

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

**Kieler Arbeitspapier Nr. 1162**

**Selektionsverzerrungen, erfragte  
Reservationslöhne und Arbeitslosigkeitsdauer**

von

**Björn Christensen**

April 2003

*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.*

# Selektionsverzerrungen, erfragte Reservationslöhne und Arbeitslosigkeitsdauer\*

## Zusammenfassung:

Der vorliegende Beitrag untersucht den Einfluss erfragter Reservationslöhne zu Anfang der Arbeitslosigkeit auf die Gesamtdauer bis zu einem Übergang in eine Erwerbstätigkeit auf Basis des GSOEP (2000) für Westdeutschland. Dabei findet die Selektivität im Vorliegen von Reservationslohnbeobachtungen, die aufgrund der nur einmal im Jahr stattfindenden Befragung im GSOEP entsteht, durch eine Heckman-Korrektur Eingang in das Modell und die Möglichkeit zensurierter Spells wird über einen Hazardrate-Ansatz mit semiparametrischer unbeobachteter Heterogenitätsschätzung berücksichtigt. Die Ergebnisse zeigen, dass erst bei Verwendung der Selektivitätskorrektur der nach der Theorie erwartete positive Effekt des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer zu beobachten ist, wobei er dann auch in erheblicher Höhe vorliegt.

## Abstract:

This paper deals with the influence of reported reservation wages at the beginning of an unemployment spell on the overall duration until a new job based of the GSOEP (2000) for Western Germany. The selectivity in the reservation wage observations due to only one interview per year in the GSOEP is included in the model by Heckman-correction, and the possibility of censored spells is observed by a Hazard-rate analysis with semiparametric unobserved heterogeneity. The results show that only by correction for the selectivity bias can the theoretically expected positive effect of reservation wages on the unemployment duration be found, whereby it then occurs at a considerable level.

Stichwörter: Arbeitslosigkeitsdauer, Reservationslöhne, Selektivität, Suchtheorie

JEL Klassifikation: C23, E24, J22, J64

Björn Christensen  
Institut für Weltwirtschaft  
24100 Kiel  
Tel.: +49/431/8814 245  
Fax: +49/431/8814 502  
E-mail: b.christensen@ifw-kiel.de

---

\* Die in diesem Arbeitspapier verwendeten Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) wurden vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt.

# Inhalt

1	Das Problem .....	1
2	Das ökonometrische Vorgehen .....	6
2.1	Die zweistufige Schätzung nach Heckman zur Ermittlung der selektionskorrigierten Reservationslohnangaben .....	6
2.2	Die Hazardrate-Analyse als Schätzmethode zur Ermittlung des Reservationslohneffekts auf die Arbeitslosigkeitsdauer .....	9
2.2.1	Die Grundlagen .....	9
2.2.2	Mögliche parametrische Verteilungen der Verweildauer und ihre Auswahl .....	12
2.2.3	Das Problem der unbeobachteten Heterogenität .....	15
3	Die Datengrundlage .....	18
4	Ergebnisse der Modellschätzungen .....	22
4.1	Die Selektionskorrektur der erfragten Reservationslöhne .....	22
4.2	Der Einfluss des selektionskorrigierten Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer .....	25
4.2.1	Die Auswahl der parametrischen Verteilungen der Verweildauer .....	25
4.2.2	Schätzungen unter Berücksichtigung möglicher unbeobachteter Heterogenität .....	27
4.3	Kritische Diskussion der identifizierenden Variablen .....	30
5	Schlussbemerkungen .....	32
Anhang 1	— Score Test auf unbeobachtete Heterogenität .....	33
Anhang 2	— Tabellen .....	35
Anhang 3	— Abbildungen .....	43
Literatur	.....	44

# 1 Das Problem

Der Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer spielt wirtschaftspolitisch eine wichtige Rolle, weil über die Höhe und die Dauer der Transferzahlungen bei Arbeitslosigkeit der Arbeitslose nach den suchtheoretischen Vorstellungen seinen individuellen Suchprozess optimiert und dabei einen minimalen Lohnsatz ansetzt, ab dem er eine offerierte Beschäftigung akzeptiert. Somit spiegelt der individuelle Reservationslohn die Bereitschaft wider, Lohnabschläge zu akzeptieren, um wieder in Beschäftigung zu kommen.

Empirische Untersuchungen zum Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeit gibt es denn auch viele, wobei eine Schwierigkeit darin besteht, dass der persönliche Reservationslohn des Arbeitslosen erfragt werden muss, um ihn in die Analyse einzubeziehen.<sup>1</sup> Dabei gilt grundsätzlich, dass entweder unikausal der Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer untersucht wird, oder in den Regressionen zusätzlich berücksichtigt wird, dass die Dauer der Arbeitslosigkeit ebenfalls einen Einfluss auf den Reservationslohn haben kann, wobei letzteres zumeist über einen Instrument-Variablen-Ansatz Eingang in die Untersuchung findet (vgl. Tabelle 1).<sup>2</sup> Die Ergebnisse sind dabei nicht eindeutig, allerdings kann zusammenfassend gesagt werden, dass insignifi-

---

<sup>1</sup> Eine Ausnahme stellen Untersuchungen dar, die nur Löhne von (Wieder-)Beschäftigten betrachten und auf dieser Datenbasis Rückschlüsse auf den Reservationslohn zulassen, vgl. z.B. den Stochastic-Frontier-Ansatz von Cornwell und Schneider (2000) und die selektionskorrigierte ML-Schätzung von Groot (1990).

<sup>2</sup> Christensen (2002) untersucht nur indirekt den Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer, indem die erfragten Reservationslöhne prognostizierten offerierten Löhnen über die Arbeitslosigkeitsdauer gegenübergestellt werden.

kante oder signifikant positive Effekte<sup>3</sup> des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer ermittelt wurden.<sup>4</sup>

Allerdings weisen diese Formen der Analysen einen Mangel auf: Die Selektivität der Befragungsangaben zum Reservationslohn bleibt unberücksichtigt,<sup>5</sup> wodurch die Schätzungen inkonsistent werden können. Das Problem der Selektivität der erfragten Reservationslöhne kann Abbildung 1 entnommen werden. Nach der Suchtheorie finden Personen mit niedrigerem Reservationslohn schneller eine Arbeit bei einem gegebenen offerierten Lohn, der über dem Reservationslohn liegt. Somit sind unter den Arbeitslosen mit einer größeren Wahrscheinlichkeit Personen mit höherem Reservationslohn. Bei Befragungen bezüglich des individuellen Reservationslohns wird die Dichte der Reservationslöhne somit linkszensiert sein.<sup>6</sup>

---

<sup>3</sup> Die einzige Ausnahme stellt die Untersuchung von Crémieux et al. (1995) dar, die den positiven (negativen) Effekt des Reservationslohns auf die Übergangsrate in Arbeit (auf die Arbeitslosigkeitsdauer) darauf zurückführen, dass in ihrer Untersuchung einige Arbeitslose bereits sicher einen Arbeitsplatz haben und dann hohe Reservationslöhne angeben, vgl. Crémieux et al. (1995: 31–32).

<sup>4</sup> Devine und Kiefer (1991) fassen ihre Zusammenstellung empirischer Studien zum Reservationslohn in Bezug auf den Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer deutlicher zusammen: „Reservation wages affect unemployment duration positively.“ (Devine und Kiefer 1991: 76).

<sup>5</sup> Es gibt zwar Untersuchungen, die in Regressionen zur Erklärung des Reservationslohns die Selektivität berücksichtigen, dieses wurde bislang aber nicht auf die Fragestellung des Einflusses auf die Arbeitslosigkeitsdauer übertragen. Vgl. für selektionskorrigierte Untersuchungen der Determinanten des Reservationslohns z.B. Sandell (1980b) oder Schwarze und Raderschall (2002).

<sup>6</sup> Abbildung 1 zeigt die Dichte-Funktionen der Löhne nur schematisch nach einer Normalverteilung. In der Regel weisen Dichte-Funktionen von Löhnen allerdings eine Linkszensierung bei zusätzlicher Linksschiefe auf, weil die Löhne aufgrund von Mindesteinkommen etc. nach unten begrenzt sind.

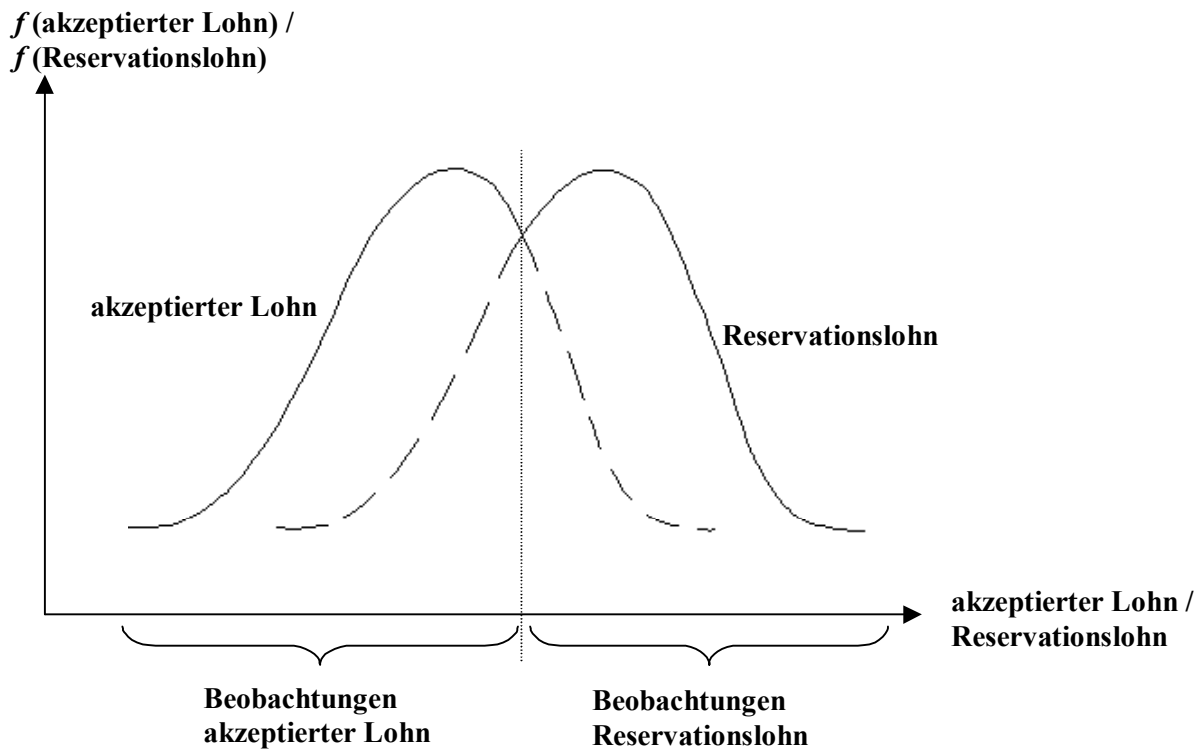
Tabelle 1 — Empirische Untersuchungen zum Einfluss erfragter Reservationslöhne auf die Arbeitslosigkeitsdauer bzw. die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit

	<b>Daten</b>	<b>Analyse-Methode</b>	<b>Ergebnisse</b> (Wirkung einer 1% Anhebung des Reservationslohns <sup>a</sup> )
Barron und Mellow (1981)	USA 1976	Multinominales Logit zur Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit	Signifikanter negativer Effekt (Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit sinkt um 0,32%)
Crémieux, P.-Y. et al. (1995)	Kanada 1993	Hazardrate Analyse zur Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit	Signifikanter positiver Effekt (Übergangsrate steigt um 0,50% bis 0,98%)
Gorter und Gorter (1993)	Niederlande 1985–87	Instrument-Variablen-Ansatz zur Arbeitslosigkeitsdauer für verschiedene Subsamples	Insignifikanter Effekt
Heath und Swann (1999)	Australien 1995	Instrument-Variablen-Ansatz zur Arbeitslosigkeitsdauer	Insignifikanter Effekt
Jones (1988)	Großbritannien 1982	Instrument-Variablen-Ansatz zur Arbeitslosigkeitsdauer	Signifikant positiver Effekt (2,67% bis 7,16%)
Lancaster (1984) / Lancaster und Chesher (1984)	Großbritannien 1972–74; zwei Datensätze	Instrument-Variablen-Ansatz zur Arbeitslosigkeitsdauer	(in)signifikant positiver Effekt (0,90% bis 2,76%)
Prasad (2001)	Deutschland 1984–97	Instrument-Variablen-Ansatz zur Arbeitslosigkeitsdauer	Signifikant positiver Effekt (3,36% bis 4,43%)
Sandell (1980a)	USA 1972 (nur Frauen)	OLS zur Arbeitslosigkeitsdauer	Signifikant positiver Effekt (--)

<sup>a</sup>Nur für signifikante Einflüsse; -- nicht darstellbar.

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

Abbildung 1 — Die Selektivität erfragter Reservationslohnangaben



Quelle: Eigene Darstellung.

Da die erfragten Reservationslöhne nur von zur Zeit des Interviews arbeitslosen Personen bekannt sind, wird speziell bei kurzer Arbeitslosigkeitsdauer und bei seltenen Interviews – im GSOEP nur ein Mal im Jahr – die Wahrscheinlichkeit, von allen arbeitslosen Personen eine Reservationslohnangabe zu erhalten, gering sein. Tabelle 2 zeigt das Ausmaß dieses Effekts.

Für 639 Personen im GSOEP liegen Reservationslohnbeobachtungen bzw. akzeptierte Löhne nach Arbeitslosigkeit vor, sofern sie eine Arbeitslosigkeitsdauer von mindestens einem Monat und höchstens 12 Monaten aufweisen.<sup>7</sup> Lediglich für etwa 40% dieses Samples (260 Beobachtungen) liegen Reserva-

---

<sup>7</sup> Diese Einschränkung wird gemacht, da Christensen (2003) speziell für diese Gruppe der Arbeitslosen eine hohe Validität der erfragten Reservationslöhne im GSOEP ermittelt hat. Vgl. dazu auch die Anmerkungen in Kapitel 3.

tionslohnbeobachtungen vor, d.h. bei ausschließlicher Verwendung des erfragten Reservationslohns für Nicht-Langzeitarbeitslose in einer Regressionsanalyse über den Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer würden mehr als die Hälfte aller relevanten Beobachtungen gar nicht in die Untersuchung eingeschlossen, wobei die ausgewählte Gruppe einer starken Selektivität unterliegt, wie der um etwa 8% höhere mittlere Reservationslohn gegenüber dem mittleren akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit zeigt (Tabelle 2).

Tabelle 2 — Beobachtungen<sup>a</sup> erfragter Reservationslöhne und akzeptierter Löhne im GSOEP bei einer Arbeitslosigkeitsdauer bis 12 Monaten

	Reservationslöhne	Akzeptierte Löhne <sup>b</sup>
Anzahl der Beobachtungen	260	379
Mittelwert	2.521 DM <sup>c</sup>	2.332 DM <sup>c</sup>

<sup>a</sup>Alle Angaben beziehen sich auf den Regressionsdatensatz, vgl. dazu Kapitel 3. — <sup>b</sup>Nur Beobachtungen aus Jahren, in denen auch der Reservationslohn erfragt wurde. — <sup>c</sup>In Preisen von 1995.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Um diesen Umstand zu berücksichtigen, wird im Folgenden erst eine Selektionskorrektur für die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit durchgeführt. Anschließend werden für das Gesamt-Sample der Nicht-Langzeit-Arbeitslosen selektionskorrigierte Reservationslöhne prognostiziert. Diese werden dann in einer Hazardrate-Analyse verwendet, um ihren Einfluss auf die Arbeitslosigkeitsdauer zu untersuchen.<sup>8</sup>

Die Arbeit gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 wird der ökonometrische Schätzansatz vorgestellt, der zum einen die Selektionskorrektur für den erfragten Reservationslohn und zum anderen die Hazardrate-Analyse zur Arbeitslosigkeits-

---

<sup>8</sup> Nach Kenntnis des Autors wird ein derartiger Ansatz zur Untersuchung des Einflusses erfragter Reservationslöhne auf die Arbeitslosigkeitsdauer bisher in der Literatur nicht verwendet.



dauer enthält. In Kapitel 3 wird die Datenbasis des Sozio-oekonomischen Panels und die Generierung der verwendeten Stichprobe präsentiert. In Kapitel 4 wird das vorgestellte Modell genauer spezifiziert und geschätzt. Außerdem wird in diesem Abschnitt die Auswahl der identifizierenden Variablen anhand einer alternativen Variablenauswahl auf ihre Güte hin untersucht. Abschließende Bemerkungen finden sich in Kapitel 5.

## 2 Das ökonometrische Vorgehen

### 2.1 Die zweistufige Schätzung nach Heckman zur Ermittlung der selektionskorrigierten Reservationslohnangaben

Um auch für die Personengruppe der Wiederbeschäftigten, für die nur akzeptierte Löhne vorliegen, eine Reservationslohnangabe zu prognostizieren, die dann in der Analyse des Einflusses auf die Arbeitslosigkeitsdauer berücksichtigt werden soll, muss eine Selektionskorrektur der Reservationslohnbeobachtungen vorgenommen werden. Ein gängiges Verfahren stellt in diesem Fall die zweistufige Schätzmethode nach Heckman (1976, 1979) dar.<sup>9</sup>

Man unterscheidet dabei zwei lineare Gleichungen, die von erklärenden Variablen und unbeobachteten Störtermen abhängen:

$$(1) \quad y_{1i}^* = x'_{1i} \beta_1 + u_{1i}$$

$$(2) \quad y_{2i}^* = x'_{2i} \beta_2 + u_{2i}$$

---

<sup>9</sup> Vgl. für eine allgemeine Darstellung der zweistufigen Schätzmethode nach Heckman, die auch als Heckit-Schätzer bezeichnet wird, z.B. Johnston und DiNardo (1997: 447–450), Greene (2000: 928–933) oder Wooldridge (2002: 560–566).

Dabei bildet die erste Gleichung die Selektivität ab (arbeitslos/nicht mehr arbeitslos), während die zweite Gleichung das Niveau der interessierenden Variable (erfragter Reservationslohn) bestimmt. Für die beobachtbaren Daten lautet das Modell dann:

$$(3) \quad y_{2i} = \begin{cases} 0 & \text{falls } y_{1i}^* \leq 0 \\ y_{2i}^* & \text{falls } y_{1i}^* > 0 \end{cases}$$

Für die Störterme wird eine gemeinsame Normalverteilung angenommen:

$$(4) \quad \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right)$$

Außerdem gilt  $\sigma_{12} = \rho\sigma_1\sigma_2$ , wobei  $\rho$  die Korrelation zwischen den Störtermen angibt.

Für den bedingten Erwartungswert der interessierenden Variable gilt

$$(5) \quad E(y_{2i}^* | x_{2i}, y_{1i}^* > 0) = x_{2i}'\beta_2 + \frac{\sigma_{21}}{\sigma_1} \cdot \frac{\phi\left(-\frac{x_{1i}'\beta_1}{\sigma_1}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{x_{1i}'\beta_1}{\sigma_1}\right)}$$

Über die Definition der sogenannten inversen Mill's ratio,

$$(6) \quad \lambda = \frac{\phi\left(-\frac{x_{1i}'\beta_1}{\sigma_1}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{x_{1i}'\beta_1}{\sigma_1}\right)},$$

die die Wahrscheinlichkeit der Selektivität widerspiegelt, kann das Schätzverfahren wie folgt zusammengefasst werden:

1. Stufe: Schätzung eines Probits zur Selektivität und Berechnung von  $\lambda$ .
2. Stufe: Schätzung des selektionskorrigierten linearen Modells nach (5) und (6) als

$$(7) \quad y_{2i} = x'_{2i} \beta_2 + \frac{\sigma_{21}}{\sigma_1} \lambda + \varepsilon_2$$

Die Maximum-Likelihood-Schätzung von (7) ist konsistent,<sup>10</sup> dabei allerdings nicht effizient, weil  $\varepsilon_2$  heteroskedastisch ist. Ein Verfahren, das zusätzlich asymptotische Effizienz gewährleistet, ist der Full-Information-Maximum-Likelihood-Ansatz, der allerdings in kleineren Stichproben eine größere Verzerrung als die zweistufige Heckman-Methode aufweist.<sup>11</sup>

Da es sich bei dem Heckman-Schätzer um ein Zwei-Gleichungssystem handelt, müssen die Selektions- und die Niveau-Gleichung identifiziert werden. Im Grunde ist diese Bedingung schon durch die Nichtlinearität der inversen Mill's ratio gewährleistet, allerdings weist diese über dem mittleren Wahrscheinlichkeitsbereich einen nahezu linearen Verlauf auf. Daher werden in der Regel, sofern sich theoretisch begründete Ausschlussrestriktionen finden lassen, die Selektionsgleichung oder beide Gleichungen über zusätzliche exogene Variablen identifiziert.

In der vorliegenden Analyse werden die aus Christensen (2003) bekannten identifizierenden Variablen verwendet, allerdings werden auch alternative Identifikationsrestriktionen zur Überprüfung der Validität der Schätzergebnisse getestet (vgl. Kapitel 4.1 und 4.3).

---

<sup>10</sup> Es wird dabei vorausgesetzt, dass  $u_1$  normalverteilt und  $\varepsilon_2$  unabhängig von  $\lambda$  ist.

<sup>11</sup> Vgl. z.B. Nelson (1984), Nawata (1994) und Leung und Yu (1996).

## 2.2 Die Hazardrate-Analyse als Schätzmethode zur Ermittlung des Reservationslohneffekts auf die Arbeitslosigkeitsdauer

Da die zu untersuchende Variable die Dauer der Arbeitslosigkeit bis zu einem Übergang in ein Beschäftigungsverhältnis ist, liegen für einen Teil der Beobachtungen nur zensierte Spells vor. Aus diesem Grunde wird die Hazardrate-Analyse als valider ökonomischer Ansatz gewählt.<sup>12</sup> Als Spezifikationsform dient dabei der parametrische Ansatz für stetige Daten.<sup>13</sup>

### 2.2.1 Die Grundlagen

Die nichtnegative und stetige Zufallsvariable  $T$  beschreibe die Zeitdauer bis zum Auftreten eines Ereignisses und habe eine Dichte- bzw. Verteilungsfunktion, für die gilt:

$$(8) \quad F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du$$

---

<sup>12</sup> Vgl. für eine Einführung in die Hazardrate-Analyse z.B. Kalbfleisch und Prentice (1980), Blossfeld, Hamerle und Mayer (1986) oder Kiefer (1988). Die Darstellung in diesem Kapitel ist im Wesentlichen an Blossfeld, Hamerle und Mayer (1986) angelehnt.

<sup>13</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 ist, wenn die Intervallbreite ein Viertel oder weniger der mittleren Episodenlänge beträgt. Diese Bedingung ist im vorliegenden Fall erfüllt, da die durchschnittliche GesamtsPELLlänge knapp 8 Monate beträgt.

Die Verteilungsfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit an, mit der bis zum Zeitpunkt  $t$  das Ereignis „Beschäftigung nach Arbeitslosigkeit“ eingetreten ist. An allen Stellen, an denen  $F(t)$  differenzierbar ist, gilt

$$(9) \quad f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{dF(t)}{dt} \quad (\Delta t > 0)$$

Die Dichtefunktion  $f(t)$  gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass das Ereignis in einem marginal kleinen Zeitintervall eintritt.

Unter diesen Annahmen ist die Hazardrate definiert als der Grenzwert der bedingten Wahrscheinlichkeit,<sup>14</sup> dass eine Episode im Intervall  $[t, t + \Delta t)$  unter der Voraussetzung zu Ende geht, dass sie bis zum Beginn des Intervalls andauert:

$$(10) \quad \lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (\Delta t > 0)$$

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

$$(11) \quad S(t) = P(T > t) = \exp \left( - \int_0^t \lambda(u) du \right)$$

Für die Berücksichtigung parametrischer Kovariableneinflüsse (Regression) wird die Hazardrate allgemein wie folgt definiert:

$$(12) \quad \lambda(t|x) = \lambda_0(t) \cdot g(x; \beta)$$

---

<sup>14</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, Hamerle und Mayer 1986: 32).

wobei  $\lambda_0$  die sogenannte Basisübergangsrate (Baseline-Hazardrate) darstellt,<sup>15</sup> die für die einzelnen Individuen konstant ist.  $x$  kennzeichnet einen Vektor von individuenspezifischen Kovariablen und  $\beta$  ist der zu schätzende Kovariablenvektor. Die Funktion  $g(x; \beta)$  modelliert den Einfluss der Kovariablen auf die Hazardrate. Für diese wird unterstellt, dass

$$(13) \quad g(x; \beta) = g(x'\beta)$$

gilt, d.h. man geht davon aus, dass die Kovariablen über eine Funktion der Linearkombination  $x'\beta$  multiplikativ auf die Hazardrate  $\lambda(t)$  wirkt.<sup>16</sup> Außerdem wird für die Funktion  $g$  aufgrund der Nichtnegativität der Hazardrate zumeist eine Funktion gewählt, die nur positive Werte annehmen kann, nämlich

$$(14) \quad g(x'\beta) = \exp(x'\beta)$$

Die Likelihood der Gleichungen (8) bis (14) ergibt sich dann als:<sup>17</sup>

$$(15) \quad L = \prod_{i=1}^n \lambda_i(t_i | x_i)^{\delta_i} S_i(t_i | x_i)$$

mit

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

Eine Rechtszensierung eines ArbeitslosigkeitssPELLS tritt in der vorliegenden Untersuchung dann auf, wenn ein Arbeitsloser bis zum Ende des Beobachtungs-

---

<sup>15</sup> Die Basisübergangsrate ist die Hazardrate für  $g(x; \beta) = 1$ .

<sup>16</sup> Das Modell besteht somit aus zwei Teilen, zum einen aus einem Teil, der die zugrundeliegende Verteilung spezifiziert, zum anderen aus dem Teil, der den Einfluss der Kovariablen widerspiegelt.

<sup>17</sup> Es wird dabei angenommen, dass der Zensierungsmechanismus nicht informativ ist (random censoring), d.h. dass die Verteilung der zensierten Zeiten nicht von den die Verteilung der abgeschlossenen Dauer bestimmenden Parametern abhängt (vgl. Hamerle und Tutz 1989: 43–44).

zeitraums entweder keine Beschäftigung gefunden hat oder in einen nicht betrachteten Endzustand (Mutterschutz u.ä.) gewechselt ist.

### 2.2.2 Mögliche parametrische Verteilungen der Verweildauer und ihre Auswahl

Zur Parametrisierung des Effekts der Verweildauer auf die Hazardrate können verschiedene funktionale Formen unterstellt werden.<sup>18</sup> In Anlehnung an die gängigen Verteilungen werden in dieser Analyse folgende Parametrisierungen für die Verweildauer verwendet (Tabelle 3).<sup>19</sup>

Tabelle 3 — Mögliche Parametrisierungen der Verweildauer

Verteilung	Dichte-Funktion
Weibull	(16) $f(w) = \exp(w - \exp(w))$
Lognormal	(17) $f(w) = \phi(w)$
Loglogistisch	(18) $f(w) = \exp(w)[1 + \exp(w)]^{-2}$
Gamma	(19) $f(w) = \exp[\theta w - \exp(w) - \log(\theta)]$

wobei  $w = (\log(t) - \beta) / \sigma$  ;  $\lambda = \exp(-\beta)$  ;  $p = 1/\sigma$  ;  $\Gamma(\theta, t)$  als unvollständiges Gamma-Integral

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Greene (2002: E27–2, E27–3).

<sup>18</sup> Als alternativer Ansatz hätte auch der semiparametrische Schätzansatz des Proportional-Hazards nach Cox (1972, 1975) gewählt werden können, der eine Verteilungsannahme überflüssig macht. Da sich für diesen Ansatz in der ökonomischen Standard-Software keine unbeobachtete Heterogenität mit semiparametrischer Mischkomponente (vgl. Kapitel 2.2.3) berücksichtigen lässt, wird hier nicht weiter auf diese Modellklasse eingegangen.

<sup>19</sup> Auf die Darstellung der Exponential-Verteilung als Spezialfall der Weibull-Verteilung ( $p = 1$ ) wird an dieser Stelle verzichtet, da diese Verteilung nur eine konstante Hazardrate zulässt.

Für die verallgemeinerte  $F$ -Verteilung, die alle anderen dargestellten Verteilungen als Spezialfälle enthält, gilt unter  $z = (\lambda t)^p$  als  $F$ -Verteilung mit  $2M1$  und  $2M2$  als Freiheitsgraden:

$$(20) \quad f(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{\beta(M1, M2) K^{M1} \cdot (1 + K)^{-(M1+M2)}}$$

wobei 
$$K = (M1/M2)(\lambda t)^p; \quad \beta(M1, M2) = \frac{\Gamma(M1)\Gamma(M2)}{\Gamma(M1 + M2)}$$

Um die Parametrisierung der Verteilungsfunktion möglichst sparsam vorzunehmen, kann anhand von Likelihood-Ratio-Tests (LR-Tests) untersucht werden, ob einzelne Parameter der verallgemeinerten  $F$ -Verteilung, die vier strukturelle Parameter aufweist,<sup>20</sup> restringiert werden können<sup>21</sup> und damit auf eine einfachere Verteilung zurückgegriffen werden kann. Die Parameter-Restringierungen für den LR-Test sind in Tabelle 4 zusammengefasst.<sup>22</sup>

---

<sup>20</sup> Die vier strukturellen Parameter sind  $\lambda$ ,  $p = 1/\sigma$ ,  $M1$ ,  $M2$ .

<sup>21</sup> Die Anzahl der Parameterrestriktionen gibt dabei im LR-Test die Anzahl der Freiheitsgrade der  $\chi^2$ -Verteilung an. Vgl. für das LR-Test-Prinzip z.B. Johnston und DiNardo (1997: 147–148).

<sup>22</sup> Aus Tabelle 4 ist auch ersichtlich, dass die Gamma-Verteilung die lognormale und die Weibull-Verteilung als Spezialfälle enthält.



Tabelle 4 — Die Spezialfälle der verallgemeinerten  $F$ -Verteilung

Verteilung	Verlauf der Hazardrate über die Verweildauer	Parameterrestringierungen der verallgemeinerten $F$ -Verteilung <sup>a</sup>		Anzahl der restringierten Parameter
Weibull	konstant; stetig ansteigend; stetig fallend	$M1 = 1$	$M2 \rightarrow \infty$	2
Loglogistische	stetig ansteigend, dann fallend; stetig fallend	$M1 = 1$	$M2 = 1$	2
Lognormale	stetig ansteigend, dann fallend	$M1 \rightarrow \infty$	$M2 \rightarrow \infty$	2
Gamma	konstant; stetig ansteigend, dann fallend; stetig fallend; stetig steigend	$M1$ frei	$M2 \rightarrow \infty$	1

<sup>a</sup>  $p = 1/\sigma$  wird für alle Verteilungen frei geschätzt.

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Greene (2002: E27–3).

Da die verallgemeinerte  $F$ -Verteilung eine sehr flexible Kurvenform zulässt,<sup>23</sup> können verzerrte Schätzer aufgrund einer fehlspezifizierten Verteilungsannahme zwar nahezu ausgeschlossen werden, allerdings kann ergänzend zu dem oben vorgestellten Test auch die sogenannte integrierte Hazardrate

$$(21) \quad \Lambda(t) = \int_0^t \frac{f(u)}{1 - F(u)} du = -\ln S(t)$$

<sup>23</sup> Die Hazardrate der verallgemeinerten  $F$ -Verteilung existiert nicht in geschlossener Form und muss approximiert werden, vgl. Greene (2002: E27–3).

berechnet werden, die in grafischer Darstellung bei einer korrekten Verteilungsannahme einen linearen Verlauf mit einem Schnittpunkt im Koordinatenursprung aufweisen muss.<sup>24</sup>

### **2.2.3 Das Problem der unbeobachteten Heterogenität**

Ein Aspekt, der in der Literatur viel Aufmerksamkeit gefunden hat, ist die Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität. Sofern die Unterschiede der individuellen 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, Hamerle und Mayer 1986: 93–101). In diesem Fall kann eine echte Zeitabhängigkeit der Baseline-Hazardrate von einer scheinbaren nicht unterschieden werden.<sup>25</sup>

Um die unbeobachtete Heterogenität im Hazardrate-Modell zu berücksichtigen, wird in der Regel eine Ergänzung um eine multiplikative Heterogenitätskomponente vorgenommen:

$$(22) \quad \lambda(t|x, \varepsilon) = \lambda(t|x) \cdot \varepsilon$$

wobei  $\varepsilon$  eine Zufallsvariable darstellt, die wegen der Nichtnegativität der Hazardrate auf positive Werte beschränkt ist. Außerdem geht man zumeist von der Annahme aus, dass die Heterogenitätskomponente einen Erwartungswert von Eins besitzt, so dass im Mittel  $\lambda(t|x)$  gilt.<sup>26</sup>

---

<sup>24</sup> Vgl. dazu z.B. Kiefer (1988: 661–663)

<sup>25</sup> Vgl. für die Auswirkungen verschiedener Modelle mit unbeobachteter Heterogenität Wangler (1997: 43–64).

<sup>26</sup> Es wird dabei die Annahme getroffen, dass die beobachteten Kovariablen und die Heterogenitätskomponente unabhängig sind. Vgl. für eine kritische Diskussion dieser Annahme Wangler (1997: 84–85).

Zur Berücksichtigung der Heterogenitätskomponente  $\varepsilon$  in der Schätzung des Modells können zwei unterschiedliche Wege beschritten werden: Zum einen kann für die Verteilung des Fehlerterms  $G(\varepsilon)$  eine parametrische Verteilungsannahme getroffen werden, so dass die Koeffizienten der Kovariablen simultan mit den Parametern der mischenden Verteilung geschätzt werden können.<sup>27</sup> Die Vorteile dieser Vorgehensweise bestehen vor allem in der konsistenten Schätzung der strukturellen Parameter des Regressionsmodells bei korrekter Verteilungsannahme und in der Verfügbarkeit der Schätzmethode in ökonometrischer Software.<sup>28</sup> Der Hauptnachteil dieses Verfahrens liegt in der ex ante unbekanntenen Verteilung der mischenden Verteilung.<sup>29</sup> Außerdem kann, sofern die unbeobachtete Heterogenität durch eine unberücksichtigte Kovariable verursacht sein sollte, diese nicht durch einen stochastischen Störterm aufgefangen werden (vgl. Blossfeld et al. 1986: 100). Die Nicht-Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität kann in diesem Fall eine überlegene Strategie darstellen (vgl. Thoursie 1997: 33–34).<sup>30</sup>

Zum anderen kann die Heterogenitätskomponente aber auch unspezifiziert bleiben. In diesem Fall werden die strukturellen Modellparameter und die endogene Anzahl der sogenannten diskreten Stützstellen  $m$  der semiparametrischen Mischverteilung simultan geschätzt, wobei

---

<sup>27</sup> Solch ein Schätzansatz wurde mit der Fragestellung der Arbeitslosigkeitsdauer in Deutschland u.a. von Hujer und Schneider (1996) und Hujer, Maurer und Wellner (1999) durchgeführt.

<sup>28</sup> Vgl. Wangler (1997: 67–85) für eine ausführliche Darstellung und Diskussion der parametrischen Modellierung der Heterogenitätskomponente im Hazardrate-Modell.

<sup>29</sup> So zeigen Heckman und Singer beispielsweise anhand eines einzelnen Datensatzes (1982a, 1982b, 1984), dass die Schätzergebnisse je nach getroffener Verteilungsannahme wesentlich voneinander abweichen können. Allerdings gibt es auch Untersuchungen, die zu robusten strukturellen Modellergebnissen bei unterschiedlicher Verteilungsannahme kommen, vgl. z.B. Manton, Stallard und Vaupel (1986).

<sup>30</sup> Lechner (1996: 4) argumentiert speziell in Bezug auf das GSOEP, dass eine Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität im Allgemeinen unnötig sei, da der Datensatz eine hohe Anzahl an Kontrollvariablen zur Verfügung stellt.

$$(23) \quad E(\varepsilon) = \sum_{m=1}^M p(\varepsilon_m) \varepsilon_m = 0; \quad \sum_{m=1}^M p(\varepsilon_m) = 1 \quad \forall m (m = 1, 2, \dots, M)$$

gelten soll.<sup>31</sup> Der Hauptvorteil dieser Vorgehensweise liegt in der Unabhängigkeit der Ergebnisse von der Verteilungsannahme über die Heterogenitätskomponente. Als Nachteile bleiben die unbekannte Anzahl an Stützstellen der semiparametrischen Verteilung und die relativ schwierige Berechnung der Modellergebnisse.<sup>32</sup> Ersterer Nachteil kann allerdings dadurch ausgeräumt werden, dass die Anzahl der Stützstellen relativ einfach über einen iterativen LR-Test bestimmt werden kann, indem ein Modell mit einer hohen Anzahl Stützstellen geschätzt und auf mögliche Parameterrestriktionen (weniger Stützstellen) untersucht wird.<sup>33</sup> Bei einer Ablehnung des LR-Tests auf Verwendung eines Modells mit zwei Stützstellen gegenüber einem Modell ohne Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität kann dieses zugleich als Test auf unbeobachtete Heterogenität interpretiert werden. Alternativ zu diesem Vorgehen kann als weitere Entscheidungshilfe ein Score-Test auf individuelle Heterogenität (Blossfeld und Hamerle 1987, 1990) durchgeführt werden.<sup>34</sup>

Aufgrund der stärker wiegenden Nachteile der parametrischen Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität und der Verfügbarkeit von Schätzern zum Stützstellenverfahren in LIMDEP 8.0 wird in dieser Arbeit das semiparametrische Verfahren angewandt.

---

<sup>31</sup> Solch ein Schätzansatz wurde mit der Fragestellung der Arbeitslosigkeitsdauer in Deutschland u.a. von Galler und Pötter (1987), Hujer und Schneider (1989) und Steiner (1994) durchgeführt.

<sup>32</sup> Vgl. Wangler (1997: 85–93) für eine ausführliche Darstellung und Diskussion der semiparametrischen Modellierung der Heterogenitätskomponente im Hazardrate-Modell.

<sup>33</sup> Steiner (1994) beginnt beispielsweise mit vier Stützstellen.

<sup>34</sup> Vgl. Anhang 1 für Details des Score-Tests.

### 3 Die Datengrundlage

Als Datenbasis dient das Sozio-oekonomische Panel (GSOEP 2000). Das GSOEP ist eine Haushalts- und Personenstichprobe mit Panelcharakter, die jährlich seit 1984 erhoben wird. In der Befragung werden unter anderem Informationen zur Erwerbssituation und dem persönlichen Hintergrund ermittelt.<sup>35</sup> Für die vorliegende Anwendung werden die ersten 17 Wellen bis einschließlich 2000 genutzt.<sup>36</sup> Der Grunddatensatz umfasst alle Personen, die in Westdeutschland<sup>37</sup> wohnhaft und zwischen 19 und 58 alt sind.<sup>38</sup>

Diese Stichprobe wird in zwei Unterdatensätze aufgeteilt. Zum einen werden Personen separiert, die während einer Befragung arbeitslos gemeldet waren und die Frage nach dem individuellen Reservationslohn beantwortet haben. Die Frage nach dem individuellen Reservationslohn lautet im GSOEP:<sup>39</sup>

*„Wie hoch müsste der Nettoverdienst [pro Monat] mindestens sein, damit Sie eine angebotene Stelle annehmen würden?“*

Alle Reservationslohangaben werden dabei mit dem Verbraucherpreisindex des Sachverständigenrates (2001) deflationiert, da für die Schätzungen des Modells alle Beobachtungen über die Zeit gepoolt werden. Um in den folgenden Schätzungen außerdem Arbeitszeit-Einflüsse zu vermeiden, werden nur Personen ausgewählt, die angeben, ausschließlich eine Vollzeitstelle zu suchen.

---

<sup>35</sup> Eine detaillierte Beschreibung des SOEP findet sich zum Beispiel bei Haisken-De New und Frick (2002) und Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) (1995).

<sup>36</sup> Die Datengenerierung wurde in SAS 8.01 vorgenommen. Die entsprechenden Programme können beim Autor angefordert werden.

<sup>37</sup> Die neuen Bundesländer werden in dieser Analyse ausgeschlossen, weil sie einen Arbeitsmarkt mit sehr spezifischen Problemen darstellen. Für eine separate Schätzung des Modells für die neuen Bundesländer ist die Beobachtungsanzahl zu gering.

<sup>38</sup> Ältere Personen werden aus der Analyse ausgeschlossen, da dieser Personenkreis häufig speziellen Regelungen zur Frühverrentung unterliegt.

<sup>39</sup> Die Frage nach dem Reservationslohn wurde nicht in jeder Welle des GSOEP gestellt, so dass Angaben nur für die Jahre 1987–89, 1992–94 und 1996–2000 vorliegen.

Reservationslohnangaben unter 800 DM (in Preisen von 1995) werden als unglaubwürdig eliminiert.<sup>40</sup>

Alle Kontrollvariablen werden zu dem Zeitpunkt des Interviews erhoben und in Tabelle A1 in Anhang 2 detailliert in ihrer Generierung dargestellt.<sup>41</sup> Da das Einkommen vor Arbeitslosigkeit als potentiell identifizierende Variablen in Betracht kommt, werden außerdem nur Personen betrachtet, die unmittelbar vor der Arbeitslosigkeitsphase Vollzeit erwerbstätig waren.<sup>42</sup>

Zum anderen werden in einem zweiten Datensatz alle Personen erfasst, die nach einer Periode der Arbeitslosigkeit<sup>43</sup> erneut eine Vollzeit-Beschäftigung aufgenommen haben. Für diese Personen müssen sämtliche Kontrollvariablen, wie sie auch im Reservationslohn Datensatz erhoben werden, vorhanden sein, wobei sich alle Angaben — bis auf die Informationen aus der Beschäftigung vor Arbeitslosigkeit — auf das erste Interview in Beschäftigung nach Arbeitslosigkeit beziehen. Außerdem wird der Nettolohn in der neuen Beschäftigung ermittelt (akzeptierter Lohn), der analog zum Reservationslohn in Preisen von 1995 dargestellt wird und für den Angaben unter 800 DM ausgeschlossen werden.<sup>44</sup>

Christensen (2003) zeigt in einer Untersuchung zur Validität der erfragten Reservationslöhne im GSOEP, dass diese speziell für Nicht-Langzeitarbeitslose im hohen Maße gegeben ist.<sup>45</sup> Aus diesem Grunde werden für die folgende Analyse nur Personen ausgewählt, die eine Arbeitslosigkeitsdauer von maximal

---

<sup>40</sup> Dieses betrifft lediglich eine Beobachtung.

<sup>41</sup> Fehlende Angaben zu einzelnen Kontrollvariablen führen dabei zum Ausschluss aus der Stichprobe. Es wird somit von random missing values ausgegangen.

<sup>42</sup> Alle Angaben zu Arbeitslosigkeits- und Erwerbsphasen sind dem Erwerbskalendarium des GSOEP entnommen.

<sup>43</sup> Die Phase der Arbeitslosigkeit muss sich dabei analog zu dem Reservationslohn Datensatz einer Erwerbstätigkeitsphase mit Vollzeitstatus anschließen, damit der Lohn und die Beschäftigungsdauer vor Arbeitslosigkeit ermittelt werden kann.

<sup>44</sup> Der Ausschluss von Lohnangaben unter 800 DM betrifft keine Beobachtung.

<sup>45</sup> Für Langzeitarbeitslose liegen die erfragten Reservationslöhne über dem Niveau, welches aus suchtheoretischen Überlegungen plausibel ist, vgl. Christensen (2003).

12 Monaten aufweisen,<sup>46</sup> d.h. es werden alle Variablen für die Hazardrate-Analyse zu Beginn des Arbeitslosigkeitsspiels generiert.<sup>47</sup> Der auf diese Art und Weise generierte Datensatz umfasst 286 Reservationslohn-Beobachtungen und 591 Observationen von Wiederbeschäftigten.

Die Gesamtstichprobe mit 877 Beobachtungen ist in Tabelle A2 in Anhang 2 mit ihren deskriptiven Ausprägungen dargestellt. Der mittlere erfragte Reservationslohn der Arbeitslosen ist mit 2.521 DM um gut 5% größer als der mittlere letzte Lohn aus Beschäftigung vor Arbeitslosigkeit der gleichen Personengruppe. Dieses Phänomen, dass der erfragte Reservationslohn den mittleren letzten Lohn übersteigt, ist auch aus Schmidt und Winkelmann (1993: 158) bekannt, wobei auch in dieser Untersuchung der mittlere Reservationslohn knapp 5% höher als das mittlere letzte Einkommen liegt.<sup>48</sup> Für die Gruppe der Personen, die nach einer Phase der Arbeitslosigkeit wieder eine Beschäftigung aufgenommen haben, liegt der neue Lohnsatz im Mittel bei 2.355 DM, welches nahezu identisch mit dem mittleren Lohn vor Arbeitslosigkeit dieser Personengruppe ist.<sup>49</sup>

---

<sup>46</sup> Die Angaben zur Arbeitslosigkeitsdauer beziehen sich bei Arbeitslosen auf die rechtszensierte Arbeitslosigkeitsdauer bis zum Zeitpunkt des Interviews und bei Wiederbeschäftigten auf die abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer, vgl. Tabelle A1 in Anhang 2.

<sup>47</sup> Für den Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer bedeutet dieses, dass der Reservationslohn nach Eintritt in die Arbeitslosigkeit als interessierende Variable verwendet wird. Vgl. dazu auch Schneider und Fuchs (2000), die in einer theoretischen Analyse zeigen, in welchem Ausmaß die Höhe und die Bezugsdauer der Zahlungen von Arbeitslosengeld/-hilfe die Reservationslöhne zu Beginn der Arbeitslosigkeit beeinflussen.

<sup>48</sup> Diese Ergebnisse stimmen im Wesentlichen auch mit den Ergebnissen von Christensen (2001) überein, wobei das Übersteigen des mittleren Reservationslohns gegenüber dem mittleren letzten Einkommen in diesem Fall für die vergleichbare Personengruppe bei 7% liegt (Christensen 2001: 42). Die ebenfalls in Christensen (2001: 18) berechnete Reservationslohn-Ratio von 1,18 liegt in dem hier vorgestellten Datensatz bei 1,10. Diese Differenzen ergeben sich durch eine etwas unterschiedliche Datengenerierung.

<sup>49</sup> Dass die Löhne nach Arbeitslosigkeit die Löhne vor Arbeitslosigkeit nicht unterschreiten, scheint auf den ersten Blick der Humankapitaltheorie mit der Vorstellung von Humankapitalverlusten durch Arbeitslosigkeit zu widersprechen. Allerdings sind zum einen Löhne in Deutschland in vielen Fällen aufgrund der Tarifbindung nach unten rigide und zum anderen liegen die Transfereinkommen bei Arbeitslosigkeit in Deutschland relativ hoch, so dass eine längere Suche nach einem höher bezahlten Job erleichtert wird. Vgl. für eine ausführliche Diskussion dieses Phänomens auch Burda und Mertens (2001).

Bemerkenswert ist, dass der Reservationslohn den letzten Lohnsatz bei Arbeitslosen somit deutlich stärker übersteigt, als der akzeptierte Lohn das letzte Einkommen bei den erfolgreichen Job-Suchern. Schmidt und Winkelmann (1993: 157), die ebenfalls höhere mittlere Reservationslöhne als mittlere akzeptierte Löhne finden, merken dazu allerdings an, dass dieses Ergebnis in keiner Weise die suchtheoretische Annahme verletzt, dass der Reservationslohn eine untere Grenze für den akzeptierten Lohn darstellt, da zum einen Personen mit hohen Reservationslöhnen eine geringere Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit aufweisen und zum anderen individuelle Heterogenität in der deskriptiven Auswertung keine Berücksichtigung findet.

Dass sich die beiden Untersuchungsgruppen zum Teil wesentlich in ihren Charakteristika unterscheiden, lässt sich zum Beispiel daran ablesen, dass die Gruppe der Arbeitslosen im Mittel 3 Jahre älter als die Gruppe der erfolgreichen Job-Sucher ist, eine deutlich geringere formale Qualifikation und einen erheblich größeren Anteil Ausländer aufweist. Auch die makroökonomischen Rahmenbedingungen spiegeln für die Gruppe der aktuell Arbeitslosen deutlich schlechtere Wiederbeschäftigungschancen wider als für die Gruppe der erfolgreichen Job-Sucher: Die regionalen und die qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten sind für diesen Personenkreis signifikant höher, während der Konjunkturindex signifikant niedriger ist. Diese schlechteren Wiederbeschäftigungschancen führen denn auch zu einer deutlich höheren Arbeitslosigkeitsdauer<sup>50</sup> — obwohl rechtszensiert — innerhalb der Gruppe der Arbeitslosen; sie ist mit knapp 6 Monaten etwa zwei Monate länger als bei den ehemals Arbeitslosen. Die Gesamtarbeitslosigkeitsdauer der Arbeitslosen, die für die Reservationslohnbeobachtungen zumindest zum Teil rechtszensiert ist, übersteigt die Arbeitslosigkeitsdauer

---

<sup>50</sup> Unter Arbeitslosigkeitsdauer wird hier für die aktuell Arbeitslosen die Dauer bis zu einem Interview in den ersten 12 Monaten Arbeitslosigkeit und für die Wiederbeschäftigten eine Arbeitslosigkeitsdauer bis maximal 12 Monaten verstanden. Vgl. für die Definition der Arbeitslosigkeitsdauer Tabelle A1 in Anhang 2.



der innerhalb von 12 Monaten erfolgreichen Job-Sucher um etwa das 3,5-Fache.<sup>51· 52</sup>

## 4 Ergebnisse der Modellschätzungen

### 4.1 Die Selektionskorrektur der erfragten Reservationslöhne

In Tabelle 5 sind die Schätzergebnisse für die selektionskorrigierten Schätzungen des Reservationslohns dargestellt; Spalte 1 zeigt das Probit für die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit in den ersten 12 Monaten der Arbeitslosigkeit und Spalte 2 (Spalte 3) die Reservationslohngleichung mit (ohne) Selektionskorrektur durch die inverse Mill's ratio. Als identifizierende Variablen werden dabei für den Sucherfolg die qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote<sup>53</sup> und das quadrierte Alter ( $\text{Alter}^2$ ) verwendet. Für das  $\text{Alter}^2$  wird über die Humankapitaltheorie vorausgesetzt, dass mit zunehmender Seniorität das Einkommen linear steigt, hingegen der Sucherfolg zumindest in Deutschland für jugendliche Arbeitslose und für ältere Arbeitslose erheblich niedriger ist als für Arbeitslose des mittleren Erwerbsalters. Somit kann angenommen werden, dass der quadratische Term des Alters auf den Sucherfolg identifizierend wirkt. Für die Identifikation

---

<sup>51</sup> Vgl. für die Definition der Arbeitslosigkeitsdauer bzw. Gesamtarbeitslosigkeitsdauer Tabelle A1 in Anhang 2.

<sup>52</sup> Die signifikanten Unterschiede im Bezug von Arbeitslosengeld und -hilfe bei den aktuell Arbeitslosen bzw. den erfolgreichen Job-Suchern kann denn auch durch die unterschiedliche Arbeitslosigkeitsdauer erklärt werden, da innerhalb der Gruppe der Arbeitslosen offensichtlich viele das Ende der Periode des Arbeitslosengeldbezuges erreicht haben und nun Arbeitslosenhilfe erhalten.

<sup>53</sup> Die qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote eignet sich besser als die regionale Arbeitslosenquote oder der Struktureffekt als identifizierende Variable für den Sucherfolg, weil die regionale Arbeitslosenquote über einen möglichen Lohnkurveneffekt auf die Reservationslohnhöhe Einfluss haben kann, und der Struktureffekt über erhöhte Arbeitskräftenachfrage nach neuen Qualifikationen in wachsenden Sektoren, die mit übertariflicher Bezahlung einhergehen, ebenfalls die Reservationslohnhöhe determinieren kann. Hingegen wurde in bisherigen Untersuchungen eine Lohndifferenzierung aufgrund unterschiedlicher qualifikatorischer Arbeitskräftenachfrage mit großen Differenzen in den qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten für Deutschland mit möglichem Einfluss auf die Reservationslöhne nicht nachgewiesen, vgl. z.B. Christensen und Schimmelpfennig (1998).

des Reservationslohns nach Arbeitslosigkeit wird der letzte Lohnsatz plus zwei Dummy-Variablen für das Geschlecht in Kombination mit dem Verheirateten-Status gewählt. Letztere sollen den Effekt auffangen, dass in der Regel ein verheirateter Mann in Steuerklasse III einen höheren, eine verheiratete Frau in Steuerklasse V einen geringeren Nettolohn hat. Diese Auswahl an identifizierenden Variablen hat sich in Christensen (2003) bewährt. Alle weiteren exogenen Variablen in den Schätzungen werden als determinierend sowohl für den Sucherfolg als auch für den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit angesehen.

Spalte 1 offenbart keine unerwarteten Effekte für die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit: Bei den individuellen Einflussfaktoren weisen Ausländer einen geringeren Sucherfolg auf und die maximale Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit liegt bei 25 Jahren vor. Die Qualifikationsdummies sind zumeist insignifikant, welches ein aus anderen Untersuchungen bekannter Effekt ist (vgl. Christensen 2003). Der negative Effekt des Bezugs von Arbeitslosenhilfe lässt sich darauf zurückführen, dass Personen, die diese Transferzahlung erhalten, länger arbeitslos sind und eine kürzere Erwerbstätigkeitsperiode vor Arbeitslosigkeit aufweisen.<sup>54</sup> Einen stärkeren Einfluss weisen die Variablen auf, die die makroökonomischen Rahmenbedingungen widerspiegeln. Eine höhere regionale und qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote als auch eine schlechtere konjunkturelle Lage senken die Übergangsrates aus Arbeitslosigkeit.

---

<sup>54</sup> Vgl. z.B. Schimmelpfennig (2000: 186–187).

Tabelle 5 — Selektionskorrigierte Reservationslöhne<sup>a</sup>

	Probit zur Wiederbeschäftigungs- wahrscheinlichkeit	Selektionskorrigierte Reservationslohn- gleichung	Reservationslohn- gleichung ohne Selektionskorrektur
Konstante	-4,659** (1,882)	4,564*** (0,629)	4,366*** (0,605)
Mann	-0,043 (0,108)	0,025 (0,043)	0,022 (0,044)
Alter	0,049 (0,037)	0,0036* (0,002)	0,001 (0,001)
Partner	-0,098 (0,112)	-0,085* (0,045)	-0,090* (0,045)
Kinder	-0,097 (0,109)	0,054* (0,033)	0,048 (0,032)
Geringe Qualifikation	0,832** (0,389)	-0,328*** (0,082)	-0,377*** (0,075)
Mittlere Qualifikation	0,027 (0,237)	-0,246*** (0,074)	-0,270*** (0,072)
Hohe Qualifikation	-0,198 (0,300)	-0,180* (0,095)	-0,216** (0,091)
Sehr hohe Qualifikation	--	--	--
Ausländer(in)	-0,177* (0,101)	0,024 (0,033)	0,006 (0,030)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	-0,084 (0,192)	0,102* (0,057)	0,097* (0,055)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,265* (0,149)	0,076* (0,045)	0,056 (0,042)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	-0,196 (0,177)	0,087* (0,052)	0,070 (0,050)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--	--
Struktureffekt	-0,003 (0,012)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,039* (0,021)	0,002 (0,007)	-0,004 (0,006)
Konjunktur	0,070*** (0,021)	-0,008 (0,007)	-0,002 (0,006)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,067 (0,138)	-0,064 (0,042)	-0,056 (0,041)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,781** (0,237)	0,093 (0,073)	0,027 (0,056)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--	--
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>-2</sup>	-0,096** (0,048)	--	--
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,073*** (0,019)	--	--
Verheirateter Mann	--	0,182*** (0,048)	0,179*** (0,050)
Verheiratete Frau	--	0,088 (0,063)	0,095 (0,066)
Letzter Lohn	--	0,486*** (0,044)	0,490*** (0,046)
λ	--	-0,158 (0,010)	--
R <sup>2</sup> <sub>adjusted</sub>	--	0,492	0,489
R <sup>2</sup> <sub>Veall/Zimmermann:b</sub>	0,175	--	--
N:	877	286	286

<sup>a</sup>Alle Lohnangaben in Logarithmen; Standardfehler in Klammern; <sup>b</sup>Vgl. Veall und Zimmermann (1992); \*, \*\*, \*\*\* Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Wird der Selektionseffekt, der sich aus der Probitschätzung zum Sucherfolg ergibt, in Form der inversen Mill's ratio in der Reservationslohngleichung mit berücksichtigt (Spalte 2), so weist er ein negatives Vorzeichen bei knapper Insignifikanz auf, d.h. die Störterme der Selektions- und der Niveau-Gleichung weisen eine negative Korrelation auf. Dieses entspricht einem niedrigeren Reservationslohn bei höherer Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit, welches konform mit der Vorstellung der Suchtheorie ist. Alle weiteren Kontrollvariablen entsprechen den Vorstellungen der Reservationslohntheorie und sollen an dieser Stelle daher nicht weiter diskutiert werden.<sup>55</sup> Die Unterschiede zwischen der selektionskorrigierten und der nicht-selektionskorrigierten Reservationslohngleichung (Spalte 3) sind kaum von Bedeutung, welches auf den insignifikanten Selektionseffekt zurückzuführen ist.

Auf Basis der selektionskorrigierten Reservationslohngleichung lassen sich nun auch für die erfolgreichen Job-Sucher Reservationslöhne prognostizieren. Diese werden im folgenden Kapitel verwendet, um ihren Einfluss in der Hazardrate-Analyse für die Arbeitslosigkeitsdauer zu untersuchen.

## **4.2 Der Einfluss des selektionskorrigierten Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer**

### ***4.2.1 Die Auswahl der parametrischen Verteilungen der Verweildauer***

Als erstes soll ermittelt werden, welche Verteilungsannahme für die Verweildauer angenommen werden kann. In Tabelle 6 sind die Log-Likelihood-Werte der verschiedenen Schätzungen des Modells unter alternativer Verteilungsannahme dargestellt. Anhand des LR-Tests zeigt sich, dass nur unter der Annahme einer lognormalen Verteilungsannahme keine signifikanten Unterschiede zu der  $F$ -Verteilung vorhanden sind.

---

<sup>55</sup> Vgl. dazu die Diskussion der weitgehend identischen Ergebnisse in Christensen (2003).

Tabelle 6 — Log-Likelihood-Werte für die verschiedenen Verteilungsannahmen

Verteilung	Log-Likelihood-Werte der Schätzung	LR-Wert <sup>a</sup>
Weibull	–1174,395	52,233 (2) ***
Loglogistische	–1134,656	24,988 (2) ***
Lognormale	–1123,133	1,942 (2)
Gamma	–1125,096	5,868 (1) **
<i>F</i>	–1122,162	--

<sup>a</sup>  $LR = 2[\ln L(F) - \ln L(d)] \sim \chi^2(r)$  mit *F* als *F*-Verteilung und *d* für die alternativen Verteilungen und *r* als Anzahl der Parameterrestriktionen nach Tabelle 3; \*, \*\*, \*\*\* Kennzeichnet signifikante Unterschiede auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Um die Verteilungsannahme zusätzlich auch ohne die ex ante Annahme der Gültigkeit der *F*-Verteilung zu testen, ist in Abbildung A1 in Anhang 3 die integrierte Hazardrate für die Schätzung des lognormalen Modells abgebildet. Es zeigen sich darin keine augenfälligen Abweichungen von einer Geraden durch den Koordinaten-Ursprung.

Auch inhaltlich kann das lognormale Modell als plausibel bewertet werden, da der signifikante Wert von  $\sigma$  (0,926) auf eine anfänglich steigende und später wieder fallende Hazardrate hinweist (vgl. Abbildung A2 in Anhang 3). Dieses entspricht der Vorstellung der Suchtheorie, wonach jeder Arbeitslose zu Anfang der Arbeitslosigkeit seine Suche optimiert und eine steigende Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit aufweist. Bei längerer Arbeitslosigkeit überwiegen dann die negativen Wirkungen von Humankapitalverlusten und Stigmatisierungseffekten, so dass die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit sinkt. Das Maximum der Übergangsrates in Arbeit liegt zudem bei etwa 4,5 Monaten,

welches mit den amtlichen Daten der Abgänge aus Arbeitslosigkeit übereinstimmt.<sup>56</sup>

Auf Basis der Ergebnisse beider Testverfahren und der inhaltlichen Interpretation wird im Folgenden die lognormal-Verteilung als Parametrisierung des Verweildauereffekts angenommen.

#### ***4.2.2 Schätzungen unter Berücksichtigung möglicher unbeobachteter Heterogenität***

Um das Ausmaß möglicher unbeobachteter Heterogenität im Modell zu untersuchen, wird für das lognormale Modell der in Anhang 1 beschriebene Test auf unbeobachtete Heterogenität nach Blossfeld und Hamerle (1987, 1990) durchgeführt. Die Teststatistik  $H$  weist dabei einen Wert von 0,421 auf, welches offensichtlich keine signifikante Abweichung von Null darstellt. Eine Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität im Modell ist somit nach diesem Test nicht notwendig. Alternativ zu diesem Vorgehen kann wie in Kapitel 2.2.3 beschrieben auch der LR-Test auf Parameterrestriktionen bei der Berücksichtigung verschiedener Stützstellen-Anzahlen als Test auf unbeobachtete Heterogenität dienen. Tabelle 7 zeigt die Log-Likelihood-Werte bei einer Berücksichtigung von bis zu drei Stützstellen.<sup>57</sup>

---

<sup>56</sup> Die Daten der Bundesanstalt für Arbeit weisen für den Beobachtungszeitraum eine maximale Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit zwischen zwei und sechs Monaten aus, vgl. laufende Hefte der Amtlichen Nachrichten bzw. der Strukturanalyse der Bundesanstalt für Arbeit (BA lfd. Jgg. a, b).

<sup>57</sup> Für vier und fünf Stützstellen konvergiert das Modell nicht mehr.

Tabelle 7 — Log-Likelihood-Werte für verschiedene Anzahlen Stützstellen<sup>a</sup>

Anzahl Stützstellen	Log-Likelihood-Werte der Schätzung	LR-Wert <sup>b</sup>
1 <sup>c</sup>	-1123,133	2,192 (1)
2	-1122,037	0,000 (1)
3	-1122,037	--

<sup>a</sup>Lognormales Modell; <sup>b</sup> $LR = 2[\ln L(M + 1) - \ln L(M)] \sim \chi^2(1)$  mit  $M$  als Anzahl der Stützstellen; <sup>c</sup>Modell ohne Berücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität; \*, \*\*, \*\*\* Kennzeichnet signifikante Unterschiede auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Für zwei Stützstellen weist der LR-Test gegenüber dem Modell ohne Berücksichtigung möglicher unbeobachteten Heterogenität einen knapp nicht signifikanten Wert auf, so dass auch nach diesem Test von keiner wesentlichen unbeobachteten Heterogenität im Modell mehr ausgegangen werden kann.<sup>58</sup> Um die Wirkungen der im Modell mit zwei Stützstellen berücksichtigten unbeobachteten Heterogenität in der Hazardrate-Regression trotzdem zu analysieren, sind in Tabelle 8 sowohl die Ergebnisse für das Modell ohne als auch mit unbeobachteter Heterogenität dargestellt.<sup>59</sup>

<sup>58</sup> Die identischen Log-Likelihood-Werte der Modelle mit zwei bzw. drei Stützstellen ergeben sich aufgrund der geringen Besetzung der dritten geschätzten Klasse, die lediglich eine Wahrscheinlichkeit von 0,18% aufweist, also quasi nicht besetzt ist.

<sup>59</sup> Das Stützstellenverfahren wird mit der *Latent Class Model*-Methode in Limdep 8.0 berechnet. Dabei wird keine klassenübergreifende Konstante ausgegeben, so dass diese nach Sachs (2002: 137–138) gebildet wird. Die Stützwerte der einzelnen Klassen werden hinterher um den Wert der klassenübergreifenden Konstanten korrigiert. Die Koeffizienten des Hazardrate-Modells werden im Folgenden zur besseren Interpretation mit –1 multipliziert.

Tabelle 8 — Hazardrate-Schätzung des lognormalen Modells mit und ohne unbeobachtete Heterogenität<sup>a</sup>

	Modell ohne unbeobachtete Heterogenität	Modell mit unbeobachteter Heterogenität <sup>b</sup>
Konstante	13,725 <sup>***</sup> (1,9093)	12,923 <sup>***</sup> (2,644)
Mann	0,450 <sup>***</sup> (0,084)	0,420 <sup>***</sup> (0,085)
Alter	0,051 <sup>*</sup> (0,027)	0,040 (0,027)
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>-2</sup>	-0,081 <sup>**</sup> (0,034)	-0,066 <sup>*</sup> (0,034)
Verheiratet	0,367 <sup>***</sup> (0,086)	0,372 <sup>***</sup> (0,086)
Kinder	0,146 <sup>*</sup> (0,088)	0,133 (0,086)
Geringe Qualifikation	-0,790 <sup>***</sup> (0,277)	-0,758 <sup>***</sup> (0,270)
Mittlere Qualifikation	-0,770 <sup>***</sup> (0,170)	-0,754 <sup>***</sup> (0,169)
Hohe Qualifikation	-0,556 <sup>**</sup> (0,221)	-0,559 <sup>***</sup> (0,216)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	-0,210 <sup>***</sup> (0,073)	-0,210 <sup>***</sup> (0,072)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,141 (0,140)	0,127 (0,137)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,028 (0,105)	-0,027 (0,106)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	-0,012 (0,118)	-0,014 (0,118)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,059 (0,104)	-0,044 (0,102)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,646 <sup>***</sup> (0,183)	-0,665 <sup>***</sup> (0,179)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Struktureffekt	0,010 (0,009)	0,009 (0,009)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,040 <sup>***</sup> (0,014)	-0,039 <sup>***</sup> (0,014)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,041 <sup>***</sup> (0,013)	-0,041 <sup>***</sup> (0,013)
Konjunktur	0,005 (0,014)	0,007 (0,014)
selektionskorrigierter Reservationslohn <sup>c</sup>	-2,028 <sup>***</sup> (0,172)	-1,923 <sup>***</sup> (0,177)
$\sigma$	0,926 <sup>***</sup> (0,026)	0,900 <sup>***</sup> (0,035)
$\varepsilon_1$	--	0,051
$\varepsilon_2$	--	-4,163
$p(\varepsilon_1)$	--	0,988
$p(\varepsilon_2)$	--	0,012
R <sup>2</sup> <sub>Cox/Snell</sub> . <sup>d</sup>	0,258	0,260
Anteil zensierter Spells	0,124	0,124
N:	877	877

<sup>a</sup>Standardfehler in Klammern; <sup>b</sup>Semiparametrisches Verfahren mit zwei Stützstellen; <sup>c</sup>Logarithmierte Lohnangabe; <sup>d</sup>vgl. Cox und Snell (1989); \*, \*\*, \*\*\* Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.



Wie nicht anders zu erwarten war, unterscheiden sich die beiden Modelle kaum voneinander. Insofern scheint es tatsächlich irrelevant zu sein, ob eine mögliche unbeobachtete Heterogenität im Modell berücksichtigt wird oder nicht.

Da sich die einzelnen Koeffizienten im Vorzeichen und in der Signifikanz nur unwesentlich von den Ergebnissen des Probit zur Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit in Tabelle 5 unterscheiden, sollen diese hier nicht weiter diskutiert werden. Interessant ist deshalb vor allem der Effekt des selektionskorrigierten Reservationslohns im ersten Jahr der Arbeitslosigkeit auf die Übergangsrate in Arbeit: Dieser Koeffizient weist einen Wert von etwa  $-2$  auf, welches einer Reduktion der Übergangsrate von 2% bei einem 1% höheren Reservationslohn bedeutet. Dieser Wert entspricht der Größenordnung, wie sie in den in Kapitel 1 beschriebenen Untersuchungen ohne Selektionskorrektur gefunden wurden. Interessant ist dabei aber vor allem, dass in einer Vergleichsschätzung des Modells nur für die Gruppe der aktuell arbeitslosen Personen der nicht-selektionskorrigierte Reservationslohn insignifikant ist. Es spiegelt sich hierin ganz offensichtlich das in Kapitel 1 beschriebene Selektionsproblem wider.<sup>60</sup> Erst unter Einbeziehung der Selektivität und Berücksichtigung des Gesamt-Samples zeigt sich die große Bedeutung des individuellen Reservationslohns für die Dauer der Arbeitslosigkeit.

### 4.3 Kritische Diskussion der identifizierenden Variablen

Die Auswahl der identifizierenden Variablen stellt wie in Kapitel 2.1 beschrieben ein zentrales Element der selektionskorrigierenden Schätzung nach Heckman (1976, 1979) dar. Um mögliche Verzerrungen aufgrund falsch gewählter identifizierender Variablen offen zu legen, werden die Schätzungen zum einen ohne identifizierende Restriktionen (Identifikation über die Nichtlinearität der *inversen Mill's ratio* – Alternative 1) und zum anderen mit geänderter

---

<sup>60</sup> Außerdem weist das Modell eine deutlich geringere Güte auf, welches ebenfalls darauf hinweist, dass tatsächlich die erfasste Gruppe mit erfragten Reservationslöhnen eine spezifische Auswahl der Arbeitslosen darstellt. Vgl. Tabelle A3 in Anhang 2 für Details der Schätzung.

Instrumentauswahl (sechs Dummies für Kombinationen aus Geschlecht, Partnerschaft und Kindern für das Probit zum Sucherfolg und dem letzten Lohnsatz zuzüglich vier Dummies für die Beschäftigungsdauer in der letzten Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit für die Niveau-Gleichung – Alternative 2) wiederholt. In Tabelle 9 sind die geschätzten Koeffizienten des selektionskorrigierten Reservationslohns im lognormalen Modell für die beiden alternativen Modelle dargestellt.<sup>61</sup>

Tabelle 9 — Der Einfluss des selektionskorrigierten Reservationslohns auf die Übergangsrate bei alternativer Modellauswahl<sup>a</sup>

Modell	Koeffizient (Standardabweichung) für den selektionskorrigierten Reservationslohn
Alternative 1 <sup>b</sup>	–2,085 <sup>***</sup> (0,152)
Alternative 2	–2,025 <sup>***</sup> (0,149)

<sup>a</sup>Vgl. Tabelle A4 und A7 in Anhang 2 für Details; <sup>b</sup>ML-Methode zur Selektionskorrektur, da bei Anwendung der Heckman-Methode die geschätzte Störterm-Korrelation außerhalb des [–1, 1]-Bereichs liegt.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Es zeigt sich, dass die Ergebnisse aus Kapitel 4.2 äußerst robust gegenüber der Auswahl der identifizierenden Variablen sind, d.h. der starke Einfluss des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer erweist sich als valides Ergebnis der Schätzungen.

<sup>61</sup> In Tabelle A4 und A7 in Anhang 2 finden sich die gesamten Ergebnisse der Schätzungen.

## 5 Schlussbemerkungen

Der vorliegende Beitrag untersucht den Einfluss des Reservationslohns zu Anfang der Arbeitslosigkeit auf die Gesamtdauer bis zu einem Übergang in eine Erwerbstätigkeit auf Basis des GSOEP (2000) für Westdeutschland. Dabei findet die Selektivität im Vorliegen von Reservationslohnbeobachtungen, die aufgrund der nur einmal im Jahr stattfindenden Befragung im GSOEP entsteht, durch eine Heckman-Korrektur Eingang in das Modell und die Möglichkeit zensierter Spells wird über einen Hazardrate-Ansatz mit semiparametrischer unbeobachteter Heterogenitätsschätzung berücksichtigt.

Die Ergebnisse zeigen, dass erst bei einer Berücksichtigung der Selektivität der nach der Theorie erwartete positive Effekt des Reservationslohns auf die Arbeitslosigkeitsdauer zu beobachten ist. Dann liegt er mit einer Elastizität von etwa 2 allerdings auch in erheblicher Höhe vor. Dieses Ergebnis impliziert, dass die Bedeutung des Reservationslohns zu Beginn der Arbeitslosigkeit für die Gesamtdauer der Arbeitslosigkeit erheblich ist und insofern eine Absenkung des individuellen Reservationslohns durch wirtschaftspolitische Maßnahmen (z.B. Begrenzung der Höhe und/oder der Dauer des Bezugs von Transferzahlungen bei Arbeitslosigkeit) die Sucharbeitslosigkeitsdauer merklich senken könnte.

## Anhang 1 — Score Test auf unbeobachtete Heterogenität

Der hier vorgestellte Test auf unbeobachtete Heterogenität geht auf Blossfeld und Hamerle (1987, 1990) zurück.<sup>62</sup> 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>63</sup>

Ausgangspunkt des Tests ist die Hazardrate mit multiplikativer Heterogenitätskomponente:

$$(A1) \quad \lambda(t|x, \varepsilon) = \lambda(t|x) \cdot \varepsilon$$

wobei für  $\varepsilon$  ein episodenspezifischer, zeitinvarianter gammaverteilter Störterm mit Mittelwert 1 und Varianz  $\sigma^2$  angenommen wird.

Die Nullhypothese (keine unbeobachtete Heterogenität) lautet

$$(A2) \quad H_0 : \sigma_\varepsilon^2 = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \sigma_\varepsilon^2 > 0$$

Für eine Varianz von Null nimmt die stochastische Komponente  $\varepsilon$  den Wert 1 an. In diesem Fall entspricht Gleichung (A1) dem Hazardrate-Modell ohne unbeobachtete Heterogenität.

---

<sup>62</sup> Der vorgestellte Test stellt eine Erweiterung des Tests von Lancaster (1985) hinsichtlich der Berücksichtigung von zensierten Beobachtungen dar.

<sup>63</sup> Weitere Testverfahren auf unbeobachtete Heterogenität in der Hazardrate-Analyse finden sich z.B. bei Wangler (1997: 101–105).

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

$$(A3) \quad H = \frac{S}{\sqrt{\hat{\text{var}}(S)}}$$

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

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

$$\text{und} \quad s_i = \Lambda^2(t_i | x_i, \hat{\theta}) - 2\delta_i \Lambda(t_i | x_i, \hat{\theta})$$

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

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

## Anhang 2 — Tabellen

Tabelle A1 — Definitionen der verwendeten Variablen

Variable	Definition
Reservationslohn	Minimales monatliches Nettoeinkommen in Preisen von 1995 (Preisindex für die Lebenshaltung nach Sachverständigenrat 2001: Tabelle 59*), um eine angebotene Stelle anzunehmen [nur arbeitslose Personen mit Suche nach Vollzeittätigkeit]
Akzeptierter Lohn	Monatliches Nettoeinkommen in Preisen von 1995 (Preisindex für die Lebenshaltung nach Sachverständigenrat 2001: Tabelle 59*) in Vollzeittätigkeit nach Arbeitslosigkeit [erstes Interview nach Arbeitslosigkeit; Beschäftigung direkt im Anschluss an Arbeitslosigkeit]
Letzter Lohn vor Arbeitslosigkeit	Monatliches Nettoeinkommen in Preisen von 1995 (Preisindex für die Lebenshaltung nach Sachverständigenrat 2001: Tabelle 59*) in Vollzeittätigkeit vor Arbeitslosigkeit [letztes Interview vor Arbeitslosigkeit; Arbeitslosigkeit direkt im Anschluss an Erwerbstätigkeit]
Arbeitslosigkeitsdauer	Arbeitslosigkeitsdauer in Monaten (maximal 12 Monate); keine linkszensierten Angaben; für Reservationslohnbeobachtungen rechtszensierte Angaben zum Zeitpunkt des Interviews; für Akzeptierter-Lohn-Beobachtungen abgeschlossene Gesamtarbeitslosigkeitsdauer
Gesamtarbeitslosigkeitsdauer	Arbeitslosigkeitsdauer in Monaten; keine linkszensierten Angaben; für Reservationslohnbeobachtungen rechtszensierte oder abgeschlossene Gesamtarbeitslosigkeitsdauer (aus dem Erwerbskalendarium des GSOEP berechnet); für Akzeptierter-Lohn-Beobachtungen abgeschlossene Gesamtarbeitslosigkeitsdauer (maximal 12 Monate)
Mann	Dummy für Mann
Alter	Alter in Jahren (19 – 58 Jahre)
Alter <sup>2</sup>	Alter in Jahren quadriert
Verheiratet	Dummy für verheiratet
Verheirateter Mann	Dummy für verheirateten Mann
Verheiratete Frau	Dummy für verheiratete Frau
Partner	Dummy für Partner
Kinder	Dummy für im Haushalt lebende Kinder unter 16 Jahren
Ausländer(in)	Dummy für Ausländer(in)
Geringe Qualifikation	Kein Schulabschluss; Haupt-/Realschulabschluss ohne Ausbildung
Mittlere Qualifikation	Lehre/Ausbildung und kein Schulabschluss; Abitur/Fachhochschulreife und keine Lehre/Ausbildung; Haupt-/Realschule und Lehre/Ausbildung
Hohe Qualifikation	Abitur/Fachhochschulreife und Lehre/Ausbildung
Sehr hohe Qualifikation	Universitätsabschluss; Fachhochschulabschluss

noch Tabelle A1

<b>Variable</b>	<b>Definition</b>
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	Dummy für Beschäftigungsdauer in Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit von maximal 1 Jahr
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	Dummy für Beschäftigungsdauer in Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit von 2 bis 5 Jahren
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	Dummy für Beschäftigungsdauer in Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit von 6 bis 10 Jahren
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	Dummy für Beschäftigungsdauer in Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit von mindestens 11 Jahren
Bezug von Arbeitslosengeld	Dummy für Bezug von Arbeitslosengeld im Monat des Reservationslohninterviews bzw. für Akzeptierter-Lohn-Beobachtungen im letzten Monat der Arbeitslosigkeit vor neuer Erwerbstätigkeit
Bezug von Arbeitslosenhilfe	Dummy für Bezug von Arbeitslosenhilfe im Monat des Reservationslohninterviews bzw. für Akzeptierter-Lohn-Beobachtungen im letzten Monat der Arbeitslosigkeit vor neuer Erwerbstätigkeit
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	Dummy für keinen Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe im Monat des Reservationslohninterviews bzw. für Akzeptierter-Lohn-Beobachtungen im letzten Monat der Arbeitslosigkeit vor neuer Erwerbstätigkeit
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	Gruppenspezifische jährliche Arbeitslosenquote nach formaler Qualifikation (alte Bundesländer und West-Berlin): ohne Berufsausbildung; Lehre, Berufsfachschule; Fachschule; Fachhochschule; Universität. Alle Angaben wurden Reinberg (1999: 444) plus Ergänzungen entnommen.
Regionale Arbeitslosenquote	Arbeitslosenquote auf Bundeslandebene nach Statistischem Bundesamt (Ifd. Jgg.) [Saarland und Rheinland-Pfalz zusammengefasst]
Struktureffekt	Wachstumsraten der Beschäftigung in einem Sektor; zur Vermeidung extremer Schwankungen wird ein Durchschnitt der Ordnung vier gebildet <sup>64</sup> ; Berechnungen auf Basis von GSOEP (2000)
Konjunktur	Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe nach Sachverständigenrat (2001: Tabelle 43 <sup>*</sup> )

<sup>64</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 A2 — Deskriptive Statistiken des Untersuchungsdatensatzes<sup>a</sup>

	Reservationslohn Daten		Akzeptierter Lohn Daten	
	Mittelwert <sup>b</sup>	Standard- abweichung	Mittelwert <sup>b</sup>	Standard- abweichung
Reservationslohn	2.521,20	838,84	--	--
Akzeptierter Lohn			2.355,27	928,81
Letzter Lohn vor Arbeitslosigkeit	2.388,63	815,432	2.309,29	958,983
Arbeitslosigkeitsdauer <sup>***</sup>	5,79	3,37	4,20	3,12
Gesamtarbeitslosigkeitsdauer <sup>***</sup>	14,40	13,83	4,20	3,12
Mann	74,83	43,48	71,74	45,06
Alter <sup>***</sup>	36,59	10,85	33,56	9,41
Verheiratet <sup>**</sup>	58,39	49,38	51,10	50,03
Verheirateter Mann <sup>*</sup>	47,20	50,01	40,44	49,12
Verheiratete Frau	11,19	31,58	10,66	30,89
Partner <sup>**</sup>	70,98	45,47	64,47	47,91
Kinder	45,80	49,91	41,46	49,31
Ausländer <sup>**</sup>	49,65	50,09	41,46	49,31
Geringe Qualifikation <sup>**</sup>	35,66	47,98	27,58	44,73
Mittlere Qualifikation <sup>*</sup>	55,59	49,77	62,27	48,51
Hohe Qualifikation	5,24	22,33	5,25	22,31
Sehr hohe Qualifikation	3,50	18,40	4,91	21,62
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	12,94	33,62	13,87	34,60
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	57,69	49,49	57,02	49,55
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	14,69	35,46	14,21	34,95
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	14,69	35,46	14,89	35,63
Primärer Sektor	1,40	11,77	2,88	16,73
Sekundärer Sektor	61,19	48,82	60,24	48,98
Tertiärer Sektor	37,41	48,47	36,89	48,29
Bauwirtschaft	18,88	39,20	21,49	41,11
Bezug von Arbeitslosengeld <sup>**</sup>	77,27	41,98	84,26	36,45
Bezug von Arbeitslosenhilfe <sup>***</sup>	10,49	30,70	2,88	16,73
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	12,24	32,83	12,86	33,50
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote <sup>***</sup>	10,97	7,15	9,09	6,00
Regionale Arbeitslosenquote <sup>***</sup>	9,49	2,26	8,92	2,52
Struktureffekt	–0,83	4,26	–0,94	3,65
Konjunktur <sup>***</sup>	84,21	2,41	84,78	2,14
Beobachtungen	286		591	
Gesamtzahl Beobachtungen	877			

<sup>a</sup>Bis 12 Monate Arbeitslosigkeitsdauer; <sup>b</sup>Für Dummy-Variablen in Prozent; \*, \*\*, \*\*\* Kennzeichnet Variablen, deren Mittelwerte sich zwischen den beiden Gruppen signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau unterscheiden (Mittelwert-Signifikanztest nach Sachs 2002: 359).

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.



Tabelle A3 — Hazardrate-Schätzung des lognormalen Modells nur für Reservationslohnbeobachtungen<sup>a</sup>

Variable	Koeffizient <sup>b</sup>
Konstante	–3,123 (3,507)
Mann	0,071 (0,170)
Alter	0,047 (0,052)
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>–2</sup>	–0,092 (0,067)
Verheiratet	–0,246 (0,171)
Kinder	0,227 (0,160)
Geringe Qualifikation	0,314 (0,654)
Mittlere Qualifikation	0,455 (0,372)
Hohe Qualifikation	0,761 (0,473)
Sehr hohe Qualifikation	--
Ausländer(in)	–0,177 (0,152)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,260 (0,285)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	0,196 (0,199)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,095 (0,239)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--
Bezug von Arbeitslosengeld	0,134 (0,248)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	–0,557 (0,349)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--
Struktureffekt	0,011 (0,018)
Regionale Arbeitslosenquote	–0,047 (0,031)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	–0,006 (0,034)
Konjunktur	–0,022 (0,030)
Reservationslohn	0,249 (0,263)
$\sigma$	0,898 <sup>***</sup> (0,054)
$R^2_{\text{Cox/Snell}}$ <sup>c</sup>	0,183
Anteil zensierter Spells	0,381
N:	286

<sup>a</sup>Modell ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität; logarithmierte Lohnangaben; <sup>b</sup>Standardfehler in Klammern; <sup>c</sup>vgl. Cox und Snell (1989); \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A4 — Selektionskorrigierte Reservationslöhne<sup>a</sup> Modell Alternative 1<sup>b</sup>

	Probit zur Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit	Selektionskorrigierte Reservationslohngleichung
Konstante	-3,078 (2,102)	4,518*** (0,720)
Mann	-0,057 (0,132)	0,035 (0,052)
Alter	0,060* (0,037)	0,014 (0,012)
Partner	-0,168 (0,142)	-0,077 (0,051)
Kinder	-0,156 (0,112)	0,0488 (0,043)
Geringe Qualifikation	0,795** (0,365)	-0,358** (0,149)
Mittlere Qualifikation	0,004 (0,207)	-0,235*** (0,083)
Hohe Qualifikation	-0,198 (0,268)	-0,167 (0,107)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	-0,205** (0,095)	0,032 (0,033)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	-0,081 (0,177)	0,102 (0,065)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,263* (0,140)	0,078 (0,050)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	-0,195 (0,164)	0,090 (0,058)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	-0,003 (0,011)	0,003 (0,004)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,041** (0,019)	0,002 (0,007)
Konjunktur	0,064*** (0,019)	-0,012 (0,008)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,046 (0,127)	-0,074 (0,045)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,836*** (0,254)	0,108 (0,069)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>-2</sup>	-0,110** (0,048)	-0,013 (0,016)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,072*** (0,019)	0,004 (0,008)
Verheirateter Mann	0,174 (0,165)	0,165*** (0,059)
Verheiratete Frau	-0,005 (0,205)	0,079 (0,075)
Letzter Lohn	-0,165 (0,165)	0,495*** (0,048)
$\sigma$		0,264*** (0,037)
$\rho$		-0,762*** (0,144)
Log Likelihood		-457,964
N:	877	286

<sup>a</sup>Alle Lohnangaben in Logarithmen; Standardfehler in Klammern; <sup>b</sup>ML-Schätzung; \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A5 — Hazardrate-Schätzung des lognormalen Modells ohne unbeobachtete Heterogenität Modell Alternative 1<sup>a</sup>

Variable	Koeffizient <sup>b</sup>
Konstante	14,347 <sup>***</sup> (1,786)
Mann	0,486 <sup>***</sup> (0,082)
Alter	0,076 <sup>***</sup> (0,027)
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>-2</sup>	-0,111 <sup>***</sup> (0,034)
Verheiratet	0,367 <sup>***</sup> (0,084)
Kinder	0,128 (0,085)
Geringe Qualifikation	-0,879 <sup>***</sup> (0,269)
Mittlere Qualifikation	-0,767 <sup>***</sup> (0,163)
Hohe Qualifikation	-0,540 <sup>**</sup> (0,213)
Sehr hohe Qualifikation	--
Ausländer(in)	-0,198 <sup>***</sup> (0,071)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,147 (0,136)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,020 (0,103)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,002 (0,115)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,086 (0,101)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,619 <sup>***</sup> (0,181)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--
Struktureffekt	0,012 (0,009)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,041 <sup>***</sup> (0,013)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,032 <sup>**</sup> (0,013)
Konjunktur	-0,005 (0,014)
selektionskorrigierter Reservationslohn <sup>c</sup>	-2,085 <sup>***</sup> (0,152)
σ	0,905 (0,026)
R <sup>2</sup> <sub>Cox/Snell</sub> . <sup>d</sup>	0,294
Anteil zensierter Spells	0,124
N:	877

<sup>a</sup>Modell ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität; <sup>b</sup>Standardfehler in Klammern; <sup>c</sup>Logarithme Lohnangabe; <sup>d</sup>Vgl. Cox und Snell (1989); \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A6 — Selektionskorrigierte Reservationslöhne<sup>a</sup> Modell Alternative 2

	Probit zur Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit	Selektionskorrigierte Reservationslohngleichung
Konstante	-4,751** (1,885)	4,332*** (0,768)
Alter	0,049 (0,039)	0,014 (0,011)
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>-2</sup>	-0,092* (0,051)	-0,014 (0,015)
Verheiratet	0,120 (0,163)	0,132*** (0,034)
Geringe Qualifikation	0,924** (0,389)	-0,391** (0,157)
Mittlere Qualifikation	0,067 (0,236)	-0,235*** (0,078)
Hohe Qualifikation	-0,173 (0,300)	-0,187* (0,099)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	-0,187* (0,102)	0,044 (0,038)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,069 (0,139)	-0,080* (0,045)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,781*** (0,235)	0,118 (0,094)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Struktureffekt	-0,004 (0,012)	0,003 (0,003)
Konjunktur	0,067*** (0,021)	-0,011 (0,010)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,755*** (0,019)	0,005 (0,010)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,039* (0,021)	0,003 (0,008)
Mann mit Partnerin ohne Kinder	-0,257 (0,170)	--
Frau mit Partner ohne Kinder	-0,013 (0,197)	--
Mann mit Partnerin und Kindern	-0,268 (0,196)	--
Frau mit Partner und Kindern	-0,633** (0,274)	--
Mann/Frau mit Kindern ohne Partner(in)	-0,109 (0,224)	--
Mann/Frau ohne Partner(in) und Kinder	--	--
Letzter Lohn	--	0,516*** (0,043)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	--	0,111** (0,054)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	--	0,052 (0,041)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	--	0,075 (0,048)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
λ	--	-0,203 (0,155)
R <sup>2</sup> <sub>adjusted</sub>	--	0,479
R <sup>2</sup> <sub>Veall/Zimmermann</sub> <sup>b</sup>	0,176	--
N:	877	286

<sup>a</sup>Alle Lohnangaben in Logarithmen; Standardfehler in Klammern; <sup>b</sup>vgl. Veall und Zimmermann (1992); \*, \*\*, \*\*\* Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A7 — Hazardrate-Schätzung des lognormalen Modells ohne unbeobachtete Heterogenität Modell Alternative 2<sup>a</sup>

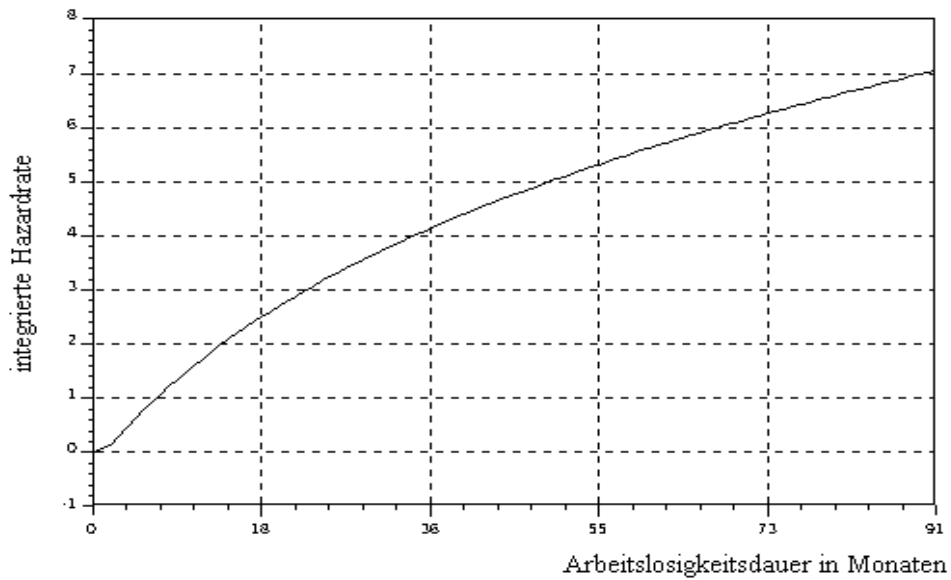
Variable	Koeffizient <sup>b</sup>
Konstante	13,738 <sup>***</sup> (1,770)
Mann	0,340 <sup>***</sup> (0,078)
Alter	0,819 <sup>***</sup> (0,027)
Alter <sup>2</sup> * 10 <sup>-2</sup>	-0,122 <sup>***</sup> (0,034)
Verheiratet	0,468 <sup>***</sup> (0,086)
Kinder	0,008 (0,084)
Geringe Qualifikation	-0,923 <sup>***</sup> (0,272)
Mittlere Qualifikation	-0,748 <sup>***</sup> (0,161)
Hohe Qualifikation	-0,551 <sup>***</sup> (0,209)
Sehr hohe Qualifikation	--
Ausländer(in)	-0,178 <sup>**</sup> (0,071)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,196 (0,136)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,010 (0,103)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,015 (0,116)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,094 (0,102)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,620 <sup>***</sup> (0,181)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--
Struktureffekt	0,012 (0,009)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,039 <sup>***</sup> (0,013)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,030 <sup>**</sup> (0,013)
Konjunktur	-0,003 (0,014)
selektionskorrigierter Reservationslohn <sup>c</sup>	-2,025 <sup>***</sup> (0,149)
σ	0,906 <sup>***</sup> (0,026)
R <sup>2</sup> <sub>Cox/Snell</sub> <sup>d</sup>	0,291
Anteil zensierter Spells	0,124
N:	877

<sup>a</sup>Modell ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität; <sup>b</sup>Standardfehler in Klammern; <sup>c</sup>Logarithme Lohnangabe; <sup>d</sup>Vgl. Cox und Snell (1989); \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. dem 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

## Anhang 3 — Abbildungen

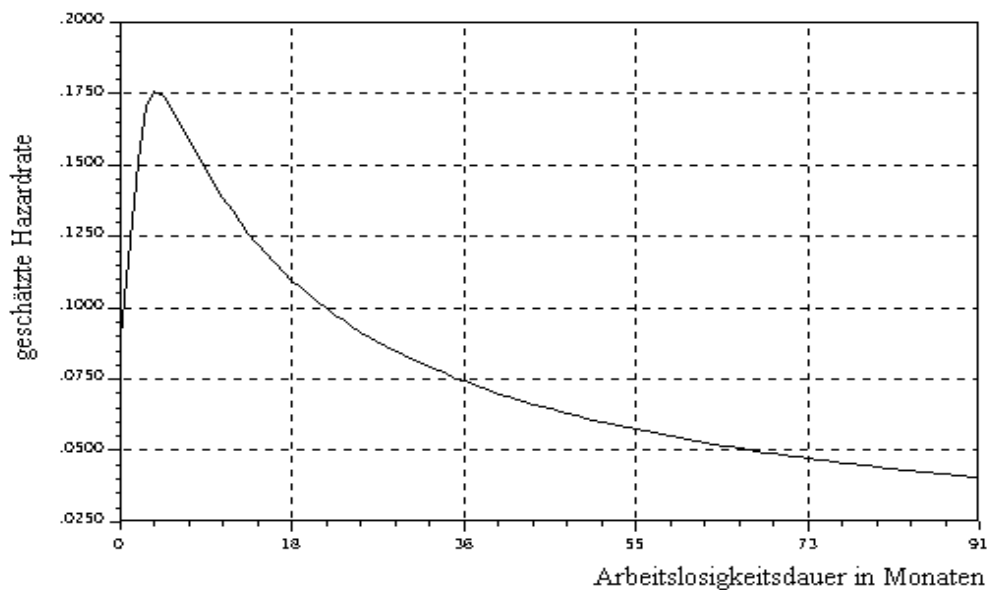
Abbildung A1 — Integrierte Hazardrate der lognormalen Hazardrate-Schätzung<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Integrierte Hazardrate berechnet nach Greene (2002: Kapitel E.27.3).

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Abbildung A2 — Geschätzte Hazardrate der lognormalen Hazardrate-Schätzung<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Geschätzte Hazardrate berechnet nach Greene (2002: Kapitel E.27.3).

Quelle: GSOEP (2000); 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.
- Arminger, G. (1988). Modelle zur Analyse qualitativer Variablen in stetigem Zeitverlauf. In F. Meier (Hrsg.), *Wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Panel-Studien. Datenstrukturen und Analyseverfahren*. Göttingen.
- Barron, J.M., und W. Mellow (1981). Changes in Labor Force Status among the Unemployed. *The Journal of Human Resources* 16 (3): 427–441.
- Blossfeld, H.-P., und A. Hamerle (1987). Unobserved Heterogeneity in Hazard Rate Models: A Test and an Illustration from a Study of Career Mobility. Working Paper 253. Sonderforschungsbereich 3, Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik, J.W. Goethe-Universität Frankfurt und Universität Mannheim.
- (1990). Unobserved Heterogeneity in Hazard Rate Models: A Test and an Illustration from a Study of Career Mobility. In K.U. Mayer und N.B. Tuma (Hrsg.), *Event History Analysis in Life Course Research*. Wisconsin.
- Blossfeld, H.-P., A. Hamerle, und K.U. Mayer (1986). Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt/Main.
- Bundesanstalt für Arbeit (lfd. Jgg. a): Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit. Nürnberg.
- (lfd. Jgg. b): Strukturanalyse. Bestände sowie Zu- und Abgänge an Arbeitslosen und offenen Stellen. Nürnberg.
- Burda, M.C., und A. Mertens (2001). Estimating Wage Losses of Displaced Workers in Germany. *Labour Economics* 8 (1): 15–41.
- Christensen, B. (2001). The Determinants of Reservation Wages in Germany. Does a Motivation Gap Exist? Kieler Arbeitspapiere 1024. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.

- Christensen, B. (2002). Reservation Wages, Offered Wages, and Unemployment Duration — New Empirical Evidence. Kieler Arbeitspapiere 1095. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- (2003). Die Validität erfragter Reservationslöhne: ein Test auf Basis der stationären Suchtheorie. Kieler Arbeitspapiere 1151. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Christensen, B., und A. Schimmelpfennig (1998). Arbeitslosigkeit, Qualifikation und Lohnstruktur in Westdeutschland. *Die Weltwirtschaft* (2): 177–186.
- Cornwell, C., und K. Schneider (2000). Labor Market Policy and German Reservation Wages in the 1990s: A Stochastic Frontier Approach. Unveröffentlichtes Manuskript, University of Georgia, University of Dortmund.
- Cox, D.R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society* 34 (2): 187–220.
- (1975). Partial Likelihood. *Biometrika* 62 (2): 269–276.
- Cox, D.R., und E.J. Snell (1989). *The Analysis of Binary Data*. Second Edition. London.
- Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer und M. Van Audenrode (1995). *The Impact of Unemployment Insurance on Wages, Search Intensity and the Probability of Re-employment*. Human Resources Development Canada (HRDC), Ottawa.
- Devine, T.J., und N.M. Kiefer (1991). *Empirical Labor Economics. The Search Approach*. New York.
- Galler, H. (1986). Übergangsratenmodelle bei intervalldatierten Ereignissen. *Statistische Hefte* 27: 1–22.
- Galler, H.P., und U. Pötter (1987). Unobserved Heterogeneity in Models of Unemployment Duration. In K.U. Mayer und N. B. Tuma (Hrsg.), *Applications of Event History Analysis in Life Course Research*. Materialien aus der Bildungsforschung 30, Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, Berlin.
- Gorter, D., und C. Gorter (1993). The Relation Between Unemployment Benefits, the Reservation Wage and Search Duration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 (2): 199–214.



- Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*. Fourth Edition. Upper Saddle River.
- (2002). LIMDEP 8.0: User’s Manual. Econometric Software, New York.
- Groot, W. (1990). Further Evidence on the Job Search Theory. *Economics Letters* 34 (4): 387–391.
- GSOEP (2000). *German Socio-economic Panel (Sozio-oekonomisches Panel)*. Berlin: Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung.
- Haisken-De New, J.P., und J.R. Frick (2002). *Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Panel Study (GSOEP)*. Version 6.0 — Dezember 2002. <http://www.diw.de/deutsch/sop/service/dtc/>
- Hamerle, A., und G. Tutz (1989). Diskrete Modelle zur Analyse von Verweildauern und Lebenszeiten. Frankfurt/Main.
- Heath, A., T. Swann (1999). Reservation Wages and the Duration of Unemployment. Research Discussion Paper 1999–02, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, Sydney.
- Heckman, J.J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. *Annals of Economic and Social Measurement* 5 (1976): 475–492.
- (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47 (1): 153–161.
- Heckman, J.J., und B. Singer (1982a). Population Heterogeneity in Democratic Models. In K.C. Land und A. Rogers (Hrsg.), *Multidimensional Mathematical Demography*. New York.
- (1982b). The Identification Problem in Econometric Models for Duration Data. In W. Hildenbrand (Hrsg.), *Advances in Econometrics*. Cambridge.
- (1984). A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data. *Econometrica* 52: 271–320.

- Hujer, R., und H. Schneider (1989). The Analysis of Labor Market Mobility Using Panel Data. *European Economic Review* 33: 530–536.
- (1996). Institutionelle und strukturelle Determinanten der Arbeitslosigkeit in Westdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse mit Paneldaten. In B. Gahlen, H. Hesse und H. J. Ramser (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung*. Tübingen.
- Hujer, R., K.-O. Maurer und M. Wellner (1999). The Effects of Public Sector Sponsored Training on Unemployment Duration in West Germany: A Discrete Hazard Rate Model Based on a Matched Sample. *IfO-Studien: Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung* 45 (3): 371–410.
- Johnston, J., und J.E. DiNardo (1997). *Econometric Methods*. New York.
- Jones, S.R.G. (1988). The Relationship Between Unemployment Spells and Reservation Wages as a Test of Search Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, November 1988.
- Kalbfleisch, J.D., und 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* 26 (2): 646–679.
- Klodt, H., R. Maurer und A. Schimmelpfennig (1997). *Tertiarisierung in der deutschen Wirtschaft*. Tübingen.
- Lancaster, T. (1984). Simultaneous Equations Models in Applied Search Theory. *Journal of Econometrics* 28: 113–126.
- (1985). Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Models with Applications to the Weibull Modell. *Journal of Econometrics* 2: 155–169.
- Lancaster, T., und A. Chesher (1984). Simultaneous Equations with Endogenous Hazards. In G.R. Neumann und N.C. Westergård-Nielsen (Hrsg.), *Studies in Labor Market Dynamics*. Berlin.
- 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.

- Leung, S.F., und S. Yu (1996). On the Choice Between Sample Selection and Two-Part Models. *Journal of Econometrics* 72 (1): 197–229.
- Manton, K.G., E. Stallard und J.W. Vaupel (1986). Alternative Models for the Heterogeneity of Mortality Risks among the Aged. *Journal of the American Statistical Association* 81: 635–644.
- Nawata, K. (1994). Estimation of Sample Selection Bias Models by the Maximum Likelihood Estimator and Heckman's Two-Step Estimator. *Economics Letters* 45 (1): 33–40.
- Nelson, F. (1984). A Monte Carlo Comparison of Estimators for Censored Regression Models. *Journal of Econometrics* 24: 197–213.
- Prasad, E. (2001). The Dynamics of Reservation Wages: Preliminary Evidence from the GSOEP. *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung* 69 (1): 44–50.
- Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) (1995). Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) im Jahre 1994. *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung* 64 (1): 5–13.
- Reinberg, A. (1999). Der qualifikatorische Strukturwandel auf dem deutschen Arbeitsmarkt — Entwicklungen, Perspektiven und Bestimmungsgründe. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 32 (4): 434–447.
- Sachs, L. (2002). *Angewandte Statistik*. 10. Auflage. Berlin.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2001). *Für Stetigkeit — gegen Aktionismus*. Stuttgart.
- Sandell, S.H. (1980a). Is the Unemployment Rate of Women too low? A Direct Test of the Economic Theory of Job Search. *Review of Economic and Statistics* 62 (4): 634–639.
- (1980b). Job Search by Unemployed Women: Determinants of the Asking Wage. *Industrial and Labor Relations Review* 33 (3): 368–378.

- 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.
- Schmidt, C.M., und R. Winkelmann (1993). Reservation Wages, Wage Offer Distributions and Accepted Wages. In H. Bunzel et al. (Hrsg.), *Panel Data and Labour Market Dynamics*. Amsterdam.
- Schneider, H., und O. Fuchs (2000). Anreizwirkungen der Arbeitslosenunterstützung auf die Arbeitssuche. *Wirtschaft im Wandel* 6 (11): 312–317.
- Schwarze, J., und S. Raderschall (2002). Welfarisation in Deutschland: Werden die Familien abhängig von der Sozialhilfe? Ifb-Materialien 1/02, Staatsinstitut für Familienforschung an der Universität Bamberg.
- Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg.). *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart.
- Steiner, V. (1994). Labour Market Transitions and the Persistence of Unemployment — West Germany 1983–1992. Discussion Paper 94–20. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH, Mannheim.
- Thoursie, A. (1997). Effects of Renewable Benefit Periods on Exits from Unemployment. Working Paper 1997/1. Institute för Social Forskning, Stockholm University.
- Veall, M., und K. Zimmermann (1992). Pseudo- $R^2$ 's in the Ordinal Probit Model. *Journal of Mathematical Sociology* 16 (4): 333–342.
- Wangler, A. (1997). *Heterogenitätsprobleme in der Verlaufsdatenanalyse*. Europäische Hochschulschriften, Reihe V, Volks- und Betriebswirtschaft 2019. Frankfurt/Main.
- Wooldridge (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA.