

## Stellensuchdauer und Anfangseinkommen bei Hochschulabsolventen

### Ein empirischer Beitrag zur Job-Search-Theorie\*

Von R. Ziegler, J. Brüderl und A. Diekmann

Für die ökonomische Job-Search-Theorie ist die „Sucharbeitslosigkeit“ im Anschluß an die Phase der Hochschulausbildung ein geradezu paradigmatisches Lehrbuchbeispiel (Stigler (1962)). Die Untersuchung der Dauer der Sucharbeitslosigkeit und des Anfangseinkommens bei einer Gruppe von Hochschul- und Fachhochschulabsolventen ist Gegenstand dieser Arbeit. Die empirischen Ergebnisse werfen ein kritisches Licht auf einige Hypothesen der Suchtheorie.

### 1. Hypothesen zur Entwicklung der Beschäftigungschance

Wie entwickelt sich die Chance einer Beschäftigungsaufnahme mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit und von welchen Faktoren hängt die Dauer der Stellensuche ab? Auf diese Frage versucht unter anderem die neoklassische *Job-Search-Theorie* eine Antwort zu geben<sup>1</sup>. Sie unterstellt keine vollkommene Markttransparenz. Zwar wird angenommen, daß die Arbeitssuchenden die Verteilung der Lohnangebote kennen, aber welchen Lohn ein bestimmtes Unternehmen anbietet, können sie nur unter Aufwendung von Suchkosten herausfinden. Unter dieser Bedingung unvollständiger Information über die Lohnangebote einzelner Firmen wird ein Arbeitsloser nach der Theorie das erste Stellenangebot akzeptieren, bei dem der Lohn einen Schwellenwert, das *Lohnanspruchsniveau* („reservation wage“), erreicht bzw. überschreitet. Bei optimalem, sequentielltem Suchverhalten legt der Stellensuchende das Lohnanspruchsniveau ( $w^*$ ) so fest, daß der erwartete Nettoertrag der Suche maximiert wird. Das ist nach den Regeln der Marginalanalyse der Lohnsatz, bei dem die Grenzkosten einer weiteren Stellensuche dem Grenzertrag der Suche entsprechen. Alle Angebote werden akzeptiert, die mindestens diesem optimalen Lohnanspruchsniveau entsprechen, das gleich dem erwarteten Ertrag der Suche ist. Aus den (unrealistischen) Annahmen des Grundmodells – hierzu gehören insbesondere unendliche Beschäftigungsdauer, konstante Suchkosten und eine konstante

---

\* Der Beitrag entstand im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft geförderten Sonderforschungsbereichs 333 „Entwicklungsperspektiven von Arbeit“.

<sup>1</sup> Lippman / McCall (1976); König (1979); McKenna (1985).

Stellenangebotsrate – folgt die Konstanz des Lohnanspruchsniveaus. Dagegen implizieren einige realistischere Bedingungen (die begrenzte Lebensarbeitszeit, ein sich erschöpfendes Vermögen und eine systematische anstelle einer zufälligen Suche<sup>2</sup>) ein mit zunehmender Dauer der Stellensuche monoton sinkendes Lohnanspruchsniveau.

Die tatsächliche Beschäftigungschance hängt jedoch nicht nur von der Bereitschaft ab, ein Stellenangebot zu akzeptieren, sondern auch von der *Stellenangebotsrate*. Bezeichnen wir die (bedingte) Wahrscheinlichkeit einer Beschäftigungsaufnahme im Zeitintervall  $\{t, t + \Delta t\}$  unter der Voraussetzung der Arbeitslosigkeit bis zum Zeitpunkt  $t$  mit  $q(t, t + \Delta t)$ , die kumulierte Verteilung der Löhne mit  $F(w)$  und die Wahrscheinlichkeit, im Zeitintervall  $\{t, t + \Delta t\}$  ein Stellenangebot zu erhalten, mit  $a(t, t + \Delta t)$ , so läßt sich für die Beschäftigungschance schreiben:

$$(1) \quad q(t, t + \Delta t) = a(t, t + \Delta t) \cdot \{1 - F(w^*(t))\} .$$

$\{1 - F(w^*(t))\}$  ist die Wahrscheinlichkeit, daß es sich um ein akzeptables Angebot handelt, das angenommen wird, weil es mindestens dem jeweiligen Lohnanspruchsniveau entspricht. Durch Grenzwertbildung folgt hieraus für die *Beschäftigungsrate*

$$(2) \quad r(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} (1/\Delta t) \cdot q(t, t + \Delta t) = \lambda(t) \cdot \{1 - F(w^*(t))\} ,$$

wobei 
$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} (1/\Delta t) \cdot a(t, t + \Delta t)$$

die Stellenangebotsrate bezeichnet. Wird die Stellenangebotsrate während der Suchphase als konstant angenommen (Poisson-Prozeß mit  $\lambda(t) = \lambda$ ), so folgt aus dem skizzierten Modell, daß die Beschäftigungsrate  $r(t)$  bei sinkendem Lohnanspruchsniveau  $w^*(t)$  mit der Dauer der Arbeitslosigkeit ansteigt (ebenso steigt natürlich die Beschäftigungschance  $q$ ).

Diese Behauptung steht aber im Gegensatz zu einer Reihe weiterer ökonomischer und soziologischer Hypothesen sowie empirischer Befunde<sup>3</sup> über den Verlauf der Arbeitslosigkeit. So kann der nachfrageseitige Effekt auftreten, daß Firmen Arbeitnehmer mit längeren Arbeitslosigkeitszeiten bei ansonsten gleichen, sichtbaren Qualifikationsmerkmalen bei der Arbeitsplatzvergabe benachteiligen. Nach der „*Screening-Hypothese*“<sup>4</sup> könnte nämlich die Dauer der bisherigen Arbeitslosigkeit als negatives Auslesekriterium fungieren, wenn Arbeitgeber eine längere Arbeitslosigkeit als Anzei-

<sup>2</sup> Vgl. McKenna (1985).

<sup>3</sup> u. a. Franz (1982 a); Noll / Berger (1982); Lempert (1983); Noll (1985); Hujer / Schneider (1986 a), (1986 b).

<sup>4</sup> Spence (1973), (1981); Stiglitz (1975).

chen geringerer Qualifikation werten. Der vermutete oder tatsächliche *Verlust von Qualifikationen* („Humankapitalabschreibungen“) während der Dauer der Beschäftigungslosigkeit wird den negativen Effekt der Arbeitslosigkeitsdauer auf die Beschäftigungschance weiter verstärken. Nach einer bekannten soziologischen Studie ist weiterhin eine Art „Marienthal-Effekt“ anzunehmen. In der Untersuchung „Die Arbeitslosen von Marienthal“<sup>5</sup> zeigte sich, daß Arbeitslosigkeit von wachsender Resignation begleitet wird. Eine ansteigende und die Suchaktivitäten hemmende *Entmutigung* von Arbeitslosen kann daher ebenfalls mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit die Beschäftigungschance reduzieren<sup>6</sup>. In einigen neueren Job-Search-Modellen werden diese Effekte in der Angebotsrate berücksichtigt. Es ergeben sich keine eindeutigen Verläufe der Beschäftigungschance mehr<sup>7</sup>. Im empirischen Teil der vorliegenden Studie werden wir uns daher zunächst mit der Frage befassen, welches Verlaufsmuster die Beschäftigungsrate in der untersuchten Stichprobe von Hochschulabsolventen tatsächlich aufweist.

Die Beschäftigungsrate wird aber auch mit den Merkmalen der untersuchten Absolventen und den jeweils vorgefundenen Arbeitsmarktbedingungen variieren. So ist z. B. zu erwarten, daß bei Hochschulabsolventen die Angebotsrate für Geisteswissenschaftler geringer ist als für Naturwissenschaftler, und die Angebotsrate für Frauen unter derjenigen der Männer liegt. Allerdings läßt sich nicht zwangsläufig deduzieren, daß benachteiligte Gruppen auf dem Arbeitsmarkt länger arbeitslos sind. Der Grund ist, daß ungünstige Arbeitsmarktchancen eventuell durch eine drastische Absenkung des Anspruchsniveaus kompensiert werden können. In welcher Weise Variablen der Qualifikation und Ausbildung der Absolventen, der Arbeitsmarktsituation sowie soziodemographische Merkmale die Beschäftigungschance beeinflussen, soll daher in einem weiteren Abschnitt empirisch untersucht werden.

## 2. Daten und Methode

Die empirischen Analysen basieren auf den Daten einer Panelbefragung ehemaliger Gymnasiasten in den Jahren 1984/85 in Nordrhein-Westfalen<sup>8</sup>.

<sup>5</sup> Jahoda et al. (1975).

<sup>6</sup> Noll / Berger (1982), 15 f.

<sup>7</sup> z. B. Barron / Gilley (1981); Alaouze (1984); Yoon (1985).

<sup>8</sup> Die vom Land Nordrhein-Westfalen finanzierte Primärbefragung wurde am Forschungsinstitut für Soziologie der Universität zu Köln unter der Leitung von René König durchgeführt; Projektleiter waren Hans-Joachim Hummell, Michael Klein, Maria Wieken-Mayer und Rolf Ziegler. Die Wiederbefragung wurde von der Deutschen Forschungsgemeinschaft gefördert und am Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln durchgeführt; Projektleiter waren Heiner Meulemann, Hans-Joachim Hummell, Maria Wieken-Mayer und Rolf Ziegler; Projektmitarbeiter war Wilhelm Wiese; die Feldarbeit wurde vom GETAS-Institut Bremen durchgeführt.

Dabei wurde im Rahmen einer Wiederholungsbefragung der Berufsverlauf der Ex-Gymnasiasten, die während der ersten Welle des Panels im Jahre 1969/70 die 10. Klasse des Gymnasiums besucht hatten, mit retrospektiven Fragen erhoben. Von den in der Wiederholungsbefragung erfaßten Personen wurde die Teilstichprobe von Hochschul- und Fachhochschulabsolventen ausgewählt, wobei Lehramtskandidaten und Personen, die nach dem Examen den Zivil- oder Wehrdienst absolvierten oder ein Referendariat begannen, wegen der Besonderheiten ihres „Suchverhaltens“ in der Untersuchung unberücksichtigt blieben. Nicht einbezogen in die Analyse wurden ferner Personen, die nach dem Studienabschluß vorläufig nicht an einer festen Beschäftigung interessiert waren; z.B. Absolventen, die eine mehrmonatige Auslandsreise unternahmen. Ausgewählt wurden also – unter den oben erwähnten Einschränkungen – möglichst diejenigen Hochschulabsolventen, die im Anschluß an den erfolgreichen Studienabschluß auf der Suche nach einem festen Arbeitsverhältnis waren. Die Stichprobe umfaßte damit 451 Hochschul- und Fachhochschulabgänger, die ihr Examen in den Jahren 1975 - 1985 abgelegt haben.

Als Dauer der Arbeitslosigkeit wurde das Zeitintervall zwischen dem Studienabschluß und dem Antritt der ersten, festen Beschäftigung definiert. Dabei tritt das Problem auf, daß ein erheblicher Teil der Befragten (21,3%) zum Zeitpunkt der Befragung (noch) keine feste Beschäftigung aufgenommen hatte. Bei diesem Personenkreis ist somit nur die Mindestdauer, nicht aber die volle Länge der Arbeitslosigkeit bekannt. Man spricht auch von abgeschnittenen oder *zensierten Daten*. Die Vernachlässigung zensierter Daten kann bei der empirischen Analyse zu einer Überschätzung der Beschäftigungsrate und damit zu einer erheblichen Unterschätzung der Arbeitslosigkeitsdauer führen. Mit den Methoden der Verlaufsdatenanalyse<sup>9</sup> ist es aber möglich, die Information zensierter Daten optimal auszuschöpfen und auch bei Präsenz zensierter Zeiten relativ unverzerrte Schätzungen der Beschäftigungsrate zu erzielen.

Mit den vorliegenden Daten ist es nicht möglich, das Modell (2) direkt zu überprüfen. Hierfür wären Informationen über den Verlauf der Stellenangebote, des Lohnanspruchsniveaus und der Lohnverteilung erforderlich<sup>10</sup>. Wir verwenden daher ein anderes, aus der Verlaufsdatenanalyse stammendes Modell, bei dem die Beschäftigungsrate (2) mit dem aus der Demographie bekannten „Sterbetafelschätzer“ der Übergangsrate bestimmt wird. Die

---

<sup>9</sup> z.B. Diekmann / Mitter (1984); Tuma / Hannan (1984); Blossfeld et al. (1986).

<sup>10</sup> Die Schwierigkeiten der Modellspezifikation und Datenbeschaffung sind wohl der Grund, weshalb bisher nur wenige empirische Studien über die Determinanten des Lohnanspruchsniveaus vorliegen (vgl. z.B. Kiefer / Neumann (1979), (1981); Franz (1982b); Lancaster / Chesher (1983); Lynch (1983); Narendranathan / Nickell (1985); Jensen / Westergaard-Nielsen (1987)). Häufig wird daher das Modell (3) in der einen oder anderen Form verwendet (vgl. hierzu McKenna (1985), 93 ff.).

Schätzung der quantitativen Stärke unabhängiger Variablen (Kovariaten) auf das Beschäftigungsrisiko erfolgt mit dem Verfahren der Cox-Regression<sup>11</sup>. Dabei wird die folgende, semi-parametrische Funktion zwischen den Kovariaten und dem Beschäftigungsrisiko spezifiziert:

$$(3) \quad r(t) = h(t) \exp \{ \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_m x_m \} \quad (\text{Cox-Modell})$$

mit den Kovariaten  $x_1, \dots, x_m$ , den empirisch zu schätzenden Koeffizienten  $\beta_1, \dots, \beta_m$  und einer nicht-spezifizierten, beliebigen Zeitabhängigkeit  $h(t)$ . Mit Hilfe der Cox-Regression sind wegen der Allgemeinheit von  $h(t)$  sowohl bei fallenden, steigenden als auch nicht-monotonen Verläufen der Beschäftigungsrate konsistente Schätzungen der  $\beta$ -Koeffizienten auch dann erzielbar, wenn ein Teil der Daten zensiert ist. Schreibt man (3) in der Form:

$$(4) \quad r(t) = h(t) \alpha_1^{x_1} \alpha_2^{x_2} \dots \alpha_m^{x_m},$$

wobei  $\alpha_i = \exp \beta_i$  gilt, so lassen sich die  $\alpha$ -Effekte – genauer:  $(\alpha_i - 1) \times 100$  – anschaulich als Prozenteffekte auf die Beschäftigungsrate interpretieren. Ein  $\alpha_i$ -Wert von 1,08 für die Variable „Studiendauer“ bedeutet z. B., daß die Beschäftigungsrate pro Jahr Studiendauer (bei Konstanz der übrigen Kovariaten) um 8% anwachsen würde.

Der Vorteil dieses Modells ist, daß sich die globalen Effekte exogener Faktoren auf die Dauer der Arbeitslosigkeit bestimmen lassen, ohne detaillierte Annahmen über die Dynamik des Suchprozesses treffen zu müssen. Sein Nachteil ist, daß man aus dem zeitlichen Verlauf der Beschäftigungsrate keine bzw. nur sehr bedingte Rückschlüsse auf den Verlauf der beiden in der Theorie zentralen Komponenten, der Stellenangebotsrate und des Lohnanspruchsniveaus, ziehen kann.

### 3. Ergebnisse

Zunächst wird untersucht, wie sich die Beschäftigungschance mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit entwickelt, dann werden die Effekte unabhängiger Variablen auf die Länge der Arbeitslosigkeit ermittelt und im dritten Abschnitt werden die Bestimmungsgründe des Anfangseinkommens analysiert.

#### 3.1 Die Entwicklung der Beschäftigungschance

Die Datenanalyse mit der „Sterbetafel-Methode“ liefert näherungsweise das Bild einer mit der Dauer der Arbeitslosigkeit fallenden Funktion der Übergangsrate (Abbildung 1)<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> Vgl. *Kalbfleisch / Prentice* (1980).

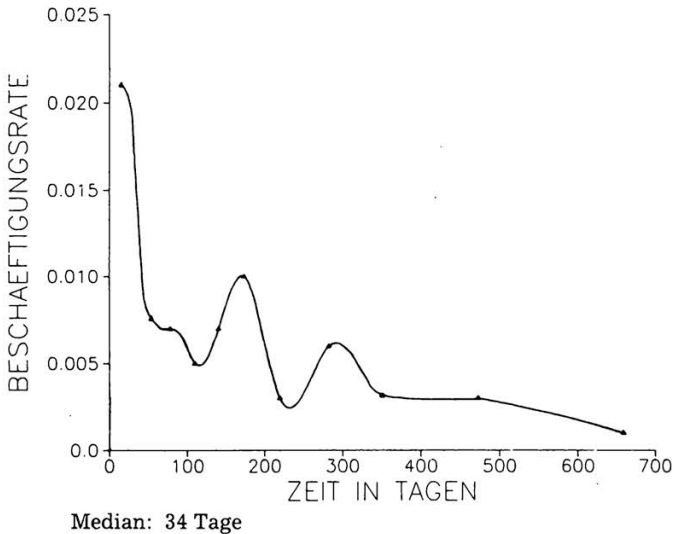


Abb. 1: Beschäftigungsrate  
(Übergangsrate nach der Dauer der Arbeitslosigkeit)

Auch in anderen Untersuchungen<sup>13</sup> zeigte sich, daß die Länge der Suchdauer einen negativen Effekt auf die Beschäftigungschance ausübt. Diese Befunde widersprechen denjenigen Modellen der Job-Search-Theorie, die ein sinkendes Lohnanspruchsniveau in Kombination mit einer konstanten Stellenangebotsrate postulieren. Zweifelhaft aus empirischer Sicht dürfte vor allem die Annahme einer konstanten Angebotsrate sein. Die erwähnten Filter-Effekte, Qualifikationsverluste und eine im Verlauf der Arbeitslosigkeit wachsende Entmutigung wirken sich negativ auf die Chance aus, überhaupt ein Stellenangebot zu erhalten. Diese Effekte können offenbar auch nicht durch ein eventuell sinkendes Anspruchsniveau ausgeglichen werden. Für die These einer sinkenden Angebotsrate liefert Noll<sup>14</sup> auch einen empirischen Hinweis bezüglich der Vermittlungstätigkeit der Arbeitsämter. Es zeigte sich nämlich, daß die Zahl der vom Arbeitsamt offerierten Stellen bei längerer Arbeitslosigkeit erheblich abnimmt.

Ein sehr hoher Anteil von 40,6% der Absolventen hat unmittelbar nach erfolgreichem Abschluß eine hauptberufliche (Voll- oder Teilzeit-)Beschäftigung aufgenommen. Auf diese Gruppe ist vor allem die hohe Beschäftigungschance im ersten Monat zurückzuführen. Ohne diese Gruppe beträgt

<sup>12</sup> Die ausgeprägten „Ausschläge“ der Hazardfunktion bei etwa 180 bzw. 270 Tagen sind auf die Art der Vercodung ungenauer Zeitangaben zurückzuführen.

<sup>13</sup> Noll / Berger (1982); Noll (1985); Hujer / Schneider (1986 a), (1986 b).

<sup>14</sup> Noll (1985), 293 f.

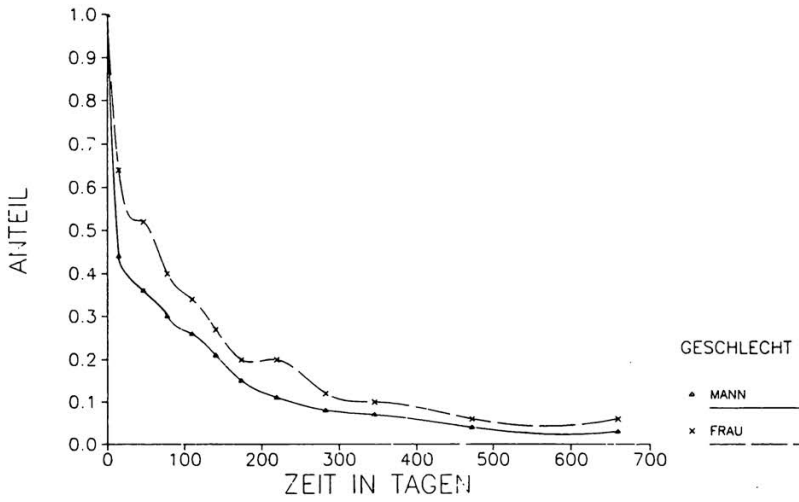
der Wert der Hazardrate im ersten Monat 0.003. Der weitere Verlauf der Hazardrate wird selbstverständlich davon nicht beeinflusst. Ohne die Gruppe der Absolventen, die unmittelbar nach dem Examen eine erste Stelle antreten, verläuft die Hazardrate also weit weniger steil abfallend als in Abbildung 1 und weist zunächst sogar einen leichten Anstieg auf. Nun ist es sehr wahrscheinlich, daß (nicht nur, aber insbesondere) diese Gruppe bereits während des Studiums nach einem Arbeitsplatz gesucht hat. Unsere Daten sind daher nicht nur im Hinblick auf das Ende der Arbeitslosigkeit durch den Erhebungszeitpunkt rechts-zensiert, sondern bei einem Teil der Personen auch links-zensiert, da der Beginn der Stellensuche unbekannt ist. Dies führt zur Unterschätzung der tatsächlichen Suchdauer, wenn auch nicht der Dauer der Arbeitslosigkeit, da diese bei der hier ausgewählten Population in der Tat erst mit dem Studienabschluß beginnt.

Ein weiteres Problem der Datenanalyse ist der möglicherweise verzerrende Einfluß sogenannter „unbeobachteter Heterogenität“<sup>15</sup>. Setzt sich die untersuchte Stichprobe aus verschiedenen Qualifikationsniveaus mit nach Qualifikation variierenden Beschäftigungschancen zusammen, so wird man in der Gesamtstichprobe auch dann einen fallenden Verlauf der Beschäftigungsrate erhalten, wenn in jeder Qualifikationsgruppe die Chancen konstant bleiben. Der Grund ist darin zu sehen, daß zunächst Personen mit günstigen Chancen den Status der Arbeitslosigkeit verlassen, so daß die beobachtete Durchschnittschance in den verbleibenden Qualifikationsgruppen sukzessiv absinkt. Unbeobachtete Heterogenität produziert somit stets eine Verzerrung in Richtung auf einen fallenden Verlauf der Beschäftigungsrate. Es ist aber zu berücksichtigen, daß wir es im Hinblick auf das formale Qualifikationsniveau „Studienabschluß“ mit einer recht homogenen Stichprobe zu tun haben. Ferner zeigt sich auch bei einer Aufgliederung der Stichprobe nach zahlreichen Merkmalen wie Geschlecht, Studienrichtung usw. (mit der einzigen Ausnahme der kleinen Teilgruppe von Absolventen mit einem Zweitstudium) durchgehend ein fallender Verlauf der Beschäftigungsrate. Wir vermuten daher, daß unbeobachtete Heterogenität den Abwärtstrend der Beschäftigungsrate in der Stichprobe zwar verstärkt, allein aber nicht hervorruft. Die empirischen Befunde stützen somit die Vermutung, daß mit der Dauer der Arbeitslosigkeit die Stellenangebotsrate und damit auch die Beschäftigungsrate sinken und daß dieser Trend auch nicht durch das Zurückschrauben der Ansprüche aufgefangen wird.

### 3.2 Bestimmungsgründe der Stellensuchdauer

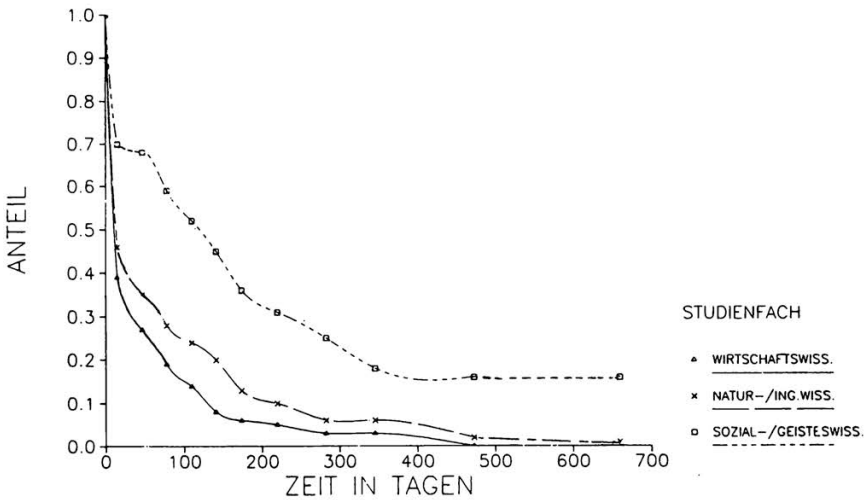
Zuerst soll untersucht werden, in welchem Ausmaß die Arbeitslosigkeitsdauer mit dem Geschlecht und der Studienrichtung variiert. Die mit der

<sup>15</sup> Vgl. Heckman / Singer (1984); McKenna (1985), 95 ff.



Mediane: Männer 28, Frauen 69 Tage

Abb. 2: Anteile arbeitsloser Hoch- und Fachhochschulabsolventen nach der Dauer der Arbeitslosigkeit und dem Geschlecht



Mediane: Wirtschaftswiss. 26, Natur- und Ingenieurwiss. 29, Sozial- und Geisteswiss. 134 Tage

Abb. 3: Anteile arbeitsloser Hoch- und Fachhochschulabsolventen nach der Dauer der Arbeitslosigkeit und der Studienrichtung



„Sterbetafel-Methode“ berechneten „Überlebenskurven“, d.h. die Anteile arbeitsloser Absolventen in Abhängigkeit von der Dauer der Arbeitslosigkeit, vermitteln ein anschauliches Bild der differentiellen Beschäftigungschancen. Es zeigt sich, daß die Dauer der Arbeitslosigkeit nach dem Studium bei Frauen größer ist als bei Männern (Abbildung 2) und bei Naturwissenschaftlern bzw. Ingenieuren und Wirtschaftswissenschaftlern geringer ist als bei Sozial- und Geisteswissenschaftlern (Abbildung 3). Vergleicht man die einzelnen Subgruppen, dann wird allerdings deutlich, daß auch bei den Gruppen mit schlechteren Beschäftigungschancen die Unterschiede beim ersten Quartil nicht so sehr ins Gewicht fallen. Nach zwei bis gut drei Wochen hat das erste Viertel eine Stelle gefunden, während die Differenzen beim dritten Quartil oder gar 9. Dezil sehr ausgeprägt sind. Die letzten zehn Prozent der am schwersten zu vermittelnden Stellensuchenden bleiben mindestens fünf Monate arbeitslos, wenn sie ein wirtschaftswissenschaftliches Studium absolviert haben, aber fast 2½ Jahre, wenn es sich um Sozial- und Geisteswissenschaftler handelt.

Die Unterschiede bei den Variablen Geschlecht und Studienrichtung bleiben auch in einer multivariaten Analyse mit 21 Kovariaten erhalten. Tabelle 1 beschreibt die Kovariaten, und Tabelle 2 enthält die Schätzergebnisse der Cox-Regression. Nur bei den Kovariaten Studienrichtung, Zweitstudium und Geschlecht ergeben sich jedoch signifikante Koeffizienten. Die Beschäftigungsrate ist bei Frauen 31 % geringer als bei Männern und bei Sozial- und Geisteswissenschaftlern 40 % niedriger als bei Naturwissenschaftlern bzw. Ingenieuren. Ein Zweitstudium verbessert die Chancen sehr stark; die Beschäftigungsrate erhöht sich um 67 %. Diese Angaben lassen sich aus den geschätzten  $\alpha$ -Koeffizienten entnehmen (siehe letzte Spalte in Tabelle 2).

Ohne eine stringente Herleitung anzustreben, soll versucht werden, die Variablen im Bezugsrahmen der Stellen-Such-Theorie zu konzeptualisieren und die Richtung ihrer Wirkung auf die Beschäftigungschance zu begründen. In der ersten Spalte von Tabelle 2 ist diese erwartete Wirkungsrichtung angegeben. Ein Plus bedeutet, daß bei diesem Merkmal eine Verbesserung der Beschäftigungsrate – das heißt eine Verkürzung der Stellensuchdauer – prognostiziert wird; ein Minus zeigt an, daß eine Verschlechterung der Beschäftigungschance und damit eine längere Dauer der Arbeitslosigkeit erwartet wird; ein Fragezeichen soll schließlich symbolisieren, daß eine genaue Prognose nicht möglich ist.

Die Stellenangebotsrate und damit die Beschäftigungschance sollten sich unter günstigen Arbeitsmarktbedingungen, gemessen am Indikator „Zuwachs von Arbeitsplätzen“, sowie für Wirtschaftswissenschaftler und Fachhochschulabsolventen verbessern. Dagegen sind für Sozial- und Geisteswissenschaftler schlechtere Chancen zu erwarten, ebenso generell bei den jüngeren Examenskohorten, die in größerer Zahl auf den Arbeitsmarkt

Tabelle 1

**Liste der Kovariaten**

Arbeitsmarktlage	(1 = gut: 1978, 79, 80, 84, 85/ 0 = schlecht: 1975, 76, 77, 81, 82, 83) gute Arbeitsmarktlage = Jahre mit einem Zuwachs an Arbeitsplätzen
FHS	Studium an einer Fachhochschule (0 = Nein, 1 = Ja)
Wirtschaftswiss.	Studienfach (0 = Nein, 1 = Ja)
Sozial- und Geisteswissenschaften	Studienfach (0 = Nein, 1 = Ja) Basiskategorie sind Natur- und Ingenieurwissenschaften
Examenskohorte	0 = Studienabschluß 1975 - 79, 1 = 1980 - 85
Lehre	Lehre vor Studienende absolviert (0 = Nein, 1 = Ja)
Zweitstudium	0 = nur ein Studium / 1 = mehr als ein Studium
Promotion	Studienabschluß Promotion (0 = nein, 1 = Ja)
Abiturnote	Durchschnittsnote
Examensnote	Note der letzten Prüfung (Examen oder Promotion; bei Promotion plus Eins)
Studiendauer	in Jahren
Alter	bei Studienabschluß (in Jahren)
Geschlecht	0 = Mann / 1 = Frau
Kontakte	durch Arbeit während des Studiums zu poten- tiellen Arbeitgebern (0 = Nein, 1 = Ja)
Verheiratet	bei Studienabschluß (0 = Nein, 1 = Ja)
Kinder	bei Studienabschluß (0 = nein, 1 = Ja)
Werkstudent	Arbeit während des Studiums (0 = Nein, 1 = Ja)
Arbeiter	
Angestellter	berufliche Stellung des Vaters (0 = Nein, 1 = Ja)
Beamter	Basiskategorie: Vater ist Landwirt
Selbständiger	
Suchdauer	in Tagen
Arbeitszeit	in Stunden (pro Woche)
Anfangseinkommen	bei Beginn der Berufstätigkeit (in DM pro Monat, netto)

Tabelle 2  
Cox-Regression mit der Stellensuchdauer

Kovariate	erwartetes Vorzeichen	$\beta$ - Koeffizient	Standard- fehler	$\alpha = \exp(\beta)$
Arbeitsmarktlage	+	.21	.14	1.24
FHS	+	.29	.19	1.34
Wirtschaftswissenschaften	+	.24	.16	1.27
Sozial- und Geisteswissenschaften	-	-.51*	.17	.60*
Examenskohorte	-	-.11	.22	.90
Lehre	+	-.02	.22	.98
Zweitstudium	+	.51*	.25	1.67*
Promotion	+	.08	.28	1.08
Abiturnote	-	-.07	.11	.94
Examensnote	-	-.05	.10	.95
Studiendauer	-	.08	.05	1.08
Alter	-	-.05	.05	.95
Geschlecht	-	-.37*	.16	.69*
Kontakte	+	.19	.18	1.21
Verheiratet	+	.15	.16	1.16
Kinder	+	.09	.25	1.09
Werkstudent	+	-.18	.14	.84
Vaterberuf:				
Arbeiter	?	.07	.30	1.07
Angestellter	?	.21	.26	1.23
Beamter	?	.06	.28	1.06
Selbständiger	?	.15	.27	1.16
<i>N</i>	374			
<i>Chi</i> <sup>2</sup> ( <i>df</i> )	52,02 (21)			
Zensierungsquote	21,1%			

\* = Signifikant auf dem 5% Niveau

drängen. Als positive, die Beschäftigungschance erhöhende Signale, die von den Beschäftigern bei der Bewerberauswahl als Indiz für eine höhere Produktivität und/oder geringere Trainingskosten verwendet werden können, wirken im Sinne der Filtertheorie die Absolvierung einer Lehre oder eines Zweitstudiums, eine Promotion und gute Noten im Abitur und/oder Hochschulexamen<sup>16</sup>. Im Sinne der Theorie der statistischen Diskriminierung negative Signale, die von den Beschäftigern als Anzeichen für geringere Produktivität, höhere Trainingskosten und/oder (wegen der zu erwartenden stärkeren Fluktuation z. B. bei Frauen) kürzere Amortisationszeiten auf das vom Betrieb einzusetzende Trainingskapital gewertet werden, sind eine längere Studienzeit, ein höheres Alter und das Geschlecht der Bewerber. Kontakte mit potentiellen Arbeitgebern durch eine Tätigkeit während des Studiums sollten die Chancen verbessern, da sie einerseits die Information über offene Stellen erhöhen, andererseits die verbliebene Unsicherheit bei Bewerber und Beschäftigter über die nicht unmittelbar beobachtbaren, relevanten Qualifikationen der Bewerber bzw. Vor- und Nachteile der Arbeitsstätte reduzieren<sup>17</sup>. Verheiratete und Personen mit Kindern sollten schneller eine Stelle finden, da sie wegen der höheren Opportunitätskosten vermutlich intensiver suchen und in gleicher Lage ein geringeres Lohnanspruchsniveau entwickeln als Ledige oder Kinderlose, die es sich eher leisten können, wählerischer zu sein. Werkstudenten sollten schneller eine Stelle finden, da wegen des geringeren finanziellen Rückhaltes ein niedrigeres Lohnanspruchsniveau sowie eine intensivere Suche zu erwarten sind und möglicherweise auch die Erfahrungen in der Arbeitswelt als positive Filter-Signale wirken. Bei der sozialen Herkunft ist schließlich keine eindeutige Prognose möglich, da gegenläufige Wirkungen von ihr ausgehen. Einerseits sollten Kinder aus höheren Schichten ein höheres Lohnanspruchsniveau und damit geringere Beschäftigungschancen besitzen, da sie es sich wegen des finanziellen Rückhaltes leisten können, wählerischer zu sein, andererseits könnte die Stellenangebotsrate bei ihnen größer sein, weil sie möglicherweise über bessere Kontakte verfügen und herkunftsbedingte Eigenschaften als positive Filter-Signale wirken.

Mit drei Ausnahmen bestätigen die Ergebnisse der Cox-Regression diese Hypothesen. Entgegen der Erwartung erhöhen eine Lehre und die Tatsache, Werkstudent gewesen zu sein, nicht die Beschäftigungschance, sondern reduzieren sie sogar geringfügig, während eine längere Studiendauer nicht zu schlechteren, sondern zu besseren Chancen führt. Allerdings sind diese

---

<sup>16</sup> Da in unserem Notensystem höhere Noten schlechtere Prüfungsleistungen anzeigen, ist ein negativer Koeffizient zu erwarten: höhere, d. h. schlechtere Noten verringern die Beschäftigungschance. Um die systematischen Unterschiede in den Notenskalen der Promotions- und anderen Prüfungsverfahren zu berücksichtigen, wurde die Promotionsnote um Eins erhöht. Die niedrige Fallzahl in Tabelle 2 beruht vor allem auf fehlenden Angaben bei den Examensnoten.

<sup>17</sup> *McKenna* (1985), 54 ff.

Effekte statistisch nicht signifikant, wie übrigens die Mehrzahl der Koeffizienten.

Bei einer so großen Zahl von Kovariaten, die zum Teil verhältnismäßig stark untereinander korrelieren, könnte es auf diese Multikollinearität zurückzuführen sein, daß die meisten Effekte statistisch nicht signifikant sind. In den weiteren Analysen werden daher nur die zehn Kovariaten berücksichtigt, deren Koeffizienten um mindestens einen Standardfehler von Null abweichen. Ein Vergleich der  $\alpha$ -Koeffizienten in der letzten Spalte von Tabelle 2 und der ersten Spalte von Tabelle 3 zeigt jedoch keine nennenswerten Differenzen zwischen den Schätzwerten, und nach wie vor sind nur die Effekte des Geschlechts, einer sozial- und geisteswissenschaftlichen Studienrichtung und eines Zweitstudiums statistisch signifikant.

Eine monoton fallende Beschäftigungsrate gemäß der in Abbildung 1 wiedergegebenen „Sterbetafel-Schätzung“ ist sowohl mit dem Gompertz-Modell als auch mit dem Heterogenitäts-Modell beschreibbar. Die Verwendung dieser beiden parametrischen Modell-Alternativen führt jedoch nicht zu wesentlich anderen Schätzungen der Koeffizienten als mittels der Cox-Regression. Selbst bei dem nur zu Vergleichszwecken herangezogenen Exponentialmodell, das eine konstante Hazardrate unterstellt, halten sich die Unterschiede bei den Schätzwerten in engen Grenzen.

Aufmerksamkeit verdient, daß bei der Variablen „Zweitstudium“ auf der Basis des Gompertz-Modells ein Interaktionseffekt mit der Zeitabhängigkeit nachweisbar ist. Im einfachen Gompertzmodell zeigt der entsprechende  $\alpha$ -Koeffizient an, daß sich bei einem Zweitstudium die Beschäftigungsrate um 84 % erhöht. Allerdings postuliert das Modell auch für diese Gruppe eine abnehmende Beschäftigungsrate ( $c_2$  ist negativ).

$$(5) \quad r(t) = c_1 \alpha_1^{x_1} \dots \alpha_m^{x_m} \exp(c_2 t) \quad (\text{Gompertz-Modell})$$

Nicht-parametrische „Sterbetafel-Analysen“ hatten jedoch ergeben, daß bei Absolventen mit Zweitstudium eine anwachsende Beschäftigungsrate beobachtbar ist. Dieser Interaktionseffekt läßt sich parametrisch mit dem Gompertz-Modell darstellen, indem die Kovariate „Zweitstudium“ in den zeitabhängigen Term des Modells einbezogen wird.

$$(6) \quad r(t) = c_1 \alpha_1^{x_1} \dots \alpha_m^{x_m} \exp(c_2 + \gamma z)t$$

(Gompertz-Modell mit Interaktionseffekt  $\gamma$  für Zweitstudium)

Für die Gruppe ohne Zweitstudium ( $z = 0$ ) ist die Zeitabhängigkeit gemäß Tabelle 3 negativ ( $c_2 < 0$ ), für die Gruppe mit einem Zweitstudium ( $z = 1$ ) dagegen ist  $c_2 + \gamma$  positiv. Eine differenziertere Untersuchung läßt also den Schluß zu, daß Absolventen mit einem Zweitstudium nicht nur eine

Tabelle 3

## Kovariateneffekte bei unterschiedlichen Modellspezifikationen

	Cox- Modell	Gompertz- Modell	Gompertz mit Inter- aktions- effekt „Zweit- studium“	Hetero- genitäts- Modell mit gamma-ver- teiltem Fehlerterm	Exponential- Modell
Arbeits- marktlage	1,21 (1,66)	1,24 (1,93)	1,25* (1,98)	1,22 (1,55)	1,29* (2,23)
FHS	1,31 (1,73)	1,37* (2,04)	1,42* (2,24)	1,41 (1,90)	1,54* (2,80)
Wirtschafts- wissensch.	1,23 (1,53)	1,27 (1,80)	1,26 (1,75)	1,26 (1,51)	1,37* (2,37)
Sozial- und Geisteswiss.	0,55* (4,02)	0,52* (4,45)	0,51* (4,52)	0,43* (4,89)	0,42* (5,84)
Zweitstudium	1,59* (2,32)	1,84* (3,07)	0,0124*(+) (4,58)	1,86* (2,79)	2,20* (3,97)
Studiendauer	1,06 (1,39)	1,07 (1,64)	1,09 (1,95)	1,08 (1,54)	1,10* (2,10)
Alter	0,96 (1,25)	0,96 (1,35)	0,96 (1,35)	0,95 (1,37)	0,96* (1,36)
Geschlecht	0,75* (2,15)	0,78 (1,90)	0,77* (1,98)	0,76 (1,74)	0,75* (2,21)
Kontakte	1,26 (1,47)	1,29 (1,65)	1,30 (1,70)	1,39 (1,76)	1,16 (0,97)
Werkstudent	0,85 (1,28)	0,82 (1,59)	0,82 (1,63)	0,78 (1,75)	0,76* (2,14)
$c_1$	–	0,024*	0,022*	0,029*	0,018*
$c_2$	–	–0,00186*	–0,00197*	0,225*	–
$Chi^2$	50,7 ( $df = 10$ )	161,3 ( $df = 11$ )	167,7 ( $df = 11$ )	147,5 ( $df = 11$ )	129,7 ( $df = 10$ )
$N = 448$					

Schätzwerte der  $\alpha$ -Koeffizienten. \* = signifikant auf dem 5%-Niveau.  $\beta$ -Koeffizient dividiert durch Standardfehler in Klammern. (+) Dieser Koeffizient  $\gamma$  des „Zweitstudiums“ ist nicht als Prozenteffekt interpretierbar. Zur Erläuterung siehe Text. Schätzung der Cox-Regression mit BMDP-P2L und der übrigen Modelle mit dem Programm RATE 2.0 (Tuma 1979).

höhere Beschäftigungsrate als Absolventen mit nur einem Studienabschluß aufweisen, sondern daß in der Zweitstudiums-Gruppe auch die Beschäftigungsrate mit der Dauer der Arbeitslosigkeit ansteigt, während sie in der Gruppe mit nur einem Studienabschluß monoton sinkt.

Schließlich erlaubt das Heterogenitäts-Modell eine Abschätzung des Ausmaßes an unbeobachteter Heterogenität, auf der das Sinken der Beschäftigungsrate ebenfalls beruhen könnte.

$$(7) \quad r(t) = c_1 \alpha_1^{x_1} \dots \alpha_m^{x_m} \varepsilon$$

(Heterogenitäts-Modell; der Fehlerterm  $\varepsilon$ , „unbeobachtete Heterogenität“, ist gamma-verteilt mit Mittelwert 1 und Varianz  $c_2$ )

Die Varianz in dem (hier nicht wiedergegebenen) Heterogenitätsmodell ohne Kovariaten beträgt 0.422, in dem Modell von Tabelle 4 dagegen  $c_2 = 0.225$ . Durch die Einführung der zehn Kovariaten wird also eine proportionale Fehlerreduktion von  $((0.422 - 0.225)/0.422) \times 100 = 46,6\%$  erreicht. Dennoch ist der Koeffizient  $c_2 = 0.225$  statistisch signifikant, d. h. es verbleibt ein signifikanter Anteil von 53,4% an unbeobachteter Heterogenität. Auf ihn (oder auf zeitabhängige Hazardraten) ist die Verweildauerabhängigkeit der Beschäftigungsrate zurückzuführen. Mit dem Heterogenitätsmodell läßt sich diese Frage jedoch nicht entscheiden, da es per definitionem von konstanten Hazardraten auf der individuellen Ebene ausgeht.

Der Vergleich der  $Chi^2$ -Werte zeigt, daß die drei Modelle, die zeitabhängige Raten modellieren, signifikant besser den Daten angepaßt sind als das Exponential-Modell (und auch das Cox-Modell). Am besten schneidet das Gompertz-Modell mit dem Interaktionseffekt für das Zweitstudium ab. Auch dieser Test bestätigt also, daß die Beschäftigungsrate nicht konstant ist, sondern (bei Personen mit nur einem Studium) mit der Dauer der Arbeitslosigkeit sinkt.

Durch einen Vergleich der  $\alpha$ -Koeffizienten der drei einflußstärksten Variablen aus bi- und multivariaten Cox-Regressionen läßt sich abschätzen, wieweit direkte oder – über die Korrelation mit den anderen in Tabelle 3 enthaltenen Kovariaten – vermittelte Effekte vorliegen. (Die Ergebnisse der bivariaten Cox-Regressionen sind hier nicht im einzelnen wiedergegeben.) Es zeigt sich, daß die die Beschäftigungschance steigernde Wirkung eines Zweitstudiums unterschätzt wird (der  $\alpha$ -Koeffizient steigt von 1.42 auf 1.59), weil sie durch die positive Korrelation von 0.20 mit dem Alter bei Studienabschluß und dessen arbeitslosigkeitsverlängernden Effekt abgeschwächt wird. Dagegen verringern sich bei der multivariaten Analyse die negativen Effekte eines sozial- oder geisteswissenschaftlichen Studiums (von  $\alpha = 0.50$  auf  $\alpha = 0.55$ ) und des Geschlechts (von  $\alpha = 0.71$  auf  $\alpha = 0.75$ ). Ein kleinerer Teil der schlechteren Beschäftigungschancen von Frauen ist

anscheinend darauf zurückzuführen, daß sie wesentlich häufiger (52 %) als Männer (15 %) ein sozial- oder geisteswissenschaftliches Studium ergreifen, das geringere Berufschancen bietet. Umgekehrt verbirgt sich hinter den schlechteren Beschäftigungschancen der Sozial- und Geisteswissenschaftler zu einem gewissen Teil die geschlechtsspezifische Benachteiligung der Frauen.

### 3.3 Bestimmungsgründe des Anfangseinkommens

Der Lohn ist sicher nicht der einzige, aber doch ein sehr wesentlicher Wohlfahrtsertrag einer Beschäftigung. Bei der Teilgruppe von Absolventen, die bis zum Zeitpunkt des Interviews einen Arbeitsplatz gefunden hatten (nicht-zensierte Fälle), können wir einige Determinanten des Anfangseinkommens untersuchen<sup>18</sup>. Von theoretischem Interesse ist dabei insbesondere der Effekt der Suchdauer auf das Einkommen. Allerdings zeigt sich, daß die Richtung dieser Wirkung unbestimmt ist. Zwar ist bei sinkendem Lohnanspruchsniveau zu erwarten, daß dann auch nur ein niedrigeres Einkommen erreicht wird<sup>19</sup>, aber wegen der Wechselwirkung zwischen Suchdauer und Lohnanspruchsniveau hängt der Bruttoeffekt der Suchdauer auf das Anfangseinkommen vom Kräfteverhältnis der einzelnen, mit unseren Daten nicht zu identifizierenden Einflußgrößen ab.

Abbildung 4 enthält eine schematische Darstellung des Wirkungszusammenhanges zwischen den drei Variablen. Für den Bruttoeffekt der Suchdauer auf das Anfangseinkommen ergibt sich ein Koeffizient  $(a(b-1))/(1-c)$ , dessen Vorzeichen unbestimmt ist, auch wenn man die in der Abbil-

<sup>18</sup> Nur für 289 der 355 Personen, die nach Studienabschluß eine Beschäftigung gefunden haben, liegen Angaben zum Anfangseinkommen vor. Die geringere Fallzahl in Tabelle 4 beruht vor allem auf fehlenden Angaben bei den Examensnoten.

<sup>19</sup> Seien  $F(w)$  die kumulierte Lohnverteilung mit der Dichte  $dF(w)/dw = f(w)$  und  $w^*$  das Lohnanspruchsniveau. Für das bedingte, erwartete Einkommen  $L$  gilt dann (vgl. Lancaster / Chesher (1983), 1664):

$$L = E(w|w \geq w^*) = \int_{w^*}^{\infty} w dF(w) / (1 - F(w^*))$$

mit einer positiven Ableitung nach  $w^*$ :

$$dL/dw^* = - \left\{ \left( \int_{w^*}^{\infty} (1 - F(w)) dw \right) \cdot (-f(w^*)) \right\} / \{1 - F(w^*)\}^2 \geq 0 .$$

Sinkendes Lohnanspruchsniveau impliziert also ein geringeres zu erwartendes Einkommen. Allerdings ist zu berücksichtigen, daß die Regressionsanalysen auf dem Anfangseinkommen basieren und nicht auf dem aus der Sicht der Theorie relevanten Einkommensstrom, der aus dem Beschäftigungsverhältnis resultiert. Jedoch dürfte das Anfangseinkommen hierfür ein brauchbarer Indikator sein (vgl. z.B. Lancaster (1985)).



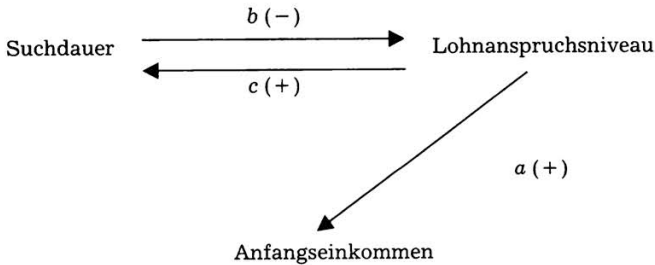


Abb. 4: Schematische Darstellung des Wirkungszusammenhanges von Suchdauer, Lohnanspruchs niveau und Anfangseinkommen

derung angegebenen, theoretisch begründeten Vorzeichen der drei Koeffizienten berücksichtigt. Bei einem stark positiven Rückkoppelungseffekt des Lohnanspruchs niveaus auf die Suchdauer ( $c \geq 1$ ) ist deren Bruttoeffekt auf das Anfangseinkommen positiv, verkürzt dagegen ein sinkendes Lohnanspruchs niveau die Suchdauer nicht sehr stark ( $c \leq 1$ ), dann ist ein negativer Bruttoeffekt zu prognostizieren.

Die Schätzgleichung ist also Teil eines nicht-rekursiven, simultanen Gleichungssystems, da zwischen der Suchdauer und dem (unbeobachteten) Lohnanspruchs niveau eine Wechselwirkung besteht. Um konsistente Schätzer zu erhalten, sollte daher das zweistufige Verfahren der kleinsten Quadrate (2-SLS) und nicht das gewöhnliche Verfahren der kleinsten Quadrate (OLS) verwendet werden. Ein Vergleich der zweiten und der vierten Spalte in Tabelle 4 zeigt jedoch, daß die Werte der Koeffizienten zwischen beiden Schätzmethode kaum differieren; lediglich die Standardfehler sind bei dem 2-SLS-Verfahren, wie zu erwarten, in der Regel höher.

Die Tatsache, daß bei der Einkommensregression nur die nicht-zensierten Fälle berücksichtigt werden können – d. h. nur Personen, die nicht mehr auf Stellensuche sind –, kann zu einer weiteren, stichprobenbedingten Verzerrung der Schätzer führen (sample selection bias). Z. B. können Faktoren, die zwar mit dem Zensierungsergebnis – zum Befragungszeitpunkt noch arbeitslos zu sein – aber nicht mit der Einkommenshöhe zusammenhängen, als signifikante Determinanten des Anfangseinkommens erscheinen. Heckman<sup>20</sup> hat ein Schätzverfahren vorgeschlagen, das diesen Spezifikationsfehler korrigiert und unverzerrte Schätzer liefert. Wie ein Vergleich der zweiten und der vorletzten bzw. der dritten und der letzten Spalte in Tabelle 4 zeigt, sind in der Tat einige bemerkenswerte Unterschiede feststellbar.

Zur Interpretation ziehen wir daher die korrigierten OLS-Schätzer heran und zwar in der logarithmierten Einkommensgleichung (letzte Spalte), weil die Koeffizienten dann als Prozenteffekte interpretiert werden können und

<sup>20</sup> Heckman (1979).

Tabelle 4

**Regression auf das Anfangseinkommen des ersten Berufs nach Studienabschluß**

	erwartetes Vorzeichen	OLS Anfangseinkommen in DM	OLS Anfangseinkommen log.	2-SLS Anfangseinkommen in DM	korrig. OLS Anfangseinkommen in DM	korrig. OLS Anfangseinkommen log.
Suchdauer	?	.23 (.28)	.00012 (.00014)	.35 (2.3)	.28 (.29)	.00015 (.00014)
Arbeitszeit	+	28* (4)	.77* (.07)	28* (4)	28* (4)	.77* (.07)
Verheiratet	+	281* (91)	.14* (.04)	287* (97)	294* (92)	.15* (.04)
Arbeitsmarktlage	+	40 (77)	.03 (.04)	46 (93)	64 (83)	.04 (.04)
Zweitstudium	+	458* (155)	.20* (.08)	466* (214)	459* (155)	.20* (.08)
Promotion	+	217 (173)	.10 (.08)	222 (191)	222 (173)	.10 (.08)
Wirtschaftswissenschaft	?	145 (102)	.08 (.05)	150 (111)	148 (103)	.08 (.05)
Sozial- und Geisteswiss.	-	-179 (108)	-.07 (.05)	-190 (238)	-.19 (268)	.02 (.13)
FHS	-	-207* (89)	-.10* (.04)	-202 (109)	-182 (95)	-.09* (.05)
Examensnote	-	-24 (62)	-.02 (.03)	-22 (62)	.21 (69)	-.003 (.03)
Geschlecht	-	-165 (98)	-.07 (.05)	-164 (125)	-105 (130)	-.03 (.06)
Alter	?	-74* (20)	-.04* (.01)	-75* (22)	-63* (26)	-.03* (.01)
Konstante		2821* (582)	5.6* (.38)	2823* (584)	2512* (724)	5.5* (.44)
Zensierungshazardrate		-	-	-	-436 (602)	-.23 (.29)
$R^2$		.30	.41	-	.30	.41
$N$		255	255	254	254	255

\* signifikant auf dem 5%-Niveau. Standardfehler in Klammern. Monatliches Nettoeinkommen in DM, Suchdauer in Tagen, Arbeitszeit in Wochenstunden. In der logarithmierten Einkommensgleichung ist die Arbeitszeit logarithmiert; der Koeffizient kann als Elastizität interpretiert werden. Kodierung der Bezugskategorien bei den übrigen Variablen siehe Tabelle 1. Korrigierte OLS-Schätzung mit der Korrektur nach Heckmann (1979) für den „sample-selection-bias“.

diese Spezifikation auch aus theoretischen und statistischen Gründen<sup>21</sup> vorzuziehen ist.

Statistisch signifikant sind jedoch nur vier der zwölf Effekte. Neben den beiden Kontrollvariablen Arbeitszeit und Familienstand ist es zunächst ein Zweitstudium, das sich bezahlt macht und zu einem 20% höheren Anfangseinkommen führt. Es scheint sich auch auszuzahlen, sein Studium in jungen Jahren zu beenden, denn jedes weitere Jahr reduziert das Anfangseinkommen signifikant um 3%. Bei dem Koeffizienten für Sozial- und Geisteswissenschaftler wirkt sich die Korrektur für stichprobenbedingte Verzerrungen am stärksten aus, während sie bei der Examensnote und beim Geschlecht wesentlich weniger und bei allen anderen Faktoren praktisch überhaupt nicht ins Gewicht fällt (vergleiche die zweite und vorletzte Spalte in Tabelle 4). Inhaltlich bedeutet dies, daß Sozial- und Geisteswissenschaftler bzw. Absolventen mit schlechteren Noten oder Frauen zwar länger arbeitslos sind als ihre jeweilige Vergleichsgruppe, daß sie aber im Durchschnitt (kaum) schlechter verdienen, wenn sie eine Stelle bekommen haben.

Es soll auch hier versucht werden, die Wirkungsrichtung der unabhängigen Variablen kurz zu begründen. Sie ist in Tabelle 4 durch +, – oder ? gekennzeichnet. Da wir das monatliche Nettoeinkommen<sup>22</sup> verwenden, muß ganz offensichtlich die Arbeitszeit als Kontrollvariable berücksichtigt werden. Auf Grund tarifvertraglicher Regelungen müßten Verheiratete ein höheres Gehalt bekommen als Ledige. Wegen der positiven Lohndrift sind bei guter Konjunktur höhere Löhne zu erwarten. Durch Status- und Produktivitätsunterschiede bedingt ist mit höheren Einkommen bei den Absolventen eines Zweitstudiums, Promovierten und bei Naturwissenschaftlern, dagegen mit niedrigeren Gehältern bei Sozial- und Geisteswissenschaftlern, Fachhochschulabsolventen sowie Absolventen mit schlechteren Examensnoten zu rechnen. Ob Wirtschafts- im Vergleich zu Naturwissenschaftlern und Ingenieuren mehr oder weniger verdienen, erscheint auf Grund theoretischer Überlegungen nicht entscheidbar. Trotz Kontrolle all dieser Kovariaten ist eine geschlechtsspezifische Einkommensdiskriminierung anzunehmen, so daß bei Frauen niedrigere Löhne zu erwarten sind als bei Männern. Beim Alter ist die Prognose unklar. Einerseits gibt es tarifrechtlich bedingte, höhere Einstufungen der älteren Beschäftigten, obwohl dies für die Privatwirtschaft nicht im selben Maße zutrifft wie für den Öffentlichen Dienst, andererseits könnten sich die Vorbehalte gegen „zu alte“ Berufsanfänger auch in niedrigeren Anfangseinkommen bemerkbar machen. Wie die

<sup>21</sup> Siehe *Mincer* (1974) bzw. *Heckman / Polachek* (1974).

<sup>22</sup> Da der Beginn der Erwerbstätigkeit über einen Zeitraum von 10 Jahren streut, mußte der generelle Einkommensrend ausgeschaltet werden. Die Anfangsnettoeinkommen wurden daher mit dem Index der durchschnittlichen Bruttoverdienste der Angestellten in Industrie, Handel, Kreditinstituten und Versicherungen (*Statistisches Bundesamt* (1986), 474) gewichtet.

Vorzeichen der Koeffizienten in den beiden letzten Spalten von Tabelle 4 zeigen, entsprechen die Ergebnisse mit Ausnahme der Examensnote und dem sozial- bzw. wirtschaftswissenschaftlichen Studienabschluß den Vermutungen. Allerdings sind, wie bereits erwähnt, nur vier der zwölf Effekte statistisch signifikant.

Mit 30% bzw. 41% kann ein durchaus beachtlicher Teil der Varianz erklärt werden, allerdings zum größten Teil durch die beiden naheliegenden Determinanten Arbeitszeit und Familienstand (24% in der nicht-logarithmierten und 31% in der logarithmierten Einkommensgleichung). Die übrigen zehn Variablen in Tabelle 4 erhöhen also den erklärten Varianzanteil um 6% bzw. 10%. Der positive, jedoch nicht-signifikante Koeffizient für die Suchdauer kann schließlich – die Gültigkeit des Modells vorausgesetzt – als Indiz für eine verhältnismäßig starke Rückwirkung eines sinkenden Lohnniveaus auf die Verkürzung der Arbeitslosigkeit gewertet werden, die jedoch – wie wir oben gesehen haben – durch eine vermutlich abnehmende Stellenangebotsrate weitgehend kompensiert worden ist.

#### 4. Schlußbemerkung

Der empirische Befund, daß mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit die Beschäftigungschance sinkt, steht im Widerspruch zu denjenigen neoklassischen Stellen-Such-Modellen, die eine konstante Angebotsrate und Bedingungen voraussetzen, aus denen ein konstantes oder sinkendes Lohnanspruchsniveau folgt. Eine mit der Dauer der Arbeitslosigkeit sinkende Stellenangebotsrate wird auch in anderen empirischen Untersuchungen festgestellt und kann theoretisch aus verschiedenen Annahmen hergeleitet werden. Länger anhaltende Arbeitslosigkeit kann von den Beschäftigten als Signal für mangelnde Qualifikation gedeutet werden, sie kann zu Qualifikationsverlusten (Humankapitalabschreibungen) führen oder sie kann die Arbeitslosen entmutigen und ihre Suchintensität herabsetzen.

Modellerweiterungen sollten daher – wie es in der Literatur teilweise bereits geschehen ist – eine variable bzw. in der Regel mit der Arbeitslosigkeitsdauer abnehmende Stellenangebotsrate vorsehen, wodurch die Beschäftigungschancen so stark geschmälert werden, daß sie auch durch ein sinkendes Lohnanspruchsniveau nicht mehr voll kompensiert werden können. Um solche komplexeren theoretischen Ansätze empirisch adäquat prüfen zu können, wären detaillierte Daten über den Verlauf der Suchaktivitäten, der Stellenangebote und des Lohnanspruchsniveaus erforderlich. Damit ließen sich nicht nur global die Bruttoeffekte anhaltender Arbeitslosigkeit auf den zeitlichen Verlauf der Beschäftigungschance ermitteln, sondern auch die Stärke einzelner, teilweise gegenläufiger Mechanismen im Prozeß der Sucharbeitslosigkeit bestimmen.

Eine andere Möglichkeit, die Problemstellung auszuweiten, soll zum Schluß angedeutet werden. Das Konzept des Anspruchsniveaus ist selbstverständlich – vor allem in der soziologischen Bezugsgruppentheorie<sup>23</sup> seit langem bekannt. Welches Niveau gewählt wird und wie es sich verändert, wird oft jedoch nur mit recht vagen Hinweisen auf Sozialisationsbedingungen und Bezugsgruppenorientierungen zu „erklären“ versucht. Demgegenüber spezifiziert die Job-Search-Theorie einen Mechanismus – das Lohnanspruchsniveau wird so festgelegt, daß der erwartete Nettoertrag der Suche maximiert wird –, durch den im Prinzip die Festsetzung und Veränderung des Lohnanspruchsniveaus endogenisiert wird, d.h. aus der Dynamik des Suchprozesses heraus und nicht exogen und häufig ad hoc erklärt werden kann. Die Idee der Bezugsgruppenorientierung ließe sich nun in ein erweitertes Modell des adaptiven Suchverhaltens integrieren, bei dem nicht mehr die Kenntnis der Lohnverteilung vorausgesetzt wird. Vielmehr wird die subjektiv erwartete Verteilung der Löhne auf Grund der tatsächlich erhaltenen Angebote verändert. Nun kann man annehmen, daß nicht nur die selbst erhaltenen Offerten, sondern auch die Angebote an Dritte, die dieselben relevanten Merkmale wie der Stellensuchende besitzen, diesem Informanten über die tatsächliche Lohnverteilung liefern. Sie haben allerdings reinen Informationswert, während die selbst erhaltenen Angebote immer einen Doppelcharakter besitzen: Information und potentielle Einkommensquelle zugleich zu sein. Es wäre zu prüfen, ob ein Teil der Schwierigkeiten bei Modellen adaptiven Suchverhaltens, die auf dieser doppelten Funktion selbst erhaltener Stellenangebote beruhen, durch Berücksichtigung der Offerten an Bezugspersonen beseitigt werden könnten.

Die Diskussion des mikroökonomischen Ansatzes der Job-Search-Theorie hat gezeigt, daß bei ihrer empirischen Anwendung und den dabei notwendigen Modifikationen und Erweiterungen auf traditionelle soziologische Ansätze zurückgegriffen werden kann<sup>24</sup>. Das Erklärungspotential beider könnte vermutlich erheblich gesteigert werden, wenn sie systematisch in dem einheitlichen Bezugsrahmen eines erweiterten Stellen-Such-Modells rekonzeptualisiert würden.

### Zusammenfassung

Anhand einer Stichprobe von Hochschulabsolventen, die zwischen 1975 und 1985 ihr Examen abgelegt und danach einen Arbeitsplatz gesucht haben, werden Bestimmungsründe der Stellensuchdauer und des Anfangseinkommens untersucht. Mit Hilfe der statistischen Verfahren der Survivalanalyse kann gezeigt werden, daß die Beschäftigungschance mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit sinkt. Dieser

<sup>23</sup> Merton (1957), Kap. VIII und IX.

<sup>24</sup> Siehe hierzu auch Granovetter (1986).

Befund steht im Widerspruch zu denjenigen Modellen der neo-klassischen Job-Search-Theorie, die eine konstante Angebotsrate und Bedingungen voraussetzen, aus denen ein konstantes oder sinkendes Lohnanspruchsniveau folgt. Die Benachteiligung bestimmter Gruppen drückt sich vor allem in längerer Arbeitslosigkeit aus, dagegen weit weniger in einem geringeren Anfangseinkommen.

### Summary

Based on a selection of university graduates who were looking for a job after having passed their examination between 1975 and 1985, some determinants of job search duration and first income are analyzed. By applying statistical methods of survival analysis it can be shown that employment chances decrease with length of unemployment. This result is at odds with those models of neo-classical job search theory postulating a constant rate of offers and conditions which imply a constant or declining reservation wage. Relative deprivation of certain groups becomes apparent above all in longer duration of unemployment but much less in a lower first income.

### Literatur

- Alaouze, Ch. M.* (1984), The Hazard Rate from Unemployment when the Search Environment is Characterised by a Decreasing Probability of Offer. *Economics Letters* 16, 381 - 385.
- Barron, J. M. / Gilley, O. W.* (1981), Job Search and Vacancy: Note. *The American Economic Review* 71, 747 - 752.
- Blossfeld, H.-P. / Hamerle, A. / Mayer, K. U.* (1986), Ereignisanalyse. Frankfurt / New York.
- Diekmann, A. / Mitter, P.* (1984), Methoden zur Analyse von Zeitverläufen. Stuttgart.
- Franz, W.* (1982 a), Youth Unemployment in the Federal Republic of Germany: Theory, Empirical Results and Policy Implications. Tübingen.
- (1982 b), The Reservation Wage of Unemployed Persons in the Federal Republic of Germany: Theory and Empirical Tests. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 102, 29 - 51.
- Granovetter, M.* (1986), Labor Mobility, Internal Markets, and Job-Matching: A Comparison of the Sociological and Economic Approaches. *Research in Social Stratification and Mobility* 5, 3 - 39.
- Heckman, J. J.* (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47, 153 - 161.
- Heckman, J. J. / Polachek, S.* (1974), Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship. *Journal of the American Statistical Association* 69, 350 - 354.
- Heckman, J. J. / Singer, B.* (1984), Econometric Duration Analysis. *Journal of Econometrics* 24, 63 - 132.
- Hujer, R. / Schneider, H.* (1986 a), Ökonometrische Ansätze zur Analyse von Paneldaten: Schätzung und Vergleich von Übergangsratenmodellen. Sonderforschungsbericht 3, Arbeitspapier Nr. 190. Frankfurt / Mannheim.

- / — (1986b), Semi-parametrische und parametrische Ratenmodelle. Eine anwendungsbezogene Einführung in die statistischen Grundlagen mit Programmbeispielen. Sonderforschungsbereich 3, Arbeitspapier Nr. 200. Frankfurt / Mannheim.
- Jahoda, M. / Lazarsfeld, P. F. / Zeisel, H.* (1975), Die Arbeitslosen von Marienthal. Ein soziographischer Versuch. Frankfurt (zuerst 1933).
- Jensen, P. / Westergard-Nielsen, N. C.* (1987), A Search Model Applied to the Transition from Education to Work. *Review of Economic Studies* 54, 461 - 472.
- Kalbfleisch, J. D. / Prentice, R. L.* (1980), The Statistical Analysis of Failure Time Data. New York.
- Kiefer, N. M. / Neumann, G. R.* (1979), An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis. *Journal of Political Economy* 87, 89 - 107.
- / — (1981), Individual Effects on a Non-linear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job Search Model. *Econometrica* 49, 965 - 979.
- König, H.* (1979), Job-Search-Theorien, in: G. Bombach / B. Gahlen / A. E. Ott (Hrsg.), Neuere Entwicklungen in der Beschäftigungstheorie und -politik. Tübingen, 63 - 121.
- Lancaster, T.* (1985), Simultaneous Equation Models in Applied Search Theory. *Journal of Econometrics* 28, 113 - 126.
- Lancaster, T. / Chesher, A.* (1983), An Econometric Analysis of Reservation Wages. *Econometrica* 51, 1661 - 1676.
- Lempert, I.* (1983), Zur Verteilung individueller Arbeitslosigkeitsrisiken. Neuere Arbeitsmarkttheorien als Grundlage für empirische Untersuchungen. Sonderforschungsbereich 3, Arbeitspapier Nr. 101. Frankfurt / Mannheim.
- Lippman, St. A. / McCall, J. J.* (1976), The Economics of Job Search: A Survey. *Economic Inquiry* 14, 155 - 189 und 347 - 368.
- Lynch, L. M.* (1983), Job Search and Youth Unemployment. *Oxford Economic Papers* 35 (Supplement), 271 - 282.
- McKenna, C. J.* (1985), Uncertainty and the Labour Market. *Recent Developments in Job Search Theory*. Brighton.
- Merton, R. K.* (1957), *Social Theory and Social Structure*. Glencoe.
- Mincer, J.* (1974), *Schooling Experience, and Earnings*. New York.
- Narendranathan, W. / Nickell, S.* (1985), Modelling the Process of Job Search. *Journal of Econometrics* 28, 29 - 49.
- Noll, H.-H.* (1985), Arbeitsplatzsuche und Stellenfindung. Überlegungen und Befunde zur Rationalität des Arbeitsmarktverhaltens, in: H. Knepel / R. Hujer (Hrsg.), *Mobilitätsprozesse auf dem Arbeitsmarkt*. Frankfurt / New York, 275 - 303.
- Noll, H.-H. / Berger, R.* (1982), Determinanten der Wiederbeschäftigungschancen von Arbeitslosen. Sonderforschungsbereich 3, Arbeitspapier Nr. 81. Frankfurt / Mannheim.
- Spence, M.* (1973), Job Market Signalling. *Quarterly Journal of Economics* 87, 355 - 374.
- (1981), Signalling, Screening, and Information, in: S. Rosen (Hrsg.), *Studies in Labor Markets*. Chicago, 319 - 357.

- Statistisches Bundesamt* (1986), Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Stuttgart / Mainz.
- Stigler, G. J.* (1962), Information in the Labor Market. *Journal of Political Economy* 70, 94 - 105.
- Stiglitz, I. E.* (1975), The Theory of "Screening", Education, and the Distribution of Income. *American Economic Review* 65, 283 - 300.
- Tuma, N. B.* (1979), Invoking Rate. Working paper of „Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen“ (ZUMA), Mannheim.
- Tuma, N. B. / Hannan, M. T.* (1984), Social Dynamics. Models and Methods. Orlando.
- Yoon, B. J.* (1985), A Non-Stationary Hazard Function of Leaving Unemployment for Employment. *Economics Letters* 17, 171 - 175.