

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 1151

**Die Validität erfragter Reservationslöhne:
ein Test auf Basis der stationären Suchtheorie**

von

Björn Christensen

März 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.

Die Validität erfragter Reservationslöhne: ein Test auf Basis der stationären Suchtheorie*

Zusammenfassung:

Spiegeln in Befragungen ermittelte Reservationslöhne valide das wider, was nach der Suchtheorie zu erwarten wäre? Um diese Frage beantworten zu können, werden auf Basis der stationären Suchtheorie unter zu Hilfenahme von empirisch ermittelten Beobachtungen über den Sucherfolg von Arbeitslosen Reservationslöhne prognostiziert, die mit erfragten Reservationslohnangaben aus dem Sozio-oekonomischen Panel (GSOEP) verglichen werden. Es zeigt sich, dass für kurze Arbeitslosigkeitsdauern die Übereinstimmung zwischen den prognostizierten und den erfragten Reservationslöhnen extrem hoch ist, während für Langzeitarbeitslose die erfragten Reservationslöhne die aus dem theoretischen Modell heraus prognostizierten übersteigen.

Abstract:

Do reported reservation wages correspond to the concept of reservation wages in search theory? To answer this question, reservation wages are calculated on the basis of stationary search theory and on job-search success observations of unemployed persons in order to compare them with reported reservation wages from the Socio-economic Panel (GSOEP). It is shown that for short spells of unemployment calculated and reported reservation wages correspond very well, whereas reported reservation wages exceed the calculated ones for long-term unemployed.

Stichwörter: Reservationslöhne, Suchtheorie, Arbeitslosigkeitsdauer

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.uni-kiel.de

* Mein besonderer Dank gilt René Böheim, Hilmar Schneider, Rainer Winkelmann, Gerd Ronning und Bill Greene für hilfreiche Anmerkungen in den verschiedenen Phasen der Entstehung dieser Arbeit. Kommentare können direkt gerichtet werden an: b.christensen@ifw.uni-kiel.de

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

Inhalt

1	Erfragte Reservationslöhne und Suchtheorie.....	1
2	Das theoretische Suchmodell und der empirische Schätzansatz	3
3	Die Datengrundlage.....	10
4	Deskriptive Vorauswertungen	13
5	Ergebnisse der Modell-Schätzungen	20
5.1	Die Identifikation im Modell	20
5.2	Kritische Anmerkungen zu der Identifikation des Modells und der Schätzung des Modells.....	22
5.3	Die Schätzergebnisse für das Gesamt-Sample.....	23
5.4	Die Schätzergebnisse für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern	35
5.4.1	<i>Schätzergebnisse für eine Arbeitslosigkeitsdauer bis zu 12 Monaten.....</i>	<i>35</i>
5.4.2	<i>Schätzergebnisse für Langzeitarbeitslose.....</i>	<i>38</i>
5.5	Die identifizierenden Variablen von Schmidt und Winkelmann (1993)	44
6	Schlussbemerkungen.....	47
Anhang 1	49
Anhang 2 — Tabellen	50
Anhang 3 — Abbildungen	65
7	Literatur:.....	68

Abbildungen und Tabellen

Abbildung 1 —	Die Schätz-Strategie im Überblick	9
Abbildung 2 —	Mittlere RWR und Dauer der Arbeitslosigkeit	16
Tabelle 1 —	Reservation Wage Ratio (RWR) und Accepted Wage Ratio (AWR) für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern im Gesamtsample	14
Tabelle 2 —	Reservation Wage Ratio (RWR) und Accepted Wage Ratio (AWR) für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern im Schätzsample	14
Tabelle 3 —	Die RWR und AWR im Zeitverlauf und für verschiedene Subsamples	17
Tabelle 4 —	RWR und AWR bei maximal drei Monaten zwischen dem letzten Interview in Arbeitslosigkeit (t_1) und dem Arbeitslosigkeitsende	18
Tabelle 5 —	Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (Gesamt-Sample)	24
Tabelle 6 —	Lohngleichung für den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit (Gesamt-Sample)	26
Tabelle 7 —	Reservationslohngleichungena (Gesamt-Sample)	31
Tabelle 8 —	Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen	34
Tabelle 9 —	Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)	37
Tabelle 10 —	Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer 13–27 Monate)	42
Tabelle 11 —	Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer 19–54 Monate)	43
Tabelle 12 —	Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)	46

Tabelle A1 —	Definitionen der verwendeten Variablen	50
Tabelle A2 —	Deskriptive Statistiken des Regressionsdatensatzes	52
Tabelle A3 —	Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)	53
Tabelle A4 —	Lohnleichung für den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)	54
Tabelle A5 —	Reservationslohnleichungen (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)	55
Tabelle A6 —	Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (13–27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer).....	56
Tabelle A7 —	Lohnleichung für den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit (13–27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer).....	57
Tabelle A8 —	Reservationslohnleichungen (13–27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer).....	58
Tabelle A9 —	Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (19–54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer).....	59
Tabelle A10 —	Lohnleichung für den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit (19–54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer).....	60
Tabelle A11 —	Reservationslohnleichungen (19-54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)	61
Tabelle A12 —	Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)	62
Tabelle A13 —	Lohnleichung für den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)	63
Tabelle A14 —	Reservationslohnleichungen (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)	64
Abbildung A1 —	Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne (Gesamt-Sample)	65
Abbildung A2 —	Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate).....	66
Abbildung A3 —	Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne (13-27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)	66
Abbildung A4 —	Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne (19-54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)	67
Abbildung A5 —	Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)	67

1 Erfragte Reservationslöhne und Suchtheorie

Mit der Aussage „The reservation wage of economists’ search models is not observed“ leitet Böheim (2002: 1) seine Untersuchung über die Validität erfragter Reservationslöhne im theoretischen Sinne ein. Und in der Tat stellt sich seit Kasper (1967) die Frage, ob eine Divergenz zwischen in Befragungen ermittelten und „wahren“¹ Reservationslöhnen der betroffenen Arbeitslosen existiert. Dabei ist die Beantwortung dieser Frage essentiell für die Aussagekraft empirischer Untersuchungen erfragter Reservationslöhne, wie sie beispielsweise von Jones (1988, 1989) und Lancaster und Chesher (1983) für Großbritannien, Feldstein und Poterba (1984) und Barron und Mellow (1981) für die USA und Franz (1982), Prasad (2001) und Christensen (2001, 2002) für Deutschland durchgeführt wurden.²

Untersuchungen über die Validität erfragter Reservationslöhne sind rar gesät: Auf deskriptiver Ebene kommt Dawes (1993: 31–32) in einer Studie über britische Arbeitslose zu dem Schluss, dass die Reservationslöhne insofern nicht mit den theoretischen Vorstellungen übereinstimmen, als diese zumindest für Langzeitarbeitslose eher den finanziellen Bedarf als einen am Markt orientierten Mindestlohn zur Arbeitsaufnahme widerspiegeln und als zu hoch einzustufen sind. Dagegen findet Prasad (2001: 45–46) für deutsche Daten auf Basis des Sozi-oekonomischen Panels speziell im Vergleich mit akzeptierten Löhnen nach Arbeitslosigkeit, dass die erfragten Reservationslöhne im theoretischen Sinne valide sind. Eine Verbindung von empirisch ermittelten Reservationslöhnen und der Suchtheorie stellt die Arbeit von Schmidt und Winkelmann (1993) auf Basis einer Erweiterung des Schätz-Modells zur stationären Suchtheorie von Kiefer und Neumann (1979) dar. Sie finden für deutsche Daten von 1977/78, dass die erfragten Reservationslöhne und die auf Basis des theoretischen Modells gene-

¹ „Wahre“ Reservationslöhne in dem Sinne, dass sie mit dem durch die Suchtheorie erklärbaren Verhalten der Arbeitslosen in Bezug auf die Annahme eines Arbeitsplatzangebotes mit einem festgelegten Lohn korrespondieren.

² Vgl. für einen ausführlicheren Literaturüberblick über empirische Auswertungen erfragter Reservationslöhne Christensen (2001: 5-8).

rierten hypothetischen Reservationslöhne ausgesprochen gut übereinstimmen.³ Böheim (2002) greift diese Vorgehensweise auf und untersucht britische Daten für 1991–1997. Er findet bei geringer Güte der Endregressionen, dass die erfragten Reservationslöhne nur für Männer mit den „wahren“ im wesentlichen übereinstimmen, nicht jedoch für Frauen.

In der folgenden Untersuchung wird das Modell von Schmidt und Winkelmann aufgegriffen und für deutsche Daten des Sozio-oekonomischen Panels (GSOEP 2000) nachgeschätzt. Dabei wird das Modell dahingehend erweitert, dass speziell die Annahme der Stationarität der Suchtheorie hinterfragt wird, indem für verschiedene Gruppen der Arbeitslosen differenziert nach Arbeitslosigkeitsdauer Einzelschätzungen durchgeführt werden.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 wird auf Basis der stationären Suchtheorie der ökonometrische Schätzansatz nach Kiefer und Neumann (1979) bzw. Schmidt und Winkelmann (1993) vorgestellt, der zum Vergleich der erfragten und der geschätzten Reservationslöhne dienen soll. In Kapitel 3 wird die Datenbasis des Sozio-oekonomischen Panels und die Generierung der verwendeten Stichprobe präsentiert. Kapitel 4 diskutiert deskriptive Auswertungen des Reservations- bzw. akzeptierten Lohnes nach Arbeitslosigkeit. Dabei wird speziell die Entwicklung der Reservationslöhne über die Monate der individuellen Arbeitslosigkeit untersucht. In Kapitel 5 wird das in Kapitel 2 vorgestellte Modell sowohl für das Gesamt-Sample als auch für einzelne Abschnitte der Arbeitslosigkeitsdauer geschätzt, um die Stationaritätsannahme und die Dawes-Hypothese (Dawes 1993) zu überprüfen. Außerdem wird in diesem Abschnitt die Auswahl der identifizierenden Variablen auf ihre Güte hin anhand einer alternativen Variablenauswahl untersucht. Abschließende Bemerkungen finden sich in Kapitel 6.

³ Eine Regression beider Reservationslöhne für alle Arbeitslosen weist eine Konstante nicht signifikant von Null verschieden und einen Steigungskoeffizienten von Eins auf, vgl. Schmidt und Winkelmann (1993: 165-166).

2 Das theoretische Suchmodell und der empirische Schätzansatz

Um erfragte Reservationslöhne mit theoretisch ermittelten Reservationslöhnen zu vergleichen, müssen einige Grundannahmen getroffen werden. In dem hier vorgestellten Modell von Kiefer und Neumann (1979), das von Schmidt und Winkelmann (1993) erweitert wurde, wird die Verteilung der Lohnangebote für einen Arbeitslosen über die Arbeitslosigkeitsperiode als konstant angesehen. Außerdem erfolgt in jedem Monat ein Beschäftigungs-Angebot. Es kann gezeigt werden, dass in diesem stationären Such-Modell der optimale Reservationslohn des Arbeitslosen ω^r konstant über die Arbeitslosigkeitsdauer bleibt.⁴ Der Reservationslohn wird dabei so gewählt, dass die marginalen Kosten der Suche mit dem marginalen Gewinn aus der Annahme eines Beschäftigungsangebots mit der Lohnhöhe ω^o übereinstimmt:

$$\left(\omega^r - b\right)r = \left(E\left[\omega^o \mid \omega^o > \omega^r\right] - \omega^r\right)\left[1 - F\left(\omega^r\right)\right] \quad (1)$$

wobei b das Nettoeinkommen in Arbeitslosigkeit und r die Diskontrate ist.

In Befragungsdaten liegen die in Gleichung (1) beschriebenen Reservations- und offerierten Löhne in der Regel nicht für ein und dieselbe Personen vor: Für die erfolgreichen Job-Sucher lassen sich nur Löhne nach Arbeitslosigkeit beobachten (akzeptierte Löhne), während für Arbeitslose Reservationslohnangaben vorhanden sind. Um diesem Sachverhalt Rechnung zu tragen, werden die beiden Lohnarten getrennt betrachtet und (in logarithmierter Form) jeweils als Linearkombination aus der Summe von beobachtbaren Exogenen und einem mit diesen unkorrelierten Störterm dargestellt. Dabei wird Kiefer und Neumann (1979) folgend angenommen, dass die Löhne log-normal verteilt sind.⁵ Die Lohngleichungen sind dann gegeben als

⁴ Diese restriktive Annahme wird im empirischen Teil in Kapitel 5.4 kritisch diskutiert und gelockert.

⁵ Als Alternative zur log-normalen-Verteilung der Löhne wird in der Literatur häufig auch eine Pareto-Verteilung angenommen, die allerdings vor allem bei stetiger Zeitmessung Anwendung findet (Schmidt und Winkelmann 1993: 152).

$$\omega_i^o = x_i\beta + e_i^o \quad e_i^o \sim N(0, \sigma_o^2) \quad (2)$$

für die offerierten Löhne und

$$\omega_i^r = z_i\gamma + e_i^r \quad e_i^r \sim N(0, \sigma_r^2) \quad (3)$$

für die Reservationslöhne.

Nach der Suchtheorie ergibt sich, dass ein Lohnangebot akzeptiert wird, wenn

$$\omega_i^o > \omega_i^r \Leftrightarrow \varepsilon_i = e_i^o - e_i^r > z_i\gamma - x_i\beta, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2), \quad \sigma^2 = \sigma_o^2 - 2\sigma_{o,r} + \sigma_r^2 \quad (4)$$

erfüllt ist, d.h. wenn ein individuelles Lohnangebot höher als der individuelle Reservationslohn ist (Beschäftigungsgleichung). Der beobachtbare akzeptierte Lohn w_i^a weist also eine abgeschnittene Verteilung auf. ε_i und e_i^o sind dabei gemeinsam normalverteilt. Nach Johnson und Kotz (1972) ergibt sich für die Funktion des abgeschnittenen Erwartungswertes

$$\begin{aligned} E(\omega_i^a) &= E(\omega_i^o | \varepsilon_i > z_i\gamma - x_i\beta) = x_i\beta + E(e_i^o | \varepsilon_i > z_i\gamma - x_i\beta) \\ &= x_i\beta + \rho_{e^o\varepsilon} \sigma_o \lambda_i \end{aligned} \quad (5)$$

mit

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{x_i\beta - z_i\gamma}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{x_i\beta - z_i\gamma}{\sigma}\right)}$$

wobei $\rho_{e^o\varepsilon}$ die Korrelation zwischen dem Störterm der offerierten Lohn-Gleichung und dem Störterm der Beschäftigungsgleichung darstellt.⁶

⁶ Sofern der Koeffizient von λ als $(\sigma_o^2 - \sigma_r^2)/\sigma$ geschrieben wird, ist ersichtlich, dass λ nur negativ werden kann, wenn der Störterm in der offerierten Lohn- und der Reservationslohn-Gleichung positiv korreliert sind und wenn die Varianz des Störterms der Reservationslohn-Gleichung die Varianz der offerierten Lohn-Gleichung übersteigt. Somit führen variabelere Reservationslöhne gegenüber den offerierten Löhnen dazu, dass Arbeitslose mit einem niedrigeren offerierten Lohn schneller eine neue Beschäftigung finden. In diesem Fall ist der beobachtbare akzeptierte Lohn im Mittel niedriger als der Mittelwert der Verteilung der offerierten Löhne, vgl. Schmidt und Winkelmann (1993: 153).

Der Erwartungswert der abgeschnittenen Reservationslohnverteilung lässt sich analog zu (5) darstellen. Nach Heckman (1976, 1979) kann eine solche Gleichung in zwei Stufen geschätzt werden. Auf der ersten Stufe kann für jede Beobachtung die Selektionsvariable λ_i über ein Probit geschätzt werden. Nach der Beschäftigungsgleichung (4) kann der Sucherfolg als reduziertes Probit geschrieben werden:

$$P(\text{Sucherfolg} | x_i, z_i) = P\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma} > \frac{z_i\gamma - x_i\beta}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{x_i\beta - z_i\gamma}{\sigma}\right) \quad (6)$$

Es wird somit der Nettoeffekt aus der Verteilung der offerierten Löhne und der Reservationslöhne auf die Wahrscheinlichkeit, eine angebotene Beschäftigung mit gegebenem Lohn zu akzeptieren, geschätzt. In einem zweiten Schritt kann der prognostizierte Selektionsterm $\hat{\lambda}_i$ berechnet und in die Gleichung der beobachtbaren akzeptierten Löhne integriert werden:

$$\omega_i^a = x_i\beta + \rho_{\varepsilon} \sigma_o \hat{\lambda}_i + u_i \quad (7)$$

Der Vorteil dieser Darstellung liegt darin, dass Gleichung (7) nur für die Beobachtungen geschätzt werden muss, für die akzeptierte Löhne vorliegen, d.h. die (erfragten) Reservationslöhne können unberücksichtigt bleiben.⁷

Analog zu (7) kann natürlich auch eine Gleichung für die beobachteten Reservationslöhne geschätzt werden. Da es aber das Ziel dieser Untersuchung ist, die erfragten Reservationslöhne nicht zu verwenden und stattdessen nur unter Zuhilfenahme der beobachtbaren akzeptierten Löhne Reservationslohnangaben für die arbeitslosen Personen im Sample zu prognostizieren, können unter Berücksichtigung der Suchtheorie und von Parameterrestriktionen die Parameter der Reservationslohngleichung (3) identifiziert werden. Um dieses durchzuführen, muss zwischen direkten und indirekten Effekten innerhalb der Reservations-

⁷ Schmidt und Winkelmann (1993: 154) weisen darauf hin, dass verallgemeinerte Kleinst-Quadrat-Schätzungen der Gleichung (7) durchgeführt werden sollten, da die Varianz des Störterms u_i heteroskedastisch ist: $V(u_i) = V(e_i^o | \varepsilon_i > z_i\gamma - x_i\beta) = \sigma_o^2 [1 + \rho^2 \lambda_i (\alpha_i - \lambda_i)]$ mit $\alpha_i = (z_i\gamma - x_i\beta)/\sigma$. Außerdem sind die geschätzten verallgemeinerten Kleinst-Quadrat-Koeffizienten der Gleichung (7) nur asymptotisch normalverteilt (vgl. Heckman 1976).

lohngleichung unterschieden werden. Die reduzierte Form der Reservationslohngleichung lässt sich wie folgt zerlegen:

$$\omega_i^r = z_i \gamma + e_i^r = x_i^{o,r} \gamma_{o,r} + x_i^o \gamma_o + x_i^r \gamma_r + e_i^r \quad (8)$$

Da nach der Suchtheorie alle Einflussfaktoren der Verteilung der offerierten Löhne auch den optimalen Reservationslohn determinieren, muss z alle Variablen enthalten, die den mittleren offerierten Lohn beeinflussen (x aus Gleichung 2). z kann zerlegt werden in Variablen, die nur den offerierten Lohn beeinflussen (x^o) und in Variablen, die sowohl die offerierten Löhne als auch die Suchkosten beeinflussen ($x^{o,r}$). Außerdem kann z Variablen enthalten, die nur die Suche determinieren (x^r). Die direkten Effekte können nun über die Suchkosten und die indirekten Effekte über die Verteilung der offerierten Löhne wie folgt zerlegt werden:

$$\begin{aligned} \gamma_{o,r} &= \frac{\partial \omega^r}{\partial x^{o,r}} = \frac{\partial \omega^r}{\partial x \beta} \beta_{o,r} + c_{o,r} \\ \gamma_o &= \frac{\partial \omega^r}{\partial x^o} = \frac{\partial \omega^r}{\partial x \beta} \beta_o \\ \gamma_r &= \frac{\partial \omega^r}{\partial x^r} = c_r \end{aligned} \quad (9)$$

wobei c_r und $c_{o,r}$ die Parameter der Suchkosten darstellen. Durch diese Unterteilung lässt sich die Gleichung des Sucherfolgs als strukturelles Modell darstellen:

$$\begin{aligned} \omega^o - \omega^r &= (x^{o,r} \beta_{o,r} + x^o \beta_o) - [x^{o,r} (m \beta_{o,r} + c_{o,r}) + x^o m \beta_o + x^r c_r] \\ &= x^{o,r} [(1-m) \beta_{o,r} - c_{o,r}] + x^o (1-m) \beta_o - x^r c_r \end{aligned} \quad (10)$$

wobei m den Einfluss eines Shifts im mittleren offerierten Lohn auf den Reservationslohn ($\partial \omega^r / \partial x \beta$) darstellt. Durch Umformungen und die Verwendung des prognostizierten Wertes \hat{w}^o für $x \beta$ nach (7) ergibt sich:

$$\frac{\omega^o - \omega^r}{\sigma} = \hat{\omega}^o \frac{(1-m)}{\sigma} - x^{o,r} \frac{c_{o,r}}{\sigma} - x^r \frac{c_r}{\sigma} = \hat{\omega}^o \theta_1 + \tilde{x} \theta_2 \quad (11)$$

mit $\tilde{x} = [x^{o,r}, x^r]$ und $\theta_2 = \left[\frac{c_{o,r}}{\sigma}, \frac{c_r}{\sigma} \right]$. In dem resultierenden strukturellen

Probit wird der Effekt der Variablen $x^{o,r}$ auf die Wahrscheinlichkeit eines Sucherfolges in einen Effekt durch den mittleren offerierten Lohn und in einen Suchkosteneffekt separiert. Sofern σ oder m bekannt ist, können sowohl die strukturellen Parameter $c_{o,r}$ und c_r als auch die reduzierten Parameter γ aus der Reservationslohngleichung identifiziert werden, womit anschließend die prognostizierten Reservationslöhne berechnet werden können.

Um einen geeigneten Schätzer für m zu erhalten, können suchtheoretische Überlegungen, die eine Verknüpfung der mittleren Suchdauer und der zugrundeliegenden Diskontrate herstellen, verwendet werden. Der Einfluss eines Shifts μ in der mittleren offerierten Lohnverteilung auf den Reservationslohn ist determiniert über die optimale Suchbedingung (1). Diese kann in diesem Fall als

$$0 = -(\omega^r - b)r + \int_{\omega^r}^{\infty} \omega^o f(\omega^o + \mu) d\omega^o - \omega^r \int_{\omega^r}^{\infty} f(\omega^o + \mu) d\omega^o \quad (12)$$

geschrieben werden. Der Einfluss des Shifts μ in der mittleren offerierten Lohnverteilung auf den Reservationslohn ergibt sich dann als⁸

$$m = \frac{\partial \omega^r}{\partial \mu} = \frac{1 - F(\omega^r)}{r + (1 - F(\omega^r))} \quad (13)$$

wobei $1 - F(\omega^r)$ die Wahrscheinlichkeit ist, dass ein offerierter Lohn akzeptiert wird. Da per Annahme pro betrachtete Periode (hier pro Monat) ein Beschäftigungs-Angebot erfolgt, ist $1/(1 - F(\omega^r))$ die erwartete Arbeitslosigkeitsdauer in Monaten.⁹ Die mittlere Suchdauer kann aus den vorhandene Daten berechnet und die Diskontrate r per Annahme festgelegt werden. Unter Zuhilfenahme von m lassen sich die Parameter σ , $c_{o,r}$ und c_r somit identifizieren und können mittels $\hat{\theta}$ aus (11) berechnet werden. Es gilt dabei:

⁸ Vgl. Anhang 1 für Details.

⁹ Somit ist m auf das Intervall $[0,1]$ begrenzt und sinkt stetig mit der mittleren Suchdauer und der Diskontrate r (Schmidt und Winkelmann 1993: 169).

$$\theta = \begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (1-m)/\sigma \\ c/\sigma \end{pmatrix} \quad \text{mit } c = [c_{o,r}, c_r] \quad (14)$$

Mit Hilfe des identifizierten Parametervektors γ und der Selektionskorrektur lassen sich nun die selektionskorrigierten Reservationslöhne $\hat{w}^{r,a}$ aus dem Modellansatz der erfragten akzeptierten Löhne prognostizieren.

Der Selektionsterm der (strukturellen) Reservationslohngleichung lässt sich über

$$-\frac{\sigma_r^2 - \sigma_{o,r}}{\sigma} \quad (15)$$

berechnen, wobei σ der identifizierte Parameter aus dem strukturellen Probit ist und σ_r^2 und $\sigma_{o,r}$ aus der selektionskorrigierten Reservationslohngleichung bestimmt werden können.

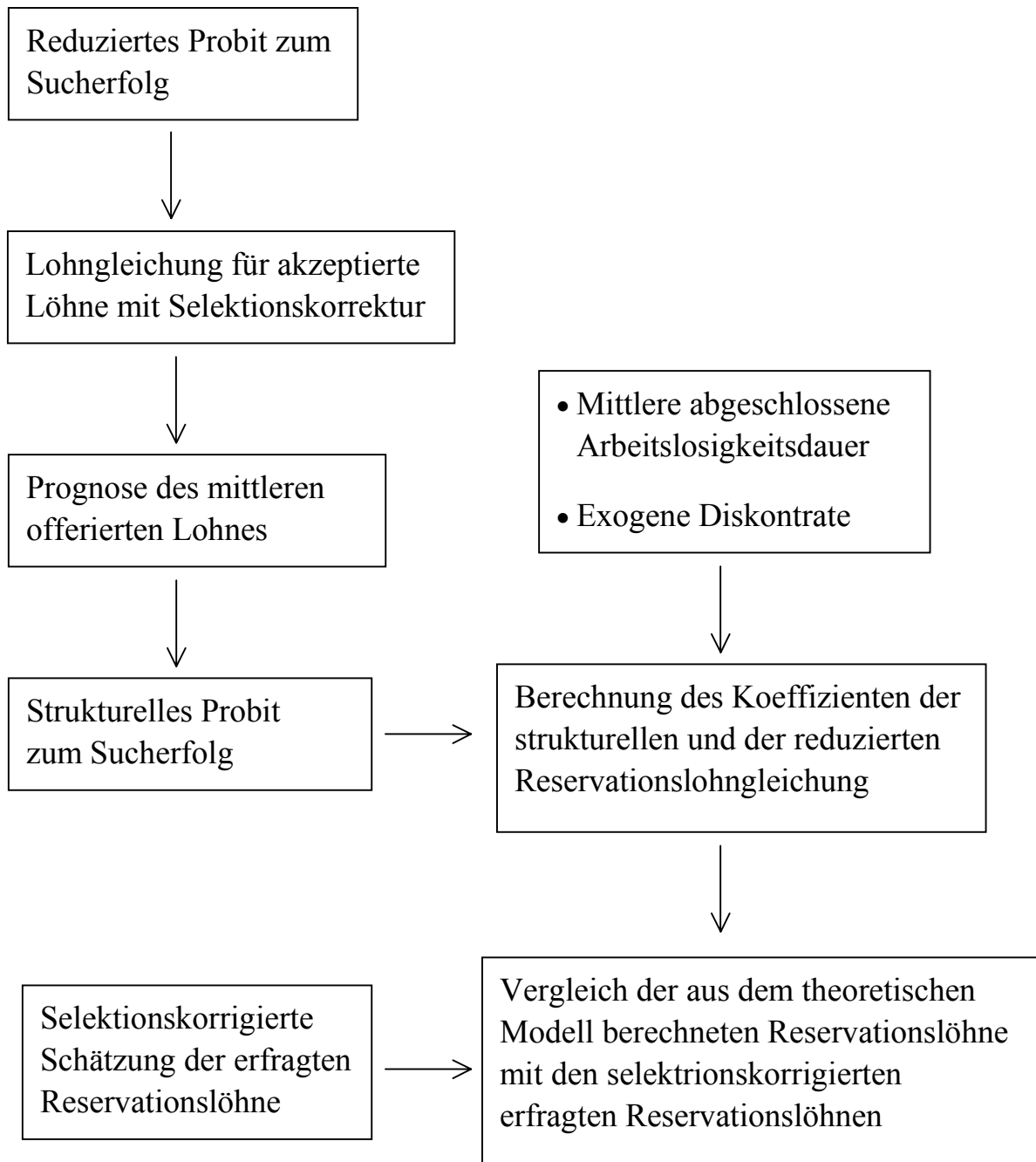
Da das eigentlich Ziel dieses Vorgehens ein Vergleich der auf diesem Wege prognostizierten Reservationslöhne mit den erfragten Reservationslöhnen ist, muss abschließend noch eine selektionskorrigierte Schätzung für die erfragten Reservationslöhne $w^{r,e}$ erfolgen. Abschließend werden mittels einfacher OLS die aus dem Modell prognostizierten Reservationslöhne $\hat{w}^{r,p}$ mit den selektionskorrigierten erfragten Reservationslöhnen $\hat{w}^{r,e}$ verglichen, um zu untersuchen, inwieweit die erfragten Reservationslöhne die theoretisch fundierten erklären können:

$$\hat{w}^{r,p} = \beta_0 + \beta_1 \hat{w}^{r,e} + u \quad (16)$$

Dabei sollte $\hat{\beta}_0 = 0$ und $\hat{\beta}_1 = 1$ gelten und eine hohe Güte der Schätzung vorliegen, sofern die erfragten Reservationslöhne tatsächlich unverzerrt die theoretisch plausiblen Reservationslöhne widerspiegeln.

Abbildung 1 zeigt die gesamte Schätzstrategie des Modells nochmals im Überblick.

Abbildung 1 — Die Schätz-Strategie im Überblick



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Böheim (2002: 22).

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.¹⁰ Für die vorliegende Anwendung werden die ersten 17 Wellen bis einschließlich 2000 genutzt.¹¹ Der Grunddatensatz umfasst alle Personen, die in Westdeutschland¹² wohnhaft und zwischen 19 und 58 alt sind.¹³

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:¹⁴

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

Alle Reservationslohnangaben 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.

¹⁰ Eine detaillierte Beschreibung des SOEP findet sich zum Beispiel bei Haisken-De New und Frick (2002) und Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) (1995).

¹¹ Die Datengenerierung wurde in SAS 8.01 vorgenommen. Die entsprechenden Programme können beim Autor angefordert werden.

¹² 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.

¹³ Ältere Personen werden aus der Analyse ausgeschlossen, da dieser Personenkreis häufig speziellen Regelungen zur Frühverrentung unterliegt.

¹⁴ 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.¹⁵

Alle Kontrollvariablen werden zu dem Zeitpunkt des Interviews erhoben und in Tabelle A1 in Anhang 2 detailliert in ihrer Generierung dargestellt.¹⁶ Da das Einkommen und die Beschäftigungsdauer vor Arbeitslosigkeit als potentiell identifizierende Variablen in Betracht kommen, werden außerdem nur Personen betrachtet, die unmittelbar vor der Arbeitslosigkeitsphase Vollzeit erwerbstätig waren.¹⁷

Der auf diese Art und Weise generierte Datensatz umfasst 463 Beobachtungen.¹⁸

Zum anderen werden in einem zweiten Datensatz alle Personen erfasst, die nach einer Periode der Arbeitslosigkeit¹⁹ erneut eine Vollzeit-Beschäftigung aufgenommen haben. Für diese Personen müssen sämtliche Kontrollvariablen, wie sie auch im Reservationslohndatensatz 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.²⁰ Dieser Datensatz umfasst 702 Beobachtungen.

¹⁵ Dieses betrifft lediglich eine Beobachtung.

¹⁶ Fehlende Angaben zu einzelnen Kontrollvariablen führen dabei zum Ausschluss aus der Stichprobe. Es wird somit von random missing values ausgegangen.

¹⁷ Alle Angaben zu Arbeitslosigkeits- und Erwerbsphasen sind dem Erwerbskalendarium des GSOEP entnommen.

¹⁸ Da die Angaben über die Wellen gepoolt werden, können einzelne Arbeitslose mehrfach während einer Arbeitslosigkeitsperiode erfasst werden, sofern sich diese über den Zeitraum von mindestens zwei Interviews erstreckt.

¹⁹ Die Phase der Arbeitslosigkeit muss sich dabei analog zu dem Reservationslohndatensatz einer Erwerbstätigkeitsphase mit Vollzeitstatus anschließen, damit der Lohn und die Beschäftigungsdauer vor Arbeitslosigkeit ermittelt werden kann.

²⁰ Der Ausschluss von Lohnangaben unter 800 DM betrifft keine Beobachtung.

Die Gesamtstichprobe mit 1.165 Beobachtungen ist in Tabelle A2 in Anhang 2 mit ihren deskriptiven Ausprägungen dargestellt. Der mittlere erfragte Reservationslohn der Arbeitslosen ist mit 2.425 DM um knapp 5% höher 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 deren Untersuchung der mittlere Reservationslohn knapp 5% höher als das mittlere letzte Einkommen liegt.²¹ Für die Gruppe der Personen, die nach einer Phase der Arbeitslosigkeit wieder eine Beschäftigung aufgenommen haben, liegt der neue Lohnsatz im Mittel bei 2.326 DM, welches nahezu identisch mit dem mittleren Lohn vor Arbeitslosigkeit dieser Personengruppe ist.²² Bemerkenswert ist des Weiteren, dass bei nahezu identischer Lohnhöhe in der letzten Beschäftigung vor Arbeitslosigkeit für beide Untergruppen die Reservationslöhne im Mittel die erzielten Löhne nach Arbeitslosigkeit um etwa 4% überschreiten. 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.

²¹ Diese Ergebnisse stimmen im Wesentlichen auch mit den Ergebnissen von Christensen (2001) überein, wobei das Übersteigen des mittleren Reservationslohnes gegenüber dem mittleren letzten Einkommen in diesem Fall für die vergleichbare Personengruppe bei 7% liegt (Christensen 2001: 42). Das ebenfalls in Christensen (2001: 18) berechnete Reservationslohn-Verhältnis von 1,18 liegt in dem hier vorgestellten Datensatz bei 1,10. Diese Differenzen ergeben sich durch eine etwas unterschiedliche Datengenerierung.

²² 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).

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 4 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 regionale und die qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten sind für diesen Personenkreis signifikant höher, während der Konjunkturindex signifikant niedriger ist. Diese schlechteren Wiederbeschäftigungschancen führen denn auch zu einer deutlich höheren Arbeitslosigkeitsdauer — obwohl rechtszensiert — innerhalb der Gruppe der Arbeitslosen; sie ist mit knapp 14 Monaten etwa doppelt so hoch wie bei den ehemals Arbeitslosen.²³

4 Deskriptive Vorauswertungen

Um einige Aspekte der erfragten Reservationslöhne im Vorfeld der Schätzungen etwas detaillierter zu diskutieren, werden im Folgenden die sogenannte Reservation Wage Ratio (RWR)²⁴ und die Accepted Wage Ratio (AWR) für verschiedene Sub-Samples der Untersuchungsgesamtheit berechnet. Die Reservation Wage Ratio ist das mittlere Verhältnis von Reservationslohn zu dem letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit und analog dazu die Accepted Wage Ratio das mittlere Verhältnis von akzeptiertem Lohn nach Arbeitslosigkeit zu dem letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit. In Tabelle 1 bzw. 2 sind die RWR bzw. ARW für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern für den Gesamtdatensatz bzw. den Regressionsdatensatz zusammengestellt.

²³ 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.

²⁴ Vgl. für eine Diskussion der RWR in der empirischen Literatur Christensen (2001: 17-21).

Tabelle 1 — Reservation Wage Ratio (RWR) und Accepted Wage Ratio (AWR) für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern im Gesamtsample

Arbeitslosigkeitsdauer	RWR			AWR		
	Mittelwert	Median	Anzahl	Mittelwert	Median	Anzahl
Alle	1,10	1,03	595	1,06	1,00	910
bis 6 Monate	1,12	1,05	245	1,08	1,01	599
7–12 Monate	1,10	1,01	138	1,06	1,01	174
13–18 Monate	1,08	0,99	68	0,97	0,91	67
19–24 Monate	1,07	1,01	50	0,87	0,86	28
25–36 Monate	1,09	1,04	52	0,98	0,93	30
über 36 Monate	1,12	1,07	42	0,84	0,80	12

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle 2 — Reservation Wage Ratio (RWR) und Accepted Wage Ratio (AWR) für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern im Schätzsample

Arbeitslosigkeitsdauer	RWR			AWR		
	Mittelwert	Median	Anzahl	Mittelwert	Median	Anzahl
Alle	1,10	1,03	463	1,04	0,99	702
bis 6 Monate	1,10	1,03	178	1,06	1,01	456
7–12 Monate	1,12	1,01	108	1,06	1,00	135
13–18 Monate	1,07	0,98	57	0,98	0,92	52
19–24 Monate	1,04	1,00	45	0,84	0,85	24
25–36 Monate	1,12	1,06	42	0,97	0,90	25
über 36 Monate	1,14	1,07	33	0,84	0,80	10

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Es ist unschwer ersichtlich, dass die Eliminierung von Beobachtungen mit fehlenden Werten für einzelne Ausprägungen der exogenen Variablen den Datensatz für die RWR und AWR nicht verzerrt (Annahme der random missing values); die mittlere RWR und AWR sind in beiden Stichproben nahezu identisch.

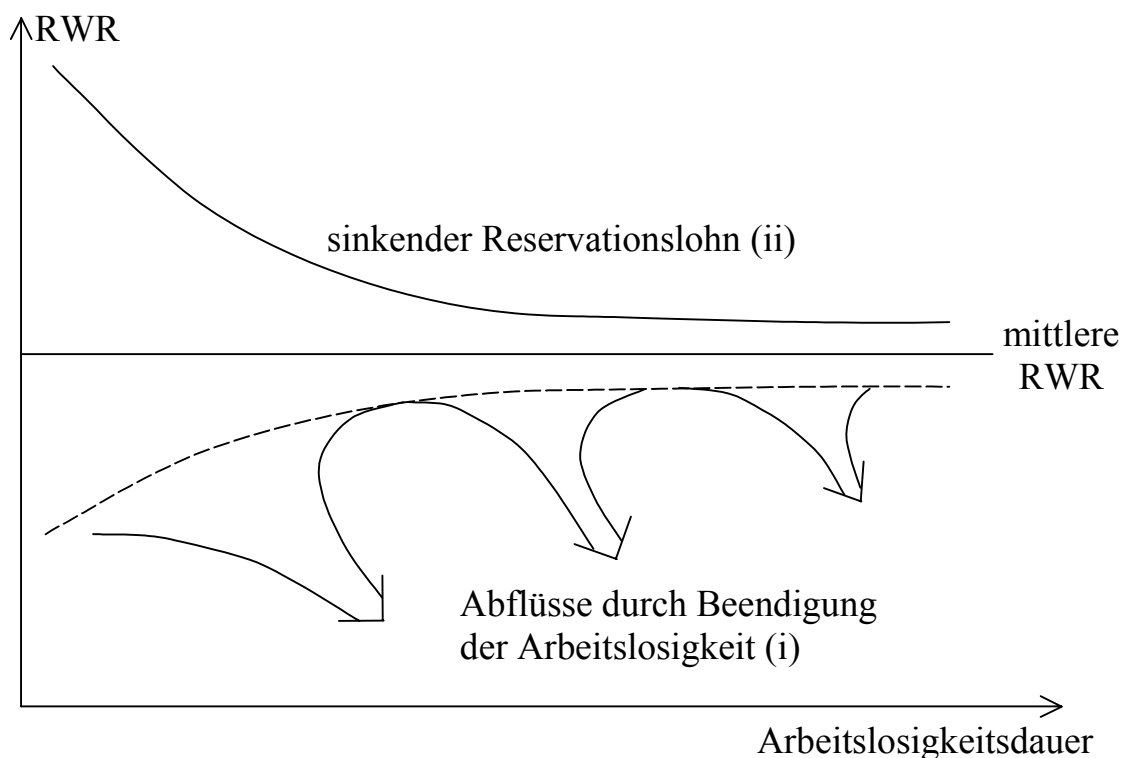
Bei der Bewertung der Höhe der RWR bzw. der AWR fällt zweierlei auf: Zum einen liegt die mittlere RWR durchweg über der mittleren AWR. Dieses Phänomen lässt sich, wie schon in Kapitel 3 angesprochen, auf den Selektionseffekt zurückführen, der bei Arbeitslosen mit einem hohen Reservationslohn zu einer geringeren Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit führt. Zum anderen bleibt die mittlere RWR über die Arbeitslosigkeitsdauer annähernd konstant in ihrer Höhe. Dieses Ergebnis scheint auf einen stationären Reservationslohn hinzuweisen, welches jedoch nicht notwendiger Weise durch die Daten belegt wird. Wie aus Abbildung 2 ersichtlich ist, wirken auf die mittlere RWR potentiell zwei Effekte: (i) Personen mit niedrigem relativem Reservationslohn werden den Pool der Arbeitslosen schnell verlassen. Dieser Effekt verzerrt das Sample und der mittlere Reservationslohn müsste ceteris paribus steigen. (ii) Sofern die Arbeitslosen ihren Reservationslohn bei längerer Arbeitslosigkeit senken, verringert dieser Effekt den mittleren Reservationslohn mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer. Beide Effekte wirken also gegenläufig auf die mittlere RWR und der Nettoeffekt bleibt unbestimmt. Somit kann von der konstanten mittleren RWR über die Arbeitslosigkeitsdauer nicht automatisch auf stationäre Reservationslöhne geschlossen werden.

Hingegen kann die deutlich sinkende mittlere AWR mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer²⁵ als Hinweis für nicht-stationäre Reservationslöhne zumindest der Gruppe der erfolgreichen Job-Sucher gewertet werden.²⁶

²⁵ Der Anstieg der mittleren AWR für 25-36 Monate Arbeitslosigkeitsdauer gegenüber kürzeren und längeren Arbeitslosigkeitsdauern kann an dieser Stelle nicht plausibel erklärt werden, sollte aufgrund der geringen Fallzahlen allerdings auch nicht als Falsifikation für eine sinkende mittlere AWR interpretiert werden.

²⁶ Stark sinkende mittlere AWRs und deutlich weniger sinkende mittlere RWRs finden auch Brix und Christensen (2002: 5) auf Basis der Arbeitslosenbefragung 2000 (IAB/infas) für kategoriale Daten der Lohnkonzessionsbereitschaft.

Abbildung 2 — Mittlere RWR und Dauer der Arbeitslosigkeit



Quelle: Eigene Erstellung.

Um die Stationarität der erfragten Reservationslöhne zu untersuchen, können die mittlere AWR bzw. RWR für das Gesamt-Sample also nur wenig aussagen. Aus diesem Grunde wird in Tabelle 3 und 4 der Panelcharakter des GSOEP (2000) ausgenutzt und es werden für gleiche Personen die Entwicklungen der RWR über die Arbeitslosigkeitsdauer untersucht. Dabei stellt sich als ein wesentliches Problem dar, dass die Frage nach dem Reservationslohn nicht in jeder Welle seit 1984 erfragt wurde (vgl. Fußnote 14), so dass das Sample für eine derartige Analyse sehr klein ausfällt. Außerdem ist aus den Tabellen 1 und 2 ersichtlich, dass etwa 85% aller Personen, die nach einer Phase der Arbeitslosigkeit wieder einen Arbeitsplatz gefunden haben, dieses innerhalb der ersten 12 Monate

Arbeitslosigkeit erreicht haben.²⁷ Für diese große Gruppe liegen nur mit geringer Wahrscheinlichkeit Reservationslohnangaben vor und eine Verlaufsanalyse des Reservationslohns mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer ist gänzlich ausgeschlossen. Insofern unterliegen die Reservationslohnangaben in Tabelle 3 und 4 einer starken Selektivität, die vollständig erst mit der Umsetzung des Schätzmodells aus Kapitel 2 überwunden werden kann.

Tabelle 3 — Die RWR und AWR im Zeitverlauf und für verschiedene Subsamples^a

t_1^b	t_2
RWR: Ø: 1,12 Median: 1,06 N: 135	arbeitslos ^c
RWR: Ø: 1,08 Median: 1,00 N: 110	AWR: Ø: 1,07 Median: 1,04 N: 110
RWR: Ø: 1,15 Median: 1,08 N: 51	RWR: Ø: 1,13 Median: 1,10 N: 51

^aNicht-deflationierte Lohnangaben (vgl. Fußnote 28); ^bDas Interview in t_1 muss in den ersten 12 Monaten der Arbeitslosigkeit stattgefunden haben; ^cKeine Einschränkung auf die Perioden mit Reservationslohnfrage in t_2 .

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

In Tabelle 3 sind für verschiedene Subsamples die Entwicklung der RWRs und AWRs für gleiche Personen zusammengefasst, sofern zwischen den Interviews

²⁷ Dieser Wert entspricht ziemlich exakt den Angaben aus der amtlichen Abgangsstatistik nach Arbeitslosigkeitsdauer differenziert für den Untersuchungszeitraum, vgl. laufende Hefte der Amtlichen Nachrichten bzw. der Strukturanalyse der Bundesanstalt für Arbeit (BA lfd. Jgg. a, b).

maximal eine Welle liegt.²⁸ Durch dieses Vorgehen kann detaillierter untersucht werden, ob der Reservationslohn Stationarität aufweist und der Annahme der Suchtheorie entspricht, wonach er einen Mindestlohn für eine Arbeitsaufnahme darstellt.

Tabelle 4 — RWR und AWR bei maximal drei Monaten zwischen dem letzten Interview in Arbeitslosigkeit (t_1) und dem Arbeitslosigkeitsende^a

t_1	t_2
Gesamtarbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate	
RWR: Ø: 1,11 Median: 1,02 N: 68	AWR: Ø: 1,13 Median: 1,08 N: 68
Gesamtarbeitslosigkeitsdauer 13–24 Monate	
RWR: Ø: 0,91 Median: 0,87 N: 10	AWR: Ø: 0,92 Median: 0,97 N: 10
Gesamtarbeitslosigkeitsdauer ≥ 25 Monate	
RWR: Ø: 1,23 Median: 1,25 N: 6	AWR: Ø: 1,02 Median: 1,10 N: 68
^a Nicht-deflationierte Lohnangaben (vgl. Fußnote 28).	

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

²⁸ Es werden für diese Darstellung aufgrund der geringen Zeitunterschiede zwischen den Interviews nicht-inflationsbereinigte Lohnangaben verwendet. Dieses hat zwei Gründe: (i) Anders als bei den gepoolten Schätzungen in Kapitel 5 liegt keine Notwendigkeit zur Vergleichbarkeit der Lohnangaben über den Zeitraum 1984-2000 vor, da der letzte eigene Lohnsatz die Basis darstellt. (ii) Schmidt (1993) und Christensen (2001) haben gezeigt, dass der letzte Lohnsatz der wichtigste Indikator für den Reservations- bzw. akzeptierten Lohn ist. Somit werden sich die betroffenen Personen am eigenen nominalen letzten Lohnsatz orientieren.

Aus den ersten zwei Zeilen der Tabelle 3 ist ersichtlich, dass die RWRs für Personen, die eine Welle später noch arbeitslos waren, im Mittel etwa 4–6% über den RWRs der Personen liegen, die eine neue Beschäftigung gefunden haben. Dieses kann als Beleg dafür gewertet werden, dass die Annahme aus der Suchtheorie, wonach ein niedriger Reservationslohn zu einer geringeren Arbeitslosigkeitsdauer führt, korrekt ist. Zur Anpassung der Reservationslöhne über die Arbeitslosigkeitsdauer kann aus der dritten Zeile entnommen werden, dass für Personen, die mindestens in zwei aufeinanderfolgenden Wellen arbeitslos waren, die Reservationslöhne nicht nach unten angepasst werden (Stationarität der Reservationslöhne). Diese Beobachtung kann natürlich nicht ohne Einschränkungen auf die Gruppe der Personen übertragen werden, die in der zweiten Welle bereits wieder Arbeit gefunden haben.²⁹ Zeile Zwei zeigt den Verlauf der RWR und der AWR für Personen, die in Welle 1 arbeitslos und in Welle 2 in Arbeit waren. Der neue Lohnsatz ist dabei für den Mittelwert etwa gleichhoch wie der letzte Reservationslohn, für den Median etwa 4% höher.

Um die mögliche Anpassung des Reservationslohns mit der Arbeitslosigkeitsdauer möglichst gering zu halten und genauer zu untersuchen, ob der neue Lohnsatz für erfolgreiche Jobsucher tatsächlich höher als der Reservationslohn liegt (zentrale Annahme der Suchtheorie), sind in Tabelle 4 die RWR und die AWR nur für Personen dargestellt, für die zwischen dem Interview in t_1 und dem Ende der Arbeitslosigkeit maximal drei Monate liegen. Eine Differenzierung nach der Gesamtarbeitslosigkeitsdauer gestaltet sich dabei schwierig, weil, wie aus den Tabellen 1 und 2 zu entnehmen ist, die Wiederbeschäftigungschancen für Langzeitarbeitslose sehr niedrig sind und die Stichprobengrößen dadurch extrem klein sind. Nichtsdestotrotz wird eine Unterteilung in drei Gesamtarbeitslosigkeitsdauern vorgenommen, um speziell die Hypothese von Dawes (1993: 31–32) bezüglich unrealistisch hoher Reservationslohnangaben bei Langzeitarbeitslosen zu untersuchen.

Für Gesamtarbeitslosigkeitsdauern bis 12 Monate ist der neue Lohnsatz deutlich größer als der letzte Lohnsatz (etwa 1% für den Mittelwert und 6% für den

²⁹ Diese Personen könnten gerade wegen einer Anpassung des Reservationslohns über die Arbeitslosigkeitsdauer nach unten eine Beschäftigung mit höherem Einkommen als dem eigenen Reservationslohn gefunden haben.

Median). Für diese Gruppe der erfolgreichen Job-Sucher gibt es also keinen Anlass, einen offenkundigen Widerspruch der erfragten Reservationslöhne mit den theoretischen Annahmen der Suchtheorie anzunehmen. Für Langzeitarbeitslose, die die Bedingungen des maximalen Zwischenraums zwischen dem letzten Interview in Arbeitslosigkeit und dem Arbeitslosigkeitsende von drei Monaten erfüllen, gibt es in der Stichprobe nur 16 Beobachtungen. Für eine Gesamtarbeitslosigkeitsdauer von 13 bis 24 Monaten liegen die akzeptierten Löhne deutlich über den Reservationslöhnen. Bei längerer Arbeitslosigkeitsdauer liegen die Reservationslöhne hingegen bei einem hohen Absolut-Niveau deutlich über den akzeptierten Löhnen. Da die Datenbasis für die Gruppe der Langzeitarbeitslosen unakzeptabel klein ist, lassen sich von diesen deskriptiven Angaben keine seriösen Rückschlüsse auf die Validität der Reservationslöhne ziehen. Jedoch könnte geben sie vage Hinweise darauf, dass Dawes' (1993) Hypothese nicht freiweg abgelehnt werden kann.

5 Ergebnisse der Modell-Schätzungen³⁰

5.1 Die Identifikation im Modell

Um die Schätzungen des in Kapitel 2 beschriebenen Modells vorzunehmen, müssen als erstes identifizierende Variablen bestimmt werden, die ausschließlich die Suchkosten (Entscheidung zur Annahme einer offenen Stelle bei gegebenem offerierten Lohn) bzw. ausschließlich die offerierte Lohnhöhe determinieren. Schmidt und Winkelmann (1993) wählen hierfür die Anspruchsberechtigung für Arbeitslosigkeitstransferzahlungen und das Vorhandensein von Kindern im Haushalt³¹ bzw. den letzten Lohnsatz und Dummy-Variablen für die Beschäftigungsdauer beim letzten Arbeitsgeber vor Arbeitslosigkeit. Diese Auswahl der identifizierenden Variablen erscheint jedoch problematisch: Zum einen spiegelt die Anspruchsberechtigung auf Arbeitslosengeld/-hilfe vermutlich eher

³⁰ Die Schätzungen in diesem Kapitel wurden in LIMDEP 7.0 vorgenommen. Die entsprechenden Programme können beim Autor angefordert werden.

³¹ In Bezug auf letztere Variable steht die Idee im Vordergrund, dass das Arbeitslosengeld bzw. die -hilfe in Deutschland sieben Prozentpunkte höher ausfallen, sofern erziehungsberechtigte Kinder im Haushalt leben.

den Effekt der Arbeitslosigkeitsdauer wider.³² Das Vorhandensein von Kindern im Haushalt führt zwar zu einer Variation in der Höhe der Transferzahlung und kann somit als potentiell identifizierende Variable verwendet werden, jedoch ist nicht auszuschließen, dass auch der neue Lohnsatz durch Kinder beeinflusst wird.³³ Zum anderen ist die Dauer in der Beschäftigung vor Arbeitslosigkeit hoch mit dem Alter korreliert³⁴ und weist somit einen Einfluss auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit auf.

Alternativ werden in der vorliegenden Untersuchung die qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote³⁵ und das quadrierte Alter (Alter^2) als identifizierende Variablen für den Sucherfolg verwendet. Für das 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 des offerierten Lohnes (bzw. akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit)

³² Anfangs erhält ein Arbeitsloser Arbeitslosengeld, erst bei längerer Arbeitslosigkeitsdauer erhält er dann die zehn Prozentpunkte niedrigere Arbeitslosenhilfe. Außerdem kann es bei gleicher Vorgeschichte in der Erwerbsbiographie keine Unterschiede in der Anspruchsberechtigung geben. Vgl. zu einer Diskussion um die Wirkung von exogenen Variablen der Arbeitslosigkeitstransferzahlungen auf die Arbeitslosigkeitsdauer z.B. Schimmelpfennig (2000: 186-187).

³³ So erhöhen Kinder beispielsweise die Bruttolöhne im öffentlichen Dienst über den Ortszuschlag.

³⁴ Eine 30-jährigen Erwerbsperson kann zum Beispiel nicht eine Beschäftigungsdauer von 20 Jahren aufweisen.

³⁵ 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 Lohnhöhe Einfluss haben kann, und der Struktureffekt über erhöhte Arbeitskräftenachfrage nach neuen Qualifikationen in wachsenden Sektoren, die mit übertariflicher Bezahlung einhergehen, ebenfalls die Lohnhöhe determinieren kann. Hingegen wurde in bisherigen Untersuchungen eine Lohndifferenzierung aufgrund unterschiedlicher qualifikatorischer Arbeitskräftenachfrage mit großen Differenzen in den qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten für Deutschland nicht nachgewiesen, vgl. z.B. Christensen und Schimmelpfennig (1998).

wird Schmidt und Winkelmann (1993) folgend 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 Steuerklasse III mit einem höheren Nettolohn und eine verheiratete Frau Steuerklasse V mit einem geringeren Nettolohn hat.

Alle weiteren exogenen Variablen in den Schätzungen werden als determinierend sowohl für den Sucherfolg als auch für den offerierten Lohn (bzw. akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit) angesehen.

5.2 Kritische Anmerkungen zu der Identifikation des Modells und der Schätzung des Modells³⁶

Die Auswahl der identifizierenden Variablen stellt nicht nur ein Problem im theoretischen Sinne dar, sondern es treten in den Schätzungen des Modells auch praktische Probleme in der Form auf, dass die Grundbedingungen der Probit-Schätzung mit Multikollinearität gepaart zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann.

In der Probit-Schätzung müssen zwei Bedingungen bezüglich der Daten erfüllt sein, damit die Schätzungen konsistent erfolgen können:³⁷

1. Für Dummy-Variablen sollte ein ausreichender Mix von Nullen und Einsen vorhanden sein. Als ausreichend gilt dabei mindestens die Anzahl der exogenen Variablen für jede Ausprägung.
2. Für jede exogene Variable muss der minimale Wert bei einer 1-Kodierung (0-Kodierung) der endogenen Variable kleiner sein als der maximale Wert der entsprechenden exogenen Variable für eine 0-Kodierung (1-Kodierung) der endogenen Variable.

³⁶ Ich danke an dieser Stelle Gerd Ronning und William H. Greene ganz herzlich für hilfreiche Anmerkungen, die Eingang in dieses Kapitel gefunden haben.

³⁷ Vgl. dazu Greene (1998: Chapter 21.2).

In separaten Probit-Schätzungen fallen Unzulänglichkeiten bezüglich dieser zwei Bedingungen relativ leicht ins Auge. Ist jedoch eine exogene Einflussvariable stark multikollinear mit den anderen exogenen Variablen und gleichzeitig bezüglich der 2. Bedingung gefährdet, wie es für den selektionskorrigierten geschätzten Lohn gilt, dann können die Koeffizienten des Probits stark verzerrt geschätzt werden.³⁸ Verstärkt tritt dieses Problem zum einen dann auf, wenn viele Dummy-Variablen als Exogene und speziell als identifizierende Variablen verwendet werden, und zum anderen, wenn die Datenmenge klein im Verhältnis zu den erklärenden Variablen ist.³⁹

Die in Kapitel 5.1 vorgestellte Kombination der identifizierenden Variablen ermöglicht alle in Kapitel 5.3 und 5.4 folgenden Schätzungen. Dieses trifft bei anderer Auswahl der identifizierenden Variablen speziell bei der Separierung des Datensatzes für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern nicht zu.⁴⁰ In Kapitel 5.5 wird die Auswahl der identifizierenden Variablen nochmals kritisch diskutiert und ein Teildatensatz mit den identifizierenden Variablen von Schmidt und Winkelmann (1993) geschätzt.

5.3 Die Schätzergebnisse für das Gesamt-Sample

In Tabelle 5 sind die Schätzergebnisse für das Probit des Sucherfolgs für das Gesamt-Sample dargestellt; Spalte 1 zeigt das reduzierte Probit und Spalte 2 das strukturelle Probit.

³⁸ Praktisch ergeben sich extrem große Koeffizienten und Standardfehler bei einer hoher Prognosegüte.

³⁹ Vgl. zu weiteren Problemen der Schätzungen des Modells bei kleinen Stichproben auch Fußnote 61.

⁴⁰ Die in Schmidt und Winkelmann (1993) verwendeten identifizierenden Variablen lassen beispielsweise Schätzungen für Langzeitarbeitslose im vorliegenden Datensatz nicht zu, vgl. dazu auch die Anmerkungen in Kapitel 5.5.

Tabelle 5 — Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (Gesamt-Sample)

	Reduziertes Probit ^a	Strukturelles Probit ^a
Konstante	-5,724*** (1,985)	20,190*** (2,811)
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	-3,428*** (0,308)
Mann	-0,075 (0,129)	0,864*** (0,128)
Alter	0,0659** (0,325)	0,132*** (0,034)
Partner	-0,078 (0,137)	0,217** (0,103)
Kinder	-0,101 (0,137)	0,160 (0,100)
Geringe Qualifikation	0,643* (0,345)	-1,109*** (0,386)
Mittlere Qualifikation	-0,069 (0,231)	-1,371*** (0,266)
Hohe Qualifikation	-0,286 (0,288)	-1,229*** (0,309)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	-0,142 (0,088)	-0,434*** (0,094)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,122 (0,164)	0,019 (0,173)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,113 (0,125)	-0,296** (0,132)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	-0,128 (0,146)	-0,253* (0,154)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	0,004 (0,010)	0,016 (0,011)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,026 (0,017)	-0,062*** (0,018)
Konjunktur	0,070*** (0,018)	0,078*** (0,019)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,154 (0,118)	0,191 (0,124)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,670*** (0,150)	-0,927*** (0,159)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Alter ² * 10 ⁻²	-0,118*** (0,042)	-0,196*** (0,043)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,069*** (0,015)	-0,060*** (0,016)
Verheirateter Mann	0,089 (0,155)	--
Verheiratete Frau	0,123 (0,195)	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,057 (0,154)	--
R ² _{McFadden} :	0,12	0,20
R ² _{Veall/Zimmermann} :	0,24	0,37
N:	1.165	1.165

^aStandardfehler in Klammern; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Zunächst ist nur Spalte 1 von Interesse. Es zeigt sich, dass bei den individuellen Einflussfaktoren vor allem das Alter den Sucherfolg beeinflusst; der maximale Sucherfolg wird mit 28 Jahren erreicht, danach sinkt die Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit erfolgreich zu verlassen, wieder. Dieser frühe Zeitpunkt des maximalen Sucherfolgs stimmt im Wesentlichen mit den amtlichen Daten der Abgangstatistik aus Arbeitslosigkeit überein.⁴¹ Die vier Qualifikations-Dummies weisen nur für die geringste Qualifikation einen nicht zu erwartenden positiven Sucherfolg auf, welches allerdings erheblich durch die hochsignifikante negativ wirkende qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote über Multikollinearität hervorgerufen wird. Dieser Effekt ist auch aus anderen Untersuchungen der Arbeitslosigkeitsdauer bekannt (vgl. Schimmelpfennig 2000: 186). Die qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote und das Alter² als identifizierende Variablen des Sucherfolgs zeigen somit beide die erwarteten Vorzeichen und einen signifikanten Einfluss.

Die weiteren individuellen Einflussfaktoren (Geschlecht, eine Partnerschaft, Kinder im Haushalt, Beschäftigungsdauer im Job vor Arbeitslosigkeit, letzter Lohnsatz) beeinflussen den Übergang in Arbeit hingegen nicht signifikant. Nur knapp nicht-signifikant zeigt der Dummy für Ausländer einen negativen Effekt auf den Sucherfolg. Bei dem Einfluss durch den Bezug von Arbeitslosigkeits-transferzahlungen weist der Bezug von Arbeitslosenhilfe gegenüber keinem Anspruch auf Arbeitslosengeld/-hilfe einen signifikant negativen Einfluss auf, welches nach der Suchtheorie zu erwarten war. Allerdings lässt sich in diesem Fall — wie schon im vorherigen Kapitel beschrieben — vermuten, dass vor allem der negative Effekt der Arbeitslosigkeitsdauer, der indirekt in den Transfer-Dummies enthalten ist, diesen Effekt hervorruft, denn der Dummy für den Arbeitslosengeld-Bezug weist einen zwar nicht-signifikanten, aber positiven Effekt auf.

⁴¹ Vgl. dazu laufende Hefte der Amtlichen Nachrichten bzw. der Strukturanalyse der Bundesanstalt für Arbeit (BA lfd. Jgg. a, b), wonach für den Untersuchungszeitraum die Altersgruppe der 25 bis 35 jährigen Arbeitslosen die höchsten Abgangsraten aus Arbeitslosigkeit aufwies.

Tabelle 6 — Lohngleichung für den akzeptierten Lohn^a nach Arbeitslosigkeit (Gesamt-Sample)

	OLS ohne Selektionskorrektur ^b	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}
Konstante	4,166*** (0,440)	4,363*** (0,491)
Mann	0,079*** (0,027)	0,081*** (0,027)
Alter	-0,001 (0,001)	-0,0003 (0,001)
Partner	0,030 (0,029)	0,032 (0,029)
Kinder	0,026 (0,021)	0,027 (0,021)
Geringe Qualifikation	-0,344*** (0,046)	-0,327*** (0,050)
Mittlere Qualifikation	-0,280*** (0,043)	-0,270*** (0,045)
Hohe Qualifikation	-0,210*** (0,056)	-0,197*** (0,058)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	-0,048** (0,019)	-0,041** (0,020)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,003 (0,035)	0,0005 (0,035)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,034 (0,028)	-0,029 (0,029)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	-0,017 (0,033)	-0,013 (0,033)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,007* (0,003)	-0,005 (0,004)
Konjunktur	0,002 (0,004)	-0,00004 (0,005)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,011 (0,026)	0,004 (0,027)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,072* (0,039)	-0,045 (0,049)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Verheirateter Mann	0,064* (0,033)	0,061* (0,033)
Verheiratete Frau	-0,096** (0,040)	-0,101** (0,040)
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,474*** (0,033)	0,472*** (0,033)
λ	--	-0,065 (0,073)
R^2_{adjusted}	0,50	0,50
N:	702	702

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Zu den makroökonomischen Variablen lässt sich zusammenfassend sagen, dass alle den erwarteten Einfluss zeigen: eine positive konjunkturelle Lage erhöht den Sucherfolg hochsignifikant, eine hohe regionale Arbeitslosenquote senkt die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in Arbeit (wenn auch knapp nicht signifikant) und ein überproportionales Wachstum des Sektors der letzten Beschäftigung wirkt sich ebenfalls positiv, allerdings deutlich insignifikant auf den Sucherfolg aus.

Die Koeffizienten des reduzierten Probits werden nun verwendet, um eine selektionskorrigierte Lohngleichung zu schätzen. In Tabelle 6 sind die Ergebnisse der Schätzungen des (akzeptierten) Lohnes sowohl mit Selektionskorrektur [Heckman-Schätzung] (Spalte 2) als auch zu Vergleichszwecken ohne Selektionskorrektur (Spalte 1) dargestellt.⁴²

Als erstes Ergebnis lässt sich aus Tabelle 6 entnehmen, dass der Koeffizient des Selektionsterms insignifikant ist, d.h. es liegt keine signifikante Selektivität vor. Dieses führt dazu, dass sich die beiden Schätzungen (mit/ohne Selektionskorrektur) nicht wesentlich voneinander unterscheiden.

Männer verdienen etwa 8% mehr als Frauen und es lässt sich kein signifikanter Altereffekt finden.⁴³ Dieses ist auf die hohe Multikollinearität des Alters mit dem letzten Lohnsatzes zurückzuführen. Eine Partnerschaft und Kinder im Haushalt führen ebenfalls zu keinen signifikanten Einflüssen auf den akzeptierten Lohn nach Arbeitslosigkeit. Die Qualifikations-Dummies sind hingegen allesamt hochsignifikant und zeigen die Humankapitalprämien bei höherer Ausbildung, die im Extremfall (keine Ausbildung gegenüber einem Hochschulabschluss) etwa 33% betragen. Ausländer haben ein signifikant um knapp 5% niedrigeres Einkommen bei Aufnahme einer Tätigkeit als Deutsche. Die Dummies der Beschäftigungsdauer im Job vor Arbeitslosigkeit zeigen keine signifi-

⁴² Die Schätzungen mit Selektionskorrektur werden heteroskedastiekonsistent nach Heckman (1976, 1979) und Greene (1981) vorgenommen.

⁴³ Eine Ergänzung um das quadrierte Alter führt ebenfalls zu keiner Signifikanz der beiden Altersvariablen.

kanten Einflüsse auf den Lohn nach Arbeitslosigkeit.⁴⁴ Der negative Effekt des Bezugs von Arbeitslosenhilfe kann wiederum mit dem implizit enthaltenen Effekt durch die Dauer der Arbeitslosigkeit erklärt werden. Der Koeffizient verliert in der selektionskorrigierten Schätzung, die die unterschiedliche Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit auffangen soll, auch seine Signifikanz. Bei den makroökonomischen Kontrollvariablen zeigt nur die regionale Arbeitslosenquote einen signifikant negativen Einfluss auf die Lohnhöhe nach Arbeitslosigkeit (Lohnkurveneffekt), der seine Signifikanz aber ebenfalls nach Berücksichtigung der Selektivität verliert.

Die identifizierenden Variablen „letzter Lohnsatz“ und „verheirateter Mann“ bzw. „verheiratete Frau“ zeigen alle die erwarteten Vorzeichen bei Signifikanz: verheiratete Männer verdienen netto mehr und verheiratete Frauen weniger als unverheiratete Erwerbstätige (Steuerklasseneffekt) und der letzte Lohnsatz ist die wichtigste Determinante des Lohnsatzes nach Arbeitslosigkeit (vgl. Schmidt 1993).

Im nächsten Schritt werden die Koeffizienten der selektionskorrigierten Lohngleichung des akzeptierten Lohnes für eine Prognose des mittleren offerierten Lohnsatzes verwendet. Diese prognostizierten Löhne dienen in der Probit-Schätzungen zum Sucherfolg als exogene Variable, die eine Unterscheidung der Effekte der anderen Einflussvariablen direkt auf den Reservationslohn bzw. über den mittleren offerierten Lohn ermöglicht. Die Ergebnisse dieser Schätzung des strukturellen Probits sind in Tabelle 5 Spalte 2 dargestellt.

Zur Bewertung des gesamten Schätzmodells spielen die identifizierenden Variablen im Probit eine entscheidende Rolle, da sich die Koeffizienten dieser Variablen in beiden Probits nicht wesentlich unterscheiden sollten, wenn sie

⁴⁴ In diesem Fall lässt sich dieser Effekt auch nicht auf Multikollinearität mit dem letzten Lohnsatz zurückführen, denn ein Ausschluss des letzten Lohnsatzes aus der Schätzung führt zu keiner Signifikanz der Koeffizienten der Beschäftigungsdauer-Dummies.

tatsächlich nur Einfluss auf die Suchkosten haben sollten (vgl. Schmidt und Winkelmann 1993: 163). Dieses ist im vorliegenden Fall gegeben.⁴⁵

Der geschätzte Lohnsatz ist im strukturellen Probit hochsignifikant und weist auf einen überproportionalen Einfluss des mittleren offerierten Lohnes auf den Reservationslohn hin.⁴⁶ Die Höhe des Effekts ist deutlich größer als der insignifikante Effekt in Schmidt und Winkelmann (1993: 160).⁴⁷

Bei den weiteren Einflussfaktoren auf den Sucherfolg zeigen sich erhebliche Unterschiede zwischen dem reduzierten und dem strukturellen Probit für Männer, die bei gegebenem offerierten Lohn eine höhere Übergangswahrscheinlichkeit als Frauen aufweisen, und für Ausländer, die eine geringe Wahrscheinlichkeit aufweisen. Eine Partnerschaft erhöht bei gegebenem Lohn den Sucherfolg, welches nicht intuitiv plausibel ist, sich aber vermutlich als Multikollinearitätseffekt erklären lässt: Männer mit Familie (also auch mit Partnerin) haben als Erstverdiener eine höhere Übergangsrate aus Arbeitslosigkeit (vgl. Schimmelpfennig 2000: 189). Bei der formalen Qualifikation zeigt sich, dass bei gegebenem offerierten Lohn Hochschulabsolventen eine höhere Erfolgswahrscheinlichkeit bei der Suche nach einer neuen Beschäftigung aufweisen als andere Arbeitslosen, wobei sich die Koeffizienten der anderen Qualifikations-Dummies kaum voneinander unterscheiden. Bei den makroökonomischen Einflussgrößen zeigt nur die regionale Arbeitslosenquote einen hochsignifikanten negativen Einfluss auf den Sucherfolg bei gegebenem Lohnsatz, welches sich über den

⁴⁵ Bei Schmidt und Winkelmann (1993) liegen die Unterschiede der Koeffizienten im reduzierten bzw. dem strukturellen Probit in etwa in gleicher Größenordnung vor, vgl. Schmidt und Winkelmann (1993: 160).

⁴⁶ Der Koeffizient des geschätzten Lohnes lässt sich nach Gleichung (13) und (14) in Kapitel 2 als $(1 - m) / \sigma$ interpretieren. Bei einem 1-zu-1-Einfluss des mittleren offerierten Lohnes auf den Reservationslohn wäre der Koeffizient somit Null. Bei einem Koeffizienten kleiner Null, wie im vorliegenden Fall, ist der Einfluss des mittleren offerierten Lohnes auf den Reservationslohn überproportional. Vgl. dazu auch Kiefer und Neumann (1979: 183).

⁴⁷ Böheim (2002: 28) findet einen Effekt im strukturellen Probit für die erfolgreiche Suche von 5,5 für Männer bzw. 3,8 für Frauen. Diese Werte erscheinen eher unrealistisch, weil sie einen Einfluss des mittleren offerierten Lohnes auf den Reservationslohn (m) von -4,5 bzw. -2,8 implizieren.

kompensierten Lohnkurveneffekt im geschätzten Lohnsatz auch plausibel erklären lässt.

Mit Hilfe der geschätzten Koeffizienten aus dem strukturellen Probit können nun wie in Kapitel 2 beschrieben bei gegebenen exogenen Informationen über die mittlere Arbeitslosigkeitsdauer und die Zeitpräferenzrate die Koeffizienten der Reservationslohngleichung berechnet werden. Schmidt und Winkelmann (1993: 163) folgend wird für die mittlere Arbeitslosigkeitsdauer die mittlere Dauer der abgeschlossenen Arbeitslosigkeitsperioden im Datensatz berechnet. Diese liegt bei 7,13 Monaten.⁴⁸ Für die Darstellung in Tabelle 7 wird exemplarisch eine Zeitpräferenzrate von 5% verwendet;⁴⁹ um die Schätzungen auch für alternative Zeitpräferenzraten bewerten zu können, werden die Koeffizienten allerdings für andere Zeitpräferenzraten zwischen 1% und 10% berechnet, um anschließend die prognostizierten und die erfragten Reservationslöhne nach Gleichung (16) in Kapitel 2 zu vergleichen (vgl. Tabelle 8).

In Tabelle 7 ist in Spalte 2 die strukturelle Form der berechneten Reservationslohngleichung und in Spalte 3 die reduzierte Form dargestellt, d.h. in Spalte 2 wird zwischen den Wirkungen des mittleren offerierten Lohnes und den marginalen Effekten der erklärenden Variablen auf die Suchkosten unterschieden, während in Spalte 3 die Gesamteffekte der erklärenden Variablen stehen.⁵⁰

⁴⁸ Dieser Wert entspricht ziemlich exakt den Angaben über die mittlere Arbeitslosigkeitsdauer aus der amtlichen Abgangsstatistik für den Untersuchungszeitraum, vgl. laufende Hefte der Amtlichen Nachrichten bzw. der Strukturanalyse der Bundesanstalt für Arbeit (BA lfd. Jgg. a, b).

⁴⁹ Für diese Parameterkonstellation ergibt sich für den Einfluss eines Shifts in der mittleren offerierten Lohnverteilung auf den Reservationslohn nach Gleichung (13) in Kapitel 2:

$$1 - F(w^r) = (7,1/12)^{-1} = 1,69 \Rightarrow m = \frac{1,69}{0,05 + 1,69} = 0,97.$$

⁵⁰ Auf die Berechnung der Standardfehler in Spalte 2 und 3, wie in Schmidt und Winkelmann (1993: 164, 169-170) dargestellt, wird an dieser Stelle verzichtet.

Tabelle 7 — Reservationslohngleichungen^a (Gesamt-Sample)

	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}	Strukturelle Gleichung ^d	Reduzierte Gleichung
Konstante	5,645*** (0,798)	0,170	4,407
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	0,971	--
Mann	0,068 (0,063)	0,007	0,086
Alter	0,026** (0,012)	0,001	0,0008
Partner	-0,052 (0,038)	0,002	0,033
Kinder	0,049* (0,027)	0,001	0,027
Geringe Qualifikation	-0,276*** (0,102)	-0,009	-0,327
Mittlere Qualifikation	-0,331*** (0,085)	-0,012	-0,273
Hohe Qualifikation	-0,259*** (0,101)	-0,010	-0,201
Sehr hohe Qualifikation	--	--	--
Ausländer(in)	-0,004 (0,031)	-0,004	-0,044
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,073 (0,045)	0,0002	0,0007
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	0,020 (0,034)	-0,002	-0,031
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,009 (0,039)	-0,002	-0,014
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--	--
Struktureffekt	0,002 (0,003)	0,0001	0,003
Regionale Arbeitslosenquote	-0,001 (0,006)	-0,0005	-0,006
Konjunktur	-0,0005 (0,007)	0,0007	0,0006
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,011 (0,035)	0,002	0,006
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,042 (0,062)	-0,008	-0,052
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--	--
Alter ² * 10 ⁻²	-0,033** (0,017)	-0,002	-0,002
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,011* (0,006)	-0,0005	-0,0005
Verheirateter Mann	0,137*** (0,044)	--	0,060
Verheiratete Frau	0,045 (0,061)	--	-0,098
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,274** (0,138)	--	0,459
λ	0,114 (0,138)	-0,004	--
R ² _{adjusted}	0,42	--	--
N:	463	--	--

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; ^dIdentifikation über das strukturelle Probit; Parameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 7,1; r = 0,05$; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Im Vergleich der geschätzten selektionskorrigierten Reservationslohngleichung (Spalte 1) und der reduzierten Form der berechneten Reservationslohngleichung zeigt sich insgesamt eine hohe Übereinstimmung in den Koeffizienten. Die verbleibenden Unterschiede in den Koeffizienten ergeben sich vor allem durch die unterschiedlichen Wirkungen der exogenen Variablen in den selektionskorrigierten Gleichungen des Reservationslohnes und des akzeptierten Lohnes bzw. dem strukturellen Probits zum Sucherfolg. So liegt beim Einfluss des Alters beim direkt berechneten Reservationslohn ein Maximum bei etwa 39 Jahren vor, während beim aus dem Modell prognostizierten Reservationslohn das Maximum bei etwa 25 Jahren erreicht wird. Außerdem weisen die Qualifikations-Dummies beim prognostizierten Reservationslohn die erwartete Ordnung in den Koeffizienten auf, welches beim direkt berechneten selektionskorrigierten Reservationslohn nicht zutrifft. Des Weiteren fällt vor allem der deutlich höhere Einfluss des letzten Lohnsatzes für den prognostizierten Reservationslohn auf.

Um nun die Frage beantworten zu können, ob die prognostizierten Reservationslöhne der selektionskorrigierten Reservationslohngleichung mit den aus dem Modell berechneten Reservationslöhnen übereinstimmen — die Grundvoraussetzung für die Validität der erfragten Reservationslöhne im theoretischen Sinne —, werden beide Prognosewerte für beide Gleichungen gegeneinander regressiert. Bei einer Übereinstimmung beider Prognosen kann sowohl die Richtigkeit des theoretischen Modells als auch die Validität der erfragten Reservationslöhne angenommen werden. Bei mangelhafter Übereinstimmung können sowohl das theoretische Modell als auch die erfragten Reservationslöhne als Fehlerursache in Frage kommen.

Das Ergebnis der Regression kann wie folgt zusammengefasst werden:⁵¹

$$\hat{w}^{r,p} = -0,560 + 1,067 \hat{w}^{r,e} \quad R_{adj}^2 = 0,856$$

(0,158) (0,020)

⁵¹ In Abbildung A1 in Anhang 3 ist ein Plot von $\hat{w}^{r,p}$ gegen $\hat{w}^{r,e}$ dargestellt. Der deutlich erkennbare Ausreißer am rechten oberen Rand beeinflusst die Ergebnisse nicht nennenswert, wie eine Schätzung unter Eliminierung dieser Beobachtung zeigt.

wobei $\hat{w}^{r,e}$ die selektionskorrigierten erfragten und $\hat{w}^{r,P}$ die aus dem Modell berechneten Reservationslöhne darstellen.⁵²

Der geschätzte Steigungskoeffizient ist signifikant größer als Eins⁵³ und der Achsenabschnitt weicht ebenfalls signifikant von Null ab. Allerdings ist das adjungierte Gütemaß mit 86% sehr hoch.⁵⁴ Bei einer Restrangierung des Steigungskoeffizienten auf 1 weist der Achsenabschnitt einen Wert von $-0,04$ und das adjungierte Bestimmtheitsmaß 85% auf. D.h., die Schätzungen erfüllen die Bedingungen des Modells nicht vollständig, weichen allerdings auch nicht wesentlich davon ab.

Da die Schätzungen auf den identifizierenden Annahmen der exogenen Informationen beruhen, sind in Tabelle 8 die Regressionsergebnisse für weitere Parameterkonstellationen zusammengefasst dargestellt.⁵⁵

Aus Tabelle 8 ist ersichtlich, dass die Regressionen wenig sensitiv auf veränderte Parameterkonstellationen reagieren. Gleich ist allen Ergebnissen, dass sich bei zunehmendem Zinssatz zwar die Koeffizienten leicht im Modellsinne verändern, gleichzeitig aber die Güte der Schätzungen geringfügig abnimmt. Die Hypothese, dass der Steigungskoeffizient gleich Eins ist, kann nur für den Fall der erwarteten Arbeitslosigkeitsdauer von 12 Monaten und der Zeitpräferenzrate von 10% nicht abgelehnt werden. Bei Restrangierung dieses Parameters auf 1 weist der Achsenabschnitt einen Wert von $-0,04$ bei einem adjungierten Bestimmtheitsmaß von 84% auf, d.h. der mittlere erfragte Reservationslohn liegt etwa 4% über dem mittleren aus dem Modell prognostizierten Reservationslohn. Die Hypothese, dass der Steigungskoeffizient bei Eins und der Achsenabschnitt bei Null liegt, wird in jedem Fall verworfen.

⁵² Standardfehler in Klammern.

⁵³ Es gilt $F[1, 461] \approx 11$ für den F -Test auf die Parameterrestriktion.

⁵⁴ Schmidt und Winkelmann (1993: 165-166) erzielen bei ihren Schätzungen Bestimmtheitsmaße unter 50% und Böheim (2002:30) deutlich unter 20%.

⁵⁵ Die jeweiligen Outputs der strukturellen bzw. reduzierten Reservationslohngleichungen können beim Autor angefordert werden.

Tabelle 8 — Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen

Zinssatz	Regressionsergebnis ^b		
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 4,0 Monate			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,633 +$	$1,077 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,860$
	(0,156)	(0,020)	
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,605 +$	$1,073 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,859$
	(0,157)	(0,020)	
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,578 +$	$1,069 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,857$
	(0,157)	(0,020)	
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,551 +$	$1,066 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,856$
	(0,158)	(0,020)	
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 7,1 Monate ^a			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,626 +$	$1,076 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,860$
	(0,157)	(0,020)	
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,576 +$	$1,069 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,857$
	(0,157)	(0,020)	
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,529 +$	$1,063 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,854$
	(0,159)	(0,020)	
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,482 +$	$1,057 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,850$
	(0,160)	(0,021)	
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 12,0 Monate			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,615 +$	$1,074 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,859$
	(0,157)	(0,020)	
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,533 +$	$1,064 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,854$
	(0,158)	(0,020)	
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,456 +$	$1,054 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,848$
	(0,161)	(0,021)	
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,383 +$	$1,044 \hat{w}^{r,e}$	$R_{adj}^2 = 0,841$
	(0,164)	(0,021)	

^aMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer im Sample; ^bStandardfehler in Klammern.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass die Schätzungen die Modellanforderungen zwar nicht vollständig erfüllen, jedoch auch keine Abweichungen offenbaren, die grundsätzlich den Modellansatz oder die Daten als ungenügend kennzeichnen würden. Es liegt demnach auf der Hand, nach den Ursachen der Unzulänglichkeiten des Modells weiter zu suchen. Im Folgenden wird aus diesem Grunde die Stationaritätsannahme des Modells gelockert bzw. das Modell unter weniger strengen Annahmen neu geschätzt.

5.4 Die Schätzergebnisse für verschiedene Arbeitslosigkeitsdauern

Durch die Unterteilung des Samples in unterschiedliche Abschnitte der Arbeitslosigkeitsdauer⁵⁶ und anschließende separate Schätzungen des Modells können zwei Hypothese untersucht werden: Zum einen kann die Stationaritätsannahme analysiert werden,⁵⁷ und zum anderen kann die Vermutung von Dawes (1993: 31–32) bezüglich der unrealistisch hohen Reservationslöhne für Langzeitarbeitslose getestet werden.

5.4.1 Schätzergebnisse für eine Arbeitslosigkeitsdauer bis zu 12 Monaten

In Tabelle A3 bis A5 in Anhang 2 sind die Schätzungen zum Sucherfolg und für den akzeptierten und den Reservationslohn für Personen dargestellt, die entweder aktuell arbeitslos bis zu einer Arbeitslosigkeitsdauer von 12 Monaten waren oder eine neue Beschäftigung im Anschluss an eine Arbeitslosigkeitsphase bis zu einer Dauer von 12 Monaten aufgenommen haben.⁵⁸

Die Ergebnisse zeigen nur unwesentliche Unterschiede zu den Ergebnissen für das Gesamt-Sample (Tabelle 5 bis 7), welches durch den hohen Anteil der Per-

⁵⁶ D.h. für wieder Erwerbstätige abgeschlossene und für Arbeitslose aktuelle, rechtszensierte Arbeitslosigkeitsdauern.

⁵⁷ Es wird unterstellt, dass in genügend kleinen Arbeitslosigkeitsdauer-Abschnitten die Stationaritätsannahme aufrechterhalten werden kann und somit das Modell aus Kapitel 2 seine Gültigkeit behält.

⁵⁸ Als Zeitpräferenzrate wurde 1% und als mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer wurde die mittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer im Sample für eine Arbeitslosigkeitsdauer bis 12 Monaten gewählt, da in diesem Fall die Modellgüte in jeder Beziehung am höchsten ist, vgl. auch Tabelle 9. Die Gesamtdokumentation der Schätzergebnisse für alle Parameterkonstellationen können beim Autor angefordert werden.

sonen mit einer kurzen Arbeitslosigkeitsdauer am Gesamt-Sample auch plausibel ist. Die Ergebnisse sollen aus diesem Grunde hier nicht weiter kommentiert werden.

Von größerer Bedeutung sind in diesem Fall die Regressionsergebnisse der Schätzung des aus dem Modell berechneten und der selektionskorrigierten erfragten Reservationslöhne, die für verschiedene Parameterkonstellationen in Tabelle 9 dargestellt sind. Es lässt sich unschwer erkennen, dass die Modellgüte für dieses Subsample sehr gut erfüllt ist.⁵⁹ Der Steigungskoeffizient unterscheidet sich nicht signifikant von Eins⁶⁰ und der Achsenabschnitt nicht von Null. Dabei ist das Bestimmtheitsmaß mit etwa 87% noch ein wenig höher als für das Gesamt-Sample.

Restringiert man in der Schätzung für eine Diskontrate von 1% und eine mittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer von 4,2 Monaten den Steigungskoeffizienten auf 1, so weist der Achsenabschnitt einen Wert von $-0,027$ auf, d.h. der mittlere erfragte Reservationslohn liegt etwa 2,7% über dem mittleren aus dem Modell prognostizierten Reservationslohn. Diese Differenz ist deutlich geringer als für die Schätzung des Gesamtdatensatzes mit etwa 4%, welches als Hinweis darauf gedeutet werden kann, dass im Gesamt-Sample die Beobachtungen für Langzeitarbeitslose die höhere Differenz verursachen. Dieses soll im folgenden Kapitel näher untersucht werden.

Für Nicht-Langzeitarbeitslose lässt sich als Zwischenergebnis festhalten, dass — wie schon in Kapitel 4 aufgrund der deskriptiven Analysen vermutet — die erfragten Reservationslöhne im GSOEP (2000) unter der Annahme des stationären Suchmodells valide die theoretisch erwarteten Eigenschaften aufweisen.

⁵⁹ In Abbildung A2 in Anhang 3 ist ein Plot von $\hat{w}^{r,p}$ gegen $\hat{w}^{r,e}$ dargestellt. Der deutlich erkennbare Ausreißer am rechten oberen Rand beeinflusst die Ergebnisse nicht nennenswert, wie eine Schätzung unter Eliminierung dieser Beobachtungen zeigt.

⁶⁰ Es gilt $F[1, 284] \leq 0,3$ für den F -Test auf die Parameterrestriktion für die verschiedenen Zinssätze.

Tabelle 9 — Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)

Zinssatz	Regressionsergebnis ^c		
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 4,2 Monate ^a			
1%	$\hat{w}^{r,p} = 0,058 + 0,989 \hat{w}^{r,e}$ (0,174) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,873$
4%	$\hat{w}^{r,p} = 0,094 + 0,985 \hat{w}^{r,e}$ (0,174) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,873$
7%	$\hat{w}^{r,p} = 0,128 + 0,980 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,872$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,162 + 0,976 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,871$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 7,1 Monate ^b			
1%	$\hat{w}^{r,p} = 0,066 + 0,988 \hat{w}^{r,e}$ (0,174) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,873$
4%	$\hat{w}^{r,p} = 0,126 + 0,981 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,872$
7%	$\hat{w}^{r,p} = 0,183 + 0,973 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,870$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,239 + 0,966 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,869$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 12,0 Monate			
1%	$\hat{w}^{r,p} = 0,080 + 0,986 \hat{w}^{r,e}$ (0,174) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,873$
4%	$\hat{w}^{r,p} = 0,178 + 0,974 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,871$
7%	$\hat{w}^{r,p} = 0,270 + 0,962 \hat{w}^{r,e}$ (0,173) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,868$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,358 + 0,952 \hat{w}^{r,e}$ (0,174) (0,022)		$R_{adj}^2 = 0,865$

^aMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample bis 12 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer; ^bMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer im Gesamt-Sample; ^cStandardfehler in Klammern.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

5.4.2 Schätzergebnisse für Langzeitarbeitslose

Während für eine Arbeitslosigkeitsdauer bis 12 Monate noch ausreichend Beobachtungen zur Verfügung stehen, um einen kurzen Zeitkorridor (Stationaritätsannahme) zu schätzen, muss für Langzeitarbeitslose ein längerer Korridor der Arbeitslosigkeitsdauer ausgewählt werden. Als robust im Sinne der einzelnen Schätzungen des Gesamtmodells (vgl. Kapitel 5.2) haben sich dabei zwei Arbeitslosigkeitsdauer-Spannen erwiesen: 13 bis 27 Monate und 19 bis 54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer.⁶¹ Beide Zeitkorridore werden aus diesem Grunde getrennt geschätzt und sind in Tabelle A6 bis A8 bzw. Tabelle A9 bis A11 in Anhang 2 dargestellt. Dabei muss auf die Qualifikations-Dummies aufgrund der hohen Multikollinearität mit der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquote als identifizierende Variable für den Sucherfolg und der geringen Variation innerhalb der Dummies⁶² verzichtet werden.⁶³ Als mittlere

⁶¹ Die Korridore der Arbeitslosigkeitsdauern wurden nach dem Kriterium der minimalen möglichen Zeiträume gewählt, wobei speziell die Anzahl der Beobachtungen der akzeptierten Löhne nach Arbeitslosigkeit für längere Arbeitslosigkeitsdauern restringierend wirkte (vgl. auch Tabelle 1 und 2). Für kürzere Zeiträume bzw. weniger Überlappung der Zeiträume treten die in Kapitel 5.2 beschriebenen Probleme auf. Zusätzlich liegt der geschätzte Parameter ρ in der Heckman-Prozedur für kürzere Zeiträume zum Teil außerhalb des $[-1, 1]$ -Bereichs (vgl. z.B. Greene 1981 und 1998: Chapter 28.2). In diesem Fall müsste auf die Maximum-Likelihood-Schätzung (MLE) ausgewichen werden. Diese weist allerdings zwei Nachteile auf: Zum einen zeigen die praktischen Durchführungen der Schätzungen, dass die MLE sensitiver auf die in Kapitel 5.2 beschriebenen Konsistenz-Probleme reagieren. Zum anderen gilt die in der Literatur beschriebene Effizienz-Dominanz der MLE gegenüber der Zweistufigen-Heckman-Methode nur asymptotisch; für kleine Stichproben gibt es hingegen Hinweise, dass die Heckman-Schätzung eine größere Effizienz und kleine Verzerrungen als die MLE aufweist (vgl. dazu Nelson 1984, Nawata 1994, Leung und Yu 1996).

⁶² Die Qualifikationsgruppen „hohe Qualifikation“ und „sehr hohe Qualifikation“ sind praktisch nicht besetzt und die beiden anderen Dummy-Ausprägungen sind extrem hoch mit der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquote korreliert.

⁶³ Dieses wirkt sich insofern nicht allzu verzerrend aus, weil der Qualifikationseffekt zusätzlich indirekt im letzten Lohnsatz enthalten ist.

erwartete Arbeitslosigkeitsdauer werden 6,0 Monate bzw. 8,8 Monate⁶⁴ und für den Zinssatz 1%⁶⁵ bzw. 10%⁶⁶ verwendet.

Die Ergebnisse weisen für das reduzierte und das strukturelle Probit einige Unterschiede zwischen Nicht-Langzeitarbeitslosen und Langzeitarbeitslosen auf. Während einige Koeffizienten für lange Arbeitslosigkeitsdauern offensichtlich nur aufgrund der geringeren Datenmenge an Signifikanz verlieren, tritt beispielsweise ein signifikant positiver Effekt durch eine verstärkte Arbeitskräfte-nachfrage eines wachsenden Sektors im Zuge des Strukturwandels nur für längere Arbeitslosigkeitsdauern auf, d.h. zu Anfang der Arbeitslosigkeitsdauer haben noch alle Arbeitskräfte die gleichen Wiederbeschäftigungschancen, während dieses für Langzeitarbeitslose offensichtlich nur noch in wachsenden Sektoren gilt. Außerdem haben Langzeitarbeitslose am ehesten Chancen auf einen neuen Job, wenn sie nur wenige Jahre in der vorherigen Beschäftigung waren. Dieses könnte dahingehend interpretiert werden, dass bei langer Berufserfahrung und langer Arbeitslosigkeitsdauer die Unternehmen die Chancen auf die erfolgreiche Aneignung neuen Humankapitals als gering ansehen. Auf der anderen Seite zeigen alle Probits das gleiche Wiederbeschäftigungsalters-Profil: Ein maximaler Sucherfolg wird mit etwa 35 Jahren erzielt. Der größte Unterschied zeigt sich im strukturellen Probit beim Einfluss des geschätzten mittleren offerierten Lohnes. Während für eine Arbeitslosigkeitsdauer bis 27 Monate noch ein überproportionaler Effekt auf den Reservationslohn und damit auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit zu beobachten ist, tritt dieser Effekt für eine Arbeitslosigkeitsdauer ab 19 Monaten nicht mehr auf. In diesem Fall liegt der Koeffizient nahe Eins, unterscheidet sich allerdings nicht signifikant von Null; es kann somit

⁶⁴ D.h. die mittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer im Sample beträgt 18,0 (26,8) Monate. 12 (18) Monate lagen aber im Zeitraum vor dem Sample, d.h. es wird die mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer gegeben 12 (18) Monate abgeschlossene Arbeitslosigkeit berechnet. Die Schätzergebnisse alternativer erwarteter Arbeitslosigkeitsdauern sind in Tabelle 10 bzw. 11 dargestellt. Die Schätzergebnisse des Modells für diese erwarteten Arbeitslosigkeitsdauern können beim Autor angefordert werden.

⁶⁵ Frei gewählter Zinssatz, da nach dem Koeffizienten- und dem R^2 -Kriterium kein eindeutig optimaler Zinssatz vorliegt, vgl. Tabelle 10.

⁶⁶ Optimaler Zinssatz nach dem Koeffizienten- und dem R^2 -Kriterium bei Begrenzung der Zinsen auf 1% bis 10%, vgl. Tabelle 11.

von einer 1-zu-1-Beziehung zwischen dem erwarteten offerierten Lohn und dem Reservationslohn ausgegangen werden (vgl. Schmidt und Winkelmann 1993: 163).

Bei den Lohngleichungen für den akzeptierten Lohn gilt an sich gleiches wie beim Probit zum Sucherfolg: Die Unterschiede zwischen den Schätzungen mit unterschiedlichen Arbeitslosigkeitsdauer-Korridoren beziehen sich vor allem auf fehlende Signifikanz von Koeffizienten bei Langzeit-Arbeitslosigkeit, welches bei 88 bzw. 56 Beobachtungen auch nicht verwunderlich ist. Ansonsten lassen sich die Schätzergebnisse für Nicht-Langzeitarbeitslose im wesentlichen auf die längeren Arbeitslosigkeitsdauern übertragen. Auffallend ist noch das deutlich geringere adjungierte Bestimmtheitsmaß in den Schätzungen für Langzeitarbeitslose mit etwa 37% bzw. 30% gegenüber 53% für Nicht-Langzeitarbeitslose.

Für die selektionskorrigierten Schätzungen des Reservationslohnes lässt sich die fehlende Signifikanz der Koeffizienten in den Schätzungen bei Langzeitarbeitslosigkeit ebenfalls feststellen. Allerdings ist in diesem Fall nicht einmal der letzte Lohnsatz als Determinierende des Reservationslohnes signifikant. Insgesamt zeigt sich der Unterschied in der Güte der Schätzungen zwischen dem Sample für Nicht-Langzeitarbeitslose ($R_{adj}^2 = 49\%$) und dem Sample für Langzeitarbeitslose ($R_{adj}^2 = 25\%$ bzw. $R_{adj}^2 = 21\%$) für die Reservationslohngleichung als noch ausgeprägter als für die Gleichung des akzeptierten Lohnes.

Um die Güte der erfragten Reservationslöhne im Vergleich zu den aus dem Modell prognostizierten Reservationslöhnen prüfen zu können, werden beide wiederum gegeneinander regressiert. Die Ergebnisse der Regressionen für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und verschiedenen Zinssätze sind in Tabelle 10 bzw. 11 zusammengefasst dargestellt.⁶⁷

Für den Arbeitslosigkeits-Korridor von 13 bis 27 Monaten zeigt sich, dass die Schätzungen insgesamt eine deutlich geringere Güte mit einem adjungierten Bestimmtheitsmaß von knapp 40% als für die Nicht-Langzeitarbeitslosen aufweisen. Für die Annahme einer erwarteten Arbeitslosigkeitsdauer mit Korrektur um

⁶⁷ Vgl. dazu auch In Abbildung A3 und A4 in Anhang 3.

die vergangene Arbeitslosigkeitsdauer⁶⁸ weist das Modell mit höheren Diskont-raten eine bessere Anpassung an die Modellparameter auf, allerdings sinkt die Güte der Schätzung. In keinem Fall kann die Hypothese eines Steigungs-koeffizienten gleich Eins verworfen werden.⁶⁹ Im Falle der Restringierung des Steigungskoeffizienten auf Eins weist der Achsenabschnitt einen Wert von etwa $-0,05$ auf, d.h. der mittlere erfragte Reservationslohn liegt etwa 5% über dem mittleren aus dem Modell prognostizierten Reservationslohn.

Für längere mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauern weisen die Regressions-ergebnisse in jedem Fall eine abnehmende Güte mit zunehmendem Zinssatz und eine optimale Anpassung der Modellparameter bei einem Zinssatz zwischen 4% und 7% auf. Wiederum lässt sich die Hypothese eines Steigungskoeffizienten von Eins in keinem Fall verwerfen. Bei Restringierung des Steigungskoeffizien-ten auf Eins weist der Achsenabschnitt einen Wert von etwa $-0,06$ auf.

Für den Arbeitslosigkeits-Korridor von 19 bis 54 Monaten zeigt sich, dass die Schätzungen nochmals eine geringere Güte mit einem adjungierten Bestimmtheitsmaß von 20% bis 28% aufweisen. Im Gegensatz zum Fall der Arbeitslosig-keitsdauern von 13 bis 27 Monaten haben die Bestimmtheitsmaße dabei für jede erwartete Arbeitslosigkeitsdauer höhere Werte bei höheren Zinsen.

Das Modell mit einer erwarteten Arbeitslosigkeitsdauer mit Korrektur um die vergangene Arbeitslosigkeitsdauer weist mit höheren Diskontraten eine bessere Anpassung an die Modellparameter auf, allerdings wird eine optimale Koeffizi-entenanpassung für einen Zinssatz bis 10% nicht erreicht. Trotzdem kann die Hypothese eines Steigungskoeffizienten gleich Eins nicht verworfen werden.⁷⁰ Im Falle der Restringierung des Steigungskoeffizienten auf Eins weist der Achsenabschnitt einen Wert zwischen 13% ($r = 10\%$) und 17% ($r = 1\%$) auf.

⁶⁸ Dieses impliziert quasi einen Beginn des Modells erst mit Eintritt in den 13. Monat Arbeitslosigkeit, d.h. ein Modell „ohne Gedächtnis“.

⁶⁹ Es gilt $F[1, 113] \approx 0,02$ für den F -Test auf die Parameterrestriktion für die verschiedenen Zinssätze.

⁷⁰ Es gilt $F[1, 109] \leq 0,03$ für den F -Test auf die Parameterrestriktion für die verschiedenen Zinssätze.

Tabelle 10 — Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer 13–27 Monate)

Zinssatz	Regressionsergebnis ^d		
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 6,0 Monate ^a			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,202 + 1,020 \hat{w}^{r,e}$ (0,891) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,401$
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,180 + 1,017 \hat{w}^{r,e}$ (0,890) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,400$
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,158 + 1,014 \hat{w}^{r,e}$ (0,890) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,399$
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,138 + 1,011 \hat{w}^{r,e}$ (0,891) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,397$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 18,0 Monate ^b			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,187 + 1,018 \hat{w}^{r,e}$ (0,890) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,400$
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,124 + 1,009 \hat{w}^{r,e}$ (0,891) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,396$
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,067 + 1,001 \hat{w}^{r,e}$ (0,894) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,390$
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,013 + 0,993 \hat{w}^{r,e}$ (0,898) (0,117)		$R_{adj}^2 = 0,384$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 22,7 Monate ^c			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,181 + 1,017 \hat{w}^{r,e}$ (0,890) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,400$
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,103 + 1,006 \hat{w}^{r,e}$ (0,892) (0,116)		$R_{adj}^2 = 0,394$
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,033 + 0,996 \hat{w}^{r,e}$ (0,896) (0,117)		$R_{adj}^2 = 0,387$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,030 + 0,987 \hat{w}^{r,e}$ (0,903) (0,118)		$R_{adj}^2 = 0,379$

^aMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample 13–27 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer (18,0 Monate) abzüglich 12 Monaten bereits abgeschlossener Arbeitslosigkeitsdauer; ^b Mittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample 13–27 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer; ^cMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample ≥ 13 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer; ^d Standardfehler in Klammern.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle 11 — Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer 19–54 Monate)

Zinssatz	Regressionsergebnis ^d		
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 8,8 Monate ^a			
1%	$\hat{w}^{r,p} = 0,543 + 0,907 \hat{w}^{r,e}$ (1,306) (0,170)		$R_{adj}^2 = 0,202$
4%	$\hat{w}^{r,p} = 0,453 + 0,921 \hat{w}^{r,e}$ (1,277) (0,166)		$R_{adj}^2 = 0,215$
7%	$\hat{w}^{r,p} = 0,367 + 0,934 \hat{w}^{r,e}$ (1,253) (0,163)		$R_{adj}^2 = 0,227$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,285 + 0,947 \hat{w}^{r,e}$ (1,234) (0,160)		$R_{adj}^2 = 0,237$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 26,8 Monate ^b			
1%	$\hat{w}^{r,p} = 0,482 + 0,917 \hat{w}^{r,e}$ (1,286) (0,167)		$R_{adj}^2 = 0,211$
4%	$\hat{w}^{r,p} = 0,227 + 0,955 \hat{w}^{r,e}$ (1,222) (0,159)		$R_{adj}^2 = 0,244$
7%	$\hat{w}^{r,p} = 0,003 + 0,990 \hat{w}^{r,e}$ (1,194) (0,155)		$R_{adj}^2 = 0,267$
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,197 + 1,020 \hat{w}^{r,e}$ (1,191) (0,155)		$R_{adj}^2 = 0,281$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 29,7 Monate ^c			
1%	$\hat{w}^{r,p} = 0,472 + 0,918 \hat{w}^{r,e}$ (1,283) (0,167)		$R_{adj}^2 = 0,212$
4%	$\hat{w}^{r,p} = 0,194 + 0,961 \hat{w}^{r,e}$ (1,216) (0,158)		$R_{adj}^2 = 0,248$
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,049 + 0,998 \hat{w}^{r,e}$ (1,191) (0,155)		$R_{adj}^2 = 0,272$
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,263 + 1,030 \hat{w}^{r,e}$ (1,195) (0,155)		$R_{adj}^2 = 0,283$

^aMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample 19–54 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer (26,8 Monate) abzüglich 18 Monaten bereits abgeschlossener Arbeitslosigkeitsdauer; ^bMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample 19–54 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer; ^cMittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample ≥ 19 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer; ^d Standardfehler in Klammern.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Für längere mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauern weisen die Regressions-ergebnisse eine optimale Anpassung der Modellparameter bei einem Zinssatz von etwa 7% auf. Wiederum lässt sich die Hypothese eines Steigungskoeffizienten von Eins in keinem Fall verwerfen. Bei Restringierung des Steigungskoeffizienten auf Eins weist der Achsenabschnitt einen Wert von zwischen 3% und 16% auf.

Für beide gewählten Arbeitslosigkeitsdauer-Korridore lässt sich also festhalten, dass die Güte der Schätzungen erheblich mit der Arbeitslosigkeitsdauer abnimmt. Allerdings lassen sich für realistische Werte der erwarteten Arbeitslosigkeitsdauer und des Diskontsatzes nahezu optimale Koeffizienten-Konstellationen finden. Dabei nimmt bei einer Restringierung des Steigungskoeffizienten auf Eins die Differenz zwischen dem mittleren erfragten Reservationslohn und dem mittleren aus dem Modell prognostizierten Reservationslohn mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer zu, d.h. die erfragten Reservationslohangaben unterliegen bei längerer Arbeitslosigkeit verstärkt einer Verzerrung nach oben.

5.5 Die identifizierenden Variablen von Schmidt und Winkelmann (1993)

Wie bereits in Kapitel 5.1 und 5.2 diskutiert wurde, liegt eine besondere Schwierigkeit bei der Schätzung des Modellansatzes in der Auswahl der identifizierenden Variablen. Um die bisher vorgestellten Ergebnisse auf ihre Robustheit hin zu untersuchen, sollen in diesem Kapitel die in Schmidt und Winkelmann (1993) gewählten identifizierenden Variablen trotz der in Kapitel 5.1 genannten Vorbehalte aus theoretischer Sicht in einer erneuten Schätzung des Modells verwendet werden. Dabei stellt sich allerdings das Problem, dass bereits für das Sample der Nicht-Langzeitarbeitslosen entweder nur die qualifikations-spezifische Arbeitslosenquote oder die Qualifikations-Dummies als Exogene in das Modell integriert werden können. Ansonsten treten die in Kapitel 5.2 diskutierten Probleme auf.⁷¹ Außerdem findet sich für das Sample der Langzeit-

⁷¹ Allerdings ist es für die Ergebnisse gänzlich unerheblich, ob die qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote oder die Qualifikations-Dummies ausgewählt werden; die Ergebnisse sind nahezu identisch.

arbeitslosen gar keine Möglichkeit der konsistenten Schätzung.⁷² Somit können an dieser Stelle nur die Ergebnisse der Modellschätzungen für das Sample der Nicht-Langzeitarbeitslosen mit den identifizierenden Variablen von Schmidt und Winkelmann (1993) vorgestellt werden (Tabelle A12 bis A14 in Anhang 2). Dabei unterscheiden sich die Ergebnisse kaum von denen in Kapitel 5.4.1 und sollen aus diesem Grunde hier nicht weiter diskutiert werden.⁷³ Stattdessen kann gleich zu Tabelle 12 übergegangen werden, in der die Regressionsergebnisse der selektionskorrigierten erfragten und der aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene Parameterrestriktionen dargestellt sind.⁷⁴

Die Ergebnisse zeigen analog zum Fall in Kapitel 5.4.1, dass die Güte der Schätzungen extrem hoch ist und dabei mit steigendem Diskontsatz leicht abnimmt. Die optimale Koeffizienten-Kombination liegt bei höheren Zinsen vor, nämlich bei knapp 10% (4,2 Monate erwartete Arbeitslosigkeitsdauer) bzw. bei knapp 4% (12,0 Monate erwartete Arbeitslosigkeitsdauer). In keinem Fall lässt sich die Hypothese verwerfen, dass der Steigungskoeffizient bei Eins liegt.⁷⁵ Bei Restriktion des Steigungskoeffizienten auf Eins, weist der Achsenabschnitt in allen Fällen einen Wert von etwa $-0,04$ auf, d.h. der mittlere erfragte Reservationslohn liegt etwa 4% über dem mittleren aus dem Modell prognostizierten Reservationslohn. Auch dieses Ergebnis stimmt gut mit den Ergebnisse aus Kapitel 5.4.1 überein.

⁷² Durch die Verwendung der Dummy-Variablen als identifizierende Variablen des Sucherfolges treten die in Kapitel 5.2 beschriebenen Probleme bei der kleinen Anzahl der Beobachtungen für die Langzeitarbeitslosen massiv auf.

⁷³ Wie auch schon bei den vorherigen Schätzungen des Modells weisen die Koeffizienten der den Sucherfolg identifizierenden Variablen keine auffälligen Unterschiede zwischen dem reduzierten bzw. strukturellen Probit auf (Tabelle A12 in Anhang 2), d.h. trotz der in Kapitel 5.1 formulierten Vorbehalte gegen die identifizierenden Variablen aus theoretischer Sicht scheinen diese als solche geeignet zu sein.

⁷⁴ In Abbildung A5 in Anhang 3 findet sich eine Grafik, in der die selektionskorrigierten erfragten und die aus dem Modell berechneten Reservationslöhne gegeneinander abgetragen sind.

⁷⁵ Es gilt $F[1, 284] \leq 0,02$ für den F -Test auf die Parameterrestriktion für die verschiedenen Zinssätze.

Tabelle 12 — Regression der selektionskorrigierten erfragten und aus dem Modell berechneten Reservationslöhne für verschiedene erwartete Arbeitslosigkeitsdauern und Zinsen (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)

Zinssatz	Regressionsergebnis ^c		
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 4,2 Monate ^a			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,126 + 1,010$ (0,163)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,890$
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,095 + 1,006$ (0,164)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,889$
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,065 + 1,002$ (0,164)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,888$
10%	$\hat{w}^{r,p} = -0,035 + 0,999$ (0,165)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,886$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 7,1 Monate ^b			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,118 + 1,009$ (0,164)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,890$
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,067 + 1,002$ (0,164)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,888$
7%	$\hat{w}^{r,p} = -0,017 + 0,996$ (0,166)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,885$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,031 + 0,990$ (0,167)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,882$
Mittlere erwartete Arbeitslosigkeitsdauer: 12,0 Monate			
1%	$\hat{w}^{r,p} = -0,106 + 1,007$ (0,167)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,890$
4%	$\hat{w}^{r,p} = -0,021 + 0,997$ (0,165)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,021)	$R_{adj}^2 = 0,885$
7%	$\hat{w}^{r,p} = 0,059 + 0,987$ (0,168)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,022)	$R_{adj}^2 = 0,880$
10%	$\hat{w}^{r,p} = 0,135 + 0,978$ (0,172)	$\hat{w}^{r,e}$ (0,022)	$R_{adj}^2 = 0,873$
^a Mittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer für das Sample bis 12 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer; ^b Mittlere abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer im Gesamt-Sample; ^c Standardfehler in Klammern.			

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Natürlich lässt sich aus dieser einen zusätzlichen Schätzung des Modells für eines der Subsample nicht schließen, dass die Modellergebnisse insgesamt als robust bezeichnet werden können, allerdings gibt es auch keine Hinweise darauf, dass das Modell nur durch die spezielle Auswahl der identifizierenden Variablen, die zurecht immer kritisch hinterfragt werden sollten, getrieben wird.

6 Schlussbemerkungen

Der vorliegende Beitrag untersucht die Validität erfragter Reservationslöhne im GSOEP (2000) für Westdeutschland auf Basis eines stationären Suchmodells, wobei die Stationaritätsannahme in den Modellschätzungen über die Unterteilung des Samples in verschiedene Phasen der Arbeitslosigkeitsdauer gelockert wird. Die Ergebnisse können wie folgt zusammengefasst werden:

1. Die Schätzungen des Modells weisen sowohl für das Gesamt-Sample als auch für die Teil-Samples eine insgesamt hohe Güte auf.
2. Die Koeffizienten der Regression des aus dem Modell geschätzten Reservationslohnes gegen die selektionskorrigierten erfragten Reservationslöhne weisen für das Gesamtsample eine signifikante Abweichung gegenüber einer 1-zu-1-Beziehung auf.
3. Für Nicht-Langzeitarbeitslose kann für realistische Diskontraten zwischen 1% und 10%⁷⁶ eine nahezu perfekte 1-zu-1-Beziehung zwischen den selektionskorrigierten erfragten und den aus dem Modell berechneten Reservationslöhnen gefunden werden ($R_{adj}^2 \approx 88\%$). Die Abweichung zwischen beiden mittleren Reservationslöhnen liegt dabei unter 4%.
4. Für Langzeitarbeitslose ist die Güte der Modellschätzungen deutlich niedriger als für Nicht-Langzeitarbeitslose ($R_{adj}^2 : 20\% - 40\%$). Eine 1-zu-1-Beziehung zwischen den selektionskorrigierten erfragten und den aus dem Modell berechneten Reservationslöhnen kann aufgrund der erheblichen Streuung im Modell zwar nicht ausgeschlossen werden, allerdings ist der

⁷⁶ Schmidt und Winkelmann (1993: 166) finden die beste Anpassung des Modells bei einem Zinssatz von 6%.

mittlere selektionskorrigierte erfragte Reservationslohn bei Restringierung des Steigungskoeffizienten auf Eins etwa 3% bis 17% größer als der mittlere aus dem Modell berechnete Reservationslohn. Dawes (1993: 31–32) Beobachtung für britische Daten, wonach Langzeitarbeitslose zu hohe Reservationslohnangaben in Befragungen machen, kann demnach bestätigt werden.

Insgesamt kann nach diesen Ergebnissen die Hypothese stationärer Reservationslöhne uneingeschränkt nur für kurze Phasen der Arbeitslosigkeitsdauer aufrecht gehalten werden. So entsprechen die erfragten Reservationslöhne nur für Nicht-Langzeitarbeitslose vollständig den theoretischen Anforderungen aus der Suchtheorie, in diesem Fall allerdings mit einer extrem hohen Güte. Dieses heißt, dass für Arbeitslosigkeitsdauern bis 12 Monate die erfragten Reservationslöhne ohne weiteres im theoretischen Sinne für empirische Untersuchungen genutzt werden können. Besonders wichtig ist dieses Ergebnis vor dem Hintergrund, dass die Wiederbeschäftigungschance zu Beginn der Arbeitslosigkeit am höchsten ist und somit über den Reservationslohn in dieser Phase die Gefahr einer langen Arbeitslosigkeitsphase massiv beeinflusst wird. Für Langzeitarbeitslose kann die Validität der erfragten Reservationslöhne zwar nicht gänzlich ausgeschlossen werden, allerdings liegen die erfragten Reservationslohnangaben im Mittel zu hoch, welches sich mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer noch verstärkt.⁷⁷ Ob die erfragten Reservationslöhne bei langer Arbeitslosigkeitsdauer tatsächlich noch als minimale Lohnforderung zur Aufnahme einer Tätigkeit interpretiert werden können⁷⁸ oder eher einem Wunschdenken entsprechen, kann an dieser Stelle nicht geklärt werden. Allerdings würden auch zu hohe Wunslöhne vermutlich zu einem falschen Suchverhalten der Arbeitslosen führen,⁷⁹ welches die Wahrscheinlichkeit der erfolgreichen Wiederaufnahme einer Beschäftigung deutlich senken würde.

⁷⁷ Dieses Ergebnis bestätigt die Befunde aus Christensen (2002), wobei in dieser Untersuchung allerdings keine Berücksichtigung der Selektivität vorgenommen wurde.

⁷⁸ D.h. im Modell kann bei längerer Arbeitslosigkeit die Selektivität der Wiederbeschäftigungschancen nicht mehr befriedigend über messbare Kontrollvariablen erfasst werden.

⁷⁹ Hierbei ist vor allem an das prinzipielle Ausschließen von Beschäftigungen unterhalb der ursprünglich ausgeübten Qualifikation gedacht.

Anhang 1⁸⁰

Gleichung (12) kann vereinfacht werden zu:

$$H(w^r, \mu) = -(\omega^r - b)r + \int_{\omega^r}^{\infty} (\omega^o - w^r) f(\omega^o + \mu) d\omega^o = 0 \quad (\text{A1})$$

Des Weiteren gilt:

$$\frac{\partial w^r}{\partial \mu} = \frac{\partial H / \partial \mu}{\partial H / \partial w^r} \quad (\text{A2})$$

Für den Zähler von (A2) ergibt sich:

$$\frac{\partial H}{\partial \mu} = \int_{\omega^r}^{\infty} (\omega^o - w^r) f'(\omega^o + \mu) d\omega^o \quad (\text{A3})$$

Durch partielle Integration kann dieses vereinfacht werden zu

$$\frac{\partial H}{\partial \mu} = (\omega^o - w^r) f(\omega^o + \mu) \Big|_{w^r}^{\infty} - \int_{\omega^r}^{\infty} f(\omega^o + \mu) d\omega^o = -[1 - F(w^r + \mu)] \quad (\text{A4})$$

Für den Nenner von (A2) resultiert:

$$\frac{\partial H}{\partial w^r} = -\int_{\omega^r}^{\infty} f(\omega^o + \mu) d\omega^o - r = -[1 - F(w^r + \mu) + r] \quad (\text{A5})$$

Somit ergibt sich für (A2):

$$\frac{\partial w^r}{\partial \mu} = \frac{[1 - F(w^r + \mu)]}{[1 - F(w^r + \mu) + r]^{\mu \rightarrow 0}} \approx \frac{(1 - F(w^r))}{r + (1 - F(w^r))} \quad (\text{A6})$$

⁸⁰ Die Ausführungen in diesem Abschnitt sind Kiefer und Neumann (1979: 182) entnommen.

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; keine linkszensierten Angaben; für Reservationslohnbeobachtungen rechtszensierte Angaben; für Akzeptierter-Lohn-Beobachtungen abgeschlossene Gesamtarbeitslosigkeitsdauer
Mann	Dummy für Mann
Alter	Alter in Jahren (19 – 58 Jahre)
Alter ²	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

Variable	Definition
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 ⁸¹ ; Berechnungen auf Basis von GSOEP (2000)
Konjunktur	Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe nach Sachverständigenrat (2001: Tabelle 43*)

⁸¹ 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 Regressionsdatensatzes

	Reservationslohn Daten		Akzeptierter Lohn Daten	
	Mittelwert ^a	Standard- abweichung	Mittelwert ^a	Standard- abweichung
Reservationslohn	2.425,49	750,24	--	--
Akzeptierter Lohn	--	--	2.325,63	900,09
Letzter Lohn vor Arbeitslosigkeit	2.316,00	746,87	2.326,67	931,22
Arbeitslosigkeitsdauer ^{b ***}	13,88	13,61	7,13	8,95
Mann	76,03	42,74	72,65	44,61
Alter ^{***}	38,17	11,14	34,22	9,60
Verheiratet ^{**}	59,61	49,12	53,13	49,94
Verheirateter Mann ^{**}	47,20	50,01	40,44	49,12
Verheiratete Frau	11,19	31,58	10,66	30,89
Partner	69,98	45,88	65,53	47,56
Kinder	45,36	49,84	42,74	49,50
Ausländer ^{***}	53,78	49,91	43,87	49,66
Geringe Qualifikation ^{***}	44,06	49,70	30,63	46,13
Mittlere Qualifikation ^{***}	49,89	50,05	59,97	49,03
Hohe Qualifikation	3,89	19,35	4,84	21,48
Sehr hohe Qualifikation ^{**}	2,16	14,55	4,56	20,87
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	11,45	31,87	14,39	35,12
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	55,08	49,80	55,98	49,68
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	16,41	37,08	14,53	35,27
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	17,06	37,66	15,10	35,83
Bezug von Arbeitslosengeld ^{***}	60,04	49,03	78,49	41,12
Bezug von Arbeitslosenhilfe ^{***}	27,65	44,77	8,40	27,77
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	12,31	32,89	13,11	33,77
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote ^{***}	12,38	7,49	9,67	6,43
Regionale Arbeitslosenquote ^{***}	9,53	2,34	9,06	2,51
Struktureffekt	–0,68	4,12	–0,80	3,68
Konjunktur ^{***}	84,39	2,42	84,82	2,13
Beobachtungen	463		702	
Gesamtzahl Beobachtungen	1165			

^aFür Dummy-Variablen in Prozent; ^bFür die Gruppe der Arbeitslosen rechtszensierte Arbeitslosigkeitsdauer zum Zeitpunkt des Interviews; *, **, *** 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 — Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)

	Reduziertes Probit ^a	Strukturelles Probit ^a
Konstante	–3,300 (2,285)	20,801*** (3,155)
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	–3,445*** (0,340)
Mann	–0,077 (0,147)	0,916*** (0,147)
Alter	0,059 (0,038)	0,124*** (0,040)
Partner	–0,167 (0,154)	0,131 (0,120)
Kinder	–0,137 (0,117)	0,067 (0,115)
Geringe Qualifikation	0,771* (0,395)	–0,874** (0,441)
Mittlere Qualifikation	–0,006 (0,240)	–1,253*** (0,280)
Hohe Qualifikation	–0,201 (0,302)	–1,170*** (0,329)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	–0,198* (0,103)	–0,418*** (0,110)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	–0,081 (0,193)	–0,144 (0,204)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	–0,258* (0,150)	–0,366** (0,159)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	–0,190 (0,178)	–0,146 (0,187)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	–0,004 (0,012)	0,003 (0,012)
Regionale Arbeitslosenquote	–0,039* (0,021)	–0,085*** (0,022)
Konjunktur	0,068*** (0,021)	0,078*** (0,022)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,058 (0,139)	0,076 (0,147)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	–0,806*** (0,239)	–0,848*** (0,252)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Alter ² * 10 ^{–2}	–0,109** (0,050)	–0,179*** (0,052)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	–0,072*** (0,019)	–0,065*** (0,020)
Verheirateter Mann	0,173 (0,175)	--
Verheiratete Frau	0,011 (0,219)	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	–0,174 (0,173)	--
R ² _{McFadden} :	0,09	0,19
R ² _{Veall/Zimmermann} :	0,18	0,34
N:	877	877

^aStandardfehler in Klammern; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A4 — Lohngleichung für den akzeptierten Lohn^a nach Arbeitslosigkeit
(Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)

	OLS ohne Selektionskorrektur ^b	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}
Konstante	3,898 ^{***} (0,455)	4,028 ^{***} (0,482)
Mann	0,089 ^{***} (0,028)	0,091 ^{***} (0,028)
Alter	0,0002 (0,001)	0,001 (0,001)
Partner	0,028 (0,029)	0,032 (0,029)
Kinder	0,015 (0,023)	0,017 (0,023)
Geringe Qualifikation	-0,347 ^{***} (0,047)	-0,335 ^{***} (0,050)
Mittlere Qualifikation	-0,288 ^{***} (0,043)	-0,280 ^{***} (0,045)
Hohe Qualifikation	-0,240 ^{***} (0,057)	-0,230 ^{***} (0,058)
Sehr hohe Qualifikation	--	--
Ausländer(in)	-0,037 [*] (0,020)	-0,029 (0,022)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,024 (0,037)	0,028 (0,037)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,019 (0,030)	-0,010 (0,032)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,016 (0,035)	0,024 (0,036)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,009 ^{**} (0,004)	-0,007 (0,004)
Konjunktur	0,004 (0,004)	-0,001 (0,005)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,018 (0,027)	0,016 (0,027)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,016 (0,060)	0,016 (0,071)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Verheirateter Mann	0,063 ^{**} (0,034)	0,059 [*] (0,035)
Verheiratete Frau	-0,091 ^{**} (0,041)	-0,093 ^{**} (0,041)
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,491 ^{***} (0,034)	0,496 ^{***} (0,035)
λ	--	-0,068 (0,085)
R ² _{adjusted} :	0,53	0,53
N:	591	591

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz;
*, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A5 — Reservationslohngleichungen^a (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)

	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}	Strukturelle Gleichung ^d	Reduzierte Gleichung
Konstante	3,321** (1,385)	0,021	4,035
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	0,997	--
Mann	-0,045 (0,102)	0,001	0,091
Alter	0,012 (0,018)	0,0001	70,001
Partner	-0,103** (0,044)	0,0001	0,032
Kinder	0,027 (0,034)	0,00007	0,017
Geringe Qualifikation	-0,281** (0,123)	-0,0009	-0,334
Mittlere Qualifikation	-0,208** (0,089)	-0,001	-0,280
Hohe Qualifikation	-0,165 (0,107)	-0,001	-0,230
Sehr hohe Qualifikation	--	--	--
Ausländer(in)	0,034 (0,050)	-0,0004	-0,029
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,117* (0,066)	-0,0001	0,028
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	0,073 (0,059)	-0,0004	-0,010
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,086 (0,058)	-0,0001	0,023
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--	--
Struktureffekt	0,002 (0,003)	0,000003	0,002
Regionale Arbeitslosenquote	0,002 (0,010)	-0,00009	-0,007
Konjunktur	-0,008 (0,010)	0,00008	0,001
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,064 (0,042)	0,00008	0,016
Bezug von Arbeitslosenhilfe	0,081 (0,110)	-0,0009	0,015
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--	--
Alter ² * 10 ⁻²	-0,012 (0,025)	-0,0002	-0,0002
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,0002 (0,010)	-0,00007	-0,00007
Verheirateter Mann	0,212*** (0,057)	--	0,058
Verheiratete Frau	0,045 (0,083)	--	-0,092
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,635*** (0,240)	--	0,495
λ	-0,155 (0,221)	0,0007	--
R ² _{adjusted}	0,49	--	--
N:	286	--	--

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; ^dIdentifikation über das strukturelle Probit; Parameterannahmen: $\frac{1}{1 - F(w^r)} = 4,2$; $r = 0,01$; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A6 — Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (13–27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)

	Reduziertes Probit ^a	Strukturelles Probit ^a
Konstante	–13,194 ^{***} (4,814)	5,353 (6,062)
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	–2,464 ^{***} (0,757)
Mann	0,182 (0,377)	0,471 (0,309)
Alter	0,152 [*] (0,084)	0,222 ^{***} (0,083)
Partner	0,454 (0,412)	0,570 ^{**} (0,282)
Kinder	–0,257 (0,288)	–0,051 (0,266)
Ausländer(in)	0,221 (0,226)	–0,259 (0,251)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,419 (0,390)	0,266 (0,391)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	0,200 (0,287)	–0,036 (0,289)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	–0,178 (0,348)	–0,932 ^{**} (0,405)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	0,022 (0,026)	0,059 ^{**} (0,028)
Regionale Arbeitslosenquote	0,004 (0,043)	0,062 (0,045)
Konjunktur	0,069 (0,044)	0,108 ^{**} (0,045)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,309 (0,282)	0,443 (0,288)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	–0,233 (0,287)	–0,243 (0,292)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Alter ² * 10 ^{–2}	–0,219 ^{**} (0,107)	–0,315 ^{***} (0,108)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	–0,029 ^{**} (0,014)	–0,035 ^{***} (0,014)
Verheirateter Mann	–0,298 (0,476)	--
Verheiratete Frau	0,574 (0,562)	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,593 (0,392)	--
R ² _{McFadden} :	0,11	0,13
R ² _{Veall/Zimmermann} :	0,22	0,26
N:	203	203

^aStandardfehler in Klammern; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A7 — Lohngleichung für den akzeptierten Lohn^a nach Arbeitslosigkeit
(13–27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)

	OLS ohne Selektionskorrektur ^b	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}
Konstante	3,030* (1,698)	3,400* (2,019)
Mann	0,012 (0,134)	0,008 (0,122)
Alter	–0,005 (0,004)	–0,005 (0,004)
Partner	0,024 (0,127)	0,011 (0,123)
Kinder	0,033 (0,091)	0,038 (0,084)
Ausländer(in)	–0,111 (0,071)	–0,111* (0,064)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	–0,039 (0,115)	–0,051 (0,112)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	–0,031 (0,093)	–0,038 (0,087)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	–0,171 (0,115)	–0,173* (0,104)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	0,013 (0,009)	0,012 (0,009)
Regionale Arbeitslosenquote	0,019 (0,016)	0,019 (0,014)
Konjunktur	0,011 (0,017)	0,009 (0,016)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,033 (0,095)	0,021 (0,096)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	–0,004 (0,099)	–0,001 (0,090)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Verheirateter Mann	0,054 (0,142)	0,065 (0,134)
Verheiratete Frau	–0,139 (0,169)	–0,153 (0,160)
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,489*** (0,121)	0,465*** (0,137)
λ	--	–0,047 (0,167)
R ² _{adjusted} :	0,37	0,36
N:	88	88

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz;
*, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden;
-- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A8 — Reservationslohngleichungen^a (13–27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)

	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}	Strukturelle Gleichung ^d	Reduzierte Gleichung
Konstante	6,599*** (0,952)	0,011	3,394
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	0,995	--
Mann	0,048 (0,116)	0,001	0,012
Alter	-0,003 (0,053)	0,0004	-0,004
Partner	-0,035 (0,159)	0,0001	0,012
Kinder	0,026 (0,059)	0,001	0,009
Ausländer(in)	0,028 (0,044)	-0,001	-0,111
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	-0,002 (0,127)	0,001	-0,050
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	-0,024 (0,059)	-0,0001	-0,038
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,030 (0,111)	-0,002	-0,174
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--	--
Struktureffekt	0,001 (0,008)	0,0002	0,009
Regionale Arbeitslosenquote	0,006 (0,009)	0,0001	0,019
Konjunktur	-0,005 (0,021)	-0,0001	0,038
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,013 (0,109)	0,001	0,022
Bezug von Arbeitslosenhilfe	0,035 (0,070)	-0,0005	-0,001
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--	--
Alter ² * 10 ⁻²	0,0001 (0,001)	-0,0006	-0,0006
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,002 (0,008)	-0,0001	-0,0001
Verheirateter Mann	0,165 (0,115)	--	0,065
Verheiratete Frau	-0,110 (0,122)	--	-0,152
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,175 (0,275)	--	0,463
λ	-0,067 (0,419)	0,0008	--
R ² _{adjusted} :	0,25	--	--
N:	115	--	--

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; ^dIdentifikation über das strukturelle Probit; Parameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = (18,0 - 12) = 6,0$; $r = 0,01$; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: SOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A9 — Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (19–54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)

	Reduziertes Probit ^a	Strukturelles Probit ^a
Konstante	–19,135*** (6,493)	–20,770*** (7,207)
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	1,039 (0,655)
Mann	0,294 (0,441)	–0,454 (0,378)
Alter	0,116 (0,108)	0,139 (0,105)
Partner	0,325 (0,475)	0,049 (0,315)
Kinder	0,213 (0,315)	0,106 (0,295)
Ausländer(in)	0,015 (0,261)	0,166 (0,278)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	1,614*** (0,524)	1,517*** (0,515)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	0,636* (0,378)	0,495 (0,364)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,446 (0,407)	0,350 (0,393)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	0,095*** (0,034)	0,096*** (0,034)
Regionale Arbeitslosenquote	0,051 (0,047)	0,062 (0,047)
Konjunktur	0,130** (0,060)	0,118** (0,059)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,384 (0,407)	0,401 (0,407)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	–0,497 (0,369)	–0,517 (0,369)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Alter ² * 10 ^{–2}	–0,176 (0,134)	–0,198 (0,131)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	–0,028* (0,017)	–0,032* (0,017)
Verheirateter Mann	–0,478 (0,513)	--
Verheiratete Frau	0,578 (0,650)	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,667 (0,501)	--
R ² _{McFadden}	0,20	0,19
R ² _{Veall/Zimmermann}	0,37	0,35
N:	166	166

^aStandardfehler in Klammern; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A10 — Lohngleichung für den akzeptierten Lohn^a nach Arbeitslosigkeit
(19–54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)

	OLS ohne Selektionskorrektur ^b	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}
Konstante	2,988 (2,404)	2,760 (3,334)
Mann	0,071 (0,170)	0,074 (0,149)
Alter	-0,006 (0,005)	-0,006 (0,006)
Partner	0,069 (0,174)	0,074 (0,157)
Kinder	-0,047 (0,104)	-0,045 (0,089)
Ausländer(in)	-0,097 (0,090)	-0,099 (0,078)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	-0,002 (0,171)	0,013 (0,231)
Beschäftigungsdauer 2–5 Jahre	0,056 (0,137)	0,063 (0,141)
Beschäftigungsdauer 6–10 Jahre	0,038 (0,148)	0,043 (0,139)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Struktureffekt	-0,007 (0,015)	-0,006 (0,016)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,007 (0,017)	-0,007 (0,015)
Konjunktur	-0,007 (0,024)	-0,006 (0,027)
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,104 (0,156)	-0,099 (0,144)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,072 (0,161)	-0,076 (0,142)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Verheirateter Mann	0,092 (0,178)	0,085 (0,169)
Verheiratete Frau	-0,110 (0,233)	-0,105 (0,202)
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,708 ^{***} (0,157)	0,718 ^{***} (0,176)
λ	--	0,017 (0,200)
R^2_{adjusted}	0,31	0,29
N:	56	56

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz;
*, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden;
-- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A11 — Reservationslohngleichungen^a (19-54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)

	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}	Strukturelle Gleichung ^d	Reduzierte Gleichung
Konstante	8,533*** (2,258)	1,369	3,940
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	0,932	--
Mann	0,123 (0,090)	-0,003	0,066
Alter	-0,003 (0,025)	-0,009	-0,015
Partner	0,022 (0,084)	-0,006	-0,012
Kinder	0,098* (0,053)	0,030	0,099
Ausländer(in)	0,025 (0,051)	-0,011	-0,103
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	-0,127 (0,243)	-0,100	-0,088
Beschäftigungsdauer 2-5 Jahre	-0,099 (0,095)	-0,033	0,026
Beschäftigungsdauer 6-10 Jahre	-0,177** (0,077)	-0,023	0,017
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--	--
Struktureffekt	-0,008 (0,013)	-0,008	-0,013
Regionale Arbeitslosenquote	0,008 (0,011)	-0,004	-0,010
Konjunktur	-0,012 (0,016)	-0,007	-0,049
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,025 (0,088)	-0,026	-0,119
Bezug von Arbeitslosenhilfe	0,097 (0,116)	0,034	-0,036
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--	--
Alter ² * 10 ⁻²	0,010 (0,034)	0,013	0,013
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,001 (0,005)	0,002	0,002
Verheirateter Mann	0,044 (0,090)	--	0,079
Verheiratete Frau	-0,081 (0,111)	--	-0,098
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	-0,020 (0,132)	--	0,669
λ	-0,126 (0,294)	-0,004	--
R ² _{adjusted}	0,21	--	--
N:	110	--	--

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; ^dIdentifikation über das strukturelle Probit; Parameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = (26,8 - 18) = 8,8; r = 0,10$; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A12 — Probit-Schätzungen zum Sucherfolg (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)

	Reduziertes Probit ^a	Strukturelles Probit ^a
Konstante	-2,817 (2,197)	9,409*** (2,879)
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	-2,060*** (0,330)
Mann	-0,069 (0,147)	0,240 (0,155)
Alter	0,060 (0,038)	0,139*** (0,040)
Alter ² * 10 ⁻²	-0,108** (0,049)	-0,203*** (0,052)
Verheirateter Mann	0,196 (0,174)	0,460** (0,179)
Verheiratete Frau	0,040 (0,217)	-0,173 (0,222)
Partner	-0,182 (0,152)	-0,133 (0,154)
Ausländer(in)	-0,170* (0,102)	-0,316*** (0,105)
Struktureffekt	-0,004 (0,012)	-0,0004 (0,012)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,060*** (0,019)	-0,077*** (0,020)
Konjunktur	0,065*** (0,021)	0,069*** (0,021)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,023*** (0,007)	-0,037*** (0,008)
Bezug von Arbeitslosengeld	0,067 (0,138)	0,051 (0,140)
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,758*** (0,238)	-0,809*** (0,240)
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--
Kinder	-0,119 (0,116)	-0,137 (0,118)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	-0,072 (0,192)	--
Beschäftigungsdauer 2-5 Jahre	-0,261* (0,149)	--
Beschäftigungsdauer 6-10 Jahre	-0,196 (0,176)	--
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	-0,227 (0,170)	--
R ² _{McFadden}	0,08	0,11
R ² _{Veall/Zimmermann}	0,16	0,22
N:	877	877

^aStandardfehler in Klammern; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A13 — Lohngleichung für den akzeptierten Lohn^a nach Arbeitslosigkeit (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)

	OLS ohne Selektionskorrektur ^b	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}
Konstante	3,093 ^{***} (0,457)	3,160 ^{***} (0,503)
Mann	0,079 ^{***} (0,028)	0,080 ^{***} (0,028)
Alter	0,020 ^{**} (0,008)	0,019 ^{**} (0,008)
Alter ² * 10 ⁻²	-0,026 ^{**} (0,010)	-0,024 ^{**} (0,012)
Verheirateter Mann	0,060 [*] (0,032)	0,058 [*] (0,032)
Verheiratete Frau	-0,092 ^{**} (0,042)	-0,093 ^{**} (0,042)
Partner	0,021 (0,030)	0,024 (0,030)
Ausländer(in)	-0,032 (0,020)	-0,029 (0,022)
Struktureffekt	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)
Regionale Arbeitslosenquote	-0,006 [*] (0,004)	-0,005 (0,005)
Konjunktur	0,004 (0,004)	0,003 (0,005)
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,006 ^{***} (0,002)	-0,006 ^{***} (0,002)
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,047 (0,037)	0,050 (0,038)
Beschäftigungsdauer 2-5 Jahre	-0,001 (0,030)	0,004 (0,035)
Beschäftigungsdauer 6-10 Jahre	0,021 (0,036)	0,025 (0,038)
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,515 ^{***} (0,035)	0,518 ^{***} (0,036)
λ	--	-0,032 (0,107)
R ² _{adjusted}	0,50	0,50
N:	591	591

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; --Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Tabelle A14 — Reservationslohngleichungen^a (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate);
identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)

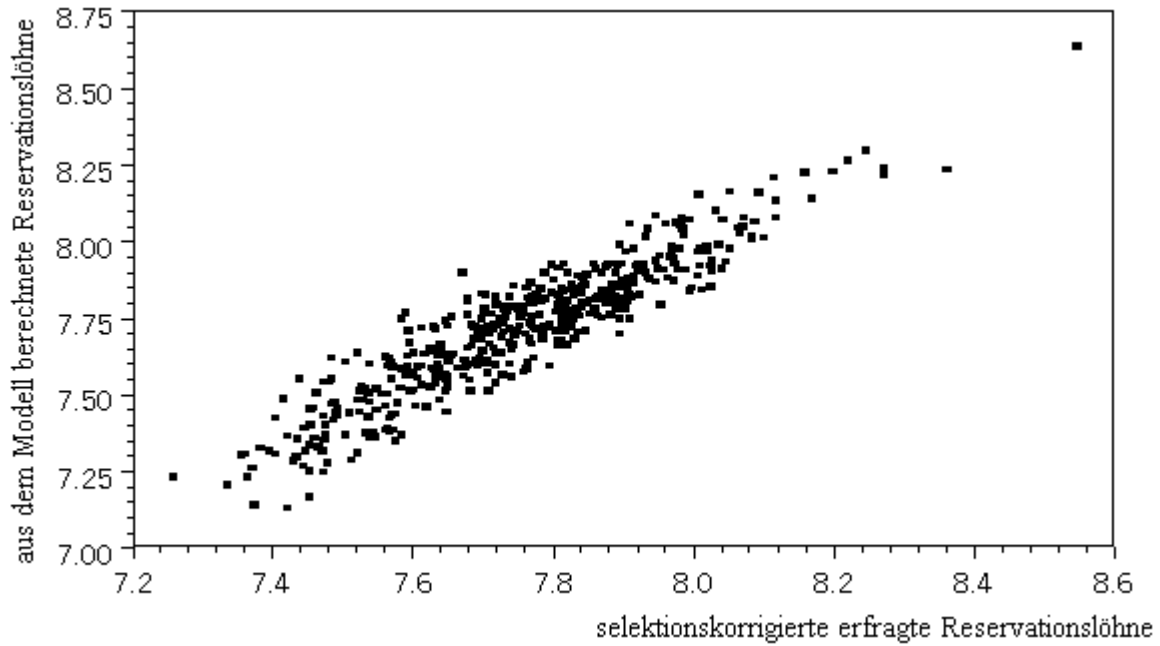
	OLS mit Selektionskorrektur ^{b,c}	Strukturelle Gleichung ^d	Reduzierte Gleichung
Konstante	4,458*** (1,321)	0,016	3,165
Geschätzter logarithmierter Lohn	--	0,997	--
Mann	0,037 (0,056)	0,0004	0,080
Alter	0,042 (0,029)	0,0002	0,019
Alter ² * 10 ⁻²	-0,057 (0,043)	-0,0003	-0,024
Verheirateter Mann	0,250** (0,112)	0,0008	0,059
Verheiratete Frau	0,102 (0,076)	-0,0003	-0,092
Partner	-0,138* (0,073)	-0,0002	0,023
Ausländer(in)	-0,041 (0,079)	-0,0005	-0,030
Struktureffekt	0,001 (0,004)	-0,000001	0,003
Regionale Arbeitslosenquote	-0,014 (0,019)	-0,0001	-0,005
Konjunktur	0,010 (0,019)	0,0001	0,003
Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquote	-0,013* (0,007)	-0,0001	-0,006
Bezug von Arbeitslosengeld	-0,050 (0,050)	0,0001	0,0001
Bezug von Arbeitslosenhilfe	-0,115 (0,202)	-0,001	-0,001
Kein Bezug von Arbeitslosengeld/-hilfe	--	--	--
Kinder	0,005 (0,054)	-0,0002	-0,0002
Beschäftigungsdauer bis 1 Jahr	0,084 (0,061)	--	0,050
Beschäftigungsdauer 2-5 Jahre	0,058 (0,042)	--	0,004
Beschäftigungsdauer 6-10 Jahre	0,079 (0,050)	--	0,025
Beschäftigungsdauer größer 10 Jahre	--	--	--
Letzter logarithmierter Lohn vor Arbeitslosigkeit	0,295 (0,300)	--	0,516
λ	0,279 (0,420)	-0,001	--
R ² _{adjusted} :	0,48	--	--
N:	286	--	--

^aLogarithmierter Lohn; ^bStandardfehler in Klammern; ^cSchätzung mit Heteroskedastiekonsistenz; ^dIdentifikation über das strukturelle Probit; Parameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 4,2$; $r = 0,01$; *, **, *** Kennzeichnet Variablen, die sich signifikant auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau von Null unterscheiden; -- Steht für das Referenzniveau bei Dummy-Variablen bzw. für ausgelassene Variablen.

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Anhang 3 — Abbildungen

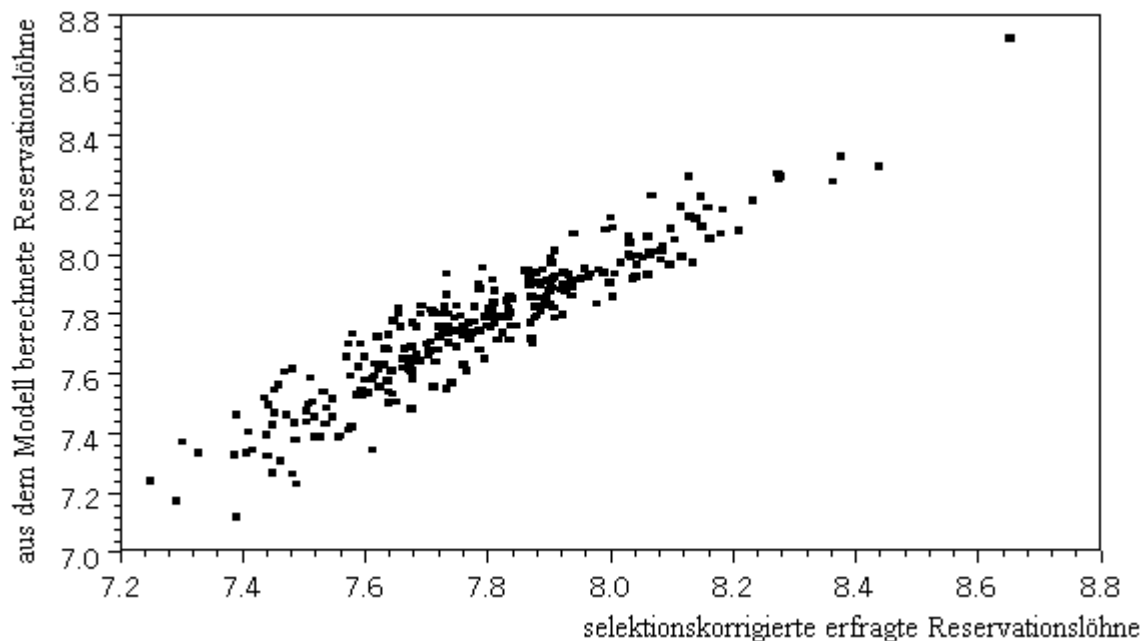
Abbildung A1 — Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne^a (Gesamt-Sample)



^aParameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 7,1; r = 0,05$

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

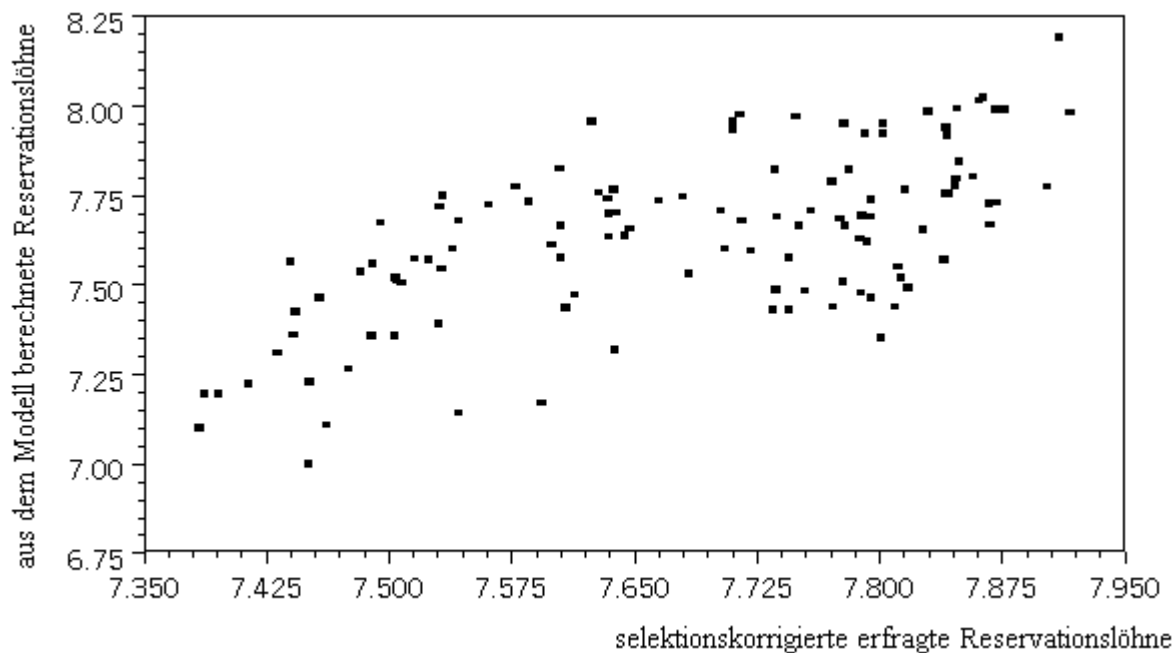
Abbildung A2 — Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne^a (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate)



^aParameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 4,2; r = 0,01$

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

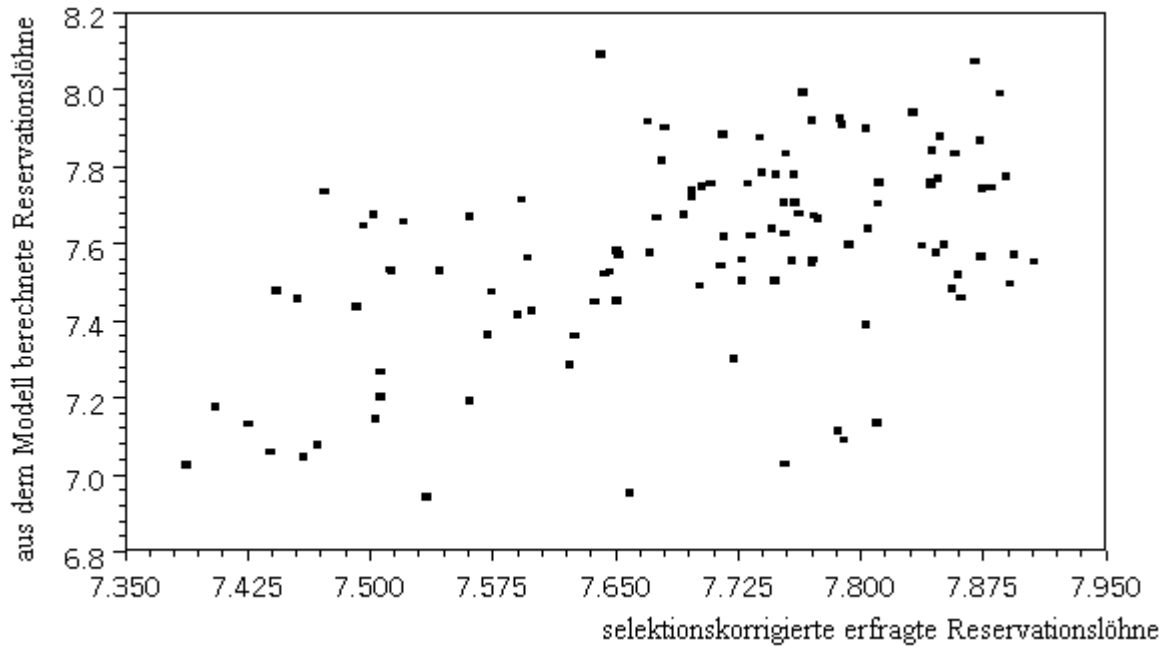
Abbildung A3 — Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne^a (13-27 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)



^aParameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 6,0; r = 0,01$

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

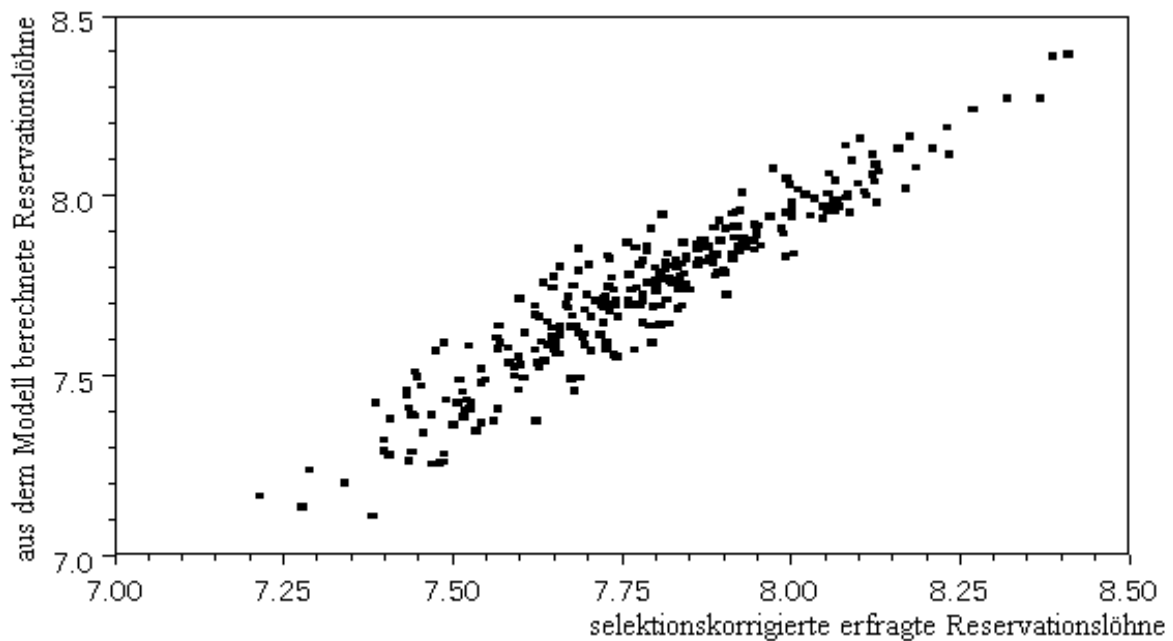
Abbildung A4 — Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne (19-54 Monate Arbeitslosigkeitsdauer)



aParameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 8,8; r = 0,10$

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

Abbildung A5 — Selektionskorrigierte erfragte und aus dem Modell berechnete Reservationslöhne^a (Arbeitslosigkeitsdauer ≤ 12 Monate); identifizierende Variablen nach Schmidt und Winkelmann (1993)



aParameterannahmen: $\frac{1}{1-F(w^r)} = 4,2; r = 0,01$

Quelle: GSOEP (2000); eigene Berechnungen.

7 Literatur:

- Barron, J.M., und W. Mellow (1981). Changes in Labor Force Status among the Unemployed. *The Journal of Human Resources* 16 (3): 427–441.
- Böheim, R. (2002). The Association between Reported and Calculated Reservation Wages. Discussion Papers 273, Sonderforschungsbereich 386, University of Munich, Germany.
- Brixy, U., und B. Christensen (2002). Wie viel würden Arbeitslose für einen Arbeitsplatz in Kauf nehmen? *IABkurzbericht* 25. Nürnberg.
- 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. Does a Motivation Gap Exist? Kiel Working Paper 1024. Kiel Institute for World Economics, Kiel.
- (2002). Reservation Wages, Offered Wages, and Unemployment Duration — New Empirical Evidence. Kiel Working Paper 1095. Kiel Institute for World Economics, Kiel.
- Christensen, B., und A. Schimmelpfennig (1998). Arbeitslosigkeit, Qualifikation und Lohnstruktur in Westdeutschland. *Die Weltwirtschaft* (2): 177–186.
- Dawes, L. (1993). Long-Term Unemployment and Labour Market Flexibility. Centre for Labour Market Studies, Leicester.
- Feldstein, M., und J. Poterba (1984). Unemployment Insurance and Reservation Wages. *Journal of Public Economics* 23: 141–167.
- Franz, W. (1982). The Reservation Wage of Unemployed Persons in the Federal Republic of Germany: Theory and Empirical Tests. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 102: 29–51.
- Greene, W.H. (1981). Sample Selection Bias as a Specification Error: Comment. *Econometrica* 49 (3): 795–798.

- Greene, W.H. (1998). LIMDEP 7.0: User's Manual. Econometric Software, New York.
- 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/>
- 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.
- Johnson, N.L., und S. Kotz (1972). *Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*. 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* 103 (4): 741–765.
- (1989). Reservation Wages and the Cost of Unemployment. *Economica* 56 (222): 225–246.
- Kasper, H. (1967). The Asking Price of labor and the duration of unemployment. *The Review of Economics and Statistics* 48: 165–172.
- Kiefer, N.M., und G.R. Neumann (1979). Estimation of Wage Offer Distribution and Reservation Wages. In S.A. Lippman und J.J. McCall (Hrsg.), *Studies in the Economics of Search*. Amsterdam.
- Klodt, H., R. Maurer und A. Schimmelpfennig (1997). *Tertiarisierung in der deutschen Wirtschaft*. Tübingen.
- Lancaster, T., und A. Chesher (1983). An Econometric Analysis of Reservation Wages. *Econometrica* 51 (6): 1661–1676.
- Leung, S.F., und S. Yu (1996). On the Choice Between Sample Selection and Two-Part Models. *Journal of Econometrics* 72 (1): 197–229.

- 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.
- 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. (1993). Testing the Stationary Search Model. In H. Schneeweiß, K.F. Zimmermann, *Studies in Applied Econometrics*, Heidelberg.
- 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.
- Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg.). *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart.