

## **Die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland\***

Von Lutz Bellmann und Ulrich Schasse

Argumente der Humankapitaltheorie, der Screening-Theorie und der Kontrakttheorie werden zur Erklärung von geschlechtsspezifischen Differenzen bei der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit herangezogen. Nach der Berechnung eines Indikators für die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit wird der Einfluß der abgeschlossenen Dauer der Betriebszugehörigkeit und des Alters der Erwerbstätigen für die Erklärung der erwarteten Betriebszugehörigkeitsdauer empirisch überprüft. Die geschätzten Regressionsmodelle werden diagnostischen Tests für die Normalverteilung und Heteroskedastizität der Störgrößen sowie die funktionale Form und die Anwesenheit von Ausreißern unterzogen.

### **1. Einleitung**

Eine Vielzahl von theoretischen und empirischen Untersuchungen der Einkommensdifferenzen zwischen Frauen und Männern stellen das Arbeitsplatzwechselverhalten und die Erwerbsunterbrechungen von Frauen als wichtige Determinante für das vergleichsweise geringe Einkommen von Frauen heraus<sup>1</sup>. Beziehungen zwischen der Partizipation am Erwerbsleben bzw. dem Arbeitsplatzwechsel auf der einen Seite und dem Arbeitseinkommen auf der anderen Seite können abgeleitet werden aus der Humankapitaltheorie, der Theorie impliziter Kontrakte und der Screening-Theorie<sup>2</sup>.

Der in vielen empirischen Arbeiten von Vertretern der Humankapitaltheorie in den Vordergrund gestellte positive Zusammenhang von abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit (Seniorität) und Einkommen wird in jüngster Zeit zusehends in Frage gestellt<sup>3</sup>. Wir wollen deshalb im folgenden davon ausgehen, daß Erwartungen über zukünftige Erwerbs-

---

\* Diese Untersuchung entstand im Rahmen des von der DFG geförderten Projekts „Langfristige Beschäftigung“. Unser besonderer Dank gilt U. Cramer, K. Gerlach, O. Hübler, H. Kehlbeck, W. Lorenz und M. Vatthauer für wertvolle Hinweise sowie dem DIW und dem Sonderforschungsbereich 3 für die Überlassung der Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel.

<sup>1</sup> Vgl. für einen Überblick Cain (1985), Schasse (1985).

<sup>2</sup> Vgl. Mincer / Polachek (1974), (1978), Mincer / Ofek (1982), Rosen (1985), Spence (1973).

<sup>3</sup> Vgl. Altonji / Shakotko (1987), Abraham / Farber (1987 a), (1987 b).

unterbrechungen und Arbeitsplatzwechsel eine entscheidende Rolle im Einkommensbestimmungsprozeß einnehmen. Die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit bestimmt darüber, welcher Bewerber eingestellt wird (Screening-Theorie), ob in Humankapital investiert wird (Humankapitaltheorie) und ob langfristige implizite Verträge, die zu einer Stabilisierung des Beschäftigungsverhältnisses führen, abgeschlossen werden (Kontrakttheorie).

In diesem Artikel soll die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit für Männer und Frauen verglichen werden. Die Erwartungsbildung wird dabei vereinfachend als Prozeß verstanden, der bestimmt wird von der abgeschlossenen Betriebszugehörigkeitsdauer und dem Alter der Erwerbstätigen.

Im zweiten Abschnitt werden theoretische Argumente dafür aufgezählt, daß geschlechtsspezifische Unterschiede in der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit zu erwarten sind. Die Darstellung der eigenen empirischen Untersuchung der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit von Frauen und Männern beginnt im dritten Abschnitt. Zunächst wird ein Maß für die zu erwartende Betriebszugehörigkeitsdauer vorgestellt und für Männer und Frauen getrennt berechnet. In einem weiteren Schritt werden Regressionsmodelle diesem mehrdimensionalen Datenkörper angepaßt. Die nach der Methode der kleinsten Quadrate in linearer und logistischer Form geschätzten Regressionsmodelle werden dann verschiedenen Tests unterzogen, um die Voraussetzungen der Modelle zu überprüfen und die verschiedenen Spezifikationen zu vergleichen. Im vierten Abschnitt werden die Ergebnisse diskutiert. Der fünfte Abschnitt versucht einige Schlußfolgerungen hieraus zu ziehen.

## 2. Theoretische Erklärungsansätze

Humankapitaltheoretische Ansätze stellen die Bedeutung von Erwerbsunterbrechungen, die in erster Linie bei Frauen auftreten, für die Einkommensentwicklung besonders heraus<sup>4</sup>. Unterbricht eine Frau z. B. aus Gründen der Kindererziehung ihre Erwerbstätigkeit, ist neben dem kurzfristigen Einkommensausfall auch mit längerfristigen Einkommenseinbußen zu rechnen. Aus der Perspektive der Humankapitaltheorie wird der Bestand an Humankapital nicht mehr vergrößert, sondern vermindert, weil erworbene Kenntnisse und Fähigkeiten veralten oder vergessen werden. Für betriebspezifisches Humankapital gilt, daß es vollkommen entwertet wird, sofern die Erwerbstätigkeit nicht wieder am alten Arbeitsplatz fortgesetzt wird. Damit ergibt sich der in Abbildung 1 durch die Kurve ABCDEF dargestellte

<sup>4</sup> Vgl. *Mincer / Ofek* (1982) und *Gerlach* (1987).

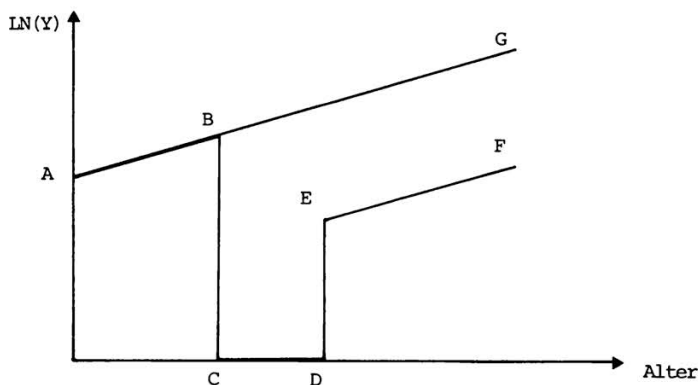


Abb. 1: Lebenszeitsverteilung und Erwerbsunterbrechungen

Einkommensverlauf für solche Frauen, die ihre Erwerbstätigkeit unterbrechen<sup>5</sup>. Diese Kurve liegt unter derjenigen für Frauen, die ohne Unterbrechung weiterbeschäftigt waren (ABG).

Für einen Vergleich der Einkommensentwicklung von Frauen und Männern ist die Kurve ABG nicht mit dem Einkommensverlauf bei den Männern gleichzusetzen. Vielmehr ist davon auszugehen, daß die Männer besser verdienen als die Frauen, da die Betriebe bei den Männern in größerem Umfang Humankapitalinvestitionen vornehmen. Dies läßt sich damit begründen, daß die Betriebe bei Frauen mit einer sehr viel höheren Wahrscheinlichkeit mit Erwerbsunterbrechungen rechnen als bei Männern, was zu unterschiedlichen Erwartungen hinsichtlich der Amortisationszeit möglicher betrieblicher Humankapitalinvestitionen bei Frauen und Männern führt. Die Betriebe werden ihrer Entscheidung, in Humankapital ihrer Beschäftigten zu investieren, die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit, die von erwarteten Erwerbsunterbrechungen und Arbeitsplatzwechseln mitbestimmt wird, zugrunde legen.

Damit wird zunächst ein Zusammenhang zwischen der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit und der Höhe der betrieblichen Humankapitalinvestitionen begründet, bei dem diese die endogene Größe darstellen. Zusätzlich ist ein positiver Einfluß der Höhe der Humankapitalinvestitionen auf die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit damit zu erklären, daß die Investitionskosten bei einer möglichen Entlassung oder Kündigung der Beschäftigten verloren gehen. Dies bedeutet, daß eine Einstellung vorgenommen wird, wenn die erwartete Wertgrenzproduktivität die betrieblichen

<sup>5</sup> Die sog. „Reparaturphase“ nach Wiederbeginn der Beschäftigung (vgl. *Mincer / Ofek (1982)*) wird hier der Einfachheit wegen vernachlässigt.



Ausbildungskosten plus den Lohnsatz übertrifft, während bei einer Entlassung die Wertgrenzproduktivität unter den Lohnsatz sinken muß. Damit stabilisieren Ausbildungskosten bestehende Beschäftigungsverhältnisse.

Argumente für die Bedeutung der erwarteten Betriebszugehörigkeit sowie für geschlechtsspezifische Differenzen in dieser Größe finden sich nicht nur in der Humankapitaltheorie, sondern auch in der Screening-Theorie und der Theorie impliziter Kontrakte.

Ausgangspunkt für die Screening-Theorie ist die Überlegung, daß Unternehmen produktivitätsrelevante Eigenschaften von Bewerbern für Arbeitsplätze nicht direkt beobachten können und damit gezwungen sind, unter Unsicherheit zu entscheiden. Die Screening-Theorie diskutiert, unter welchen Bedingungen die Unternehmen von bestimmten beobachtbaren Eigenschaften wie den erworbenen Ausbildungszertifikaten und dem Geschlecht der Bewerber auf produktivitätsrelevante Eigenschaften schließen können. Es wird dabei unterstellt, daß z.B. alle Bewerber mit einem bestimmten Ausbildungszertifikat oder alle weiblichen Bewerber mit derselben Wahrscheinlichkeit eine bestimmte Produktivität erreichen, wenn sie eingestellt werden. Die Gruppenzugehörigkeit bestimmt also darüber, welcher Bewerber eingestellt wird (sog. statistische Diskriminierung). Erwarten die Betriebe beispielsweise für Frauen eine geringere Dauer der Betriebszugehörigkeit als für Männer, so werden sie vorzugsweise Männer einstellen, weil sie dann mit einer längeren Nutzungsdauer der vermuteten produktivitätsrelevanten Eigenschaften rechnen können.

Die Theorie impliziter Kontrakte liefert zwei verschiedene Argumente dafür, daß die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit bei Frauen geringer ist als bei Männern. Erstens geht die Theorie davon aus, daß bei Frauen die implizite Versicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos schwieriger ist als bei Männern, da Frauen weniger als Männer bereit sind, auf einen Teil ihres Arbeitseinkommens zu Beginn ihrer Betriebszugehörigkeit zu verzichten, wenn der Betrieb ihnen dafür verspricht, sie bei einem Nachfragerückgang nicht zu entlassen. Die verringerte Bereitschaft von Frauen, einen solchen Vertrag abzuschließen, wird auf ihren geringen Erwartungshorizont für einen Verbleib im Betrieb zurückgeführt. Diese kürzere Perspektive wiederum läßt sich durch beabsichtigte Erwerbsunterbrechungen, Arbeitsplatzwechsel aufgrund von beruflichen Veränderungen des Partners und geringere Humankapitalinvestitionen erklären. Die beschriebene „Versicherungsvariante“ der Theorie impliziter Kontrakte liefert insofern eine Erklärung dafür, daß sich anfänglich kleine Unterschiede in der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit durch Arbeitsmarktprozesse verstärken können.

Zweitens sind, ähnlich wie bei der Versicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos, Frauen aufgrund ihrer kürzeren Perspektive weniger bereit zu einer

Vereinbarung von „Treueprämien“ in Form aufsteigender Alters-Einkommensprofile oder von Betriebsrenten. Dies wäre aber aus Sicht der Betriebe wünschenswert, da diese ihre Ausbildungskosten amortisieren wollen. Aus diesem Grund werden die Betriebe bei Frauen weniger Humankapitalinvestitionen tätigen, so daß die Beschäftigungsverhältnisse von Frauen weniger stabil sind als die von Männern.

Im folgenden soll anhand eines einfachen methodischen Konzepts überprüft werden, ob die theoretischen Argumente für geschlechtsspezifische Unterschiede in der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit auch empirisch Bestand haben. Darüber hinaus legen die vorgestellten theoretischen Argumente besonderes Gewicht auf bestimmte Arbeitsmarktprozesse, die im Laufe des Erwerbslebens die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit beeinflussen. Die dargestellten Prozesse werden im folgenden, empirischen Teil dieses Beitrags durch die Variablen Lebensalter und abgeschlossene Dauer der Betriebszugehörigkeit abgebildet.

### 3. Methodische Anmerkungen

#### 3.1 Ein Indikator für die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit

Die hier gewählte Methode zur Bestimmung eines Indikators für die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit wurde erstmals von *Hall*<sup>6</sup> im Rahmen der Analyse der Bedeutung langfristiger Beschäftigungsverhältnisse in den U.S.A. angewandt. Weitere Studien von der *OECD*, *Bellmann*, *Addison/Castro* und *Carter*<sup>7</sup> haben diesen methodischen Ansatz ebenfalls verwendet. Andere Verfahren, die Aussagen über die erwartete Beschäftigungsdauer zulassen, sind z.B. die Ereignisanalyse<sup>8</sup> oder die ökonomische Schätzung von sog. „Tenure-Funktionen“<sup>9</sup>.

In Abhängigkeit vom Alter und der abgeschlossenen Betriebszugehörigkeitsdauer zu einem bestimmten Zeitpunkt wird für Frauen und Männer getrennt die Wahrscheinlichkeit geschätzt, eine bestimmte, über die abgeschlossene Dauer hinausgehende Betriebszugehörigkeit zu erreichen (eventual tenure probabilities). So ist z.B. eine Aussage darüber möglich, mit welcher durchschnittlichen Wahrscheinlichkeit heute 30jährige Männer mit 10 Jahren Betriebszugehörigkeit eine Dauer der Betriebszugehörigkeit von 20 Jahren erreichen, was bedeutet, daß sie auch in 10 Jahren, wenn sie 40 Jahre alt sind, noch im derzeitigen Betrieb beschäftigt sind. Diese Wahrscheinlichkeiten werden durch einen Vergleich der Anzahl der Beschäftigten einer

---

<sup>6</sup> Vgl. *Hall* (1982).

<sup>7</sup> Vgl. *OECD* (1984), *Bellmann* (1986), *Addison / Castro* (1987) und *Carter* (1988).

<sup>8</sup> Vgl. *Blossfeld / Hamerle / Mayer* (1986).

<sup>9</sup> Vgl. *Bellmann* (1986), 167 ff.



bestimmten Alters-Betriebszugehörigkeits-Kohorte mit der Anzahl der Beschäftigten in einer höheren Altersklasse mit entsprechend höherer Dauer der Betriebszugehörigkeit ermittelt.

Grundlage der Berechnung dieser Wahrscheinlichkeiten, eine bestimmte Betriebszugehörigkeitsdauer, hier mindestens 15 Jahre, zu erreichen, sind Querschnittsdaten zur Alters-Betriebszugehörigkeitsdauer-Struktur der erwerbstätigen Personen, wie sie z. B. bei den Daten des Sozio-ökonomischen Panels vorliegen<sup>10</sup>. Das hier verwendete Sample der ersten Befragungswelle des Sozio-ökonomischen Panels umfaßt alle deutschen Frauen und Männer, die im Jahr 1984 abhängig beschäftigt waren (ohne Auszubildende) und für die die abgeschlossene Dauer der Betriebszugehörigkeit zu bestimmen war (2466 Männer und 1598 Frauen). Die Individualdaten werden in einem ersten Schritt klassiert und für alle Beschäftigten und für Männer und Frauen getrennt in Kontingenztabelle zusammengefaßt, um die relativen Häufigkeiten für die einzelnen Alters-Betriebszugehörigkeitsdauer-Klassen zu ermitteln.

Zunächst wird für jede Alters-Betriebszugehörigkeitsdauer-Klasse die Verweilrate (retention rate) berechnet. Diese ist definiert als durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, daß ein Mitglied dieser Gruppe noch  $n$  weitere Jahre im derzeitigen Betrieb beschäftigt bleiben wird. Die  $n$ -Jahre Verweilrate für die Gruppe der Beschäftigten der Alterklasse  $y$  mit einer Dauer der Betriebszugehörigkeit von  $x$  Jahren errechnet sich aus dem Verhältnis der relativen Häufigkeit der Beschäftigten mit  $x + n$  Jahren Betriebszugehörigkeitsdauer in der Altersklasse  $y + n$  zu der relativen Häufigkeit der Beschäftigten mit  $x$  Jahren Betriebszugehörigkeit in der Altersklasse  $y$ . Da die Erwerbsbeteiligung zwischen den Altersklassen stark differiert, werden die in die Berechnung eingehenden relativen Häufigkeiten zusätzlich mit der Erwerbsquote der entsprechenden Altersklasse gewichtet.

So errechnet sich z. B. die 15-Jahres-Verweilrate ( $RR^{15+}$ ) für die Erwerbstätigen im Alter von 30 bis 34 Jahren mit 5 bis 10 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit aus der Zahl der Erwerbstätigen im Alter von 30 bis 34 Jahren ( $EW_{30-34}$ ) der Zahl der Erwerbstätigen im Alter von 45 bis 49 Jahren ( $EW_{45-49}$ ), der Zahl der Erwerbstätigen im Alter von 30 bis 34 Jahren mit einer abgeschlossenen Betriebszugehörigkeit von 5 bis 10 Jahren ( $EW_{30-34} \mid 5 \leq TN < 10$ ) und der Zahl der Erwerbstätigen im Alter von 45 bis 49 Jahren mit einer abgeschlossenen Betriebszugehörigkeit von 20 bis 25 Jahren ( $EW_{45-49} \mid 20 \leq TN < 25$ ) sowie den Erwerbsquoten der Altersklasse 30 bis 34 Jahre bzw. 45 bis 49 Jahre ( $EQ_{30-34}$  bzw.  $EQ_{45-49}$ ):

<sup>10</sup> Das Sozio-ökonomische Panel ist eine repräsentative Haushalts- und Personenstichprobe der wohnberechtigten Bevölkerung der Bundesrepublik Deutschland und West-Berlins, die vom Sonderforschungsbereich 3 der Universitäten Frankfurt und Mannheim in Zusammenarbeit mit dem Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin durchgeführt wird (vgl. Hanefeld (1987)).

$$RR^{15+} = \frac{\frac{(EW_{45-49} \mid 20 \leq TN < 25)}{EW_{45-49}} \cdot EQ_{45-49}}{\frac{(EW_{30-34} \mid 5 \leq TN < 10)}{EW_{30-34}} \cdot EQ_{30-34}}$$

Als Kombination unterschiedlicher Verweilraten leiten sich hieraus direkt die Wahrscheinlichkeiten ab, eine bestimmte Dauer der Betriebszugehörigkeit zu erreichen. So entspricht z.B. die Wahrscheinlichkeit, eine Betriebszugehörigkeitsdauer von 15 Jahren und mehr zu erreichen ( $ETN^{15+}$ ), für die Kohorte der 30 - 34jährigen mit einer abgeschlossenen Betriebszugehörigkeit von 0 - 5 Jahren der 15-Jahres-Verweilrate ( $RR^{15+}$ ); die derjenigen mit 5 - 10 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit dieser Altersklasse entspricht der 10-Jahres-Verweilrate ( $RR^{10+}$ ) und die der Beschäftigten dieser Altersklasse mit 10 - 15 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit der 5-Jahres-Verweilrate ( $RR^{5+}$ ).

Notwendige Annahme für die Verwendung von  $ETN^{15+}$  als Indikator für die zu erwartende Dauer der Betriebszugehörigkeit ist, daß die Verteilung der Dauer der Betriebszugehörigkeit innerhalb der Altersklassen und die Erwerbsquoten über die Altersklassen im Zeitverlauf konstant sind, da die Wahrscheinlichkeiten für die Verweildauer hier nur auf der Basis eines Querschnitts zu einem Zeitpunkt errechnet wurden (contemporaneous retention rates)<sup>11</sup>. Dies bedeutet, daß auch die Konstanz anderer Faktoren, die das Erwerbsverhalten beeinflussen, vorausgesetzt wird. Technologische Veränderungen können die Alters-Betriebszugehörigkeits-Struktur ebenso verändern wie z.B. eine Verlängerung der Schul- und Ausbildungszeit oder eine Veränderung der Rentenpraxis. Erhöht sich z.B. die Erwerbsquote der 40jährigen in 15 Jahren im Vergleich zu den heute 40jährigen, so wird die 15-Jahres-Verweilrate der heute 25jährigen unterschätzt.

Die so geschätzten Wahrscheinlichkeiten für die Verweildauern sind Durchschnittswerte für die entsprechenden Alters-Betriebszugehörigkeitsdauer-Kohorten. Über den Einfluß einzelner Faktoren auf die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit können noch keine Aussagen gemacht werden.

### 3.2 Regressionsmodelle

Im nächsten Schritt werden die Unterschiede der Verteilung der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit ( $ETN^{15+}$ ) für Frauen und Männer daraufhin überprüft, inwieweit sie auf den Einfluß des Lebensalters ( $A$ ), der

<sup>11</sup> Hall (1982) verwendet auch sog. historical retention rates, die mindestens zwei Querschnitte des gleichen Samples in einem größeren Zeitabstand (mindestens 15 Jahre für z.B. 15-Jahres-Verweilraten) voraussetzen. Entsprechende Daten liegen für die Bundesrepublik nicht vor.

abgeschlossenen Dauer der Betriebszugehörigkeit (*TN*) und der Geschlechtszugehörigkeit (*SEX*) zurückzuführen sind.

Die Definition der erwarteten Betriebszugehörigkeitsdauer als Wahrscheinlichkeit, 15 oder mehr Jahre im selben Betrieb beschäftigt zu sein, impliziert, daß es sich bei den zu schätzenden Regressionsmodellen um sog. Wahrscheinlichkeitsmodelle handelt. Deshalb müssen die Schätzwerte für  $ETN^{15+}$ , die sich aus dem geschätzten Regressionsmodell bestimmen, zwischen Null und Eins liegen. Dies ist allerdings bei der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate (*OLS*) nicht gewährleistet. Als Alternative haben sich in der Praxis das Probit- und Logitverfahren durchgesetzt. Ein Logitverfahren wurde daher in unserer Untersuchung neben der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate als Schätzansatz verwendet<sup>12</sup>.

Regressionsmodelle mit folgenden unabhängigen Variablen wurden zur Erklärung der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit  $ETN^{15+}$  spezifiziert (*A*, *TN*: jeweils Klassenmitten):

*M1*:  $A$ ,  $A^2$ ,  $TN$ ,  $TN^2$  (nur für Frauen)

*M2*:  $A$ ,  $A^2$ ,  $TN$ ,  $TN^2$  (nur für Männer)

An die Daten eines gepoolten Samples für die Frauen und Männer werden folgende Modelle angepaßt:

*M3*:  $A$ ,  $A^2$ ,  $TN$ ,  $TN^2$

*M4*:  $A$ ,  $A^2$ ,  $TN$ ,  $TN^2$ , *SEX*,  $SEX \cdot A$ ,  $SEX \cdot TN$

*M5*:  $A$ ,  $A^2$ ,  $TN$ ,  $TN^2$ , *SEX*

*M6*:  $A$ ,  $TN$ , *SEX*

Anschließend werden die Regressionsmodelle einer Reihe von diagnostischen Tests unterzogen, um zu überprüfen, ob die Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells erfüllt sind<sup>13</sup>. Wir haben folgende Nullhypothesen getestet: Die Störgrößen unserer Modelle sind normalverteilt und homoskedastisch, die gewählte funktionale Form ist korrekt und es liegen keine Ausreißer vor.

<sup>12</sup> Da es sich bei dem uns vorliegenden Datenmaterial um gruppierte Daten handelt, besteht das Logitverfahren darin, statt einer direkten Schätzung des Wahrscheinlichkeitsmodells  $p = X\beta + u$  ( $p$  = Wahrscheinlichkeit;  $X$  = Regressormatrix;  $\beta$  = Vektor der Regressionskoeffizienten;  $u$  = Störterm) eine Transformation der abhängigen Variable durchzuführen:  $\ln(p/(1-p)) = X\delta + v$  ( $\delta$  = Vektor der Regressionskoeffizienten;  $v$  = Störterm). Durch Rücktransformation lassen sich dann aus den geschätzten „Logits“ ( $\ln(p/(1-p))$ ) die Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Fälle (Klassen) ermitteln.

<sup>13</sup> Vgl. Krämer / Sonnberger (1986).



Die Hypothese normalverteilter Störgrößen wurde mit Hilfe einer von *Jarque / Bera* hergeleiteten Teststatistik überprüft<sup>14</sup>. Es ist zu erwähnen, daß alle anderen von uns verwendeten Tests normalverteilte Störgrößen voraussetzen, um in kleinen Stichproben ihre nominalen  $\alpha$ -Niveaus zu erreichen.

Die Hypothese homoskedastischer Störgrößen wurde mit der von *Breusch / Pagan* entwickelten Methode getestet<sup>15</sup>, deren großer Vorteil gegenüber anderen Prozeduren darin zu sehen ist, daß sie keine Annahme hinsichtlich der spezifischen Form von Heteroskedastie als Gegenhypothese verlangt.

Als möglicherweise Heteroskedastie verursachende Variablen haben wir jede der jeweiligen exogenen Variablen einzeln und alle exogenen Variablen zusammen verwendet. Außerdem haben wir neben den absoluten *t*-Werten zur Überprüfung der Signifikanz der einzelnen Regressionskoeffizienten auch die heteroskedastiebereinigten *t*-Werte nach der von *White* vorgeschlagenen Methode berechnet<sup>16</sup>, da in Modellen mit heteroskedastischen Störgrößen die Varianzschätzungen mit Hilfe von *OLS* verzerrt sind. Schließlich haben wir Breusch-Pagan Tests mit CLASS 1 und CLASS 2, den Besetzungszahlen der aus den jeweiligen Kombinationen von Lebensalter und abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit gebildeten Klassen, die zur Berechnung von *ETN*<sup>15+</sup> herangezogen wurden, durchgeführt. In einer neueren Arbeit von *Dickens* wird nachgewiesen, daß der „weighted least squares“-Ansatz bei ungleichen Klassenbesetzungen nicht immer angezeigt ist, auch wenn dies in der Literatur noch oftmals empfohlen wird<sup>17</sup>.

Beim Test der Null-Hypothese einer korrekten funktionalen Form wurde der „regression specification error test“ (RESET) von Ramsey in der von *Thursby / Schmidt* vorgeschlagenen Form verwendet<sup>18</sup>, wobei das Ausgangsmodell jeweils entweder um die zweite und dritte Potenz der geschätzten endogenen Variable oder um die zweite und dritte Potenz der ersten Hauptkomponente der Regressormatrix erweitert wird. Weiterhin wurde der Rainbow-Test von *Utts* durchgeführt<sup>19</sup>.

Zur Aufdeckung von Ausreißern wurde ein von *Cook / Weisberg* beschriebenes Verfahren verwendet, bei dem sukzessiv für jeden Fall (Klasse) eine Dummy-Variable dem Modell hinzugefügt wurde und die Nullhypothese, daß keine Ausreißer vorliegen, immer dann zurückgewiesen wurde, wenn der größte Wert der *t*-Statistik der zugehörigen Parameter der Dummy-Variablen zu groß war<sup>20</sup>.

<sup>14</sup> Vgl. *Jarque / Bera* (1980).

<sup>15</sup> Vgl. *Breusch / Pagan* (1979).

<sup>16</sup> Vgl. *White* (1980).

<sup>17</sup> Vgl. *Dickens* (1985).

<sup>18</sup> Vgl. *Thursby / Schmidt* (1977).

<sup>19</sup> Vgl. *Utts* (1982).

<sup>20</sup> Vgl. *Cook / Weisberg* (1982).

Tabelle 1

**Wahrscheinlichkeit, eine Dauer der Betriebszugehörigkeit von mindestens 15 Jahren zu erreichen, differenziert nach Alter, abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit (TN) und Geschlecht (in Prozent)**

TN (in Jahren)	Alter		20 - 24	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49
	0 bis	unter						
<b>Alle:</b>								
0 bis	unter	1	13.2	27.2	26.2	29.4	57.4	42.5
1	-	3	17.8	32.5	41.9	36.6	47.3	27.9
3	-	5	24.8	32.2	33.8	40.5	34.6	19.5
5	-	10	62.9	47.2	62.2	56.9	67.1	53.7
10	-	15	++	66.0	65.4	63.6	61.9	52.3
<b>Frauen:</b>								
0 bis	unter	1	9.2	19.8	16.0	14.9	51.2	32.3+
1	-	3	9.9	19.8	24.6	15.9	41.4	19.7+
3	-	5	14.7	17.5	27.3	26.6	31.1	12.9+
5	-	10	44.8	32.6	41.4	33.6	36.7	92.6
10	-	15	++	53.9	59.8	54.9	46.2	61.6
<b>Männer:</b>								
0 bis	unter	1	16.0	32.0	33.2	42.4	70.7+	++
1	-	3	27.8	43.8	54.5	62.6	59.2	52.9+
3	-	5	35.6	47.5	35.1	47.9	41.7	40.9+
5	-	10	76.6	58.5	76.5	75.9	88.9	49.9
10	-	15	++	75.7	66.2	68.2	68.6	74.2

+ Weniger als 10 Beschäftigte in einer der beiden in die Berechnung eingehenden Alters-Betriebszugehörigkeits-Klassen.

++ Weniger als 10 Beschäftigte in beiden in die Berechnung eingehenden Alters-Betriebszugehörigkeits-Klassen, oder keine Beschäftigten in einer oder beiden Klassen.

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel, Welle 1, 1984 (vorläufige Fassung).

## 4. Ergebnisse

### 4.1 Erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit

Die nach der in Abschnitt 3.1 beschriebenen Methode berechneten Wahrscheinlichkeiten, eine Dauer der Betriebszugehörigkeit von mindestens 15 Jahren ( $ETN^{15+}$ ) zu erreichen, sind in Tabelle 1 dargestellt.

In einem ersten Schritt wurde  $ETN^{15+}$  aus dem Sample aller Männer und Frauen berechnet. Es zeigt sich, daß, mit Ausnahme der jungen Beschäftigten mit kurzer abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit, ein beträchtlicher Anteil der Arbeitnehmer erwarten kann, 15 oder mehr Jahre Betriebszugehörigkeit zu erreichen. Dabei steigt die Wahrscheinlichkeit – mit einigen Ausnahmen – mit der zum Zeitpunkt der Querschnitterhebung abgeschlossenen Betriebszugehörigkeitsdauer deutlich an, wobei nach 5 Jahren abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit ein Sprung

erkennbar ist. So können weit mehr als die Hälfte der Arbeitnehmer mit mehr als 5 Jahren abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit erwarten, auch nach 15 Jahren noch dem gleichen Betrieb anzugehören. Nicht so deutlich erkennbar ist ein Zusammenhang der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit mit dem Alter der Arbeitnehmer. Die Wahrscheinlichkeit eine Betriebszugehörigkeitsdauer von 15 oder mehr Jahren zu erreichen, steigt von den jungen zu den mittleren Altersklassen hin an, sinkt aber in der Klasse der 45 bis 49jährigen Arbeitnehmer wieder. Dies ist sicherlich auf den mit etwa 59 Jahren beginnenden Übergang in die Altersrente zurückzuführen.

In einem weiteren Schritt wurde  $ETN^{15+}$  getrennt aus den Samples für Frauen und Männer berechnet. Hier zeigen sich die auch theoretisch erwarteten deutlichen Unterschiede zwischen Frauen und Männern<sup>21</sup>. Bis auf eine Ausnahme in der Altersgruppe 45 bis 49 sind die Wahrscheinlichkeiten, mehr als 15 Jahre Betriebszugehörigkeit zu erreichen, bei den Männern deutlich höher als bei den Frauen. So kann nur etwa die Hälfte der Frauen mit mindestens 5 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit erwarten, auch nach 15 Jahren noch dem Betrieb anzugehören. Bei den Männern gilt dies aber für mehr als zwei Drittel derjenigen mit mehr als 5 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit.

#### 4.2 Regressionsmodelle

Die in Abschnitt 3.2 vorgestellten Regressionsmodelle mit  $ETN^{15+}$  als endogener Variable wurden für alle Frauen und Männer der Altersgruppen 20 bis 40 Jahre sowie für die 40 bis 44jährigen mit 5 und mehr Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit geschätzt<sup>22</sup>. Hiermit soll überprüft werden, ob die in Abschnitt 4.1 zunächst deskriptiv beobachteten Unterschiede der Verweilwahrscheinlichkeiten zwischen Frauen und Männern und deren Zusammenhang mit der abgeschlossenen Betriebszugehörigkeitsdauer und dem Alter auch in ökonometrischen Modellen Bestand haben.

Zunächst ist festzuhalten, daß sich die nach der Methode der kleinsten Quadrate und die nach dem Logitansatz geschätzten Ergebnisse kaum

---

<sup>21</sup> Diese Differenz zeigt sich ebenso bei den nach dem gleichen Verfahren berechneten Wahrscheinlichkeiten, eine Betriebszugehörigkeitsdauer von 20 Jahren zu erreichen, sowohl für die Bundesrepublik als auch für die U.S.A. (vgl. *Bellmann / Schasse* (1988)).

<sup>22</sup> Die Gruppe der Beschäftigten im Alter von 40 bis 44 Jahren mit weniger als 5 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit wurde hier ebenso ausgeschlossen wie die der 44- bis 49jährigen Arbeitnehmer, da davon ausgegangen werden muß, daß die für diese Gruppen geschätzten Verweilraten durch sehr geringe Besetzungszahlen in den in die Berechnung eingehenden Altersklassen der 55- bis 59jährigen und der 60- bis 64jährigen stark verzerrt sind. Dies gilt besonders für Beschäftigte dieser Altersklassen mit bis zu 5 Jahren abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit.



Tabelle 2

## Schätzfunktionen I.: Die Modelle M1, M2, und M3

	endogene Variable: ETN15+			endog. Variable: LOGIT(ETN15+)		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
A	4.297 (2.31)* [2.42]*	1.737 (0.43) [0.46]	3.017 (0.73) [0.74]	0.292 (2.82)** [3.10]**	0.046 (0.24) [0.25]	0.169 (0.85) [0.84]
A <sup>2</sup>	-0.067 (2.27)* [2.49]*	-0.012 (0.18) [0.20]	0.040 (0.60) [0.59]	-0.0045 (2.71)* [3.17]**	0.047 (0.02) [0.02]	-0.0022 (0.70) [0.67]
TN	3.047 (2.98)** [3.21]**	8.650 (3.89)** [4.94]**	5.849 (2.57)* [2.72]**	0.207 (3.63)** [3.90]**	0.409 (3.93)** [4.82]**	0.308 (2.83)** [3.00]**
TN <sup>2</sup>	0.029 (0.38) [0.44]	-0.434 (2.64)* [3.18]**	-0.203 (1.21) [1.30]	-0.0030 (0.71) [0.86]	-0.021 (2.79)** [3.20]**	-0.012 (1.52) [1.65]
Const.	-54.07 (1.89) [1.96]	-14.598 (0.23) [0.25]	-34.328 (0.54) [0.57]	-6.544 (4.11)** [4.38]**	-2.500 (0.86) [0.89]	-4.522 (1.49) [1.51]
R <sup>2</sup> R <sup>2</sup> -adj.	0.914 0.893	0.752 0.690	0.502 0.448	0.898 0.872	0.742 0.677	0.504 0.450
N	21	21	42	21	21	42

Unter den Regressionskoeffizienten sind in runden Klammern die absoluten *t*-Werte und in eckigen Klammern die heteroskedastie-bereinigten absoluten *t*-Werte ausgegeben.

\* = signifikant bei  $\alpha = 0.05$  (zweiseitiger Test);

\*\* = signifikant bei  $\alpha = 0.01$  (zweiseitiger Test).

$LOGIT(ETN^{15+}) = LN(ETN^{15+}/(1-ETN^{15+}))$ .

Quelle: Eigene Berechnungen nach Tabelle 1 auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels, Welle 1, 1984 (vorläufige Fassung).

unterscheiden. Ein Vergleich der Modelle *M1* und *M2* (Tabelle 2), der Modelle für die Frauen und Männer, zeigt auf den ersten Blick wesentliche Unterschiede: Bei den Frauen ist der Einfluß der Altersvariablen auf dem Niveau von  $\alpha = 0.05$  bei einem zweiseitigen Test gesichert, während diese Variablen bei den Männern insignifikant sind. Dagegen ist bei den Männern die abgeschlossene Dauer der Betriebszugehörigkeit in linearer und quadrierter Form bei einem Niveau von  $\alpha = 0.01$  gesichert, während diese Aussage nur für den linearen Term bei den Frauen gilt. Aus diesem Grund verbietet sich die Interpretation des Modells *M3* sofort, da es aus den gepoolten Daten der Frauen und Männer geschätzt wurde, ohne aber geschlechtsspezifische Interaktionsvariablen oder eine Dummyvariable für das Geschlecht aufzunehmen.

Im gepoolten Modell *M4* (Tabelle 3) erweisen sich die abgeschlossene Dauer der Betriebszugehörigkeit in linearer und quadrierter Form als signi-

Tabelle 3

## Schätzfunktionen II.: Die Modelle M4, M5 und M6

	endogene Variable: ETN15+			endog. Variable: LOGIT(ETN15+)		
	M4	M5	M6	M4	M5	M6
A	3.440 (1.43) [1.40]	3.017 (1.24) [1.15]	0.523 (2.08)* [1.80]	0.186 (1.61) [1.56]	0.169 (1.46) [1.33]	0.030 (2.41)* [2.04]
A <sup>2</sup>	-0.040 (1.03) [1.03]	-0.040 (1.02) [0.94]		-0.0022 (1.20) [1.13]	0.022 (1.19) [1.06]	
TN	5.682 (4.16)** [4.59]**	5.849 (4.37)** [4.68]**	3.176 (8.45)** [9.99]**	0.292 (4.45)** [5.02]**	0.308 (4.84)** [5.26]**	0.147 (7.94)** [9.20]**
TN <sup>2</sup>	-0.203 (2.08)* [2.28]*	-0.203 (2.05)* [2.18]*		-0.012 (2.62)* [2.85]**	-0.012 (2.60)* [2.75]**	
SEX	0.017 (0.00) [0.00]	-24.448 (8.39)** [9.06]**	-24.448 (8.09)** [8.50]**	-0.292 (0.42) [0.40]	-1.175 (8.48)** [9.16]**	-1.175 (7.91)** [8.32]**
A*SEX	-0.846 (1.77) [1.70]			-0.034 (1.48) [1.38]		
TN*SEX	0.334 (0.47) [0.58]			0.032 (0.94) [1.20]		
Const.	-34.337 (0.91) [0.90]	-22.104 (0.59) [0.56]	-20.570 (2.65)* [2.31]*	-4.376 (2.43)* [2.43]*	-3.935 (2.21)* [2.08]*	-1.500 (4.01)** [3.48]**
R <sup>2</sup>	0.846	0.831	0.808	0.846	0.835	0.799
R <sup>2</sup> -adj.	0.814	0.808	0.793	0.814	0.812	0.783
N	42	42	42	42	42	42

Unter den Regressionskoeffizienten sind in runden Klammern die absoluten *t*-Werte und in eckigen Klammern die heteroskedastie-bereinigten absoluten *t*-Werte ausgegeben:

\* = signifikant bei  $\alpha = 0.05$  (zweiseitiger Test);

\*\* = signifikant bei  $\alpha = 0.01$  (zweiseitiger Test).

$LOGIT(ETN^{15+}) = LN(ETN^{15+}/(1-ETN^{15+}))$ .

Quelle: Eigene Berechnungen nach Tabelle 1 auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels, Welle 1, 1984 (vorläufige Fassung).

fikant. Das positive Vorzeichen des quadrierten Terms zeigen einen zunächst positiven, mit zunehmender Betriebszugehörigkeit kleiner werdenden Einfluß an, der für beide Gruppen nach etwa 14 Jahren abgeschlossener Betriebszugehörigkeit sogar negativ wird. Die Interaktionsvariablen *A\*SEX* und *TN\*SEX* und der Geschlechtsdummy *SEX* sind dagegen insignifikant. Allerdings wird der Einfluß der Geschlechtszugehörigkeit lediglich durch Multikollinearität überdeckt, denn der Einfluß der Interaktions-

variablen ist bei einem F-Test bei  $\alpha = 0.001$  gesichert. Weiterhin ist der Dummy für das Geschlecht bei  $\alpha = 0.01$  gesichert, wenn die Interaktionsterme unberücksichtigt bleiben (*M5* und *M6*, Tabelle 3).

Vergleicht man die Modelle *M4*, *M5* und *M6* anhand der Ergebnisse der diagnostischen Tests (Tabelle A2 im Anhang), so gilt, daß die Variable *SEX* bei der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate in allen Fällen und die Variable *A\*SEX* in einem Fall Heteroskedastie verursachen, während ein Test auf die Angemessenheit der funktionalen Form zweimal ablehnt. Nach der logistischen Transformation der abhängigen Variable führen nur in je einem Fall die Variable *SEX* und die Variable *A\*SEX* zu Heteroskedastie. Je einmal lehnen der Rainbow-Test und *RESET* die Nullhypothese einer korrekten funktionalen Form des Schätzmodells ab. Signifikante Ausreißer sind in den Modellen *M4* bis *M6* nicht festzustellen.

## 5. Schlußbemerkungen

Die aus unterschiedlichen Theorieelementen abgeleitete Hypothese geschlechtsspezifischer Differenzen in der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit von abhängig Beschäftigten konnte unter Zuhilfenahme der von *Hall* vorgestellten Methode zur Berechnung von Verweilwahrscheinlichkeiten im Betrieb bestätigt werden<sup>23</sup>. Frauen haben eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit als Männer, längerfristige Beschäftigungsverhältnisse zu erreichen. Die strenge Annahme stabiler Bedingungen, die die Berechnung der Verweilraten voraussetzt, relativiert dieses Ergebnis jedoch nicht unbeträchtlich. Zudem stößt das Verfahren zur Bestimmung der erwarteten Betriebszugehörigkeit aufgrund des beschränkten Umfangs des hier verwendeten Datensatzes an Grenzen, wenn die Verweilraten für stärker differenzierte Subgruppen berechnet werden sollen. Dies ist aber anzustreben, denn es ist zu erwarten, daß z. B. auch das Ausbildungsniveau oder die Branchenzugehörigkeit einen Einfluß auf die erwartete Betriebszugehörigkeitsdauer ausüben. Es erscheint daher notwendig, unsere Ergebnisse anhand anderer Methoden zur Analyse der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit – z. B. der Ereignisanalyse<sup>24</sup> – zu bestätigen und zusätzliche Variablen hinsichtlich ihres Einflusses auf die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit zu überprüfen.

Wenn, wie es die theoretischen Argumente nahelegen, die Erwartungen über die Dauer der Betriebszugehörigkeit darüber bestimmen, ob ein Arbeitsplatzbewerber eingestellt wird, ob in Humankapital investiert wird und ob langfristig implizite Beschäftigungsverträge abgeschlossen werden,

---

<sup>23</sup> Vgl. *Hall* (1982).

<sup>24</sup> Vgl. z. B. *Blossfeld / Hamerle / Mayer* (1986).



dann kann die geringere erwartete Betriebszugehörigkeitsdauer von Frauen ein Grund für Einkommensdifferenzen zwischen Frauen und Männern sein. Eine empirische Untersuchung dieser Hypothese muß mit einer Endogenisierung der erwarteten Dauer der Betriebszugehörigkeit und der Analyse ihrer Determinanten beginnen. In einem zweiten Schritt sind dann individuell geschätzte erwartete Betriebszugehörigkeitsdauern in Einkommensfunktionen für Frauen und Männer aufzunehmen. Erste Untersuchungen dieser Art für amerikanische Männer stellen eine bisher als gesichert angesehene Einkommensdeterminante in Frage: So haben *Abraham* und *Farber* gezeigt, daß der in Querschnittsanalysen feststellbare positive Zusammenhang von Einkommen und abgeschlossener Dauer der Betriebszugehörigkeit (Seniorität) fast verschwindet, wenn für die erwartete Gesamtdauer des Beschäftigungsverhältnisses kontrolliert wird<sup>25</sup>.

### Zusammenfassung

Die geringere Entlohnung von Frauen im Vergleich zu Männern wird mit der größeren Anzahl von Arbeitsplatzwechseln und Erwerbsunterbrechungen erklärt. Die erwartete Dauer der Betriebszugehörigkeit bestimmt darüber, welcher Bewerber eingestellt wird (Screening-Theorie), ob in Humankapital investiert wird (Humankapitaltheorie) und ob langfristige implizite Verträge abgeschlossen werden (Kontrakttheorie). In der vorliegenden Studie wird der Einfluß der abgeschlossenen Dauer der Betriebszugehörigkeit und des Alters der Erwerbstätigen für die Erklärung der erwarteten Betriebszugehörigkeitsdauer empirisch überprüft. Die geschätzten Regressionsmodelle wurden diagnostischen Tests für die Normalverteilung und Heteroskedastizität der Störgrößen sowie die funktionale Form und die Anwesenheit von Ausreißern unterzogen.

### Summary

Lower earnings of females compared to males are attributed to more frequent job changes and career interruptions. Expected job tenure determines which applicant is hired (screening theory), whether investment into human capital is performed (human capital theory) and whether long-term implicit contracts are signed (contract theory). This study attempts to test empirically the influence of current tenure and age of the employees on expected job tenure. The estimated regression models are subjected to diagnostic tests in order to check the normality and heteroscedasticity of the errors, the adequacy of the functional form and the presence of outliers.

---

<sup>25</sup> Vgl. *Abraham / Farber* (1987 a), (1987 b).

## Anhang

Tabelle A1

## Testergebnisse

	endogene Variable: ETN15+			endog. Variable: LOGIT(ETN15+)		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
<b>NORMAL</b>	27.87	86.48	29.44	16.64	74.88	34.59
<b>BP A</b>	6.52	44.02	18.95	4.01*	42.29	24.63
<b>BP TN</b>	40.95	43.35	56.80	41.32	40.24	57.77
<b>BP CLASS1</b>	33.54	33.63	55.42	36.22	39.12	58.07
<b>BP CLASS2</b>	43.05	28.08	57.78	41.54	25.38	54.32
<b>BP A, TN</b>	12.88	73.43	41.45	11.56	69.88	46.34
<b>RAINBOW</b>	10.24	53.91	71.72	14.33	39.87	51.89
<b>RESET 2</b>	79.91	80.39	68.47	43.91	45.68	81.30
<b>RESET P2</b>	28.79	92.84	87.33	43.67	80.85	81.34
<b>OUTLIER</b>	4.188* (46)	2.405 (33)	2.570 (41)	4.129* (46)	2.181 (33)	2.868 (41)

**NORMAL:** Test auf Normalverteilung der Residuen (Jarque / Bera).

**BP var:** Test darauf, ob die Variable „var“ Heteroskedastie hervorruft (Breusch / Pagan).

**RAINBOW:** Test auf funktionale Form (Utts).

**RESET 2:** Test auf funktionale Form; Erweiterung des Ausgangsmodells um die zweite und dritte Potenz der geschätzten endogenen Variable (Thursby / Schmidt).

**RESET P2:** Test auf funktionale Form; Erweiterung des Ausgangsmodells um die zweite und dritte Potenz der ersten Hauptkomponente der Regressormatrix (Thursby / Schmidt).

**OUTLIER:** Ausreißer-Test; in Klammern: Fallnummer (Cook / Weisberg).

Beim **OUTLIER**-Test sind die *t*-Statistiken angegeben, während bei den anderen Tests die Probvalues angegeben, mit welcher Wahrscheinlichkeit (in v.H.) die Nullhypothese abgelehnt wird, obwohl diese korrekt ist. Die Nullhypothese eines Tests wird jeweils abgelehnt, wenn der Probvalue in Prozent kleiner als 5 ist. Ein Stern kennzeichnet diese Fälle.

$$\text{LOGIT}(\text{ETN}^{15+}) = \text{LN}(\text{ETN}^{15+} / (1 - \text{ETN}^{15+})).$$

*Quelle:* Eigene Berechnungen nach Tabelle 2 auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels, Welle 1, 1984 (vorläufige Fassung).

Tabelle A2  
Testergebnisse

	endogene Variable: ETN15+			endog.Variable: LOGIT(ETN15+)		
	M4	M5	M6	M4	M5	M6
NORMAL	61.42	47.96	44.92	42.63	29.79	44.11
BP A	37.78	45.69	49.90	38.18	34.88	39.17
BP TN	28.64	45.51	34.26	31.16	36.55	23.34
BP SEX	3.23*	4.50*	0.92*	6.14	7.85	3.00*
BP CLASS1	32.53	50.92	36.34	31.12	48.87	22.98
BP CLASS2	14.77	28.24	9.61	25.19	39.85	21.30
BP A, TN, SEX		23.93	5.56		29.08	10.62
BP A*SEX	2.70*			4.41*		
BP TN*SEX	10.56			10.06		
BP A, TN, SEX, A*SEX, TN*SEX	32.77			33.31		
RAINBOW	16.50	29.88	7.26	9.89	13.06	1.36*
RESET 2	2.93*	8.36	1.76*	32.17	38.19	3.30*
RESET P2	66.86	67.57	42.39	54.12	54.38	27.73
OUTLIER	3.254 (25)	2.890 (41)	2.638 (41)	3.154 (41)	3.482 (41)	3.080 (41)

Zu den Tests vgl. Tabelle A1 sowie Abschnitt 3.2

$$\text{LOGIT}(\text{ETN}^{15+}) = \text{LN}(\text{ETN}^{15+} / (1 - \text{ETN}^{15+})).$$

Quelle: Eigene Berechnungen nach Tabelle 3 auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels, Welle 1, 1984 (vorläufige Fassung).

Tabelle A3

Ergebnisse der F-Tests, Probvalues in Prozent

Test	(1)		(2)		(3)		(4)	
	ETN15+	LOGIT*	ETN15+	LOGIT*	ETN15+	LOGIT*	ETN15+	LOGIT*
M1	0.00	0.00	0.88	0.18	9.47	4.49		
M2	0.00	0.02	0.48	0.44	5.55	4.11		
M3	0.00	0.00	4.34	2.35	43.39	27.85		
M4	0.00	0.00	0.06	0.03	9.43	2.96	0.00	0.00
M5	0.00	0.00	0.04	0.01	10.00	3.02		
M6	0.00	0.00	0.00	0.00				

$$* \text{LOGIT}(\text{ETN}^{15+}) = \text{LN}(\text{ETN}^{15+} / (1 - \text{ETN}^{15+})).$$

Die Nullhypothesen lauten: (1) Alle Variablen zusammen haben keinen Einfluß. – (2) A und TN haben keinen Einfluß. – (3) A<sup>2</sup> und TN<sup>2</sup> haben keinen Einfluß. – (4) A\*SEX und TN\*SEX haben keinen Einfluß.

Die Nullhypothese eines Tests wird jeweils abgelehnt, wenn der Probvalue in Prozent kleiner als 5 ist.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Tabelle 2 und 3 auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels, Welle 1, 1984 (vorläufige Fassung).



## Literatur

- Abraham, K. G. / Farber, H. S.* (1987 a), Job Duration, Seniority, and Earnings. *American Economic Review* 77, 278 - 297.
- /— (1987b), Returns to Seniority in Union and Nonunion Jobs: A New Look at the Evidence. *NBER Working Paper* 2368.
- Addison, J. T. / Castro, A.* (1987), The Importance of Lifetime Jobs: Differences Between Union and Nonunion Workers. *Industrial and Labor Relations Review* 40, 393 - 405.
- Altonji, J. G. / Shakotko, R. A.* (1987), Do Wages Rise With Seniority? *Review of Economic Studies* 54, 437 - 459.
- Bartel, A. P. / Borjas, G. J.* (1981), Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis, in: *S. Rosen* (Ed.), *Studies in Labor Markets*. Chicago, 65 - 90.
- Bellmann, L.* (1986), *Senioritätentlohnung, betriebliche Hierarchie und Arbeitsleistung*. Frankfurt/New York.
- Bellmann, L. / Schasse, U.* (1988), *Employment Tenure in the United States and Federal Republic of Germany*. Diskussionspapier Nr. 123 des Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover. Hannover.
- Blossfeld, H.-P. / Hamerle, A. / Mayer, K. U.* (1986), *Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. Frankfurt / New York.
- Breusch, T. S. / Pagan, A. R.* (1979), A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica* 47, 1287 - 1294.
- Cain, G. G.* (1985), *The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey*. Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, Special Report No. 37. Madison.
- Carter, S. B.* (1988), The Changing Importance of Lifetime Jobs, 1892 - 1978. *Industrial Relations* 27, 287 - 300.
- Cook, D. R. / Weisberg, S.* (1982), *Residuals and Influence in Regression*. New York / London.
- Dickens, W. T.* (1985), Error Components in Grouped Data: Why It's Never Worth Weighting. Paper presented at the North American Winter meeting of the Econometric Society, December 28. - 30. New York.
- Gerlach, K.* (1987), A Note on Male-Female Wage Differences in West Germany. *Journal of Human Resources* 22, 584 - 592.
- Hall, R. E.* (1982), The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy. *American Economic Review* 72, 716 - 724.
- Hanefeld, U.* (1987), *Das Sozio-ökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption*. Frankfurt / New York.
- Jarque, C. M. / Bera, A. K.* (1980), Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters* 6, 255 - 259.
- Krämer, W. / Sonnberger, H.* (1986), *The Linear Regression Model Under Test*. Würzburg / Wien.

- Mincer, J. / Ofek, H.* (1982), Interrupted Work Careers. *Journal of Human Resources* 17, 3 - 24.
- Mincer, J. / Polachek, S.* (1974), Family Investments in Human Capital: Earnings of Woman. *Journal of Political Economy* 82 (Part 2), 76 - 108.
- /— (1978), An Exchange: Theory of Human Capital and the Earnings of Women: Women's Earnings Reexamined. *Journal of Human Resources* 13, 118 - 134.
- OECD* (1984), The Importance of Long-Term Job Attachment in OECD Countries. *OECD Employment Outlook* September 1984, 55 - 68.
- Rosen, S.* (1985), Implicit Contracts: A Survey. *Journal of Economic Literature* 23, 1144 - 1175.
- Schasse, U.* (1985), Empirie der Diskriminierung: Empirische Untersuchungen zur Einkommensdiskriminierung von Frauen, in: *O. Hübler* (Hrsg.), Beiträge zur Mobilität und Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt, *SAMF* Arbeitspapier 1985 - 5, Arbeitskreis Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung. Paderborn, 151 - 194.
- Spence, M. A.* (1973), Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87, 355 - 374.
- Thursby, J. G. / Schmidt, P.* (1977), Some Properties of Tests for Specification Error in a Linear Regression Model. *Journal of the American Statistical Association* 72, 635 - 641.
- Utts, Y. M.* (1982), The Rainbow Test for Lack of Fit in Regression. *Communications in Statistics – Theory and Methods* 11, 2801 - 2815.
- White, H.* (1980), A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica* 48, 817 - 838.