulmuster hingegen kehrt die Frau erst zum Zeitpunkt der Einschulung ihres Kindes zur Vollzeit zurück – auch dies ist - unter den gegenwärtigen institutionellen Rahmenbedingungen – zweifellos eine ambitionierte Annahme, weshalb die simulierten Lohneinbußen schon von dieser Seite her als vorsichtige Schätzungen zu begreifen sind.

Für die Simulation aktueller durchgängiger Vollzeit - oder auch von aktueller Vollzeit allgemein – über einen Zeitraum von 30 Jahren und mehr besteht keine solide Basis in den Daten. Die Berechnungen der Lohneinbußen werden daher *nur bis zum 45. Lebensjahr* durchgeführt.

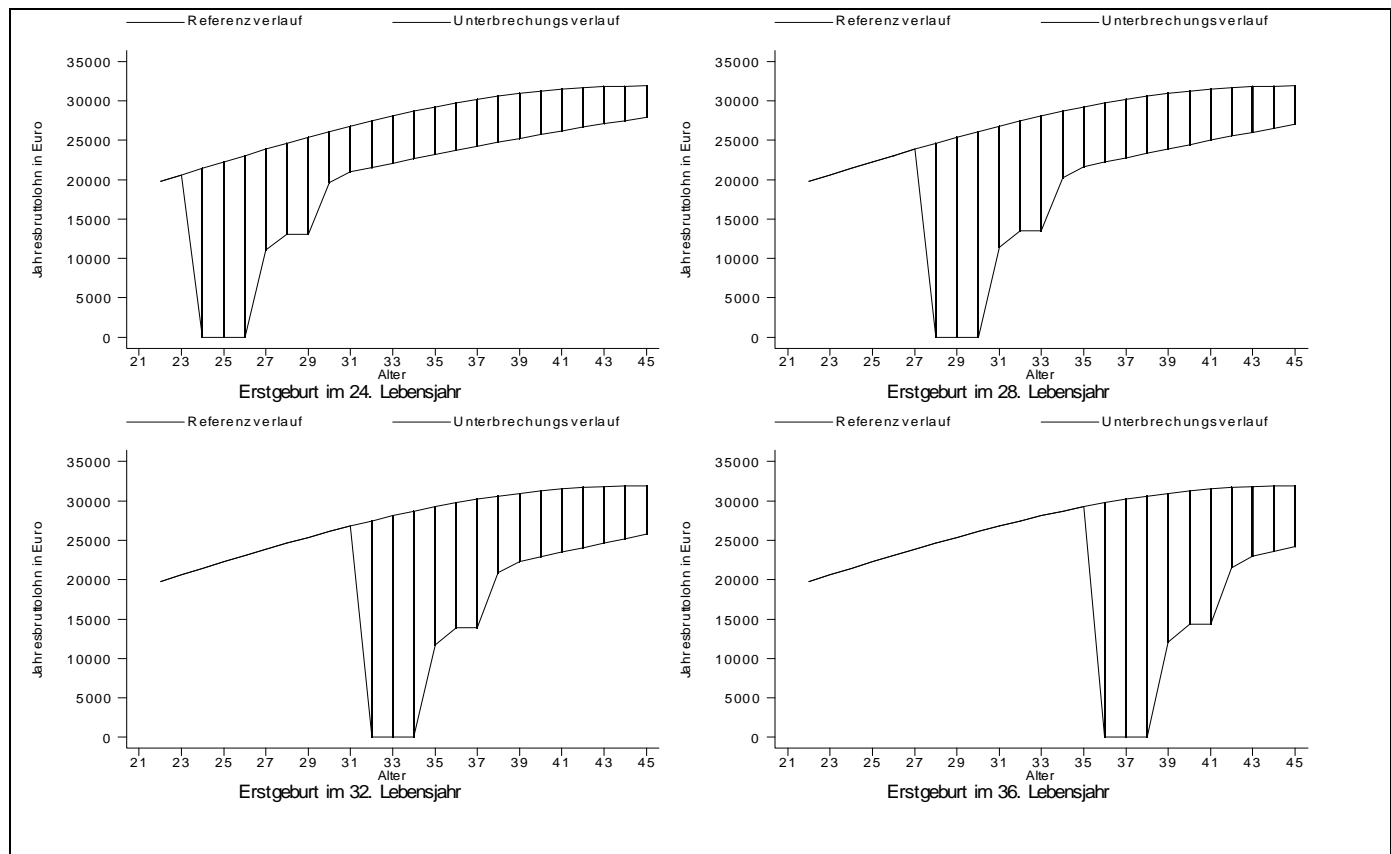
### *III.3 Beispielhafte Lohn-Alters-Profile*

Beispielhaft sollen an nachfolgender Grafik die durch eine Unterbrechung nach Grundschulmuster entstehenden Lohnverläufe veranschaulicht werden, die eine Frau mittlerer Qualifikation bei einer Erstgeburt im 24., 28., 32. und 36. Lebensjahr erleidet. (Der Gesamtverlust bis zum 45. Lebensjahr ergibt sich dabei aus der Summe der vertikalen Linien zwischen dem Referenz- und Unterbrechungsverlauf ab dem jeweiligen Erstgeburtsjahr).<sup>35</sup>

---

<sup>34</sup> Von Teilzeitphasen vor der Erstgeburt wurde aus Vereinfachungsgründen abgesehen, da diese auch nicht statistisch relevant sind: Während zu früheren Zeiten die Eheschließung vielfach mit einer Arbeitszeitreduktion einherging, stellt heutzutage die Geburt das Arbeitszeit reduzierende Ereignis dar.

<sup>35</sup> Simulations-Basis: Random Effects-Schätzung mit Selektionskorrektur; Berechnungen: siehe Abschnitt IV



Während die Referenzfrau gleicher Bildung vom Erwerbseinstieg im 22. Lebensjahr bis zum Ende des Simulationshorizontes im 45. Lebensjahr Vollzeit (Annahme: 40 Wochenstunden) arbeitet und von einem stetigen Lohnwachstum – wenngleich in abnehmenden Raten – profitiert, steigt die Unterbrechungsfrau im 24., 28., 32. oder 36. Lebensjahr aus dem Erwerbsleben aus und erzielt für drei Jahre ein Bruttolohneinkommen von Null. Während der sich anschließenden Teilzeitphase (Annahme: 20 Wochenstunden) verjährt die Lohnstrafe der Auszeit bereits etwas, so dass der Jahreslohn mäßig steigt; da die Teilzeiterfahrung selbst (wie die Regressionsergebnisse gezeigt haben) kaum lohnfördernd wirkt, stagniert der Jahreslohn im dritten Teilzeitjahr (d. h. rückblickend auf zwei Jahre Teilzeiterfahrung). Ein Jahr später, im ersten Wiedereinstiegsjahr in Vollzeit, steigt der Lohn auf Grund der Verdopplung der Wochenarbeitsstunden. Wiederum ein Jahr später blickt die Frau nicht mehr auf aktuelle Teilzeiterfahrung, sondern auf ein Jahr Vollzeiterfahrung zurück, wovon nun auch der Stundenlohnsatz profitiert. Da der Vollzeittätigkeit eine Unterbrechung vorausging, entfällt bei der Unterbrechungsfrau die separate Lohnprämie durchgängiger Vollzeit, die die Referenzfrau realisiert. Daher generiert aktuelle Vollzeiterfahrung schon für sich genommen ein geringeres Lohnwachstum als dies bei der Referenzfrau der Fall ist; wenngleich die genommene Auszeit nun als „frühere Auszeit“ im Lohn kaum noch

nachwirkt, nähern sich die beiden Verläufe nur durch die deutlich abnehmenden Lohnwachstumsraten der Referenzfrau einander an.

Ab dem Zeitpunkt der Rückkehr zu Vollzeit nach sechsjähriger Unterbrechung können verbleibende Jahreslohn-Diskrepanzen zwischen der Referenz- und der Unterbrechungsfrau nur noch von Unterschieden in den Stundenlöhnen herrühren. Hier offenbart sich das Ausmaß der Humankapitalentwertung während der Unterbrechung: Der Wiedereinstiegs-(Jahres-)Lohn bleibt deutlich hinter dem Ausstiegslohn zurück. Die Diskrepanz ist umso *höher*, je später die Unterbrechung erfolgt. Hinzu kommen die entgangenen Erträge nicht getätigter Humankapitalinvestitionen während der Unterbrechung – diese machen den verbleibenden Teil der Lohndiskrepanz zur Referenzfrau zum Wiedereinstiegszeitpunkt aus. Diese Diskrepanz ist umso *niedriger*, je später die Unterbrechung erfolgt. Bis zum 45. Lebensjahr werden die Einbußen nur teilweise wieder aufgeholt; es verbleibt eine mehr oder minder große Diskrepanz im Bruttostundenlohn auch noch im 45. Lebensjahr. Dabei fällt die Aufholung für die hier betrachtete Frau mittlerer Bildung umso stärker aus, je früher die Unterbrechung erfolgt.<sup>36</sup> Da Frauen gleichen Bildungsabschlusses miteinander verglichen werden, wird eine Verzerrung der Ergebnisse in jenen Fähigkeiten, die sich in schulischen Leistungen manifestieren weitgehend vermieden.

#### ***IV Berechnung von Lohneinbußen durch Erwerbsunterbrechungen***

In diesem Abschnitt werden die Lohneinbußen berechnet, die sich bei Annahme eines bestimmten Unterbrechungszeitpunktes, -musters und Bildungstyps im Vergleich zur Referenzfrau ergeben. Die Berechnungen werden zum einen auf Stundenlohnbasis durchgeführt, um die Produktivitätsentwicklung der Frau nachzuvollziehen. Wie weiter oben dargestellt, ist der Bruttostundenlohn zudem ein Indiz für deren wirtschaftliche Unabhängigkeit. Zum anderen werden die Berechnungen auf Jahreslohnbasis durchgeführt, woraus kumulierte Einbußen bis zum 45. Lebensjahr ermittelt werden. Bei den Berechnungen wird implizit angenommen, dass der Zinssatz der realen Lohnwachstumsrate entspricht, von der in den Berechnungen abstrahiert wurde. Somit ist keine Diskontierung der Löhne erforderlich.<sup>37</sup> Zusätzlich werden die absoluten Lohnverluste

---

<sup>36</sup> Dies ist bei Akademikerinnen anders, wie in Abschnitt IV.1 zu erfahren ist.

<sup>37</sup> Diese Vorgehensweise entspricht jener von Galler (1991). Würde man diese Annahme dahin gehend verändern, einen Zinssatz größer als die Lohnwachstumsrate anzunehmen würden mit weiter in der Zukunft liegenden Erstgeburtszeitpunkten verbundene Lohnverluste stärker gemindert als gegenwartsnähere Lohnverluste; somit würde die Aufschiebung von Geburten unter Kostengesichtspunkten noch günstiger erscheinen als unter der hier verfolgten Betrachtungsweise.

danach unterschieden, ob sie während der Auszeitphase, während der anschließenden Teilzeitphase oder erst nach Rückkehr zur Vollzeittätigkeit entstanden sind.

#### *IV.1 Lohneinbußen als Diskrepanz im Bruttostundenlohn*

Gemäß der Unterscheidung von Mincer und Ofek (1982) setzen sich die Lohneinbußen von Erwerbsunterbrechungen aus verschiedenen Komponenten zusammen: Zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs unterscheidet man zwischen Lohneinbußen durch Abschreibung und entgangenen Erträgen aus nicht getätigten Investitionen; nach dem Wiedereinstieg kommen Folgekosten durch nur unvollständig aufgeholte Lohnunterschiede hinzu – je nach Umfang der Restauration des Humankapitals. Es werden im Folgenden die Lohndiskrepanz zum Wiedereinstiegszeitpunkt sowie am Ende des Simulationshorizontes (45. Lebensjahr) berechnet. Die Erläuterung zur nachfolgenden Tabelle findet sich im Anschluss an dieselbe.



## Lohneinbußen als Diskrepanz im Bruttostundenlohn

Qualifikation											
Niedrig			Mittel			Hoch					
Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€) <sup>38</sup>		Anteil (%) <sup>39</sup>	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	a	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	
davon: Humankapital-Entwertung (€) <sup>40</sup>	Anteil (%) <sup>41</sup>	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%) <sup>42</sup>		davon: Humankapital-Entwertung(€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)		davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	
davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€) <sup>43</sup>	Anteil (%) <sup>44</sup>			davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)			davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)		
b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€) <sup>45</sup>		Anteil (%) <sup>46</sup>	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr(€)		Anteil (%)
c	Aufholeffekt (%) <sup>47</sup>			c	Aufholeffekt (%)			c	Aufholeffekt (%)		
<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	20.66		1.7344952	42.64	15.11		.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>38</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs in Vollzeit (in €)

<sup>39</sup> anteiliger realer Bruttostundenlohnverlust zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (Lohnverlust gegenüber Einkommenserzielungskapazität der Referenzfrau, in Prozent)

<sup>40</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn der Unterbrechungsfrau zwischen ihrem Ausstiegslohn und ihrem Wiedereinstiegslohn in Vollzeit (Humankapitalentwertung in €)

<sup>41</sup> Anteil der Humankapitalentwertung an diesem Gesamtverlust (in Prozent)

<sup>42</sup> Humankapitalentwertung in Prozent (Differenz zwischen Wiedereinstiegs- und Ausstiegslohn im Verhältnis zum Ausstiegslohn)

<sup>43</sup> Reale Bruttostundenlohn-Differenz zwischen Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs der Unterbrechungsfrau und Ausstiegslohn der Unterbrechungsfrau (in €)

<sup>44</sup> Anteil der entgangenen Erträge an diesem Gesamtverlust, in Prozent

<sup>45</sup> Differenz im realen Bruttostundenlohn zwischen Unterbrechungs- und Referenzfrau im 45. Lebensjahr, in €

<sup>46</sup> anteiliger realer Bruttostundenlohnverlust im 45. Lebensjahr (verbleibender Lohnverlust in Prozent gegenüber Einkommenserzielungskapazität der Referenzfrau)

<sup>47</sup> bis zum 45. Lebensjahr aufgeholt Lohnverlust gegenüber dem gesamten Lohnverlust zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs, in Prozent

Qualifikation											
Niedrig			Mittel				Hoch				
	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 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)
c	Aufholeffekt (%)			c	Aufholeffekt (%)			c	Aufholeffekt (%)		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 28. Lebensjahr; Kindergartenmuster</b>											
	3.0727739		27.01	a	3.0505037		23.64	a	1.7743311		14.54
	2.046998	66.62	19.77		1.6259537	53.30	14.17		.0274601	1.55	.26
	1.0257759	33.38			1.4245501	46.70			1.746871	98.45	
	1.017664		8.14	b	1.7163305		11.19	b	2.1234951		12.84
	66.88			c	43.74			c	-19.68		
<b>Unterbrechungszeitpunkt: 32. Lebensjahr, Grundschulmuster</b>											
a	4.0187693		32.18	a	4.6837597		31.80	a	4.2423115		28.52
	2.9085073	72.37	25.56		2.8556471	60.97	22.13		1.5681	36.96	12.85
	1.1102619	27.63			1.8281126	39.03			2.6742115	63.04	
b	2.0496769		16.39	b	2.9405346		19.17	b	3.4191589		20.67
c	49.00			c	37.22			c	19.40		

Qualifikation											
Niedrig			Mittel			Hoch					
Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	Stundenlohn-Differenz zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs (€)		Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	
davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)		Anteil (%)	Verlust Ein- vs. Ausstieg (%)	davon: Humankapital-Entwertung (€)	Anteil (%)				
davon: entgangene Erträge nicht getätigter Investitionen (€)	Anteil (%)	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 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)
c	Aufholeffekt (%)			c	Aufholeffekt (%)			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	24.73		2.7437248	70.06	21.27		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		

Qualifikation												
Niedrig			Mittel				Hoch					
	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 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	b	Stundenlohn-Differenz im 45. Lebensjahr (€)		Anteil (%)	
c	Aufholeffekt (%)			c	Aufholeffekt (%)				c	Aufholeffekt (%)		
<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	28.04		3.7152433	76.02	26.40		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		
<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	27.24		3.5998363	81.36	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		

#### IV.1.1 Einbußen zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs

Die Lohneinbußen zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs setzen sich aus zwei Komponenten zusammen: Der Entwertung des zum Ausstiegszeitpunkt bestehenden Humankapitals während der Erwerbsunterbrechung und den verlorenen Erträgen aus unterlassenen Investitionen in Humankapital während derselben Zeit. Die Entwertungsrate des Humankapitals während der geburtsbedingten Erwerbsunterbrechung ist hier definiert als der Anteil der Differenz zwischen Ausstiegs- und Einstiegslohn am Ausstiegslohn. Dabei gilt der Ausstiegslohn als derjenige reale Bruttostundenlohn, der im Jahr vor der Erwerbsunterbrechung in Vollzeit erzielt wurde; der Einstiegslohn dagegen als derjenige Bruttostundenlohn, der im ersten Wiedereinstiegsjahr in Vollzeit nach der Erwerbsunterbrechung erzielt wird.<sup>48</sup> Die Lohnsimulationen ergaben, dass die **Entwertungsrate des Humankapitals** ceteris paribus **umso höher** ist,

- je länger die Erwerbsunterbrechung andauert,
- je niedriger der Bildungsgrad ist und
- je später im erwerbsbiografischen Verlauf die Erwerbsunterbrechung stattfindet.

Der Unterschied zwischen den Entwertungsraten im Kindergarten- und Grundschulmuster beträgt jedoch jeweils nur rund einen Prozentpunkt. Dies deutet darauf hin, dass in erster Linie betriebsspezifisches Humankapital entwertet, das eine geringere Nutzungsdauer als allgemeines Humankapital hat.<sup>49</sup> Zunächst überraschend ist der Bildungseffekt. Wenn man aber bedenkt, dass die Akademikerin vergleichsweise spät ins Erwerbsleben einsteigt – was das Verlustpotenzial an Erwerbserfahrung mindert – und außerdem für bildungsinadäquate Beschäftigung nach der Rückkehr in dieser Untersuchung nicht kontrolliert wird – was das Verlustpotenzial an formaler Qualifikation beschränkt – wird verständlich, warum die Entwertungsrate umso stärker ausfällt, je geringer die Frau gebildet ist. Dass Hinauszögerungen von Geburten mit höheren Abschreibungsraten verbunden sind hängt wiederum mit dem Verlust der Lohnprämie aus aktueller durchgängiger Vollzeiterfahrung zusammen; demgegenüber hat frühere Vollzeiterfahrung, auf die die Berufsrückkehrerin nun zurückblickt - wie die Regressionsergebnisse gezeigt haben – auf den heutigen Lohnsatz viel geringere Lohneffekte.

---

<sup>48</sup> Da die gearbeitete Wochenstundenanzahl, wie die Regressionsergebnisse zeigten, die Höhe des Stundenlohnes beeinflusst, lässt sich der Abschreibungseffekt nur isolieren, indem Vollzeitlöhne miteinander verglichen werden.

<sup>49</sup> Es steht zu vermuten, dass bei längeren Auszeiten auch das generelle Humankapital einer teilweisen Entwertung unterworfen ist, da dann auch allgemeine Fähigkeiten wie Selbstorganisation oder Teamfähigkeit (teilweise) verlernt werden.

Die **verlorenen Erträge aus unterlassenen Humankapitalinvestitionen** während der Auszeit sind jene Lohneinbußen im Vergleich zur durchgängig in Vollzeit beschäftigten Frau (Referenzfrau), die verbleiben, nachdem die Lohneinbußen durch Abschreibung abgezogen wurden. Sie werden berechnet als Differenz zwischen dem realen Bruttostundenlohn der Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs der Unterbrechungs-Frau in Vollzeit und dem realen Bruttostundenlohn der Unterbrechungsfrau zu deren Ausstiegszeitpunkt. Diese verlorenen Erträge fallen sowohl anteilig (an den gesamten Lohneinbußen in Prozent) als auch absolut (in Euro) **umso höher** aus,

- 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 wird 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, so wird dieser Zusammenhang verständlich. Diese abnehmenden Grenzerträge 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.

Was bedeutet dies nun für die gesamten Einbußen im Bruttostundenlohn, die die unterbrechende Frau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs in Vollzeit realisiert? Durch die Aufschiebung von Geburten steigt die Entwertungsrates des Humankapitals, während die entgangenen Erträge sinken. Per saldo lohnt sich das Aufschieben von Geburten unter dem Gesichtspunkt der Lohnlücke zum Wiedereinstiegszeitpunkt für keinen der drei Bildungstypen. Die Lohnlücke pro Stunde ist außerdem durchweg höher, wenn statt des Kindergartenmusters die längere Unterbrechung (Grundschulmuster) gewählt wird.

#### IV.1.2 Einbußen im weiteren Erwerbsverlauf

Als **Aufholeffekt** wird derjenige Anteil am Lohnverlust gegenüber der Referenzfrau zum Zeitpunkt des Wiedereinstiegs bezeichnet, der bis zum 45. Lebensjahr der Frau wettgemacht wird. Es zeigt sich, dass der Aufholeffekt **umso höher** ausfällt,

- je niedriger der Bildungsgrad ist und
- je kürzer die Unterbrechung andauert.

Bezüglich des Zeitpunktes der Unterbrechung ergibt sich kein einheitliches Bild. Die Verkürzung der Resterwerbsspanne durch Geburtsaufschiebung beeinflusst den Aufholprozess negativ, die stärkere Annäherung an den Referenzlohn dagegen positiv. Die gegenläufigen Effekte sind für die Bildungstypen unterschiedlich stark ausgeprägt; wegen des späteren Erwerbseinstiegs der Akademikerinnen überwiegt für diese der zweitgenannte Effekt, so dass – zumindest im kurzen Unterbrechungsverlauf (Kindergartenmuster) - der Aufholeffekt für Akademikerinnen umso höher ist, je später die Geburt erfolgt, während bei den beiden übrigen Bildungstypen das Gegenteil gilt.

Im Vergleich der Bildungstypen sind es vor allem die höher gebildeten Frauen, die die während der Unterbrechung erlittenen Einbußen im weiteren Erwerbsverlauf nur schwerlich aufholen können. Damit liefern die Aufholeffekte zugleich einen Beleg für die bildungsspezifische Gesamtfertilität und für das späte Geburten-Timing von Akademikerinnen.

Nun könnte man einwenden, dass die Unterbrechungsfrau wegen möglicher unbeobachteter Individualeffekte gar nicht mit der Referenzfrau verglichen werden darf und daher die berechneten Aufholeffekte Makulatur sind. Dem muss jedoch entgegen gehalten werden, dass die Lohnprämie durchgängiger aktueller Vollzeit in den DVM-Modellen – also jenen Modellen, die Lohnveränderungen aus *intrapersonellen* Veränderungen heraus erklären – sogar noch höher ausfiel.

Die **verbleibende Lohndiskrepanz** im realen Bruttostundenlohn zwischen der Unterbrechungs- und der Referenzfrau in deren 45. Lebensjahr ist sowohl absolut (in Euro) als auch prozentual (Lohndiskrepanz 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 weiter oben 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 45. Lebensjahr mit zunehmendem Erstgeburtsalter. Das heißt, die sich mit Geburtsaufschiebung beschleunigenden Aufholeffekte vermögen an dem durch Aufschiebung zunehmenden Lohnniveau-Unterschied zur Referenzfrau nichts zu ändern.

#### *IV.2 Lohneinbußen als verlorener Anteil an der möglichen Lohnsumme*

Die Analyse von Stundenlöhnen soll nun durch eine Betrachtung auf Jahresbasis ergänzt werden. Die jährlichen Lohneinbußen werden als Differenz zwischen dem realen Bruttojahreslohn des gewählten Unterbrechungsverlaufes und dem bei einer durchgängigen Vollzeittätigkeit möglichen realen Bruttojahreslohn berechnet. Der gesamte Lohnverlust eines bestimmten Unterbrechungsverlaufes ergibt sich dann durch Aufsummierung der jährlichen Lohnverluste.

Der anteilige Lohnverlust ist als prozentualer Anteil des Lohnverlustes an der maximal erreichbaren Bruttolohnsumme des jeweiligen Bildungsgrades bei durchgängiger Vollzeittätigkeit konzipiert. Da die Bruttolohnsumme der Referenzfrau unabhängig von Art, Dauer und Zeitpunkt der Erwerbsunterbrechung der Unterbrechungsfrau ist, können die Lohneffekte von nach eben diesen Kriterien unterschiedenen Unterbrechungsverläufen anhand der jeweils bewirkten anteiligen Lohnverluste veranschaulicht werden.



Unterbrechungs-Muster <sup>50</sup> :	Unterbrechungs-Zeitpunkt:	<b>Random Effects-Modell mit Selektionskorrektur/Berechnungen bis 45. Lebensjahr</b>					
		Qualifikation					
		niedrig		mittel		hoch	
		Brutto-lohn-sum-me(€) <sup>51</sup>	Lohnverlust(€) <sup>52</sup> davon In Auszeit In Teilzeit Nach Teilzeit	Brutto-lohn-sum-me (€)	Lohnverlust (€) davon In Auszeit In Teilzeit Nach Teilzeit	Brutto-lohn-sum-me (€)	Lohnverlust (€) davon In Auszeit In Teilzeit Nach Teilzeit
Anteiliger Lohnverlust (%) <sup>53</sup>	Anteiliger Lohnverlust (%)						
Grundschul-	21. bzw. 24. LJ (niedrige bzw. mittlere Qualifikation)	<b>604.961,63</b>	<b>139.058,40</b> davon 54.973,19 28.977,64 55.107,54 22,99	<b>639.237,88</b>	<b>192.304,60</b> davon 66.728,05 36.660,58 88.915,99 30,08	<i>Be-rechnung entfällt</i>	<i>Be-rechnung entfällt</i>
Grundschul-	28. LJ	<b>604.961,63</b>	<b>174.948,06</b> davon 67.890,89 39.912,52 67.144,65 28,92	<b>639.237,88</b>	<b>201.016,48</b> davon 76.132,32 44.038,61 80.845,55 31,45	<b>528.395,06</b>	<b>182.257,55</b> davon 70.671,62 38.068,87 73.517,06 34,49
Kindergarten-	28. LJ	<b>604.961,63</b>	<b>115.117,74</b> davon 22.090,98 23.887,62 69.139,14 19,03	<b>639.237,88</b>	<b>130.043,98</b> davon 24.631,16 25.508,15 79.904,67 20,34	<b>528.395,06</b>	<b>107.142,21</b> davon 22.646,14 20.515,19 63.980,88 20,28
Grundschul-	32. LJ	<b>604.961,63</b>	<b>166.183,61</b> davon 73.499,47 43.135,08 49.549,06 27,47	<b>639.237,88</b>	<b>196.257,34</b> davon 84.296,21 49.651,58 62.309,55 30,70	<b>528.395,06</b>	<b>190.147,81</b> davon 81.238,34 46.556,94 62.352,53 35,99
Kindergarten-	32. LJ	<b>604.961,63</b>	<b>109.268,46</b> davon 24.098,52 26.806,28 58.363,66 18,06	<b>639.237,88</b>	<b>128.742,90</b> davon 27.481,39 30.012,34 71.249,17 20,14	<b>528.395,06</b>	<b>118.692,38</b> davon 26.232,86 26.638,48 65.821,04 22,46
Grundschul-	36. LJ	<b>604.961,63</b>	<b>148.130,25</b> davon: 77.220,98 44.182,28 26.726,99 24,49	<b>639.237,88</b>	<b>178.399,63</b> davon: 90.578,54 52.936,75 34.884,34 27,91	<b>528.395,06</b>	<b>181.465,50</b> davon: 90.626,55 53.278,64 37.560,31 34,34
Kindergarten-	36. LJ	<b>604.961,63</b>	<b>94.981,59</b> davon 25.511,01 28.411,65 41.058,93 15,70	<b>639.237,88</b>	<b>115.353,09</b> davon 29.754,63 33.186,76 52.411,70 18,05	<b>528.395,06</b>	<b>114.738,8</b> davon 29.488,92 31.887,23 53.362,65 21,71

<sup>50</sup> vor Auszeit- sowie nach Teilzeitphase: Vollzeit-tätigkeit; Grundschulmuster: 3 Jahre Auszeit, danach 3 Jahre Teilzeit; Kindergartenmuster: 1 Jahr Auszeit, danach 2 Jahre Teilzeit

<sup>51</sup> Summe des bis zum 45. Lebensjahr bei durchgängiger Vollzeit-tätigkeit erreichbaren Bruttojahreslohn-Einkommens (in Euro)

<sup>52</sup> Summe der Bruttojahreslohn-Differenzen über die gesamte Erwerbsphase bis zum 45. Lebensjahr bzw. in den nachfolgend genannten Phasen, jeweils gegenüber der Referenzfrau (in Euro)

<sup>53</sup> Anteil der Summe der Bruttojahreslohn-Differenzen über die gesamte Erwerbsphase bis zum 45. Lebensjahr an der Bruttolohnsumme (in Prozent)

Für alle Bildungsgruppen, Erstgeburtszeitpunkte sowie für beide Variablensets gilt, dass die anteiligen Lohnneinbußen mit zunehmender *Dauer der Erwerbsunterbrechung* steigen; eine Frau, die eine Unterbrechung nach dem Grundschulmuster vornimmt, muss also auf einen größeren Anteil an der bis zum 45. Lebensjahr bei durchgängigem Vollzeit-Erwerbsverlauf möglichen Bruttolohnsumme verzichten als eine Frau gleicher Bildung, die zum selben Zeitpunkt eine Erwerbsunterbrechung nach dem Kindergartenmuster vollzieht.

Ferner sind die anteiligen Lohnverluste über alle Unterbrechungszeitpunkte und -muster umso höher, je höher der *Bildungsgrad* der Frau ist. Akademikerinnen verzichten bis zum 45. 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 Berufsabschluss nur höchstens 31 Prozent sind.

Der Einfluss des *Unterbrechungszeitpunktes* auf die anteiligen Lohnverluste bis zum 45. Lebensjahr ist nicht ganz so eindeutig. Begrenzt man den Blick zunächst auf die für alle drei Bildungsgruppen einheitlichen Erstgeburtsalter, so lässt sich für beide Variablensets und beide Unterbrechungsmuster feststellen, dass die Aufschiebung von Geburten für gering und mittel Qualifizierte unter dem Gesichtspunkt der anteiligen Lohnverluste lohnend ist: Durch eine Aufschiebung der Erstgeburt vom 28. auf das 32. Lebensjahr bzw. vom 32. auf das 36. Lebensjahr lässt sich jeweils eine Reduktion der anteiligen Lohnverluste realisieren; dabei wirkt sich die Aufschiebung vom 32. auf das 36. Lebensjahr sogar noch deutlich stärker lohnverlustmindernd aus. Bezieht man einen weiteren Erstgeburtszeitpunkt, nämlich zwei Jahre nach Erwerbseinstieg mit ein (für die gering Qualifizierte ist dies das 21., für die Frau mittlerer Bildung das 24. Lebensjahr), wird allerdings deutlich, dass die Geringqualifizierte den mit Abstand geringsten Lohnnachteil erzielt, wenn sie ihr erstes Kind im Alter von 21 Jahren, also möglichst früh bekommt. Das Maximum der Verluste wird hier im 28. Lebensjahr erreicht. Nur wenn die Option „Geburt im 21. Lebensjahr“ ausscheidet, lohnt sich für alle nachfolgenden in die Analyse einbezogenen Zeitpunkte die weitere Aufschiebung. Auch die Frau mittlerer Bildung erreicht den Zenit ihrer Lohnverluste mit 28 Jahren. Die geringsten Verluste werden in den vorliegenden Analysen bei maximaler Aufschiebung der Erstgeburt auf das 36. Lebensjahr erzielt.

Für Akademikerinnen sind die Timing-spezifischen Lohnverluste weniger stark ausgeprägt als bei den anderen beiden Bildungstypen. Durch die Aufschiebung der Erstgeburt vom 28. auf das 32. Lebensjahr steigen die summierten Lohnverluste leicht an – dies gilt für beide Unterbre-

chungsmuster.<sup>54</sup> Was die Aufschiebung vom 32. auf das 36. Lebensjahr betrifft, so lässt sich zwar bei einer Unterbrechung im Grundschulmuster in beiden Variablensets eine leichte Reduktion der bei Erstgeburt zum 32. Lebensjahr in Kauf zu nehmenden Lohnverluste erzielen, allerdings liegt das Niveau der anteiligen Lohnverluste zum Erstgeburtszeitpunkt mit 36 Jahren nur geringfügig unterhalb der zum Erstgeburtszeitpunkt im Alter von 28 Jahren zu erleidenden Lohnverluste. Erfolgt die Erwerbsunterbrechung nach dem Kindergartenmuster, vergrößern sich die anteiligen Lohnverluste bei Verschiebung der Erstgeburt auf das 36. Lebensjahr sogar leicht gegenüber der Geburt mit 28 Jahren. Für die Akademikerinnen bleibt festzuhalten, dass die **Aufschiebung** von Geburten unter dem Aspekt der Gesamtlohnverluste **kaum finanzielle Vorteile** mit sich bringt.

Differenziert man zwischen direkten und indirekten Lohneinbußen, so nehmen die direkten Lohneinbußen mit zunehmendem Erstgeburtsalter zu, während die indirekten Einbußen (Folgekosten) abnehmen. Innerhalb der direkten Einbußen sind es bei langen Erwerbsunterbrechungen („Grundschulmuster“) in allen Bildungsgruppen vor allem die während der Auszeit erlittenen Lohneinbußen, die durch eine Aufschiebung der Geburt empfindlich ansteigen, während bei Erwerbsunterbrechungen nach Kindergartenmuster die während der Teilzeitphase erlittenen Lohnverluste vergleichsweise stärker zunehmen. Für beide Muster gilt dabei, dass der Anstieg der Verluste umso höher ausfällt, je höher der Bildungsgrad der Frau ist.

Direkte und indirekte Lohneinbußen entwickeln sich bei Geburtenaufschiebungen also gegenläufig, wobei je nach Bildungsgruppe mal der eine, mal der andere Effekt überwiegt, wie weiter oben anhand der Entwicklung der Gesamtverluste bereits dargestellt wurde. Bei den Akademikerinnen vermag die aufschiebungsbedingte Reduktion der Folgekosten den starken Anstieg der direkten Lohnverluste nicht aufzufangen. Dies liegt nicht nur, wie bereits gesagt, daran, dass Akademikerinnen durch Aufschiebung den vergleichsweise empfindlichsten Anstieg der direkten Lohneinbußen erleiden, sondern zusätzlich auch daran, dass bei den Akademikerinnen die Folgekosten durch Aufschiebung weniger stark zurückgehen als bei den Frauen mit niedrigerer Bildung. Bei Frauen mit geringem oder mittlerem Berufsbildungsabschluss dagegen dominiert die Verminderung der Folgekosten, so dass die gesamten Lohnverluste für diese Bildungstypen durch Geburtenaufschiebung abnehmen.

---

<sup>54</sup> Für Akademikerinnen fiel das zweite Jahr nach Erwerbseinstieg in das 29. Lebensjahr. Da sich aus einer entsprechenden Zusatzberechnung keine zusätzliche Information bezüglich der Timing-Relevanz der Lohneinbußen gewinnen ließe, wird die zusätzliche Rechnung, die für die beiden anderen Bildungstypen durchgeführt wurde bei den Akademikerinnen weggelassen.

## Abschnitt V: Familienpolitische Implikationen

Da sich Frauen inmitten der Erwerbsphase bereits einem der drei Bildungstypen zugeordnet haben und das Muster der Erwerbsunterbrechung zu einem großen Teil von den institutionellen Rahmenbedingungen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf gesteuert wird, verbleiben als die eigentlichen Aktionsparameter der Frau die Grundsatzentscheidung für oder gegen ein (erstes) Kind sowie die Wahl des optimalen Geburtszeitpunktes. Bei der Wahl des richtigen Zeitpunktes sind Nutzenaspekte gegen Kostenaspekte abzuwägen. Wie in Abschnitt I dargelegt, fokussiert diese Untersuchung die impliziten Kosten durch unterbrechungsbedingte Lohnausfälle.

Um die impliziten Kosten der Geburt eines Kindes einschätzen zu können, vergleicht die gering qualifizierte Frau ihre Lohnentwicklung mit jener der durchgängig in Vollzeit beschäftigten Frau gleicher Bildung, und die Akademikerin orientiert sich am Lohnprofil der durchgängig in Vollzeit beschäftigten Akademikerin. Doch welche Lohneinbußen sind für Spezialisierungsentscheidungen zwischen Erwerbs- und Hausarbeit bzw. Kinderbetreuung relevant – die gesamten Lohneinbußen, die gegenüber dem Referenzverlauf bis zum 45. Lebensjahr erlitten werden oder die Diskrepanz im Stundenlohn gegenüber der Referenzfrau? Im Folgenden soll verdeutlicht werden, dass die unterschiedlichen Betrachtungsweisen *unterschiedliche Aspekte von Geburtenentscheidungen* beleuchten und in ihrer Gesamtheit das von westdeutschen Frauen in den vergangenen Jahrzehnten offenbarte Fertilitätsverhalten verständlicher machen.

### *1. Relevanz von Einbußen im realen Bruttostundenlohn gegenüber der durchgängig in Vollzeit beschäftigten Frau*

Die Berechnungen des Abschnitts IV haben ergeben, dass der Spezialisierungsnachteil umso geringer ausfällt, je früher die Erstgeburt stattfindet. Für **Frauen niedriger und mittlerer Bildung** waren zugleich die Aufholeffekte bei einer frühen Erstgeburt am stärksten. Daraus ergibt sich für diese beiden Bildungsgruppen ein **Anreiz zu frühen (Erst-) Geburten**. Auch Akademikerinnen werden mit absolut niedrigeren Lohndiskrepanzen zur Referenzfrau belohnt, wenn sie ihr erstes Kind früh bekommen. Allerdings sind die Aufholeffekte stärker, wenn die Geburt hinausgezögert wird. Diese steigenden Aufholeffekte der Akademikerinnen mit zunehmendem Erstgeburtsalter sind in der vorliegenden Untersuchung deshalb mit besonderem Augenmerk zu notieren, da das Ende des Berechnungshorizontes - das aus ökonometrischen Gründen auf das

45. Lebensjahr festgesetzt wurde - natürlich nicht das Ende der Erwerbsspanne bedeutet. Gerade für Akademikerinnen, die von allen Bildungsgruppen am spätesten in das Erwerbsleben einsteigen, ergäbe sich durch die Verlängerung des Berechnungshorizontes ein besonders hoher zusätzlicher Aufholeffekt. Die bereits mit Berechnungsfrist 45. Lebensjahr im Wege der Geburtenaufschiebung steigenden Aufholeffekte markieren daher einen Trend, der bei Zugrundelegung eines verlängerten Berechnungshorizontes vermutlich dazu führen würde, dass die Lohndiskrepanzen durch Geburtsaufschiebung abnehmen. Vor diesem Hintergrund ist für die **Akademikerinnen** aus dem Blickwinkel des Spezialisierungsrisikos als der verbleibenden Stundenlohlücke zur Referenzfrau ein **Anreiz zur Geburtenaufschiebung** zu konstatieren.

2. *Relevanz von summierten Verlusten gegenüber der bei durchgängiger Vollzeitbeschäftigung bis zum 45. Lebensjahr erzielbaren Bruttolohnsumme*

Akademikerinnen haben höhere direkte Lohnausfälle als geringer qualifizierte Frauen. Gleichzeitig neigen sie - wie die qualifikationsspezifischen Geburtenziffern belegen, - verstärkt zum Postponing.<sup>55</sup> Dieses Phänomen kann mit den vorliegenden Berechnungen, die allein auf den Substitutionseffekt der Kindernachfrage abstellen nur bedingt belegt werden: Unter dem Gesichtspunkt der Gesamtlohnverluste ist die Akademikerin zwischen einer Geburt im 28. Lebensjahr und im 36. Lebensjahr nahezu indifferent (Grundschulmuster) bzw. bei der früheren Geburt finanziell sogar leicht im Vorteil (Kindergartenmuster). Allerdings sind die Unterschiede in den Lohnverlusten sehr gering. Berücksichtigt man jedoch den späteren Erwerbseinstieg von Akademikerinnen und bezieht den Einkommenseffekt der Kindernachfrage in die Überlegungen mit ein, dominiert möglicherweise in den ersten Erwerbsjahren der Einkommenseffekt den Substitutionseffekt und bewirkt eine Aufschiebung der Geburt, bevor nach einer gewissen beruflichen Konsolidierung der Substitutionseffekt dominiert und eine weitere Aufschiebung verursacht. 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: Im Zeitfenster zwischen 20 und 30 Jahren würden sich aus diesen Überlegungen heraus niedrig Qualifizierte für frühe Geburten und mittel Qualifizierte für eine Aufschiebung entscheiden.

---

<sup>55</sup> So waren nach Angaben des Statistischen Bundesamtes (2007) im Jahr 2006 26 Prozent der Frauen in den alten Bundesländern, die über einen hohen Bildungsstand verfügten und zwischen 40 und 75 Jahre alt waren, kinderlos (Abgrenzung des Bildungsstands nach der International Standard Classification of Education (ISCED))

Unabhängig davon, wie das individuelle Timing-Kalkül „im politikfreien Raum“ aussieht lassen die Berechnungen eine Aussage darüber zu, wie dieses individuelle Kalkül durch familienpolitische Maßnahmen tendenziell *verändert* wird. Die Berechnungen ergaben, dass mit der Hinauszögerung der Geburt die unmittelbaren Lohneinbußen ansteigen, während die Folgekosten abnehmen. Aus dem Umstand, dass die unmittelbaren Einbußen einen vorziehenden und die Folgekosten einen aufschiebenden Effekt auf die Geburten haben, folgt, dass familienpolitische Maßnahmen, die die unmittelbaren Ausfälle reduzieren, den Anreiz zum Postponing eher noch verstärken. Das zum 1.1.2007 eingeführte Elterngeld muss zu diesen Maßnahmen gezählt werden, da die Höhe der finanziellen Kompensation (in Grenzen) vom vorherigen Einkommen abhängt.<sup>56</sup> Familienpolitische Maßnahmen dagegen, die auf eine bessere Vereinbarkeit von Familie und Beruf abzielen helfen geburtsbedingte Erwerbsunterbrechung und Lohneinbußen zu reduzieren. Diesen Maßnahmen kann auf Basis der Untersuchungsergebnisse zwar nicht unbedingt eine Geburten vorziehende Wirkung zugeschrieben werden, da sich durch den Übergang vom Grundschul- zum Kindergartenmuster an den Timing-Vorteilen nichts ändert<sup>57</sup>; die drastische Verminderung der Einbußen durch eine Unterbrechungsverkürzung spricht aber dafür, dass die Geburtenzahl insgesamt von einer solchen Politik, wie sie seitens der amtierenden Familienministerin ja auch verfolgt wird profitiert.

---

<sup>56</sup> Auf Grund seiner Befristung auf 12 bzw. 14 Elternmonate wird dem Elterngeld wohl kaum ein Einkommenseffekt zugestanden werden können.

<sup>57</sup> - lediglich für die Akademikerinnen ergibt sich hierdurch ein leicht vorziehender Effekt -

## Literaturverzeichnis

- Beblo, M.; E. Wolf (2000): How much does a year off cost? Estimating the wage effects of employment breaks and part-time periods, ZEW-Discussion Paper No. 00-69, Mannheim
- Beblo, M.; E. Wolf (2002): Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen, DIW-Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 71 (2002), 1, S. 83-94, Berlin
- Beblo, M.; E. Wolf (2003): Sind es die Erwerbsunterbrechungen? Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland, Mitteilungen zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 4/2003, S. 560-572, Nürnberg
- Bellman, R. (1957): Dynamic programming, Princeton University Press: Princeton, NJ
- 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 Nr. 309 des Sonderforschungsbereichs 386 der Ludwig-Maximilians-Universität München
- 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, 263-293
- Galler, H. P. (1991): Opportunitätskosten der Entscheidung für Familie und Haushalt, in: Gräbe, S. (Hrsg.): *Der private Haushalt als Wirtschaftsfaktor*, Frankfurt/Main; New York: Campus, 1991, S. 118-152
- Görlich, D.; A. de Grip (2007): Human Capital Depreciation During Family-related Career Interruptions in Male and Female Occupations, Kiel Working Paper No. 1379
- Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, 4. Aufl., London (u. a.): Prentice Hall Internat.
- Hausman, J. A.; W. E. Taylor (1981): Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, 1377-1398
- Hanefeld, Ute (1987): *Das Sozioökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption*, Dissertation Frankfurt/Main; New York: Campus
- Heckman, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, Vol. 47, 153-161

- Helberger, C. (1984): Humankapital, Berufsbiographie und die Einkommen von Männern und Frauen, Arbeitspapier Nr. 129 des SFB 3 „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“ der J. W. Goethe-Universität Frankfurt und Universität Mannheim
- Hotz, V. J. (2007): The Economics of Fertility in Developed Countries: A Survey, Handbook of Population and Family Economics, Vol. 1A, 276-347
- Kunze, A. (2002): The Timing of Careers and Human Capital Depreciation, IZA DP No. 509
- Kunze, A.; M. Ejrnaes (2004): Wage Dips and Drops around First Birth, IZA DP No. 1011
- Licht, G.; V. Steiner (1992): Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen, Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 209,3-4, S. 241-265
- Licht, G.; V. Steiner (1991): Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment, and Human-Capital Accumulation in Germany, Beitrag Nr. 65 der Volkswirtschaftlichen Diskussionsreihe des Instituts für Volkswirtschaftslehre der Universität Augsburg
- Mincer, J. (1974): Schooling, Experience, and Earnings. New York.
- Mincer, J.; H. Ofek (1982): Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital, The Journal of Human Resources, Vol. 17, No. 1, S. 2-24
- Ott, N. (1995): Fertility and Division of Work in the Family – A game theoretic model of household decisions, in: Kuiper, E.; Sap, J. (Hrsg.), Out of the Margin. Feminist Perspectives on economics, 80-99
- Spence, M. (1973): Job Market Signalling, Quarterly Journal of Economics, Vol. 87, 355-374
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2007): Geburten in Deutschland
- 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, 213-231
-



## **HWWI Research Papers**

der HWWI-Kompetenzbereiche

„Wirtschaftliche Trends“ und „Hamburg und regionale Entwicklungen“

### 18. Do Institutions Affect Sustainability?

Jana Stöver, Hamburg, January 2009

### 17. What Drives Innovation? Causes of and Consequences for Nanotechnologies

Ingrid Ott, Christian Papilloud, Torben Zülsdorf, Hamburg, October 2008

### 16. EU Enlargement and Convergence – Does Market Access Matter?

Annekatrien Niebuhr, Friso Schlitte, Hamburg, June 2008

### 15. Is Unemployment a Consequence of Social Interactions? Seeking for a Common Research Framework for Economists and other Social Scientists

Andreia Tolciu, Hamburg, April 2008

### 14. Reform der schwedischen Arbeitsmarkt- und Tarifpolitik

Ulrich Zierahn, Hamburg, April 2008

### 13. Beschäftigungseffekte durch den Ausbau der erneuerbaren Energien in Norddeutschland

Norbert Kriedel, Hamburg, März 2008

### 12. Inequality of Learning Amongst Immigrant Children in Industrialised Countries

Sylke Viola Schnepf, Hamburg, February 2008

### 11. Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25

Tiiu Paas, Friso Schlitte, Hamburg, October 2007

### 10. Governmental activity, integration, and agglomeration

Ingrid Ott, Susanne Soretz, Hamburg, July 2007

### 9. Wie innovationsfähig ist Deutschland? – Ein Gesamindikator zur Messung der Innovationsfähigkeit

Henning Vöpel, Hamburg, Juli 2007

### 8. CDM potential of wind power projects in India

Pallav Purohit, Axel Michaelowa

Hamburg, June 2007

### 7. Ein makroökonomisches Modell für Hamburg

Norbert Kriedel, Hamburg, Mai 2007

### 6. Managementstrategien im Fußball: „Big Push“ oder Kontinuität?

Ein dynamisches Modell zum sportlichen Auf- und Abstieg von Vereinen

Henning Vöpel, Hamburg, Februar 2007

### 5. Ein Transfermarktmodell und Implikationen für die strategische Transferpolitik der Vereine in der Fußball-Bundesliga

Henning Vöpel, Hamburg, November 2006

### 4. Gender Equality in the Labour Market: Attitudes to Women's Work

Sylke Viola Schnepf, Hamburg, Oktober 2006

### 3. Ein „ZIDANE-Clustering-Theorem“ und Implikationen für den Finanzausgleich in der Bundesliga

Henning Vöpel, Hamburg, Juli 2006

### 2. Doping im Radsport als kollektives Gleichgewicht

Henning Vöpel, Hamburg, Juli 2006

### 1. Long Waves of Economic Development and the Diffusion of General-Purpose Technologies – The Case of Railway Networks

Norbert Kriedel, Hamburg, Januar 2006

**Das Hamburgische WeltWirtschaftsinstitut (HWWI)** ist ein gemeinnütziger, unabhängiger Think Tank mit den zentralen Aufgaben:

- die Wirtschaftswissenschaften in Forschung und Lehre zu fördern,
- eigene, qualitativ hochwertige Forschung in Wirtschafts- und Sozialwissenschaften zu betreiben,
- sowie die Wissenschaft, Politik, Wirtschaft und die interessierte Öffentlichkeit über ökonomische Entwicklungen unabhängig und kompetent zu beraten und zu informieren.

Das HWWI betreibt interdisziplinäre Forschung in den folgenden Kompetenzbereichen: Wirtschaftliche Trends, Hamburg und regionale Entwicklungen, Weltwirtschaft sowie Migration Research Group.

Gesellschafter des im Jahr 2005 gegründeten Instituts sind die Universität Hamburg und die Handelskammer Hamburg.

Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI)

Heimhuder Str. 71 | 20148 Hamburg

Tel +49 (0)40 34 05 76 - 0 | Fax +49 (0)40 34 05 76 - 776

infowww.hwwi.org