

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Wolfgang Franz

Zur Dauer der Jugendarbeitslosigkeit:
Theoretische Überlegungen, empirische Resultate
und wirtschaftspolitische Implikationen

14. Jg./1981

2

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de; Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Zur Dauer der Jugendarbeitslosigkeit: Theoretische Überlegungen, empirische Resultate und wirtschaftspolitische Implikationen

Wolfgang Franz*)

Die vorliegende Studie untersucht Bestimmungsgründe der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit. Theoretischer und methodischer Rahmen der Untersuchung ist die sog. »Hazard-Funktion«, die Auskunft über die Chance eines Arbeitslosen gibt, mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit wieder eine Beschäftigung zu finden. Datenbasis ist die von der Bundesanstalt für Arbeit erhobene Abgangsstichprobe im September 1976.

Die empirischen Ergebnisse zeigen eine sehr starke Dominanz nachfragebedingter Einflußfaktoren auf die Dauer der Jugendarbeitslosigkeit. Eine erfolgreiche konjunkturelle Stabilisierungspolitik ist daher die beste wirtschaftspolitische Empfehlung zur Verringerung der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit. Individuelle Merkmale treten in ihrer Bedeutung vergleichsweise zurück bzw. haben nicht den ihnen oft zugeschriebenen Effekt. So zeigt sich z.B., daß besser ausgebildete männliche Jugendliche eine längere Dauer der Arbeitslosigkeit aufweisen als weniger qualifizierte arbeitslose Jugendliche. Die Begründung dafür liegt in einem höheren Anspruchsniveau dieser Jugendlichen. Dies führt zu einer längeren Sucharbeitslosigkeit, die nicht unbedingt negativ zu beurteilen ist. Die Untersuchung liefert keine Unterstützung für die These, daß die Anspruchsberechtigung auf Arbeitslosenunterstützung einen mehr als unbedeutenden Effekt auf die Dauer der Jugendarbeitslosigkeit hat. Insgesamt haben die meisten Jugendlichen mit zunehmender Dauer ihrer Arbeitslosigkeit eine sinkende Chance, aus der Arbeitslosigkeit auszuschneiden. Hinzu kommt, daß eine höhere gegenwärtige Arbeitslosigkeitsdauer auch längere zukünftige Arbeitslosigkeitsperioden zur Folge hat.

Gliederung

1. Problemstellung
2. Theoretischer Rahmen zur Erklärung der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit
 - 2.1 Die Hazard-Funktion
 - 2.2 Der Verlauf der Hazard-Funktion
 - 2.3 Bestimmungsfaktoren der Arbeitslosigkeitsdauer
3. Datenmaterial und methodische Probleme
4. Empirische Befunde
5. Wirtschaftspolitische Implikationen

Literaturverzeichnis

1. Problemstellung

Jugendliche Arbeitslose sind eine der Problemgruppen, denen in der jüngsten Rezessionsphase das besondere Augenmerk arbeitsmarktpolitischer Instanzen galt. Zwar hatte das Problem in den letzten Jahren etwas von seiner Brisanz verloren¹⁾, jedoch ist die Jugendarbeitslosigkeit Ende 1980 überproportional angestiegen. Somit scheint es sinnvoll, die bisherigen Erfahrungen dahingehend zu untersuchen, welche wirtschafts- insbesondere arbeitsmarktpolitischen Empfehlungen

*) Dr. Wolfgang Franz ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Der Beitrag ist eine stark gekürzte Fassung eines Teils einer Studie über Jugendarbeitslosigkeit (vgl. Franz, W., [1980]). Der Autor dankt insbesondere H. J. Schalk (Universität Münster) für wertvolle Hinweise bei der Abfassung dieses Beitrages. ¹⁾ Die offiziell gemeldete Arbeitslosenquote Jugendlicher (unter 20 Jahren) belief sich im April 1980 auf 2,8% (ANBA 6 [1980], S. 767), während sie im September 1975 5,8% betrug (ANBA 1 [1976], S. 39).

²⁾ Zur Diskussion dieser unterschiedlichen Dimensionen vgl. z. B. Egle, F., (1977), Franz, W., (1979).

³⁾ Vgl. Egle, F., R. Leupoldt (1977).

⁴⁾ Vgl. Bury, K. V., (1975), Cox, D. R., (1966)

im Falle einer erneut ansteigenden Arbeitslosigkeit gegeben werden können. Angesichts eines derzeitigen hohen Bestandes von etwa 1 Mio. Arbeitslosen (Januar 1980) und einer sich abzeichnenden konjunkturellen Rezessionsphase ist es nicht unwichtig, Erkenntnisse für wirtschaftspolitische Strategien zur Vermeidung bzw. Beseitigung einer möglicherweise in verstärktem Ausmaß auftretenden Jugendarbeitslosigkeit zu gewinnen.

Bekanntlich hat die Arbeitslosigkeit mehrere Dimensionen, von denen neben dem Risiko arbeitslos zu werden, die Dauer der Arbeitslosigkeit bedeutsam ist²⁾. So hat sich z. B. gezeigt, daß im Vergleich zur Arbeitslosigkeit Erwachsener das Arbeitslosigkeitsrisiko Jugendlicher größer, die Dauer der Arbeitslosigkeit bei Jugendlichen hingegen geringer ist³⁾. Eine umfassende Studie über Jugendarbeitslosigkeit muß daher mindestens beide Aspekte in die Betrachtung einbeziehen.

Der vorliegende Beitrag erörtert somit nur einen Teilaspekt der Jugendarbeitslosigkeit, indem er die Bestimmungsfaktoren der *Dauer der Jugendarbeitslosigkeit* untersucht.

Zunächst wird ein einfaches, theoretisches Modell vorgestellt, das einige Determinanten der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit aufzeigt. In einem nächsten Abschnitt wird über einige methodische Probleme und deren Lösungsversuche berichtet, die sich aufgrund des verwendeten Datenmaterials - die von der Bundesanstalt für Arbeit erhobene sog. Abgangsstichprobe - ergeben. Die empirischen Resultate werden im dritten Abschnitt zusammengefaßt, während abschließend wirtschaftspolitische Implikationen diskutiert werden.

2. Theoretischer Rahmen zur Erklärung der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit

2.1 Die Hazard-Funktion

Formal kann der zeitliche Verlauf der Arbeitslosigkeit mit Hilfe der aus der sog. Erneuerungstheorie bekannten »Hazard-Funktion« beschrieben werden⁴⁾. Nehmen wir an, zum

Zeitpunkt t_0 wird eine bestimmte Anzahl von Personen arbeitslos. Die Hazard-Funktion gibt dann an, welcher Anteil dieser Personen zu einem späteren Zeitpunkt t_1 ($t_1 > t_0$) aus der Arbeitslosigkeit austritt, d. h. Arbeit aufnimmt oder aus der Erwerbsbevölkerung ausscheidet, oder – anders formuliert – wie groß die Wahrscheinlichkeit ist, daß ein Arbeitsloser, der zum Zeitpunkt t_0 arbeitslos geworden ist, zu einem späteren Zeitpunkt t_1 das Arbeitslosenregister verläßt. Ein kleiner Wert dieser Wahrscheinlichkeit bedeutet mithin, daß der betreffende Arbeitslose auch noch in der nächsten Zeitperiode arbeitslos ist, d. h. seine individuelle Arbeitslosigkeitsdauer ist um so länger, je geringer die Wahrscheinlichkeiten sind. Eine wichtige Fragestellung lautet nun, ob die Austrittswahrscheinlichkeit ihrerseits von der bisherigen Dauer der Arbeitslosigkeit des betreffenden Arbeitslosen abhängt. Man betrachtet mithin den zeitlichen Verlauf der Austrittswahrscheinlichkeit.

Nehmen die Wahrscheinlichkeiten mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit ab, so heißt das, daß es für den Arbeitslosen immer unwahrscheinlicher wird, eine Beschäftigung zu finden. Kennt man die Hazard-Funktion, so läßt sich bei gegebener Dauer der Arbeitslosigkeit die Chance, aus der Arbeitslosigkeit auszuschneiden, berechnen. Für die Analyse der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit ist es daher zentral, folgende beiden Fragen zu klären:

- Wie ist der Verlauf der Hazard-Funktion, m. a. W. steigt oder sinkt die Chance, mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit eine Beschäftigung zu finden, und
- ob und durch welche individuellen Merkmale des Arbeitslosen (z.B. Familienstand, Schulbildung) und aufgrund welcher Arbeitsmarktbedingungen verändert sich die Dauer der Arbeitslosigkeit?

Es ist wichtig, beide Problemkreise klar zu trennen. Der erste Teilaspekt, nämlich der Verlauf der Hazard-Funktion, bezieht sich auf die Frage, ob die Dauer der Arbeitslosigkeit *solche allein* schon die Chance beeinflusst, aus der Arbeitslosigkeit auszuschneiden, während der andere Teilaspekt – die Determinanten der Dauer der Arbeitslosigkeit – die Bedeutung individueller Merkmale und gesamtwirtschaftlicher Bedingungen für eben diese Chance untersucht.

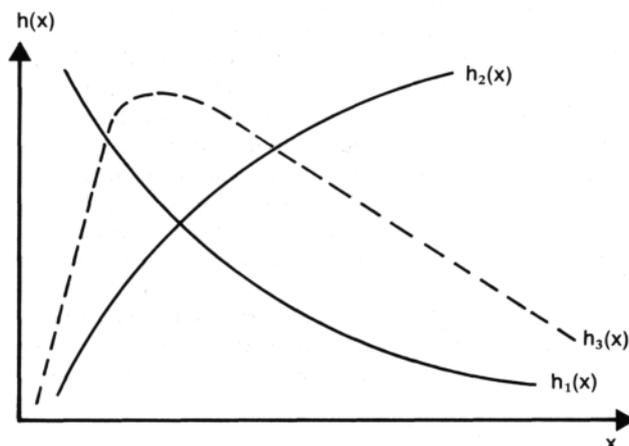
Rein gedanklich läßt sich die Analyse in drei Schritte unterteilen. Man untersucht zunächst die Bestimmungsgründe der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit. Daneben versucht man, den funktionalen Verlauf der Hazard-Funktion zu ermitteln. Schließlich setzt man den aufgrund des ersten Schrittes berechneten Wert der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit in die im zweiten Schritt gewonnene Hazard-Funktion ein und kann dann eine Aussage darüber machen, ob der betreffende Arbeitslose aufgrund eben dieser Arbeitslosigkeitsdauer eine steigende oder sinkende Chance hat, aus der Arbeitslosigkeit auszuschneiden.

2.2 Der Verlauf der Hazard-Funktion

Über den Verlauf der Hazard-Funktion können unterschiedliche Hypothesen formuliert werden, deren wichtigste mit Hilfe von Schaubild 1 veranschaulicht werden sollen.

⁵⁾ Die so gewonnene Kurve ist allerdings nur eine Approximation der Hazard-Funktion. Ein Grund dafür ist, daß die Struktur aller ausscheidenden Arbeitslosen nur unter bestimmten Annahmen gleich ist der Struktur aller arbeitslos gewordenen Personen (jeweils zu einem bestimmten Zeitpunkt). Letzterer Personenkreis liegt aber der Definition der Hazard-Funktion zugrunde. Vgl. Abschnitt 2.1.

Schaubild 1: Typische Verläufe der Hazard-Funktion



Die Hazard-Funktion wird durch $h(x)$ gekennzeichnet, wobei x die Dauer der Arbeitslosigkeit angibt. Die Hazard-Funktion $h_1(x)$ besagt, daß mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit die Austrittswahrscheinlichkeit aus der Arbeitslosigkeit abnimmt. Eine Begründung für diesen Verlauf könnte z. B. sein, daß Langzeitarbeitslose aufgrund ihrer fehlenden Berufspraxis schwieriger einen Arbeitsplatz finden. Aber auch der genau entgegengesetzte Verlauf ist denkbar (Funktion $h_2(x)$), etwa weil Arbeitslose ihr Anspruchsniveau um so mehr reduzieren, je länger sie arbeitslos sind und deshalb mit zunehmender Dauer eher eine Beschäftigung finden. Den Nachteil von $h_1(x)$ und $h_2(x)$, daß nämlich die Austrittswahrscheinlichkeit entweder nur sinken oder nur steigen kann, vermeidet Hazard-Funktion $h_3(x)$, die zunächst einen steigenden und dann einen fallenden Verlauf zeigt. Ein solcher Verlauf läßt sich u. a. damit erklären, daß bis zur endgültigen Arbeitsaufnahme auch eines leicht vermittelbaren Arbeitslosen aufgrund technischer Gegebenheiten einige Tage vergehen können (die Unterlagen müssen vervollständigt, die Firmen angesprochen sowie Vorstellungstermine vereinbart werden und die Arbeitsaufnahme findet erst am Monats- oder Wochenanfang statt). Dies spricht für einen steigenden Verlauf der Hazard-Funktion in den ersten Tagen der Arbeitslosigkeit, der dann aber in der Folgezeit aufgrund der bereits erwähnten nachteiligen Folgen einer längeren Arbeitslosigkeit durch einen fallenden Verlauf abgelöst wird.

Die im Schaubild 1 eingezeichneten Hazard-Funktionen können nun mit den aus der mathematischen Statistik bekannten Verteilungsfunktionen beschrieben werden. Aufgabe des empirischen Teils der Untersuchung ist es, herauszufinden, welche der genannten Hypothesen respektive Verteilungsfunktionen mit dem Datenmaterial am ehesten übereinstimmen. Wären alle Arbeitslosen bezüglich ihrer individuellen Charakteristika und der Arbeitsmarktsituation, mit der sie konfrontiert sind, homogen, könnte man diese Frage leicht beantworten, indem man die zu einem bestimmten Zeitpunkt aus der Arbeitslosigkeit ausscheidenden Arbeitslosen nach der Dauer ihrer Arbeitslosigkeit klassifiziert, ihren Anteil an den gesamten Arbeitslosen berechnet und diesen Anteil als Wahrscheinlichkeit $h(x)$ in Schaubild 1 einzeichnet⁵⁾.

Ganz offensichtlich ist diese Homogenitätsbedingung nicht erfüllt. Die Arbeitslosen sind heterogen, z. B. bezüglich ihrer beruflichen Qualifikation. Gravierende Fehler Teile über den tatsächlichen Verlauf der Hazard-Funktion können entstehen, wenn diese Heterogenität nicht oder nur unzureichend bedacht wird. Um es an einem Beispiel zu verdeutlichen: unterstellen wir, jeder Arbeitslose hätte individuell gesehen eine

konstante, d. h. von der Dauer der Arbeitslosigkeit unabhängige Austrittswahrscheinlichkeit. Für beruflich unqualifizierte Arbeitslose sei diese Austrittswahrscheinlichkeit jedoch geringer als für qualifizierte Arbeitslose. Es läßt sich dann zeigen⁶⁾, daß die Austrittswahrscheinlichkeit für alle Arbeitslosen zusammengekommen trotzdem fallend ist, einfach deshalb, weil höher qualifizierte Arbeitslose eher eine Beschäftigung finden. Ihre Austrittswahrscheinlichkeit ist zwar auch konstant, aber eben höher und der fallende Verlauf der aggregierten Austrittswahrscheinlichkeit resultiert daraus, daß Arbeitslose mit höherer Austrittswahrscheinlichkeit zuerst ausscheiden, d.h. eine kürzere Dauer der Arbeitslosigkeit aufweisen. Will man diesen Trugschluß über den tatsächlichen Verlauf der Hazard-Funktion vermeiden, muß versucht werden, die Heterogenität der Arbeitslosen möglichst adäquat zu erfassen⁷⁾.

2.3 Bestimmungsfaktoren der Arbeitslosigkeitsdauer

Die Wahrscheinlichkeit, zu einem bestimmten Zeitpunkt aus der Arbeitslosigkeit auszuschneiden, läßt sich gedanklich zerlegen in die Wahrscheinlichkeit, einen Arbeitsplatz angeboten zu bekommen und in die Wahrscheinlichkeit, daß dieses Arbeitsplatzangebot von dem Arbeitslosen akzeptiert wird. Ein hoher Wert für jede dieser beiden Wahrscheinlichkeiten bedeutet eine kürzere Dauer der Arbeitslosigkeit.

Die Wahrscheinlichkeit, daß ein Arbeitsloser, falls er eine Beschäftigung angeboten erhält, dieses Angebot annimmt, wird um so größer sein

- je höher der jetzt angebotene Lohnsatz im Vergleich zu erwarteten Lohnangeboten bei weiterer Arbeitssuche ist, wobei der Arbeitslose nicht weiß, ob und wann er ein neues Arbeitsplatzangebot erhält. Je größer diese Unsicherheit und je weniger risikofreudig der Arbeitslose ist, desto eher wird er das jetzige Arbeitsplatzangebot akzeptieren;

- je höher der angebotene Lohnsatz im Vergleich zum Anspruchslohn des Arbeitslosen ist. Dieser Anspruchslohn wird u. a. durch seine schulische und berufliche Qualifikation und die allgemeine Arbeitsmarktlage geprägt: je höher der Arbeitslose qualifiziert und je besser die Arbeitsmarktsituation ist, desto höher werden das Anspruchsniveau und desto länger die Arbeitsplatzsuche und damit die Dauer der Arbeitslosigkeit sein. Es müssen indessen gegenläufige Effekte beachtet werden, die später erörtert werden;

- je weniger der Arbeitslose durch gesundheitliche Einschränkungen in seiner Arbeitsplatzwahl beeinträchtigt wird;

- je mehr der Arbeitslose aufgrund familiärer Verpflichtungen gezwungen ist, möglichst schnell einen Arbeitsplatz zu akzeptieren. Dies gilt indessen hauptsächlich für Männer, während verheiratete Frauen aufgrund ihrer geringeren regionalen Mobilität in ihrer Wahlmöglichkeit bezüglich des

Arbeitsplatzes eingeschränkt sind, d.h. eine längere Dauer der Arbeitslosigkeit aufweisen dürften;

- je niedriger das Arbeitslosengeld ist. Eine theoretische Begründung für dieses Resultat lautet, daß eine hohe Arbeitslosenunterstützung die Suchkosten nach einem Arbeitsplatz reduziert, da das aufgrund der Suche entgangene Einkommen geringer ist. Es ist aber auch – und gerade bei jugendlichen Arbeitslosen – theoretisch der entgegengesetzte Effekt denkbar, wenn keine Anspruchsberechtigung auf Arbeitslosenunterstützung vorliegt. In diesem Fall könnte es bei einer hohen Arbeitslosenunterstützung »lohnend« sein, möglichst schnell eine Arbeit aufzunehmen, um später diese hohe Arbeitslosenunterstützung in Anspruch nehmen zu können. Mithin ist bereits in der theoretischen Analyse der Zusammenhang zwischen der Dauer der Arbeitslosigkeit und der Höhe der Arbeitslosenunterstützung nicht eindeutig⁸⁾.

Die Wahrscheinlichkeit, überhaupt ein Arbeitsplatzangebot zu erhalten ist um so größer

- je besser die Arbeitsmarktlage und die Qualifikation des Arbeitslosen sind⁹⁾. Hier wird der konterkarierende Effekt dieser beiden Faktoren auf die Dauer der Arbeitslosigkeit deutlich: einerseits erhöhen sie die Chance, ein Arbeitsplatzangebot zu erhalten und bewirken damit eine Reduzierung der Dauer der Arbeitslosigkeit; andererseits war oben die Möglichkeit erörtert worden, daß sie die Wahrscheinlichkeit, ein Arbeitsplatzangebot zu akzeptieren, verringern, was eine Erhöhung der Dauer der Arbeitslosigkeit zur Folge hat. Wiederum läßt sich die Richtung des Gesamteffektes theoretisch nicht eindeutig bestimmen, sondern muß empirisch geklärt werden;

- je länger und intensiver die Suche des Arbeitslosen und des Unternehmers ist.

Bevor die genannten Einflußgrößen empirisch überprüft werden, scheinen einige kurze Bemerkungen über das verwendete Datenmaterial und die damit verbundenen Probleme notwendig.

3. Datenmaterial und methodische Probleme

Datenbasis der vorliegenden Untersuchung ist die erste » Abgangsstichprobe«¹⁰⁾ der Bundesanstalt für Arbeit. Dies ist eine Vollerhebung aller Arbeitslosen, die Ende September 1976 aus dem Arbeitslosenregister ausschieden).

Über jeden dieser Arbeitslosen liegen Informationen über die Dauer der vorangegangenen und ggf. früherer Arbeitslosigkeitsperioden sowie über individuelle Merkmale wie Alter, Geschlecht, Familienstand, Staatsangehörigkeit, Schul- und Berufsausbildung usw. vor, jedoch wurden Hinweise auf regionale Zugehörigkeit aufgrund von Datenschutzbestimmungen gelöscht. Nach Bereinigung von offensichtlich falsch kodierten Daten verblieben insgesamt 2 545 Jugendliche unter 25 Jahre als Grundgesamtheit, davon 1 498 männliche und 1 047 weibliche Jugendliche¹²⁾.

Die Bestimmungsgründe der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit können mit Hilfe der Regressionsanalyse empirisch bestimmt werden. Der allgemeine Fall einer zunächst ansteigenden und dann fallenden Hazard-Funktion impliziert eine Log-Normal-Verteilung bezüglich der Dauer der Arbeitslosigkeit, die im folgenden mit $\ln x$ bezeichnet wird. Die Größe $\ln x$ ist dann die zu erklärende Variable in der Regressionsgleichung, während die erklärenden Variablen in einem Vektor Z zusammengefaßt sind. Für jeden Arbeitslosen i ($i = 1, \dots, N$, mit N =Gesamtzahl der Arbeitslosen) liegen Angaben über \ln

⁶⁾ Vgl. dazu auch Salant, S. W., (1977).

⁷⁾ Ein in diese Richtung gehender Versuch von Egle, F., (1979) zeigt für eine grobe Unterteilung der Arbeitslosen bereits beträchtliche Unterschiede in den Austrittswahrscheinlichkeiten.

⁸⁾ Vgl. dazu auch Franz, W., (1980).

⁹⁾ Wobei die Möglichkeit der Überqualifikation hier nicht weiter diskutiert wird.

¹⁰⁾ Ich danke dem IAB und dort insbesondere Herrn Dr. F. Egle, daß mir die Rohdaten der Abgangsstichprobe zugänglich gemacht wurden. ¹¹⁾ Da über die Strukturmerkmale der Abgangsstichprobe bereits anderweitig berichtet wurde (vgl. z.B. Egle, F., R.Leupoldt [1977]), wird darauf hier nicht eingegangen.

¹²⁾ Jugendliche, die ausschließlich einen Ausbildungsplatz suchen, werden bekanntlich nicht als arbeitslos registriert und sind demzufolge in der Abgangsstichprobe auch nicht enthalten.

x und Z vor. Möglicherweise ist der Arbeitslose vorher bereits einmal oder mehrmals arbeitslos gewesen. In diesem Fall kennen wir die Dauer dieser früheren Arbeitslosigkeitsperioden und können außerdem einige der erklärenden Variablen Z für jede dieser Arbeitslosigkeitsperioden j ($j=1, \dots, M$, mit M =Gesamtzahl aller Arbeitslosigkeitsperioden je Arbeitslosen) konstruieren.

Die Menge der Beobachtungen setzt sich somit multiplikativ zusammen aus der Anzahl der Arbeitslosen N und der Anzahl der Arbeitslosigkeitsperioden je Arbeitslosen M . Die zu schätzende Regressionsgleichung lautet daher:³⁾

$$(1) \ln x_{ij} = \alpha_j + Z_{ij}\beta + u_{ij} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ j = 1, \dots, M \end{matrix}$$

β ist ein Vektor der Regressionskoeffizienten der erklärenden Variablen Z, während α_j absolute Konstante sind. Letztere können für jede Arbeitslosigkeitsperiode j unterschiedlich hoch sein. Der Grund dafür ist, daß bezüglich früherer Arbeitslosigkeitsperioden nur Teilinformationen über die erklärenden Variablen Z vorliegen, so daß die α_j den Einfluß nicht erfaßter unterschiedlicher Einflüsse in den einzelnen Arbeitslosigkeitsperioden berücksichtigen. Die u_{ij} bezeichnen die Residuen, welche normalverteilt mit Mittelwert 0 und Varianz σ_u^2 seien.

Die Entscheidung darüber, ob für die meisten jugendlichen Arbeitslosen ein steigender oder fallender Verlauf der Hazard-Funktion dominant ist, kann mit Hilfe des Variationskoeffizienten λ gefällt werden⁴⁾. Für eine log-normalverteilte Hazard-Funktion bedeutet ein Wert des Variationskoeffizienten $\lambda > 1$ ($\lambda < 1$), daß die meisten Jugendlichen sich im Bereich des fallenden (steigenden) Verlaufs der Hazard-Funktion befinden, d. h. eine mit der Dauer der Arbeitslosigkeit abnehmende (zunehmende) Chance haben, einen Arbeitsplatz zu finden¹⁵⁾.

Ein Schätzwert des Variationskoeffizienten $\hat{\lambda}$ läßt sich unter Benutzung von Gleichung (1) und mit Hilfe folgender Formel berechnen:

$$(2) \hat{\lambda} = \left[\exp \hat{\sigma}_u^2 - 1 \right]^{1/2}.$$

Die Entscheidung über den dominanten Teil der Hazard-Funktion läuft über die geschätzte Residualvarianz $\hat{\sigma}_u^2$, d. h. alle anderen Einflüsse müssen durch die exogenen Variablen Z_{ij} hinlänglich erfaßt werden, um diesen Einfluß isoliert errechnen zu können. Da das Datenmaterial nur eine beschränkte Anzahl von Informationen enthält, wird diese Bedingung möglicherweise nur teilweise erfüllt, so daß man eine gewisse Verzerrung der Ergebnisse nicht ganz ausschließen kann.

Zur Beurteilung des Verlaufs der Hazard-Funktion ist die Kenntnis der Dauer mindestens zweier aufeinanderfolgender Arbeitslosigkeitsperioden erforderlich. Dies wird mit Hilfe des Schaubildes 1 unmittelbar einsichtig: zur Beurteilung der Frage, ob die Hazard-Funktion insgesamt von einem ansteigenden oder fallenden Verlauf dominiert wird, benötigt man mindestens zwei Punkte im Schaubild 1 bzw. mindestens zwei Arbeitslosigkeitsperioden zur Schätzung der Regressionsgleichung (1).

Daß nur eine Untergruppe von jugendlichen Arbeitslosen - nämlich die mit mindestens zwei Arbeitslosigkeitsperioden - betrachtet wird, wirft das wichtige Problem des sog. »sample selection bias« auf. Das folgende Beispiel soll den Sachverhalt verdeutlichen. Nehmen wir an, Jugendliche mit mindestens zwei Arbeitslosigkeitsperioden seien beruflich unqualifizierter als andere jugendliche Arbeitslose. Dann hängt die Entscheidung, zu der Untergruppe zu gehören oder nicht, von der beruflichen Qualifikation ab. Eben diese berufliche Qualifikation war im vorhergehenden Abschnitt auch als ein wichtiger Bestimmungsfaktor der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit angesehen worden. Damit beeinflusst die berufliche Qualifikation sowohl die Dauer der Jugendarbeitslosigkeit - die unter Verwendung der Untergruppe analysiert werden soll - und ist gleichzeitig Kriterium dafür, welcher jugendliche Arbeitslose überhaupt in die Analyse einbezogen wird. M. a. W. es besteht eine Abhängigkeit zwischen der Dauer der Arbeitslosigkeit und dem Auswahlverfahren bezüglich der Untergruppe (»sample selection«), deren Dauer bestimmt werden soll. Eine solche Korrelation bezeichnet man als sample selection bias. Es läßt sich nun zeigen, daß die Nichtbeachtung dieses sample selection bias zu falschen Ergebnissen bei der Analyse der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit führt. Dies ist dann der Fall, wenn als Auswahlkriterium bezüglich der Gruppenzugehörigkeit eine oder mehrere Variablen fungieren, die bereits in Gleichung (1) als erklärende Variable der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit dienen.

Dasselbe Problem taucht aber noch an einer anderen Stelle der Untersuchung auf. Nicht alle Jugendlichen, die ihre Arbeitslosigkeit beenden, nehmen (wieder) eine Beschäftigung auf, sondern ein Teil (465 Jugendliche) scheidet aus der Erwerbsbevölkerung aus.

In diesem Fall muß die gemessene Dauer der Arbeitslosigkeit vorsichtig interpretiert werden, da diese Jugendlichen möglicherweise auch noch weiterhin arbeitslos geblieben wären, wenn sie begründete Aussicht auf ein Stellenangebot gehabt hätten, oder weil sie aus anderen Gründen aus dem Arbeitslosenregister ausscheiden mußten⁶⁾. Es liegt daher nahe, diese Jugendlichen gesondert zu untersuchen und sich zunächst auf die Jugendlichen zu beschränken, die eine Beschäftigung aufnehmen. Damit wird aber wiederum eine Untergruppe mit möglicherweise anderer Struktur als die der Gesamtheit betrachtet.

Diese Verzerrung aufgrund des sample selection bias läßt sich mit Hilfe eines von J.J. Heckman (1976) vorgeschlagenen Verfahrens beseitigen, indem man die Wahrscheinlichkeit, zu der betrachteten Untergruppe zu gehören, schätzt und diese Information in die Regressionsgleichung (1) mit Hilfe einer Korrekturvariablen einbezieht.

4. Empirische Resultate

Im folgenden Abschnitt kann nur sehr kurz über einige wesentliche empirische Resultate berichtet werden. Nicht eingegangen wird insbesondere auf die erfolgte Korrektur des hochsignifikanten sample selection bias gemäß dem o. a. Verfahren, sowie auf unterschiedliche Tests bezüglich der Verteilungsannahme der Dauer der Jugendarbeitslosigkeit. Was letztere Resultate anbelangt, so läßt sich im Ergebnis festhalten, daß die Hypothese einer log-normal verteilten Dauer nicht verworfen werden konnte. Damit wird als Arbeitshypothese für diese Untersuchung der Typ $h^3(x)$ der Hazard-Funktion akzeptiert.

Tabelle 1 enthält Schätzergebnisse unter Verwendung des Regressionsansatzes (1) für männliche respektive weibliche Ju-

¹³⁾ Um Mißverständnisse zu vermeiden, sei nochmals betont, daß Gleichung (1) die Dauer der Arbeitslosigkeit erklärt und nicht etwa eine Darstellung der Hazard-Funktion selbst ist.

¹⁴⁾ Zum Beweis des folgenden vgl. Barlow, R. E., F. Proschan (1965, S. 33).

¹⁵⁾ Vgl. Chamberlain, G., (1979, S. 34).

¹⁶⁾ Offensichtliche Beispiele sind Abgänge aufgrund von Krankheit, Beendigung der Aufenthaltserlaubnis und unfreiwilliger Eintritt in den Militärdienst der Zivildienst.

gendliche, die (wieder) eine Beschäftigung aufnehmen¹⁷⁾. In den beiden Spalten sind die Regressionskoeffizienten sowie in dem unteren Klammerausdruck deren t-Werte und in dem oberen Klammerausdruck die dazugehörigen Beta-Koeffizienten aufgeführt. Beta-Koeffizienten¹⁸⁾ geben Auskunft über die relative Bedeutung der einzelnen erklärenden Variablen; je höher sie sind, desto größeres Gewicht kommt der diesbezüglichen Variablen zur Erklärung der abhängigen Variable zu. Die t-Werte zeigen, ob der Einfluß der betreffenden erklärenden Variablen statistisch signifikant ist¹⁹⁾.

In komprimierter Form lassen sich die empirischen Ergebnisse wie folgt zusammenfassen:

- Für alle Jugendlichen ergibt sich eine sehr starke Dominanz nachfragebedingter Einflußfaktoren auf die Dauer der Arbeitslosigkeit. D. h. nicht so sehr individuelle Merkmale sind entscheidend, sondern in erster Linie die gesamtwirtschaftliche²⁰⁾ konjunkturelle Situation und die spezielle regionale, berufs- und branchenmäßige Arbeitsmarktlage des betreffenden Arbeitslosen. Dies ergibt sich aus dem dominierenden Erklärungswert der gesamtwirtschaftlichen Arbeitslosenquote einerseits²¹⁾ und der Anzahl der Vermittlungsvorschläge des Arbeitsamts andererseits, wobei darauf hingewiesen werden sollte, daß beide Variablen nur Indikatoren der beschriebenen Sachverhalte sind.

Eine abgeschlossene Berufsausbildung sowie eine Berufstätigkeit vor Beginn der Arbeitslosigkeit haben nicht immer die ihnen oft beigemessene Bedeutung im Sinn einer kürzeren Dauer der Jugendarbeitslosigkeit, sondern führen im Falle einer abgeschlossenen Berufsausbildung bei männlichen Jugendlichen ganz im Gegenteil zu einer längeren Dauer der Arbeitslosigkeit²²⁾. Die theoretische Begründung wurde bereits in Abschnitt 2.3 erwähnt: das vergleichsweise höhere Ausbildungsniveau hat höhere Ansprüche des männlichen Jugendlichen an den gewünschten Arbeitsplatz zur Folge, d.h. er sucht länger nach einer geeigneten Stelle.

- Der Familienstand hat erwartungsgemäß bei männlichen und weiblichen Jugendlichen eine unterschiedliche Bedeutung für die Länge der Arbeitslosigkeitsperiode. Verheiratete männliche Jugendliche haben – soweit sie Haupternährer ihrer Familie sind²³⁾ – höhere finanzielle Verpflichtungen und sind daher gezwungen, sich intensiver um einen Arbeitsplatz zu bemühen. Ein Grund für die längere Dauer der Arbeitslosigkeit bei verheirateten weiblichen Jugendlichen im Vergleich zu Ledigen liegt möglicherweise in der geringeren regionalen Mobilität dieser Frauen, deren Erwerbstätigkeit von der des Ehemannes abhängig ist. Der Wunsch nach Teilzeitarbeit hatte indessen keinen signifikanten Einfluß auf die Dauer der Arbeitslosigkeit.

¹⁷⁾ Auf die Wiedergabe der Konstanten sowie der Korrekturvariablen für den »sample selection bias« wurde der Übersichtlichkeit halber verzichtet.

¹⁸⁾ Definiert als $\hat{\beta} \cdot (s_y/s_x)$ mit $\hat{\beta}$ = Regressionsparameter und s_y bzw. s_x = Standardabweichung der abhängigen bzw. erklärenden Variablen.

¹⁹⁾ Als Faustregel für einen signifikanten Einfluß gilt, daß der t-Wert dieser Variablen nicht wesentlich unter 2 liegen sollte. Die hier aufgeführten t-Werte sind aufgrund des Korrekturverfahrens nur approximativ.

²⁰⁾ Es sei daran erinnert, daß eine explizite Regionalisierung der Nachfragekomponenten aufgrund der Datenschutzbestimmungen nicht möglich war.

²¹⁾ Zur Problematik ihrer Eignung als Indikator für die Arbeitsmarktsituation und Versuchen ihrer Korrektur vgl. z. B. Franz, W., (1978).

²²⁾ Hervorzuheben ist, daß sich diese Aussage nur auf die Dauer, nicht aber auf die Betroffenheit von Arbeitslosigkeit bezieht. Vgl. zur Betroffenheit von Jugendarbeitslosigkeit z. B. Schober-Gottwald, K., (1977).

²³⁾ Der Alterseffekt kann in diesem Zusammenhang nicht überprüft werden, da die erklärenden Variablen exogen sein müssen. Eine Altersvariable hätte eine Scheinkorrelation zur Folge, da der Jugendliche um so älter ist, je länger er arbeitslos ist.

²⁴⁾ Am Ende der Arbeitslosigkeitsperiode.

Tabelle 1: Schätzung der Dauer der Arbeitslosigkeit für Jugendliche unter 25 Jahren, die (wieder) eine Beschäftigung aufnehmen¹⁾²⁾

abhängige Variable erklärende Variable	ln Dauer	
	Männer	Frauen
abgeschlossene Berufsausbildung (1 = ja, 0 = nein)	*) (0,075) **) 0,205 ***) (2,7)	(- 0,055) - 0,148 (1,7)
Berufstätigkeit vor Arbeitslosigkeit (1 = ja, 0 = nein)	(0,008) 0,038 (0,3)	(- 0,032) - 0,178 (1,2)
Gesundheitliche Einschränkungen (1 = ja, 0 = nein)	(0,053) 0,272 (2,5)	(0,031) 0,164 (1,2)
Familienstand (1 = verheiratet, 0 = sonst.)	(- 0,104) - 0,398 (4,3)	(0,123) 0,321 (3,5)
Staatsangehörigkeit (1 = deutsch, 0 = sonst.)	(0,204) 0,173 (1,5)	(0,136) 0,627 (4,6)
Anspruchsberechtigt auf Arbeitslosengeld (1 = ja, 0 = nein)	(0,049) 0,172 (1,6)	(0,065) 0,212 (2,1)
Stellung im Berufsleben (1 = Arbeiter, 0 = sonst.)	(- 0,114) - 0,365 (4,2)	(- 0,153) - 0,403 (4,5)
Anzahl der Vermittlungsvorschläge je Arbeitslosigkeitstag x 100	(- 0,312) - 0,021 (14,1)	(- 0,274) - 0,027 (9,8)
Arbeitslosenquote zu Beginn der Arbeitslosigkeit	(0,418) 1,354 (17,8)	(0,387) 1,137 (12,9)
R ²	0,385	0,350
Anzahl der Beobachtungen	1 251	828

¹⁾ Korrigiert um den »sample selection bias« nach dem Verfahren von Heckman, J. J., (1976)

²⁾ September 1976

*) Beta-Koeffizienten

**) Regressionskoeffizienten

***) t-Werte

- Ebenfalls im Gegensatz zur Betroffenheit von Jugendarbeitslosigkeit weisen deutsche Jugendliche – insbesondere Frauen – im Vergleich zu Ausländern eine längere Dauer der Arbeitslosigkeit auf. Die Ursache dafür liegt vermutlich in der höheren regionalen Mobilitätsbereitschaft von ausländischen Erwerbspersonen und einem geringeren Anspruchsniveau.

- Die Anspruchsberechtigung auf Arbeitslosengeld²⁴⁾ hat insbesondere bei weiblichen Jugendlichen – einen positiven Einfluß auf die Arbeitslosigkeitsdauer, indessen ist die Be-

deutung dieses Effektes (gemessen an dem Beta-Koeffizienten) gering. Obwohl dieses Resultat mit anderen empirischen Untersuchungen übereinstimmt²⁵), sollte es vorsichtig interpretiert werden, da die entsprechende Variable nicht in dem Datensatz enthalten war, sondern unter Zuhilfenahme anderer Angaben wie Dauer der Arbeitslosigkeit und etwaiger früherer Berufstätigkeit berechnet wurde²⁶).

- Die Schätzungen bezüglich des Verlaufs der Hazard-Funktion ergaben, daß für die meisten jugendlichen Arbeitslosen der fallende Teil der log-normal verteilten Hazard-Funktion zutreffend ist²⁷). Oder anders formuliert: die Dauer der Arbeitslosigkeit des überwiegenden Teils der Jugendlichen ist bereits so lang, daß sie mit einer sinkenden Chance, (wieder-)beschäftigt zu werden, rechnen müssen. Das schließt natürlich nicht aus, daß für einen kleineren Teil der arbeitslosen Jugendlichen aufgrund der relativ kurzen Dauer ihrer Arbeitslosigkeit die Aussichten stetig größer werden, aus der Arbeitslosigkeit auszusteigen.

- Nicht nur die laufende Arbeitslosigkeitsperiode hat mit ihrer Dauer einen Einfluß auf die Chance erwerbstätig zu werden, sondern ebenfalls die Tatsache, ob und wie lange der betreffende Jugendliche früher bereits arbeitslos war²⁸). Weiterführende Berechnungen zeigen²⁹), daß die Dauer einer früheren Arbeitslosigkeitsperiode eine längere gegenwärtige Arbeitslosigkeit bewirkt, wobei dieser Effekt für männliche und weibliche Jugendliche etwa gleich stark ist. Damit sind Jugendliche, die früher bereits längere Zeit arbeitslos waren, bezüglich der zu erwartenden Dauer der laufenden Arbeitslosigkeit besonders gefährdet.

5. Wirtschaftspolitische Implikationen

Der Untersuchung liegen die Verhältnisse Ende 1976 zugrunde, so daß die Resultate nicht notwendigerweise auch für spätere Jahre gültig sind. Hinzu kommt, daß einige methodische Probleme aufgrund des verfügbaren Datenmaterials nicht oder nur approximativ gelöst werden konnten. Es ist mithin unerlässlich, die gewonnenen Erkenntnisse mit diesem Vorbehalt zu versehen und mit Hilfe anderer Daten zu überprüfen. Darüberhinaus bleibt die Frage zu klären, ob und inwieweit die hier gewonnenen Ergebnisse auch auf andere Altersgruppen der Arbeitslosen übertragen werden können, insbesondere im Hinblick auf die wirtschaftspolitischen Empfehlungen. Eine diesbezügliche Studie ist in Arbeit.

Wichtigste wirtschaftspolitische Schlußfolgerung ist der außerordentlich hohe Stellenwert konjunkturpolitischer Maßnahmen zwecks Reduzierung der Jugendarbeitslosigkeit. Eine Wirtschaftspolitik, die über eine Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage eine Verbesserung der Arbeitsmarktsituation herbeiführt, ist daher die beste Empfehlung

für den Wirtschaftspolitiker. Die Dauer der Jugendarbeitslosigkeit hängt in erster Linie von einer erfolgreichen Stabilisierungspolitik ab.

Weiterhin ergibt sich als arbeitsmarktpolitische Schlußfolgerung, daß bildungspolitische Maßnahmen die Dauer der Arbeitslosigkeit nicht generell verkürzen. So zeigt sich, daß männliche jugendliche Arbeitslose mit besserer Ausbildung höhere Ansprüche an einen Arbeitsplatz stellen, d.h. ihre Suchdauer nach einem Arbeitsplatz ist länger als die der weniger qualifizierten Arbeitslosen. Diese längere Suche ist wirtschaftspolitisch nicht unbedingt negativ zu bewerten, da sie möglicherweise zu einer effizienteren Beschäftigung des Jugendlichen führt. Nota bene: Davon unberührt bleibt das Argument, daß eine bessere Ausbildung das Arbeitslosigkeitsrisiko verringert und auch aus anderen, z. B. sozialen Gründen wünschenswert ist. Indessen führt sie nicht notwendigerweise zu einer Reduktion der Dauer der Arbeitslosigkeit.

Die vorliegende Untersuchung liefert keinen empirischen Beleg für die vielfach anzutreffende Behauptung, Arbeitslosigkeit könne durch Verringerung der sozialen Sicherheit in erheblichem Umfang überwunden werden³⁰). Zwar ist die Dauer der Jugendarbeitslosigkeit für Arbeitslosengeldempfänger (insbesondere bei Frauen) länger, indessen ist die quantitative Bedeutung dieses Effektes gering. Maßnahmen, diese Anspruchsberechtigung zu erschweren, um damit die Dauer der Jugendarbeitslosigkeit nennenswert zu verkürzen, können aufgrund der in dieser Studie ermittelten Ergebnisse daher nicht empfohlen werden.

Obwohl einige arbeitslose Jugendliche auch bei zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit nach wie vor eine wachsende Chance haben, eine Beschäftigung zu finden, macht die größere Gruppe langfristig Arbeitsloser die besondere Aufmerksamkeit arbeitsmarktpolitischer Instanzen notwendig, da deren Chance, einen Arbeitsplatz zu erhalten, ständig sinkt. Hinzu kommt, daß lange Arbeitslosigkeitsperioden ebenfalls längere zukünftige Arbeitslosigkeitsperioden zur Folge haben – sieht man von allen anderen Einflußfaktoren einmal ab. M. a. W. eine Reduktion der Dauer der Arbeitslosigkeit dieser Personen verbessert nicht nur die gegenwärtige Situation der Jugendlichen, sondern verringert auch die Gefahr einer zukünftigen Arbeitslosigkeit. Es ist daher nicht richtig, den Kosten diesbezüglicher arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen nur den gegenwärtigen Vorteil gegenüberzustellen und die zukünftigen Nutzeffekte zu vernachlässigen.

Es ist offenkundig, daß mit der Dauer nur einer der Aspekte der Jugendarbeitslosigkeit untersucht wurde. Eine Analyse des Arbeitslosigkeitsrisikos ist ebenfalls notwendig, um ein vollständiges Bild zu erhalten. Es scheint indessen nicht vorteilhaft zu sein, konjunkturpolitischen Maßnahmen einen dominierenden Stellenwert innerhalb des arbeitsmarktpolitischen Instrumentariums zuzuweisen.

Literaturverzeichnis

- Barlow, R. E., F. Proschan (1965), *Mathematical Theory of Reliability*, New York.
Bury, K. V., (1975), *Statistical Models in Applied Science*, New York.
Chamberlain, G. (1979), Heterogeneity, Omitted Variable Bias, and Duration Dependence, in *Harvard Institute of Economic Research* (Hrsg.), Discussion Paper Number 691 (March 1979), Harvard University, Cambridge (Mass.)
Cox, D. R. (1962), *Renewal Theory*, Frome and London. Deutsche Übersetzung: Erneuerungstheorie, München 1966.
Egle, F. (1979), *Strukturalisierung der Arbeitslosigkeit und Segmen-*

²⁵) Vgl. dazu König, H., W. Franz (1978). Das Ergebnis dieser auf einer Zeitreihenanalyse für die Bundesrepublik Deutschland basierenden Untersuchung ist, daß zwar ein positiver Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Arbeitslosenunterstützung besteht, daß die daraus resultierende, induzierte Arbeitslosigkeit indessen quantitativ als nicht sehr bedeutend einzustufen ist.

²⁶) Zur Vermeidung eines Simultanschätzfehlers (die Anspruchsberechtigung hängt ihrerseits u. a. von der Dauer der Arbeitslosigkeit ab) wurde eine Instrumentenvariablen-schätzung durchgeführt.

²⁷) Die Variationskoeffizienten lauten für männliche bzw. weibliche Jugendliche $\lambda_m = 2,06$ bzw. $\lambda_w = 2,34$. Vgl. Gleichung 2).

²⁸) Diese Überlegungen finden sich in der Literatur unter dem Konzept der sog. »state dependence«. Vgl. dazu Heckman, J.J., G. Borjas, (1980).

²⁹) Aus Platzgründen wird auf ihre Darstellung verzichtet. Vgl. Franz, W., (1980).

³⁰) Vgl. dazu neuerdings Woll, A., (1980), der aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen zu dem Schluß kommt, daß hohe soziale Sicherheit und niedrige Arbeitslosenquoten »unverträglich« seien (S. 37).

tation des Arbeitsmarktes. Einige empirische Befunde, Arbeitsmarktsegmentation – Theorie und Therapie im Lichte der empirischen Befunde, Nürnberg, S. 184-204.

Egle, F. (1977), Zusammenhang zwischen Arbeitslosenquote, Dauer der Arbeitslosigkeit und Betroffenheit von Arbeitslosigkeit, in: MittAB 2/1977, S. 224-228.

Egle, F., R. Leupoldt (1977), Mehrfacharbeitslosigkeit, Dauer der Arbeitslosigkeit und Wiedereingliederung von Arbeitslosen. Eine empirische Untersuchung aus einer Abgangsstichprobe, in: MittAB 4/1977, S. 463-468.

Franz, W. (1980), Youth Unemployment: The German Experience (Part II: The Duration of Youth Unemployment: Theory and Empirical Results), in: *Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim* (Hrsg.), Discussion Paper No. 151-80, Mannheim.

Franz, W. (1979), Youth Unemployment: The German Experience (Part I), in: *Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim* (Hrsg.), Discussion Paper No. 116-79, Mannheim.

Franz, W. (1978), Eine empirische Überprüfung des Konzepts der natürlichen Arbeitslosenquote für die Bundesrepublik Deutschland, in: *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 134, S. 442-463.

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, in: *Annals of Economics and Social Measurement*, Bd. 5, S. 475-492.

Heckman, J.J., G.J. Borjas (1980), Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence, in: *University of Chicago, Economics Research Center (NORC)* (Hrsg.), Discussion Paper No. 80-1, Chicago. König, H., W. Franz (1978), Unemployment Compensation and the Rate of Unemployment in the Federal Republic of Germany, in: *Grubel, H. G., M. A. Walker* (Hrsg.), *Unemployment Insurance -Global Evidence of its Effects on Unemployment*, Vancouver, S. 236-266.

Salant, S. W. (1977), Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts, in: *Quarterly Journal of Economics*, Bd. 91, S. 39-57.

Schoher-Gottwald, K. (1977), Der Weg in die Arbeitslosigkeit: Berufliche und soziale Herkunft von jugendlichen Arbeitslosen, in: MittAB 1/1977, S. 143-165.

Woll, A. (1980), Was leistet die ökonomische Theorie zur Erklärung und Überwindung der Arbeitslosigkeit? in: *Duwendag, D., H.*

(Hrsg.), *Politik und Markt. Wirtschaftspolitische Probleme der 80er Jahre*, Stuttgart, New York, S. 29-38.