

# Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen

Von Miriam Beblo und Elke Wolf\*

**Zusammenfassung:** Erwerbsunterbrechungen führen langfristig zu geringeren Einkommen. Eine einjährige Erwerbspause vermindert das durch die Berufserfahrung erworbene Humankapital um 33 %. Die daraus resultierenden Lohneinbußen hängen jedoch nicht nur von der Dauer, sondern auch vom Timing der Unterbrechung ab.

**Summary:** Discontinuous employment patterns generate lower wage rates. A one-year break leads to a depreciation of human capital accumulated on the job by 33%. We can show that the resulting negative income effects do not only depend on the duration but also on the timing of the break.

## 1 Erwerbsunterbrechungen sind relevant für die Entlohnung

Eine Familie zu gründen ist teuer. Diese Erkenntnis ist zwar nicht neu, aber immer wieder Gegenstand der öffentlichen Diskussion, insbesondere wenn es um Reformen der Familienpolitik geht, wie eine Erhöhung des Kindergeldes, die vielfach diskutierten Vorschläge zur Einführung eines Erziehungsgebhaltes oder Änderungen bei der gesetzlich geregelten Erziehungszeit.<sup>1</sup> Das Ausmaß der finanziellen Einbußen liegt allerdings weitaus höher als allgemein angenommen. Durch ein zusätzliches Familienmitglied erhöhen sich nicht nur die Konsumausgaben des Haushaltes. Stärker ins Gewicht fällt der Einkommensverlust des Elternteils, der wegen der Kindererziehung seine Erwerbstätigkeit zumindest zeitweise aufgibt oder reduziert, in der Regel ist dies die Mutter. Hierzu kommen die Kosten einer Verminderung des persönlichen Einkommenspotenzials in der Zukunft. Denn die Berufserfahrung gilt als ein wichtiger Einflussfaktor für den individuell erzielbaren Lohnsatz und ist somit wesentlicher Bestandteil des Humanvermögens. Eine Abweichung von einer Vollerwerbstätigkeit bedeutet nicht nur eine Unterbrechung der Humankapitalbildung, sondern bewirkt möglicherweise auch eine Entwertung des in der Vergangenheit gebildeten Humanvermögens und steht somit in Verdacht, erhebliche Lohneinbußen zu verursachen. Zum einen kann bereits angesammeltes Humanvermögen durch technischen Fortschritt und Innovationen im Arbeitsprozess während einer Unterbrechung schneller veralten als im Arbeitsalltag, in dem das Wissen ständig aktualisiert werden kann. Zum anderen findet während einer Nichterwerbsphase in der Regel auch keine berufliche Weiterbildung statt. Angesichts der durch die Erwerbspause möglichen Abschreibung des Humankapitals, ist neben der Dauer auch der Zeitpunkt einer Erwerbsunterbrechung ausschlaggebend für das Ausmaß der Humankapitalentwertung.

\* Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, E-Mail: [beblo@zew.de](mailto:beblo@zew.de); [wolf@zew.de](mailto:wolf@zew.de).

<sup>1</sup> Beispielsweise die Studie zum Erziehungsgehalt 2000 von Leipert und Opielka (1998) sowie die familienpolitischen Programme der Parteien.

Die sogenannte *skill obsolescence*, d. h. die „Veralterung“ oder „Entwertung“ des Humankapitals, wurde in der empirischen Forschung lange Zeit ignoriert. Mincer und Polachek (1974) untersuchten erstmals die Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen von amerikanischen Frauen und zeigten, dass die in der Vergangenheit angesammelte Berufserfahrung obsolet wird, wenn sie nicht aktiv genutzt wird. Um potenziellen Selektionseffekten hinsichtlich der („Wahl“ von) Erwerbsunterbrechungen Rechnung zu tragen, wurden in den nachfolgenden Jahren einige Studien auf Basis von Paneldaten publiziert (vgl. Mincer und Polachek 1987; Mincer und Ofek 1982; Sundt 1987; Licht und Steiner 1991). Auch neuere Untersuchungen für die USA (z. B. von Kim und Polachek 1994; Light und Ureta 1995; Ferber und Waldvogel 1998), Dänemark (vgl. Gupta und Smith 2000) und Schweden (vgl. Albrecht 1999) bestätigen, dass Nichterwerbsphasen negative Auswirkungen auf den späteren Lohnsatz haben. Light und Ureta berücksichtigen den Effekt von Erwerbsunterbrechungen auf sehr flexible Art und Weise, indem sie die jährlichen Anteile in Beschäftigung und Nichterwerbstätigkeit seit Beginn der Karriere als erklärende Variablen in die Lohngleichung aufnehmen. Mit Hilfe dieses nicht-parametrischen Ansatzes kann unter anderem untersucht werden, nach wie vielen Jahren die Erwerbsunterbrechung „vergessen“ ist, d. h. keine negativen Lohneffekte mehr erzeugt.

Die in den verschiedenen Studien gemessenen Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen variieren stark nach Land und verwendeter ökonomischer Methode. Die für die Bundesrepublik vorliegenden Arbeiten beschränken sich darauf, die Effekte der Dauer einer Erwerbsunterbrechung auf das individuelle Einkommensprofil zu untersuchen (vgl. u. a. Galler 1991; Licht und Steiner 1992). Galler zeigt auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels von 1984 bis 1988, dass die vor einer Unterbrechung gesammelte Berufserfahrung einen viel schwächeren Effekt auf den Lohn hat als das nach der Pause erworbene allgemeine Humankapital. Die Dauer der Unterbrechung hat dagegen keine signifikante Wirkung auf den Lohnsatz. In der Analyse von Licht und Steiner für den Zeitraum 1984 bis 1989 ergeben sich ebenfalls persistente Einkommenseinbußen infolge einer Phase der Nichterwerbstätigkeit. In den ersten drei Jahren nach der Unterbrechung beträgt demnach der Lohnverlust für Frauen 2,4 % und für Männer 3,6 % des ohne Unterbrechung erzielbaren Einkommens. Angesichts der gesetzlichen Änderungen beim Erziehungsurlaub stellt sich jedoch die Frage, ob diese Ergebnisse, denen ein Beobachtungszeitraum Ende der 80er Jahre zugrunde liegt, uneingeschränkt auf die Gegenwart übertragen werden können. Darüber hinaus wurde unseres Wissens der Einfluss des *Timing* (die Wahl des Zeitpunktes) der Erwerbsunterbrechung für Deutschland noch nie untersucht. Wenn man aber davon ausgeht, dass der Prozess der *skill obsolescence* gemäß Ben-Porath (1967) als Abschreibung des bereits gesammelten Humankapitalstocks beschrieben werden kann, wird der Einkommenseffekt auch von der zeitlichen Lage der Unterbrechung bestimmt.

In dieser Studie schätzen wir daher erstmalig die Abschreibungsraten von Erwerbsunterbrechungen westdeutscher Frauen. Als Unterbrechung der Erwerbstätigkeit zählen wir die Zeit in Erziehungsurlaub, Hausfrauentätigkeit und Arbeitslosigkeit.<sup>2</sup> Auf Basis der geschätzten Abschreibungsraten und der geschätzten Lohnrendite der resultierenden effektiven Vollerwerbsjahre können die Lohneffekte von verschiedenen Erwerbsverläufen in Mi-

<sup>2</sup> Dieser Ansatz unterstellt, dass die Abschreibung des Humankapitals unabhängig von der Art der Erwerbsunterbrechung ist, was aus theoretischer Sicht plausibel erscheint. Denkbar ist dennoch, dass es zusätzliche Stigma-Effekte geben könnte, die beispielsweise von Erziehungsurlaub oder Arbeitslosigkeit ausgehen. Die dadurch verursachten Lohneffekte werden in dieser Studie nicht differenziert betrachtet.

krosimulationen berechnet und illustriert werden. Dabei berücksichtigen wir sowohl die Dauer als auch das Timing von Diskontinuitäten.

## 2 **Die Häufigkeit von Erwerbsunterbrechungen auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels**

Als Datengrundlage für unsere Analyse wählen wir das Sozio-oekonomische Panel (SOEP), eine jährlich wiederholte Befragung von Deutschen, Ausländern und Zuwanderern, die in Deutschland ihren Wohnsitz haben. Der Datensatz enthält umfangreiche Angaben zu Erwerbstätigkeit und Einkommen der Befragten für den Zeitraum ab 1984 in Westdeutschland und ab 1990 auch für Ostdeutschland. Ein entscheidender Vorzug des SOEP ist die detaillierte Retrospektivinformation über den individuellen Erwerbsverlauf jedes und jeder Befragten ab dem 15. Lebensjahr. Mit Hilfe dieser Information können alle Abweichungen vom Normalarbeitsverhältnis, insbesondere Erwerbsunterbrechungen aufgrund von Arbeitslosigkeit, Erziehungsurlaub oder sonstiger Nichterwerbstätigkeit, zurückverfolgt werden. Wir verwenden in dieser Studie die 15. Welle aus dem Jahr 1998, die etwa 6 600 Haushalte mit mehr als 12 700 Personen umfasst und repräsentativ für die deutsche Bevölkerung ist.<sup>3</sup>

Die Analyse beschränkt sich auf westdeutsche Frauen, die im Jahr 1998 zwischen 30 und 55 Jahre alt waren. Die gewählte Abgrenzung der Stichprobe stellt sicher, dass die betreffenden Frauen ihre Karriere bereits begonnen haben, und vermeidet mögliche Verzerrungen aufgrund von Frühverrentungsentscheidungen. Ostdeutsche Frauen werden nicht berücksichtigt, da ihre Erwerbsverläufe vermutlich durch andere Faktoren bestimmt waren als die westdeutscher Frauen. Weil unser Interesse der marktmäßigen (in Stundenlohn bewerteten) Vergütung von Berufserfahrung gilt, sind Selbständige und Beschäftigte der Land- und Forstwirtschaft aus der Analyse ausgeschlossen. Schließlich berücksichtigen wir nur Frauen mit mittlerer und hoher Qualifikation, da unseren Erkenntnissen zufolge bei geringer qualifizierten Frauen kein Effekt des Humanvermögens auf ihr Einkommen zu verzeichnen ist. Die verwendete Stichprobe umfasst daher 560 abhängig beschäftigte oder nichterwerbstätige westdeutsche Frauen zwischen 30 und 55 Jahren mit Fachschul-, Fachhochschul- oder Universitätsabschluss.

Dass das Erwerbsprofil dieser Frauen maßgeblich durch Phasen der Nichterwerbstätigkeit gekennzeichnet ist, zeigt sich anhand der folgenden Kennziffern. Die größte Anzahl von Erwerbsunterbrechungen wird im Alter von 29 Jahren beobachtet. 42 % der Frauen haben irgendwann in diesem Lebensjahr eine Erwerbspause, sei es aufgrund von Kindererziehung, Arbeitslosigkeit oder aus sonstigen Gründen. Dieser Anteil sinkt mit zunehmendem Alter, bewegt sich aber bei 35 Jahren immer noch auf einem Niveau von 35 %. Wenn man allerdings die Länge der Unterbrechung mit berücksichtigt und die jeweilige Pause mit ihrer Dauer gewichtet, so ist der größte Anteil an Ausstiegen erst mit 32 Jahren zu verzeichnen. Die Wahrscheinlichkeit, an einem bestimmten Stichtag eine 32-jährige Frau während einer Unterbrechung zu beobachten, beträgt 30 % und fällt mit zunehmendem Alter weiter ab.

<sup>3</sup> Die Daten des SOEP wurden vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt.

### 3 Wie können Unterbrechungen bei der Lohnschätzung berücksichtigt werden?

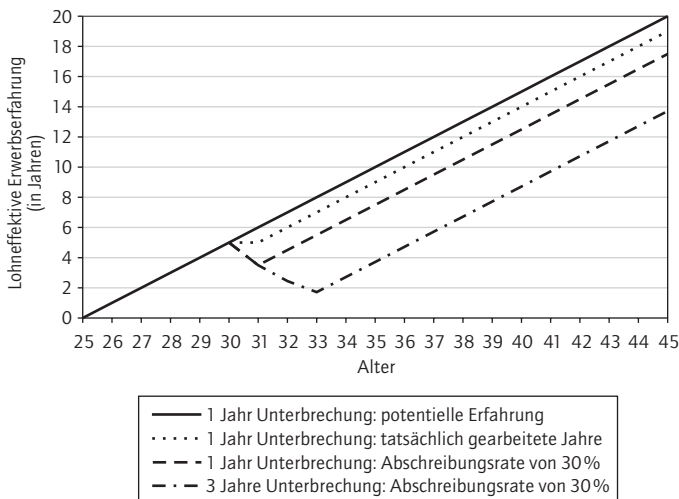
Üblicherweise wird der Einfluss der Erwerbserfahrung mit Hilfe der von Mincer (1974) hergeleiteten Lohngleichung geschätzt, die den individuellen Lohnsatz als Funktion der gesamten Erwerbserfahrung sowie der Anzahl der Ausbildungsjahre beschreibt. Die empirischen Analysen unterscheiden sich insbesondere in der Art und Weise wie Erwerbserfahrung gemessen wird. Oft wird nur eine hypothetische Erwerbserfahrung unterstellt, die der Differenz zwischen aktuellem Alter und dem Alter bei Aufnahme des ersten Jobs entspricht. Dabei wird jedem potenziellen Erwerbsjahr das gleiche Gewicht beigemessen. In Abbildung 1 entspräche dies der mit Steigung 1 kontinuierlich ansteigenden Geraden (durchgezogene Linie). In dem dargestellten idealtypischen Beispiel wird im Alter von 25 Jahren das Berufsleben begonnen. Der „Bestand“ an Erwerbserfahrung beträgt zu diesem Zeitpunkt 0 Jahre. Mit jedem Lebensjahr erhöht sich der Humankapitalstock um genau ein Jahr, unabhängig vom tatsächlichen Erwerbsstatus.

Dass dieses Maß für die bereits erworbene Erfahrung sehr unpräzise sein kann, insbesondere für Arbeitnehmerinnen, ist angesichts der beschriebenen Häufigkeit von Erwerbsunterbrechungen in unserer Stichprobe leicht einsichtig. Berechnet man alternativ also nicht die potenziell erworbene Berufserfahrung, sondern die Anzahl der tatsächlichen Erwerbsjahre, so stagniert der Bestand an Berufserfahrung während einer Unterbrechung der Erwerbstätigkeit und steigt erst bei der Rückkehr in den Beruf wieder an (gepunktete Linie). Auch hierbei geht jedes Jahr mit gleichem Gewicht ein. Beide Kurven stellen sehr übliche Konzepte zur Messung von Berufserfahrung in Lohngleichungen dar.

Aufgrund des stetigen und immer schnelleren technischen Fortschritts und Änderungen der Arbeitsorganisation ist jedoch denkbar, dass insbesondere Qualifikationen, die vor

Abbildung 1

#### Alternative Konzepte zur Messung der Erwerbserfahrungen bei Unterbrechungen



Quelle: Eigene Darstellung.

einer Pause im Erwerbsleben erworben wurden einen geringeren Einfluss auf den späteren Verdienst haben könnten. Demnach hätten nicht alle Berufsjahre notwendigerweise die gleiche Bedeutung für den erzielbaren Lohn. Wir schlagen daher einen Ansatz vor, der unter anderem auch die Verwertbarkeit der gesammelten Erfahrung berücksichtigt. Diesem Umstand soll mit Hilfe der *effektiven* Berufserfahrung Rechnung getragen werden (siehe die unteren beiden Kurven in Abbildung 1). Hier bleibt der Kapitalstock während der Erwerbspause nicht bestehen, sondern er sinkt. Wie stark der Schwund des Humankapitals ausfällt, hängt von der Abschreibungsrate des Humankapitals ab, die in der Grafik auf 30 % gesetzt wurde. Die unterste Kurve verdeutlicht nun, wie sich ein zweites und drittes Jahr Unterbrechung auf den verbleibenden effektiven Humankapitalstock auswirken, wenn die Abschreibungsrate weiterhin 30 % beträgt. Die vertikale Differenz zwischen den Kurven macht deutlich, welche Bedeutung die exakte Messung der Berufserfahrung hat und wie diese von der unterstellten Abschreibung des Humankapitals abhängt.

Das Ziel unseres Beitrages ist es, die Abschreibungsrate empirisch zu schätzen, um somit die effektiven Jahre der Erwerbstätigkeit berechnen zu können. Darüber hinaus erlaubt unser Ansatz eine präzisere Schätzung der Rendite der Berufserfahrung. Geht man davon aus, dass *skill obsolescence* existiert, dann ist die *effektive* Berufserfahrung selbst im Falle einer einmaligen Erwerbsunterbrechung kleiner als die *potenzielle* oder *tatsächliche* Berufserfahrung. Die wahre Rendite des Humankapitals wird demnach typischerweise unterschätzt.

Um den individuellen Lohnsatz mit Hilfe der effektiven Berufserfahrung zu erklären, erweitern wir die einfache Mincer-Gleichung des logarithmierten Lohnsatzes

$$\ln w = \alpha_0 \cdot SCH + \alpha_1 \cdot ERF + \alpha_2 \cdot ERF^2 + \varepsilon,$$

in der *SCH* für Schulbildung, *ERF* für Berufserfahrung steht und  $\alpha_0$  bis  $\alpha_2$  die zu schätzenden Koeffizienten darstellen, indem wir die Erfahrung *ERF* mit der effektiven Berufserfahrung *eERF* ersetzen:

$$eERF_T = \sum_{t=0}^{T-1} \left( \prod_{s=t}^{T-1} (1 - \delta D_s^{ne}) \right) F_t.$$

Die effektive Berufserfahrung ergibt sich als gewichtete Summe aller Erwerbsjahre  $F_t$ .  $\sum_{t=0}^{T-1} F_t$  ist das Vollzeitäquivalent der gesamten Erwerbsdauer, das im Falle einer Vollzeittätigkeit im Jahr  $t$  um den Wert 1 steigt; arbeitet die Frau Teilzeit, wird für das entsprechende Jahr der Wert 0,5 addiert. Alle jährlichen Beiträge  $F_t$  gehen zunächst mit dem Gewicht 1 in das Maß der effektiven Berufserfahrung ein. Sobald aber eine Unterbrechung der Berufstätigkeit erfolgt, die Frau also einen Teil des Jahres nicht erwerbstätig ist, wird  $D_s^{ne}$  größer 0 und die davor akkumulierte Erfahrung mit  $(1 - \delta \cdot D_s^{ne})$  gewichtet. Eine 31-jährige Frau beispielsweise, die seit ihrem 25. Lebensjahr gearbeitet hat und im vergangenen Jahr eine Erwerbspause eingelegt hat, hat im Alter von 30 fünf Jahre Berufserfahrung. Nach der Unterbrechung, mit 31, beträgt ihr Humankapitalstock allerdings nur noch  $eERF = (1 - \delta) \cdot 5$ . Bei einer unterstellten Abschreibungsrate  $\delta$  von 30 %, wie in Abbildung 1, entspricht dies 3,5 Jahren.

In unserer Schätzgleichung des Lohnes berücksichtigen wir außerdem den Einfluss der Arbeitsstunden in Form einer linearen Spline-Funktion. Um potenziellen Selektions- und Endogenitätsproblemen gerecht zu werden, wird diese Lohngleichung in einem simultanen

Maximum-Likelihood-Ansatz gemeinsam mit der Partizipationsentscheidung und den Arbeitsstunden geschätzt.<sup>4</sup>

#### 4 **Das Ausmaß des Humankapitalschwundes und der Lohneinbußen bei Erwerbsunterbrechungen sind erheblich**

Die Schätzung der Rendite der Berufserfahrung sowie der Abschreibungsrate infolge von Erwerbsunterbrechungen basiert ebenfalls auf unserer Stichprobe westdeutscher abhängig beschäftigter Frauen im Alter von 30 bis 55 Jahren, die mindestens über einen Fachschulabschluss verfügen. Im Folgenden werden drei alternative, auf der erweiterten Mincer-Gleichung basierende Spezifikationen der Lohngleichung diskutiert:

- Im ersten Modell wählen wir eine eher sparsame Spezifikation der Lohnfunktion, in der simultan die Abschreibungsrate und die Rendite der Berufserfahrung geschätzt werden.
- Modell 2 und 3 enthalten zusätzliche Informationen zur Branche und der beruflichen Stellung der Frauen; Variablen also, die zum einen Einfluss auf den Lohn haben können, vermutlich aber nicht völlig unabhängig von der Dauer und Häufigkeit der beobachteten Erwerbsunterbrechungen sind, da sie teilweise bewusst in Abhängigkeit der erwarteten Erziehungspausen gewählt worden sein können.
- Um zu illustrieren, wie die Vernachlässigung der *skill obsolescence* die Schätzung der Humankapitalrendite verzerrt, schätzen wir schließlich Modell 3 unter der Restriktion, dass Erwerbsunterbrechungen keine zusätzliche Abschreibung des bisher akkumulierten Humankapitals verursachen.

Tabelle 1 enthält die Schätzergebnisse der verschiedenen Lohngleichungen.<sup>5</sup> Die abhängige Variable ist als Logarithmus des Bruttostundenlohns definiert, so dass die Koeffizienten aller Dummyvariablen approximativ als prozentuale Veränderung interpretiert werden können. Vorzeichen und Größe der geschätzten Parameter entsprechen im allgemeinen den Erwartungen. Der Einfluss der Arbeitszeit auf den Stundenlohn wird mit Hilfe einer linearen Spline-Funktion geschätzt. Dabei zeigt sich, dass der Zusammenhang zwischen Arbeitszeit und Lohnsatz komplex ist und nicht wie üblich mit Hilfe eines Polynoms zweiter Ordnung der Arbeitsstunden approximiert werden kann.<sup>6</sup> Hochschulabsolventinnen erhalten gemäß Modell 1 einen Lohnaufschlag von etwa 35 % [ $(\exp(0,301)-1) \cdot 100$ ] gegenüber Fachschulabsolventinnen. Berücksichtigt man jedoch zusätzlich die berufliche Stellung (siehe Modell 2), reduziert sich diese Ausbildungsrendite um die Hälfte. Wenn eine studierte Frau jedoch als hochqualifizierte Angestellte (mit Führungsaufgaben) arbeitet, erhöht sich ihr Lohnsatz um weitere 35 % gegenüber einer Fachschulabsolventin, die als einfache Angestellte oder Arbeiterin beschäftigt ist. Die Schätzergebnisse bestätigen darüber hinaus, dass große Unternehmen im Durchschnitt höhere Löhne zahlen als kleine und mittelständische Unternehmen.

<sup>4</sup> Eine formale Darstellung unseres Schätzmodells erfolgt in Beblo und Wolf (2000). Allerdings verwenden wir im zitierten Beitrag eine erweiterte Version der Lohngleichung, in der auch die durch Arbeitszeitreduzierung verursachte Abschreibung geschätzt wird.

<sup>5</sup> Da die Reduzierte-Form-Schätzungen der Partizipations- und Stundengleichungen „nur“ der Berücksichtigung der potenziellen Endogenitätsprobleme dienen, verzichten wir hier auf eine ausführliche Darstellung. Die Ergebnisse werden auf Wunsch zur Verfügung gestellt.

<sup>6</sup> Siehe auch Wolf (2001) für eine detailliertere Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeit und Lohnsatz.

Tabelle 1

## Schätzergebnisse der Lohngleichungen

|  | Modell 1 |              | Modell 2 |              | Modell 3 |              |
|--|----------|--------------|----------|--------------|----------|--------------|
|  | Koeff.   | T-Stat.      | Koeff.   | T-Stat.      | Koeff.   | T-Stat.      |
| Konstante                                    | 3,245    | 31,15        | 3,371    | 31,45        | 3,216    | 28,78        |
| Arbeitsstunden pro Woche                     |          |              |          |              |          |              |
| 1–15   | -0,032   | -3,57        | -0,024   | -3,01        | -0,020   | -2,36        |
| 16–20  | 0,037    | 3,92         | 0,029    | 3,36         | 0,034    | 3,93         |
| 21–25  | 0,016    | 2,36         | 0,028    | 4,67         | 0,033    | 5,39         |
| 26–38  | -0,020   | -5,42        | -0,019   | -5,03        | -0,011   | -3,07        |
| 39–41  | -0,062   | -4,73        | -0,065   | -5,64        | -0,070   | -5,96        |
| 42–60  | 0,005    | 0,95         | 0,009    | 2,00         | 0,014    | 3,01         |
| Uni/FH                                       | 0,301    | 16,81        | 0,152    | 8,55         | 0,159    | 8,63         |
| Einfacher/Mittlerer Dienst                   | –        | –            | 0,166    | 4,79         | 0,168    | 4,73         |
| Leitende Angestellte,<br>Höherer Dienst      | –        | –            | 0,299    | 16,32        | 0,308    | 16,42        |
| Erwerbserfahrung                             | 0,021    | 11,23        | 0,020    | 12,15        | 0,013    | 7,73         |
| Erwerbserfahrung <sup>2</sup> /100           | -0,026   | -8,11        | -0,025   | -9,03        | -0,014   | -5,21        |
| Abschreibungsrate $\delta$                   | 0,405    | 7,27         | 0,331    | 6,95         | –        | –            |
| Firmengröße: ... Beschäftigte                |          |              |          |              |          |              |
| unter 5                                      | -0,253   | -8,49        | -0,226   | -8,87        | -0,243   | -9,38        |
| 5 bis unter 20                               | -0,071   | -2,93        | -0,058   | -2,77        | -0,063   | -2,98        |
| 200 bis unter 2 000                          | 0,082    | 3,82         | 0,095    | 5,15         | 0,107    | 5,73         |
| 2 000 und mehr                               | 0,079    | 3,67         | 0,064    | 3,20         | 0,067    | 3,32         |
| Energiewirtschaft                            | –        | –            | -0,236   | -4,88        | -0,252   | -5,10        |
| Metallindustrie                              | –        | –            | -0,138   | -2,22        | -0,133   | -2,09        |
| Sonstige Industrie                           | –        | –            | -0,632   | -13,15       | -0,645   | -13,16       |
| Handel, Dienstleistungen                     | –        | –            | -0,460   | -14,35       | -0,445   | -13,63       |
| Verkehrswesen                                | –        | –            | -0,302   | -6,23        | -0,262   | -5,30        |
| Banken, Versicherung                         | –        | –            | -0,311   | -7,18        | -0,287   | -6,47        |
| Bildung, Gesundheit                          | –        | –            | -0,230   | -7,94        | -0,212   | -7,19        |
| Öff. Dienstleistungen                        | –        | –            | -0,268   | -8,07        | -0,263   | -7,75        |
| Sonstige Sektoren                            | –        | –            | -0,506   | -3,96        | -0,526   | -4,01        |
| $P_{\text{Lohn, Arbeitszeit}}$               | 0,236    | 2,64         | 0,093    | 0,74         | -0,011   | -0,09        |
| $P_{\text{Lohn, Partizipation}}$             | -0,171   | -1,40        | -0,074   | -0,44        | -0,060   | -0,35        |
| $P_{\text{Arbeitszeit, Partizipation}}$      | -0,487   | -5,64        | -0,478   | -5,23        | -0,478   | -5,20        |
| <b>Anzahl der Beobachtungen</b>              |          | <b>560</b>   |          | <b>560</b>   |          | <b>560</b>   |
| <b><math>\emptyset</math> Log Likelihood</b> |          | <b>-3,06</b> |          | <b>-2,95</b> |          | <b>-2,97</b> |

In Modell 1 und 2 geht die *effektive* Erwerbserfahrung ein, Modell 3 verwendet die *tatsächliche* Erwerbserfahrung. Die Referenzkategorie der Schätzung bilden Frauen mit Fachschulabschluss, die als Angestellte in einem Unternehmen der Chemie- oder Elektronikbranche mit 20–199 Mitarbeitern arbeiten.

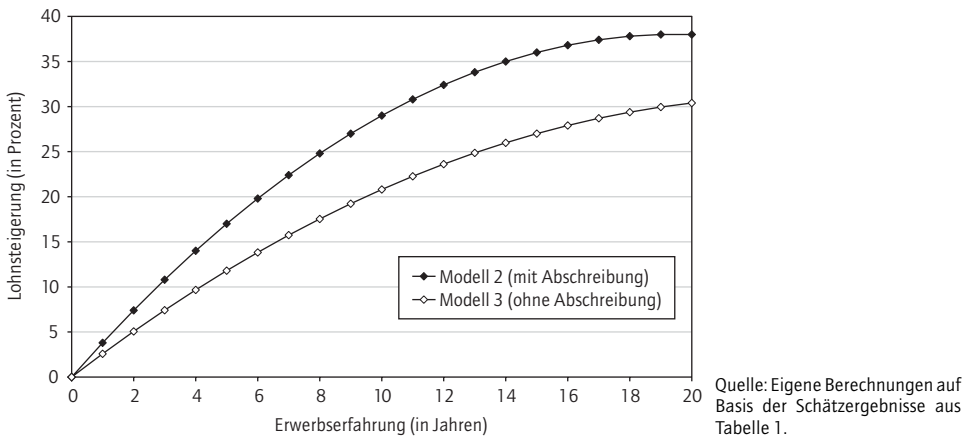
Quellen: SOEP (1998); eigene Berechnungen.

Trotz des negativen Koeffizienten der Berufserfahrung im Quadrat besteht im beobachteten Datenbereich ein durchweg positiver Zusammenhang zwischen Berufserfahrung und Lohnsatz. Die Abschreibungsrate der akkumulierten Berufserfahrung nach einer einjährigen Erwerbsunterbrechung beträgt in diesem Modell knapp über 40 %. Das heißt, dass mit dem Eintritt in den Mutterschaftsurlaub (oder in die Arbeitslosigkeit) eine vorangegangene



Abbildung 2

## Rendite der Erwerbserfahrung



beispielsweise zehnjährige Berufstätigkeit effektiv nur noch mit sechs Jahren lohnsteigernd wirkt. Durch die Berücksichtigung von Brancheneffekten und beruflicher Stellung (siehe Modell 2) reduziert sich die „Entwertung“ des Humankapitals auf 33 %. Ein möglicher Erklärungsansatz hierfür ist, dass Frauen mit (langen) Erwerbsunterbrechungen, sei es freiwillig oder unfreiwillig, häufiger in Niedriglohnssektoren arbeiten und eher einfache Tätigkeiten ausüben. Der Wirtschaftssektor sowie die berufliche Stellung der Frau fangen dann bereits einen Teil der in Modell 1 geschätzten Lohneinbußen nach Erwerbsunterbrechungen auf. Wenn man also Segregation auf dem Arbeitsmarkt berücksichtigt, d. h. dass Frauen, die in niedriger bezahlten Branchen (wie der Dienstleistungsbranche) und in niedrigeren Positionen beschäftigt sind, häufigere und längere Erwerbsunterbrechungen haben, fallen die geschätzten Abschreibungsraten erheblich geringer aus.<sup>7</sup>

Abbildung 2 illustriert den geschätzten Zusammenhang zwischen Erwerbserfahrung und Entlohnung. Der Vergleich zwischen Modell 2 und 3 zeigt, dass durch die Vernachlässigung der Humankapitalentwertung die Schätzung der Rendite von Berufserfahrung verzerrt wird. Unter der klassischen Annahme, dass Humankapital nicht veraltet,  $\delta$  also gleich Null ist, werden die Koeffizienten der Berufserfahrung stark unterschätzt. Während beispielsweise der Lohnaufschlag für eine zehnjährige Erwerbserfahrung gegenüber einer Berufsanfängerin im klassischen Modell knapp 21 % beträgt (Modell 3), erhöht sich der Bonus in Modell 2 auf 29 %. Das Ausmaß der Verzerrung wird mit den Jahren zunächst größer, nimmt aber ab einer Erfahrung von 17 Jahren wieder leicht ab.

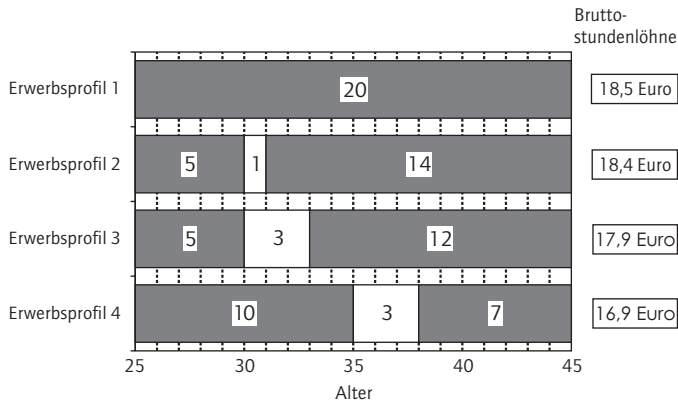
Wie die Ergebnisse zeigen, hängt der Lohnsatz einer Frau in erheblichem Maße von ihrer vorangegangenen Erwerbsgeschichte ab. Mit Hilfe von Simulationen werden nun die Auswirkungen verschiedener Erwerbsverläufe berechnet (Abbildung 3). Wir betrachten vier exemplarische Erwerbsprofile von Frauen zwischen 25 und 45 Jahren:

<sup>7</sup> Die Korrelationen zwischen dem Störterm der Lohnungleichung und dem Residuum der Stunden- bzw. Partizipationsgleichung sind statistisch nicht signifikant. Demnach spielen unbeobachtete individuelle oder betriebs-spezifische Charakteristika, die sowohl die Arbeitsangebotsentscheidung als auch den Lohnsatz beeinflussen, in der ausgewählten Stichprobe keine Rolle.



Abbildung 3

### Die Lohneffekte von verschiedenen Erwerbsprofilen



Die grauen Balkenabschnitte charakterisieren Vollzeiterwerbsjahre, die weißen stehen für Erwerbsunterbrechungen. Die Zahlen innerhalb der Balken zeigen die Anzahl der Jahre innerhalb der Phasen an. Die Euro-Beträge ganz rechts sind die aus den jeweiligen Erwerbsprofilen resultierenden Stundenlöhne für eine Frau von 45 Jahren, die durch die Referenzkategorie aller binären Variablen charakterisiert ist.

Quelle: Lohn-Simulationen auf Grundlage der Schätzergebnisse aus Tabelle 1, Modell 2.

- keine Unterbrechung,
- eine einjährige Unterbrechung im Alter von 30 Jahren,
- eine dreijährige Unterbrechung im gleichen Alter und
- eine spätere Unterbrechung von drei Jahren im Alter von 35 Jahren.

Wir vergleichen die resultierenden Bruttostundenlöhne für diese Frauen mit 45. Hierbei legen wir die geschätzten Koeffizienten aus Modell 2, also eine Abschreibungsrate von 33 % zugrunde. Diese vermindert das bisher erworbene Humankapital entsprechend, sobald eine Unterbrechung der Erwerbstätigkeit erfolgt.

Während eine 45-jährige durchgehend vollzeiterwerbstätige Frau nach 20 Jahren Berufserfahrung einen durchschnittlichen Stundenlohn von 18,5 Euro erzielt, sind die hypothetischen Erwerbsprofile 2 bis 4 mit verschiedenen hohen Abschlägen verbunden. Der zweite Balken zeichnet das Erwerbsprofil einer eher erwerbsorientierten Mutter nach, die nach der Geburt ihres ersten Kindes im Alter von 30 Jahren für ein Jahr ihre Erwerbstätigkeit unterbricht, um danach wieder voll in den Beruf einzusteigen. Mit 45 verbleiben dieser Frau noch 18,4 Euro Stundenlohn. Sie verdient demnach im Schnitt kaum weniger als die durchgehend vollzeiterwerbstätige Frau. Eine längere Unterbrechung der Erwerbstätigkeit über die gesamte Dauer des gesetzlich geregelten Erziehungsurlaubes von drei Jahren führt dagegen zu einer Reduktion des Stundenlohnes um 0,6 Euro oder 3,5 % auf 17,9 Euro. Sie verdient im Schnitt monatlich fast 100 Euro weniger als die durchgehend vollzeiterwerbstätige Frau gleichen Alters. Noch größer fällt der Einkommenseffekt aus, wenn die dreijährige Unterbrechung fünf Jahre später, mit 35 Jahren, anfängt. Im Alter von 45 erwartet sie dann ein Lohnsatz von 16,9 Euro. Die Differenz zur durchgängig erwerbstätigen Referenzfrau beträgt also 1,7 Euro pro Stunde. Auf den Monat gerechnet macht das eine Differenz von knapp 280 Euro. Dieses Ergebnis ist nicht verwunderlich, denn je später die Unterbrechung stattfindet, desto mehr Humankapital steht in Gefahr, abgeschrieben zu werden. Zusätzlich haben wir den hypothetischen Lohnsatz einer durchschnittlichen Frau aus unserer Stichprobe berechnet. Diese Durchschnittsfrau erzielt mit 45 Jahren einen Bruttostundenlohn von 16,7 Euro. Ihre Einkommenseinbuße ist damit etwas höher, aber vergleichbar mit der Lohnsenkung der Frau mit der späten Erwerbsunterbrechung (siehe Erwerbsprofil 4 in Abbildung 3).

## 5 Erziehungsurlaub – ein zweiseitiges Schwert?

Unsere Ergebnisse zeigen, dass Unterbrechungen der Vollerwerbstätigkeit zu erheblichen Lohneinbußen führen können. Für jedes Nichterwerbsjahr wird die vorher erworbene Berufserfahrung zu 33 % abgeschrieben. Die Rendite der verbleibenden effektiven Erwerbserfahrung liegt damit höher als bei einer üblichen Lohnschätzung ohne Berücksichtigung der Entwertung von Humankapital. Der Lohneffekt variiert zum einen mit der Dauer der Unterbrechung. Wegen des Timing-Effektes hat darüber hinaus die nicht nur in Deutschland zu beobachtende Entwicklung einer immer späteren Mutterschaft zusätzliche Einkommenseinbußen zur Folge. Angesichts des stetig zunehmenden Ausbildungsniveaus von Frauen und ihrer ebenfalls steigenden Erwerbsneigung, lässt dies keine Hoffnung auf einen Ausweg aus den ohnehin schon niedrigen Geburtenzahlen in Deutschland zu. Denn die Opportunitätskosten der Familiengründung nehmen mit höherer Qualifikation zu, jedenfalls wenn diese mit einem diskontinuierlichen Erwerbsverlauf verbunden ist. Wie die Ergebnisse aber ebenfalls gezeigt haben, fallen die negativen Einkommenseffekte weniger dramatisch aus, wenn eine Unterbrechung kurz ist und die Frau mit dem Arbeitsmarkt in Verbindung bleibt, zumindest durch die Aufnahme einer Teilzeitbeschäftigung.<sup>8</sup> Allerdings müssen hierfür die notwendigen Rahmenbedingungen geschaffen werden, denn dieser Weg steht wegen mangelnder Kinderbetreuungsmöglichkeiten und bei vielen Arbeitgebern verbreiteten Vorbehalten gegenüber Teilzeitkräften leider nicht allen Frauen (und Männern) offen. Hier besteht Handlungsbedarf für die Politik, die mit einer Verbesserung der Rahmenbedingungen für die Berufstätigkeit von Müttern und Vätern zu einer Minderung der beschriebenen Lohneinbußen beitragen könnte.

Der 1986 im Rahmen des Bundeserziehungsgeldgesetzes eingeführte Erziehungsurlaub scheint dabei als Maßnahme nur bedingt geeignet. Zunächst wurde ein Erziehungsurlaub mit Kündigungsschutz für zehn Monate gewährt. In den nachfolgenden Jahren wurde dieser Zeitraum sukzessive ausgeweitet. Seit der Neuregelung des Bundeserziehungsgeldgesetzes im Jahr 1992 beträgt die maximale Dauer des Erziehungsurlaubes nun drei Jahre. Nach einer Studie von Ondrich, Spiess und Yang (1996) haben Mütter in den 80er Jahren ihr Erwerbsverhalten an die jeweils geltende Regelung angepasst und ihren Erziehungsurlaub in der Regel entsprechend der gesetzlich abgesicherten Dauer in Anspruch genommen. Interessanterweise fanden sie aber keinen signifikanten Einfluss des Erziehungsgeldes auf die Dauer des Ausstieges und führten daher ihre Ergebnisse auf das mangelnde Angebot an Krippenplätzen zurück, das Frauen davon abhielt, früher in ihren Beruf zurück zu kehren als es nach dem Gesetz nötig war.

Die Verlängerung des Kündigungsschutzes auf drei Jahre in 1992 scheint ebenfalls eine allgemeine Ausweitung der Unterbrechungsphase zur Folge gehabt zu haben. So ist nach einer Untersuchung von John und Stutzer (2000) über die Erwerbsbeteiligung junger Mütter seit Einführung des Erziehungsurlaubes die um Beurlaubte bereinigte Erwerbstätigenquote von Frauen seit Mitte der 70er Jahre gesunken. Auch Engelbrech und Jungkunst (2001) finden in einer Befragung von jungen Müttern im Jahr 2000, dass die Erwerbstätigkeit von Frauen mit Kleinkindern seit der Neuregelung des Erziehungsurlaubes zunächst

<sup>8</sup> In einer begleitenden Studie untersuchen wir neben den Lohneffekten von Erwerbsunterbrechungen auch die langfristigen Auswirkungen von Teilzeitphasen auf die Entlohnung. Dabei zeigt sich, dass Teilzeitphasen – trotz geringerer Weiterbildungsaktivität – keine Veralterung des Humankapitals zur Folge haben, wenn man berufliche Segregation mit Hilfe von Kontrollvariablen berücksichtigt (Beblo und Wolf 2000).

abgenommen hat. Allerdings führten die verbesserten Rahmenbedingungen für eine Rückkehr in den Beruf nach den drei Jahren gleichzeitig dazu, dass Mütter von drei- bis fünfjährigen Kindern nun in größerem Umfang ihrem Beruf nachgehen können, zumindest mit reduzierter Arbeitszeit. Da unseren Ergebnissen zu Folge aber jede Unterbrechung eine Abschreibung des vorhandenen Humankapitals und daher spätere Lohneinbußen mit sich bringt, scheinen die Regelungen des Bundeserziehungsgeldgesetzes nur bedingt geeignet zur Förderung der Vereinbarkeit von Beruf und Familie, vor allem angesichts des derzeitigen Mangels an ganztägiger Kinderbetreuung. Durch die Gewährung von Erziehungsurlaub und Erziehungsgeld scheint sich für Frauen noch einmal das Phasenmodell verfestigt zu haben, in dem sich Erwerbstätigkeit und Mutterschaft mit Erziehungszeit eher abwechseln als gleichzeitig stattzufinden. Interessant wäre es nun, die Humankapitaleffekte von formalem Erziehungsurlaub, zusätzlicher (nicht abgesicherter) Erziehungszeit sowie Arbeitslosigkeit differenziert zu betrachten. Erforderlich wäre deshalb eine Analyse, in der nach Unterbrechungsgrund differenzierte Abschreibungsraten geschätzt werden. Diese Differenzierung konnte bei der Schätzung einer einzigen Abschreibungsrate, wie sie uns aufgrund der Datenlage nur möglich war, leider nicht berücksichtigt werden.

Wenn Unterbrechungen gleich welcher Art aber negative Lohneffekte zur Folge haben, ist die in Deutschland weitestgehend vertretene Familienpolitik mit ihrer Ausrichtung am Phasenmodell eine fragwürdige bzw. sehr kurzfristige Maßnahme zur Vereinbarkeit der Lebensbereiche Beruf und Familie. Die gleichzeitige Kombination von (Teilzeit-)Beschäftigung und Erziehungszeit, flankiert von entsprechenden Kinderbetreuungsmöglichkeiten, scheint langfristig gesehen der erfolgversprechendere Weg hin zu geringeren Humankapital- und Lohneinbußen durch Familiengründung und somit zu einer effizienten Vereinbarkeit von Beruf und Familie zu sein. Die seit dem 1. Januar 2001 geltenden neuen Regelungen zum allgemeinen Anspruch auf Arbeitszeitreduzierung und zur gleichzeitigen Inanspruchnahme der Erziehungszeit durch beide Elternteile in Verbindung mit Teilzeitarbeit könnten ein erster, wenn auch kleiner, Schritt in diese Richtung sein.

## Literaturverzeichnis

- Albrecht, J. W.* (1999): Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data. In: *Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 1, 294–311.
- Beblo, M., und E. Wolf* (2000): What Does a Year Off Cost? Wage Cuts Due to Employment Breaks and Part-Time Periods. ZEW Discussion Paper 00-69. Mannheim.
- Ben-Porath, Y.* (1967): The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 75, 342–365.
- Engelbrech, G., und M. Jungkunst* (2001): Erziehungsurlaub – Hilfe zur Wiedereingliederung oder Karrierehemmnis? In: IAB Kurzbericht, Bd. 11.
- Ferber, J., und M. A. Waldfoegel* (1998): The Long-Term Consequences of Nontraditional Employment. In: *Monthly Labor Review*, May 1998, 3–12.
- Galler, H. P.* (1991): Opportunitätskosten der Entscheidung für Familie und Haushalt. In Sylvia Gräbe (Hrsg.): *Der private Haushalt als Wirtschaftsfaktor*. Frankfurt a. M., 118–152.
- Gupta, N. D., und N. Smith* (2000): Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark. Working Paper 00-03, Centre for Labour Market and Social Research. Aarhus.
- John, B., und E. Stutzer* (2000): Soziale Struktur und Erwerbsbiographie von Erziehungsurlaubberinnen. Vortrag auf der Nutzerkonferenz Mikrozensus. ZUMA. Mannheim.

- Kim, M.-K., und S. W. Polachek* (1994): Panel Estimates of Male-Female Earnings Functions. In: *Journal of Human Resources*, Vol. 29, No. 2, 406–428.
- Leipert, C., und M. Opielka* (1998): Erziehungsgehalt 2000: ein Weg zur Aufwertung der Erziehungsarbeit. Freiburg.
- Licht, G., und V. Steiner* (1991): Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment, and Human-Capital Accumulation in German. Working Paper No. 65, Institut für Volkswirtschaftslehre der Universität Augsburg.
- Licht, G., und V. Steiner* (1992): Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen. In: *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 209, Nr. 3–4, 241–265.
- Light, A., und M. Ureta* (1995): Early Career Work Experience and Gender Wage Differentials. In: *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 1, 121–154.
- Mincer, J.* (1974): Schooling, Experience and Earnings. NBER. New York.
- Mincer, J., und S. W. Polachek* (1974): Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, 76–108.
- Mincer, J., und S. W. Polachek* (1978): Women's Earnings Reexamined. In: *Journal of Human Resources*, Vol. 13, No. 1, 118–134.
- Mincer, J., und H. Ofek* (1982): Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital. In: *Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 1, 3–24.
- Ondrich, J. I., K. Spieß und Q. Yang* (1996): Barefoot and in a German Kitchen: Federal Parental Leave and Benefit Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany. In: *Journal of Population Economics*, Vol. 9, 247–266.
- Sundt, L. A.* (1987): The Effect of Work Interruptions on Subsequent Earnings. Department of Economics' Mimeo, Massachusetts Institute of Technology. Cambridge.
- Wolf, E.* (2001): Comparing the Part-Time Wage Gap in Germany and the Netherlands. ZEW Discussion Paper 01-18. Mannheim.