

Discussion Paper No. 04-08

**Wann kehren junge Mütter auf den  
Arbeitsmarkt zurück?**

**Eine Verweildaueranalyse für Deutschland**

Andrea Maria Weber

**ZEW**

Zentrum für Europäische  
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European  
Economic Research

Discussion Paper No. 04-08

# **Wann kehren junge Mütter auf den Arbeitsmarkt zurück?**

**Eine Verweildaueranalyse für Deutschland**

Andrea Maria Weber

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

**<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0408.pdf>**

Die Discussion Papers dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von  
neueren Forschungsarbeiten des ZEW. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung  
der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung des ZEW dar.

---

Discussion Papers are intended to make results of ZEW research promptly available to other  
economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely  
responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the ZEW.

## **Das Wichtigste in Kürze**

Das Ziel der Vereinbarkeit von Familie und Erwerbstätigkeit ist in den vergangenen Jahren zunehmend in das Interesse der deutschen Familienpolitik gerückt. Neuere ökonomische Studien betonen die langfristigen Karriere- und Verdienstnachteile, die Müttern hierzulande auf Grund längerer Erwerbsunterbrechungen entstehen. Unter diesen Gesichtspunkten erscheint es erstrebenswert, dass Mütter nach der „Babypause“ möglichst bald wieder in das Berufsleben einsteigen.

Dieser Beitrag untersucht im Rahmen einer Verweildaueranalyse, wie sich sozioökonomische Charakteristika und familienpolitische Gegebenheiten auf die Dauer der Erwerbsunterbrechungen von Müttern auswirken. Die Analyse bezieht sich auf Westdeutschland in den Jahren zwischen 1985 und 2000. Betrachtet wird ein Zeitraum von bis zu drei Jahren nach der Geburt des Kindes. Diese Zeitspanne entspricht der maximalen gesetzlichen Erziehungsurlaubsfrist im Beobachtungszeitraum.

Die Analyse im Verweildauermodell legt nahe, dass die sozioökonomischen Einflussfaktoren weitgehend der ökonomischen Theorie entsprechende Wirkungsweisen haben. So zeigt sich ein positiver Einfluss des eigenen Erwerbseinkommens auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit in die Erwerbstätigkeit. Ferner besteht für Universitätsabsolventinnen eine höhere Wahrscheinlichkeit als für Absolventinnen niedriger Bildungsabschlüsse, innerhalb von drei Jahren nach der Geburt eines Kindes auf den Arbeitsmarkt zurückzukehren. Den theoretischen Hypothesen entsprechen ebenfalls die positiven Effekte bezüglich des Rückkehrverhaltens von Mitarbeiterinnen kleiner Betriebe, für Selbständige und für Frauen, die in Regionen mit höherer Arbeitslosigkeit wohnen. Hinsichtlich der familienpolitischen Aspekte zeigt sich ferner, dass die Verlängerung der gesetzlichen Erziehungsurlaubsfrist im Laufe des betrachteten Zeitraums 1985-2000 und ein höheres alternatives Einkommen eine negative Auswirkung auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit in die Erwerbstätigkeit hatten.

# Wann kehren junge Mütter auf den Arbeitsmarkt zurück?

## Eine Verweildaueranalyse für Deutschland

Andrea Maria Weber<sup>1</sup>

Centre for European Economic Research  
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)  
Mannheim

**Zusammenfassung:** Dieser Beitrag untersucht die Entscheidung junger Mütter, die im Jahr vor der Geburt eines Kindes berufstätig waren, in einem Zeitraum von bis zu drei Jahren nach der Geburt auf den Arbeitsmarkt zurückzukehren. Neben dem Einfluss sozioökonomischer Faktoren werden die Auswirkungen familienpolitischer Gegebenheiten auf die Dauer der Erwerbsunterbrechung diskutiert. Es zeigt sich, dass eine Erhöhung der gesetzlichen Erziehungsurlaubsfrist in der Vergangenheit eine negative Auswirkung auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit in die Erwerbstätigkeit hatte.

**Abstract:** This contribution is concerned with the decision of young mothers who were employed during the year before childbirth to return to the labour market within three years after childbirth. In addition to socio-economic factors the influence of family policy on the duration of the employment break is examined. One finding is that the expansion of the maximum maternity leave period in the past exerted a negative impact on the probability to return to the labour market.

JEL Klassifikation: C4, J2

Schlüsselworte: Verweildaueranalyse, Arbeitsangebot

### Danksagung:

Finanzielle Unterstützung wurde von der Fritz Thyssen Stiftung im Rahmen des Projekts „Qualifikation und Arbeitsmarkterfolg in Deutschland und Frankreich“ gewährt. Ich danke Prof. Bernd Fitzenberger für die wissenschaftliche Betreuung der diesem Papier zugrunde liegenden Arbeit. Dank gilt auch Charlotte Lauer für ihre Unterstützung und hilfreiche Kommentare, die zum Entstehen dieses Discussion Papers wesentlich beigetragen haben sowie Miriam Beblo und Bernhard Boockman für ihre Anmerkungen. Michaela Deppe möchte ich für das sorgfältige Korrekturlesen danken. Schließlich danke ich der BAK Basel Economics für die Würdigung der vorliegenden Arbeit durch die Auszeichnung mit dem BAK Preis.

---

\* Die Autorin ist assoziierte Forscherin in der Equipe de Recherche sur les Marchés, l'Emploi et la Simulation, ERMES-CNRS, Universität Panthéon-Assas, Paris.

# 1 Einleitung

Das Ziel der Vereinbarkeit von Familie und Erwerbstätigkeit ist in den vergangenen Jahren zunehmend in das Interesse der deutschen Familienpolitik gerückt. Neuere ökonomische Studien betonen die langfristigen Karriere- und Verdienstnachteile, die Müttern auf Grund längerer Erwerbsunterbrechungen entstehen.<sup>1</sup> Unter diesen Gesichtspunkten erscheint es erstrebenswert, dass Mütter möglichst bald nach einer „Babypause“ wieder in das Berufsleben zurückkehren (können).

Diese Arbeit untersucht mittels einer Verweildaueranalyse, wie sich sozioökonomische Charakteristika und familienpolitische Maßnahmen auf die Dauer der Erwerbsunterbrechungen von Müttern auswirken. Die Analyse bezieht sich auf Westdeutschland in den Jahren zwischen 1985 und 2000. Betrachtet wird ein Zeitraum von bis zu drei Jahren nach der Geburt des Kindes. Diese Zeitspanne entspricht der maximalen gesetzlichen Erziehungsurlaubsfrist im Beobachtungszeitraum.

Insgesamt gelangen die bisher vorhandenen Studien über Einflussfaktoren auf die Erwerbsunterbrechungsdauer von Müttern nur teilweise zu übereinstimmenden Ergebnissen. Für Deutschland analysierten Kohlmann, Bender und Lang (2003) und Gustaffson et al. (1996) im Rahmen eines Verweildauermodells das Rückkehrverhalten von Müttern in die Erwerbstätigkeit. Thematisch verwandt ist auch die Arbeit von Braun und Klein (1995a), die Wiedereintrittsraten in die Erwerbstätigkeit untersucht. Ferner stehen familienpolitische Maßnahmen, insbesondere das Erziehungsgeld und der Erziehungsurlaubsanspruch, im Mittelpunkt der Verweildaueranalyse von Ondrich et al. (1998 und 1999). Dabei werden die Effekte auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit für das alternative Familieneinkommen, die Kinderzahl und die Erwerbsunterbrechungsdauer in diesen Studien durchweg als negativ geschätzt. Andererseits variieren die Aussagen über den Einfluss des Bildungsniveaus und der Berufserfahrung. Die Analyse familienpolitischer Maßnahmen ergibt, dass mit der Ausweitung der gesetzlichen Erziehungsurlaubsfrist im Laufe der Zeit ein negativer Anreiz für die Rückkehr in die Erwerbstätigkeit geschaffen wurde.

Diese Arbeit soll die bereits vorhandenen Befunde ergänzen, wobei Einflüsse einer relativ großen Zahl möglicher erklärender Variablen analysiert werden. So wird ergänzend berücksichtigt, dass die regionale Arbeitslosenquote und andere regionale Gegebenheiten die Arbeitsangebotsentscheidung der Mütter möglicherweise beeinflussen.

In der vorliegenden Arbeit wird zunächst, in Abschnitt 2, ein Kurzüberblick über die bestehenden familienpolitischen Rahmenbedingungen in Deutschland gegeben. Im Anschluss daran werden, ausgehend von einem einfachen ökonomischen Modell, Hypothesen darüber aufgestellt, inwiefern sozioökonomische Charakteristika und familienpolitische Maßnahmen auf die Erwerbsunterbrechungsdauer von Müttern einwirken (Abschnitt 3). Im vierten Abschnitt werden die Methode der Verweildaueranalyse, das konkrete Verweildauermodell sowie die in der Schätzung verwendeten Daten beschrieben. Die Ergebnisse der Schätzungen werden nach der Betrachtung deskriptiver Statistiken im fünften Abschnitt diskutiert und abschließend zusammengefasst und kritisch beleuchtet (sechster Abschnitt).

---

<sup>1</sup> Vgl. beispielsweise Beblo und Wolf (2002b) sowie Kohlmann, Bender und Lang (2003).

## 2 Institutionelle Rahmenbedingungen: Die Familienpolitik in Deutschland

Die Familienpolitik in Deutschland verfolgte in der Vergangenheit vorrangig das Ziel, einen Familienlastenausgleich zu bewirken.<sup>2</sup> Staatliche Maßnahmen sollten demnach die zusätzlichen (finanziellen) Belastungen, die Familien auf Grund ihrer Kinder entstehen, mildern.<sup>3</sup> Eine Besteuerung nach der Leistungsfähigkeit sollte eine „verminderte“ wirtschaftliche Leistungsfähigkeit für Familien mit Kindern berücksichtigen.<sup>4</sup> Die „frauenpolitische Komponente“ der Familienpolitik hat daneben seit den achtziger Jahren zusehends an Bedeutung gewonnen. Dabei wurde der Schwerpunkt ursprünglich weniger auf die Gewährleistung einer besseren Vereinbarkeit von Familie und Erwerbstätigkeit gesetzt, sondern vielmehr sollte eine finanzielle Würdigung der Erziehungsarbeit geleistet werden.<sup>5</sup> Dies spiegelt sich in den Regelungen zum Erziehungsgeld wider, die vorrangig eine gesellschaftliche Würdigung der Erziehungsleistungen zu erreichen versuchen.<sup>6</sup> Das Erziehungsgeld stellt in seiner relativ geringen Höhe dabei keinen Lohnersatz dar.<sup>7</sup>

### *Mutterschutz, Erziehungsurlaub und Erziehungsgeld*

Ein Schwerpunkt der Familienpolitik besteht in den Regelungen zu Mutterschutz, Erziehungsurlaub und Erziehungsgeld. 1952 wurde in Deutschland der Mutterschutz eingeführt, der für alle Arbeitnehmerinnen (inklusive Auszubildende) gilt, unabhängig davon, ob sie Voll- oder Teilzeit beschäftigt sind. Die Mutterschutzfrist implizierte, dass Frauen sechs Wochen vor und nach der Geburt eines Kindes nicht arbeiten dürfen. 1965 wurde die Mutterschutzfrist nach der Geburt auf acht Wochen erhöht und werdende Mütter erhalten seitdem von den Krankenkassen 25 DM pro Kalendertag.<sup>8</sup>

Seit 1986 besteht für jeweils einen Elternteil die Möglichkeit, nach der Geburt eines Kindes Erziehungsurlaub in Anspruch zu nehmen. Die maximale gesetzliche Erziehungsurlaubsfrist wurde im Laufe der Zeit immer wieder erhöht.<sup>9</sup> Während die Dauer 1986 nur 10 Monate betrug, wurde sie bis zum Jahre 1992 auf 36 Monate ausgeweitet.<sup>10</sup> Der Erziehungsurlauber hat das Recht, nach der Erwerbsunterbrechung an einen gleichartigen Arbeitsplatz bei seinem ehemaligen Arbeitgeber zurückzukehren.<sup>11</sup> Eine Kündigung ist während dieser Zeit nur in Ausnahmefällen zulässig. Eltern können sich bei der Inanspruchnahme des Erziehungsurlaubs derzeit bis zu dreimal abwechseln.<sup>12</sup> Eine Erwerbstätigkeit des Erziehungsurlaubers ist möglich, wenn sie die gesetzlich vorgeschriebene Stundenzahl nicht überschreitet,

---

<sup>2</sup> Vgl. BMA (2000), S. 521 f.

<sup>3</sup> Vgl. Bernöster (2000), S. 268.

<sup>4</sup> Vgl. Ehmman (1999), S. 3 und 4.

<sup>5</sup> Vgl. Letablier und Rieucan (2001), S. 9.

<sup>6</sup> Vgl. Ehmman (1999) S. 16.

<sup>7</sup> Vgl. Letablier und Rieucan (2001), S. 9.

<sup>8</sup> Vgl. Althammer (2000), S. 30 f.

<sup>9</sup> An dieser Stelle sei angemerkt, dass der juristische Begriff „Erziehungsurlaub“ seit dem Jahr 2001 durch den Begriff „Elternzeit“ ersetzt wurde. In der vorliegenden Arbeit, die sich auf die Jahre 1985-2000 bezieht, wird allerdings der in dieser Zeit relevante Terminus (Erziehungsurlaub) verwendet.

<sup>10</sup> Vgl. auch die Zusammenfassung in Beblo und Wolf (2002a).

<sup>11</sup> Gemäß § 21 BErzGG kann der Arbeitgeber für die Zeit des Erziehungsurlaubs befristete Verträge mit Vertretungskräften abschließen.

<sup>12</sup> Vor 1992 konnten sie sich nur einmal abwechseln.

die im Beobachtungszeitraum dieser Arbeit 19 Stunden betrug. Die zeitliche Entwicklung des Erziehungsurlaubs ist in Tabelle I im Anhang dargestellt.

Erziehungsgeld wird seit 1986 gewährt,<sup>13</sup> wobei die Höhe grundsätzlich 600 DM beträgt.<sup>14</sup> Eine Inflationsanpassung hat bislang nicht stattgefunden. Seit 1994 bestehen zwei Einkommenshöchstgrenzen. Die Berechnung des Erziehungsgeldes wird im Anhang (*Die Berechnung des Erziehungsgeldanspruchs aus dem SOEP*) ausführlich beschrieben. Tabelle II im Anhang gibt einen Überblick über wichtige Entwicklungen bezüglich des Erziehungsgeldes in den Jahren 1985-2000.

Neben dem Bundeserziehungsgeld gewähren manche Bundesländer vergleichbare Transferleistungen. So besteht in Westdeutschland in Bayern und Baden-Württemberg das Landeserziehungsgeld. In Rheinland-Pfalz wird nach ähnlichen Grundsätzen ein „Familiengeld“ gewährt.<sup>15</sup> Die Leistungen erstrecken sich jeweils auf eine Dauer von maximal einem Jahr.<sup>16</sup> Ansonsten wurden die bundesgesetzlichen Regelungen auf Landesebene weitgehend übernommen.

### ***Betreuungsangebote***

Eine weitere Dimension der Familienpolitik in Deutschland stellen die staatlichen Betreuungsangebote dar. Dabei ist die Verfügbarkeit von Krippenplätzen von besonderer Bedeutung für die in dieser Arbeit betrachteten jungen Mütter. Lediglich 2,2 % der westdeutschen Kinder unter drei Jahren konnten Ende der 90er Jahre Plätze in Krippen und vergleichbaren Institutionen bekommen. Krippenplätze sind dabei überwiegend in Ballungszentren verfügbar.<sup>17</sup> Das Angebot an Kindergartenplätzen ist in Deutschland dagegen relativ hoch und die Versorgungsquote betrug gegen Ende der 90er Jahre 102 %.<sup>18</sup> Allerdings variiert die Betreuungssituation regional und insbesondere zwischen ländlichen und städtischen Gebieten, wobei sie auf dem Land schlechter ist als in der Stadt. Seit August 1996 haben alle Kinder über drei Jahren das Recht auf einen Kindergartenplatz.<sup>19</sup> Jedoch ist zu beachten, dass nur wenige Kindergärten ganztägige Betreuungsmöglichkeiten anbieten.<sup>20</sup> Die Versorgungsquote an Ganztags-Kindergartenplätzen betrug Ende der neunziger Jahre nur 17 %.<sup>21</sup> Dies erschwert wiederum die Fortsetzung einer Erwerbstätigkeit nach dem dritten Lebensjahr des Kindes.

### ***Kindergeld***

Eine weitere wichtige Maßnahme der deutschen Familienpolitik besteht in der Gewährung von Kindergeld, dessen Betrag vom Alter des Kindes unabhängig ist und

---

<sup>13</sup> Vgl. Wendt und Maucher (2000), S. 25 f.

<sup>14</sup> Vgl. Gesetz über die Gewährung von Erziehungsgeld und Erziehungsurlaub (Bundeserziehungsgeldgesetz – BErzGG) § 5 (1) in den Fassungen vom 20.12.1996 (gültig ab 01.01.1997 bis 31.12.2000), vom 31. Januar 1994 (01.01.1994-31.12.1996), vom 23.06.1993 (27.06.1993-31.12.1993), vom 21.01.1992 (01.01.1992-26.06.1993), vom 25.07.1989 (01.07.1989 bis 31.12.1991), vom 06.12.1985 (01.01.1986-30.06.1989).

<sup>15</sup> Vgl. Budde (1998), S. 24 ff.

<sup>16</sup> Vgl. Wendt und Maucher (2000), S. 25 f.

<sup>17</sup> Vgl. MZES (2001): „Overview of field of family policy: Child-care services, Germany“, S. 3.

<sup>18</sup> Vgl. Kreyenfeld (2001), S. 41 f.

<sup>19</sup> Vgl. MZES (2001): „Overview of field of family policy: Child-care services, Germany“, S. 3.

<sup>20</sup> Vgl. Kreyenfeld (2001), S. 41 f. So wurden die Kindergärten in den siebziger Jahren primär mit dem Gedanken aufgebaut, gleiche Ausgangsbedingungen für die Kinder zu schaffen. Das Ziel, die Erwerbstätigkeit von Frauen zu fördern, wurde weniger verfolgt.

<sup>21</sup> Vgl. DIW (2000).

mit der Kinderzahl ansteigt. Bis Ende des Jahres 1995 wurde Kindergeld bis zur Vollendung des 16. Lebensjahres des Kindes gezahlt und war ab dem zweiten Kind einkommensabhängig. Bei Überschreiten der Einkommenshöchstgrenze wurde es auf 70 DM gekürzt. 1996 wurde die Altersgrenze auf 18 Jahre erhöht. Bei Kindern im Studium oder in der Ausbildung kann die Dauer bis zum 27. Lebensjahr verlängert werden, wenn das Kind nicht mehr als 12.000 DM im Jahr verdient.<sup>22</sup> Nunmehr können Eltern zwischen Kindergeld und Kinderfreibetrag die für sie finanziell vorteilhafte Option wählen. Das Kindergeld ist nicht mehr einkommensabhängig. Seit dem Jahr 2000 beträgt es, abhängig von der Kinderzahl, zwischen 270 und 350 DM.<sup>23</sup> Tabelle III im Anhang enthält eine Übersicht über die zeitliche Entwicklung des Kindergelds.

### ***Familienbesteuerung***

Die Familienbesteuerung unterliegt insofern einem Splittingsystem, als verheiratete Paare zwischen getrennter Veranlagung und Ehegattensplitting wählen können. Bei der getrennten Veranlagung werden beide Ehepartner unabhängig voneinander besteuert, während im Splittingsystem die Einkünfte addiert und einem Splittingtarif unterworfen werden. Der Splittingtarif kann eine Senkung der Steuerlast implizieren, die umso höher ausfällt, je größer der Einkommensunterschied der Ehepartner ist. Beläuft sich das Einkommen beider Partner allerdings auf die jeweils gleiche Höhe, so ergibt sich keine Steuererleichterung. In diesem Fall besteht kein Unterschied zwischen Einzelveranlagung und Zusammenveranlagung.<sup>24</sup>

Ferner sieht das Steuersystem Kinderfreibeträge für versorgungspflichtige Kinder vor. Bis Ende 1995 bestanden Kindergeld und Kinderfreibetrag nebeneinander. Einkommensschwache Familien konnten zudem einen Kindergeldzuschlag erhalten, wenn sie den Vorzug des Freibetrages nicht oder nur zum Teil realisieren konnten. Seit 1996 besteht ein Wahlrecht zwischen Kindergeld und Kinderfreibetrag. Diese Neuregelung verfolgte das Ziel, den Familienlastenausgleich zu realisieren.<sup>25</sup> Der Kinderfreibetrag wurde 1996 und 1997 angehoben. Seit 1997 können Eltern einen Freibetrag von 6.912 DM für jedes Kind beanspruchen. Das Kindergeld wird alternativ monatlich als Steuervergütung gezahlt. Die zeitliche Entwicklung des Kinderfreibetrags seit 1984 ist in Tabelle IV im Anhang dargestellt. Tabelle V fasst zudem die wichtigsten familienpolitischen Änderungen in den Jahren 1985-2000 zusammen.

---

<sup>22</sup> Vgl. Kreyenfeld (2001), S. 47 f.

<sup>23</sup> Vgl. Ehmann (1999), S. 25 f.

<sup>24</sup> An dieser Stelle sei auch erwähnt, dass das Steuersystem negative Anreize für die Erwerbstätigkeit verheirateter Frauen setzt, da das zusätzliche (niedrigere) Einkommen relativ hoch besteuert wird. Zu den negativen Auswirkungen des Splittingtarifs auf die Frauenerwerbstätigkeit vgl. Althammer (2000), S. 34 f.

<sup>25</sup> Vgl. Ehmann (1999), S. 97 und BMA (2000), S. 522.

### 3 Die Entscheidung über die Erwerbsunterbrechungsdauer

#### 3.1 Theoretische Überlegungen

Die Analyse der Zeitallokation unter Familienmitgliedern kann als Grundlage für die Entscheidung von Müttern bezüglich (der Dauer) einer Erwerbsunterbrechung nach einer Geburt gesehen werden. Grundlagen der Familienökonomik wurden insbesondere in den Arbeiten von Becker (1981) und Schultz (1974) im Rahmen der Ökonomie des Privathaushalts gelegt.<sup>26</sup> Dabei wird die Familie sowohl als Konsum- als auch als Produktionseinheit angesehen. Güter, die ein Haushalt am Markt nachfragt, werden als Inputfaktoren der Haushaltsproduktion betrachtet; zusammen mit der Zeit, die für die Haushaltsproduktion und den Konsum verwendet wird, stiften sie schließlich einen Nutzen. Die Zeit, die dem Haushalt zur Verfügung steht, kann auf dreierlei Arten verwendet werden: (1) als Arbeitszeit, (2) zur Haushaltsproduktion und (3) als Freizeit. So entstehen dem kinderbetreuenden Partner (i. d. R. der Frau) durch die Erwerbsunterbrechung nach einer Geburt Opportunitätskosten aus den alternativen Zeitverwendungen.

Das folgende Modell greift Ideen der Familienökonomik auf. Allerdings erscheint es für die Zwecke dieser Arbeit nicht sinnvoll, die Zeitallokation im Haushalt zu betrachten, da in der empirischen Analyse nur die Erwerbsunterbrechung von Frauen nach einer Geburt berücksichtigt wird. Es wird deshalb angenommen, dass Männer immer arbeiten, während Frauen ihre Erwerbstätigkeit unter Umständen nach der Geburt eines Kindes unterbrechen.<sup>27</sup> Weiterhin werden unvollständige Kapitalmärkte und keine Unsicherheit unterstellt.<sup>28</sup> Letzteres erscheint angesichts des relativ kurzen Zeitraumes, der in dieser Arbeit betrachtet wird (drei Jahre), durchaus rechtfertigbar. Die Haushalte sind Nutzenmaximierer. Der Haushaltsnutzen in Periode  $t$  hängt von dem Güterkonsum des Haushalts  $(x_{1t}, \dots, x_{Nt})$  und der Zeit, die für verschiedene (Freizeit-)Aktivitäten verwendet wird  $(t_{1t}, \dots, t_{rt})$ , ab:<sup>29</sup>

$$U_t[x_{1t}, \dots, x_{Nt}, t_{1t}, \dots, t_{rt}]. \quad (1)$$

Dabei wird die insgesamt vorhandene Zeit  $\tau$  auf die optionalen Verwendungen Arbeitszeit ( $t_{wt}$ ) und Freizeit der Mutter aufgeteilt. Es gilt also:

$$\tau_t = \sum_{j=1}^r t_{jt} + t_{wt}. \quad (2)$$

Ferner unterliegen die Haushalte insofern einer Budgetrestriktion, als ihre Ausgaben für Konsum und externe Kinderbetreuung ihr Einkommen nicht übersteigen können. Das Einkommen setzt sich aus dem (konstanten) Einkommen des Partners in Periode  $t$  ( $Y_{Ht}$ ) und dem Einkommen der Mutter ( $t_{wt}w$ ) zusammen. Die Zeit der externen Kinderbetreuung entspricht der Arbeitszeit der Mutter, wobei  $k_t$  der Preis für die Kinderbetreuung in Periode  $t$  ist. Der Preis für Gut  $i$  wird mit  $p_i$  bezeichnet. Die Budgetbedingung ist demnach:

<sup>26</sup> Bereits bei Adam Smith finden sich familienökonomische Denkansätze, wobei die Individuen als „potential- oder vermögensorientiert“ gesehen werden. In den sechziger Jahren betrachtete der Ansatz der „new home economics“ Haushalte nicht nur als Konsumeinheiten und Faktoranbieter, sondern berücksichtigte auch Verhaltensweisen wie etwa das Geburtenverhalten und die Zeitallokation in den Haushalten. Wichtige Beiträge leisteten auch Leibenstein, Willis und Easterlin (vgl. Bernöster (2000), S. 404).

<sup>27</sup> Vgl. Barrow (1999), S. 434 f.

<sup>28</sup> Das Modell orientiert sich an Leibowitz et al. (1992), S. 116 f. und Becker (1994), S. 21 f.

<sup>29</sup> Es gelten die üblichen Annahmen einer konkaven Nutzenfunktion.

$$Y_{Ht} + wt_{wt} = \sum_{i=1}^N p_i x_{it} + k_t t_{wt} \quad \text{oder} \quad (3)$$

$$Y_{Ht} + (w - k_t)t_{wt} = \sum_{i=1}^N p_i x_{it},$$

d.h. das „Nettoeinkommen“ (abzüglich der Kinderbetreuungskosten) muss den Konsumausgaben gleichen. Im Folgenden wird angenommen, dass die Kinderbetreuungskosten  $k_t$  im Laufe der Zeit sinken.<sup>30</sup>

Zusammen mit der Zeitrestriktion gilt für die Budgetbedingung:

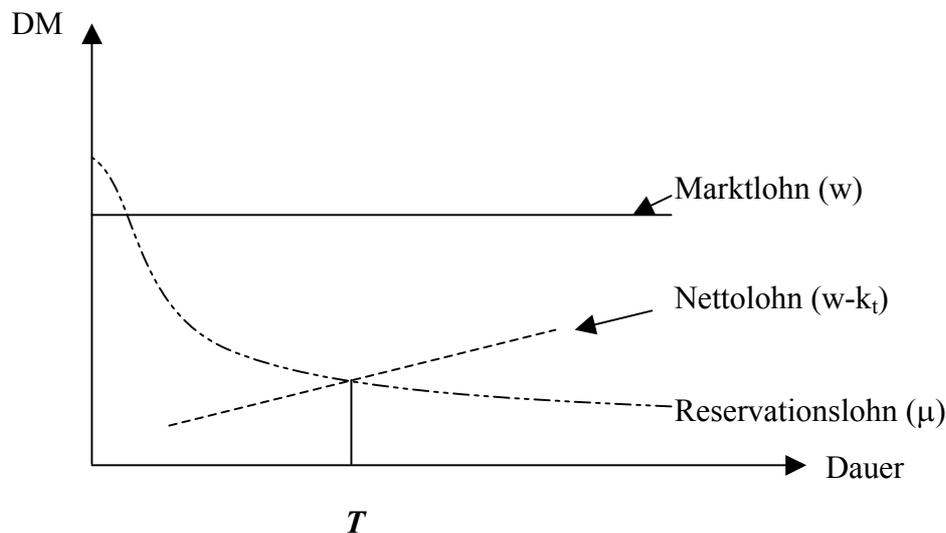
$$Y_{Ht} + (w - k_t)(\tau - \sum_{j=1}^r t_{jt}) = \sum_{i=1}^N p_i x_{it}. \quad (4)$$

Dann ergibt sich für die Bedingungen erster Ordnung der Nutzenmaximierung:

$$\frac{\partial U}{\partial t_{it}} = 1 \quad \text{und} \quad \frac{\partial t_{jt}}{\partial U} = \frac{w - k_t}{p_i}. \quad (5)$$

Die Grenznutzen alternativer Zeitverwendungen gleichen sich, da sie alle denselben Preis ( $w - k_t$ ) haben. Die Grenzrate der Substitution zwischen der Zeit und einem Konsumgut entspricht dem realen „Nettolohn“ (abzüglich der Betreuungskosten).

#### Abbildung 1: Die Entscheidung über den Rückkehrzeitpunkt in die Erwerbstätigkeit



**Quelle:** Vgl. Leibowitz et al. (1992), S. 118.

Nun wird angenommen, dass die Arbeitszeit durch private Kinderbetreuungszeit  $t_{bt}$  (oder weniger restriktiv interpretiert: Hausarbeitszeit) perfekt substituiert werden kann, d.h. falls  $t_{wt} > 0$  ist, so gilt  $t_{bt} = 0$  und vice versa. Arbeitet die Frau nicht, so ist der Wert der Zeit nicht der Lohn  $w$ , sondern ein Schattenpreis  $\mu_t$ , der dem Grenzprodukt der Hausarbeitszeit entspricht. Dann gilt für die Grenzrate der Substitution:

<sup>30</sup> Vgl. Braun und Klein (1995b), S. 60.

$$\frac{\frac{\partial U}{\partial t_{jt}}}{\frac{\partial U}{\partial x_{it}}} = \frac{\mu}{p_i}. \quad (6)$$

Eine Mutter ist erwerbstätig, wenn der um die Kinderbetreuungskosten bereinigte Lohn mindestens so hoch ist wie der Schattenpreis in Periode  $t$  (Reservationslohn).<sup>31</sup> Die Erwerbsunterbrechung wird zu dem Zeitpunkt  $T$  beendet, in dem der Nettolohn dem Reservationslohn mindestens gleicht. Dies wird in Abbildung 1 verdeutlicht.

Im Schaubild wird unterstellt, dass der Reservationslohn im Zeitablauf fällt: Je länger die Erwerbsunterbrechung andauert und je älter das Kind wird, desto geringer ist der Betreuungsaufwand und damit der Grenznutzen der Zeit, die für die Haushaltsproduktion verwendet wird.

### 3.2 Hypothesen

Aus dem bisher Gesagten sollen nun Hypothesen abgeleitet werden, inwieweit sozioökonomische Charakteristika und familienpolitische Maßnahmen sich auf die Wahrscheinlichkeit auswirken, die Erwerbsunterbrechung zu einem bestimmten Zeitpunkt zu beenden.<sup>32</sup> So wird der Nettolohn zunächst durch den Marktlohn bestimmt. Der Abstand zwischen der Nettolohn- und der Marktlohnkurve ist umso höher, je größer die Kosten externer Kinderbetreuung sind.<sup>33</sup> Bei hohen Kosten wird ein Eintritt in die Erwerbstätigkeit relativ spät stattfinden. Die Kosten sind umso höher, je größer die Kinderzahl ist und je schlechter die (staatlichen) Betreuungsangebote sind. Die Möglichkeit „soziale Netzwerke“, etwa die Betreuung durch Familienangehörige zu nutzen, wirkt kostensenkend.<sup>34</sup>

Der Reservationslohn hängt, gemäß Annahme, negativ von der Dauer der Erwerbsunterbrechung ab. Ferner wird das Grenzprodukt der Haushaltszeit auch von persönlichen Merkmalen der Mutter beeinflusst sein, etwa ihrem Alter, ihrer beruflichen Stellung und ihrer Ausbildung. So ist es denkbar, dass eher erwerbsorientierte Frauen gegenüber Frauen, die generell mehr zur Haushaltsproduktion tendieren, komparative Nachteile bei der Haushaltsproduktion haben.<sup>35</sup> Demnach sollte der Reservationslohn für erwerbsorientierte Frauen unter dem der weniger erwerbsorientierten Mütter liegen, wodurch sich der Zeitpunkt, zu dem in die Erwerbstätigkeit zurückgekehrt wird, verfrüht.

Familieneinheiten mit höheren alternativen Einkommensquellen (Einkommen des Partners) haben einen höheren Reservationslohn.<sup>36</sup> Steigt das alternative Einkom

<sup>31</sup> Vgl. Bernöster (2000), S. 405.

<sup>32</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass es auch eine Reihe von Hypothesen zur Erwerbsunterbrechung gibt, die sich nicht aus dem gegebenen Modell ableiten lassen. So kann drohende spätere Arbeitslosigkeit beispielsweise die Arbeitsaufnahme beschleunigen, wenn unfreiwillige Arbeitslosigkeit eingeführt wird.

<sup>33</sup> Vgl. Ondrich et al. (1996) S. 251 und Leibowitz et al. (1992), S. 113 f.

<sup>34</sup> Vgl. hierzu auch Klerman und Leibowitz (1990), S. 284 f.

<sup>35</sup> Es kann angenommen werden, dass das Alter der Mutter ein Indikator für die Erwerbsorientierung ist. So verlagern relativ erwerbsorientierte Frauen die Geburt eines Kindes tendenziell auf einen späteren Zeitpunkt. Ebenso sind der Grad der beruflichen Stellung und der Ausbildung Indikatoren für die Erwerbsorientierung. Erwerbsorientierte Frauen werden mehr in ihr Humankapital investieren und in höheren beruflichen Positionen anzufinden sein als weniger erwerbsorientierte Frauen.

<sup>36</sup> Vgl. Braun und Klein (1995a), S. 239 f.

men, so steigt der Güterkonsum und somit auch  $\mu$ . Folglich ist bei höherem alternativen Einkommen zu erwarten, dass der Wiedereintritt in die Erwerbstätigkeit zu einem späteren Zeitpunkt stattfindet. Ähnlich wirken Transfers wie etwa das Bundes- und Landeserziehungsgeld und der niedrigere Steuertarif bei Nicht-Erwerbstätigkeit auf Grund der Zusammenveranlagung.<sup>37</sup>

<b>Tabelle 1: Einflussfaktoren auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit</b>		
Wirkungsweise	Einflussfaktor auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit	erwarteter Effekt
Einfluss auf den „Nettolohn“ (um die Kinderbetreuungskosten bereinigt):	• Marktlohn der Mutter	Positiv
	• Kinderzahl	Negativ
	• Kinderbetreuungskosten	Negativ
	• Dauer der Erwerbsunterbrechung	Positiv
	• Einstellen einer Ersatzarbeitskraft / Replacement	Positiv
Einfluss auf den Reservationslohn:	• Erwerbsorientierung	Positiv
	• Einkommen des Partners	Negativ
	• Landes- / Bundeserziehungsgeld / Transfers	Negativ
	• Splittingtarif (Grenzsteuerbelastung als Zweitverdiener)	Negativ
	• Erziehungsurlaubsdauer	Negativ

Schließlich sei noch erwähnt, dass während hier (für den relativ kurzen Zeitraum) der Marktlohn als konstant angenommen wurde, langfristig die Erwerbsunterbrechung Einfluss auf den Lohn haben kann, etwa durch die Abschreibung von Humankapital oder langfristige Karrierenachteile.<sup>38</sup> Durch die Garantie eines gleichartigen Arbeitsplatzes während der Erziehungsurlaubszeit wird dieser Effekt (zumindest vorerst) verhindert. Ist die Erwerbsunterbrechung jedoch länger als die Erziehungsurlaubsfrist, so könnte es sein, dass der Marktlohn sinkt (im Schaubild nicht berücksichtigt).<sup>39</sup> Selbst bei einer Erwerbsunterbrechung, die kürzer ist als die maximale Erziehungsurlaubszeit, ist zu erwarten, dass der künftige Lohnpfad unter dem Pfad ohne Unterbrechung liegt.<sup>40</sup> Wie stark die mögliche Lohnminderung ist, hängt zudem davon ab, wie schnell eine pausierende Arbeitskraft in ihrem Unternehmen ersetzt wird („Replacement-Effekt“), wobei dies wiederum von verschiedenen Faktoren, wie der Firmengröße und der beruflichen Stellung, beeinflusst wird.<sup>41</sup>

<sup>37</sup> Vgl. Gustafsson et al. (1996), S. 224 f.

<sup>38</sup> Vgl. Leibowitz et al. (1992), S. 112 f. Ebenfalls nicht berücksichtigt werden hier Berufserfahrungs- oder Betriebszugehörigkeitseffekte auf den Marktlohn der Frauen.

<sup>39</sup> Ferner könnte die Abschreibung von Humankapital mit der zunehmenden Dauer der Erwerbsunterbrechung auch eine negative Auswirkung der Unterbrechungsdauer (negative Dauerabhängigkeit) konstituieren: Je länger die Unterbrechung andauert und je mehr Humankapital folglich abgeschrieben wird – womit auch ein Verlust an „Vertrauen in die eigenen Fähigkeiten“ verbunden sein kann – desto geringer wird auch die Wahrscheinlichkeit eines beruflichen Wiedereinstiegs (vgl. Braun und Klein (1995b), S. 60).

<sup>40</sup> Vgl. Beblo und Wolf (2002a).

<sup>41</sup> Zu einer expliziten Formulierung des „Replacement“-Problems siehe die Modellierung bei Ondrich et al. (1998). Das Modell impliziert einen alternativen Ansatz zur Darstellung der Dauerabhängigkeit.

Wird die mögliche Erziehungsurlaubsdauer erhöht, so erhöht sich der Zeitraum, in dem der Marktlohn konstant ist. Dies könnte die Wahrscheinlichkeit eines (späten) Wiedereintritts in die Erwerbstätigkeit steigern.<sup>42</sup> Tabelle 1 fasst die verschiedenen Einflussfaktoren und die erwarteten Effekte auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit zusammen.

## **4 Das ökonometrische Modell und die verwendeten Daten**

### **4.1 Das Verweildauermodell**

Die ökonometrische Methode, die im Hauptteil dieser Arbeit verwendet wird, ist die einer Verweildaueranalyse (Hazardraten-Modell). Ziel der Verweildaueranalyse ist es, die Einflussfaktoren auf die Verweildauer in einem bestimmten Zustand zu ergründen. Im konkreten Fall soll der Einfluss sozioökonomischer Charakteristika und familienpolitischer Variablen auf die Wahrscheinlichkeit der Beendigung einer Erwerbsunterbrechung von Müttern zu einem bestimmten Zeitpunkt ermittelt werden.

#### **4.1.1 Kontinuierliche vs. diskrete Modelle**

In einem Verweildauermodell stellt die „Hazardrate“ als abhängige Variable die bedingte „Wahrscheinlichkeit“ dar, dass eine Episode („Spell“) zu einem bestimmten Zeitpunkt beendet wird, gegeben, dass die Episode bis zu diesem Zeitpunkt angedauert hat. Die Verweildauer kann dabei als diskrete oder stetige Zufallsvariable modelliert werden. Ein diskretes Modell wird verwendet, wenn der zu Grunde liegende Prozess an sich diskret ist. So könnte man sich vorstellen, dass die Entscheidung über eine Erwerbsunterbrechung tatsächlich nicht ständig neu getroffen wird, sondern sich auf aggregiertere Zeitintervalle (z.B. Monate) bezieht. Zum anderen gilt, dass selbst wenn der Prozess kontinuierlich ist, ein diskretes Modell zu bevorzugen ist, falls die beobachteten Größen (insbesondere zeitvariante erklärende Variablen) nur aggregiert, in diskreten Abständen gemessen verfügbar sind.<sup>43</sup> In der vorliegenden Arbeit wird ein diskretes Hazardraten-Modell geschätzt, wobei in den vorhandenen Daten die Verweildauerinformationen in Monatsintervallen vorliegen.

Bei der Verwendung eines diskreten Verweildauermodells kann sich das Problem einer Zeitaggregationsverzerrung ergeben. Die geschätzten Koeffizienten werden in diesem Fall von der Länge der verwendeten Intervalle abhängen. Eine Folge ist, dass die Ergebnisse nicht mit den Resultaten von Studien vergleichbar sind, die Zeitintervalle alternativer Länge verwenden. Allerdings beziehen sich die derzeit existierenden Studien über die Dauer von Erwerbsunterbrechungen nach einer Geburt ebenfalls überwiegend auf diskrete Modelle, denen monatliche Daten zu Grunde liegen, sodass eine Vergleichbarkeit gewährleistet ist.

#### **4.1.2 Formale Darstellung des diskreten Verweildauermodells**

##### ***Allgemeine Darstellung***

Grundlegende Idee diskreter Hazardraten-Modelle ist es, die interessierende Variable (Dauer eines Prozesses) in  $t$  diskrete Zeitintervalle aufzuteilen.<sup>44</sup> Dabei gibt  $T_i$  die

<sup>42</sup> Zudem wird in der Literatur bezüglich einer Erhöhung der potentiellen Erziehungsurlaubsdauer die Meinung vertreten, dass sich der Rückkehrzeitpunkt in die Erwerbstätigkeit verzögert. Zu einer formalen Herleitung dieser Aussage vgl. Ondrich et al. (1998), S. 9.

<sup>43</sup> Vgl. Jenkins (2002), S. 4 f.

<sup>44</sup> Man beachte, dass  $t$  hier und im Weiteren nicht mehr den Zeitpunkt, sondern ein Intervall bezeichnet.

Zeitdauer an, die ein Individuum  $i$  in einem gewissen Zustand verbracht hat, bevor der Übergang in einen anderen Zustand erfolgt.  $T_i$  ist nun eine nicht-negative Zufallsvariable, die nur Werte ganzer Zahlen annimmt. Es gilt  $T_i=t_i$ , wenn der Übergang in den anderen Zustand im Intervall  $t_i$  eintritt und  $T_i>t_i$ , wenn die Episode rechtszensiert ist.<sup>45</sup> Rechtszensierung liegt vor, wenn das Ende eines Spells außerhalb der Beobachtungsperiode liegt, sodass nicht wirklich bekannt ist, wie lange der Spell ange dauert hat.

Die Hazardrate  $\lambda_i$  im diskreten Modell ist als bedingte Wahrscheinlichkeit des  $i$ -ten Individuums definiert, während des Zeitintervalls  $t_i$  in den anderen Zustand überzugehen, gegeben, dass der vorliegende Zustand bis  $t_i$  andauert.<sup>46</sup> Dabei soll die Hazardrate von  $x_{it}$ , einem Vektor von Kovariaten des Individuums  $i$ , und von  $\varepsilon_i$ , einem individuellen, zeitinvarianten Effekt, welcher der nichtbeobachteten Heterogenität Rechnung trägt und mit den beobachtbaren individuellen Charakteristika  $x_{it}$  nicht korreliert ist, abhängen:<sup>47</sup>

$$\lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) = \Pr[T_i = t_i | T_i \geq t_i, x_{it}, \varepsilon_i], \quad (9)$$

$$i = 1 \dots N.$$

Die bedingte Wahrscheinlichkeit, in einem Intervall  $t_i$  nicht in den anderen Zustand zu wechseln, wird als „Überlebenswahrscheinlichkeit“ bezeichnet. Die Überlebenswahrscheinlichkeit, gegeben, dass man bis  $t_i-1$  in diesem Zustand verblieben ist, wird wie folgt definiert:

$$1 - \lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) = \Pr[T_i > t_i | T_i \geq t_i, x_{it}, \varepsilon_i]. \quad (10)$$

Daraus ergibt sich die unbedingte Wahrscheinlichkeit, in dem ursprünglichen Zustand zu verbleiben („Überlebensfunktion“):

$$S_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) = \Pr[T_i > t_i | x_{it}, \varepsilon_i] = \prod_{s=1}^{t_i-1} (1 - \lambda_i(s | x_{is}, \varepsilon_i)). \quad (11)$$

Demnach kann die unbedingte Wahrscheinlichkeit, den ursprünglichen Zustand in Intervall  $t_i$  zu verlassen, mittels der entsprechenden Hazardraten wie folgt ausgedrückt werden:

$$\Pr[T_i = t_i | x_{it}, \varepsilon_i] = \lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) \prod_{s=1}^{t_i-1} (1 - \lambda_i(s | x_{is}, \varepsilon_i)). \quad (12)$$

oder:<sup>48</sup>

$$\Pr[T_i = t_i | x_{it}, \varepsilon_i] = [\lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) / (1 - \lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i))] \cdot \prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda_i(s | x_{is}, \varepsilon_i)). \quad (13)$$

Nun nehme  $\delta_i$  den Wert eins an, wenn das Ereignis beendet ist (completed spell) und null, wenn das Ereignis am Ende der Beobachtungszeit noch andauert (censored spell).

Dann ist die Likelihoodfunktion dafür, dass die Verweildauer für die Stichprobe beobachtet wird:<sup>49</sup>

$$L = \prod_{i=1}^n \left[ [\lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) / (1 - \lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i))] \right]^{\delta_i} \left[ \prod_{\tau=1}^{t_i} (1 - \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i)) \right] \quad (14)$$

oder

<sup>45</sup> Vgl. Reize (2000), S. 10 f.

<sup>46</sup> Vgl. Zimmermann (2000), S. 100 f.

<sup>47</sup> Vgl. zur Schreibweise hier und im Folgenden: Franz und Zimmermann (2001), S. 10.

<sup>48</sup> Vgl. die Darstellung in Jenkins (1995).

<sup>49</sup> Vgl. Franz und Zimmermann (2001), S. 11.

$$\log L = \sum_{i=1}^n \delta_i \log[(\lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) / (1 - \lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i)))] + \sum_{i=1}^n \sum_{\tau=1}^{t_i} \log(1 - \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i)). \quad (15)$$

Nun sei  $y_{it}$  eine binäre Variable, die den Wert eins annimmt, wenn Individuum  $i$  im Monat  $t_i$  in den anderen Zustand übergeht. D.h.

$$\delta_i = 1 \Rightarrow y_{it} = \begin{cases} 1 & \forall t_i = T_i \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (16)$$

$$\delta_i = 0 \Rightarrow y_{it} = 0 \quad \forall t_i.$$

Damit ergibt sich:<sup>50</sup>

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^n \sum_{\tau=1}^{t_i} y_{i\tau} \log[\lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i) / (1 - \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i))] + \sum_{i=1}^n \sum_{\tau=1}^{t_i} \log[1 - \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i)] \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{\tau=1}^{t_i} [y_{i\tau} \log \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i) + (1 - y_{i\tau}) \log(1 - \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_i))]. \end{aligned} \quad (17)$$

Dieser Ausdruck entspricht genau der Standard-Log-Likelihoodfunktion eines binären Regressionsmodells, in dem  $y_{it}$  die abhängige Variable ist.<sup>51</sup>

### ***Wahl der funktionalen Form***

Für die Hazardrate wird im Folgenden eine nicht-proportionale, logistische Spezifikation (Proportional Odds) verwendet,<sup>52</sup> d.h. für einen Übergang in Intervall  $t$  gilt:<sup>53</sup>

$$\lambda_i(t_i | x_{it}, \varepsilon_i) = \frac{1}{1 + \exp[-\chi(t_i) - \beta' x_{it} - \varepsilon_i]}, \quad (18)$$

wobei  $\chi(t_i)$  die Verweildauerabhängigkeit der Übergangsrate angibt (Basis-Hazardrate).<sup>54</sup>

Zu beachten ist, dass im betrachteten Fall der Erwerbsunterbrechung von Müttern eigentlich nicht nur in einen einzigen Zustand, d.h. in die Erwerbstätigkeit übergegangen werden kann. Alternativ sind Übergänge etwa in die Arbeitslosigkeit oder in Bildungsmaßnahmen möglich. Dabei können die erklärenden Variablen einen unterschiedlichen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Abgangs in den einen oder anderen Zustand haben. Deshalb wäre es nicht zufriedenstellend, alle Abgangszustände in eine Kategorie zusammenzufassen. In der vorliegenden Arbeit wird nur der Abgangszustand der Erwerbstätigkeit betrachtet, wobei Abgänge in alternative Zustände als Rechtszensierungen behandelt werden. Somit impliziert man ein multinomiales, sogenanntes „competing risk“ Modell, d.h. ein Modell, in dem Abgänge in unterschiedliche Zustände möglich sind, wobei hier die Abgänge in verschiedene Zustände als voneinander unabhängig aufgefasst werden und daher als getrennte binäre Entscheidungen modelliert werden können. Die Abgänge in die

<sup>50</sup> Vgl. Jenkins (2002), S. 58.

<sup>51</sup> Die Datenstruktur muss so reorganisiert werden, dass man nicht eine Beobachtung pro Spell hat, sondern eine Beobachtung für jedes Zeitintervall, in dem ein Individuum in den anderen Zustand übergehen kann. Die Organisation der Daten in Personenmonate wird in Kapitel 4.3 thematisiert.

<sup>52</sup> Vgl. Jenkins (1995), S. 134.

<sup>53</sup> Bei dieser Spezifikation ist die Verzerrung der Koeffizienten der erklärenden Variablen durch die Wahl der Zeitintervalle vernachlässigbar. Nur die Schätzung der Konstante wird gravierend beeinflusst (vgl. Peterson (1995), S. 457 f.).

<sup>54</sup> Die Verweildauerabhängigkeit wird alternativ über ein Polynom dritter Ordnung und flexibler mittels einer nicht-parametrischen Basis-Hazardrate modelliert.

verschiedenen Zustände können also separat geschätzt werden.<sup>55</sup> Auf eine Darstellung der Ergebnisse der anderen Übergangswahrscheinlichkeiten wird im Folgenden verzichtet, da zum einen relativ wenige Fälle beobachtet werden, in denen Abgänge in andere Zustände stattfinden, und zum anderen das Interesse dieser Arbeit in der Rückkehr in die Erwerbstätigkeit liegt.

## 4.2 Behandlung der unbeobachteten Heterogenität

Unbeobachtete Heterogenität bezeichnet Charakteristika der Beobachtungseinheiten, die nicht als Regressoren modelliert werden (können), aber durchaus die abhängige Variable beeinflussen.<sup>56</sup> Unbeobachtete Heterogenität kann in Verweildauermodellen problematisch sein, da nicht beobachtete Merkmale der betrachteten Individuen dazu führen können, dass die Koeffizienten der Basis-Hazardrate und der erklärenden Variablen verzerrt geschätzt werden.<sup>57</sup>

In dieser Arbeit wird zur Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, in Anlehnung an das Verfahren von Heckman und Singer (1984), angenommen, dass dem Störterm eine diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilung mit einer beschränkten Anzahl an Massepunkten zu Grunde liegt.<sup>58</sup> Es wird also unterstellt, dass  $\varepsilon_i$  nur  $M$  unterschiedliche Niveaus annimmt, d.h. es gibt eine Anzahl von  $M$  Massepunkten  $e_m$ , wobei  $m$  die entsprechende Subgruppe bezeichnet.<sup>59</sup> Demnach ist:

$$\varepsilon_i = e_m \text{ mit } m \in (1, \dots, M) \quad (30)$$

Dabei gelten die folgenden Annahmen:

$$E[\varepsilon_i] = \sum_{m=1}^M \Pr(e_m) e_m = 0 \quad (31)$$

und

$$\sum_{m=1}^M \Pr(e_m) = 1, \quad (32)$$

wobei  $\Pr(e_m)$  die Wahrscheinlichkeit angibt, dass ein Individuum der Subgruppe  $m$  angehört. Der Erwartungswert des Fehlerterms ist also wieder null und die Summe der Wahrscheinlichkeiten der Massepunkte muss eins ergeben. Außerdem wird angenommen, dass keine Korrelation mit den erklärenden Variablen vorliegt (d.h.  $E[e_m x_{it}] = 0$ ).

Die Likelihood-Funktion ist somit:

<sup>55</sup> Vgl. Reize (2000), Kapitel 4.2. Für die Definition der binären Variable  $y_{it}$  gilt, dass sie den Wert null annimmt, wenn in der Folgeperiode ein Abgang in die Arbeitslosigkeit stattfindet.

<sup>56</sup> Vgl. Zimmermann (2000), S. 104. Unbeobachtete Heterogenität kann auf ausgelassene (u.U. unbeobachtbare) Variablen oder auf Messfehler zurückgeführt werden (vgl. Jenkins (2002), S. 71).

<sup>57</sup> Vgl. Lauer (2003). Dies kann anhand eines Beispiels veranschaulicht werden: Angenommen, die Individuen lassen sich in mehrere Gruppen unterteilen, die sich in ihren zeitunabhängigen Abgangsraten unterscheiden. Schätzt man die Abgangsrate, so ergibt sich zwangsläufig eine Rate, die mit der Zeit sinkt, denn der Anteil der Individuen aus den Gruppen niedriger (zeitkonstanter) Abgangsraten steigt im Laufe der Zeit, während die Individuen der anderen Gruppen bereits ausgeschieden sind. So kann es sein, dass die Schätzergebnisse auf eine Dauerabhängigkeit hindeuten, auch wenn diese eigentlich nicht besteht. Dieses Phänomen bezeichnet man als „scheinbare Verweildauerabhängigkeit der Abgangsrate“ (vgl. Zimmermann (2000), S. 104 f.).

<sup>58</sup> Vgl. Steiner (2001), S. 95.

<sup>59</sup> Vgl. Zimmermann (2000), Kapitel 3.3.1.

$$\log L = \sum_{m=1}^M \Pr(e_m) \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{\tau=1}^{t_i} [y_{i\tau} \log \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_m) + (1 - y_{i\tau}) \log(1 - \lambda_i(\tau | x_{i\tau}, \varepsilon_m))] \right]. \quad (33)$$

## 4.2 Datenquelle, Selektion und Datenorganisation

### 4.3.1 Datenquelle und Selektion

Die empirische Analyse basiert auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für die westdeutsche Erwerbsbevölkerung für die Jahre 1985-2000.<sup>60</sup> Diese Panel-Studie, die seit 1984 jährlich vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung erhoben wird, beinhaltet repräsentative Personen-, Haushalts- und Familiendaten. Schwerpunkte des Panels liegen unter anderem in den Bereichen Bevölkerung und Demographie, Ausbildung und Qualifikation sowie Arbeitsmärkte und berufliche Dynamik.<sup>61</sup> Zusätzlich wurden Makrogrößen (Preisindex und regionale Arbeitslosenquote) verwendet, die dem Zeitreihenservice des Statistischen Bundesamtes entnommen sind.

#### *Allgemeine Selektionsproblematik*

Die Entscheidung über die Erwerbsunterbrechungsdauer nach einer Geburt wird nur für Frauen beobachtet, die tatsächlich eine Geburt hatten und sich für eine Erwerbsunterbrechung entschieden haben. Dabei kann es sein, dass sich diese Mütter, die vor der Geburt eines Kindes erwerbstätig waren, systematisch von anderen Frauen unterscheiden. Unter Umständen ist die Stichprobe nicht für die Gesamtheit aller Frauen repräsentativ. Beispielsweise könnte es sein, dass sich Frauen, die Kinder zur Welt bringen, durch eine (unbeobachtbare) Eigenschaft der „Kinderfreundlichkeit“ auszeichnen, die aber möglicherweise auch die Entscheidung über die Erwerbsunterbrechung und deren Dauer beeinflusst. In der vorliegenden Arbeit wird die Selektivität der Stichprobe nicht berücksichtigt. Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass die getroffenen Aussagen sich stets auf die Stichprobe der Mütter beziehen, die vor der Geburt eines Kindes erwerbstätig waren. Bei der empirischen Analyse können deshalb nur innerhalb dieses Rahmens Aussagen getroffen werden. Die Rückwirkungen familienpolitischer Maßnahmen auf die Fertilität bleiben außer Acht. Allerdings legen Lauer und Weber (2003) in einer simultanen Analyse der Geburten- und Erwerbstätigkeitsentscheidung von Frauen dar, dass kein Selektionsproblem zu bestehen scheint.

### 4.3.2 Datenorganisation und Datenaufbereitung

Mittels der Informationen des im SOEP vorhandenen Erwerbsstatuskalendariums können alle Episoden von Erwerbsunterbrechungen erfasst werden. Allerdings lässt es die Organisation des Erwerbsstatuskalendariums zu, dass ein Individuum in einem Monat in zwei unterschiedlichen Zuständen beobachtet wird. Wurde z.B. in einem Monat zugleich zu der Information „nicht erwerbstätig“ eine andere Kategorie angegeben, so werden die alternativen Aussagen nicht berücksichtigt. D.h. es wird angenommen, dass das Individuum im betreffenden Monat hauptsächlich nicht erwerbstätig war. Ebenso wird die Aussage, dass eine Person arbeitslos sei, nicht berücksichtigt, wenn sie zugleich angab, beschäftigt zu sein.

<sup>60</sup> Die Welle für das Jahr 1984 konnte auf Grund der fehlenden Information bezüglich des Geburtsmonats des Kindes nicht verwendet werden.

<sup>61</sup> Vgl. Haisken-DeNew und Frick (2001), S. 14 f.

In Abschnitt 3.1 wurde erläutert, wie man die Schätzung des Verweildauermodells durch Maximieren einer Standard-Likelihoodfunktion eines binären Regressionsmodells realisieren kann. Zuvor ist es jedoch erforderlich, die Datenstruktur derart zu reorganisieren, dass man nicht mehr eine Beobachtung für einen Spell (Zustand) hat, sondern eine Beobachtung für jedes Zeitintervall (also hier jeden Monat), in dem ein Individuum in den anderen Zustand übergehen kann.<sup>62</sup> Für jede Person werden so viele Beobachtungen erfasst, wie sie Monate in der Erwerbsunterbrechung verbringt.<sup>63</sup> Die betrachteten Nicht-Erwerbstätigkeitsspell beziehen sich ausschließlich auf Frauen im Alter von 18-42 Jahren, die in den vergangenen 37 Monaten ein Kind geboren haben und drei Monate vor der Geburt Voll- oder Teilzeit erwerbstätig waren (siehe oben). Es wird auf die Erwerbstätigkeitsinformation von drei Monaten vor der Geburt zurückgegriffen, da während der Mutterschutzfrist (sechs Wochen vor der Geburt) keine Erwerbstätigkeit beobachtet werden kann. Spellbeginn ist jeweils der Monat der Geburt des Kindes. Wird während einer Nicht-Erwerbstätigkeits-Episode ein weiteres Kind geboren, so wird eine Rechtszensurierung (ab neun Monaten vor Geburt des weiteren Kindes) angenommen. Die Nicht-Erwerbstätigkeits-Episode nach Geburt des zusätzlichen Kindes wird als neuer Spell erfasst.

Die binäre abhängige Variable nimmt für alle Monate den Wert null an, wenn Rechtszensurierung vorliegt. Wenn ein Nicht-Erwerbstätigkeitsspell in Erwerbstätigkeit mündet, so nimmt die abhängige Variable für alle, mit Ausnahme des letzten Spellmonats, den Wert null und für den letzten Spellmonat den Wert eins an. Die erklärenden Variablen liegen zumeist in Jahresdaten vor. Diese Informationen müssen den monatlichen Daten der entsprechenden Personen zugeordnet werden. Dabei wird zunächst über die Information, in welchem Monat das jeweilige Interview stattfand, eine Variable generiert, die den Interviewmonat angibt (fortlaufend von 1 für Januar 1985 bis 192 für Dezember 2000). Die Jahresinformationen werden den Intervallen zwischen zwei Interviews zugeordnet, d.h. fand etwa ein Interview im März 1986 (Interviewmonat = 15) statt, so wird den Monaten bis März 1986 die Information aus diesem Interview zugeordnet (rückwirkend bis zu dem Termin der vorigen Interviews). Ab April 1986 werden die Informationen des nächsten Interviews zugespielt usw. Anders muss jedoch bei den beruflichen Charakteristika vorgegangen werden. Da man typischerweise für die Dauer der Nicht-Erwerbstätigkeitsspell keine beruflichen Charakteristika beobachtet, werden die Informationen des letzten Interviewstichtags vor Episodenbeginn den Episoden zugeordnet. Zu diesem Zeitpunkt waren die Personen gemäß der vorherigen Selektion erwerbstätig.

### ***Die erklärenden Variablen***

Die erklärenden Variablen lassen sich in zwei Hauptkategorien zusammenfassen. Es handelt sich zum einen um sozioökonomische Charakteristika und zum anderen um Familienpolitikvariablen. Der erwartete Einfluss dieser Größen wurde im Abschnitt 3.2 dieser Arbeit erläutert. Tabelle 2 zeigt eine Zusammenfassung der zur empirischen Analyse verwendeten Variablen. Die Information über das eigene monatliche Nettoeinkommen bezieht sich dabei auf das Einkommen vor Beginn der Episode, während das monatliche Nettoeinkommen des Partners das Einkommen des laufenden Beobachtungsmonats darstellt.<sup>64</sup> Das Einkommen des Partners beträgt null, wenn

---

<sup>62</sup> Vgl. Jenkins (2002), Chapter 6.

<sup>63</sup> Vgl. Lauer (2003).

<sup>64</sup> Alle Einkommensgrößen (Erziehungsgeld, eigenes Nettoeinkommen, Nettoeinkommen des Partners) sind inflationsbereinigt. Hierzu wurde der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (Verbraucherpreise) des Statistischen Bundesamts verwendet.

kein Partner vorhanden ist. Für die sozioökonomischen Größen Alter, Ausbildung und berufliche Stellung werden jeweils kategorische Variablen gebildet. Die Ersetzbarkeit der Arbeitskraft wird außerdem durch eine Dummy-Variable für kleine Unternehmen und die regionale Arbeitslosenquote angenähert.

<b>Tabelle 2: Überblick über die erklärenden Variablen</b>	
<b>Verwendete Variablen</b>	<b>Erläuterung</b>
<b><i>Sozioökonomische Einflussfaktoren</i></b>	
Monatliches Nettoeinkommen	Monatliches Nettoeinkommen vor Spellbeginn
Monatliches Nettoeinkommen des Partners	Monatliches Nettoeinkommen des Partners im Beobachtungsmonat
Alter	Dummies für drei Alterskategorien: (1) <27 (Referenz), (2) 27-34, (3) 35-43
Ausbildung	Vier Kategorien: (1) kein Schulabschluss, Haupt- und Realschulabschluss, (2) Lehre und Berufsfachschule, (3) Abitur und Fachhochschulreife sowie Fach-, Gesundheits- und Beamtenschule, (4) Fachhochschule und Universität
Berufliche Stellung	Sechs Kategorien: (1) Land- und Forstwirtschaft, (2) Selbständige, (3) Führungskräfte (Freiberufler, hochqualifizierte Führungskräfte und Beamte im höheren Dienst), (4) „mittlere Ebene“ (Beamte im mittleren Dienst, qualifizierte Angestellte und Meister), (5) Angestellte und (6) Arbeiter
Familienstand	Dummy-Variable für verheiratete Mütter
Kinderzahl und quadratische Kinderzahl	Anzahl der Kinder, die im Haushalt leben
Firmengröße	Dummy für Betriebe unter 25 Mitarbeitern
Wohnsitz der Großmutter in der Nähe?	Dummy, der angibt, ob die Großmutter im Ort wohnt (Information aus dem Jahre 1984)
Regionale Arbeitslosenquote	Arbeitslosenquoten nach Bundesländern
<b><i>Familienpolitikvariablen</i></b>	
Bundeserziehungsgeld	Generierte Höhe des Anspruchs auf Bundeserziehungsgeld
Bundesland	Dummies für die Bundesländer, in denen Landeserziehungsgeld besteht
Erziehungsurlaubsdauer	Mögliche (gesetzliche) Dauer in Monaten
Gemeindegroßklassen *	Dummies für Klassen von Einwohnerzahlen: (1) <20.000, (2) 20.000-100.000, (3) > 100.000 (Referenz)
Wohnsitz auf dem Land? *	Dummy, der angibt, ob das nächste Zentrum mehr als 25 km entfernt ist
Jahreskategorien	Kategorische Variablen für die Jahre 1985-87 (Referenz), 1988-1991, 1992-2000

**Anmerkung:** \* Diese Größen werden alternativ zueinander verwendet.

Weitere Kontrollvariablen, die verwendet werden, sind die Kinderzahl (als Polynom zweiter Ordnung), der Familienstand und eine Dummy-Variable, die angibt, ob die

Großmutter des Kindes im Ort lebt.<sup>65</sup> Problematisch ist, dass die Information über den Wohnsitz der Großmutter im SOEP nur für das Jahr 1984 erhoben wurde. Die Information aus diesem Jahr muss den entsprechenden Individuen deshalb für den gesamten Beobachtungszeitraum zugeordnet werden. Änderungen, die sich im Laufe der Zeit ergeben haben, können nicht berücksichtigt werden.

Um familienpolitischen Regelungen Rechnung zu tragen, wird unter anderem der Erziehungsgeldanspruch der Familie berechnet (siehe Anhang: *Die Berechnung des Erziehungsgeldanspruchs aus dem SOEP*). Neben dem Anspruch auf Bundeserziehungsgeld wird der Anspruch auf Landeserziehungsgeld berücksichtigt, indem Dummy-Variablen für die entsprechenden Bundesländer (Bayern, Baden-Württemberg und Rheinland-Pfalz) verwendet werden. Ferner wird die mögliche Erziehungsurlaubsdauer in Monaten einbezogen. Den Kinderbetreuungskosten, oder allgemeiner der Betreuungssituation, soll auf zweierlei Weise Rechnung getragen werden. Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass vor allem in ländlichen Regionen eine Unterversorgung an staatlichen Betreuungsangeboten besteht, werden zum einen kategoriale Variablen für die Gemeindegrößeklassen verwendet, zum anderen wird (alternativ) eine Dummy-Variable berücksichtigt, die angibt, ob das nächste städtische Zentrum mehr als 25 km vom Wohnort entfernt liegt. Zusätzlich werden Jahreskategorien verwendet. Aufgrund der (geringen) Beobachtungszahl pro Jahr können nur drei Kategorien gebildet werden.<sup>66</sup>

---

<sup>65</sup> So ist zu erwarten, dass die Tatsache, dass Familienmitglieder in der Nähe wohnen, sich positiv auf die Hazardrate auswirkt.

<sup>66</sup> Insgesamt werden in den Daten 1.870 Erwerbsunterbrechungsspell für Mütter in Westdeutschland zwischen den Jahren 1985 und 2000 beobachtet. Darunter sind 1.050 unzensurierte Episoden (completed spells), wobei 61 % der Episoden erste, also nicht wiederholte Spells sind, die direkt nach der Geburt eines Kindes beginnen.

## 5. Ergebnisse

### 5.1 Deskriptive Statistik

In Tabelle 3 werden ausgewählte Charakteristika erwerbstätiger und nicht erwerbstätiger Mütter verglichen. Das mittlere Einkommen des Partners erwerbstätiger Mütter liegt unter dem Einkommen der Partner nicht erwerbstätiger Mütter. Dies entspricht der Hypothese, dass sich der durch das höhere Partnereinkommen implizierte höhere Reservationslohn negativ auf die Erwerbsbeteiligung auswirkt (vgl. Abschnitt 3.2). Weiterhin haben erwerbstätige Mütter tendenziell einen höheren Bildungsabschluss als nicht erwerbstätige Mütter. Diese Aussage trifft übrigens auch für Frauen ohne Kinder zu: Für kinderlose Frauen gilt, dass 55 % der nicht erwerbstätigen Frauen höchstens einen Realschulabschluss haben, während bei den erwerbstätigen Frauen ohne Kinder lediglich 18 % dieser Bildungsgruppe angehören. Eine höhere Bildung der Frauen geht demnach generell mit einer stärkeren Erwerbsorientierung einher.

<b>Tabelle 3: Charakteristika erwerbstätiger und nicht erwerbstätiger Mütter</b>		
<b>Größe/ Mittelwert</b>	<b>erwerbstätig</b>	<b>nicht erwerbstätig</b>
<b><i>Einkommensgrößen</i></b>		
Einkommen	2241,84 DM	---
Partnereinkommen	4083,46 DM	4279,58 DM
<b><i>Ausbildungskategorien*</i></b>		
(1) bis Realschule	29,30 %	34,22 %
(2) Lehre	35,05 %	34,20 %
(3) Abitur	26,97 %	24,99 %
(4) Uni / FH	8,28 %	5,84 %
<b><i>Sonstige Charakteristika</i></b>		
Alter	34,50 Jahre	32,31 Jahre
Vollzeit	43 %	---
Selbständige	6,14 %	---
Verheiratete	67,78 %	74,28 %
Kleiner Betrieb	30,24 %	---
Großmutter im Ort	28,18 %	25,54 %

**Quelle:** Daten des SOEP für die Jahre 1985-2000, eigene Berechnungen.

**Anmerkung:** Die Einkommensgrößen geben das monatliche Nettoeinkommen wieder.

\* Siehe Tabelle 2 zur Definition der Ausbildungskategorien.

Ferner zeigt sich, dass erwerbstätige Mütter überdurchschnittlich häufig in kleinen Unternehmen mit weniger als 25 Mitarbeitern arbeiten und relativ oft selbständig sind (6 %). Letzteres könnte daran liegen, dass selbständig tätige Frauen bessere Möglichkeiten zu einer flexiblen Arbeitszeiteinteilung haben, was die Vereinbarkeit von Beruf und Familie fördert. Eventuell trifft dies auch auf Kleinbetriebe zu. Der Anteil von Müttern, bei denen die Großmütter der Kinder im selben Ort leben, ist bei den erwerbstätigen Müttern leicht höher (28 %) als bei den nicht-erwerbstätigen (26 %) Müttern. Dabei könnte eine Rückkehr in die Erwerbstätigkeit durch bessere soziale Netzwerke (hier also die Kinderbetreuungsmöglichkeit durch Familienangehörige) erleichtert werden.

## 5.2. Resultate der Verweildaueranalyse

Zunächst wird die bedingte Rückkehrwahrscheinlichkeit von Müttern in die Erwerbstätigkeit in einem „Grundmodell“ geschätzt. In dieser ersten Modellierung werden alle Variablen berücksichtigt, bezüglich derer ein Einfluss auf die Abgangswahrscheinlichkeit vermutet wird und die im verwendeten Datensatz verfügbar sind (vgl. Tabelle 2). Dabei zeigt sich, dass einige der verwendeten Größen keinen signifikanten Einfluss auf die Hazardrate haben.<sup>67</sup> Angesichts der relativ geringen Beobachtungsanzahl von Übergängen erscheint es sinnvoll, auf die Schätzung irrelevanter Parameter zu verzichten. Aus diesem Grunde werden in der folgenden Spezifikation die im Grundmodell insignifikanten Variablen nicht weiter berücksichtigt.<sup>68</sup> Tabelle 5 referiert die im Grundmodell verwendeten Größen und zeigt die Ergebnisse der Tests auf (gemeinsame) Signifikanz.<sup>69</sup> Zudem wird angegeben, welche Variablen auf Grund der Insignifikanz der Koeffizienten im Folgenden außer Acht gelassen werden.

<b>Tabelle 5: Tests auf (gemeinsame) Signifikanz im Grundmodell</b>		
Variable(n)	Wald-Tests (Signifikanzniveau)	Verwendung später?
Polynom zur Dauer *	74,87 (0,0000)	ja
Einkommensgrößen (Erziehungsgeld, Einkommen, Partnereinkommen)	24,93 (0,0000)	ja
Alterskategorien	9,10 (0,0106)	ja
Bildungskategorien	13,35 (0,0039)	ja
Kategorien beruflicher Stellung	6,19 (0,4024)	nein
Verheiratete	1,60 (0,2063)	nein
Kinderzahl / quadrierte Kinderzahl	3,59 (0,1660)	ja
Wohnsitz der Großmutter im Ort	0,17 (0,6761)	nein
Regionale Arbeitslosenquote **	0,84 (0,3603)	ja
Bundesländer Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg und Bayern	2,15 (0,5425)	nein
Erziehungsurlaubsdauer	6,86 (0,0088)	ja
Gemeindegrößeklassen ***	1,75 (0,4172)	nein
Jahreskategorien	6,35 (0,0418)	ja

**Anmerkungen:** Im Grundmodell wurden alle Variablen verwendet, die in Tabelle 2 referiert wurden (vgl. Tabelle III im Anhang). \* Alternativ zu dieser Spezifikation der Dauerabhängigkeit werden Dummy-Variablen für Intervalle von Dauern verwendet. \*\* Der Effekt der regionalen Arbeitslosenquote ist in alternativen Spezifikationen nicht robust. Die Größe soll im Folgenden verwendet werden, obwohl sie im Grundmodell insignifikant ist. \*\*\* Alternativ wurde eine Dummy-Variable verwendet, die angibt, ob das nächste Zentrum mehr als 25 km entfernt ist. Dieser Effekt ist ebenfalls insignifikant.

<sup>67</sup> Die Ergebnisse sind in Tabelle VI im Anhang dargestellt. Variablen werden im Weiteren nicht weiter verwendet, wenn die Nullhypothese, dass der Koeffizient (bzw. die Koeffizienten) gleich null ist (bzw. sind), auf einem Signifikanzniveau von maximal 20 % nicht verworfen werden kann.

<sup>68</sup> Alternativ wurden die Modelle auch unter Einbezug dieser Variablen geschätzt. In alternativen Spezifikationen blieben die entsprechenden Effekte durchweg insignifikant, während die Effekte der signifikanten Variablen robust sind.

<sup>69</sup> Alternativ zu diesem Grundmodell wird eine Regression mit denselben erklärenden Variablen geschätzt, in der aber die Basis-Hazardrate flexibler spezifiziert wird. Dabei werden vier Dummy-Variablen für Spelldauern von vier bis sechs, sieben bis neun, zehn bis zwölf bzw. dreizehn bis fünfzehn Monaten verwendet. Eine detailliertere Berücksichtigung unterschiedlicher Spelldauern ist auf Grund der relativ geringen Fallzahl pro Spelldauer nicht möglich. Die Ergebnisse dieser Schätzung decken sich im Wesentlichen mit den Aussagen des obigen Modells und werden deshalb hier im Einzelnen nicht mehr dargestellt.

Das Abgangsverhalten aus der Erwerbsunterbrechung scheint sich für Mütter aus den verschiedenen Bundesländern nicht zu unterscheiden, was erstaunlich ist, da neben der Gewährung von Landeserziehungsgeld insbesondere auch die öffentlichen Betreuungsangebote regional variieren. Weitere Variablen, die die Betreuungssituation erfassen sollen, nämlich die Gemeindegrößenklasse und der Wohnsitz der Großmutter des Kindes, sind ebenfalls insignifikant. Das insignifikante Ergebnis für den Wohnort der Großmutter könnte auch damit zusammenhängen, dass diese Information nur einmalig im Jahr 1984 erhoben wurde. Spätere Änderungen wurden nicht verfolgt, sodass die Variable nicht in jedem Fall die aktuelle Wohnsituation widerspiegelt.

Zusätzlich wird in einer alternativen Schätzung, wie oben beschrieben, in Anlehnung an das "Heckman-Singer"-Verfahren der unbeobachteten Heterogenität Rechnung getragen. Jedoch zeigt sich bereits bei der Schätzung unter der Annahme zweier Massepunkte, dass sich der zweite Massepunkt nicht signifikant von null unterscheidet. Demnach liegt nur ein Massepunkt vor, d.h.  $\varepsilon_{it} = e_m$  mit  $m = 1$ . Das Problem unbeobachteter Heterogenität scheint nicht zu bestehen. Die Ergebnisse der Koeffizienten der erklärenden Variablen bleiben bei alternativen Spezifikationen robust. Folglich soll aus Effizienzgesichtspunkten das Modell ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität verwendet werden.

### ***Interpretation der Ergebnisse***

Die Ergebnisse der erneuten Schätzung, in der nur die oben signifikanten Variablen verwendet werden, sind in Tabelle 6 dargestellt. Die Effekte für die Basis-Hazardrate ergeben, dass die Rückkehrwahrscheinlichkeit in die Erwerbstätigkeit ceteris paribus im dritten Monat nach der Geburt des Kindes am höchsten ist (d.h. nach Ablauf der Mutterschutzfrist). In den folgenden Monaten sinkt die Wahrscheinlichkeit bis zum 27. Monat nach der Geburt und steigt dann im dritten Lebensjahr des Kindes an.<sup>70</sup> Bezüglich der sozioökonomischen Variablen entsprechen die Ergebnisse teilweise den in Abschnitt 3.2 aufgestellten Hypothesen. Dies gilt insbesondere für die Einkommensvariablen. Tatsächlich ist der Anreiz (bald) wieder in die Erwerbstätigkeit zurückzukehren umso höher, je höher das eigene Einkommen der Frau vor Geburt eines Kindes ist. Das Gegenteil gilt für das Einkommen des Partners. Hierbei bestätigt sich die Hypothese, dass die Höhe des „alternativen“ Einkommens sich negativ auf die Hazardrate auswirkt. Im Gegensatz zu der bisherigen Vermutung ergibt die Schätzung einen negativen Einfluss des Alters auf die Hazardrate: Erwerbstätige Frauen, die ihre Kinder relativ spät zur Welt bringen (etwa mit 35-43 Jahren), haben demnach eine geringe Wahrscheinlichkeit, in die Erwerbstätigkeit zurückzukehren. Allerdings gilt, dass Mütter, die ihre Kinder spät zur Welt bringen, tendenziell höhere Bildungsabschlüsse haben als andere Mütter.<sup>71</sup> Die Effekte für die Bildungskategorien sind dabei durchaus plausibel: Demnach kehren Absolventinnen von Universitäten und Fachhochschulen eher in die Erwerbstätigkeit zurück als Angehö

---

<sup>70</sup> Alternativ zur polynomischen Spezifikation wurde die Basis-Hazardrate nicht-parametrisch anhand von Dummy-Variablen für die Spelldauern modelliert. Die Ergebnisse dieser Spezifikation sind grundsätzlich robust im Vergleich zum polynomischen Modell (vgl. Tabellen VI und VII im Anhang). Die polynomische Spezifikation wird bevorzugt, da auf Grund der niedrigen Beobachtungszahl in einigen Intervallen bei der nicht-parametrischen Analyse mittels Dummies für die Unterbrechungsdauer stark aggregiert werden musste, wodurch die Flexibilität dieses Ansatzes verloren geht.

<sup>71</sup> So haben 16 % der 35-43jährigen Mütter in der Stichprobe einen Hochschulabschluss, während es bei den anderen Müttern nur 5 % sind.

rige der anderen Bildungskategorien.<sup>72</sup> Dies untermauert die Hypothese eines positiven Einflusses auf die Hazardrate für Frauen, die relativ viel in ihr Humankapital investiert haben und demnach eher erwerbsorientiert sind.

<b>Tabelle 6: Hazardraten-Schätzung</b>	
<b>Variable</b>	<b>Koeffizient (Standardfehler)</b>
<b><i>Dauerabhängigkeit:</i></b>	
Spelldauer in Monaten	0,06 (0,04)
(Spelldauer in Monaten) <sup>2</sup>	-0,01** (0,00)
(Spelldauer in Monaten) <sup>3</sup>	0,00 (0,00)**
<b><i>Einkommensgrößen:</i></b>	
Monatliches Nettoeinkommen (real, in HDM)	0,02** (0,00)
Monatl. Nettoeinkommen Partner (real, in HDM)	-0,01** (0,00)
<b><i>Alterskategorien (Referenz: 18-26 Jahre):</i></b>	
27-34 Jahre	-0,28** (0,11)
35-43 Jahre	-0,52** (0,00)
<b><i>Bildungskategorien (Referenz: bis Realschule):</i></b>	
Abitur	-0,04 (0,13)
Lehre	-0,17 (0,12)
Uni / FH	0,38* (0,18)
<b><i>Kinderzahl:</i></b>	
Kinderzahl	0,42* (0,25)
(Kinderzahl) <sup>2</sup>	-0,07 (0,06)
<b><i>Sonstige Einflüsse:</i></b>	
Betrieb < 25 Mitarbeiter	1,10** (0,11)
Selbständige	0,40 (0,26)
Regionale Arbeitslosenquote	0,03* (0,02)
<b><i>Erziehungsurlaubsregelungen:</i></b>	
Erziehungsgeldanspruch (real, in HDM)	-0,04** (0,02)
Maximale Erziehungsurlaubsdauer (in Monaten)	-0,08* (0,03)
<b><i>Jahreskategorien (Referenz: 1986-1988):</i></b>	
Jahreskategorie „1988-1991“	0,23 (0,23)
Jahreskategorie „1992-2000“	1,59* (0,81)
Konstante	-2,07** (0,45)

**Anmerkung:** \* Der Koeffizient ist auf dem 5 %-Niveau signifikant \*\* Der Koeffizient ist auf dem 10 %-Niveau signifikant.

**Quelle:** Daten des SOEP für die Jahre 1985-2000 für vor einer Geburt erwerbstätige Mütter, eigene Berechnungen.

<sup>72</sup> Die entsprechenden Chi-Quadrat-Tests auf Gleichheit der Koeffizienten ergaben jeweils, dass die Nullhypothese auf dem 5 %-Niveau abgelehnt werden kann.

Ein überraschendes Ergebnis zeigt sich für die Kinderzahl. Die Schätzung ergibt, dass die bedingte Wahrscheinlichkeit, in einem Zeitintervall in die Erwerbstätigkeit zurückzukehren, mit der Kinderzahl exponentiell ansteigt. Die durchschnittliche Kinderzahl der erwerbstätigen Frauen in der Stichprobe beträgt dabei 1,5. 63 % dieser Mütter haben nur ein Kind. Diejenigen Erwerbstätigen, die jedoch mehr als ein Kind zur Welt bringen, scheinen zugleich relativ erwerbsorientiert zu sein und *ceteris paribus* eine baldige Rückkehr in den Beruf zu wünschen. Der Einfluss der Kinderzahl könnte jedoch auch damit zusammenhängen, dass bei Frauen, die mehrere Kinder bekommen, die Geburten häufig weniger als drei Jahren auseinanderliegen, wobei in den Daten bei einer erneuten Geburt innerhalb des Dreijahreszeitraums Rechtszensierung vorliegt.

Mitarbeiterinnen kleiner Betriebe mit weniger als 25 Beschäftigten haben eine besonders hohe Wahrscheinlichkeit, nach einer Geburt zu einem bestimmten Zeitpunkt auf den Arbeitsmarkt zurückzukehren. Dies könnte für die Vermutung sprechen, dass in kleineren Unternehmen die einzelne Arbeitskraft eine relativ hohe Bedeutung erfährt und bei einem Ausfall recht bald ersetzt wird. Deswegen haben Mütter, die in kleinen Betrieben arbeiten, einen hohen Anreiz, ihrer Firma nicht zu lange fern zu bleiben. Zwar gewährt das Bundeserziehungsgeldgesetz innerhalb der gegebenen Frist die Rückkehr an den gleichartigen Arbeitsplatz. Allerdings muss es sich dabei nur um einen *gleichartigen* und nicht um den *gleichen* Arbeitsplatz handeln. Wird in Abwesenheit eine Ersatzarbeitskraft eingestellt, so kann die Erwerbsunterbrechung langfristig mit besonders großen Karriereachteilen verbunden sein (Replacement-Effekt). Eine alternative Erklärung ist jedoch auch denkbar: So kann es sein, dass kleinere Betriebe flexiblere Arbeitszeiten und Konditionen ermöglichen, die die Rückkehr der Mütter erleichtern.

Die unterschiedlichen Kategorien der beruflichen Stellung werden auf Grund der Insignifikanz im Grundmodell bei dieser Schätzung nicht betrachtet (vgl. Tabelle 5). Lediglich die Gruppe der Selbständigen, die sich in alternativen Spezifikationen signifikant von den anderen Gruppen unterscheidet, wird berücksichtigt. Dabei zeigt sich, dass selbständige Mütter eine erhöhte Rückkehrwahrscheinlichkeit haben.<sup>73</sup> Dies kann damit erklärt werden, dass eine selbständige Tätigkeit eine flexiblere Zeiteinteilung zwischen Beruf und Erziehungstätigkeit gestattet.

Die Höhe der regionalen Arbeitslosenquote, die in dieser Arbeit zusätzlich berücksichtigt wurde, hat einen positiven Einfluss auf die Hazardrate. Dies kann wiederum über einen Replacement-Effekt begründet werden: Je höher die Arbeitslosigkeit ist, desto mehr qualifizierte alternative Arbeitnehmer stehen zur Verfügung, um die ausfallende Arbeitskraft zu ersetzen. Zudem gilt nach Ablauf der Erziehungsurlaubsfrist, dass die Rückkehrmöglichkeiten in die Erwerbstätigkeit umso schlechter sind, je höher die regionale Arbeitslosigkeit ist. Aus diesem Grunde haben Mütter bei einer höheren Arbeitslosenquote einen stärkeren Anreiz, früh in die Erwerbstätigkeit zurückzukehren.

Von zentralem Interesse sind die Ergebnisse für die Variablen, die dem familienpolitischen Umfeld Rechnung tragen. In Übereinstimmung mit der bereits vorhandenen, thematisch verwandten Literatur (vgl. Abschnitt 1) zeigt sich, dass sich die Höhe des Erziehungsgeldanspruches signifikant negativ auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit auswirkt. Auch die maximale Erziehungsurlaubsdauer hat einen negativen Einfluss darauf, dass die Mütter eine Erwerbstätigkeit aufnehmen. Eine Politik, die das Erziehungsgeld und die mögliche Erziehungsurlaubsdauer beständig erhöht hat,

---

<sup>73</sup> Das Ergebnis ist auf dem 12 %-Niveau signifikant.

wirkte sich demnach *ceteris paribus* negativ auf die Rückkehr junger Mütter in die Erwerbstätigkeit aus.

Interessant sind ferner die Ergebnisse für die Jahreskategorien, die unter Berücksichtigung wichtiger familienpolitischer Änderungen aggregiert wurden. So ist die Wahrscheinlichkeit, in die Berufstätigkeit zurückzukehren, in den Jahren 1992-2000 signifikant höher als in den anderen Jahren des Beobachtungszeitraums. Ein möglicherweise negativer Einfluss aus der Erhöhung von Transfers an Familien im Laufe der Zeit (z.B. Kindergeld) war demnach nicht so stark, dass er die Rückkehr in die Erwerbstätigkeit nachhaltig beeinflusst hätte. Der positive Effekt spiegelt möglicherweise eine generelle „Einstellungsänderung“ im Sinne einer stärkeren Erwerbsneigung der Mütter wider. Eventuell zeigt sich dabei bereits der Einfluss von Maßnahmen zu einer Verbesserung der Kinderbetreuungsmöglichkeiten, die die Rückkehr der jungen Mütter auf den Arbeitsmarkt erleichtern.

## **6 Zusammenfassung, kritische Würdigung und Ausblick**

Die vorliegende Arbeit untersucht den Einfluss sozioökonomischer Charakteristika und familienpolitischer Maßnahmen auf die Wahrscheinlichkeit, dass eine Mutter zu einem bestimmten Zeitpunkt bis zu drei Jahren nach der Geburt eines Kindes ihre Erwerbstätigkeit wieder aufnimmt. Die Aussagen beziehen sich auf eine empirische Betrachtung, die sich auf die Jahresdaten und Monatskalendarien des Sozioökonomischen Panels (SOEP) für die westdeutsche Erwerbsbevölkerung in den Jahren 1985-2000 stützt. Ausgangspunkte der Analyse sind die Darstellung des familienpolitischen Umfeldes in Deutschland und ein einfaches theoretisches Modell zur Beschreibung der Arbeitsangebotsentscheidung von Müttern nach der Geburt eines Kindes.

Bezüglich des familienpolitischen Umfeldes in Deutschland zeigt sich, dass die vorhandenen Maßnahmen, die vor allem in Transferleistungen für Familien bestehen, primär Ziele wie die Verwirklichung des Leistungsfähigkeitsprinzips und des Familienlastenausgleichs verfolgen. Das theoretische Modell der Erwerbsentscheidung von Müttern impliziert, dass diese Maßnahmen, die das alternative Haushaltseinkommen erhöhen, für die Rückkehr in die Erwerbstätigkeit einen negativen Anreiz darstellen.

Die Analyse in einem diskreten Verweildauermodell ergibt, dass die Einflüsse der sozioökonomischen Variablen weitgehend den zuvor aufgestellten Hypothesen entsprechen. So zeigt sich ein positiver Einfluss des eigenen Einkommens auf die Hazardrate. Ferner haben Universitätsabsolventinnen eine höhere Rückkehrwahrscheinlichkeit als Absolventinnen niedriger Bildungsabschlüsse. Auch die positiven Effekte für Mitarbeiterinnen kleiner Betriebe, für Selbständige und für Frauen, die in Regionen höherer Arbeitslosigkeit wohnen, stehen mit den Hypothesen in Einklang. Der Einfluss des Alters ist, entgegen dem erwarteten Effekt, negativ. Allerdings ist dabei zu beachten, dass Mütter, die ihre Kinder später zur Welt bringen, tendenziell auch höhere Bildungsabschlüsse haben als andere Mütter. Ein eher überraschendes Ergebnis resultiert für die Kinderzahl: Die (Minderheit der) Erwerbstätigen, die mehr als ein Kind zur Welt bringen, scheinen zugleich relativ erwerbsorientiert zu sein und *ceteris paribus* eine baldige Rückkehr in den Beruf zu wünschen.

Die Erhöhung der gesetzlichen Erziehungsurlaubsfrist und ein höheres alternatives Einkommen (hier das Partnereinkommen und das Erziehungsgeld) hatten im Beobachtungszeitraum negative Auswirkungen auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit in die

Erwerbstätigkeit. Ferner hat sich die Rückkehrwahrscheinlichkeit von Müttern in die Erwerbstätigkeit im Laufe der Zeit *ceteris paribus* erhöht, was auf den Ausbau der Betreuungsangebote zurückzuführen sein könnte, aber auch durch andere zeitliche Variationen bedingt sein kann.

Die zentralen Ergebnisse dieser Arbeit, insbesondere die Effekte der familienpolitischen Größen, stehen im Einklang mit der bisher vorhandenen Literatur (vgl. Abschnitt 1). Darüber hinaus werden Einblicke bezüglich der Einflüsse weiterer Faktoren gewährt, die in den bisherigen Untersuchungen vernachlässigt wurden. So wird eine große Zahl erklärender Variablen in die Analyse einbezogen und es zeigt sich ein signifikanter Einfluss einiger Faktoren, die in ähnlichen Studien bisher nicht berücksichtigt wurden (so etwa die regionale Arbeitslosenquote).

Ein Kritikpunkt an dieser Arbeit besteht sicherlich darin, dass der vorhandene Datensatz nur eine eingeschränkte Analyse familienpolitischer Maßnahmen zulässt. So sind keine Informationen über regionale Kinderbetreuungsangebote oder detailliertere Angaben über soziale Netzwerke vorhanden. Anhand der Unterscheidung von Jahreskategorien kann zwar versucht werden, die tendenzielle Auswirkung familienpolitischer Änderungen im Laufe der Zeit zu erfassen. Letztendlich erlaubt dies jedoch keinen Rückschluss auf die Konsequenz einer spezifischen Maßnahme. Lediglich die Änderungen des Bundeserziehungsgeldgesetzes werden über die Berechnung des Erziehungsgeldanspruchs und die mögliche gesetzliche Erziehungsurlaubsdauer direkt berücksichtigt.

## Literaturverzeichnis

- Althammer, J. (2000): *Ökonomische Theorie der Familienpolitik*, Studies in Contemporary Economics, Physica-Verlag, Heidelberg.
- Barrow, L. (1999): *An Analysis of Women's Return-to-Work Decisions following first birth*, Journal of Economic Inquiry, Vol. 37, No. 3, 432-451.
- Beblo, M. und E. Wolf (2002a): *Maternity leave legislation and labor force participation of young mothers in Germany*, ZEW, mimeo.
- Beblo, M. und E. Wolf (2002b): *Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen*, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 71, 1, 83-94.
- Becker, G. S. (1981): *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge.
- Becker, G. S. (1994): *A Treatise on the Family*, Enlarged Edition, Harvard University Press, Cambridge.
- Bernöster, T. (2000): *Grundlagen zur aktuellen Familienpolitik in Deutschland: Ein Plädoyer für eine ordnungspolitische Ausrichtung der Familienpolitik*, Vektor-Verlag, Grafschaft.
- BMA (2000): *Übersicht über das Sozialrecht*, Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.), Referat Öffentlichkeitsarbeit, Juni 2000.
- Braun, U. und T. Klein (1995a): *Der berufliche Wiedereinstieg der Mutter im Lebensverlauf der Kinder*, in: Nauck, Bernhard und Hans Bertram (Hrsg.): *Kinder in Deutschland*, Deutsches Jugendinstitut, Familien-Survey, Band 5, Leske und Budrich, Opladen.
- Braun, U. und T. Klein (1995b): *Der berufliche Wiedereinstieg von Müttern zwischen abnehmendem Betreuungsaufwand und zunehmender Dequalifizierung*, Zeitschrift für Soziologie, Jg. 24, Heft 1, 58-68.
- Budde, A. (1998): *Die Rechtslage*, in: Gesellschaft für Informationstechnologie und Pädagogik am IMBSE (Hrsg.): *Beschäftigungsrisiko Erziehungsurlaub*, Westdeutscher Verlag.
- DIW (2000): *Kindertageseinrichtungen in Deutschland*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Wochenbericht 18/2000, Jg. 67, 269-289.
- Ehmann, S. (1999): *Familienpolitik in Frankreich und Deutschland – ein Vergleich*, Finanzwissenschaftliche Schriften, Band 91, Peter Lang Verlag, Frankfurt am Main et al.
- Franz, W. und V. Zimmermann (2002): *The Transition from Apprenticeship Training to Work*, International Journal of Manpower, Vol. 23 (5) (2002), 411-425.

- Gustafsson, S. S. et al. (1996): *Women's labor force transitions in connection with childbirth: A panel data comparison between Germany, Sweden and Great Britain*, Journal of Population Economics, Vol. 9, No. 3, 223-246.
- Haisken-DeNew und Frick (2001): *Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study*, DIW Berlin, Version 5.
- Heckman, J. J. and B. L. Singer (1984): *A method for minimizing the distributional assumptions in econometric models for duration data*, Econometrica, Vol. 52, 271-320.
- Jenkins, S. P. (1995): *Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 57, No. 1, 129-138.
- Jenkins, S. P. (2002a): *Survival Analysis*, version: 18 February 2002, <http://www.iser.essex.ac.uk/teaching/stephenj/ec968/index.php>.
- Klerman, J. A. und A. Leibowitz (1990): *Child Care and Women's Return to Work After Childbirth*, American Economic Review, Vol. 80, No. 2, 284-288.
- Kohlmann, A., S. Bender und 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 309, <http://www.stat.uni-muenchen.de/lang/skript/paper309.pdf>, SBF 386, Universität München.
- Kreyenfeld, M. (2001): *Employment and Fertility – East Germany in the 1990s*, Inauguraldissertation zur Erlangung des akademischen Grades eines Doktors der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften an der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Universität der Universität Rostock, November 2001.
- Lauer, C. (2003): *Education and Unemployment: A French-German Comparison*, ZEW Discussion Paper No. 03-34, Mannheim.
- Lauer, C. und A. M. Weber (2003): *Employment of Mothers after Childbirth: A French-German Comparison*, ZEW Discussion Paper No. 03-50, Mannheim.
- Leibowitz A. A., A. Klerman und L. J. Waite (1992): *Employment of New Mothers and Child Care Choice*, Journal of Human Resources, Vol. 27, No. 1, 112-133.
- Letabier, M.-T., Rieucan, G. (2001): *La garde des enfants: une affaire d'État?*, Document de travail, Centre d'études de l'emploi, No 06, Janvier.
- MZES (2001): *MZES/EURODATA Family Policy Database* (cd-rom).
- Ondrich, J., C. 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*, Journal of Population Economics, Vol. 9, No. 3, 247-266.

Ondrich, J., C. K. Spiess, Q. Yang und G. G. Wagner (1998): *The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany*, IZA Discussion Paper No. 21, Bonn.

Peterson, T. (1995): *Analysis of Event Histories*, in: Arminger, Gerhard (Hrsg.): *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*, Plenum Press, New York.

Reize, F. (2000): *Leaving Unemployment for Self-employment, A Discrete Duration Analysis of Determinants and Stability of Self-employment among Former Unemployed*, ZEW Discussion Paper No. 00-26, Mannheim.

Schultz, T. W. (1974): *Economics of the family. Marriage, Children and Human Capital*, Chicago University Press, Chicago.

Steiner, V. (2001): *Unemployment persistence in the West German labour market: negative duration dependence or sorting?*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 63, No. 1, 91-113.

Wendt, C. und M. Maucher (2000): *Mütter zwischen Kinderbetreuung und Erwerbstätigkeit, Institutionelle Hilfen und Hürden bei einem beruflichen Wiedereinstieg nach einer Kinderpause*, Arbeitspapiere – Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Nr. 18, 2000.

Zimmermann, V. (2000): *Arbeitsmarktprobleme Jugendlicher: eine empirische Untersuchung ihres Weges in die Beschäftigung*, ZEW Wirtschaftsanalysen, Nomos-Verl.-Ges., Baden-Baden.

## Anhang

<b>Tabelle I: Wichtige Entwicklungen des Erziehungsurlaubs 1985-2000</b>		
<b>Jahr</b>	<b>Dauer</b>	<b>Anmerkung</b>
1986	10 Monate	Erstmalige Einführung von Erziehungsurlaub. Erziehungsurlaub kann von der Mutter oder vom Vater genommen werden, beide können sich einmal abwechseln. Der Erziehungsurlauber darf bis zu 19 Wochenstunden arbeiten.
1988	12 Monate	Erhöhung der Erziehungsurlaubsdauer.
1989	15 Monate	Erhöhung der Erziehungsurlaubsdauer.
1990	18 Monate	Erhöhung der Erziehungsurlaubsdauer.
1992	3 Jahre	Erhöhung der Erziehungsurlaubsdauer. Eltern können sich bei der Inanspruchnahme nun bis zu dreimal abwechseln.

*Quelle:* Kreyenfeld (2001).

<b>Tabelle II: Wichtige Entwicklungen des Erziehungsgelds 1985-2000</b>		
<b>Jahr</b>	<b>Erziehungsgeld (Dauer)</b>	<b>Anmerkung</b>
<b>1986</b>	600 DM (10 Monate)	Erstmalige Einführung von Erziehungsgeld. Der Erziehungsurlauber hat Anspruch auf monatlich 600 DM, unabhängig von der vorherigen Berufstätigkeit. Das Mutterschaftsgeld wird angerechnet. Übersteigt das Einkommen bei verheirateten Paaren (bei Alleinerziehenden), die nicht dauerhaft getrennt leben, 100.000 DM (75.000 DM), entfällt das Erziehungsgeld im ersten Lebenshalbjahr des Kindes. Ab dem siebten Lebensmonat des Kindes mindert sich das Erziehungsgeld, wenn das Einkommen bei Verheirateten (Alleinerziehenden) 29.400 DM (23.700 DM) übersteigt. Für jedes weitere Kind erhöhen sich die Beträge der Einkommensgrenzen um 4.200 DM.
<b>1988</b>	600 DM (12 Monate)	Mit der Erhöhung der Erziehungsurlaubsdauer wird auch das Erziehungsgeld 12 Monate gewährt.
<b>1989</b>	600 DM (15 Monate)	Erziehungsgeld wird für 15 Monate gezahlt.
<b>1990</b>	600 DM (18 Monate)	Erziehungsgeld wird bis zu 18 Monaten gewährt.
<b>1992</b>	600 DM (24 Monate)	Erziehungsgeld wird bis zu 2 Jahren gezahlt.

**Quelle:** Kreyenfeld (2001).

**Tabelle III: Entwicklung des Kindergelds zwischen 1985 und 2000**

<b>Jahr / Höhe des Kindergeldes in DM (monatlich)</b>	<b>vor 1990 (einkommensabhängig)*</b>
	50 (1. Kind)
	100 (2. Kind)
	220 (3. Kind)
	240 (ab 4. Kind)
	<b>1990 (einkommensabhängig)*</b>
	50 (1. Kind)
	130 (2. Kind)
	220 (3. Kind)
	240 (ab 4. Kind)
	<b>1996 (einkommensunabhängig) **</b>
	200 (1. Kind)
	200 (2. Kind)
	300 (3. Kind)
	350 (ab 4. Kind)
	<b>2000 (einkommensunabhängig) **</b>
	270 (1. Kind)
	270 (2. Kind)
	300 (3. Kind)
	350 (ab 4. Kind)

*Quelle:* Vgl. Kreyenfeld (2001), S. 48.

*Anmerkungen:* \*Die Einkommensabhängigkeit bestand in einer Kürzung des Kindergeldes ab dem 2. Kind bis auf einen Sockelbetrag von 70 DM für das 2. bzw. 140 DM für jedes weitere Kind, wenn das Jahreseinkommen der Berechtigten die Freibeträge (26.600 DM für, 19.000 für sonstige Berechtigte und 9.200 für jedes Kind) um mindestens 480 DM überstieg. Für je 480 DM über dem Freibetrag wurde das Kindergeld um 20 DM gemindert. Vor 1990 betragen die Freibeträge 25.920 DM (Verheiratete), 18.120 DM (Sonstige) und 7.800 DM (für jedes Kind). Der Sockelbetrag für das 3. und jedes weitere Kind wurde ab 1990 auf 70 DM gesetzt, wenn Freibeträge von 100.000 DM (Verheiratete), 75.000 DM (sonstige Berechtigte) und 9.200 DM für das 4. und jedes weitere Kind überschritten wurden.

\*\*Seit 1996 muss man zwischen Kindergeld und Kinderfreibetrag wählen.

**Tabelle IV: Entwicklung des Kinderfreibetrags zwischen 1985 und 2000**

<b>Jahr</b>	<b>Höhe des Kinderfreibetrages (jährlich)</b>
<b>vor 1986</b>	432 DM
<b>1986</b>	2.484 DM
<b>1990</b>	3.024 DM
<b>1992</b>	4.104 DM
<b>1996</b>	6.264 DM
<b>1997</b>	6.912 DM

*Quelle:* Vgl. Kreyenfeld (2001), S. 48.

**Tabelle V: Chronologische Übersicht über die wichtigsten familienpolitischen Änderungen in Deutschland 1985-2000:**

<b>Jahr</b>	<b>Maßnahme</b>	<b>Erläuterung</b>
1986	Kindergeld	Einführung eines zusätzlichen einkommensabhängigen Kindergeldzuschlags
	Kinderfreibetrag	Starke Erhöhung des Kinderfreibetrags
	Erziehungsgeld und Erziehungsurlaub	Ersteinführung (Dauer des Erziehungsgeldes wurde bis 1992 ständig ausgeweitet)
1992	Erziehungsurlaub	Anerkennung von Kindererziehungszeiten in der gesetzlichen Rentenversicherung
1996	Kindergeld und Kinderfreibetrag	Wahlrecht zur günstigeren Option und starke Erhöhung beider Maßnahmen
1996 (1. August)	Kindergartenplätze	Rechtsanspruch auf einen Kindergartenplatz (bis 1999 umzusetzen)
1997	Kindergeld und Kinderfreibetrag	Steigerung des Kindergeldes für die ersten beiden Kinder und des Kinderfreibetrags (je 10 %)

**Tabelle VI: Ergebnisse für die Hazardraten-Schätzung im „Grundmodell“**

Variable	Koeffizient	Standard-Fehler
<b>Dauerabhängigkeit:</b>		
Spelldauer in Monaten	0,0661*	0,0411
(Spelldauer in Monaten) <sup>2</sup>	-0,0137**	0,0035
(Spelldauer in Monaten) <sup>3</sup>	0,0003**	0,0001
<b>Einkommensgrößen:</b>		
Monatliches Nettoeinkommen (real, in DM)	0,0001**	0,0000
Monatl. Nettoeinkommen Partner (real, in DM)	-0,0001**	0,0000
<b>Alterskategorien (Referenz: 18-26 Jahre):</b>		
27-34 Jahre	-0,2640**	0,1096
35-43 Jahre	-0,4781**	0,1664
<b>Bildungskategorien (Referenz: bis Realschule):</b>		
Abitur	0,0471	0,1382
Lehre	-0,0998	0,1277
Uni / FH	0,4940**	0,1912
<b>Berufliche Stellung</b>		
Berufliche Stellung „Land- und Forstwirt“	-0,3484	1,0832
Berufliche Stellung „Selbständige“	0,5883*	0,3081
Berufliche Stellung „Führungskräfte“	0,1854	0,1954
Berufliche Stellung „Mittlere Führungsebene“	0,1264	0,1767
Berufliche Stellung „Angestellte“	0,3172*	0,1878
Berufliche Stellung „Arbeiter“	0,2585	0,1732
<b>Familienstand (Referenz: nicht verheiratet):</b>		
Verheiratete	-0,1434	0,1135
<b>Kinderzahl:</b>		
Kinderzahl	0,3582	0,2566
(Kinderzahl) <sup>2</sup>	-0,0593	0,0601
<b>Sonstige Einflüsse:</b>		
Betrieb < 25 Mitarbeiter	1,0971**	0,1126
Regionale Arbeitslosenquote	0,0247	0,0270
Gemeinde zwischen 20.000 und 100.000 Einwohnern	0,1288	0,1061
Gemeinde über 100.000 Einwohnern	0,0071	0,1161
Wohnsitz der Großmutter in der Nähe	-0,0369	0,0883
<b>Bundesländer:</b>		
Rheinland-Pfalz	-0,0759	0,1864
Baden-Württemberg	-0,1789	0,1510
Bayern	-0,0011	0,1421
<b>Erziehungsurlaubsregelungen:</b>		
Erziehungsgeldanspruch (real, in DM)	-0,0004**	0,0002
Maximale Erziehungsurlaubsdauer (in Monaten)	-0,0809**	0,0309
<b>Jahreskategorien (Referenz: 1986-1988):</b>		
Jahreskategorie „1988-1991“	0,2539	(0,2305)
Jahreskategorie „1992-2000“	1,7577**	(0,8293)
Konstante	-2,0260**	(0,5403)

**Anmerkung:** Das Grundmodell berücksichtigt keine unbeobachtete Heterogenität. \* Der Koeffizient ist auf dem 5 %-Niveau signifikant \*\* Der Koeffizient ist auf dem 10 %-Niveau signifikant.

**Quelle:** Daten des SOEP für die Jahre 1985-2000 für vor einer Geburt erwerbstätige Mütter, eigene Berechnungen.

<b>Tabelle VII: Mittelwerte für die Variablen der Hazardraten-Schätzung in der verwendeten Stichprobe</b>		
<b>Variable</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Standardabweichung</b>
<b><i>Dauerabhängigkeit:</i></b>		
Spelldauer in Monaten	11,61	9,46
(Spelldauer in Monaten) <sup>2</sup>	224,19	308,04
(Spelldauer in Monaten) <sup>3</sup>	5386	9916,54
<b><i>Einkommensgrößen:</i></b>		
Monatliches Nettoeinkommen (real, in DM)	2172,50	1412,35
Monatl. Nettoeinkommen Partner (real, in DM)	4031,07	2633,57
<b><i>Alterskategorien (Referenz: 18-26 Jahre):</i></b>		
27-34 Jahre	0,60	0,49
35-43 Jahre	0,16	0,37
<b><i>Bildungskategorien (Referenz: bis Realschule):</i></b>		
Abitur	0,31	0,46
Lehre	0,41	0,49
Uni / FH	0,07	0,26
<b><i>Kinderzahl:</i></b>		
Kinderzahl	1,51	0,77
(Kinderzahl) <sup>2</sup>	2,87	3,55
<b><i>Sonstige Einflüsse:</i></b>		
Betrieb < 25 Mitarbeiter	0,10	0,29
Selbständige	0,01	0,11
Regionale Arbeitslosenquote	8,52	2,54
<b><i>Erziehungsurlaubsregelungen:</i></b>		
Erziehungsgeldanspruch (real, in DM)	319,54	305,50
Maximale Erziehungsurlaubsdauer (in Monaten)	27,25	11,08
<b><i>Jahreskategorien (Referenz: 1986-1988):</i></b>		
Jahreskategorie „1988-1991“	0,27	0,45
Jahreskategorie „1992-2000“	0,60	0,49

**Quelle:** Daten des SOEP für die Jahre 1985-2000 für vor einer Geburt erwerbstätige Mütter, eigene Berechnungen.

## Hintergrundinformation:

### Die Berechnung des Erziehungsgeldanspruchs aus dem SOEP

Die Höhe des Erziehungsgeldes, welches seit 1986 gewährt wird, betrug grundsätzlich 600 DM (Tabelle II im Anhang gibt einen Überblick über wichtige Entwicklungen des Erziehungsgeldgesetzes in den Jahren 1985-2000). Eine Inflationsanpassung hat bislang nicht stattgefunden. Seit 1994 greifen zwei Einkommenshöchstgrenzen: Während der ersten sechs Lebensmonate eines Kindes wird kein Erziehungsgeld gewährt, wenn das Einkommen bei Verheirateten (Unverheirateten) 100.000 DM (75.000 DM) pro Jahr überschreitet. Ab dem siebten Lebensmonat wird das Erziehungsgeld einkommensabhängig gewährt. Bemessungsgrundlage des Erziehungsgeldes ist die Summe der positiven Einkünfte nach dem Einkommenssteuergesetz, wobei (seit 1993) ein Pauschbetrag von 27 % abgezogen wird. Wenn das anzurechnende Einkommen über den Höchstgrenzen liegt, so wird das Erziehungsgeld um ein Zwölftel von 40 % des die Grenze übersteigenden Betrages gekürzt.<sup>74</sup> Die Zahlung wird dann gemindert, wenn das Einkommen bei Verheirateten 29.400 DM (42.000 DM brutto) und bei Unverheirateten 23.700 (34.000 DM brutto) jährlich übersteigt. Die Einkommensgrenzen werden für jedes weitere Kind um 4.200 DM erhöht.<sup>75</sup>

Zur Berechnung des Erziehungsgeldanspruchs in der vorliegenden Arbeit wird zunächst von dem grundsätzlichen Anspruch auf 600 DM ausgegangen. Der Betrag mindert sich in Abhängigkeit von Haushaltseinkommen und Kinderzahl, wenn die Summe der positiven Einkünfte die oben genannten Höchstbeträge überschreitet. Somit muss zunächst die Summe der positiven Einkünfte der Haushalte ermittelt werden. Dies ist möglich, indem die im SOEP dokumentierten Einkünfte (Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung, Kapitalvermögen und aus selbständiger Arbeit, Löhne und Gehälter, Urlaubsgeld, 13. und 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld und Gehaltszulagen) addiert werden. Von diesem Gesamtbetrag sind die im Einkommenssteuergesetz des jeweiligen Jahres vorgesehenen Pauschbeträge für Einkünfte aus Kapitalvermögen und nicht-selbständiger Arbeit (soweit vorhanden) abzuziehen.<sup>76</sup> Zur Ermittlung der Pauschbeträge wird die Annahme getroffen, dass verheiratete Paare generell zusammen veranlagt werden. Zu beachten ist weiterhin, dass seit 1993 die Bemessungsgrundlage für das einkommensabhängige Erziehungsgeld nur noch 63 % der Summe der positiven Einkünfte beträgt.<sup>77</sup> Ebenfalls wird beachtet, dass sich die Anspruchsdauer im Laufe der Zeit ständig erhöht hat.<sup>78</sup>

---

<sup>74</sup> Vgl. § 5 Abs. 3 BErzGG in den jeweiligen Fassungen.

<sup>75</sup> Vgl. Budde (1998), S. 24 ff.

<sup>76</sup> Zur Ermittlung der Pauschbeträge für die Beobachtungsjahre sind die folgenden Fassungen des EstG § 9a berücksichtigt: 12.06.1985 (gültig vom 12.06.1985-14.04.1986), 15.04.1986 (15.04.1986-09.03.1987), 27.02.1987 (10.03.1987-02.08.1988), 07.09.1990 (03.08.1988-20.10.1995). Die Pauschbeträge betragen demnach für die Jahre 1988-2000 bei nicht-selbständiger Arbeit 2.000 DM und bei Einnahmen aus Kapitalvermögen 100 DM (Einzelveranlagung) bzw. 200 DM (Zusammenveranlagung). In den restlichen Jahren betrug der Pauschbetrag für Einnahmen aus nicht-selbständiger Arbeit 564 DM. Der Pauschbetrag für die Einnahmen aus Kapitalvermögen hat sich nicht geändert.

<sup>77</sup> Vgl. § 6 (1), S.1 BErzGG ( Fassungen wiederum für alle betrachteten Jahre).

<sup>78</sup> Vgl. § 4 BErzGG in den jeweiligen Fassungen.