

Christensen, Björn

**Working Paper**

## Berufliche Weiterbildung und Arbeitsplatzrisiko: Ein Matching-Ansatz

Kiel Working Paper, No. 1033

**Provided in Cooperation with:**

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

*Suggested Citation:* Christensen, Björn (2001) : Berufliche Weiterbildung und Arbeitsplatzrisiko: Ein Matching-Ansatz, Kiel Working Paper, No. 1033, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/17734>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

**Institut für Weltwirtschaft**  
Düsternbrooker Weg 120  
24105 Kiel

**Kieler Arbeitspapier Nr. 1033**

**Berufliche Weiterbildung und  
Arbeitsplatzrisiko: Ein Matching-Ansatz**

von

**Björn Christensen**

März 2001

*Für den Inhalt der Kieler Arbeitspapiere sind die jeweiligen Autorinnen und Autoren verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autorinnen und Autoren zu wenden und etwaige Zitate mit ihnen abzustimmen.*

# **Berufliche Weiterbildung und Arbeitsplatzrisiko: Ein Matching-Ansatz\***

## **Zusammenfassung:**

Die vorliegende Arbeit befaßt sich mit den Effekten beruflicher Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit und die Wahrscheinlichkeit eigenmotivierter Kündigungen westdeutscher Arbeitnehmer. Als Datengrundlage dient das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) 1984–1999. Zur Berücksichtigung der bei der Stichprobenauswahl auftretenden Selektionsverzerrung wird ein Matching-Ansatz verwendet. Der Weiterbildungseffekt wird mittels eines Hazardrate-Modells mit „competing risks“ geschätzt. Die Ergebnisse der Schätzungen zum Weiterbildungseffekt zeigen, daß das Entlassungsrisiko durch berufliche Weiterbildung signifikant gesenkt werden kann. Der Effekt auf eigenmotivierte Kündigungen ist ebenfalls negativ, allerdings nicht so ausgeprägt.

## **Abstract:**

This paper deals with the effects of on-the-job-training on the probability of lay-offs and the probability of self-motivated quitting one's job by West German employees. The socio-economic panel (SOEP) 1984–1999 is used as a data basis. For the consideration of a potential sample selection bias a matching approach is applied. The data generated thereby is used for the estimation of a hazardrate model with competing risks. The results of the estimations of the training effect show that the risk of a lay-off can be significantly lowered by on-the-job-training. The effect on self-motivated quitting one's job is also negative, but not as distinctive as for the lay-off risk.

**Schlagworte:** Hazardrate-Modell, berufliche Weiterbildung,  
Selektionsverzerrung, Matching-Ansatz

**JEL Klassifikation:** C12, C41, J24, J63

Björn Christensen  
Institut für Weltwirtschaft  
24100 Kiel  
Telefon: +49/431/8814 245  
Fax: +49/431/8814 502

---

\* Mein besonderer Dank gilt Jörn Kleinert, Henning Klodt und Jürgen Stehn für hilfreiche Anregungen und Diskussionen. Kommentare können direkt gerichtet werden an: [b.christensen@ifw.uni-kiel.de](mailto:b.christensen@ifw.uni-kiel.de).

Die in diesem Arbeitspapier verwendeten Daten des Socio-ökonomischen Panels (SOEP) wurden vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt.

E-mail: [b.christensen@ifw.uni-kiel.de](mailto:b.christensen@ifw.uni-kiel.de)

## Inhaltsverzeichnis

1	EINLEITUNG .....	1
2	THEORETISCHE ÜBERLEGUNGEN ZU BERUFLICHER WEITERBILDUNG UND DER BEENDIGUNG EINES BESCHÄFTIGUNGSVERHÄLTNISSES .....	3
3	EMPIRISCHE LITERATUR ZU BERUFLICHER WEITERBILDUNG UND ERWERBSTÄTIGKEITSSSTABILITÄT .....	5
4	METHODISCHE ASPEKTE DER SCHÄTZUNG DES WEITERBILDUNGSEFFEKTS.....	6
4.1	DAS EVALUATIONSPROBLEM .....	6
4.2	DER GRUNDGEDANKE DES MATCHING-ANSATZES .....	9
4.3	DIE UMSETZUNG DES MATCHING-ANSATZES .....	11
4.4	DIE HAZARDRATE-ANALYSE ALS SCHÄTZMETHODE ZUR ERMITTLUNG DES WEITERBILDUNGSEFFEKTES .....	13
5	DIE DATENGRUNDLAGE .....	19
6	EVALUATIONSERGEBNISSE .....	22
6.1	TEST AUF SELEKTIONSVERZERRUNG .....	22
6.2	PROBITSCHÄTZUNG ZUR UMSETZUNG DES MATCHING- ANSATZES .....	24
6.3	DIE ERGEBNISSE DER MATCHING-PROZEDUR .....	28
6.4	DIE ERGEBNISSE DER HAZARDRATE-SCHÄTZUNGEN .....	31
6.4.1	DIE EFFEKTE DER BETRIEBLICHEN WEITERBILDUNG AUF DAS ENTLASSUNGSRISIKO .....	31
6.4.2	DIE EFFEKTE DER BETRIEBLICHEN WEITERBILDUNG AUF EIGENMOTIVIERTE KÜNDIGUNGEN .....	36
7	SCHLUßBEMERKUNGEN .....	37
8	ANHANG .....	40
8.1	ANHANG 1 – SCORE TEST AUF UNBEOBACHTETE HETEROGENITÄT .....	40
8.2	ANHANG 2 – TABELLEN .....	42
8.3	ANHANG 3 – ABBILDUNGEN .....	49
9	LITERATUR .....	50

## Verzeichnis der Abbildungen und Tabellen

ABBILDUNG 1: SIMULIERTE SURVIVORFUNKTIONEN FÜR TEILNEHMER UND NICHTTEILNEHMER AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG .....	34
ABBILDUNG 2: DIFFERENZ DER SIMULIERTEN SURVIVORFUNKTIONEN FÜR TEILNEHMER UND NICHTTEILNEHMER AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG .....	35
ABBILDUNG 3: KUMULIERTES HISTOGRAMM DER PARTIZIPATIONSNEIGUNGEN.....	49
TABELLE 1: MITTEL- BZW. ANTEILSWERTE FÜR AUSGEWÄHLTE KONTROLL-VARIABLEN DER GRUPPEN DER TEILNEHMER UND DER NICHTTEILNEHMER AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG .....	22
TABELLE 2: PROBIT-SCHÄTZUNG FÜR DIE TEILNAHME AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG .....	25
TABELLE 3: MITTEL- BZW. ANTEILSWERTE FÜR DIE MATCHING-KOVARIABLEN DER GRUPPEN DER TEILNEHMER UND DER GEMATCHTEN NICHTTEILNEHMER AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG .....	29
TABELLE 4: EFFEKTE DER TEILNAHME AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG AUF DIE ENTLASSUNGSWAHRSCHEINLICHKEIT .....	32
TABELLE 5: EFFEKTE DER TEILNAHME AN BETRIEBLICHER WEITERBILDUNG AUF DIE WAHRSCHEINLICHKEIT EINER EIGENMOTIVIERTEN KÜNDIGUNG .....	37
TABELLE 6: DEFINITIONEN DER VERWENDETEN VARIABLEN .....	42
TABELLE 7: ERGEBNISSE DER HAZARDRATE-SCHÄTZUNGEN FÜR DIE ENTLASSUNGSWAHRSCHEINLICHKEIT .....	45
TABELLE 8: ERGEBNISSE DER HAZARDRATE-SCHÄTZUNGEN FÜR DIE WAHRSCHEINLICHKEIT EINER EIGENMOTIVIERTEN KÜNDIGUNG .....	47

„Willst Du für ein Jahr vorausplanen, so baue Reis. Willst Du für ein Jahrzehnt vorausplanen, so pflanze Bäume. Willst Du aber für ein Jahrhundert planen, so bilde Menschen.“ (Chinesisches Sprichwort, zitiert nach von Pierer 1999: 65)

## 1 Einleitung

Seit Mitte der neunziger Jahre werden staatliche Qualifizierungsmaßnahmen in Deutschland in verstärktem Ausmaße wissenschaftlich in ihren Wirkungseffekten evaluiert.<sup>1</sup> In der Regel zielen die Fragestellungen darauf ab, inwieweit durch Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik die Wiederbeschäftigungschancen Arbeitsloser erhöht werden können. Die Ergebnisse der Untersuchungen sind zumeist ernüchternd: Es ließen sich kaum positive Beschäftigungseffekte der aktiven Arbeitsmarktpolitik finden.<sup>2</sup>

Im Gegensatz dazu sind die Beschäftigungseffekte durch betriebliche Weiterbildung bisher für Deutschland kaum untersucht worden. Dabei stellt berufliche Weiterbildung die marktnächste Form der Weiterbildung dar, weil Humankapital direkt am Entstehungsort der Nachfrage produziert wird. Dieses erhöht die Anpassungsflexibilität des Arbeitsangebots bei exogenen Ver-

---

<sup>1</sup> Vgl. z.B. Fitzenberger und Speckesser (2000) für einen Literaturüberblick.

<sup>2</sup> In Deutschland begrenzen Datenrestriktionen die Möglichkeiten der Evaluation der aktiven Arbeitsmarktpolitik, weil zumeist nur auf kleine, durch Befragung entstandene Stichproben zurückgegriffen werden kann (vgl. dazu die wiederholte Kritik von Franz und Zimmermann an der Bundesanstalt für Arbeit im Handelsblatt vom 23. Januar 2001). Aus diesem Grunde sind die Ergebnisse bisheriger Evaluationen mit großer Unsicherheit behaftet. Allerdings merken Fitzenberger und Speckesser an: „...obwohl mögliche positive Effekte nicht sehr stark sein können, da sie sonst vermutlich trotz unterschiedlicher Methoden und unzureichender Daten empirisch hätten identifiziert werden können“ (Fitzenberger und Speckesser 2000: 1).

änderungen der Qualifikationsnachfrage.<sup>3</sup> Im Zuge des beschleunigten Verfalls der Aktualität von Humankapital kommt der betrieblichen Weiterbildung somit eine wachsende Bedeutung zu. Es läßt sich vermuten, daß über diesen Effekt Weiterbildung on-the-job die Entlassungswahrscheinlichkeit verringern kann und somit prophylaktische Wirkungen auf dem Arbeitsmarkt erzielt. Von Interesse ist außerdem, ob Mitarbeiter, die an betrieblicher Weiterbildung teilgenommen haben, verstärkt eigenmotiviert kündigen, oder ob sie im ausbildenden Betrieb gehalten werden können.

In der folgenden Untersuchung wird die Wirkung von beruflicher Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit und die Wahrscheinlichkeit einer eigenmotivierten Kündigung für Westdeutschland untersucht. Dabei wird auf die Daten des Sozio-oekonomischen Panels für die Jahre 1984 bis 1999 zurückgegriffen. Um das Problem der potentiellen Selektionsverzerrung zu eliminieren, wird ein Matching-Verfahren angewendet, welches dazu dient, eine zur Teilnehmergruppe unverzerrte Nichtteilnehmergruppe zu bilden. Auf Basis dieses Datensatzes wird dann eine Hazardrate-Analyse durchgeführt, bei der über einen Competing-Risks-Ansatz nach freiwilliger und unfreiwilliger Beendigung eines Beschäftigungsverhältnisses differenziert werden kann. Die Ergebnisse der Untersuchung zeigen, daß berufliche Weiterbildung die Entlassungswahrscheinlichkeit signifikant senken kann. Außerdem ist die Entlassungswahrscheinlichkeit negativ von der Anzahl der Monate in Weiterbildung abhängig. Des weiteren kann ein negativer Effekt der beruflichen

---

<sup>3</sup> Dieses sollte das wichtigste Kriterium der aktiven Arbeitsmarktpolitik sein, wie Berthold und Fehn (1997) anmerken.

Weiterbildung auf eigenmotivierte Kündigungen gefunden werden, der allerdings nicht so ausgeprägt wie beim Entlassungsrisiko ist.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 werden theoretische Überlegungen zu Humankapital, Entlassungen und eigenmotivierten Kündigungen vorgestellt. In Kapitel 3 wird die empirische Literatur zu beruflicher Weiterbildung und der Beendigung eines Beschäftigungsverhältnisses präsentiert. Kapitel 4 diskutiert die methodischen Probleme bei der Schätzung des Weiterbildungseffekts und stellt potentielle Lösungsansätze dar. In Kapitel 5 wird die Datenbasis des Sozio-oekonomischen Panels und die Generierung der verwendeten Stichprobe beschrieben. Kapitel 6 stellt die einzelnen Schritte des Matching-Vorgangs vor und präsentiert die Schätzergebnisse zum Weiterbildungseffekt. Abschließende Bemerkungen finden sich in Kapitel 7.

## **2 Theoretische Überlegungen zu beruflicher Weiterbildung und der Beendigung eines Beschäftigungsverhältnisses**

Nach der Humankapitaltheorie werden allgemein zwei Formen der Humankapitalakkumulation unterschieden: allgemeines Humankapital und betriebspezifisches Humankapital.<sup>4</sup> Das allgemeine Humankapital (*schooling*) beinhaltet Qualifikationen, die in verschiedenen Unternehmen Anwendung finden können. In der Regel wird dieses Humankapital aus dem allgemeinen Steuer-

---

<sup>4</sup> Vgl. für umfassende Darstellungen der Humankapitaltheorie z.B. Becker (1993) und Mincer (1974).

aufkommen finanziert, da es in der Schule vermittelt wird.<sup>5</sup> Das betriebspezifische Humankapital (Weiterbildung on-the-job) hingegen vermittelt Qualifikationen, die nur in einem spezifischen Unternehmen Verwendung finden. Hier trägt in der Regel der Arbeitgeber die vollen Kosten der Ausbildung. Beide Formen des Humankapitals können in der Realität kaum unabhängig voneinander beobachtet werden, allerdings überwiegt häufig eine Ausprägung des Humankapitals.

Bei einer Weiterbildung on-the-job kann davon ausgegangen werden, daß überwiegend betriebspezifisches Humankapital vermittelt wird und die Kosten für die Weiterbildung vorrangig vom Arbeitgeber getragen werden.<sup>6</sup> In diesem Fall wird der Arbeitgeber Interesse an einer langfristigen Bindung des Arbeitnehmers an das Unternehmen haben, um eine Amortisation des eingesetzten Kapitals zu erzielen. Die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung wird somit bei Weiterbildung on-the-job sinken. Sofern das akkumulierte Humankapital betriebspezifisch ist, wird zudem die Wahrscheinlichkeit einer Kündigung seitens des Arbeitnehmers sinken, weil der Arbeitgeber durch höheren Lohn oder bessere Aufstiegschancen eine langfristige Bindung des Arbeitnehmers an das Unternehmen anstreben wird und eine höhere Entlohnung außerhalb des Betriebs kaum erzielt werden kann.

---

<sup>5</sup> Im weiteren Sinne gehört auch die betriebliche Ausbildung in Deutschland zumindest zu einem Teil zum allgemeinen Humankapital, da die erlernten Tätigkeiten teilweise auch in anderen Betrieben verwendet werden können. Diese Ausbildung wird dann über die Betriebe finanziert.

<sup>6</sup> Unter Kosten sind dabei nicht nur direkte Kosten (Kursgebühren etc.), sondern auch die Kosten für entgangene Arbeitsleistung während der Weiterbildungsmaßnahme zu verstehen.

### **3 Empirische Literatur zu beruflicher Weiterbildung und Erwerbstätigkeitsstabilität**

Für Deutschland liegen bisher nur wenige Studien zur beruflichen Weiterbildung und dem Entlassungsrisiko vor.<sup>7</sup> Für Westdeutschland untersuchen Fitzenberger und Prey (1999) die Effekte der beruflichen Weiterbildung<sup>8</sup> auf die Beschäftigung auf Basis des SOEP. Sie analysieren dabei nicht direkt die Effekte der Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit, sondern stellen die Beschäftigungsstabilität in den Vordergrund ihres Interesses.<sup>9</sup> Unter Berücksichtigung der Selektionsverzerrung über ein Matching-Verfahren finden sie eine signifikante Erhöhung der Beschäftigungsstabilität bei beruflicher Weiterbildung. Darüber hinaus gibt es Anzeichen dafür, daß sich die Beschäftigungsstabilität mit zunehmender Dauer der Weiterbildungsmaßnahme verstärkt.

Becker (2000) und Becker und Schömann (1999) untersuchen auf Basis des SOEP (für Ostdeutschland) und der Lebensverlaufsstudie des Max-Planck-Instituts für Bildungschancen (für Westdeutschland) die Auswirkungen von beruflicher Weiterbildung u.a. auf die Beschäftigungssicherheit und die Wiederbeschäftigungschancen. Dabei kontrollieren sie mögliche Selektivitätspro-

---

<sup>7</sup> Nach Kenntnis des Autors liegen bezüglich der beruflichen Weiterbildung und der Wahrscheinlichkeit einer eigenmotivierten Kündigung bisher für Deutschland keine empirischen Untersuchungen vor.

<sup>8</sup> Im folgenden wird nicht zwischen beruflicher und betrieblicher Weiterbildung, sowie Weiterbildung on-the-job differenziert und alle drei Begriffe werden parallel verwendet.

<sup>9</sup> Beschäftigungsstabilität definieren Fitzenberger und Prey (1999) dabei als durchgehende Beschäftigung mit maximalen Unterbrechungen von drei Monaten. Eingeschlossen in die Untersuchung ist somit die Wiederbeschäftigungschance bei Arbeitslosigkeit.

zesse der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung über ein zweistufiges Schätzverfahren nach Heckman (1979). Die Ergebnisse zeigen für Ostdeutschland ein deutlich geringeres Risiko arbeitslos zu werden, sofern an Weiterbildung teilgenommen wurde, und für Männer bessere Reintegrationschancen bei Arbeitslosigkeit.

Hübler (1998) untersucht für Ostdeutschland u.a. die Auswirkungen beruflicher Weiterbildung auf die Arbeitsplatzsicherheit auf Basis des Arbeitsmarktmonitors Ost. Die Ergebnisse zeigen, daß sich die Arbeitsplatzsicherheit bei innerbetrieblichen Maßnahmen eindeutig erhöht, während staatlich geförderte Maßnahmen nicht zu dem gewünschten Erfolg führen.

## **4 Methodische Aspekte der Schätzung des Weiterbildungseffekts<sup>10</sup>**

### **4.1 Das Evaluationsproblem**

Die Evaluation einer Weiterbildungsmaßnahme auf dem Arbeitsmarkt zielt generell darauf ab, die singulären Effekte dieser Maßnahme aus einer Vielzahl von Einflußfaktoren in bezug auf ein klar definiertes Ergebnis  $Y$  zu eliminieren. Zu diesem Zwecke ist eigentlich ein Vergleich zwischen dem potentiellen Niveau der Ergebnisvariable  $Y$ , das ein Individuum im Falle der Teilnahme zu einem bestimmten Zeitpunkt  $t$  nach Abschluß der Maßnahme

---

<sup>10</sup> Kapitel 4.1 bis 4.3 sind eng an Hujer et al. (1997c: 8-11) angelehnt. Die Grundlagen zum Problem der Selektionsverzerrung und zum Matching-Ansatz basieren auf Heckman et al. (1997b, 1998a).

aufweist, mit dem Niveau dieser Variable für dasselbe Individuum zum gleichen Zeitpunkt für den Fall einer Nichtteilnahme erforderlich:

$$(1) \quad \Delta_{it} = Y_{it}^1 - Y_{it}^0$$

wobei  $Y_{it}^1$  bzw.  $Y_{it}^0$  das potentielle Niveau der Ergebnisvariable  $Y$  für Individuum  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  im Falle der Teilnahme bzw. der Nichtteilnahme abbildet.  $\Delta_{it}$  ist dann der individuen- und zeitspezifische Effekt, der durch die betrachtete Weiterbildungsmaßnahme ausgelöst wird. Das Evaluationsproblem besteht darin, daß für ein Individuum zu einem bestimmten Zeitpunkt entweder nur  $Y_{it}^0$  oder nur  $Y_{it}^1$  beobachtbar ist, niemals jedoch beides. Der beobachtbare Ausgang für eine Person ist somit:<sup>11</sup>

$$(2) \quad Y_{it} = DY_{it}^1 + (1 - D)Y_{it}^0$$

wobei  $D$  eine Dummy-Variable ist, die mit  $D=1$  ( $D=0$ ) eine Teilnahme (Nichtteilnahme) an Weiterbildung angibt. Es besteht somit das Problem des „potentiellen Ergebnisses“ („potential outcome approach“) und  $\Delta_{it}$  kann nicht identifiziert werden.

Um den Effekt der Teilnahme an einer Maßnahme abzuschätzen, sind im vorliegenden Fall nur der Gesamteffekt und nicht die individuellen Effekte von Interesse. Aus diesem Grunde werden durchschnittliche Effekte der Teil-

---

<sup>11</sup> Dieses Modell geht auf ein Switching-Modell von Quant (1972) zurück.

nahme an Weiterbildung betrachtet. Außerdem wird in empirischen Studien zumeist der sogenannte “treatment on the treated”-Effekt<sup>12</sup> verwendet, der den Effekt der Teilnahme auf die Teilnehmer angibt. Insgesamt wird somit der mittlere Effekt der Teilnahme auf die Teilnehmer (“mean effect of treatment on the treated”) untersucht:

$$(3) \quad \Delta = E(\Delta|D=1) = E(Y^1|D=1) - E(Y^0|D=1)$$

Für die Evaluation einer Weiterbildungsmaßnahme bedeutet dieses, daß ein Erfolg nur dann vorliegt, wenn die Ergebnisvariable in der hypothetischen Situation unterhalb des Wertes bei Teilnahme liegt ( $\Delta > 0$ ).

Das Evaluationsproblem besteht damit allerdings weiterhin, denn  $E(Y^0|D=1)$  ist nicht beobachtbar. Hingegen ist die Differenz der Ergebnisvariablen zwischen tatsächlichen Teilnehmern und Nichtteilnehmern zu beobachten:

$$(4) \quad \Delta^* = E(Y^1|D=1) - E(Y^0|D=0)$$

Nur wenn

$$(5) \quad E(Y^0|D=1) = E(Y^0|D=0)$$

gilt, sind die beiden Gleichungen (3) und (4) identisch und es gilt  $\Delta = \Delta^*$ . Dieses ist nur erfüllt, wenn die beiden Gruppen zufällige Stichproben aus der

---

<sup>12</sup> Vgl. Heckman et al. (1999: 1884) für Details.

Grundgesamtheit sind und sich somit in ihren Charakteristika nicht unterscheiden.

Sofern die Bedingung (5) nicht durch ein Experiment kontrolliert werden kann, ist es problematisch, den Erfolg einer Weiterbildungsmaßnahme zu untersuchen. Die Gruppe der Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen wird sich in ihren sozio-ökonomischen Charakteristika erheblich von der Gruppe der Nichtteilnehmer unterscheiden.<sup>13</sup> Somit kann die Gruppe der Nichtteilnehmer nicht als Kontrollgruppe verwendet werden, weil ansonsten eine Selektionsverzerrung zu erwarten wäre:

$$(6) \quad E(Y^0|D=1) - E(Y^0|D=0) \neq 0$$

Diese Selektionsverzerrung führt bei einer Schätzung zu einer Verzerrung der Koeffizienten des Weiterbildungseffekts.

## 4.2 Der Grundgedanke des Matching-Ansatzes

Das Verfahren des Matchings geht auf Heckman et al. (1997b, 1998a) zurück und beinhaltet das Ziel, eine adäquate Kontrollgruppe bei nichtexperimentellen Daten zu finden. Dabei wird zu jedem Teilnehmer ein Nichtteilnehmer mit möglichst ähnlichen Charakteristika gesucht. Dieses impliziert die identifizierende Annahme, daß, bedingt auf einen Vektor mit Kovariablen,  $X$ , das

---

<sup>13</sup> Vgl. z.B. Behringer (1995) und Düll und Bellmann (1999), die auf Basis des SOEP bzw. der IAB-Schwerpunktbefragung „Fort- und Weiterbildung“ eine erhebliche Selektivität in der Weiterbildungsteilnahme ermitteln.

potentielle Ergebnis ohne Weiterbildung,  $Y^0$ , unabhängig von der Dummy-Variablen für die Teilnahme ist:

$$(7) \quad Y^0 \perp D | X \quad (D = 0, 1)$$

In diesem Fall gilt dann die Bedingung (5), allerdings bedingt durch den Kovariablenvektor:

$$(8) \quad E(Y^0 | X, D = 1) = E(Y^0 | X, D = 0)$$

Entscheidend für die Auswahl der Kontrollgruppe ist, daß deren Charakteristika eine gute Schätzung der potentiellen Situation für Teilnehmer bei Nichtteilnahme widerspiegeln. Um dieses zu erreichen, muß die Kontrollgruppe in allen relevanten Charakteristika mit der Teilnehmergruppe übereinstimmen.

Das Problem bei der Zuordnung eines Nichtteilnehmers zu einem Teilnehmer ist die hohe Dimension von  $X$ . Dieses Problem wird dadurch gelöst, daß anstelle von  $X$  die bedingte Partizipationswahrscheinlichkeit, der sogenannte „propensity score“, verwendet wird:<sup>14</sup>

$$(9) \quad P(X) = P(D = 1 | X)$$

---

<sup>14</sup> Die Reduktion des Dimensionsproblems geht auf Rosenbaum und Rubin (1983) zurück, die gezeigt haben, daß die bedingte Unabhängigkeit  $Y^0 \perp D | X$  auch für den propensity score gilt.

### 4.3 Die Umsetzung des Matching-Ansatzes

Um  $P(X)$  zu ermitteln und die Matching-Partner zuzuordnen, lassen sich verschiedene Verfahren anwenden. Als Standardverfahren hat sich in der deutschsprachigen Literatur der hybride Ansatz von Lechner (1998: 114-115) durchgesetzt.<sup>15</sup> Dabei werden über eine Gewichtungsfunktion sowohl der propensity score als auch ausgewählte Kovariablen berücksichtigt.

Konkret wird zur Umsetzung dieses Matching-Ansatzes zunächst die Wahrscheinlichkeit geschätzt, an beruflicher Weiterbildung teilzunehmen. Dazu wird in der Regel ein Probit-Modell geschätzt,<sup>16</sup> welches als latenten Modellteil

$$(10) \quad Y_i^* = X_i' \mathbf{b} + \mathbf{e}_i$$

beinhaltet. Dabei gilt  $\mathbf{e}_i \sim N(0, \mathbf{s}^2)$ .<sup>17</sup> Der beobachtbare Modellteil ist:

$$(11) \quad Y_i = \begin{cases} 1, & \text{wenn } Y_i^* > 0 \\ 0, & \text{wenn } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

---

<sup>15</sup> Dieser Ansatz beruht auf einem Algorithmus, der von Rosenbaum und Rubin (1985) und Rubin (1991) entwickelt und von Lechner (1998) erweitert worden ist.

<sup>16</sup> Als alternative Methoden sind auch zweistufige Schätzverfahren denkbar, sofern die Dauer der Weiterbildungsmaßnahme zusätzliche Berücksichtigung finden soll. Vgl. dazu auch Kapitel 6.2.

<sup>17</sup> Vgl. für alle weiteren Annahmen des Probit-Modells z.B. Johnston and DiNardo (1997: 419-424).

Auf Basis dieser Schätzung wird für jede Beobachtung die sogenannte Partizipationsneigung berechnet:<sup>18</sup>

$$(12) \quad X_i' \hat{\mathbf{b}}$$

Um einen geeigneten Matchpartner zu finden, wird zweistufig vorgegangen: Auf der ersten Stufe wird für jede Beobachtung das Intervall

$$(13) \quad X_i' \hat{\mathbf{b}} \pm c \sqrt{\text{Var}(X_i' \hat{\mathbf{b}})}$$

berechnet, wobei  $c$  so gewählt wird, daß es sich um ein 90%-Konfidenzintervall handelt. Sodann wird eine Beobachtung aus der Gruppe der Weiterbildungsteilnehmer zufällig gezogen und alle Beobachtungen aus der Gruppe der Nichtteilnehmer mit einer Partizipationsneigung, die innerhalb der Grenzen des Konfidenzintervalls liegt, werden gesondert betrachtet:

$$(14) \quad X_j' \hat{\mathbf{b}} \in \left( X_i' \hat{\mathbf{b}} \pm c \sqrt{\text{Var}(X_i' \hat{\mathbf{b}})} \right)$$

Auf der zweiten Stufe werden für alle Paare aus dem Teilnehmer und den Nichtteilnehmern die sogenannten Mahalanobis-Distanzen berechnet:

$$(15) \quad md = d(j, i)' C^{-1} d(j, i)$$

---

<sup>18</sup> Zu den Vorteilen der Verwendung der Partizipationsneigung gegenüber der Partizipationswahrscheinlichkeit vgl. Lechner (1998: 115).

wobei  $C$  die geschätzte Kovarianz-Matrix von  $(X_j' \hat{\mathbf{b}}, a_j)$  mit  $a$  als signifikanten Kovariablen aus der Probit-Schätzung und weiteren Match-Variablen ist und  $d(j, i) = (X_j' \hat{\mathbf{b}}, a_j)' - (X_i' \hat{\mathbf{b}}, a_i)'$  gilt. Als Matching-Partner zu dem Weiterbildungsteilnehmer wird der Nichtteilnehmer ausgewählt, der die kleinste Mahalanobis-Distanz aufweist. Anschließend wird das gleiche Verfahren erneut verwendet, um für den nächsten zufällig gezogenen Weiterbildungsteilnehmer einen Matching-Partner zu finden.<sup>19</sup>

#### 4.4 Die Hazardrate-Analyse als Schätzmethode zur Ermittlung des Weiterbildungseffektes

Da die zu untersuchende Variable die Dauer einer Beschäftigung vor einer Beendigung eines Beschäftigungsverhältnisses ist und rechtszensierte Spells über die Annahme konkurrierender Endzustände in die Untersuchung eingeschlossen sind, wird die Hazardrate-Analyse als valider ökonomischer Ansatz gewählt.<sup>20</sup> Als Spezifikationsform dient dabei der stetige semiparametrische

---

<sup>19</sup> Vgl. für eine detailliertes Protokoll des Matching-Algorithmus Lechner (1998: 114-115).

<sup>20</sup> Vgl. für eine Einführung in die Hazardrate-Analyse z.B. Kalbfleisch und Prentice (1980), Blossfeld et al. (1986) oder Kiefer (1988).

trische Ansatz von Cox (1972, 1975), da auf diesem Wege eine ex ante Verteilungsannahme vermieden wird.<sup>21</sup>

Die Hazardrate kann als die Wahrscheinlichkeit interpretiert werden,<sup>22</sup> daß ein Beschäftigungsspell im Zeitintervall  $[t, t + \Delta t)$  beendet wird, gegeben daß der Spell bis  $t$  andauert hat. Für die Cox Regression kann die Hazardrate als

$$(16) \quad I_i(t) = I_0(t) \cdot e^{\mathbf{b}'x_i} \quad \text{mit} \quad I_0(t) > 0, \Delta t > 0, \Delta t \rightarrow 0$$

geschrieben werden, wobei  $I_0$  die sogenannte Basisübergangsrate (Baseline-Hazardrate) darstellt,<sup>23</sup> die für die einzelnen Individuen konstant ist.  $x_i$  kennzeichnet einen Vektor von individuenspezifischen Kovariablen und  $\mathbf{b}$  ist der zu schätzende Kovariablenvektor.

---

<sup>21</sup> Da die Angaben im SOEP lediglich auf Monatsbasis vorliegen, müßte eigentlich ein diskretes Modell, wie z.B. von Hamerle und Tutz (1989) vorgeschlagen, formuliert werden. Allison (1984:22) hingegen argumentiert, daß in einem Datensatz ohne zeitvariierende Kovariablen die Ergebnisse bei Verwendung zeitkontinuierlicher Modelle kaum Verzerrungen gegenüber den Ergebnissen bei Verwendung eines zeitdiskreten Modells aufweisen. Diese Aussage wird auch von Galler (1986) bestätigt. Dieser zeigt anhand von Monte-Carlo-Simulationen, daß die Verzerrung bei der Verwendung zeitkontinuierlicher Hazardrate-Modelle trotz Annahmeverletzung dann vernachlässigbar sind, wenn die Intervallbreite ein Viertel oder weniger der mittleren Episodenlänge beträgt. Diese Bedingung ist im vorliegenden Fall erfüllt, da die durchschnittliche Spelllänge 40,1 Monate beträgt.

<sup>22</sup> Arminger (1988) merkt an, daß es sich bei der Hazardrate selbst nicht um eine bedingte Wahrscheinlichkeit, sondern vielmehr um eine bedingte Dichte handelt. Sie kann unter der Annahme der Stetigkeit Werte größer als eins annehmen. Die Hazardrate kann nur für kleines  $\Delta t$  als Approximation der Übergangswahrscheinlichkeit interpretiert werden (vgl. auch Blossfeld et al. 1986: 32).

<sup>23</sup> Die Basisübergangsrate ist die Hazardrate für  $e^0$ .

Die Wahrscheinlichkeit, daß bis zum Zeitpunkt  $t$  kein Ereignis stattfindet, ist durch die korrespondierende Survivorfunktion gegeben:

$$(17) \quad S_i(t|x_i) = e^{-\int_0^t \mathbf{I}_i(u) du}$$

Da in der vorliegenden Untersuchung lediglich Beschäftigungsspells mit einem Wechselgrund in die Analyse einfließen (vgl. Kapitel 5), treten rechtszensierte Spells nur durch die Competing-Risks-Annahme auf, d.h. Spells des konkurrierenden Endzustands (eigene Kündigung bei der Untersuchung des Entlassungsrisikos bzw. Entlassung bei der Untersuchung der eigenmotivierten Kündigungswahrscheinlichkeit) gehen als rechtszensiert in die Analyse ein. Die Likelihood der Gleichung (16) ergibt sich dann als:

$$(18) \quad L = \prod_{i=1}^n \mathbf{I}_i(t) \mathbf{d}_i S_i(t)$$

mit

$$\mathbf{d}_i = \begin{cases} 1, & \text{falls Spell } i \text{ nicht rechtszensiert ist} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad i = 1, \dots, n$$

Cox (1972, 1975) hat als Schätzansatz ein Verfahren vorgeschlagen, welches auf der sogenannten Partial-Likelihood ( $PL$ ) beruht. Dabei wird die Baseline-Hazardrate in der zu maximierenden Gleichung eliminiert. Die Intuition der Cox-Regression ist einfach: Die  $PL$  ist die Wahrscheinlichkeit, daß alle  $n$  Spells im Sample zu beobachten sind:

$$(19) \quad PL = \prod_{i=1}^n L_i$$

wobei  $L_i$  die Likelihood kennzeichnet, daß ein Spell  $i$  beobachtbar ist.

Die  $PL$  kann somit als

$$(20) \quad PL = \prod_{i=1}^t \frac{1_0(t_{(i)}) e^{\mathbf{b}'x_i}}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} 1_0(t_{(i)}) e^{\mathbf{b}'x_l}}$$

dargestellt werden, wobei  $t_{(i)}$  die Zeitdauern der Individuen beschreibt, die nicht zensiert sind, und  $R$  die Menge der Individuen angibt, deren Episoden unmittelbar vor dem Zeitpunkt  $t$  weder beendet noch zensiert sind (Risikomenge).  $L_i$  ist somit die Wahrscheinlichkeit, daß aus der Risikomenge Spell  $i$  beendet wird.

Da die Baseline-Hazardrate nur auf der Spell-Länge und nicht auf den Kovariablen basiert, vereinfacht sich die  $PL$  zu:

$$(21) \quad PL = \prod_{i=1}^t \frac{e^{\mathbf{b}'x_i}}{\sum_{l \in R} e^{\mathbf{b}'x_l}}$$

Damit ist die  $PL$  nur eine Funktion der  $\mathbf{b}$  und nicht alle verfügbaren Informationen werden für die Schätzung genutzt. Trotzdem ist die  $PL$ -Schätzung konsistent und asymptotisch normalverteilt (Moffit 1985: 96). Außerdem ist die  $PL$ -Schätzung asymptotisch äquivalent zu der Maximum-Likelihood-Schätzung der vollständigen Likelihood-Funktion (Bailey 1984).

Der *PL*-Ansatz gemäß (21) setzt voraus, daß zu jedem Zeitpunkt nur eine Episode endet.<sup>24</sup> Wenn der zu untersuchende Datensatz Häufungen in den Episodenlängen (Ties) aufweist, muß dieses berücksichtigt werden. Hier wird eine von Allison (1995: 127-133) vorgeschlagene exakte Methode zur Berücksichtigung von Ties verwendet. Dabei werden alle denkbaren Reihenfolgen zeitgleicher Episoden betrachtet. Liegen für eine Episodendauer  $d$  genau  $m$  Episoden vor, lassen sich diese als  $m!$  unterschiedliche Reihenfolgen interpretieren. Werden diese möglichen Reihenfolgen mit  $A_i$  ( $i = 1, \dots, m$ ) bezeichnet, so läßt sich die Wahrscheinlichkeit aller  $A_i$  als

$$(22) \quad P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_m) = \sum_{i=1}^m P(A_i)$$

darstellen. Die Summe der Wahrscheinlichkeiten stellt dabei die Likelihood-Funktion für die betrachtete Episodendauer dar:

$$(23) \quad L_d = \sum_{i=1}^m P(A_i)$$

Die Partial-Likelihood-Funktion kann auf Basis dieser Darstellung auf herkömmliche Weise maximiert werden.

Ein Aspekt, der in der Literatur viel Aufmerksamkeit gefunden hat, ist die Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität. Im Cox-Modell wird eine konstante Baseline-Hazardrate unterstellt. Sofern die Unterschiede der indi-

---

<sup>24</sup> Nach Gleichung (21) wird die Hazardrate in Relation zur Summe der Hazardraten der Risikomenge gesetzt. Dieses setzt bei gleichlangen Spells eine Reihenfolge des Eintretens der Ereignisse voraus (vgl. Blossfeld et al. 1986: 77).

viduellen Hazardraten nicht vollständig durch die Kovariablen absorbiert werden und es somit Subsamples gibt, die sich systematisch voneinander unterscheiden, entsteht das Problem der unbeobachteten Heterogenität. Diese kann u.a. bewirken, daß bei einer konstanten Baseline-Hazardrate in den Subsamples die geschätzte Gesamthazardrate nach unten verzerrt geschätzt wird (vgl. z.B. Blossfeld et al. 1986: 93-101).<sup>25</sup>

In der empirischen Literatur wird unbeobachtete Heterogenität in der Regel durch eine multiplikative Heterogenitätskomponente in der Hazardrate berücksichtigt:<sup>26</sup>

$$(24) \quad I_i(t) = I_0(t) \cdot e^{-\mathbf{b}'x_i} \cdot \mathbf{e}_i \quad \text{mit } I_0(t) > 0$$

wobei für  $\mathbf{e}_i$  ein episodenspezifischer, zeitinvarianter gammaverteilter Störterm mit Mittelwert 1 und Varianz  $\mathbf{s}^2$  angenommen wird.

Die Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität über eine stochastische Komponente kann aber auch Probleme aufweisen. Sollte die unbeobachtete Heterogenität durch eine unberücksichtigte Kovariable verursacht sein, so kann diese nicht durch einen stochastischen Störterm aufgefangen werden (vgl. Blossfeld et al. 1986: 100). Die Nicht-Berücksichtigung der

---

<sup>25</sup> Vgl. für eine Diskussion der unterschiedlichen Formen und Auswirkungen der unbeobachteten Heterogenität z.B. Schimmelpfennig (2000: 169-172) und Thoursie (1997: 31-34).

<sup>26</sup> Eine Ausnahme in der deutschsprachigen Literatur bilden dabei Steiner (1994) und Schneider (1991), die semiparametrische Verfahren zur Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität schätzen.

unbeobachteten Heterogenität kann dann eine überlegene Strategie darstellen (vgl. Thoursie 1997: 33-34).<sup>27</sup>

Um eine Entscheidung über die Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität fällen zu können, wird in der vorliegenden Analyse ein Score-Test auf individuelle Heterogenität (Blossfeld und Hamerle 1987) verwendet.<sup>28</sup>

## 5 Die Datengrundlage

Als Datenbasis dient das Sozi-oekonomische Panel (GSOEP 1999). Das SOEP ist eine Haushalts- und Personenstichprobe mit Panelcharakter, die seit 1984 erhoben wird. In der Befragung werden unter anderem Informationen zur Erwerbssituation und dem persönlichen Hintergrund ermittelt.<sup>29</sup> Für die vorliegende Anwendung werden die ersten 16 Wellen bis einschließlich 1999 genutzt.<sup>30</sup>

---

<sup>27</sup> Lechner (1996:4) argumentiert speziell in bezug auf das SOEP, daß eine Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität unnötig sei, da der Datensatz eine hohe Anzahl an Kontrollvariablen zur Verfügung stellt.

<sup>28</sup> Vgl. Anhang 1 für Details des Score-Tests.

<sup>29</sup> Eine detaillierte Beschreibung des SOEP findet sich zum Beispiel bei Haisken-De New und Frick (2000) und Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) (1995).

<sup>30</sup> Die Datengenerierung und alle Schätzungen in der vorliegenden Untersuchung wurden in SAS 8.01 vorgenommen. Die entsprechenden Programme können beim Autor angefordert werden.

Die verwendete Stichprobe umfaßt alle Personen, die in Westdeutschland<sup>31</sup> wohnhaft sind und mindestens eine Beschäftigungsepisode aufweisen, während der eine Befragung stattfand.<sup>32</sup> Der Erwerbsumfang muß dabei mindestens 15 Wochenstunden umfassen und die Erwerbstätigkeit muß in abhängiger Beschäftigung erfolgen, wobei Beamte und Auszubildende ausgeschlossen werden. Außerdem werden alle Personen eliminiert, die zum Zeitpunkt der Befragung älter als 54 Jahre waren, da dieser Personenkreis häufig speziellen Regelungen zur Frühverrentung unterliegt.

Die individuellen Angaben zum Erwerbsstatus, der Dauer der Beschäftigung und den Monaten in Weiterbildung sind dem sogenannten Erwerbskalendarium entnommen, das Angaben zur Erwerbstätigkeit für die Monate des Vorjahres der Befragung enthält. Die Beschäftigungsspellings dürfen nur in Welle A linkszensiert sein, sofern Angaben über den Beschäftigungsbeginn vorhanden sind. Ansonsten werden linkszensierte Spellings eliminiert. Rechtszensierte Spellings verbleiben nur dann in der Stichprobe, wenn in der auf das Beschäftigungsende folgenden Welle eine Angabe über den Grund der Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses vorliegt. Des weiteren werden nur solche Spellings

---

<sup>31</sup> Durch den Ausschluß der neuen Bundesländer werden Auswirkungen von spezifischen Arbeitsmarkteffekten dieser Region in der Analyse vermieden.

<sup>32</sup> Durch diese Einschränkung besteht die Gefahr einer unvermeidlichen Verzerrung in der Stichprobe, da durch den jährlichen Befragungscharakter des SOEP kurze Spellings (unter zwölf Monaten) in der Stichprobe unterrepräsentiert sind, weil die jährliche Befragung nicht zwangweise innerhalb des Spellings stattfinden muß. Wurzel (1993) stellt dazu fest, daß Spellings, die kürzer als neun Monate sind, allgemein im SOEP unterrepräsentiert sind. Allerdings merkt er dazu an: „Rather than being specific for the S[O]EP, the caveats expressed in this chapter hint to a principal shortcoming of retrospective panel data. They seem hardly to be avoidable, however, if complete histories of economic and social behavior are to be collected“ (Wurzel 1993: 119).

verwendet, bei denen ein Arbeitnehmer entweder seinen Arbeitsplatz verloren oder selber gekündigt hat.<sup>33</sup> Letztere Angaben werden für den konkurrierenden Endzustand in der Hazardrate-Untersuchung als rechtszensiert kodiert. Die Kovariableninformationen werden in der letzten Befragung vor Ende des Spells erhoben, somit maximal in der Welle vor dem Spellende.

Die Variable zur betrieblichen Weiterbildung wird aus den Kalendariumsinformationen des SOEP gewonnen. Dabei wird die Gesamtzahl der Monate in Weiterbildung während eines Beschäftigungsspell aufsummiert.<sup>34</sup> Somit wird nur „on-the-job“-Training erfaßt, welches bei dem Arbeitgeber stattfand, bei dem eine Person zu diesem Zeitpunkt beschäftigt war.

Der auf diese Art und Weise generierte Datensatz enthält 1989 Personen mit 2471 Spells. Später werden zusätzlich alle Spells eliminiert, für die nicht alle für die Schätzungen und den Matching-Prozeß nötigen Kovariableninformationen vorliegen. Dieses führt zu einem endgültigen Stichprobenumfang von 1127 Personen mit 1352 Spells. Von diesen Spells wurden 521 durch eine eigene Kündigung beendet. Weiterbildung während des Beschäftigungsspell liegt für 67 Beobachtungen vor.

---

<sup>33</sup> Somit führen die Angaben „Rente/Pension“, „Vorruhestandsregelung“ und „beurlaubt/freigestellt“ zum Ausschluß aus der Stichprobe. Dadurch werden Verzerrungen aufgrund dieser speziellen Gründe einer Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses vermieden.

<sup>34</sup> Es werden nur Spells zugelassen, bei denen für mindestens 70% der Monate der Spelldauer vollständige Informationen zur Weiterbildung vorliegen. Fehlende Kalendariumsangaben zur Weiterbildung werden ansonsten mit „kein Training“ kodiert.

## 6 Evaluationsergebnisse

Im folgenden wird zuerst die Selektionsverzerrung in den Daten dargestellt. Daran anschließend wird eine Probitanalyse als Basis der Matching-Prozedur durchgeführt und die Ergebnisse des Matching werden beschrieben. Abschließend erfolgt die Präsentation der Ergebnisse der Hazardrate-Schätzungen zur Bestimmung des Weiterbildungseffekts differenziert nach Endzuständen.

### 6.1 Test auf Selektionsverzerrung

Wie in Kapitel 4.1 beschrieben wurde, besteht das Problem der Selektivitätsverzerrung in nichtexperimentellen Untersuchungen in der Vermutung, daß sich die Gruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an beruflicher Weiterbildung systematisch unterscheiden können und somit keine zufälligen Stichproben aus der Grundgesamtheit sind. Um diese Vermutung näher zu untersuchen, sind in Tabelle 1 die Mittel- bzw. Anteilswerte für eine Auswahl an Kontrollvariablen beider Gruppen des Datensatzes dargestellt.<sup>35</sup>

Tabelle 1: Mittel- bzw. Anteilswerte für ausgewählte Kontrollvariablen der Gruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an betrieblicher Weiterbildung

Variablen	Teilnehmer	Nichtteilnehmer
Männer (in vH)	56,72	49,81
Alter (in Jahren)	30,66	32,05
Ausländer (in vH)***	11,94	32,68

<sup>35</sup> Vgl. für eine konkrete Definition aller verwendeter Kovariablen Tabelle 6 in Anhang 2.

verheiratet (in vH)	40,30	49,65
teilzeitbeschäftigt (in vH) ***	5,97	18,44
keine Qualifikation (in vH) ***	8,96	30,12
geringe Qualifikation (in vH) **	70,15	56,58
mittlere Qualifikation (in vH) ***	17,91	7,47
hohe Qualifikation (in vH)	2,99	5,84
hohe ausgeübte Tätigkeit (in vH) ***	79,10	47,94
Bruttomonatslohn (in DM) ***	3894,49	3070,39
relative Arbeitslosigkeit (Monate/Jahr) ***	0,16	0,58
Gewerkschaftsmitglied (in vH)	23,88	27,00
Spelldauer (in Monaten) ***	68,46	38,66
Anteil Spells mit Entlassung (in vH) ***	41,79	62,49
Anzahl aller Spells	67	1285

\* , \*\* bzw. \*\*\* kennzeichnet Unterschiede in den Mittel- bzw. Anteilswerte der Variablen mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1% [Testverfahren: F-Test nach Behr 1999: 77-90)].

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse weisen auf signifikante Unterschiede in den Kontrollvariablenausprägungen zwischen den Teilnehmern und den Nichtteilnehmern hin. So sind Teilnehmer an betrieblichen Weiterbildungsmaßnahmen im Durchschnitt deutlich höher bezahlt als Nichtteilnehmer und Ausländer sind genau wie Teilzeitkräfte in der Gruppe der Teilnehmer unterrepräsentiert. Des weiteren nehmen Person ohne formale Qualifikation im geringeren Ausmaß an Weiterbildungsmaßnahmen teil, während die Gruppe der gering und mittel Qualifizierten überdurchschnittlich in der Gruppe der Weiterbildungsteilnehmer vertreten ist. Arbeitnehmer mit höherer ausgeübter Tätigkeit nehmen häufiger an Weiterbildung teil, wie auch Arbeitnehmer, die nur geringe Arbeitslosigkeitserfahrungen in ihrem Erwerbsleben aufweisen. Die Ergebnisse stimmen somit im wesentlichen mit entsprechenden Untersuchungen zur Partizipationswahrscheinlichkeit an Weiterbildungsmaßnahmen

im Berufsleben überein.<sup>36</sup> Weiterhin geben die Ergebnisse erste Hinweise darauf, daß Arbeitnehmer, die an berufsbegleitender Weiterbildung teilnehmen, ein geringeres Entlassungsrisiko aufweisen, da die Teilnehmergruppe signifikant längere Spelldauern aufweist als die Nichtteilnehmergruppe und der Anteil der Spells, die durch eine Entlassung beendet wurden, in der Gruppe der Teilnehmer signifikant kleiner als in der Gruppe der Nichtteilnehmer ist.

Diese Ergebnisse führen also zu dem Schluß, daß es systematische Unterschiede in den Gruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer gibt. Somit besteht das Problem der Selektionsverzerrung und es wird im folgenden das in Kapitel 4.3 beschriebenen Matchingverfahren angewendet, um eine geeignete Kontrollgruppe für die Untersuchung des Weiterbildungseffekts zu identifizieren.

## **6.2 Probitschätzung zur Umsetzung des Matching-Ansatzes**

Da es sich bei der endogenen Variable Weiterbildung um eine über Null metrische Variable handelt (Monate in Weiterbildung), ist eine zweistufige Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit an Weiterbildung das adäquate Schätzverfahren. Durch die geringe Fallzahl an Weiterbildungsteilnehmern (67 Beobachtungen) führt eine Tobit-Schätzung allerdings zu unbefriedigenden

---

<sup>36</sup> Vgl. z.B. Behringer (1995), Düll und Bellmann (1998) und Hujer et al. (1997c: 5).

Ergebnissen.<sup>37</sup> Es wird aus diesem Grunde die Probit-Methode zur Schätzung der Weiterbildungsteilnahme gewählt, da zum einen die für das Matching-Verfahren wichtige Information eine Teilnahme oder Nichtteilnahme an Weiterbildung ist und sich zum anderen die Güte der Probit-Schätzung als befriedigend erweist.<sup>38</sup>

Bei der Selektion der Bestimmungsfaktoren der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung wird das Vorgehen nach Hujer et al. (1997c) gewählt, so daß die Bestimmungsfaktoren einerseits auf humankapitaltheoretischen Überlegungen beruhen und andererseits auf die Ergebnisse anderer empirischer Studien zurückgegriffen wird.<sup>39</sup> Tabelle 2 enthält die Schätzergebnisse für die Probitschätzung zur Teilnahme an beruflicher Weiterbildung.

Tabelle 2: Probit-Schätzung für die Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung

<b>Variable</b>	<b>Parameter</b>	<b>Standardfehler</b>
Konstante	-7,6266	2,3282***
Mann	-0,1061	0,1530
Alter	0,1072	0,0668
Alter <sup>2</sup>	-0,0016	0,0009*
Westdeutscher	0,4238	0,1857**
Ostdeutscher	0,0885	0,5520

<sup>37</sup> Die Anzahl der signifikanten Kovariablen ist bei der Tobit-Schätzung deutlich kleiner als bei der Probit-Schätzung und auch das korrigierte Bestimmtheitsmaß ist mit 0,06 extrem niedrig.

<sup>38</sup> Dieses Vorgehen entspricht dem Vorgehen bei Fitzenberger und Prey (1999: 153), die ebenfalls beim Schätzen eines zweistufigen Modells mit Heckman-Korrektur und wenigen Beobachtungen kaum signifikante Variablen finden und deshalb auf ein Probit-Modell ausweichen.

<sup>39</sup> Hujer et al. (1997c) wählen die Bestimmungsfaktoren u.a. nach Ergebnissen von Blundell et al. (1994), Heckman et al. (1997a) und Hujer et al. (1997a, 1997b) aus.

Ausländer	--	--
teilzeitbeschäftigt	-0,4443	0,2656*
Kurzarbeiter	-6,0131	1377964
verheiratet	-0,0473	0,1619
Anzahl der Kinder	-0,0388	0,0906
ohne Qualifikation	0,6251	0,5557
geringe Qualifikation	0,9116	0,3694**
mittlere Qualifikation	0,9306	0,3869**
hohe Qualifikation	--	--
behindert	-6,7601	507150
Struktureffekt	-0,0351	0,0218
hohe ausgeübte Tätigkeit	0,2872	0,1642*
Konjunktur	0,0359	0,0240
Gewerkschaftsmitglied	-0,0699	0,1550
Bruttomonatslohn	0,0002	0,0001**
Betrieb mit < 20 Mitarbeitern	-0,2440	0,1954
Betrieb mit 20 bis 199 Mitarbeitern	-0,2324	0,2004
Betrieb mit 200 bis 1999 Mitarbeitern	-0,2359	0,2121
Betrieb mit $\geq$ 2000 Mitarbeitern	--	--
relative Arbeitslosigkeit	-0,3556	0,1422**
Jobwechsel	-0,7099	0,6180
qualifikatorische Arbeitslosenquote	0,0021	0,0274
Anzahl der Beobachtungen:		1352
Anzahl der Beobachtungen mit Weiterbildung:		67
Log-Likelihood:		-220,2439
McFadden's $R^2$ : <sup>a</sup>		0,1740
<sup>a</sup> Vgl. McFadden (1974: 121). *, ** bzw. *** kennzeichnet Koeffizienten mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1%. -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen.		

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

Wie auch Hujer et al. (1997c: 11) anmerken, legt die Humankapitaltheorie nahe, daß Investitionen in Humankapital mit zunehmendem Alter abnehmen. Die Schätzergebnisse zeigen zwar keinen signifikanten Koeffizienten für die Kovariable *Alter*, jedoch für *Alter*<sup>2</sup>. Gemeinsam weisen die Koeffizienten auf einen U-förmigen Verlauf des Altersprofils hin, der ein Maximum bei etwa 33 Jahren aufweist. Dieses Ergebnis stimmt im wesentlichen mit anderen

empirischen Schätzungen überein.<sup>40</sup> Die Variablen zur Qualifikation zeigen einen positiven Effekt für die beiden mittleren formalen Qualifikationsdummies und einen positiven Effekt für eine hohe ausgeübte Tätigkeit. Dieses Ergebnis weist darauf hin, daß eine Basisausbildung vorhanden sein muß, damit eine Weiterbildung ermöglicht wird, und daß die Anforderungen am Arbeitsplatz durch Weiterbildungsmaßnahmen flankiert werden. Dieses Ergebnis wird auch unterstützt von dem signifikant positiven Schätzwert des Bruttomonatslohnes. Einen weiteren Hinweis darauf, daß Weiterbildung als Investition in ein langfristiges Beschäftigungsverhältnis angesehen wird, liefert der signifikant negative Koeffizient der relativen Arbeitslosigkeit. Personen, die bereits häufig arbeitslos waren, scheinen somit als weniger produktiv angesehen zu werden und eine Weiterbildungsmaßnahme ist unwahrscheinlicher. Für die weiteren persönlichen Charakteristika weisen nur Ausländer gegenüber Westdeutschen eine geringere Wahrscheinlichkeit auf, an beruflicher Weiterbildung teilzunehmen. Das Geschlecht, Behinderungen, Gewerkschaftsmitgliedschaft und auch die familiäre Situation zeigen keinen signifikanten Einfluß auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Nur Teilzeitkräfte nehmen seltener an Weiterbildungsmaßnahmen teil.

Alle weiteren Variablen weisen keine signifikanten Effekte auf, so daß die Betriebsgröße wie auch die konjunkturelle Situation und spezifische Effekte

---

<sup>40</sup> Hujer (1997c: 12) finden auf SOEP-Basis ein Maximum an Teilnahmewahrscheinlichkeit bei 31 Jahren. Pfeiffer und Reize (2000: 15) ermitteln ebenfalls einen umgekehrt U-förmigen Verlauf für die Wahrscheinlichkeit einer Teilnahme an Weiterbildung, wobei bei Arbeitnehmern mit beruflicher Ausbildung eine maximale Teilnahmewahrscheinlichkeit nach etwa 15 Jahren Berufserfahrung erreicht wird.

einer Branche im Strukturwandel ohne Einfluß auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit an Weiterbildung sind.

### 6.3 Die Ergebnisse der Matching-Prozedur

Auf der Basis der Probit-Schätzung kann nun die eigentliche Zuordnung von Matching-Partnern erfolgen. Dafür ist es notwendig, daß es eine möglichst große Überschneidung in den Dichtefunktionen der Partizipationsneigungen zwischen der Gruppe der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer gibt (Heckman et al. 1998b). Außerdem sollte die Anzahl der Nichtteilnehmer die Anzahl der Teilnehmer deutlich übersteigen, damit zu jedem Teilnehmer ein Matching-Partner aus einer hinreichend großen Anzahl an Beobachtungen ausgewählt werden kann. Wie aus Abbildung 3 in Anhang 3 zu entnehmen ist, sind beide Bedingungen für die Partizipationsneigung erfüllt.

Wie in Kapitel 4.3 bereits beschrieben, werden nicht nur die Partizipationsneigung, sondern auch weitere Variablen zum Matching verwendet. Im vorliegenden Fall werden neben den signifikanten Variablen aus der Probit-Schätzung<sup>41</sup> auch die vereinbarte Arbeitszeit, fünf Dummies für Drei-Jahres-

---

<sup>41</sup> Dabei wird auch die Variable *Alter* mit eingeschlossen, da sie von elementarer Bedeutung ist und die Variable *Alter*<sup>2</sup> einen signifikanten Parameter in der Probitschätzung aufweist.

Perioden und Dummies für einen Spellbeginn im Januar und ein Spellende im Dezember<sup>42</sup> als zusätzliche Matching-Variablen aufgenommen.<sup>43</sup>

Bei der Durchführung des Matching-Algorithmus wird generell jedem Teilnehmer nur ein Nichtteilnehmer an Weiterbildung zugeordnet („one-to-one-sampling“). Dieser Partner sollte der „dichteste Nachbar“ zu dem Weiterbildungsteilnehmer sein. Bei diesem Vorgehen ist zwar die beste Matching-Qualität zu erwarten, die Gesamtstichprobe bleibt allerdings sehr klein, sofern die Referenzgruppe nur klein ist. Um Effizienzkriterien zu berücksichtigen, haben Hujer et al. (1998) und Hujer und Wellner (2000) ein sogenanntes „oversampling“ vorgeschlagen, bei dem der Matching-Vorgang solange wiederholt wird, wie sich die Referenz- und die Kontrollgruppe in ihren Eigenschaften nicht signifikant voneinander unterscheiden. Bei diesem Vorgehen wird dem Sachverhalt Rechnung getragen, daß es für einen Teilnehmer mehrere Nichtteilnehmer geben kann, die sich in ihren Charakteristika sehr ähnlich sind. In Tabelle 3 ist die Güte des Matching-Verfahrens für verschiedene Durchläufe dokumentiert.

Tabelle 3: Mittel- bzw. Anteilswerte für die Matching-Kovariablen der Gruppen der Teilnehmer und der gematchten Nichtteilnehmer an betrieblicher Weiterbildung

Variablen	Teilnehmer	gematchte Nichtteilnehmer			
		1. Match	2. Match	3. Match	4. Match

<sup>42</sup> Diese Dummies betreffen die sogenannten „heaping effects“, die bei der Aufbereitung von retrospektiven Befragungsangaben auftreten, weil bei unsicheren Angaben häufig als Spellbeginn Januar und als Spellende Dezember gewählt wird. Kraus und Steiner (1998) haben gezeigt, daß die Kontrolle der „heaping effects“ über Dummies zu suffizienten Ergebnissen führt.

<sup>43</sup> Vgl. für eine konkrete Definition aller verwendeter Kovariablen Tabelle 6 in Anhang 2.

Männer (in vH)	56,72	61,19	56,72	58,71	58,21
Alter (in Jahren)	30,66	30,36	29,82	29,30	30,24
Westdeutsche (in vH)	87,57	86,57	87,31	85,07	85,07
Ausländer (in vH)	11,94	11,94	11,19	13,43	13,43
verheiratet (in vH)	40,30	38,81	39,55	39,30	40,67
teilzeitbeschäftigt (in vH)	5,97	7,46	5,97	6,47	6,34
keine Qualifikation (in vH)	8,96	7,46	8,21	9,95	10,07
geringe Qualifikation (in vH)	70,15	71,64	70,90	69,65	70,52
mittlere Qualifikation (in vH)	17,91	17,91	17,91	17,41	16,42
hohe Qualifikation (in vH)	2,99	2,99	2,99	2,99	2,99
hohe ausgeübte Tätigkeit (in vH)	79,10	79,10	76,87	76,12	75,37
Bruttomonatslohn (in DM)	3894,49	3811,39	3744,22	3679,45	3662,56
relative Arbeitslosigkeit (Monate/Jahr)	0,16	0,16	0,16	0,15	0,17
Vereinbarte Wochen- arbeitszeit (Stunden)	38,26	37,59	38,25	38,09	38,17
1984-1986 (in vH)	5,97	7,46	7,46	7,46	7,46
1987-1989 (in vH)	16,42	19,40	17,91	17,91	18,28
1990-1992 (in vH)	17,91	16,42	17,16	16,42	17,16
1993-1995 (in vH)	26,87	25,37	26,87	29,35	30,22
1996-1998 (in vH)	32,84	31,34	30,60	28,86	26,87
Januar (in vH)	29,85	23,88	21,64	20,90	22,76
Dezember (in vH)	43,28	38,81	31,34*	30,35*	29,10**
Partizipations-neigung $X'\hat{b}$	-1,25	-1,30	-1,32	-1,35	-1,37*
Anzahl Spells	67	67	134	201	268

\*, \*\* bzw. \*\*\* kennzeichnet Unterschiede in den Mittel- bzw. Anteilswerte der Variablen mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1% [Testverfahren: F-Test nach Behr 1999: 77-90)].

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

Aus den Ergebnissen läßt sich erkennen, daß ausschließlich die „one-to-one“-Stichprobe für keines der Merkmale signifikante Unterschiede in den Merkmalsmittel- bzw. Anteilswerten aufweist. Damit ist ein „oversampling“ nicht

sinnvoll und eine Schätzung mit 134 Observationen (67 Teilnehmer und 67 Nichtteilnehmer an betrieblicher Weiterbildung) wird durchgeführt.<sup>44</sup>

## 6.4 Die Ergebnisse der Hazardrate-Schätzungen

Da in der vorliegenden Studie lediglich die Effekte der Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit bzw. die Wahrscheinlichkeit einer eigenmotivierten Kündigung untersucht werden, spielen weitere Kovariablen ausschließlich als Kontrollvariablen eine Rolle.<sup>45</sup> Die Auswahl der Kontrollvariablen ist im wesentlichen an Christensen (1999) angelehnt, der Hazardrate-Schätzungen bezüglich beider endogener Ereignisse vornimmt. Der Trainingseffekt wird einmal anhand der Variable Weiterbildung (in Monaten) und einmal anhand einer Dummy-Variablen zur Weiterbildung analysiert.

### 6.4.1 *Die Effekte der betrieblichen Weiterbildung auf das Entlassungsrisiko*

Bevor die Hazardrate-Schätzung vorgenommen wird, muß, wie in Kapitel 4.4 beschrieben, ein Test auf unbeobachtete Heterogenität in den Daten vorge-

---

<sup>44</sup> Die Ergebnisse der Tabelle 4 und der Tabelle 5 wurden ebenfalls für die oversampling-Datensätze berechnet. Dabei bleiben die Ergebnisse bis auf marginale Änderungen unverändert, was für die Robustheit der Ergebnisse spricht. Die Ergebnisse der oversampling-Schätzungen können beim Autor angefordert werden.

<sup>45</sup> Durch den Matching-Ansatz wird eine Selektionsverzerrung in bezug auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit an Weiterbildung eliminiert. In bezug auf weitere Kovariablen weist der durch das Matching erzeugte Datensatz aber Verzerrungen auf, da er eine nicht-zufällige Auswahl aus der Grundgesamtheit darstellt. Die Koeffizienten der Kontrollvariablen lassen sich somit nicht sinnvoll interpretieren.

nommen werden. Auf Basis dieses Tests kann die Nullhypothese (keine unbeobachtete Heterogenität) für beide Schätzungen nicht verworfen werden, da der Wert der Teststatistik mit  $H = -0,236$  (Schätzung mit Weiterbildung in Monaten) bzw.  $H = -0,270$  (Schätzung mit Weiterbildungsdummy) nicht signifikant von Null verschieden ist.<sup>46</sup> Somit wird im folgenden ein Hazardrate-Modell ohne explizite Berücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität geschätzt.

In Tabelle 4 sind die Ergebnisse der Hazardrate-Schätzungen für die beiden Weiterbildungsvariablen dargestellt.<sup>47</sup> Es läßt sich leicht erkennen, daß es einen positiven Weiterbildungseffekt gibt. Die Schätzungen sind in beiden Fällen signifikant und die Risk Ratios zeigen eine geringere Entlassungswahrscheinlichkeit bei der Teilnahme an Weiterbildung.<sup>48</sup> Jeder zusätzliche Monat Weiterbildung läßt die Hazardrate somit um 7,7 vH sinken. Überhaupt an einer Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen zu haben, senkt die Hazardrate um 61,3 vH.

Tabelle 4: Effekte der Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit

---

<sup>46</sup> Die Teststatistik ist standardnormalverteilt (vgl. Anhang 1). Die  $p$ -Werte betragen somit 0,593 bzw. 0,606.

<sup>47</sup> Die vollständigen Schätzungen finden sich in Tabelle 7 in Anhang 2.

<sup>48</sup> Die Risk Ratio  $\exp(Koeff.)$  läßt sich anschaulich interpretieren: Wenn  $\exp(Koeff.) < 1$  ist, wirkt die Kovariable negativ auf die Hazardrate, bei  $\exp(Koeff.) = 1$  ist keine Wirkung meßbar, und bei  $\exp(Koeff.) > 1$  ist ein positiver Effekt auf die Hazardrate zu beobachten. Eine Änderung der Kovariable  $x_i$  um  $\Delta x_i$  verändert die Hazardrate um  $\left( \left( \exp(\mathbf{b}_i)^{\Delta x_i} - 1 \right) 100 \right)$  Prozent (vgl. Diekmann und Mitter 1984: 98-99).

<b>1. Schätzung: Weiterbildung (in Monaten)</b>		<b>2. Schätzung: Weiterbildungsdummy</b>	
<b>Standardfehler</b>	<b>Risk Ratio<sup>a</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>Risk Ratio<sup>a</sup></b>
0,0309	0,9227***	0,3277	0,3865***
Anzahl Spells:	134	Anzahl Spells:	134
Anteil zensierter		Anteil zensierter	
Spells (in vH):	53,73	Spells (in vH):	53,73
Log-Likelihood:	-185,333	Log-Likelihood:	-185,266
LR-Test $\chi^2$ (DF):	86,845 (27)	LR-Test $\chi^2$ (DF):	86,980 (27)
Generalized R <sup>2</sup> :	0,477	Generalized R <sup>2</sup> :	0,477
<sup>a</sup> Die Risk Ratio ist $\exp(\text{Koeff.})$ . Das angegebene Generalized R <sup>2</sup> basiert auf Cox und Snell (1989) und ist als $R^2 = 1 - \exp\left(-\frac{G^2}{n}\right)$ definiert, wobei $n$ den Stichprobenumfang und $G^2$ die LR- $\chi^2$ -Statistik darstellt. *, ** bzw. *** kennzeichnet Koeffizienten mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1%.			

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

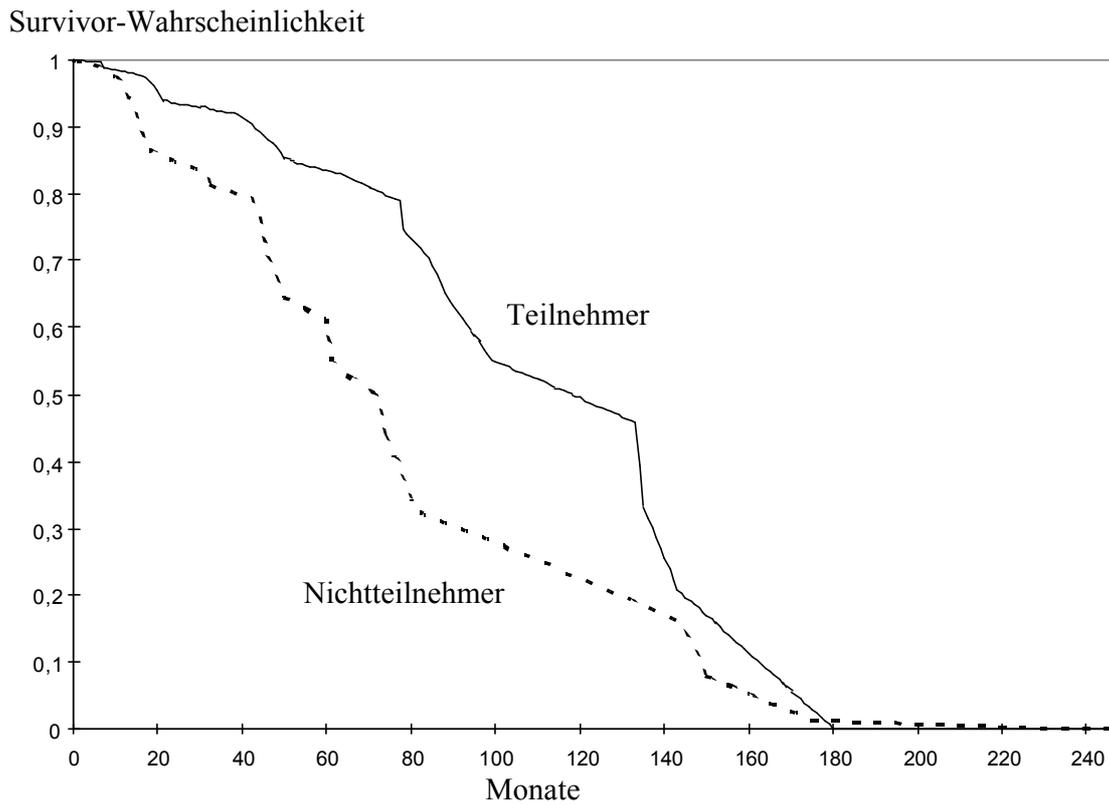
Anschaulich läßt sich dieser positive Effekt der beruflichen Weiterbildung auf die Beschäftigungsstabilität anhand der simulierten Survivorfunktionen für den durchschnittlichen Teilnehmer und den durchschnittlichen Nichtteilnehmer darstellen:<sup>49</sup> Die simulierte Survivorfunktion der Teilnehmer an beruflicher Weiterbildung liegt deutlich über der der Nichtteilnehmer (Abbildung 1). So ist die Wahrscheinlichkeit, in einem bestimmten Monat noch in Beschäftigung zu sein, für Weiterbildungsteilnehmer im Durchschnitt um 17,3 vH höher als für Nichtteilnehmer.<sup>50</sup> Der maximale Unterschied in den

<sup>49</sup> Die simulierten Survivorfunktionen sind auf Basis der Durchschnitte für alle Kovariablen des gematchten Schätz-Samples aus Teilnehmern und Nichtteilnehmern generiert.

<sup>50</sup> Dabei werden nur Beschäftigungsdauern bis zu 180 Monaten berücksichtigt, weil für längere Spells die Datengrundlage zu klein ist.

Wahrscheinlichkeiten beträgt 39,8 vH und tritt bei einer Dauer von 81 Monaten auf.

Abbildung 1: Simulierte Survivorfunktionen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer an betrieblicher Weiterbildung

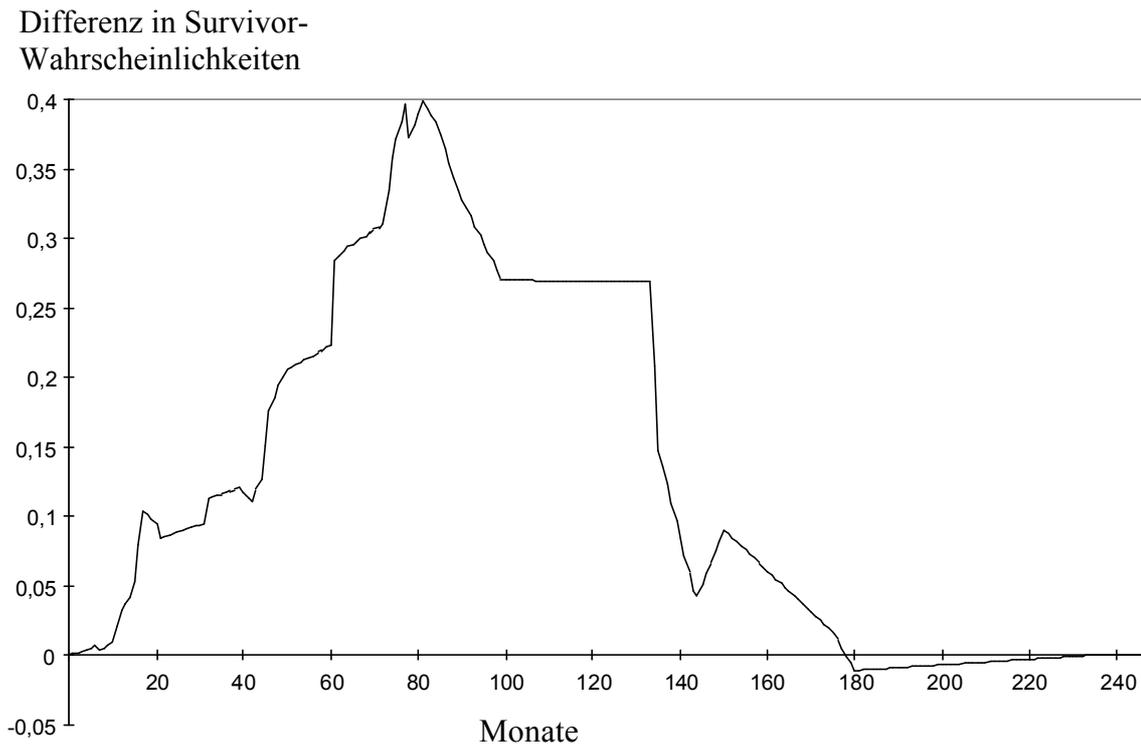


Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

Zur besseren Veranschaulichung sind in Abbildung 2 die Differenzen der simulierten Survivorfunktionen dargestellt. Es zeigt sich deutlich die durchweg

höhere Wahrscheinlichkeit der Weiterbildungsteilnehmer in einem Beschäftigungsverhältnis zu verbleiben.<sup>51</sup>

Abbildung 2: Differenz der simulierten Survivorfunktionen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer an betrieblicher Weiterbildung



Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

---

<sup>51</sup> Das starke Absinken der Differenzenkurve für längere Beschäftigungsverhältnisse und die negativen Werte ab dem 178. Monat können nicht als nachlassender Weiterbildungseffekt interpretiert werden, da beispielsweise nur 5,2 vH der Beobachtungen in dem Schätz-Sample überhaupt eine Beschäftigungsdauer von über 160 Monaten aufweisen. Die Schätzungen für lange Beschäftigungsdauern basieren somit auf einer sehr großen Unsicherheit.

#### 6.4.2 Die Effekte der betrieblichen Weiterbildung auf eigenmotivierte Kündigungen

Wie schon im Falle der Entlassungswahrscheinlichkeit wird auch für die Schätzungen des Endzustands „eigenmotivierte Kündigung“ der Test auf unbeobachtete Heterogenität vorgenommen. Die Teststatistiken zeigen mit  $H = 0,623$  (Schätzung mit Weiterbildung in Monaten) bzw.  $H = 0,566$  (Schätzung mit Weiterbildungsdummy) in beiden Fällen an, daß die Nullhypothese (keine unbeobachtete Heterogenität) nicht verworfen werden kann.<sup>52</sup> Somit wird auch in diesem Falle ein Hazardrate-Modell ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität geschätzt.

Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse der Hazardrate-Schätzungen für die eigenmotivierte Kündigung.<sup>53</sup> Die Hazardrate sinkt mit jedem zusätzlichen Monat in beruflicher Weiterbildung um 4,1 vH. Dieses Ergebnis ist signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau. Die Schätzung für den Weiterbildungsdummy erweist sich als nicht signifikant ( $p = 0,167$ ). Diese Ergebnisse zeigen demnach einen geringen negativen Effekt beruflicher Weiterbildung auf die Motivation einer Kündigung. Dieser ist allerdings nicht so ausgeprägt zu beobachten wie der negative Einfluß beruflicher Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit.

---

<sup>52</sup> Die  $p$ -Werte betragen 0,267 bzw. 0,286.

<sup>53</sup> Die vollständigen Schätzungen finden sich in Tabelle 8 in Anhang 2.

Tabelle 5: Effekte der Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung auf die Wahrscheinlichkeit einer eigenmotivierten Kündigung

<b>1. Schätzung: Weiterbildung (in Monaten)</b>		<b>2. Schätzung: Weiterbildungsdummy</b>	
<b>Standardfehler</b>	<b>Risk Ratio<sup>a</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>Risk Ratio<sup>a</sup></b>
0,0233	0,9594**	0,2847	0,674
Anzahl Spells:	134	Anzahl Spells:	134
Anteil zensierter Spells (in vH):	46,27	Anteil zensierter Spells (in vH):	46,27
Log-Likelihood:	-218,358	Log-Likelihood:	-219,124
LR-Test $\chi^2$ (DF):	100,443 (27)	LR-Test $\chi^2$ (DF):	98,911 (27)
Generalized R <sup>2</sup> :	0,527	Generalized R <sup>2</sup> :	0,519

<sup>a</sup> Die Risk Ratio ist  $\exp(\text{Koeff.})$ . Das angegebene Generalized R<sup>2</sup> basiert auf Cox und Snell (1989) und ist als  $R^2 = 1 - \exp\left(-\frac{G^2}{n}\right)$  definiert, wobei  $n$  den Stichprobenumfang und  $G^2$  die LR- $\chi^2$ -Statistik darstellt. \*, \*\* bzw. \*\*\* kennzeichnet Koeffizienten mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

## 7 Schlußbemerkungen

Der vorliegende Beitrag untersucht die Effekte von Weiterbildung on-the-job auf das Entlassungsrisiko und auf die eigenmotivierte Kündigungswahrscheinlichkeit in Westdeutschland. Zur Kontrolle von möglichen Selektionsverzerrungen bezüglich der Teilnahme an Weiterbildung wird ein Matching-Verfahren angewandt. Um explizit die Effekte der Weiterbildung auf das Entlassungsrisiko bzw. die Kündigungswahrscheinlichkeit untersuchen zu können, wird ein semiparametrisches Hazardraten-Modell mit Competing-Risks geschätzt. Die Analyse basiert dabei auf den Daten des Sozio-oekonomischen Panels für den Zeitraum von 1984 bis 1999. Die Ergebnisse zeigen

signifikant negative Effekte der Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung auf die Entlassungswahrscheinlichkeit. Außerdem sinkt die Entlassungswahrscheinlichkeit mit zunehmender Dauer der Weiterbildungsmaßnahme. Somit können die theoretischen Überlegungen nach der Humankapitaltheorie, wonach Weiterbildung on-the-job die Entlassungswahrscheinlichkeit senkt, bestätigt werden. Des weiteren konnten keine Anzeichen für eine erhöhte Kündigungswahrscheinlichkeit nach beruflicher Weiterbildung gefunden werden. Im Gegenteil, die Wahrscheinlichkeit einer eigenmotivierten Kündigung sinkt signifikant mit jedem Monat zusätzlicher Weiterbildung.

Die vorliegende Untersuchung sollte somit dazu beitragen, die Diskussion um die aktive Arbeitsmarktpolitik zu erweitern bzw. bestehende Forderungen nach einer Umorientierung in der staatlichen Förderung von Weiterbildungsmaßnahmen zu unterstützen (vgl. Hübler 1998: 120-126). Es muß darüber nachgedacht werden, inwiefern eine Unterstützung der Humankapitalakkumulation in Betrieben als prophylaktische Arbeitsmarktpolitik wünschenswert und durchführbar wäre. Die Ergebnisse von Fitzenberger und Prey (1999), Hübler (1998), Becker (2000) und Becker und Schömann (1999) stützen diese Überlegungen, weil sie gezeigt haben, daß auch die Beschäftigungsstabilität (Arbeitsplatzsicherheit und Wiederbeschäftigungschancen) durch berufliche Weiterbildung erhöht werden kann. Die Forderung nach einer Umorientierung in der aktiven Arbeitsmarktpolitik hin zu prophylaktischen Maßnahmen wird noch untermauert, wenn mit in Betracht gezogen wird, daß ein Großteil der aktiven Arbeitsmarktpolitik nur Problemgruppen unter den Arbeitslosen (zumeist Langzeitarbeitslosen) zugutekommt, und nach bisherigen empirischen Untersuchungen die Beschäftigungseffekte der Weiterbildungsmaßnahmen für diese Gruppen nicht signifikant positiv sind.

Für zukünftige Untersuchungen wäre es wünschenswert, die Effekte der Weiterbildung on-the-job auf Basis einer breiteren Datengrundlage detaillierter zu untersuchen. Des weiteren sollte über Alternativen der aktiven Arbeitsmarktpolitik nachgedacht werden, die z.B. über steuerliche Anreizsysteme oder verminderte Sozialabgaben (Arbeitslosenversicherung) den Humankapitalaufbau der aktiven Arbeitnehmer unterstützen.

## Anhang

### Anhang 1 - Score Test auf unbeobachtete Heterogenität

Der hier vorgestellte Test auf unbeobachtete Heterogenität geht auf Blossfeld und Hamerle (1987) zurück. Der Vorteil dieses Tests liegt darin, daß die Teststatistik auf dem Score-Prinzip basiert und somit nur eine Schätzung unter der Nullhypothese durchgeführt werden muß.<sup>54</sup>

Ausgangspunkt des Tests ist die Hazardrate mit multiplikativer Heterogenitätskomponente:

$$(25) \quad I(t|x, \mathbf{e}) = I(t|x) \cdot \mathbf{e}$$

wobei für  $\mathbf{e}$  ein episodenspezifischer, zeitinvarianter gammaverteilter Störterm mit Mittelwert  $I$  und Varianz  $\mathbf{s}^2$  angenommen wird

Die Nullhypothese (keine unbeobachtete Heterogenität) lautet

$$(26) \quad H_0: \mathbf{s}_{\mathbf{e}}^2 = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1: \mathbf{s}_{\mathbf{e}}^2 > 0$$

---

<sup>54</sup> Weitere Testverfahren auf unbeobachtete Heterogenität in der Hazardrate-Analyse finden sich z.B. bei Wangler (1997).

Für eine Varianz von Null nimmt die stochastische Komponente  $\mathbf{e}$  den Wert  $1$  an. In diesem Fall entspricht Gleichung (25) dem Hazardrate-Modell ohne unbeobachtete Heterogenität.

Die Teststatistik  $H$  im Blossfeld-Hamerle-Test lautet:

$$(27) \quad H = \frac{S}{\sqrt{\hat{\text{var}}(S)}}$$

$$\text{mit } S = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left[ \Lambda^2(t_i | x_i, \hat{\mathbf{q}}) - 2\mathbf{d}_i \Lambda(t_i | x_i, \hat{\mathbf{q}}) \right]$$

$$\text{und } \hat{\text{var}}(S) = \frac{1}{4n^2} \sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s})^2$$

$$\text{und } s_i = \Lambda^2(t_i | x_i, \hat{\mathbf{q}}) - 2\mathbf{d}_i \Lambda(t_i | x_i, \hat{\mathbf{q}})$$

$$\text{und } \bar{s} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s_i$$

$H$  ist dabei standardnormalverteilt. Da die Varianz der Heterogenitätskomponente nichtnegativ ist, handelt es sich um einen einseitigen Test.

## Anhang 2 – Tabellen

Tabelle 6: Definitionen der verwendeten Variablen

<b>Variable</b>	<b>Definition</b>
Mann	Dummy für Mann
Alter	Alter in Jahren (max. 54 Jahre)
Alter <sup>2</sup>	Alter in Jahren quadriert
Westdeutscher	Dummy für Westdeutschen
Ostdeutscher	Dummy für Ostdeutschen
Ausländer	Dummy für Ausländer
verheiratet	Dummy für verheiratet
Anzahl der Kinder	Anzahl der im Haushalt lebenden Kinder unter 16 Jahren
hohe ausgeübte Tätigkeit	Dummy für hohe subjektive Einschätzung der für die Tätigkeitsausübung notwendigen Ausbildung (abgeschlossene Berufsausbildung, Fachhochschulabschluß oder abgeschlossenes Hochschulstudium erforderlich)
ohne Qualifikation	Kein Schulabschluß; Haupt-/Realschulabschluß ohne Ausbildung
geringe Qualifikation	Lehre/Ausbildung und kein Schulabschluß; Abitur/Fachhochschulreife und keine Lehre/Ausbildung; Haupt-/Realschule und Lehre/Ausbildung
mittlere Qualifikation	Abitur/Fachhochschulreife und Lehre/Ausbildung
hohe Qualifikation	Universitätsabschluß; Fachhochschulabschluß
Bruttomonatslohn	Bruttomonatslohn in DM in Preisen von 1995 <sup>55</sup>

---

<sup>55</sup> Deflationiert mit Verbraucherpreisen nach Sachverständigenrat (2000: Tabelle 10\*).

Tabelle 6 – Fortsetzung

<b>Variable</b>	<b>Definition</b>
teilzeitbeschäftigt	Dummy für eine Teilzeitbeschäftigung (15 bis 34 Wochenstunden)
vereinbarte Wochenarbeitszeit	Vereinbarte Wochenarbeitszeit in Stunden (15 bis 80 Stunden)
Kurzarbeiter	Dummy für Kurzarbeit
Gewerkschaftsmitglied	Während des erfaßten Erwerbslebens mindestens ein Mal Mitglied in einer Gewerkschaft gewesen
Struktureffekt	Wachstumsraten der Beschäftigung in einem Sektor; zur Vermeidung extremer Schwankungen wird ein Durchschnitt der Ordnung vier gebildet <sup>56</sup> ; Berechnungen auf Basis von GSOEP (1999)
Konjunktur	Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe nach Sachverständigenrat (2000: Tabelle 40*)
regionale Arbeitslosenquote	aggregierte Arbeitslosenquote auf Bundeslandebene nach Statistischem Bundesamt (lfd. Jgg.)
relative Arbeitslosigkeit	Durchschnittliche jährliche Arbeitslosigkeit während des erfaßten Erwerbslebens in Monaten
qualifikatorische Arbeitslosenquote	Gruppenspezifische jährliche Arbeitslosenquote nach formaler Qualifikation: ohne Berufsausbildung; Lehre, Berufsfachschule; Fachschule; Fachhochschule; Universität. Alle Angaben wurden Reinberg (1999: 444) entnommen.
Jobwechsel	Durchschnittliche jährliche Anzahl der Stellenwechsel während des erfaßten Erwerbslebens (max. ein Stellenwechsel pro Jahr)

---

<sup>56</sup> Vgl. für die Details zum Struktureffekt Klodt et al. (1997: 165-166) und Schimmelpfennig (1998). Die Klassifikation der Sektoren wurde nach Christensen (2001: Tabelle 8) vorgenommen.

Tabelle 6 – Fortsetzung

<b>Variable</b>	<b>Definition</b>
Betrieb mit < 20 Mitarbeitern	Arbeitnehmer ist beschäftigt in einem Betrieb mit unter 20 Mitarbeitern
Betrieb mit 20 bis 199 Mitarbeitern	Arbeitnehmer ist beschäftigt in einem Betrieb mit 20 bis 199 Mitarbeitern
Betrieb mit 200 bis 1999 Mitarbeitern	Arbeitnehmer ist beschäftigt in einem Betrieb mit 200 bis 1999 Mitarbeitern
Betrieb mit $\geq 2000$ Mitarbeitern	Arbeitnehmer ist beschäftigt in einem Betrieb mit 2000 Mitarbeitern oder mehr
Januar	Dummy für einen Spellbeginn im Januar
Dezember	Dummy für ein Spellende im Dezember
Weiterbildung (in Monaten)	Monate in Weiterbildung nach ARTKALEN (GSOEP 1999) während eines laufenden Beschäftigungsverhältnisses <sup>57</sup>
Weiterbildungsdummy	Dummy für Teilnahme an Weiterbildung nach ARTKALEN (GSOEP 1999) während eines laufenden Beschäftigungsverhältnisses <sup>57</sup>
1984-1986	Dummy für letzte Befragung während des Beschäftigungsspells im Zeitraum 1984-1986
1987-1989	Dummy für letzte Befragung während des Beschäftigungsspells im Zeitraum 1987-1989
1990-1992	Dummy für letzte Befragung während des Beschäftigungsspells im Zeitraum 1990-1992
1993-1995	Dummy für letzte Befragung während des Beschäftigungsspells im Zeitraum 1993-1995
1996-1998	Dummy für letzte Befragung während des Beschäftigungsspells im Zeitraum 1996-1998

---

<sup>57</sup> Es werden nur Spells zugelassen, bei denen für mindestens 70% der Monate der Spelldauer vollständige Informationen zur Weiterbildung vorliegen. Fehlende Kalendari-  
umsangaben zur Weiterbildung werden ansonsten mit „kein Training“ kodiert.

Tabelle 7: Ergebnisse der Hazardrate-Schätzungen für die Entlassungswahrscheinlichkeit

Variable	1. Schätzung: Weiterbildung (in Monaten)		2. Schätzung: Weiterbildungs- dummy	
	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>
Mann	0,4302	1,0191	0,4218	0,9398
Alter	0,1912	0,4707***	0,1902	0,4698***
Alter <sup>2</sup>	0,0026	1,0095***	0,0026	1,0096***
Westdeutscher	0,5056	0,4582	0,4856	0,4899
Ostdeutscher	1,1837	3,4548	1,1880	3,3533
Ausländer	--	--	--	--
verheiratet	0,4423	1,7147	0,4431	2,0236
Anzahl der Kinder	0,2120	1,0040	0,2156	0,9300
ohne Qualifikation	2,3509	6,0292	2,2696	5,6841
geringe Qualifikation	1,2574	0,3805	1,2615	0,2859
mittlere Qualifikation	1,1991	0,8893	1,1959	0,5880
hohe Qualifikation	--	--	--	--
hohe ausgeübte Tätigkeit	0,4818	1,6862	0,4994	1,7501
Bruttomonatslohn	0,0002	0,9998	0,0002	0,9998
teilzeitbeschäftigt	1,2814	9,5484*	1,2701	8,4614*
vereinbarte Wochen- arbeitszeit	0,0437	1,1305***	0,0431	1,1343***
Gewerkschaftsmitglied	0,4491	0,9837	0,4399	0,9100
Struktureffekt	0,0531	1,0256	0,0535	1,0142
Konjunktur	0,0624	0,9331	0,0623	0,9487
regionale Arbeitslosenquote	0,0766	1,0277	0,0774	1,0310
relative Arbeitslosigkeit	0,3939	4,5491***	0,4177	5,9566***
Jobwechsel	1,4282	25,6902**	1,4744	19,680**
qualifikatorische Arbeitslosenquote	0,1283	0,8106	0,1244	0,8051*

Tabelle 7 – Fortsetzung

Variable	1. Schätzung: Weiterbildung (in Monaten)		2. Schätzung: Weiterbildungs- dummy	
	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>
Betrieb mit < 20 Mit- arbeitern	0,4524	0,4859	0,4571	0,4119*
Betrieb mit 20 bis 199 Mitarbeitern	0,4748	0,8920	0,4681	0,9860
Betrieb mit 200 bis 1999 Mitarbeitern	0,5132	0,8186	0,5270	0,6813
Betrieb mit ≥ 2000 Mit- arbeitern	--	--	--	--
Januar	0,4127	0,8461	0,4138	0,8302
Dezember	0,4350	0,1892***	0,4396	0,1694**
Weiterbildung (in Monaten)	0,0309	0,9227***	--	--
Weiterbildungsdummy	--	--	0,3277	0,3865**
Anzahl Spells:		134		134
Anteil zensierter Spells (in vH):		53,73		53,73
Log-Likelihood:		-185,333		-185,266
LR-Test $\chi^2$ (DF):		86,845 (27)		86,980 (27)
Generalized R <sup>2</sup> :		0,477		0,477
<sup>a</sup> Die Risk Ratio ist $\exp(\text{Koeff.})$ . Das angegebene Generalized R <sup>2</sup> basiert auf Cox und Snell (1989) und ist als $R^2 = 1 - \exp\left(-\frac{G^2}{n}\right)$ definiert, wobei $n$ den Stichprobenumfang und $G^2$ die LR- $\chi^2$ -Statistik darstellt. *, ** bzw. *** kennzeichnet Koeffizienten mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1%. -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen, bzw. für ausgelassene Kovariablen.				

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

Tabelle 8: Ergebnisse der Hazardrate-Schätzungen für die Wahrscheinlichkeit einer eigenmotivierten Kündigung

Variable	1. Schätzung: Weiterbildung (in Monaten)		2. Schätzung: Weiterbildungs- dummy	
	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>
Mann	0,3887	3,3610 <sup>***</sup>	0,3859	3,2531 <sup>**</sup>
Alter	0,2414	0,7036	0,2415	0,7369
Alter <sup>2</sup>	0,0036	1,0026	0,0036	1,0019
Westdeutscher	0,4820	1,1230	0,4802	1,1932
Ostdeutscher	1,1394	0,9198	1,1366	0,9951
Ausländer	--	--	--	--
verheiratet	0,3689	0,6246	0,3656	0,6562
Anzahl der Kinder	0,1978	1,1605	0,2019	1,0901
ohne Qualifikation	2,0939	0,0027 <sup>***</sup>	2,0067	0,0022 <sup>**</sup>
geringe Qualifikation	0,8691	0,1146 <sup>**</sup>	0,8552	0,1014 <sup>**</sup>
mittlere Qualifikation	0,7959	0,2231 <sup>*</sup>	0,7857	0,1896 <sup>**</sup>
hohe Qualifikation	--	--	--	--
hohe ausgeübte Tätigkeit	0,4710	0,6369	0,4594	0,5431
Bruttomonatslohn	0,0002	0,99997	0,0002	0,99996
teilzeitbeschäftigt	1,4007	4,0573	1,3938	3,3622
vereinbarte Wochen- arbeitszeit	0,0556	0,9731	0,0561	0,9669
Gewerkschaftsmitglied	0,3222	0,9531	0,3178	1,0671
Struktureffekt	0,0542	1,1084 <sup>*</sup>	0,0545	1,1182 <sup>**</sup>
Konjunktur	0,0729	1,2240 <sup>***</sup>	0,0736	1,2313 <sup>**</sup>
regionale Arbeitslosenquote	0,0737	0,9908	0,0728	0,9940
relative Arbeitslosigkeit	0,4756	4,3010 <sup>***</sup>	0,4795	4,3517 <sup>**</sup>
Jobwechsel	1,7125	7,5523	1,7618	5,6040
qualifikatorische Arbeitslosenquote	0,0965	1,0075	0,0902	1,0100

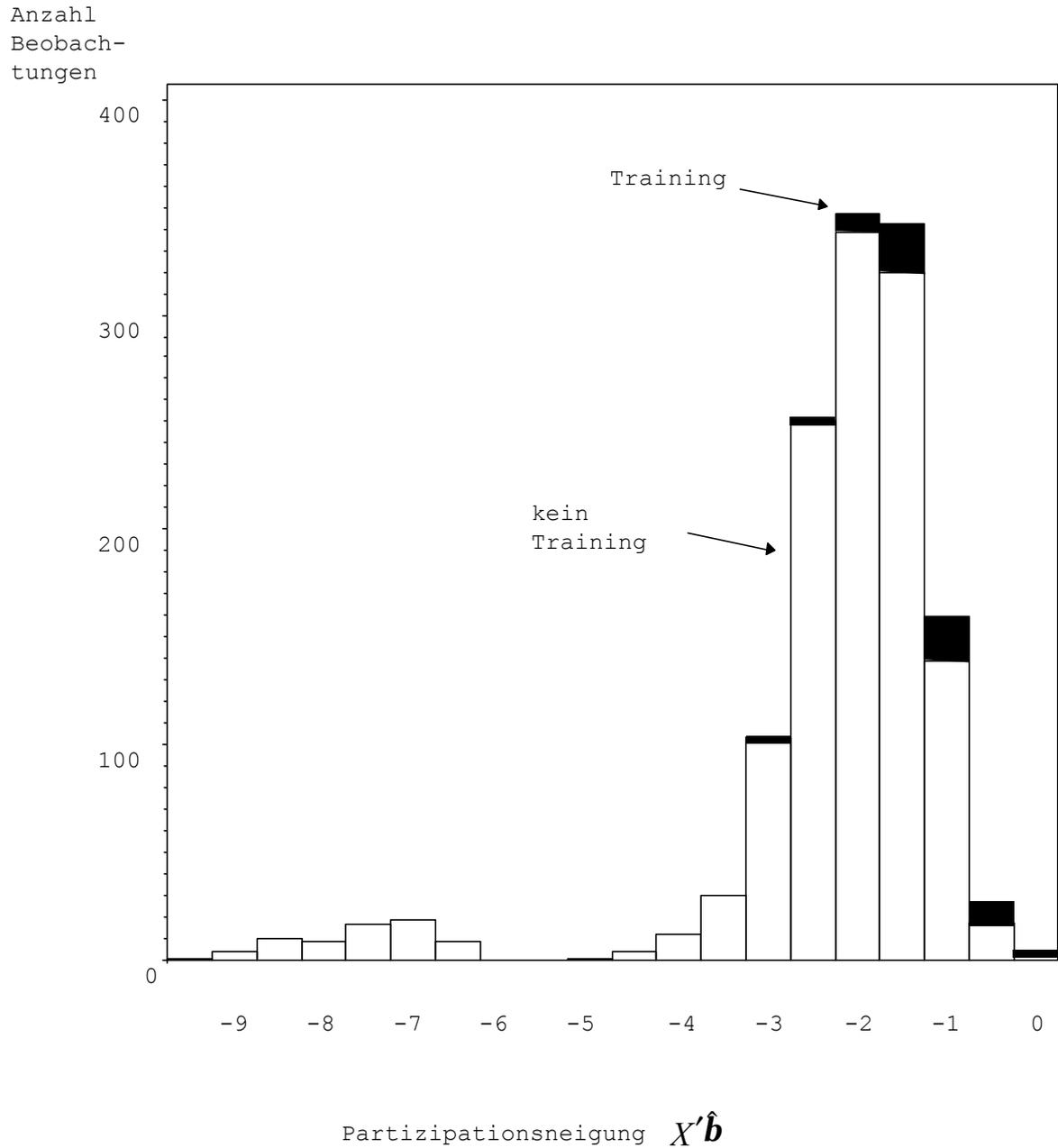
Tabelle 8 – Fortsetzung

Variable	1. Schätzung: Weiterbildung (in Monaten)		2. Schätzung: Weiterbildungs- dummy	
	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>	Standard- fehler	Risk Ratio <sup>a</sup>
Betrieb mit < 20 Mit- arbeitern	0,3960	1,5983	0,3927	1,5997
Betrieb mit 20 bis 199 Mitarbeitern	0,4575	0,8115	0,4542	0,8340
Betrieb mit 200 bis 1999 Mitarbeitern	0,4314	1,8303	0,4211	1,6247
Betrieb mit ≥ 2000 Mit- arbeitern	--	--	--	--
Januar	0,3837	0,4365 <sup>**</sup>	0,3787	0,4709 <sup>**</sup>
Dezember	0,3462	0,4457 <sup>**</sup>	0,3463	0,4278 <sup>**</sup>
Weiterbildung (in Monaten)	0,0233	0,9594 <sup>*</sup>	--	--
Weiterbildungsdummy	--	--	0,2847	0,6745
Anzahl Spells:		134		134
Anteil zensierter Spells (in vH):		46,27		46,27
Log-Likelihood:		-218,358		-219,124
LR-Test $\chi^2$ (DF):		100,443 (27)		98,911 (27)
Generalized R <sup>2</sup> :		0,527		0,519
<p><sup>a</sup> Die Risk Ratio ist <math>\exp(\text{Koeff.})</math>. Das angegebene Generalized R<sup>2</sup> basiert auf Cox und Snell (1989) und ist als <math>R^2 = 1 - \exp\left(-\frac{G^2}{n}\right)</math> definiert, wobei <math>n</math> den Stichprobenumfang und <math>G^2</math> die LR-<math>\chi^2</math>-Statistik darstellt. *, ** bzw. *** kennzeichnet Koeffizienten mit einem Signifikanzniveau unter 10%, 5% bzw. 1%. -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen, bzw. für ausgelassene Kovariablen.</p>				

Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

### Anhang 3 - Abbildungen

Abbildung 3: Kumuliertes Histogramm der Partizipationsneigungen



Quelle: GSOEP (1999); eigene Berechnungen.

## Literatur

- Allison, P.D. (1984). Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data. *Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences* 07-046. Beverly Hills.
- (1995). *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. SAS Institute Inc., North Carolina.
- Arminger, G. (1988). Modelle zur Analyse qualitativer Variablen in stetigem Zeitverlauf. In F. Meier (Hrsg.), *Wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Panel-Studien. Datenstrukturen und Analyseverfahren*. Göttingen.
- Bailey, K. (1984). Asymptotic Equivalence Between the Cox Estimator and the General Maximum Likelihood Estimator of Regression and Survival Parameters. *Annals of Statistics* 12 (2): 730–736.
- Becker, G.S. (1993). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3. Edition. Chicago.
- Becker, R. (2000). Selektive Weiterbildungschancen und Exklusion von Arbeitslosen in Ostdeutschland. In F. Bücher et al. (Hrsg.), *Zwischen drinnen und draußen. Arbeitsmarktchancen und soziale Abgrenzung in Deutschland*. Opladen.
- Becker, R., K. Schömann (1999). Berufliche Weiterbildung und Einkommenschancen im Lebensverlauf: Empirische Befunde für Frauen und Männer in West- und Ostdeutschland. In D. Beer et al. (Hrsg.), *Die wirtschaftlichen Folgen von Aus- und Weiterbildung*. München.
- Behr, A. (1999). *SAS für Ökonomen*. München.
- Behringer, F. (1995). Weiterbildung in West- und Ostdeutschland. *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung* 64 (1): 26–51.
- Berthold, N., R. Fehn (1997). Aktive Arbeitsmarktpolitik – wirksames Instrument der Beschäftigungspolitik oder politische Beruhigungspille? *Ordo : Jahrbuch für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft* 48: 411–435.

- Blossfeld, H.-P., A. Hamerle (1987). Unobserved Heterogeneity in Hazard Rate Models: A Test and Illustration from a Study of Career Mobility. Working Paper 253. Sonderforschungsbereich 3, Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik. Universität Frankfurt am Main.
- Blossfeld, H.-P., A. Hamerle, K.U. Mayer (1986). *Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. Frankfurt/Main.
- Blundell, R., L., Dearden, C. Meghir (1994). The Determinants and Effects of Work Related Training in Britain. Working Paper, Institute for Fiscal Studies, London.
- Christensen , B. (1999). Determinanten der beruflichen Mobilität – Eine Hazardrate-Analyse mit Competing-Risks auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels. Working-Paper No. 121/1999, Institute of Statistics and Econometrics, Christian-Albrechts-University at Kiel.
- (2001). The Determinants of Reservation Wages in Germany. Does a Motivation Gap Exist? Kieler Arbeitspapiere 1024. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Cox, D.R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society B* 34 (2): 187–220.
- (1975). Partial Likelihood. *Biometrika* 62 (2): 269–276.
- Cox, D.R., E.J. Snell (1989). *The Analysis of Binary Data*. Second Edition. London.
- Diekmann, A., P. Mitter (1984). *Methoden zur Analyse von Zeitverläufen*. Stuttgart.
- Düll, H., L. Bellmann (1999). Der unterschiedliche Zugang zur betrieblichen Weiterbildung nach Qualifikation und Berufsstatus. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 32 (1): 70–84.
- Fitzenberger, B., H. Prey (1999). Berufliche Weiterbildung und die Stabilität der Beschäftigung – Eine Evaluation auf Basis des Sozio-Ökonomischen Panels.

In D. Beer et al. (Hrsg.), *Die wirtschaftlichen Folgen von Aus- und Weiterbildung*. München.

Fitzenberger, B., S. Speckesser (2000). Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 33 (3): 357–370.

Galler, H. (1986). Übergangsratenmodelle bei intervalldatierten Ereignissen. *Statistische Hefte* 27: 1–22.

GSOEP (1999). *German Socio-economic Panel (Sozio-ökonomisches Panel)*. Berlin: Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung.

Haisken-De New, J.P., J.R. Frick (2000). *Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP)*. Version 3.0.  
<http://www.diw.de/deutsch/sop/service/dtc/>.

Hamerle, A., G. Tutz (1989). *Diskrete Modelle zur Analyse von Verweildauern und Lebenszeiten*. Frankfurt.

*Handelsblatt* (2001). Arbeitsmarktökonomien attackieren Bundesanstalt für Arbeit. 23. Januar: 8.

Heckman, J.J. (1979). Sample Selection Bias As a Specification Error. *Econometrica* 47: 153–161.

Heckman, J.J., H. Ichimura, P. Todd (1997a). Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. Working Paper, University of Chicago.

— (1997b). Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies* 64 (4): 605–654.

— (1998a). Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies* 65 (2): 261–294.

Heckman, J.J., R.J. Lalonde, J.A. Smith (1999). The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In A. Ashenfelter, D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3: 1865–2097.

- Heckman, J.J., H. Ichimura, A. Jeffrey, P.Todd (1998b). Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica* 66 (5): 1017–1098.
- Hübler, O. (1998). Berufliche Weiterbildung und Umschulung in Ostdeutschland – Erfahrungen und Perspektiven. In F. Pfeiffer, W. Pohlmeier (Hrsg.), *Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg*. Baden-Baden.
- Hujer, R., M. Wellner (2000). Berufliche Weiterbildung und individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 33 (3): 405–420.
- Hujer, R.H., K.-O. Maurer, M. Wellner (1997a). Estimating the Effect of Training on Unemployment Duration in West Germany – A Discrete Hazard-Rate Model with Instrumental Variables. *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge* 73. Universität Frankfurt/Main.
- (1997b). The Impact of Training on Unemployment Duration in West Germany – Combining a Discrete Hazard Rate Model with Matching Techniques. *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge* 74. Universität Frankfurt/Main.
- (1997c). Kurz- und langfristige Effekte von Weiterbildung auf die Arbeitslosigkeitsdauer in Westdeutschland: Eine empirische Analyse mit diskreten Hazardraten-Modellen. *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge* 79. Universität Frankfurt/Main.
- (1998). Analyzing the Effects of On-the-Job vs. Off-the-Job Training on Unemployment Duration in West Germany. *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge* 96. Universität Frankfurt/Main.
- Johnston, J., J.E. DiNardo (1997). *Econometric Methods*. New York.
- Kalbfleisch, J.D., R.L. Prentice (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York.
- Kiefer, N.M. (1988). Economic Duration Data and Hazard Functions. *Journal of Economic Literature* XXVI (2): 646–679.

- Klodt, H., R. Maurer, A. Schimmelpfennig (1997). *Tertiärisierung in der deutschen Wirtschaft*. Tübingen.
- Kraus, F., V. Steiner (1998). Modelling Heaping Effects in Unemployment Duration Models – With an Application to Retrospective Event Data in the German Socio-Economic Panel. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 217 (5): 550–573.
- Lechner, M. (1996). An Evaluation of Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany. *Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung* 539. Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik, Universität Mannheim.
- (1998). *Training the East German Labour Force*. Heidelberg.
- McFadden, D. (1974). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In P. Zarembka (Ed.), *Frontiers of Econometrics*. New York.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York.
- Moffit, R. (1985). Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells. *Journal of Econometrics* 28: 85–101.
- Pfeiffer, F., F. Reize (2000). Formelle und informelle berufliche Weiterbildung und Verdienst bei Arbeitnehmern und Selbständigen. ZEW Discussion Paper 00-01. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- Pierer, von H. (1999). Qualifizierung als Schlüsselfaktor für den Arbeitsmarkt. *Politische Studien* 50, Sonderheft 2/1999: 65–71.
- Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) (1995). Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) im Jahre 1994. *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung* 64 (1): 5–13.
- Quant, R. (1972). Methods for Estimating Switching Regressions. *Journal of the American Statistical Association* 67 (338): 306–310.
- Reinberg, A. (1999). Der qualifikatorische Strukturwandel auf dem deutschen Arbeitsmarkt — Entwicklungen, Perspektiven und Bestimmungsgründe. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 32 (4): 434–447.

- Rosenbaum, P.R., D.B. Rubin (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Econometrica* 70 (1): 41–55.
- (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *American Statistician* 39 (1): 33–38.
- Rubin, D.B. (1991). Practical Implications of Modes of Statistical Inferences for Causal Effects and the Critical Role of Assignment. *Biometrics* 47: 1213–1234.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2000). *Chancen auf einen höheren Wachstumspfad*. Stuttgart.
- Schimmelpfennig, A. (1998). Skill-Biased Technical Change Vs. Structural Change: Insights from a New View of the Structure of an Economy. Kiel Working Papers 868. Kiel Institute of World Economics, Kiel.
- (2000). *Structural Change of the Production Process and Unemployment in Germany*. Kieler Studien 307. Tübingen.
- Schneider, H. (1991). *Verweildaueranalyse mit Gauss*. Frankfurt/Main.
- Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg.). *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart.
- Steiner, V. (1994). Labour Market Transitions and the Persistence of Unemployment – West German 1983–1992. ZEW Discussion Paper 94–20. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- Thoursie, A. (1997). Effects of Renewable Benefit Periods on Exits from Unemployment. Working Paper 1997/1. Institute för Social Forskning, Stockholm University.
- Wangler, A. (1997). *Heterogenitätsprobleme in der Verlaufsdatenanalyse*. Frankfurt/Main.
- Wurzel, E. (1993). *An Econometric Analysis of Individual Unemployment Duration in West Germany*. Heidelberg.