

INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

DETERMINANTEN DER BETROFFENHEIT VON ERNEUTER ARBEITSLOSIGKEIT -  
EINE EMPIRISCHE ANALYSE MITTELS INDIVIDUALDATEN

von

Viktor Steiner

Beitrag Nr. 30

Universität Augsburg  
Memminger Straße 14  
Juni 1988

01

QC  
072  
V922  
-30

~~40/QV 202 5822-3414~~  
01/QC 072 V922-30

INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

DETERMINANTEN DER BETROFFENHEIT VON ERNEUTER ARBEITSLOSIGKEIT -  
EINE EMPIRISCHE ANALYSE MITTELS INDIVIDUALDATEN

von

Viktor Steiner

Beitrag Nr. 30

Universität Augsburg  
Memminger Straße 14  
Juni 1988

## Zusammenfassung

In dieser Arbeit werden die Bestimmungsfaktoren für die Wahrscheinlichkeit erneuter Betroffenheit von Arbeitslosigkeit mittels Individualdaten für einen Zeitraum von ca. drei Jahren untersucht. Dazu wird ein Probit-Modell mit persönlichen Charakteristika der ehemals Arbeitslosen, der individuellen "Arbeitsmarktbiographie" im Anschluss an den Abgang aus der Arbeitslosigkeit, einem Arbeitsmarktindikator und dem Verhältnis von Arbeitslosenunterstützung zum erwarteten Einkommen in Beschäftigung ("Ersatzquote") als unabhängigen Variablen spezifiziert. Die Wahrscheinlichkeit erneuter Betroffenheit von Arbeitslosigkeit hängt primär von bestimmten persönlichen Merkmalen und der Schulbildung ab. Die vergangene Arbeitsmarktbiographie übt nur bei den Männern einen statistisch signifikanten Einfluss aus. Eine Zunahme des Verhältnisses von Arbeitslosen zu offenen Stellen auf berufsspezifischen Teilarbeitsmärkten erhöht bei den Männern zwar die Wahrscheinlichkeit erneuter Arbeitslosigkeit, der Effekt ist aber relativ gering. Der Einfluss der Ersatzquote ist weder bei den Männern noch bei den Frauen statistisch signifikant.

## Abstract

The determinants of renewed unemployment are analysed for a cohort of former unemployed using individual unemployment spells over a three year-period. A Probit model with personal characteristics of the unemployed, the individual labour market history following the first unemployment-spell, an indicator for demand conditions in occupation-specific labour markets and the ratio between unemployment benefits and expected income when employed ("replacement ratio") as explanatory variables is specified. The probability of renewed unemployment primarily depends on certain personal characteristics of the unemployed such as schooling. Past labour market experience influences men's labour market prospects but has no statistically significant effect on those of women. Although the occupation-specific unemployment-vacancy rate does influence the probability of becoming unemployed for men, its effect is surprisingly small. The replacement ratio has no statistically significant effect on the probability of renewed unemployment.

**Determinanten der Betroffenheit von erneuter Arbeitslosigkeit -  
Eine empirische Analyse mittels Individualdaten <sup>1)</sup>**

von

Viktor Steiner

**1. Einleitung**

Die Untersuchung der Ursachen mehrmaliger Betroffenheit von Arbeitslosigkeit und deren Einfluss auf die zukünftige individuelle Erwerbskarriere hat in der Arbeitsmarktforschung bisher relativ wenig Beachtung gefunden, was primär auf das Fehlen individualisierter Verlaufsdaten zurückzuführen sein dürfte. Mehrmalige Betroffenheit von Arbeitslosigkeit führt über einen längeren Zeitraum auch bei relativ kurzer Dauer der einzelnen Arbeitslosigkeitsspanne zu einer erheblichen individuellen Belastung mit Arbeitslosigkeit und kann als Merkmal sogenannter "Problemgruppen" des Arbeitsmarktes betrachtet werden. In einer neueren Untersuchung (vgl. Steiner 1988) zeigte sich auch für Österreich, dass Mehrfacharbeitslosigkeit über einen Dreijahres-Zeitraum in erheblichem Umfang zu langer kumulierter Arbeitslosigkeitsdauer beigetragen hat, und diese auf bestimmte Arbeitsmarktgruppen konzentriert ist.

In der vorliegenden Arbeit werden nun die Bestimmungsfaktoren für die Wahrscheinlichkeit erneuter Betroffenheit von Arbeitslosigkeit mittels Individualdaten untersucht. Datenbasis sind die im Arbeitsamtsbezirk Linz im Jahr 1983 im Rahmen der Vormerkstatistik der Arbeitsmarktverwaltung (PST-Datei) regi-

---

1) Ich möchte meinen Kollegen Gebhard Flaig und Georg Licht sowie den Teilnehmern am Forschungsseminar des Forschungsschwerpunkts "Dynamik der Arbeitslosigkeit und Beschäftigung" der Universitäten Linz und Graz, insbesondere Josef Zweimüller, für hilfreiche Hinweise danken. Verbleibende Unzulänglichkeiten des Papiers gehen natürlich zu meinen Lasten.

strierten Abgänger aus der Arbeitslosigkeit. Die zu erklärende Variable ist dabei die Wahrscheinlichkeit, dass ein Abgänger des Jahres 1983 zu einem bestimmten Stichtag erneut arbeitslos ist. Dazu wird ein Wahrscheinlichkeitsmodell mit persönlichen Charakteristika der ehemals Arbeitslosen, der individuellen "Arbeitsmarktbiographie" im Anschluss an den Abgang aus der Arbeitslosigkeit bis zum Stichtag, einem Arbeitsmarktindikator und einer Einkommensvariablen als unabhängigen Variablen spezifiziert.

In der arbeitsmarktpolitischen Diskussion hat vor allem der Effekt langfristiger Arbeitslosigkeit auf die zukünftige Arbeitsmarktbiographie Beachtung gefunden. Für die Existenz eines derartigen Zusammenhangs lassen sich verschiedene theoretische Gründe anführen. Das unter Ökonomen wohl populärste Argument besteht darin, dass durch langfristige Arbeitslosigkeit "Humankapital" in Form fachlicher Qualifikation verlorengelht und dadurch die zukünftigen Erwerbschancen negativ beeinflusst werden (vgl. z.B. Phelps 1972). Falls sich diese Hypothese auch empirisch bestätigen sollte, hätte dies für die Bewertung arbeitsmarktpolitischer Massnahmen Implikationen, da auch die längerfristigen Kosten von Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden müssten.

Um diese Hypothese empirisch zu testen, werden in der vorliegenden Arbeit die Dauer der ehemaligen Arbeitslosigkeitsspanne im Jahr 1983 und die Anzahl der kurz- bzw. langfristigen Arbeitslosigkeitsspannen im Folgezeitraum als Regressoren in das Wahrscheinlichkeitsmodell aufgenommen. Falls diese Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein ehemaliger Abgänger im Jahr 1986 erneut arbeitslos wird, haben, kann dies als Evidenz für die oben genannte Hypothese interpretiert werden.

Während traditionell die Nachfragebedingungen am Arbeitsmarkt als ausschlaggebend für die individuellen Erwerbschancen betrachtet werden, betonen neuere Arbeitsmarkttheorien den freiwilligen Charakter von Arbeitslosigkeit als effiziente Form der Arbeitssuche unter Unsicherheit. Dieser Gedanke wurde bekanntlich von der sogenannten "Theorie der Arbeitssuche" ("job-

search"-Theorie, vgl. zusammenfassend z.B. Mortensen 1986) formalisiert, die sich vor allem um die Erklärung des Abgangsverhaltens aus der Arbeitslosigkeit bemüht. Die Erklärung des Zugangsverhaltens in die Arbeitslosigkeit lässt sich damit allerdings kaum theoretisch begründen (vgl. kritisch Pissarides 1985).

Obwohl sich die meisten empirischen Untersuchungen über den Einfluss der Arbeitslosenunterstützung auf die Dauer der Arbeitslosigkeit beziehen (vgl. zusammenfassend z.B. Micklewright 1986), wird in der arbeitsmarktpolitischen Diskussion manchmal behauptet, dass diese auch das Zugangsverhalten in die Arbeitslosigkeit beeinflusse. Diese Hypothese wird damit begründet, dass die Arbeitslosenunterstützung relativ zu dem Einkommen, das bestimmte Arbeitsmarktgruppen aufgrund ihrer Produktivität durch Arbeit erzielen können, zu hoch bemessen sei. In dieser Arbeit wird versucht, diese Hypothese empirisch zu überprüfen, indem eine entsprechend definierte Einkommensvariable als Regressor bei der Schätzung des Wahrscheinlichkeitsmodells berücksichtigt wird.

Die vorliegende Arbeit gliedert sich wie folgt: Im nächsten Abschnitt wird der Schätzansatz dargestellt. Anschliessend wird die Datenbasis beschrieben und die Spezifikation des Kovariablenvektors diskutiert. Da sich die Berechnung der Ersatzquote unter Berücksichtigung der notwendigen Selektionskorrektur ("sample selection bias") relativ kompliziert gestaltet, wird die Vorgangsweise ausführlich im 4. Abschnitt beschrieben. Im 5. Abschnitt werden die Schätzergebnisse präsentiert und diskutiert. Der 6. Abschnitt beinhaltet eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse dieser Arbeit und einen Hinweis auf arbeitsmarktpolitische Implikationen dieser Arbeit.

## 2. Ökonometrische Spezifikation

Die zu erklärende Variable des Modells ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein ehemalig Arbeitsloser zu einem bestimmten Stichtag erneut arbeitslos ist. Diese Wahrscheinlichkeit wird im folgenden mit PrAL bezeichnet. Beobachtet wird nur, welches

der beiden Ereignisse "arbeitslos" bzw. "nichtarbeitslos" zu diesem Zeitpunkt für eine bestimmte Person der Kohorte eingetreten ist. Diese Information wird zur Konstruktion der beobachteten abhängigen Variablen verwendet, die wie folgt definiert ist:

$$y_i \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} 1, \text{ wenn zum Stichtag arbeitslos} \\ \\ 0, \text{ sonst.} \end{array}$$

Ziel der Untersuchung ist es, den Einfluss bestimmter Variabler, wie z.B. persönlicher Charakteristika der ehemals Arbeitslosen oder der Arbeitsmarktlage auf die individuelle Wahrscheinlichkeit, dass das interessierende Ereignis zum Stichtag eingetreten ist, zu quantifizieren. Dabei spielt in der empirischen Arbeitsmarktforschung das Konzept der "Indexfunktion" eine wichtige Rolle. Diesem Konzept liegt die Annahme zugrunde, dass beobachtete diskrete "Entscheidungsvariable" durch unbeobachtete stetige Zufallsvariable ("Response-Variable") generiert werden (vgl. z.B. Heckman und MaCurdy 1986).

Da es sich bei der beobachteten abhängigen Variablen um eine dichotome Variable handelt, ist das Standard-Regressionsmodell nicht anwendbar. Die Schätzung erfolgt daher mit der Maximum-Likelihood-Methode und basiert auf der folgenden Spezifikation (vgl. z.B. Maddala 1983, S. 22 ff.).

Es sei angenommen, dass die nicht-beobachtbare "Response-Variable"  $y_i^*$  von einer Linearkombination erklärender Variabler (auch als "Index" der  $i$ -ten Person bezeichnet) und einen additiven Fehlerterm abhängt:

$$(1) \quad y_i^* = \beta' x_i + u_i$$

mit

- $\beta'$  = Koeffizientenvektor
- $x_i$  = Vektor erklärender Variabler
- $u_i$  = Fehlerterm.

Durch den Fehlerterm werden auch nicht-beobachtbare individuelle Merkmale erfasst. Damit die  $\beta$ -Koeffizienten konsistent geschätzt werden können, muss entsprechend der üblichen Vorgangsweise angenommen werden, dass der Störterm nicht mit dem Kovariablenvektor korreliert ist.

Gleichung (1) gibt in "reduzierter Form" die Einflussfaktoren für die individuelle "Entscheidung" der Wahl einer der beiden Alternativen ("Response") unter den am Arbeitsmarkt gegebenen Beschränkungen an. Diese Entscheidung ist nicht notwendig freiwillig, sondern hängt natürlich auch von der Arbeitsmarktlage ab. Eine strenge Trennung zwischen Angebots- und Nachfragefaktoren ist im Rahmen dieses Ansatzes nicht möglich.

Beobachtet wird jedoch nicht  $y_i^*$ , sondern die dichotome Dummy-Variable  $y_i$  mit

$$(2) \quad y_i \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} 1, \text{ wenn } y_i^* > 0 \\ 0, \text{ sonst.} \end{array}$$

Die Wahrscheinlichkeit (Pr), dass die  $i$ -te Person zum Stichtag arbeitslos ist, lässt sich unter Berücksichtigung von (1) dann wie folgt angeben:

$$(3) \quad \begin{aligned} \text{PrAL} &= \Pr(u_i > -\beta'x_i) \\ &= 1 - F(-\beta'x_i), \end{aligned}$$

wobei  $F$  die Verteilungsfunktion von  $u$  bezeichnet.

Falls die  $i$ -te Person am Stichtag arbeitslos ist, gibt die Wahrscheinlichkeit in (3) deren Beitrag zur Likelihood-Funktion an, anderenfalls ist deren Beitrag offenbar gegeben durch  $F(-\beta'x_i)$ . Die Likelihood-Funktion kann daher wie folgt angeschrieben werden:

$$(4) \quad L = \prod_i [1 - F(-\beta'x_i)]^{y_i} [F(-\beta'x_i)]^{1-y_i}.$$

Zur Schätzung des Koeffizientenvektors in (4) muss eine Annahme über die Verteilung von  $u$  getroffen werden. In dieser Arbeit wird angenommen, dass  $u$  standard-normalverteilt ist:  $u \approx N(0,1)$ . Diese Verteilungsannahme kann mit dem "Zentralen Grenzwertsatz" der Statistik begründet werden, falls die "Response-Variable" durch eine Vielzahl unabhängiger, individuell wenig bedeutsamer additiver Faktoren beeinflusst wird (vgl. Amemiya 1981, S. 1489). Die Normierung ist beliebig, da nur  $\beta/\sigma$  geschätzt werden kann. Da man in der Regel nur am quantitativen Effekt einer bestimmten Variable auf die Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines bestimmten Ereignisses und nicht an den einzelnen  $\beta$ -Koeffizienten interessiert ist, ist dies für die Interpretation der geschätzten Parameter des Modells jedoch ohne Bedeutung (vgl. ebenda).

Für den Fall eines standard-normalverteilten Störterms ergibt sich das sogenannte Probit-Modell mit

$$(5) \quad F(-\beta'x_i) = \int_{-\infty}^{-\beta'x_i} [1/(2\pi)]^{1/2} \cdot \exp(-t^2/2) dt.$$

Setzt man (5) in (4) ein, erhält man die zu maximierende Likelihood-Funktion. Da die Funktion global konkav ist, existiert ein eindeutiges Maximum. Die Maximierung dieser Funktion erfolgt mit Standardmethoden, auf die an dieser Stelle nicht eingegangen werden muss (vgl. z.B. Amemyia 1981, S. 1495 ff.). Es kann gezeigt werden, dass der Maximum-Likelihood-Schätzer konsistent und asymptotisch normalverteilt ist mit Varianz-Kovarianz-Matrix, die durch die negativ Inverse der zweiten Ableitungen von (4) an der Stelle des geschätzten Koeffizientenvektors berechnet werden kann. Aufgrund der genannten Eigenschaften der Schätzer für die  $\beta$ -Koeffizienten und deren Varianzen kann sowohl die Signifikanz einzelner Koeffizienten als auch der Einfluss mehrerer Variabler im Modell z.B. mittels der Li-

kelihood-Ratio-Statistik getestet werden. Diese Statistik wird bei der Schätzung auch zur Modellselektion verwendet.

Auf Basis der geschätzten Koeffizienten lässt sich der Effekt einer bestimmten Variablen auf PrAL berechnen. Ändert sich die k-te erklärende Variable, ist dieser im Probit-Modell gegeben durch:

$$(6) \quad dPrAL / dx_{ik} = n(\beta'x_i)\beta_k ,$$

wobei  $n(\cdot)$  die Dichtefunktion der Normalverteilung bezeichnet.

Auf Basis von Gleichung (6) ist auch die Berechnung der Elastizität von PrAL hinsichtlich der Änderung eines Regressors und damit eine anschauliche Interpretation der Ergebnisse leicht möglich. Allerdings ist die Elastizität auch vom Niveau der erklärenden Variablen abhängig.

### 3. Datenbasis<sup>2)</sup> und Spezifikation des Kovariablenvektors

Datenbasis sind die im Arbeitsamtsbezirk Linz im Jahr 1983 im Rahmen der Vormerkstatistik der Arbeitsmarktverwaltung (PST-Datei) registrierten Abgänger aus der Arbeitslosigkeit. Von jeder einzelnen Person dieser Kohorte (ca. 9.000 Personen) ist bekannt, ob sie zum Stichtag der Datenbasis (10. Juni 1986) arbeitslos ist. Für jede Person werden von den Arbeitsämtern ausserdem eine Vielzahl persönlicher Merkmale (Geschlecht, Alter, Ausbildung etc.) erhoben, die vermutlich die weitere individuelle Arbeitsmarktbiographie beeinflussen werden. Zu-

2) Die Daten wurden dem Forschungsschwerpunkt S 44 an der Universität Linz vom Bundesministerium für Arbeit und Soziales, Wien freundlicherweise zur Verfügung gestellt. Ich möchte Herrn Mag. Ludwig Flaschberger vom BMAS für seine Hilfe bei der Datenbeschaffung herzlich danken. Bei der Datenaufbereitung waren Ernst Ambichl von der Universität Linz und Georg Licht von der Universität Augsburg behilflich.

sätzlich werden Anzahl und Dauer der Arbeitslosigkeitsspannen einer bestimmten Person<sup>3)</sup> im Folgezeitraum erfasst.

Zum Stichtag (10. Juni 1986) waren ca. 22 Prozent der Kohorte erneut als arbeitslos gemeldet<sup>4)</sup>. Die abhängige Variable wird auf Basis dieser Stichtagsinformation konstruiert. Die Wahl des speziellen Stichtags begründet sich damit, dass dadurch die gesamte in der Datenbasis enthaltene Information über die vergangene individuelle Arbeitsmarktbiographie berücksichtigt wird.

Die genaue Definition der erklärenden Variablen und Angaben zur Verteilung der einzelnen Merkmale in der Population finden sich in Anhang 1, Tab. A1. Die Untersuchung beschränkt sich auf österreichische Arbeitnehmer, die im Jahr 1983 nicht älter als 52 Jahre waren. Die Begründung dafür besteht einerseits darin, dass ausländische Arbeitnehmer nach Ablauf des Anspruchs auf Arbeitslosenunterstützung Österreich in der Regel verlassen müssen, falls sie bis dahin keine neue Beschäftigung gefunden haben. Andererseits gehen Personen, die im Jahr 1983 bereits älter als 52 Jahre waren, bei Eintritt von Arbeitslosigkeit im Jahr 1986 vermutlich relativ häufig in Frühpension ab. Dies dürfte bei den Frauen dieser Altersgruppe den Regelfall darstellen, bei den Männern besteht in der Metallbranche, der am lokalen Arbeitsmarkt erhebliche Bedeutung zukommt, bei Verlust des Arbeitsplatzes die Möglichkeit der Frühpensionierung. Nachdem diese beiden Gruppen ausgeschieden wurden, verblieben 7404 Personen in der Population, davon 4.588 Männer und 2.816 Frauen<sup>5)</sup>.

3) Einzelne Arbeitslosigkeitsspannen einer bestimmten Person, die kürzer als 30 Tage (z.B. wegen Krankheit) unterbrochen waren, wurden zusammengefasst, da sie unter inhaltlichen Gesichtspunkten eine Einheit darstellen.

4) Es werden daher nur die registrierten Arbeitslosen erfasst, die in der Zwischenzeit nicht den Wohnort gewechselt haben. Es erscheint jedoch plausibel, anzunehmen, dass sich am lokalen Arbeitsmarkt Arbeitslose und Beschäftigte hinsichtlich ihres Mobilitätsverhaltens nicht systematisch unterscheiden.

5) Einige Beobachtungen mussten auch bei der Konstruktion der Stellenandrangszahl und der Ersatzquote ausgeschieden werden, da in drei Berufsgruppen die Besetzungszahlen zu gering bzw. die Arbeitslosenunterstützung offenbar falsch kodiert war.

Es folgen einige Überlegungen zu den möglichen Bestimmungsfaktoren der Wahrscheinlichkeit, dass ein ehemalig Arbeitsloser am Stichtag erneut arbeitslos ist (PrAL). PrAL wird neben den persönlichen Charakteristika eines Arbeitnehmers und der Nachfragesituation auf dem für ihn relevanten Teilarbeitsmarkt ev. auch noch von dessen vergangener Arbeitsmarktbiographie und dem Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung abhängen.

Bei der Spezifikation des Kovariablenvektors wurden daher die folgenden Variablen berücksichtigt:

a) persönliche Charakteristika: Alter, Familienstand, Kinder, eingeschränkte Vermittlungsfähigkeit, Ausbildung;

b) vergangene Arbeitsmarktbiographie: Dauer der ersten Arbeitslosigkeitsspanne im Jahr 1983, Anzahl der kurzfristigen bzw. langfristigen Arbeitslosigkeitsspannen im Folgezeitraum;

c) Arbeitsmarktindikator: Verhältnis zwischen Arbeitslosen und offenen Stellen (Stellenandrangszahl) in einer bestimmten Berufsgruppe zum Stichtag;

d) Ersatzquote: Verhältnis zwischen der Arbeitslosenunterstützung und dem erwarteten Einkommen in Beschäftigung.

Das Merkmal Alter geht bei der Schätzung auch mit einem quadrierten Term ( $\text{Alter}^2$ ) ein, um zu berücksichtigen, dass sich mit zunehmendem Alter der Einfluss dieser Variablen auf die PrAL ändern kann.

Bei den Frauen wurden als erklärende (Dummy-)Variable der Familienstand und die Anzahl der Kinder getrennt in das Modell aufgenommen, da sich hinsichtlich dieser beiden Variablen unterschiedliche Effekte auf PrAL ergeben können: Einerseits werden sich Frauen wegen ihrer "Alternativrolle" als Hausfrau vermutlich eher aus dem Erwerbsleben (vorübergehend) zurückziehen als Männer. Andererseits treten sie aber auch relativ häufig wieder ins Erwerbsleben ein, nachdem die Kinder ein gewisses Alter erreicht haben. Dieser Wiedereintritt ist häufig mit vorhergehender Arbeitssuche über das Arbeitsamt verbunden. Bei den

Männern wurde die Dummy-Variable "Familienerhalter" gebildet, die den Wert eins annimmt, wenn der Betreffende sowohl verheiratet ist als auch für Kinder zu sorgen hat. Diese Variable soll das vermutlich stabilere Erwerbsverhalten von Personen mit Sorgepflichten für eine Familie erfassen.

Beim Merkmal "eingeschränkte Vermittlungsfähigkeit" wird bei den Frauen zwischen familiären und gesundheitlichen etc. Gründen unterschieden, bei den Männern erschien diese Unterscheidung wegen des geringen Anteils in der erstgenannten Kategorie nicht sinnvoll. Personen mit eingeschränkter Vermittlungsfähigkeit können als "Problemgruppen" mit relativ hoher PrAL betrachtet werden.

Das Merkmal Ausbildung geht als Dummy-Variable mit der Basiskategorie "Lehre" in die Schätzung ein. Es wird nach den Ausbildungskategorien "un-/angelernt" und "weiterführende Schule" (Handelsschule, -akademie, Hochschule etc.) unterschieden. Eine Untergliederung der letztgenannten Kategorie erschien wegen der geringen Besetzungszahlen in den einzelnen Schultypen nicht sinnvoll. Personen mit höherer Schulbildung weisen vermutlich ein stabileres Erwerbsverhalten und damit eine geringere PrAL auf. Verglichen mit un- und angelernten Arbeitnehmern ist dagegen bei Personen mit abgeschlossener Lehre ein stabileres Erwerbsverhalten zu erwarten.

Der Einfluss der vergangenen Arbeitsmarktbiographie auf PrAL wird durch die Dauer der ersten im Jahr 1983 abgeschlossenen Arbeitslosigkeitsspanne (weitere Spannen in diesem Jahr zählen bereits zum Folgezeitraum) und die Anzahl und Dauer der Spannen im Folgezeitraum (ohne der aktuellen Spanne) erfasst. Hinsichtlich letzterer wird zwischen kurz- (Dauer < 6 Monate) und langfristigen (Dauer > 6 Monate) Spannen unterschieden. Damit soll die Hypothese getestet werden, dass vergangene Arbeitslosigkeit die zukünftigen Erwerbschancen negativ beeinflusst, und dieser Effekt umso stärker ist, je länger die vergangene Arbeitslosigkeitsspanne andauerte.

Das Verhältnis von nachgefragten und angebotenen Arbeitsplätzen in einer bestimmten Berufsgruppe (Stellen-

andrangszahl) kann als Indikator für die Arbeitsmarktsituation betrachtet werden. Um die Arbeitsmarktsituation zum Stichtag ungefähr zu erfassen, wurde die Stellenandrangszahl auf Basis der Endbestände an Arbeitslosen und offenen Stellen im Arbeitsamtsbezirk Linz der Monate Mai und Juni 1986 berechnet. Sie wird hier als Indikator für die "Anspannung" auf berufsspezifischen Teilarbeitsmärkten interpretiert. Die individuelle PrAL sollte umso grösser sein, je mehr Arbeitslose sich in einer bestimmten Berufsgruppe um eine offene Stelle bewerben. Falls sich der Anteil der beim Arbeitsamt gemeldeten an allen offenen Stellen zwischen den einzelnen Berufsgruppen stark unterscheidet, werden durch diese Variable die berufsspezifischen Unterschiede jedoch nur unzureichend erfasst. Durch die Stellenandrangszahl werden ausserdem auch saisonelle Unterschiede zwischen den einzelnen Berufsgruppen miterfasst.

In der arbeitsmarktpolitischen Diskussion wird neuerdings auch in Österreich ein erhöhender Effekt der Arbeitslosenunterstützung auf die Arbeitslosigkeit behauptet. In der Literatur spielt dabei die sogenannte "Ersatzquote", das ist das Verhältnis zwischen der Arbeitslosenunterstützung und dem (erwarteten) Einkommen in Beschäftigung eine gewisse Rolle. Empirische Studien zur Überprüfung dieser Hypothese beschränken sich in der Regel auf die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Höhe der Arbeitslosenunterstützung bzw. der Ersatzquote und der Dauer einer einzelnen Arbeitslosigkeitsspanne (vgl. für Österreich z.B. Erath et al. 1987, Steiner 1987). Der Einfluss der Arbeitslosenunterstützung auf die Zugangswahrscheinlichkeit in die Arbeitslosigkeit wurde bisher in der Literatur kaum untersucht<sup>6)</sup>.

In dieser Arbeit soll versucht werden, den Einfluss der Ersatzquote auf PrAL abzuschätzen. Dabei stellt sich u.a. das Problem, dass die Ersatzquote für die Untersuchungsgesamtheit aus den Daten über die zum Stichtag arbeitslosen Kohortenmitglieder geschätzt werden muss, da nur für diese Informationen über den Bezug von Arbeitslosenunterstützung zur Ver-

---

6) Die einzige mir bekannte Untersuchung auf Basis von Individualdaten stammt von Stern (1986) für Grossbritannien.

fügung stehen. Die auf Basis dieser Teilpopulation geschätzten individuellen Ersatzquoten sind daher möglicherweise nicht repräsentativ für die Gesamtpopulation. Falls die Ersatzquote mit PrAL (dem Auswahlkriterium) korreliert ist, führt die Schätzung auf Basis der entsprechenden Teilpopulation zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse ("sample selection bias"). Diese Verzerrung kann jedoch mittels des im folgenden beschriebenen Verfahrens korrigiert werden.

#### 4. Schätzung der Ersatzquote und Selektionskorrektur

Bei der Berechnung von individuellen Ersatzquoten unter Berücksichtigung der Selektionskorrektur wurde wie folgt vorgegangen. Es sei angenommen, dass die Ersatzquote ( $EQU_i$ ) eines zum Stichtag Arbeitslosen durch die folgende lineare Regression geschätzt werden kann:

$$(7) \quad EQU_i = \alpha' z_i + \epsilon_i$$

mit

$$\alpha' = \text{Koeffizientenvektor}$$

$$z_i = \text{Vektor erklärender Variabler}$$

$$\epsilon_i = \text{Fehlerterm: } \epsilon_i \approx N(0, \sigma^2).$$

Der bedingte Erwartungswert der Ersatzquote, gegeben die  $i$ -te Person ist zum Stichtag arbeitslos, ist gleich:

$$(8) \quad E(EQU_i | u_i > -\beta' x_i) = \alpha' z_i + E(\epsilon_i | u_i > -\beta' x_i)$$

mit  $E$  dem Erwartungsoperator.

Falls  $\epsilon_i$  und  $u_i$  korreliert sind, führt eine gewöhnliche OLS-Schätzung von (7) offenbar zu verzerrten Schätzern für die  $\alpha$ -Koeffizienten. Wie Heckman (1979) gezeigt hat, lässt sich für den Fall einer bivariaten Normalverteilung von  $u_i$  und  $\epsilon_i$  der Erwartungswert auf der rechten Seite von (8) jedoch durch

$$(9) \quad E(\epsilon_i | u_i > -\beta'x_i) = \rho \cdot \sigma \cdot [n(-\beta'x_i)/N(\beta'x_i)] \\ = \rho \cdot \sigma \cdot \text{Lambda}_i$$

berechnen, wobei  $\rho$  den Korrelationskoeffizienten zwischen  $\epsilon$  und  $u$  misst, und  $\text{Lambda}_i$  ("Inverse des Mill's Ratio", vgl. Heckman 1979, S. 156) das beim Index der  $i$ -ten Person bewertete Verhältnis zwischen der Dichtefunktion und der kumulierten Verteilungsfunktion der Normalverteilung angibt.

Da der Koeffizientenvektor  $\beta'$  aus der Probit-Schätzung bekannt ist, lässt sich für jede Person ein Schätzwert für  $\text{Lambda}$  berechnen, mit dessen Hilfe die Selektionskorrektur durchgeführt werden kann, indem dieser als Regressor in die Schätzung von (7) eingeht. Es kann gezeigt werden (vgl. z.B. Heckman 1979, S. 158 ff.), dass die  $\alpha$ -Koeffizienten mit Hilfe dieser zweistufigen Prozedur konsistent geschätzt werden können. Diese können daher dazu verwendet werden, für jede Person in der Gesamtpopulation eine individuelle Ersatzquote zu berechnen, die schliesslich bei der neuerlichen Schätzung des Probit-Modells als Regressor eingeht.

Die Ergebnisse dieser Schätzungen und die Definition der verwendeten Variablen finden sich in Anhang 2. Die Ersatzquote ist in dieser Arbeit entsprechend der üblichen Vorgangsweise (vgl. z.B. Micklewright 1986) definiert als Verhältnis zwischen Arbeitslosenunterstützung (einschliesslich Familienzuschlägen) und dem (erwarteten) Nettoeinkommen in Beschäftigung. Letzteres beinhaltet auch Familienbeihilfen und Sonderzahlungen und wurde auf Basis der in Steiner (1987, Anhang 2) angegebenen Lohnfunktionen für Männer und Frauen getrennt geschätzt. Diese Lohnfunktionen basieren auf Daten des Mikrozensus 1984 über Löhne von beschäftigten Personen. Bei der Berechnung von Ersatzquoten für die zum Stichtag arbeitslosen Kohortenmitglieder wird daher die vielleicht zweifelhafte Annahme getroffen, dass die Löhne beschäftigter Personen die für Arbeitslose relevante Lohnverteilung darstellt.

Als Regressoren bei der Schätzung individueller Ersatzquoten wurden die Variablen Familienstand, Alter und Ausbildung der Arbeitslosen sowie fünf Berufsgruppen-Dummies berücksichtigt, was sich als die im statistischen Sinne beste Spezifikation erwies. Durch die Interaktions-Dummy Familie und die Variable Kinder soll der Einfluss von Familienzuschlägen auf die Ersatzquote erfasst werden. Die hinsichtlich dieser Variablen unterschiedliche Spezifikation zwischen Frauen und Männern lässt sich mit den institutionellen Besonderheiten des Sozialversicherungssystems begründen. Das Alter geht auch mit einem quadrierten Term in die Schätzung ein, um die Möglichkeit eines nicht-monotonen Einflusses dieser Variablen auf die Ersatzquote zu berücksichtigen.

Die Selektionskorrektur-Variable Lambda wurde auf Basis von Modell 1 der Probit-Schätzung berechnet (vgl. Tab. 1 und Tab. 2 im nächsten Abschnitt). Deren Koeffizient weist ein positives Vorzeichen auf, d.h. es besteht eine positive Korrelation zwischen  $\epsilon_i$  und  $u_i$ , er ist aber nur bei den Männern signifikant von Null verschieden.

Gemessen am multiplen Bestimmtheitsmass ist die Schätzung bei den Männern zufriedenstellend, bei den Frauen ist der Anteil der erklärten Varianz sehr gering. Auf Basis dieser Schätzung ergibt sich für die Gesamtpopulation eine mittlere selektions-korrigierte Ersatzquote von 0,48 bei den Männern bzw. 0,36 bei den Frauen. Die Standardabweichungen der geschätzten Ersatzquoten betragen 0,21 bzw. 0,05. Die entsprechenden Ersatzquoten in der Teilpopulation der zum Stichtag Arbeitslosen sind 0,57 bzw. 0,37.

## 5. Ergebnisse

Die Ergebnisse der Probit-Schätzung sind für die Männer in Tab. 1 und für die Frauen in Tab. 2 zusammengefasst. Die genaue Definition der Variablen und Angaben zur Verteilung der einzelnen Merkmale in der Population finden sich in Tab. A1. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu beachten, dass sich diese

auf eine bestimmte Kohorte ehemalig Arbeitsloser und nicht aller Beschäftigten beziehen.

Der oben beschriebenen Vorgangsweise entsprechend, wurde das Modell zuerst ohne die Ersatzquote geschätzt (Modell 1). Anschliessend wurde auf Basis des geschätzten Kovariablenvektors in Modell 1 die Selektionskorrektur-Variable berechnet und für jede Person der Untersuchungsgesamtheit eine individuelle Ersatzquote ermittelt. Diese Variable wurde bei der Schätzung von Modell 2 neben den bisherigen Variablen in das Modell aufgenommen. Schliesslich wurde das Probit-Modell erneut geschätzt, wobei in Modell 3 nur mehr die in Modell 2 statistisch signifikanten Kovariablen aufgenommen wurden.

Die geschätzten Parameter in Tab 1. bzw. Tab. 2 geben zwar nicht unmittelbar den Effekt einer bestimmten Variablen auf die abhängige Variable an (sie müssen erst über die Normalverteilung umgerechnet werden), spiegeln aber sowohl hinsichtlich des Vorzeichens als auch der relativen Grössenordnung deren Einfluss auf PrAL wider. Da es sich bei der zugrundeliegenden Funktion um eine nicht-lineare Beziehung handelt, hängt der quantitative Effekt eines Regressors auch vom Niveau von PrAL ab.

Tabelle 1: PROBIT-Schätzung, Männer

Abhängige Variable: Wahrscheinlichkeit, ob zum Stichtag arbeitslos (PrAL)

Regressor	MODELL 1		MODELL 2		MODELL 3	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-1,355	(4,98)	-1,318	(1,42)	-1,351	(5,01)
Alter	0,044	(2,52)	0,043	(1,08)	0,044	(2,52)
Alter quadriert	-0,00058	(2,17)	-0,00057	(1,18)	-0,00058	(2,18)
Familie (keine) <sup>1)</sup>	-0,136	(2,46)	-0,134	(1,77)	-0,136	(2,47)
Vermittlgs.-Beh. (keine)	0,649	(9,52)	0,650	(9,55)	0,650	(9,56)
Ausbildung (Lehre)						
un-/angelernt	-0,477	(9,31)	-0,478	(9,27)	-0,477	(9,43)
weiterführende Schule	-0,444	(4,26)	-0,447	(3,80)	-0,445	(4,31)
Dauer der ersten AL-Spanne 1983	0,00035	(2,48)	0,00035	(2,49)	0,00035	(2,49)
Anzahl der AL-Spannen im Folgezeitraum						
kurz (< 6 Monate)	0,001	(0,07)	0,001	(0,06)	-, -	-, -
lang (> 6 Monate)	0,117	(2,86)	0,116	(2,91)	0,116	(2,91)
Stellenandrangszahl	0,037	(3,22)	0,037	(3,23)	0,037	(3,23)
Ersatzquote	-, -	-, -	-0,017	(0,04)	-, -	-, -
Log-Likelihood	-2318,17		-2318,17		-2318,17	
Anzahl der Beobachtungen	4588		4588		4588	

<sup>1)</sup> Bei Dummy-Variablen ist in der Klammer die jeweilige Basiskategorie angegeben.

Bemerkung: Bei einem zweiseitigen Test ist der kritische Wert bei einem Signifikanzniveau von 10 Prozent 1,645, bei 5 Prozent 1,96 und bei 1 Prozent 2,58.

Tabelle 2: PROBIT-Schätzung, Frauen

Abhängige Variable: Wahrscheinlichkeit, ob zum Stichtag arbeitslos (PrAL)

Regressor	MODELL 1		MODELL 2		MODELL 3	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-1,069	(3,01)	-1,861	(2,48)	-1,044	(2,98)
Alter	0,037	(1,58)	0,047	(1,90)	0,038	(1,67)
Alter quadriert	-0,00052	(1,48)	-0,00065	(1,76)	-0,00054	(1,56)
Familienstand (ledig) <sup>1)</sup>	-0,139	(2,18)	-0,110	(1,64)	-0,142	(2,26)
Anzahl der Kinder	0,049	(1,50)	0,057	(1,72)	0,05	(1,51)
Vermittlgs-Beh. (keine)						
familiäre Gründe	0,839	(8,40)	0,837	(8,38)	0,843	(8,47)
gesundheitliche Gründe	1,015	(7,39)	1,024	(7,44)	1,028	(7,55)
Ausbildung (Lehre)						
un-/angelernt	-0,507	(5,94)	-0,392	(3,07)	-0,516	(6,13)
weiterführende Schule	-0,633	(5,44)	-0,430	(2,11)	-0,647	(5,64)
Dauer der ersten AL-Spanne 1983	0,00009	(0,86)	0,00009	(0,83)	-, -	-, -
Anzahl der AL-Spannen im Folgezeitraum						
kurz (< 6 Monate)	0,011	(0,60)	0,011	(0,60)	-, -	-, -
lang (> 6 Monate)	0,020	(0,34)	0,018	(0,30)	-, -	-, -
Stellenandrangszahl	0,005	(0,40)	0,005	(0,40)	-, -	-, -
Ersatzquote	-, -	-, -	1,361	(1,20)	-, -	-, -
Log-Likelihood	-1344,91		-1344,18		-1345,51	
Anzahl der Beobachtungen	2816		2816		2816	

<sup>1)</sup> Bei Dummy-Variablen ist in der Klammer die jeweilige Basiskategorie angegeben.

Bemerkung: Bei einem zweiseitigen Test ist der kritische Wert bei einem Signifikanzniveau von 10 Prozent 1,645, bei 5 Prozent 1,96 und bei 1 Prozent 2,58.

Die Ersatzquote übt weder bei den Männern noch bei den Frauen einen statistisch signifikanten Effekt auf PrAL aus, bei ersteren weist deren Koeffizient sogar ein negatives Vorzeichen auf. Bei den Frauen ist der Koeffizient dieser Variablen zwar positiv, aber wegen der grossen Varianz des geschätzten Parameters statistisch nicht gesichert. Dabei ist zu beachten, dass die erklärende Variable selbst nur einen Schätzwert darstellt, der bei den Frauen nur sehr wenig variiert, weshalb der Effekt dieser Variablen auf PrAL nicht präzise geschätzt werden kann.

Während der Effekt der Ersatzquote auf die PrAL insbesondere bei den Frauen relativ unsicher erscheint, führt die Aufnahme dieser Variablen in das Modell mit Ausnahme des Merkmals Ausbildung bei den Frauen zu keiner wesentlichen Änderung der geschätzten Koeffizienten der übrigen Variablen des Modells, allerdings ändern sich in einigen Fällen deren Varianzen.

Als insignifikant erwies sich sowohl im Modell 1 als auch im Modell 2 die Anzahl der kurzfristigen Arbeitslosigkeitsspannen im Folgezeitraum. Bei den Frauen konnte überhaupt kein statistisch signifikanter Effekt der vergangenen Arbeitsmarktbiographie auf PrAL festgestellt werden. Diese wird weder von der Arbeitslosigkeitsdauer im Jahr 1983 noch von der Anzahl kurz- oder langfristiger Spannen im Folgezeitraum beeinflusst. Dieses Ergebnis kann aber auch dadurch bedingt sein, dass weibliche Arbeitsmarktbiographien häufig durch eine vorübergehende Unterbrechung wegen häuslicher Verpflichtungen (Kindererziehung) gekennzeichnet sind, was vermutlich durch die Variable "Vermittlungsbehinderung" erfasst wird. Keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die PrAL hat bei den Frauen auch die Stellenandrangszahl. Diese Variablen wurden daher bei der Schätzung von Modell 3 in Tab. 1 bzw. Tab. 2 nicht berücksichtigt. Bei den Männern wurde die Variable Alter hingegen im Modell belassen, da deren niedriges Signifikanzniveau in Modell 2 durch die Aufnahme der Ersatzquote resultierte.

Wie ein Vergleich der Log-Likelihood zwischen den einzelnen Modellen zeigt, schneidet Modell 3 nach statistischen Kriterien am besten ab und wird daher zur Interpretation der Ergebnisse

herangezogen. Ein Likelihood-Ratio-Test <sup>7)</sup> auf Basis dieses Modells und einer Schätzung, bei der alle Parameter auf Null restringiert sind, ergibt eine Teststatistik von 277,4 mit 9 Freiheitsgraden bei den Männern und von 199,9 mit 8 Freiheitsgraden bei den Frauen. Die Nullhypothese, dass die Variablen des Modells gemeinsam keinen signifikanten Effekt auf PrAL ausüben, kann daher auf einem sehr hohen Signifikanzniveau verworfen werden.

Da der Effekt einer bestimmten Variablen auf die PrAL nicht unabhängig vom Niveau der abhängigen Variablen ist, wurde zur besseren Interpretation der geschätzten Parameter in Tab. 3 jeweils eine Bezugsperson für Männer und Frauen definiert. Aufgrund der angenommenen Merkmalsausprägungen (vgl. Anmerkung zu Tab. 3) weisen die Bezugspersonen eine PrAL von 0,32 bei den Männern und 0,35 bei den Frauen auf. Die in Tab. 3 ausgewiesenen Werte geben die Änderung der PrAL an, wenn ein bestimmtes Merkmal ceteris paribus variiert wird.

Den stärksten Effekt übt sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen das Merkmal "Vermittlungsbehinderung" aus. Relativ zur Bezugsperson steigt PrAL bei schwer vermittelbaren Männern von 0,32 auf 0,57. Frauen, die entweder aus familiären oder gesundheitlichen etc. Gründen schwer vermittelbar sind, müssen mit einer ungefähr doppelt so hohen PrAL rechnen wie eine weibliche Bezugspersonen ohne Vermittlungsbehinderung.

---

7) Die Teststatistik  $LR = -2[\log L(\tilde{\alpha}) - \log L(\hat{\alpha})]$  ist  $\chi^2$ -verteilt mit  $p$  Freiheitsgraden, wobei  $p$  der Anzahl der auf Null restringierten Parameter entspricht, und  $\tilde{\alpha}$  den Maximum-Likelihood-Schätzer des Parametervektors im restringierten Modell,  $\hat{\alpha}$  dem Maximum-Likelihood-Schätzer ohne Restriktionen bezeichnet.

Tabelle 3: Einfluss der Änderung individueller Charakteristika auf die Wahrscheinlichkeit, ob zum Stichtag arbeitslos

Merkmalsvariation	Änderung der Wahrscheinlichkeit relativ zur Bezugsperson			
	MÄNNER <sup>1)</sup>		FRAUEN <sup>2)</sup>	
	absolut	in Prozent	absolut	in Prozent
10 Jahre jünger	-0,05	-15,6	-0,04	-11,4
verheiratet	-, -	-, -	-0,05	-14,3
zwei Kinder	-, -	-, -	+0,04	+11,4
mit Familie	-0,05	-15,6	-, -	-, -
mit Vermittlungsbehinderung	+0,25	+78,1	-, -	-, -
familiäre Gründe	-, -	-, -	+0,32	+91,4
gesundheitliche Gründe	-, -	-, -	+0,39	+111,4
un-/angelernt	-0,15	-46,9	-0,17	-48,6
weiterführende Schule	-0,14	-43,8	-0,20	-57,1
im Jahr 1983 180 Tage arbeitslos	+0,01	+3,1	-, -	-, -
eine langfristige AL-Spanne	+0,04	+12,5	-, -	-, -
Berufsgruppe mit 5 Arbeitslosen je offener Stelle	+0,05	+15,6	-, -	-, -

- 1) Bezugsperson: 30 Jahre, kein Familienerhalter, keine Vermittlungseinschränkung, abgeschlossene Lehre, im Jahr 1983 90 Tage arbeitslos, keine Arbeitslosigkeitsspanne im Folgezeitraum, Berufsgruppe mit ausgeglichener Verhältnis von Arbeitslosen und offenen Stellen (Stellenandrangszahl=1); in Klammer: geschätzte Wahrscheinlichkeit, dass die Bezugsperson zum Stichtag arbeitslos ist.
- 2) Bezugsperson: unverheiratet, keine Kinder, sonst wie bei der männlichen Bezugsperson; bei insignifikanten Koeffizienten werden keine Effekte berechnet.

Die PrAL von Lehrabsolventen liegt deutlich über jener sowohl der un- und angelernten Arbeitnehmer als auch der Personen mit weiterführender Schulbildung. Bemerkenswert ist auch, dass sich die beiden letztgenannten Gruppen in dieser Hinsicht kaum unterscheiden. Die relativ ungünstige Situation bei den Lehrberufen mag überraschen, diese wurde aber auch bereits in anderen Untersuchungen festgestellt. Diese Gruppe ist einerseits am häufigsten von Arbeitslosigkeit betroffen (vgl. Steiner 1988), andererseits weist sie auch die geringsten Abgangschancen aus der Arbeitslosigkeit auf (vgl. Steiner 1987). Eine mögliche Begründung für das ungünstige Abschneiden dieser Gruppe könnte darin bestehen, dass es sich dabei eben um keine repräsentative Teilpopulation von Arbeitnehmern mit abgeschlossener Lehre, sondern um Lehrberufe mit geringen Beschäftigungschancen handelt. In diesem Zusammenhang sei auch daran erinnert, dass sich diese Untersuchung nur auf Personen bezieht, die bereits einmal arbeitslos waren.

Die Effekte der übrigen Merkmale in Tab. 3 entsprechen weitgehend den Erwartungen, quantitativ sind sie jedoch weniger bedeutsam. Ein Altersunterschied von -10 Jahren resultiert in einem Rückgang der PrAL um 15,6 Prozent bei den Männern und um 11,4 Prozent bei den Frauen. Von ähnlicher Grössenordnung ist der Effekt auch bei Männern mit Familie, bei verheirateten Frauen und - mit entgegengesetztem Vorzeichen - bei Frauen mit zwei Kindern.

In der neueren Literatur wird der vermutete Kausalzusammenhang zwischen vergangener (langfristiger) und zukünftiger individueller Arbeitslosigkeit als "state dependence" (vgl. z.B. Heckman 1981) bezeichnet. Für die mögliche Existenz eines derartigen Zusammenhangs lassen sich verschiedene theoretische Gründe anführen. So kann im Anschluss an langfristige Arbeitslosigkeit ein davon Betroffener zur Annahme eines Jobs in einem Arbeitsmarktsegment mit relativ hoher Kündigungswahrscheinlichkeit gezwungen sein. Langfristige Arbeitslosigkeit kann auch zu einem Verlust an Humankapital führen, wodurch die zukünftigen Erwerbchancen vermutlich negativ beeinflusst werden. Diese können sich aber auch bei konstanter Produktivität

tät eines Arbeitssuchenden schon dadurch verschlechtern, dass vergangene Arbeitslosigkeit seitens der Firmen bei der Entscheidung über die Einstellung eines Bewerbers als negatives Signal interpretiert wird.

Die Dauer der im Jahr 1983 abgeschlossenen Arbeitslosigkeitsspanne und die Anzahl langfristiger Arbeitslosigkeitsspannen im Folgezeitraum erhöhen bei den Männern zwar PrAL. Verglichen mit dem starken Einfluss, den langfristige Arbeitslosigkeit auf die zukünftigen Abgangschancen aus der Arbeitslosigkeit hat (vgl. Steiner 1987, Frühstück und Pichelmann 1987), ist der ermittelte Effekt auf PrAL aber überraschend gering. Ausserdem ist eine kausale Interpretation dieses Zusammenhangs nur bei Gültigkeit der oben getroffenen Annahme, dass im Modell nicht berücksichtigte Variable ("unbeobachtete Heterogenität) nicht mit vergangenen Arbeitslosigkeitsspannen korreliert sind, möglich (vgl. z.B. Heckman 1981).

Der Einfluss der Stellenandrangszahl ist bei den Männern zwar signifikant, deren Anstieg von 1 auf 5 resultiert aber nur in einer relativ bescheidenen Zunahme der PrAL von 0,05 bzw. 15,6 Prozent. Falls die Stellenandrangszahl trotz der im 2. Abschnitt angeführten Einschränkung als Indikator für die Nachfragesituation auf berufsspezifischen Teilarbeitsmärkten interpretiert werden kann, lässt dieses Ergebnis darauf schliessen, dass erneute Betroffenheit von Arbeitslosigkeit nicht primär durch die Nachfragesituation auf dem jeweiligen Teilarbeitsmarkt bedingt ist.

## 6. Schlussfolgerung

Die Ergebnisse dieser Arbeit lassen sich kurz wie folgt zusammenfassen: Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Abgänger des Jahres 1983 im Jahr 1986 erneut arbeitslos ist, hängt primär vom Vorhandensein von Vermittlungsbehinderungen und vom Merkmal Ausbildung ab. Bei den Frauen spielen hinsichtlich des Merkmals Vermittlungsbehinderung familiäre Gründe eine wesentliche Rolle. Alter und Familienstand haben nur einen relativ geringen Effekt. Lehrabsolventen weisen die mit Abstand höchste Wahr-

scheinlichkeit auf. Hingegen unterscheidet sich diese bei den ehemals Arbeitslosen nicht wesentlich zwischen un- und angelernten Arbeitnehmern und Personen mit weiterführender Schulbildung. Bei den Männern steigt mit zunehmender Dauer der im Jahr 1983 abgeschlossenen Arbeitslosigkeitsspanne und mit der Anzahl langfristiger Arbeitslosigkeitsspannen im Folgezeitraum die Wahrscheinlichkeit an, erneut arbeitslos zu werden. Der Effekt dieser Variablen ist allerdings quantitativ von relativ geringer Bedeutung, die Anzahl der kurzfristigen Arbeitslosigkeitsspannen im Folgezeitraum übt keinen statistisch signifikanten Einfluss aus. Bei den Frauen konnte hinsichtlich der früheren Arbeitsmarktbiographie überhaupt kein statistisch signifikanter Effekt festgestellt werden. Eine Zunahme des Verhältnisses von Arbeitslosen zu offenen Stellen auf berufsspezifischen Teilarbeitsmärkten erhöht bei den Männern zwar die Wahrscheinlichkeit erneuter Arbeitslosigkeit, der Effekt ist aber überraschend gering. Der Einfluss der Ersatzquote ist weder bei den Frauen noch bei den Männern statistisch signifikant.

Auf Basis dieser Ergebnisse und unter Berücksichtigung der oben genannten Einschränkungen lässt sich hinsichtlich der eingangs genannten Hypothesen die folgende Feststellung treffen. Langfristige Arbeitslosigkeit in der Vergangenheit hat zumindest bei den Männern einen Effekt auf die zukünftige Erwerbskarriere, der in der arbeitsmarktpolitischen Diskussion jedoch häufig überschätzt werden dürfte. Auf diesem Gebiet sind weitere Untersuchungen sicherlich nützlich. Das in der arbeitsmarktpolitischen Diskussion zunehmend an Popularität gewinnende Argument, die Arbeitslosenunterstützung beeinflusse das Zugangsverhalten in die Arbeitslosigkeit, erscheint unbegründet. Hingegen sollte die ungünstige Situation bei ehemals Arbeitslosen mit abgeschlossener Lehre mehr Beachtung finden.

## ANHANG 1

Tabelle A1: Definition der Variablen im PROBIT-Modell

VARIABLE	MÄNNER		FRAUEN	
	Anteil/ Mittelwert	Standard- abweichung	Anteil/ Mittelwert	Standard- abweichung
Fälle	4588		2816	
zum Stichtag arbeitslos	22,7	-, -	21,0	-, -
Alter (in Jahren)	28,5	8,9	28,6	-, -
Familienstand	-, -	-, -	40,5	-, -
Anzahl der Kinder	-, -	-, -	0,7	1,0
Familie (verheiratet und Kinder)	21,5	-, -	-, -	-, -
Vermittlungsbehinderung	9,0	-, -	-, -	-, -
familiäre Gründe	-, -	-, -	6,7	-, -
gesundheitliche etc. Gründe	-, -	-, -	3,2	-, -
Ausbildung				
Lehre	19,2	-, -	10,1	-, -
un-/angelernt	75,4	-, -	78,0	-, -
weiterführende Schule <sup>1)</sup>	5,4	-, -	11,9	-, -
Dauer der ersten AL-Spanne (in Tagen)	128,0	144,0	147,0	255,0
AL-Spannen im Folgezeitraum				
kurz (< 6 Monate)	1,6	1,4	1,2	1,5
lang (> 6 Monate)	0,3	0,5	0,2	0,5
Stellenandrangszahl	2,6	1,8	2,6	2,1
Ersatzquote	0,48	0,21	0,36	0,05

<sup>1)</sup> berufs- und allgemeinbildende mittlere und höhere Schulen, Hochschulen etc.

## ANHANG 2

In Tab. A3 sind die zur Berechnung individueller Ersatzquoten verwendeten Variablen definiert. Bei stetigen Variablen sind der Mittelwert und die Standardabweichungen, bei Dummy-Variablen sind die Anteile der jeweiligen Merkmalsausprägung (in Prozent) angegeben.

Tabelle A2: Schätzung der Ersatzquote mit Selektionskorrektur, Kleinstquadratrate-Methode (OLS)

Regressor	MÄNNER		FRAUEN	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	1,949	(15,47)	0,558	(5,14)
Familie (ledig, keine Kinder) <sup>1)</sup>	0,073	(2,60)	-0,038	(1,91)
Anzahl der Kinder	0,030	(3,00)	-, -	-, -
Alter	-0,080	(11,00)	-0,007	(1,00)
Alter quadriert	0,00089	(8,11)	0,00008	(0,82)
Ausbildung (Lehre)				
un-/angelernt	-0,020	(0,90)	-0,083	(3,59)
mittlere Schule	0,040	(0,53)	-0,100	(2,47)
höhere Schule	-0,087	(1,43)	-0,241	(4,38)
Hochschule etc.	-0,069	(0,64)	-0,173	(1,24)
Berufsabteilung (Produktionsberufe):				
Saisonberufe	0,027	(1,31)	0,008	(0,32)
Handelsberufe	-0,021	(0,81)	0,002	(0,07)
Dienstleistungsberufe	-0,061	(1,39)	0,015	(0,53)
Technische Berufe	-0,186	(3,31)	-0,064	(0,84)
Verwaltungsberufe	-0,058	(1,48)	0,004	(0,16)
Lambda	0,099	(2,46)	0,004	(0,15)
$R^2$		0,39		0,07
Anzahl der Beobachtungen		1041		590

1) Bei Dummy-Variablen ist in der Klammer die jeweilige Basiskategorie angegeben.

Tabelle A3: Definition der Variablen bei der Berechnung der korrigierten Ersatzquote

VARIABLE	MÄNNER		FRAUEN	
	Anteil/ Mittelwert	Standard- abweichung	Anteil/ Mittelwert	Standard- abweichung
Fälle		1041		590
Ersatzquote <sup>1)</sup>	0,57	0,34	0,37	0,20
Familienstand (verheiratet, mit Kindern)	19,0	-, -	24,9	-, -
Anzahl der Kinder	0,7	1,13	0,8	1,02
Alter (in Jahren)	29,5	8,98	28,5	9,3
Ausbildung				
un-/angelernt	65,1	-, -	72,5	-, -
Lehre	30,4	-, -	18,8	-, -
mittlere Schule	1,5	-, -	5,9	-, -
höhere Schule	2,3	-, -	2,5	-, -
Hochschule etc.	0,7	-, -	0,3	-, -
Berufsabteilung <sup>2)</sup> :				
Saisonberufe	27,9	-, -	24,1	-, -
Produktionsberufe	45,2	-, -	15,9	-, -
Handelsberufe	14,3	-, -	13,9	-, -
Dienstleistungsberufe	4,0	-, -	16,3	-, -
Technische Berufe	2,8	-, -	1,2	-, -
Verwaltungsberufe	5,8	-, -	28,6	-, -
Lambda <sup>3)</sup>	1,25	0,28	1,27	0,33

1) Die Ersatzquote ist wie in Tab. A1 definiert, bezieht sich aber nur auf die zum Stichtag arbeitslosen Personen.

2) Die Untergliederung erfolgte nach der vom ÖSTZ verwendeten "Systematik der Bauberufe"; zu den Saisonberufen wurden neben den land- und forstwirtschaftlichen Berufen die Bauberufe und die Berufsgruppen 50 bis 52 (Gastgewerbe) gezählt.

3) Lambda wurde auf Basis von MODELL 1 der Probit-Schätzung in Tab. 2 bzw. Tab. 3 berechnet; die angegebenen Statistiken beziehen sich auf die Teilpopulation der zum Stichtag arbeitslosen Personen.

## Literaturverzeichnis

- Amemiya, A. (1981)**, Qualitative Response Models: A Survey; *Journal of Economic Literature*, Vol. XIX, 1483-1536.
- Erath, E., Frühstück, E., Laschitz, M., Wagner, M. (1987)**, Ungleiche Lasten: Die Struktur der Arbeitslosigkeit in Österreich 1979-1985; in: Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.), *Forschungsberichte aus Sozial- und Arbeitsmarktpolitik*, Wien.
- Frühstück, E., Pichelmann, K. (1987)**, Abgangsraten aus dem Leistungsbezug bei Arbeitslosigkeit. Eine Verlaufsanalyse für Bezugsepisoden aus dem Jahr 1984; Projektbericht an das Bundesministerium für Arbeit und Soziales, Institut für Höhere Studien, Wien.
- Heckman, J. (1979)**, Sample Selection Bias as a Specification Error; *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, 153-161.
- Heckman, J. (1981)**, Heterogeneity and State Dependence; in: S. Rosen (ed.), *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, Chicago.
- Heckman, J./MaCurdy T. (1986)**, Labor Econometrics; in: Z. Griliches/M. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. III, North Holland, Amsterdam etc.
- Maddala, G. (1983)**, Limited-dependent and qualitative variables in econometrics; Cambridge University Press, Cambridge etc.
- Micklewright, J. (1986)**, Unemployment and Incentives to Work: Policy and Evidence in the 1980s; in: P. Hart (ed.), *Unemployment and Labour Market Policy*, Gower, London.
- Mortensen, D. (1986)**, Job Search and Labor Market Analysis; in: O. Ashenfelter and R. Layard, *Handbook of Labor Economics*, Vol. II, North Holland, Amsterdam etc.
- Phelps, E. (1972)**, *Inflation Policy and Unemployment Theory*, Norton, New York.
- Pissarides, Ch. (1985)**, Job search and the functioning of labour markets; in: D. Carline et al. (eds.), *Surveys in Economics: Labour Economics*; Longmans, London/New York.
- Steiner, V. (1987)**, Empirische Analyse des Abgangsverhaltens aus der Arbeitslosigkeit auf einem lokalen Arbeitsmarkt mittels individualisierter Verlaufsdaten; in: K. Rothschild/G. Tichy, *Arbeitslosigkeit und Arbeitsangebot in Österreich*; Springer, Wien/New York.
- Steiner, V. (1988)**, Kumulative Arbeitslosigkeit; *Wirtschaft und Gesellschaft*, 13. Jahrgang, Heft 1, 95-124.
- Stern, J. (1986)**, Repeat unemployment spells: the effect of unemployment benefits on unemployment entry; in: R. Blundell/I. Walker (eds.), *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, Cambridge etc.

Bisher erschienen unter der Fachgruppe Makroökonomie

Beitrag Nr.	1:	Bernhard Gahlen	Neuere Entwicklungstendenzen und Schätzmethode in der Produktionstheorie
Beitrag Nr.	2:	Ulrich Schittko	Euler- und Pontrjagin-Wachstums-pfade
Beitrag Nr.	3:	Rainer Feuerstack	Umfang und Struktur geburtenregelnder Maßnahmen
Beitrag Nr.	4:	Reinhard Blum	Der Preiswettbewerb im § 16 GWB und seine Konsequenzen für ein "Neues Wettbewerbskonzept"
Beitrag Nr.	5:	Martin Pfaff	Measurement Of Subjective Welfare And Satisfaction
Beitrag Nr.	6:	Arthur Strassl	Die Bedingungen gleichgewichtigen Wachstums

Bisher erschienen unter dem Institut für Volkswirtschaftslehre

Beitrag Nr.	7:	Reinhard Blum	Thesen zum neuen wettbewerbspolitischen Leitbild der Bundesrepublik Deutschland
Beitrag Nr.	8:	Horst Hanusch	Tendencies In Fiscal Federalism
Beitrag Nr.	9:	Reinhard Blum	Die Gefahren der Privatisierung öffentlicher Dienstleistungen
Beitrag Nr.	10:	Reinhard Blum	Ansätze zu einer rationalen Strukturpolitik im Rahmen der marktwirtschaftlichen Ordnung
Beitrag Nr.	11:	Heinz Lampert	Wachstum und Konjunktur in der Wirtschaftsregion Augsburg
Beitrag Nr.	12:	Fritz Rahmeyer	Reallohn und Beschäftigungsgrad in der Gleichgewichts- und Ungleichgewichtstheorie
Beitrag Nr.	13:	Alfred E. Ott	Möglichkeiten und Grenzen einer Regionalisierung der Konjunkturpolitik
Beitrag Nr.	14:	Reinhard Blum	Wettbewerb als Freiheitsnorm und Organisationsprinzip

- Beitrag Nr. 15: Hans K. Schneider Die Interdependenz zwischen Energieversorgung und Gesamtwirtschaft als wirtschaftspolitisches Problem
- Beitrag Nr. 16: Eberhard Marwede und Roland Götz Durchschnittliche Dauer und zeitliche Verteilung von Großinvestitionen in deutschen Unternehmen
- Beitrag Nr. 17: Reinhard Blum Soziale Marktwirtschaft als weltwirtschaftliche Strategie
- Beitrag Nr. 18: Klaus Hüttinger Ekkehard von Knorring Peter Welzel Unternehmensgröße und Beschäftigungsverhalten - Ein Beitrag zur empirischen Überprüfung der sog. Mittelstands- bzw. Konzentrationshypothese -
- Beitrag Nr. 19: Reinhard Blum Was denken wir, wenn wir wirtschaftlich denken?
- Beitrag Nr. 20: Eberhard Marwede Die Abgrenzungsproblematik mittelständischer Unternehmen - Eine Literaturanalyse -
- Beitrag Nr. 21: Fritz Rahmeyer/Rolf Grönberg Preis- und Mengenanpassungen in den Konjunkturzyklen der Bundesrepublik Deutschland 1963 - 1981
- Beitrag Nr. 22: Peter Hurler Anita B. Pfaff Theo Riss Anna Maria Theis Die Ausweitung des System der sozialen Sicherung und ihre Auswirkungen auf die Ersparnisbildung
- Beitrag Nr. 23: Bernhard Gahlen Strukturpolitik für die 80er Jahre
- Beitrag Nr. 24: Fritz Rahmeyer Marktstruktur und industrielle Preisentwicklung
- Beitrag Nr. 25: Bernhard Gahlen Andrew J. Buck Stefan Arz Ökonomische Indikatoren in Verbindung mit der Konzentration. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland
- Beitrag Nr. 26: Christian Herrmann Die Auslandsproduktion der deutschen Industrie. Versuch einer Quantifizierung
- Beitrag Nr. 26: Gebhard Flaig Ein Modell der Elektrizitätsnachfrage privater Haushalte mit indirekt beobachteten Variablen
- Beitrag Nr. 27: Anita B. Pfaff Martin Pfaff Distributive Effects of Alternative Health Care Financing Mechanisms: Cost-Sharing and Risk-Equivalent Contributions
- Beitrag Nr. 28: Gebhard Flaig Manfred Stadler Beschäftigungseffekte privater F&E-Aufwendungen - Eine Paneldaten-Analyse

Beitrag Nr. 29

Gebhard Flaig  
Viktor Steiner

Stability and Dynamic Properties of Labour  
demand in West-German Manufacturing



