

Der Zusammenhang von Arbeitslosenversicherung und Arbeitslosigkeit im Lichte der Empirie: Ein Literatursurvey

Von Michael Stobernack

Im Mittelpunkt des vorliegenden Beitrages steht die Frage, inwieweit die Institution Arbeitslosenversicherung für vermehrte bzw. verlängerte Arbeitslosigkeit verantwortlich gemacht werden kann. Dabei wird in Form eines Literaturüberblicks zu empirischen Studien auf verschiedene potentielle Einflußfaktoren der Arbeitslosenversicherung auf erstens den Eintritt in Arbeitslosigkeit, zweitens den Austritt aus Arbeitslosigkeit und schließlich den Anspruchslohn eingegangen. Einige kritische Anmerkungen zu den vorgestellten Studien schließen diesen Beitrag ab.

1. Einleitung

Im Laufe der letzten Jahre hat es eine Fülle von empirischen Arbeiten bezüglich eines Zusammenhangs von Arbeitslosenversicherung und Arbeitslosigkeit gegeben. Nicht zuletzt auf Grund der immer wiederkehrenden Diskussion um die exakte Quantifizierung der Arbeitslosigkeit (Warnken 1987; Westerhoff 1987; Cramer et al. 1986 u. a.) steht eine Frage ganz besonders im Mittelpunkt: können Existenz und/oder Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung für vermehrte bzw. verlängerte Arbeitslosigkeit verantwortlich gemacht werden. Obwohl diese Art der Forschung in den angelsächsischen Ländern auf eine lange Tradition zurückblicken kann, sind diesbezügliche Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland nur vereinzelt auszumachen¹. Es besteht somit ein klares Forschungsdefizit auf diesem Gebiet. Aus diesem Grund scheint ein Blick in den anglo-amerikanischen Raum sinnvoll, so daß mögliche Wirkungsmechanismen entdeckt und entsprechende bundesdeutsche Analysen angeregt werden können.

Obgleich erst kürzlich eine relativ breite englischsprachige Übersicht zum Zusammenhang von Arbeitslosenversicherung und Arbeitslosigkeit veröffentlicht wurde (Atkinson 1987), soll ein Überblick über die Entwicklung der jüngsten Fachdiskussion gegeben werden, da diese Übersicht einerseits vorwiegend ältere Arbeiten enthält und andererseits eine ganze Reihe relevanter Arbeiten neueren Datums vernachlässt. Für einen Überblick über ältere Arbeiten sei auf Danziger et al. (1981), 989 ff., Topel / Welch (1980),

¹ Die bundesdeutschen Ausnahmen betreffen Schneider (1989) und Franz (1982).

Hamermesh (1977), Gustman (1982), Welch (1977) und Atkinson (1981) verwiesen, so daß der folgende Überblick mit dem Jahre 1981 beginnt.

Die Arbeitslosenversicherung kann prinzipiell auf dreierlei Weise Arbeitslosigkeit beeinflussen. Erstens kann sie einen Einfluß auf den Zugang zu Arbeitslosigkeit entfalten, zweitens kann sie den Verbleib in Arbeitslosigkeit verzögern und drittens könnte der Anspruchslohn betroffen sein. Entsprechend dieser Einteilung werden die einzelnen Untersuchungen im folgenden vorgestellt. Den Abschluß dieses Beitrages bilden dann eine tabellarische Zusammenfassung der wichtigsten Charakteristika der vorgestellten Studien und einige kritische Anmerkungen.

2. Eintritt in Arbeitslosigkeit

Für den Zugang zur Arbeitslosigkeit existieren zwei Möglichkeiten. Einerseits könnte ein Wechsel von Nicht-Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit und andererseits ein Wechsel von Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit erfolgen. Ersterer Fall kommt zwar häufig vor, findet aber in dem hier interessierenden Zusammenhang keine Beachtung in der einschlägigen Literatur, da bei einem derartigen Wechsel in der Regel die Voraussetzungen für einen Leistungsbezug nicht erfüllt sind und somit von der Arbeitslosenversicherung auch kein Anreiz zum Wechsel ausgeht. Der zweite Fall hingegen ist mit entsprechenden Zahlungsströmen behaftet, weswegen er hier näher betrachtet werden soll.

Bei einem Wechsel von Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit muß nach dem Grad der Freiwilligkeit unterschieden werden: kündigt ein Arbeitnehmer selber, d. h. freiwillig, oder wird ihm vom Arbeitgeber, d. h. unfreiwillig, gekündigt?

Grundsätzlich wird Arbeitnehmern, die freiwillig – „without good reasons“ – kündigen, für eine bestimmte Zeit die Arbeitslosenunterstützung gesperrt. Da die Sperrung im Laufe der Zeit in den US-Bundesstaaten restriktiver gehandhabt wird, überprüft *Solon (1984)*, ob diese veränderten Regelungen einen Einfluß auf das freiwillige Kündigungsverhalten entfalten. Er gelangt zu dem Resultat, daß der Einfluß der Sperregelungen insignifikant ist. Ein Grund könnte darin liegen, daß freiwillige Arbeitnehmer-Kündigungen meist erst dann ausgesprochen werden, wenn ein neuer Arbeitsplatz gesichert ist, so daß die freiwillige Kündigung eher eine Mobilitätskündigung darstellt, also nicht mit Arbeitslosigkeit verbunden ist.

Ein Grund für die Insignifikanz der Parameter könnte aber auch in der Nichtbeachtung der momentanen Arbeitsmarktsituation liegen. Während in Zeiten hoher Arbeitslosigkeit tendenziell seltener freiwillig gekündigt wird,

steigt die freiwillige Kündigungsrate bei günstiger Arbeitsmarktlage. Da theoretisch nicht geklärt ist, ob das Kündigungsverhalten die Arbeitslosigkeit oder die Arbeitslosigkeit das Kündigungsverhalten beeinflußt, verwendet *Ragan* (1984) einen simultanen Gleichungsansatz mit diesen beiden Größen als endogene Variablen.

Er gelangt zu dem Resultat, daß das Kündigungsverhalten weder von der Arbeitslosenquote noch von den einzelnen Regelungen der Sperrfristen signifikant beeinflußt wird. Die Arbeitslosenquote ihrerseits reagiert nicht signifikant auf das Kündigungsverhalten, allerdings auf einige Regelungen der Sperrfristen. So ist die Arbeitslosenquote in jenen Staaten höher, die Krankheit oder Kinderbetreuung für einen akzeptablen Kündigungsgrund halten oder die auch bei freiwilliger Kündigung während der gesamten Bezugsdauer Arbeitslosenunterstützung entrichten.

Kommen wir nun zum unfreiwilligen Übergang von Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit. Ein erster Näherungsversuch an die Bedeutung der Arbeitslosenversicherung für das unfreiwillige Kündigungsverhalten kann auf zeitreihenanalytischem Wege vorgenommen werden, wobei die Layoff-Rate endogen erklärt werden soll. Die Layoff-Rate gibt die Relation von Kündigungen zu Erwerbstätigen an. In einer gleichzeitigen Betrachtung von Arbeitslosenunterstützung und Experience-Rating in einer Schätzgleichung für Layoff gelangt *Brechling* (1981) zu dem Resultat, daß die durchschnittliche Replacement-Ratio insignifikant ist, wogegen eine Abweichung vom optimalen Experience-Rating einen signifikanten Anstieg der Layoff-Rate bewirkt.

Ein etwas anderes Bild könnte sich ergeben, wenn man die Layoff-Rate nicht pro Wirtschaftszweig, sondern pro regionaler Einheit betrachtet (*Saffer* 1982). Während die Arbeitslosenunterstützung keinen signifikanten Einfluß entfaltet, führt eine Verbesserung des Experience-Ratings zu einer Abnahme von Layoff-Arbeitslosigkeit.

Ein Nachteil des zeitreihenanalytischen Untersuchungsrahmens liegt in dem Umstand, daß lediglich mehr oder weniger stark aggregierte Variablen und keinerlei individuelle Merkmale verwendet werden. Will man dieses Manko beheben, muß man zur mikroanalytischen (Querschnitt und/oder Panel) Betrachtungsweise übergehen. Dort werden nicht mehr (aggregierte) Layoff-Raten, sondern individuelle Layoff-Zustände erklärt. So kann bspw. gemäß *Saffer* (1983) als Ergebnis festgehalten werden, daß die individuelle Wahrscheinlichkeit, von Layoff betroffen zu sein, bei steigender Arbeitslosenunterstützung und abnehmenden Experience-Rating größer wird.

Einen alternativen Berechnungsvorschlag für das Maß des Experience-Ratings unterbreitet *Topel* (1983). Zusätzlich zu den Branchenunterschieden, die *Saffer* (1983) verwendet, werden auch regionale Unterschiede

beachtet. Mit Hilfe eines Hazard-Raten-Modells wird zum einen die Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden und zum anderen die Wahrscheinlichkeit, den Zustand Arbeitslosigkeit zu verlassen, endogen erklärt². In einer ersten Modellspezifikation wird als Maß für die Arbeitslosenversicherung lediglich die Netto-Replacement-Ratio berücksichtigt. Während der Eintritt in die Arbeitslosigkeit durch die Replacement-Ratio signifikant beeinflußt wird (je höher die Replacement-Ratio, desto größer die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden), bleibt der Austritt aus Arbeitslosigkeit davon unberührt. Wird als zusätzliche Erklärungsgröße das Maß für Experience Rating in die Schätzgleichung aufgenommen, verschwindet der signifikante Einfluß der Arbeitslosenversicherung bei gleichzeitiger Insignifikanz des Experience-Ratings.

3. Anspruchslohn

Feldstein / Poterba (1984) versuchen, einen Zusammenhang zwischen der Arbeitslosenversicherung und (zu hohen) Anspruchslöhnen nachzuweisen. Ihr Hauptargument lautet, daß Arbeitslose auf ihrem neuen Arbeitsplatz in der Regel einen niedrigeren Lohn erhalten als beim vormaligen Arbeitgeber und somit ihr Anspruchslohn auch unterhalb des Lohnes beim alten Arbeitgeber liegen müßte, was jedoch durch die Gewährung von Arbeitslosenunterstützung verhindert wird.

Sie weisen nach, daß im Durchschnitt aller (freiwilligen und unfreiwilligen) Arbeitsplatzverlierer der Anspruchslohn um 7% über dem Lohn bei dem letzten Arbeitgeber liegt.

Bei der Überprüfung des Einflusses der Arbeitslosenversicherung auf das Verhältnis von Anspruchslohn zu letztem Lohn (Reservation Wage Ratio) wird festgestellt, daß für die Gruppe der (unfreiwilligen) Arbeitsplatzverlierer eine deutliche Erhöhung der Replacement-Ratio von 0.4 auf z.B. 0.7 zu einer signifikanten Erhöhung der Reservation Wage Ratio um lediglich ca. 4 Prozentpunkte bei den Personen in layoff und um ca. 12 Prozentpunkte bei den Personen, die nicht in layoff sind, führt.

Eine Unterstützung für die Hypothese, daß die Arbeitslosenversicherung einen Einfluß auf den Anspruchslohn ausübt, liefert auch *Mavromaras* (1987). In einer Schätzung des (logarithmierten) Anspruchslohns in Abhängigkeit von u. a. der Höhe der Arbeitslosenunterstützung kommt heraus, daß ein Anstieg der Arbeitslosenunterstützung zu einem signifikant erhöhten Anspruchslohn führt.

² Damit wird dem Argument Rechnung getragen, daß nicht nur die Dauer, sondern auch die Häufigkeit der (kurzfristigen) Arbeitslosigkeit von der Arbeitslosenversicherung beeinflußt werden kann.

Auch *Blau / Robins* (1986a) finden einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitslosenunterstützung und Anspruchslohn heraus. In einer Schätzung des Anspruchslohns (endogene Variable) in Abhängigkeit von u.a. der uns interessierenden Variable der Arbeitslosenversicherung (Replacement-Ratio) kann festgehalten werden, daß die Replacement-Ratio an ihrem Mittelwert folgenden Einfluß entfaltet: eine Erhöhung um 10 Prozentpunkte bewirkt einen Anstieg des Anspruchslohns um lediglich 2.1% (Männer) bzw. 1.5% (Frauen).

Während *Feldstein / Poterba* (1984), *Mavromaras* (1987a) und *Blau / Robins* (1986) zu dem Resultat gelangen, daß die Arbeitslosenunterstützung den Anspruchslohn signifikant erhöht, kann *Franz* (1982) keine Unterstützung für diese Hypothese finden. Auf der Basis von bundesdeutschen Daten gelangt er zu dem Ergebnis, daß sich die Arbeitslosenversicherung nicht signifikant auf die Höhe des Anspruchslohns auswirkt.

Genau entgegengesetzt zur Suchtheorie findet *Fiske* (1982) sogar einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen Arbeitslosenunterstützung und Anspruchslohn heraus. Er gelangt zu dem Resultat, daß jede zusätzliche Woche an Arbeitslosenunterstützung den Anspruchslohn um \$ 2.29 pro Woche senkt. Somit liegen zur Beurteilung der Frage, ob die Arbeitslosenversicherung den Anspruchslohn beeinflußt, fünf sehr heterogene Ergebnisse vor, so daß nicht eindeutig festgestellt werden kann, in welche Richtung die Arbeitslosenunterstützung den Anspruchslohn beeinflußt.

4. Verbleib in bzw. Austritt aus Arbeitslosigkeit

Der größere Teil der empirischen Arbeiten über den Zusammenhang von Arbeitslosenversicherung und Arbeitslosigkeit beschäftigt sich mit dem Verbleib in Arbeitslosigkeit bzw. dem Austritt aus Arbeitslosigkeit, wobei zwei Untersuchungsstränge zu unterscheiden sind. Einerseits steht der Umstand Arbeitslosenunterstützung zu beziehen bzw. die Höhe der Arbeitslosenunterstützung im Mittelpunkt. Andererseits wird der Frage nachgegangen, ob sich Änderungen in den Rahmenbedingungen der Arbeitslosenversicherung, wie etwa die potentielle Bezugsdauer von Arbeitslosenunterstützung, d.h. maximal zulässige Bezugsdauer oder Zwänge zu konkreten Methoden der Arbeitssuche, auf die Arbeitslosigkeit auswirken.

4.1 Arbeitslosenunterstützung und Dauer der Arbeitslosigkeit

Im ersten Untersuchungsstrang wirft dabei die Frage nach der Quantifizierung der Arbeitslosigkeitsdauer ein grundsätzliches Problem auf. Wählt man einen bestimmten Stichtag, zu dem die Dauer der Arbeitslosigkeit festgestellt werden soll, erhält man nur teilweise exakte Angaben, nämlich für

jene Personen, die ihre Arbeitslosigkeit bis zum Erhebungszeitpunkt abgeschlossen haben. Problematisch wird es allerdings bei den Personen, die zum Stichpunkt noch immer arbeitslos sind. Für diese Personen kann keine exakte vollendete Arbeitslosigkeitsdauer angegeben werden. Eine andere Möglichkeit für die Bestimmung der vollendeten Arbeitslosigkeit liegt in deren Schätzung; ein Weg, der fast immer eingeschlagen wird, so z.B. auch von *Barron / Mellow* (1981a). Sie gelangen zu dem Resultat, daß Arbeitslose mit Arbeitslosenunterstützung im Durchschnitt 8 Wochen länger arbeitslos sind als Arbeitslose ohne Arbeitslosenunterstützung.

Anstatt lediglich eine Dummy-Variable zu benutzen, die anzeigt, ob eine Person Arbeitslosenunterstützung erhält oder nicht, führt *Cooke* (1981) die aussagekräftigere Größe „Höhe der Arbeitslosenunterstützung“ ein. Obendrein legt er eine bislang vernachlässigte Erweiterung vor, indem er auf die zeitliche Instabilität der von der Arbeitslosenversicherung ausgehenden Einflüsse verweist, welche durch die Beachtung von zeitlich variierenden Arbeitsmarktbedingungen kontrolliert werden kann. In einer Schätzung der erwarteten vollendeten Arbeitslosigkeitsdauer führt eine Erhöhung der Arbeitslosenunterstützung um \$ 10 zu einer Verlängerung der Arbeitslosigkeit um 7 - 10 Tage. Während die Arbeitslosenquote im Jahr 1974 die Arbeitslosigkeitsdauer signifikant erhöht, verursacht sie im Jahr 1976 eine signifikante Reduktion. Da die Unterschiede signifikant sind und im zweiten Jahr eine höhere Arbeitslosigkeit vorlag, wird der Schluß gezogen, daß Arbeitslose in schlechterer konjunktureller Lage ihren Anspruchslohn senken und sich somit die Dauer der Arbeitslosigkeit verkürzt.

Ein oft vorgetragener Kritikpunkt an Studien, die den Einfluß von Arbeitslosenunterstützung auf Arbeitslosigkeit untersuchen, betrifft die exakte Quantifizierung der Arbeitslosenunterstützung. Wird die Höhe der Arbeitslosenunterstützung von der arbeitslosen Person erfragt, muß mit mehr oder weniger starken Ungenauigkeiten gerechnet werden. Dieses Problem ließe sich allerdings vermeiden, wenn auf die amtlichen (Arbeitslosen-) Register zurückgegriffen werden könnte. Auf der Basis genau solcher Daten schätzen *Narendranathan et al.* (1985) die erwartete vollendete Arbeitslosigkeitsdauer in Abhängigkeit von u.a. der exakten Arbeitslosenunterstützung und gelangen zu dem Resultat, daß die Arbeitslosenunterstützung vor allem bei jungen Männern die Arbeitslosigkeitsdauer verlängert.

Bislang stand als endogene Größe eine einzige Variable im Mittelpunkt des Interesses: die Dauer der Arbeitslosigkeit. Eine Erweiterung besteht in der Verwendung mehrerer endogener Variablen, nämlich den Verteilungsparametern (mittlere Dauer, Standardabweichung und Schiefe der Arbeitslosigkeitsdauer. Mit diesem Konzept kann kontrolliert werden, ob eher kürzere oder längere Formen der Arbeitslosigkeit von der Arbeitslosenversicherung betroffen werden.

Benham (1983) überprüft diesen Zusammenhang mit Hilfe einer Zeitreihenanalyse. Der Anreiz, der von der Arbeitslosenversicherung auf die Arbeitslosen ausgeht, wird durch die Netto-Replacement-Ratio (Anteil der durchschnittlichen wöchentlichen Unterstützung an den durchschnittlichen wöchentlichen Nettoverdiensten in der Industrie) gemessen.

Die Schätzungen für die drei Verteilungsparameter ergeben folgendes Bild. Die Replacement-Ratio ist in den Gleichungen für mittlere Arbeitslosigkeitsdauer und deren Standardabweichung positiv signifikant, d.h. eine höhere Arbeitslosenunterstützung führt zu einer längeren Arbeitslosigkeitsdauer und zu einer Erhöhung der Episoden langer Arbeitslosigkeit, wogegen die Signifikanz bei der Gleichung für die Schiefe verschwindet. Während in den beiden erstgenannten Gleichungen das Anreizmaß für die Unternehmen keine Signifikanz vorliegt, erweist sich diese Größe in der Schiefe-Gleichung als signifikant negativ, das heißt, die relative Häufigkeit der kurzen Arbeitslosigkeitsdauern nimmt bei abnehmendem Experience-Rating zu.

Auch wenn statt einer endogenen Variable mehrere endogene Variablen verwendet werden, bleibt das Ungenauigkeitsproblem der Angaben über die Dauer der Arbeitslosigkeit bestehen. Ein gängiger Weg, dem Sachverhalt der vollendeten, aber nicht meßbaren Dauer der Arbeitslosigkeit Herr zu werden, liegt in der Methode der Hazardraten³. Genau diesen Weg haben z.B. *Butler / McDonald* (1986) beschritten. Als Ergebnis sei festgehalten, daß eine Arbeitslosigkeitsdauer von weniger als vier bzw. mehr als fünfzehn Wochen von der Arbeitslosenunterstützung nicht signifikant beeinflußt wird.

Ein bislang vernachlässigter Punkt ergibt sich aus der Frage, welcher Zustand eintritt, nachdem der Zustand Arbeitslosigkeit verlassen wurde. Eine Person kann einerseits in die Erwerbstätigkeit und andererseits in die Erwerbslosigkeit wechseln. *Hujer / Schneider* (1986) schätzen für die Bundesrepublik Deutschland die Wahrscheinlichkeit, erstens aus Arbeitslosigkeit in ein Beschäftigungsverhältnis und zweitens aus Arbeitslosigkeit in „Non-Activity“, das heißt Ausscheiden aus dem Arbeitskräftepotential, zu wechseln. Der Anspruch auf Arbeitslosengeld wirkt sich signifikant positiv auf die Wechselrate von Arbeitslosigkeit in ein Beschäftigungsverhältnis aus. Ein verstärkter Einfluß der Arbeitslosenversicherung kann beobachtet werden, wenn statt der Wechselrate von Arbeitslosigkeit in ein Beschäftigungsverhältnis die Wechselrate von Arbeitslosigkeit in „Non-Activity“ betrachtet wird. Sowohl der Anspruch-Dummy als auch der Dummy für das Erreichen der maximalen Bezugsdauer von Arbeitslosenunterstützung

³ Einen guten Einstieg in die Literatur von Raten-Modellen geben *Andreß* (1985), *Diekmann / Mitter* (1984) und *Blossfeld et al.* (1986).

erweisen sich als signifikant positiv. So steigt die Wechselrate auf das Vierfache, wenn die maximale Bezugsdauer überschritten ist.

Clark / Summers (1983) verweisen darauf, daß die Arbeitslosenunterstützung (Netto-Replacement-Ratio) zwar keinen signifikanten Einfluß auf den Wechsel in Erwerbstätigkeit oder „out-of-labor-force“ ausübt. Eine weitergehende Differenzierung des Ursprungszustandes offenbart allerdings, daß bei Personen mit Eigenkündigung eine höhere Arbeitslosenunterstützung eher zu einem Wechsel in „out-of-labor-force“ als in Erwerbstätigkeit führt, wogegen Personen, denen gekündigt worden ist, eine größere Wahrscheinlichkeit zum Wechsel in Erwerbstätigkeit als in „out-of-labor-force“ aufweisen.

4.2 Wirkungen von unterschiedlichen Ausgestaltungsformen der Arbeitslosenversicherung auf die Dauer der Arbeitslosigkeit

Im Mittelpunkt der bisherigen Betrachtung stand als zentraler Parameter die Höhe der Arbeitslosenunterstützung bzw. die Frage, ob eine Person überhaupt Arbeitslosenunterstützung bezieht. Ein weiterer Ansatzpunkt zur Beeinflussung der Arbeitslosigkeit könnte sich aus Änderungen bestimmter Ausgestaltungsformen der Arbeitslosenversicherung ergeben. Dafür kommen bspw. Regelungen in Betracht, die die maximal zulässige Dauer von Arbeitslosenunterstützung oder auch die Frage steuern, ob bzw. welche Anforderungen an das konkrete Suchverhalten von Arbeitslosen gestellt werden können, damit diese schneller einen adäquaten Arbeitsplatz erhalten.

Eine empirische Überprüfung der letzten Fragestellung legen *Keeley / Robins (1985)* vor. In einem ersten Schritt ist überprüft worden, ob Arbeitslosenunterstützung und Suchanforderungen aus öffentlichen Unterstützungsprogrammen bestimmte Arten der Arbeitssuche beeinflussen. Die Tatsache, Arbeitslosenunterstützung zu erhalten, wirkt sich positiv auf die Zahl der Suchmethoden und negativ auf Arbeitgeberkontakte, Arbeitgeberbesuche und Bewerbungen aus.

In einem zweiten Schritt wird die Wahrscheinlichkeit, Arbeitslosigkeit zu verlassen, nachgebildet. Als wichtigstes Resultat ergibt sich, daß die Arbeitslosenunterstützung einen stark negativen Einfluß auf die Rate, Arbeitslosigkeit zu verlassen, ausübt. Im Gegensatz dazu wirken sich die Variablen der Arbeitssuche mit Ausnahme der Zahl der Suchmethoden positiv auf die Rate Arbeitslosigkeit zu verlassen aus. Das heißt, daß vor allem Arbeitgeberkontakt, Arbeitgeberbesuche und Jobbewerbungen dazu geeignet scheinen, Arbeitslosigkeit zu verkürzen. Daß sich die Zahl der Suchmethoden negativ auf die Rate auswirkt, kann damit erklärt werden,

daß viele Aktivitäten zu einer „Verzettelung“ führen und es sinnvoller erscheint, weniger Methoden – diese aber intensiv – durchzuführen.

Barron / Mellow (1981b) gelangen zu dem Ergebnis, daß bei einer Kontrolle der verschiedenen Zielzustände nach dem Verlassen der Arbeitslosigkeit Geschlecht und Intensität der Arbeitssuche in den verschiedenen Übergängen unterschiedlich wirken. Frauen wechseln eher in den Zustand „out-of-labor-force“, wogegen Männer eher in Erwerbstätigkeit wechseln. Eine hohe (niedrige) Stundenzahl Arbeitssuche pro Woche führt zu einem Wechsel in Erwerbstätigkeit („out-of-labor-force“). Vermehrte Suchaktivitäten erhöhen somit die Chance, einen Arbeitsplatz zu erhalten.

Eine andere Ausgestaltungsform der Arbeitslosenversicherung stellt die potentielle Bezugsdauer der Arbeitslosenunterstützung dar, wobei die grundlegende Frage lautet, ob durch eine Verkürzung der maximalen Bezugsdauer auch die tatsächliche Arbeitslosigkeitsdauer vermindert werden kann.

Moffitt / Nicholson (1982) bspw. argumentieren, daß in den letzten Jahren die Replacement-Ratio auf US-Staatsebene (Durchschnittswerte) wenig variierte, wogegen eine Zunahme der Arbeitslosigkeitsdauer zu verzeichnen ist. Diese Zunahme ginge einher mit einer gravierenden Verlängerung der potentiellen Bezugsdauer von Arbeitslosenunterstützung. Je näher die tatsächliche Arbeitslosigkeitsdauer an die maximale Bezugsdauer von Arbeitslosenunterstützung stößt, desto größere Anstrengungen zur Erlangung eines Jobs werden gemacht.

Als wichtigstes Resultat soll festgehalten werden, daß unter Berücksichtigung der Wahrscheinlichkeit, bereits länger als die maximale Bezugsdauer arbeitslos zu sein, ein Anstieg der Replacement-Ratio um 0.10 zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeitsdauer von 0.46 Wochen (Männer) bzw. 0.37 Wochen (Frauen) führt. Wird die potentielle Bezugsdauer um eine Woche verlängert, führt dies zu einer Steigerung der Arbeitslosigkeitsdauer von 0.1 Wochen bei beiden Geschlechtern.

Aufbauend auf diese Arbeit geht *Moffitt* (1985) der Frage nach, inwieweit die Verteilung der Arbeitslosigkeitsdauer von der potentiellen Bezugsdauer abhängt.

Als erstes Ergebnis kann eine mit zwei Ausnahmen nahezu konstante Hazard-Rate festgestellt werden. Die beiden Ausnahmen betreffen $t = 25$ bzw. $t = 37$: an diesen Zeitpunkten bzw. Zeiträumen von Arbeitslosigkeit steigt die Rate, den Zustand Arbeitslosigkeit zu verlassen. Zur Unterstützung dieses Ergebnisses ist die gesamte Gruppe unterteilt worden in Personen mit einer maximalen Bezugsdauer von ≤ 26 Wochen einerseits und > 26 Wochen andererseits. Dabei kam heraus, daß die beiden entsprechenden Hazard-Funktionen bis etwa zur Woche 20 ungefähr gleich verliefen,

danach aber große Unterschiede aufwiesen. Für die Gruppe mit einer maximalen Bezugsdauer von ≤ 26 Wochen stieg die Rate von Woche 20 bis 26 stark an, wogegen sie für die andere Gruppe bis zur Woche 34 gleich verlief, um erst dann drastisch anzusteigen.

Bei der Überprüfung des Einflusses von Kovariaten auf die Hazard-Rate werden folgende Schlüsse gezogen: eine 10prozentige Erhöhung der Arbeitslosenunterstützung führt zu einer Arbeitslosigkeitsverlängerung von einer halben Woche und eine einwöchige Verlängerung der potentiellen Bezugsdauer erhöht die Arbeitslosigkeitsdauer um 0.15 Wochen.

Auch *Ham / Rea* (1987) greifen auf ein Hazard-Ratenmodell zurück, wobei sie allerdings als wesentliche Neuerung „unbeobachtete Heterogenität“ in die Diskussion einführen. Unter Beachtung derselben wird festgehalten, daß eine Erhöhung der maximalen Bezugsdauer die Neigung, Arbeitslosigkeit zu verlassen, signifikant senkt.

Eine ganz andere Möglichkeit, sich der Frage zu nähern, ob die Arbeitslosenversicherung einen Einfluß auf die Arbeitslosigkeit ausübt, läge in folgender Überlegung. Auch wenn Änderungen in der Höhe der Arbeitslosenunterstützung zu mehr oder weniger starken Schwankungen in der Dauer der Arbeitslosigkeit führen können, bleibt es dem Arbeitslosen überlassen, ob und ggf. wie er darauf reagiert. Die gewünschte Wirkung kann, muß aber nicht eintreten. Eine andere – vielleicht effektivere – Regelung könnte nun darin bestehen, daß der vorzeitige Abgang aus Arbeitslosigkeit prämiert wird.

Ein derartiges Bonussystem ist von *Woodbury / Spiegelman* (1987) in den USA getestet worden. Zu diesem Zweck sind im Staat Illinois 1984/85 zwei Experimente durchgeführt worden. Einer ersten Gruppe von Neuzugängen in die Arbeitslosigkeit wurde ein einmaliger Bonus in Höhe von \$ 500 versprochen, sofern sie innerhalb von elf Wochen nach Eintritt in Arbeitslosigkeit einen neuen Arbeitsplatz finden. Einer zweiten Gruppe von Neuzugängen in die Arbeitslosigkeit wurde gesagt, daß ihr neuer Arbeitgeber einen einmaligen Bonus in Höhe von \$ 500 erhält, wenn die gleichen Bedingungen, die an die erste Gruppe gestellt wurden, erfüllt werden. Schließlich wurde zu Vergleichszwecken eine (dritte) Gruppe von Arbeitslosen herangezogen, denen kein Bonus angeboten wurde. Um die Wirkung des Bonus-Systems zu kontrollieren, sind einerseits die Dauer der Arbeitslosigkeit und andererseits die Höhe der Arbeitslosenunterstützung über denselben Zeitraum zwischen den Gruppen per Mittelwertunterschiede verglichen worden. Auch wenn die Gruppe mit dem Unternehmens-Bonus eine leicht kürzere durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer und leicht niedrigere Arbeitslosenunterstützung als die Gruppe mit Arbeitslosen-Bonus aufweist, ist der Unterschied statistisch insignifikant. Vergleicht man allerdings die Gruppe mit dem Arbeitslosen-Bonus mit der Vergleichsgruppe, ist ein statistisch hoch-

signifikanter Rückgang der Arbeitslosigkeitsdauer (von 20.1 auf 18.9 Wochen) und der Höhe der Arbeitslosenunterstützung (von \$ 2.786 auf \$ 2.592) von ersterer auf letztere Gruppe festzustellen.

Das genaue Gegenteil eines Bonus-Systems läge in einem Malus-System. Der Arbeitslose müßte also eine Strafe bezahlen, wenn er innerhalb einer bestimmten Frist keinen neuen Arbeitsplatz findet. Im Prinzip könnte man auch das Erreichen der maximalen Bezugsdauer von Arbeitslosenunterstützung als solch einen Sanktionsmechanismus auffassen, die Strafe entspräche dabei genau der Höhe der vormals bezogenen Arbeitslosenunterstützung. Selbst eine Reduktion der Arbeitslosenunterstützung könnte man als Strafe verstehen. Eine besondere Form des Malus-Systems könnte man auch in einer Besteuerung der Arbeitslosenunterstützung sehen. Bei diesem Verfahren bliebe die Höhe der Arbeitslosenunterstützung konstant, sie würde allerdings einer Steuer unterzogen werden, so daß die Netto-Arbeitslosenunterstützung sinken.

Welche Auswirkungen solch ein System auf die Arbeitslosigkeit hat, ist von Solon (1985) untersucht worden. Mit Hilfe eines Hazardraten-Modells gelangt Solon zu dem Resultat, daß die Arbeitslosigkeitsdauer nach Einführung einer Besteuerung um ca. 1.2 Wochen sank.

Zum Abschluß dieses Abschnitts sei eine Zusammenfassung der wichtigsten Charakteristika aller vorgestellten Studien über den Zusammenhang von Arbeitslosenversicherung und Arbeitslosigkeit präsentiert (siehe Tabelle 1):

Tabelle 1: Empirische Arbeiten zum Einfluß der Arbeitslosenversicherung auf Arbeitslosigkeit

Studie	Jahr	Gruppe	Methode	abhängige Variable	unabhängige Variable	Resultat
Anspruchslohn						
Feldstein/ Poterba ^{a)}	1976	Current Population Survey (USA) (N = 2228 Arbeitslose)	OLS	Reservation-wage- ratio (RWR)	Replacement-ratio (RR), Nicht- lohneinkommen, Variablen für andere Wohlfahrtsprogramme, sozio-demographische Variablen	Anstieg der RR von 0,4 auf 0,7 führt zu Anstieg der RWR um 4 %-Punkte bis 12 %-Punkte.
Mavromaras ^{b)}	1973	Political and Economic Planning Survey of the Unemployed/GB (N = 881 Arbeitslose)	OLS	Ln (Replacement- Ratio)	Beruf, Alter, Geschlecht, Familienstand, Zahl der Kinder, Ausbildung, Gewerkschafts- status, Arbeitslosenquote, Schwerbeschädigtenstatus, Arbeitslosenunterstützung	Erhöhung der Arbeits- losenunterstützung führt zu Erhöhung der Replacement-Ratio.
Franz ^{c)}	1976	Abgänger aus offiziellem Arbeitslosenregister (BRD) (N = 952)	OLS	Anspruchslohn	Dummy für Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung, Mittelwert und Standardabwe- ichung der Lohnangebote, Quali- fikation, Alter, Geschlecht, Familienstand, Arbeitslosenquote	Arbeitslosenversicherung beeinflusst Anspruchslohn insignifikant.
Fishbe ^{d)}	1971 - 1974	Continuous Wage and Benefit History (USA) alle abhängigen Erwerbstätigen in Florida/USA (5 %-Stichprobe)	Heckmann- Lee- 2-Stufen- Schätzer	Anspruchslohn pro Woche	Wöchentliche Arbeitslosenunter- stützung, maximale Bezugs- dauer, sozio-demographische Variablen, Dummies für Branchen	Verlängerung der Arbeits- losenunterstützung um 1 Woche führt zum Anstieg des Anspruchslohns um \$ 2,29 pro Woche.
Blau/ Robins ^{e)}	1980	Employment Opportunity Pilot Project (USA) verheiratete Männer und Frauen mit mindestens einer Periode Arbeitslosigkeit in jüngerer Ver- gangenheit (N = 1928)	OLS/ Tobit/ ML	1. Rate der erhaltenen Lohnangebote 2. Mittelwert der Lohn- angebotsverteilung 3. Anspruchslohn	Netto-replacement-ratio (RR), Bewerbungsrate, Dummy für Dauer der Arbeits- losigkeit, sozio-demographische Variablen	1. Zahl der Bewerbungen erhöht Angebote; RR insignifikant 2. RR insignifikant 3. Erhöhung von RR um 10 %-Punkte führt zu Anstieg des Anspruchs- lohns um ca. 1,8 %.
Eintritt in Arbeitslosigkeit						
Solon ^{f)}	1970 - 1980	alle abhängigen Erwerbstätigen des verarbeitenden Gewerbes (45 US-Staaten)	OLS	Quit-Rate pro Bundesstaat	Dummy für temporäre bzw. permanente Sperrung der Arbeitslosenunterstützung	Sperrung hat keinen signifikanten Einfluß.

Ragan ^{a)}	1972 - alle abhängigen Erwerbstätigen des verarbeitenden Gewerbes (50 US-Staaten)	3 SLS	1. Quits-Rate pro Bundesstaat 2. Arbeitslosenquote pro Bundesstaat	Arbeitslosenquote, Quits-Rate, relative Einkommensposition, Gewerkschaftsanteil, Dummies für Regelungen über Zahlung von Arbeitslosenunterstützung bei freiwilliger Kündigung	Alle Variablen insignifikant. Abweichung in Gleichung 1., Quits-Rate insignifikant in 2., aber einige Dummies signifikant in 2.
Brechling ^{b)}	1962 - alle abhängigen Erwerbstätigen des verarbeitenden Gewerbes (170 Wirtschaftszweige)	OLS	Layoff-Quote pro Wirtschaftszweig	Replacement-ratio (RR), Experience-rating, Dummies für Wirtschaftszweige	RR insignifikant. Abweichung vom optimalen Experience-rating erhöht Layoff-Arbeitslosigkeit.
Saffer ^{c)}	1967 - alle abhängigen Erwerbstätigen (52 US-Staaten)	OLS	Layoff-Quote pro Bundesstaat	wöchentliche Arbeitslosenunterstützung, wöchentlicher Lohn, Experience-rating, Dummies für Wirtschaftszweige und Jahre	Arbeitslosenunterstützung und Experience-rating insignifikant.
Saffer ^{d)}	1975 Current Population Survey (USA) Personen, die von Arbeitslosenversicherung erfaßt werden, 18 - 65 Jahre, mehr als 14 Wochen Arbeit im letzten Jahr (N = ca. 15.000)	OLS/LOGIT	1. Dummy für temporary Layoff 2. Dummy für permanent Layoff	Brutto-replacement-ratio (BRR), Experience-rating, sozio-demografische Variablen, Beruf, Wirtschaftszweig	Elastizität von BRR in 1: 0,31 und in 2: 0,4 (insignifikant)
Topelk ^{e)}	1975 Current Population Survey (USA) Männer und Frauen, 20 - 65 Jahre, ganzjährig zur Labor Force gehörend, nicht selbstständig, nicht Landwirt (N = 8280)	ML/Hazard-Rate	Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu sein, zu werden bzw. Arbeitslosigkeit zu verlassen	Netto-replacement-ratio, Experience-rating, Wirtschaftszweig, sozio-demografische Variablen	Perfektes Experience-rating senkt Arbeitslosigkeit um 30 %. Replacement-ratio ist nicht signifikant.
Verbleib in bzw. Austritt aus Arbeitslosigkeit					
Barron/ Mellow ^{f)}	1976 Current Population Survey (USA) (N = 1307 Arbeitslose)	multinomiales Logit	Erwerbsstatus	Dummy für Arbeitslosenunterstützung, Dauer der Arbeitslosigkeit, Einkommen, Dummy für Layoff und Kündigung, soziodemografische Merkmale	Personen mit Arbeitslosenunterstützung sind 8 Wochen länger arbeitslos.

a) Vgl. Feldstein/Poterba (1984). – b) Vgl. Mavromatas (1987). – c) Vgl. Franz (1982). – d) Vgl. Fishbe (1982). – e) Vgl. Blau/Robins (1986). – f) Vgl. Solon (1984). – g) Vgl. Ragan (1984). – h) Vgl. Brechling (1981). – i) Vgl. Saffer (1982). – j) Vgl. Saffer (1983). – k) Vgl. Topel (1983). – l) Vgl. Barron/Mellow (1981a).

Fortsetzung umseitig

Fortsetzung Tabelle I

Studie	Jahr	Gruppe	Methode	abhängige Variable	unabhängige Variable	Resultat
Cooke ^{m)}	1974 - 1976	Empfänger von Arbeitslosenunterstützung in Maine/USA (N = 2189)	OLS	erwartete vollendete Arbeitslosigkeitsdauer	Arbeitsmarktbedingungen, Dummies für Beruf und Branche, sozio-demographische Variablen	Anstieg der Arbeitslosenunterstützung um \$ 10 führt zu Arbeitslosigkeitsverlängerung um 7 - 10 Tage. Anstieg der maximalen Bezugsdauer um 12 Wochen führt zur Verlängerung der Arbeitslosigkeit um 3 Wochen.
Benham ⁿ⁾	1978/ 1979	Personen, die von Arbeitslosenversicherung erfaßt werden, aggregiert auf US-Bundesstaats Ebene	OLS	1. Mittlere Dauer der Arbeitslosigkeit 2. Standardabweichung von I. 3. Schiefe der AL-Dauer-Verteilung	Netto-replacement-ratio für Unternehmen, Layoff zu nutzen, Rasse, Anteil Blue-Collar-Worker, Wirtschaftszweig	Höhere Arbeitslosenunterstützung führt zu langerer Arbeitslosigkeitsdauer und Erhöhung der Episoden langer Arbeitslosigkeit. Nicht optimales Experience-rating führt zu Anstieg der kurzen Dauer.
Woodbury/ Spiegelman ^{o)}	1984 / 1985	Department of Employment Security Bonus Experiment in Illinois/USA (N = 12101 Arbeitslose)		Mittelwertvergleiche	Dauer der Arbeitslosenunterstützung	Gruppe 1: Bonus für Arbeitslose bei Jobfinding Gruppe 2: Bonus für Arbeitgeber bei Jobfinding Gruppe 3: Kontrollgruppe (kein Bonus)
Keeley/ Robins ^{p)}	1980	Personen, die keiner Erwerbstätigkeit nachgehen, aber aktiv eine Arbeit suchen (N = 6326)	Rate/ ML		1. Zahl der Suchaktivitäten 2. Stunden Arbeitssuche pro Woche 3. Zahl der Arbeitgeberkontakte pro Woche 4. Zahl der Arbeitgeberbesuche pro Woche 5. Zahl der Bewerbungen pro Woche 6. Rate, Arbeitslosigkeit zu verlassen	Arbeitslosenunterstützung erhöht 1. und senkt 3., 4., 5. und 6. Erhöhung von 2. - 5. erhöht 6.

Narendranathan ^{q)}	1978 Department of Health and Social Security (UK) (N = 2160 arbeitslose Männer)	ML	Dauer der Arbeitslosigkeit	Arbeitslosenquote, Arbeitslosenunterstützung erhöht Dauer bei jungen und Kurzfristarbeitslosen.
Butler/ McDonald ^{r)}	1948 - alle Arbeitslose in den USA 1980	OLS Hazard-Rate	Hazard-Rate	Replacement-Ratio erhöht mittlere Arbeitslosigkeitsdauer (4 - 15 Wochen)
Moffitt/ Nicholson ^{s)}	1976 Federal Supplemental Benefits Program (USA) (N = 1071 Langzeitarbeitslose)	ML	Beschäftigungszeit pro Periode	Netto-replacement-ratio, Erhöhung der potentiellen Bezugsdauer um 1 Woche verlängert Arbeitslosigkeit um 1 Tag.
Moffitt ^{t)}	1978 - Continuous Wage and Benefit History (USA) 1983 Männer mit mindestens einer Periode Arbeitslosigkeit (N = 4628)	Kaplan-Meier/ Proportional Hazard	Hazard-Rate zum Wechsel von Arbeitslosigkeit in Nicht-Arbeitslosigkeit	Erhöhung der potentiellen Bezugsdauer um 1 Woche verlängert Arbeitslosigkeit um 1 Tag.
Ham/Rea ^{u)}	1975 - N = 282 Arbeitslose Männer aus Kanada (1058 Spells) 1980	Hazard-Rate	Hazard-Rate	Maximale Bezugsdauer von Arbeitslosenunterstützung, Dauer der Arbeitslosigkeit, Arbeitslosenunterstützung, Lohn beim letzten Arbeitgeber, regionale und sektorale Arbeitslosenquote
Solon ^{v)}	1978/ 1979 Continuous Wage and Benefit History File, Georgia/USA (N = 6610 Arbeitslose)	Ratenmodell	Hazard-Rate	Arbeitslosenunterstützung, maximale Bezugsdauer, Dummy für Steuereinführung, Arbeitslosenquote, sozio-demographische Variablen

m) Vgl. Cooke (1981). – n) Vgl. Benham (1983). – o) Vgl. Woodbury/Spiegelman (1987). – p) Vgl. Keeley/Robins (1985). – q) Vgl. Narendranathan et al. (1985). – r) Vgl. Butler/McDonald (1986). – s) Vgl. Moffitt/Nicholson (1982). – t) Vgl. Moffitt (1985). – u) Vgl. Ham/Rea (1987). – v) Vgl. Ham/Rea (1985).

Fortsetzung umseitig

Fortsetzung Tabelle 1

Studie	Jahr	Gruppe	Methode	abhängige Variable	unabhängige Variable	Resultat
Hujer/ Schneider ^{w)}	1970 - 1979	Lebenslagenstudie Männer und Frauen, 15.-60 Jahre, (N = 851 Spells)	Ratemodell	1. Wechselrate von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung 2. Wechselrate von Arbeitslosigkeit in „non-activity“	Dummy für Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung, Dummy für Erreichen der maxi- malen Bezugsdauer von Arbeits- losenunterstützung, Geschlecht, Alter, Qualifikation, Arbeits- markindikatoren.	Arbeitslosenunterstützung erhöht 1. Nach Erreichen der maximalen Bezugsdauer steigt 2. auf das 4fache.
Barron/ Mellow ^{x)}	1976	Current Population Survey (USA) (N = 1307 Arbeitslose)	multi- nomiales Logit	Wechsel von Arbeits- losigkeit zu: 1. Arbeitslosigkeit 2. Erwerbstätigkeit 3. Nicht-Erwerbstätig- keit	Dummy für Bezug von Arbeits- losenunterstützung, Dauer der Arbeitsuche pro Woche, sozio- demographische Variablen	Arbeitslosenunterstützung reduziert Wechsel von Arbeitslosigkeit in 2. und 3.
Clark/ Summers ^{y)}	1978	Current Population Survey (USA) (N = 3057 Arbeitslose)	multi- nomiales Logit	Wechsel von Arbeits- losigkeit in: 1. Arbeitslosigkeit 2. Erwerbstätigkeit 3. Nicht-Erwerbstätig- keit	Netto-replacement-ratio, Arbeitslosenquote, sozio- demographische Variablen	Arbeitslosenunterstützung ist nicht signifikant.

^{w)} Vgl. Hujer/Schneider (1986). – ^{x)} Vgl. Barron/Mellow (1981b). – ^{y)} Vgl. Clark/Summers (1983).

5. Kritische Anmerkungen

Die überwiegende Zahl der empirischen Arbeiten gelangt zu der Überzeugung, daß die Arbeitslosenversicherung einen negativen Einfluß auf die Arbeitslosigkeit ausübt, also zu einer Steigerung der Arbeitslosigkeit führe. Es wird sogar behauptet, daß dieser Problemzusammenhang allgemein anerkannt und empirisch „gesichert“ sei (z.B. *Topel / Welch* 1980, 351; *Topel* 1983, 541; *Danziger et al.* 1981, 992; *Lancester / Nickel* 1980). Da mit Statistik jedoch nichts „bewiesen“ werden kann, muß die Frage nach der Zuverlässigkeit dieser statistischen Arbeiten gestellt werden. Die Zuverlässigkeit erweist sich besonders dann als problematisch, wenn wirtschaftspolitische Empfehlungen ausgesprochen werden. Im folgenden soll nun versucht werden, exemplarisch auf das tatsächliche Vorhandensein einiger Probleme hinzuweisen.

Auch wenn empirische Studien Aussagen über die individuelle Betroffenheit von Arbeitslosigkeit treffen, muß als Hauptproblem derartiger Analysen der Umstand festgehalten werden, daß keine Angaben über das Volumen der Arbeitslosigkeit gemacht werden. Führt also bspw. eine Verkürzung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer auch zu einer Verringerung des Arbeitslosigkeitsvolumens? Oder wird nicht vielmehr eine arbeitslose Person durch eine andere arbeitslose Person ersetzt? Dann würde zwar die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit pro Person gesenkt, die Zahl der von Arbeitslosigkeit betroffenen Personen stiege aber an. Auch die Mehrfacharbeitslosigkeit könnte zunehmen. Inwieweit allerdings das Volumen der Arbeitslosigkeit gesenkt werden könnte, wird aus den mikroökonomischen Studien nicht ersichtlich.

In diesem Zusammenhang wäre auch zu prüfen, inwieweit „jede“ Verkürzung der Arbeitslosigkeitsdauer sinnvoll erscheint. Ein Hauptargument für die Institution Arbeitslosenversicherung ist die durch sie ermöglichte Bereitstellung von finanziellen Ressourcen für die Suche nach einem adäquaten Job, damit eine arbeitslose Person gerade nicht wegen finanzieller Schwierigkeiten den erstbesten Job akzeptieren muß. Somit kann eine längere Suchdauer zu stabileren Beschäftigungsverhältnissen führen.

Neben den eher allgemeinen Kritikpunkten können bei den empirischen Studien auch ganz konkrete Probleme festgestellt werden. Ein erstes Problem entsteht aus der Frage, welcher Personenkreis in die Untersuchung einzubeziehen ist. Einerseits ist zu entscheiden, ob die gesamte Population bzw. eine Stichprobe daraus oder lediglich bestimmte Teilgruppen einbezogen werden. Andererseits – und diese Frage erweist sich als viel kniffliger – muß man überlegen, was z.B. mit Personen geschehen soll, die keine Arbeitslosenunterstützung erhalten oder auch wie bspw. Personen behandelt werden, die einen neuen Arbeitsplatz suchen, aber keinen finden.

Bezüglich des Einflusses der Arbeitslosenversicherung auf die Intensität von Arbeitssuche erhält *Tannery* (1983) verglichen mit *Barron / Mellow* (1979) genau aus diesem Grunde entgegengesetzte Resultate. Während beide einen gleichgearteten Datensatz und obendrein den gleichen OLS-Schätzer zur Erklärung der Suchintensität verwenden, findet *Tannery* heraus, daß die Höhe der Arbeitslosenunterstützung die Suchintensität signifikant positiv beeinflußt, wogegen *Barron / Mellow* einen signifikant negativen Einfluß feststellen. Eine Erklärung (*Tannery* 1983, 439) für diesen Umstand könnte darin liegen, daß *Tannery* die Funktion nur für „Job Finders“ schätzt im Gegensatz zu allen Arbeitslosen bei *Barron / Mellow* und die Disincentive-Funktion der Arbeitslosenunterstützung für Personen mit geringer Bindung an den Arbeitsmarkt stärker ausfallen könnte. Weiterhin berücksichtigt *Tannery* nur Personen „mit Arbeitslosenunterstützung“.

Im Rahmen der Regressionsanalyse wird ein besonderes Augenmerk auf die Erklärungsgüte des Modells, also auf die Frage, wieviel % der gesamten Varianz (der endogenen Größe) durch das geschätzte Modell erklärt werden, gelegt. Viele Untersuchungen weisen nun allerdings einen R^2 -Wert auf, der sehr klein ist: 0.12 - 0.15 bei *Tannery* (1983), 435, 0.07 - 0.33 bei *Feldstein / Poterba* (1984), 157, 0.02 - 0.03 bei *Keeley / Robins* (1985), 358, 360. *Saffer* (1983), 651 gibt nicht einmal R^2 -Werte an. Er schreibt in einer Fußnote: „The R^2 -values (not shown) were very low.“ (ebenda) All diese niedrigen Werte implizieren nun im Umkehrschluß, daß 67 - 98% der gesamten Varianz durch das jeweilige Modell nicht erklärt werden können.

Fast alle vorgestellten Arbeiten beschäftigen sich lediglich mit einer Seite des Arbeitsmarktes, vernachlässigen also mindestens einen bedeutenden Einflußfaktor. Eine gemeinsame Betrachtung von Arbeitsangebot und -nachfrage erfolgt meistens nicht.

Zusammenfassung

Im Mittelpunkt des vorliegenden Beitrages steht die Frage, inwieweit die Institution Arbeitslosenversicherung für vermehrte bzw. verlängerte Arbeitslosigkeit verantwortlich gemacht werden kann. Dabei wird in Form eines Literaturüberblickes zu empirischen Studien auf verschiedene potentielle Einflußfaktoren der Arbeitslosenversicherung auf erstens den Eintritt in Arbeitslosigkeit, zweitens den Austritt aus Arbeitslosigkeit und schließlich den Anspruchslohn eingegangen. Für den Anspruchslohn können sowohl Belege für eine Erhöhung als auch für eine Senkung gefunden werden. Für den Eintritt in Arbeitslosigkeit scheint die Arbeitslosenunterstützung keinen Einfluß auf die Arbeitnehmer zu entfalten, wogegen die von der Arbeitslosenversicherung auf die Arbeitgeber ausgehenden Anreize eine arbeitslosigkeitserhöhende Wirkung zeigen. Mit zunehmender Arbeitslosenunterstützung steigt die Dauer der Arbeitslosigkeit, was eine Relativierung durch die Beachtung von unterschiedlichen Zielzuständen nach dem Verlassen der Arbeitslosigkeit erfährt. Eine Verkürzung der potentiellen Bezugsdauer resultiert in einer reduzierten Arbeitslosigkeits-

dauer und strenge Suchanforderungen führen zu einem frühzeitigen Wechsel von Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit. Einige kritische Anmerkungen zu den vorgestellten Studien schließen diesen Beitrag ab.

Summary

This article deals with the question, whether the institution unemployment insurance could be responsible for additional and extended, respectively, unemployment. This literature survey on empirical studies examines potential effects of the unemployment insurance on first the entry in unemployment, second the duration of unemployment and third the reservation wage. Some critical remarks on the presented studies terminate this article.

Literatur

- Andref, H.-J. (1985), Multivariate Analyse von Verlaufsdaten, ZUMA-Methodentexte Band 1. Mannheim.*
- Atkinson, A. B. (1981), Unemployment Benefits and Incentives, in: J. Creedy, (Hrsg.), The Economics of Unemployment in Britain. London u.a.*
- (1987), Income Maintenance and Social Insurance, in: A. J. Auerbach / M. Feldstein (Hrsg.), *Handbook of Public Economics*, II. Amsterdam.
- Barron, J. M. / Mellow, W. (1979), Search Effort in the Labor Market. Journal of Human Resources XIV, 389 - 401.*
- / — (1981a), Unemployment Insurance: The Recipients and Its Impact. Southern Economic Journal 48, 606 - 616.
- / — (1981b), Changes in Labor Force Status among the Unemployed. Journal of Human Resources XVI, 427 - 441.
- Benham, H. C. (1983), Unemployment Insurance Incentives and Unemployment Duration Distributions. The Review of Economics and Statistics LXV, 139 - 143.*
- Blau, D. M. / Robins, P. K. (1986), Job Search, Wage Offers, and Unemployment Insurance. Journal of Public Economics 30, 173 - 198.*
- Blossfeld, H.-P. / Hamerle, A. / Mayer, K. U. (1986), Ereignisanalyse, Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt / New York.*
- Brechling, F. (1981), Layoffs and Unemployment Insurance, in: S. Rosen (Hrsg.) Studies in Labor Markets, Chicago.*
- Butler, R. J. / McDonald, J. B. (1986), Trends in Unemployment Duration Data. The Review of Economics and Statistics LXVIII, 545 - 557.*
- Clark, K. / Summers, L. (1983), Unemployment Insurance and Labor Market Transition, in: M. N. Baily (Hrsg.) *Workers, Jobs, and Inflation*. Washington D.C.*
- Cooke, W. N. (1981), The Behaviour of Unemployment Insurance Recipients under Adverse Market Conditions. Industrial and Labor Relations Review 34, 386 - 395.*
- Cramer, U. / Karr, W. / Rudolph, H. (1986), Über den richtigen Umgang mit der Arbeitslosenstatistik. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsfor- schung 19, 409 - 421.*

- Danziger, S. / Haveman, R. / Plotnick, R. (1981), How Income Transfers Affect Work, Savings and the Income Distribution. *Journal of Economic Literature XIX*, 975 - 1028.
- Diekmann, A. / Mitter, P. (1984), Methoden zur Analyse von Zeitverläufen. Stuttgart.
- Feldstein, M. / Poterba, J. (1984), Unemployment Insurance and Reservation Wages. *Journal of Public Economics* 23, 141 - 167.
- Fiske, R. P. H. (1982), Unemployment Insurance and the Reservation Wage of the Unemployed. *The Review of Economics and Statistics LXIV*, 12 - 17.
- Franz, W. (1982), The Reservation Wage of unemployed Persons in the Federal Republic of Germany: Theory and Empirical Tests. *ZWS* 102, 29 - 51.
- Gustman, A. L. (1982), Analyzing the Relation of Unemployment Insurance to Unemployment, in: R. G. Ehrenberg (Hrsg.), *Research in Labor Economics*, 5. Greenwich / London.
- Ham, J. C. / Rea, Jr., S. A. (1987), Unemployment Insurance and male Unemployment Duration in Canada. *Journal of Labor Economics* 5, 325 - 353.
- Hamermesh, D. S. (1977), *Jobless Pay and the Economy*. Baltimore.
- (1982), The Interaction between Research and Policy: The Case of Unemployment Insurance. *American Economic Review* 72, Papers and Proceedings, 237 - 241.
- Hujer, R. / Schneider, H. (1986), Unemployment Duration as a Function of Individual Characteristics and Economic Trends, Paper presented at the Conference „Applications of Event History Analysis in Life Course Research“ at the Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, 5. - 7. 6. 1986.
- Keeley, M. C. / Robins, P. K. (1985), Government Programs, Job Search Requirements, and the Duration of Unemployment. *Journal of Labor Economics* 3, 337 - 362.
- Lancester, T. / Nickel, S. J. (1980), The Analysis of Reemployment Probabilities for the Unemployed. *Journal of the Royal Statistical Society* 143, Series A, 556 - 566.
- Mavromaras, K. G. (1987), Reservation Wages and Occupational Security: An Empirical Study. *Applied Economics* 19, 155 - 166.
- Moffitt, R. (1985), Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells. *Journal of Econometrics* 28, 85 - 101.
- Moffitt, R. / Nicholson, W. (1982), The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplement Benefits. *The Review of Economics and Statistics* LXIV, 1 - 11.
- Narendranathan, W. / Nickell, S. / Stern, J. (1985), Unemployment Benefits Revisited. *The Economic Journal* 95, 307 - 329.
- Ragan Jr., J. F. (1984), The Voluntary Leaver Provisions of Unemployment Insurance and their Effect on Quit and Unemployment Rates. *Southern Economic Journal* 51, 135 - 146.
- Saffer, H. (1982), Layoffs and Unemployment Insurance. *Journal of Public Economics* 19, 121 - 129.
- (1983), The Effects of Unemployment Insurance on Temporary and Permanent Layoff. *The Review of Economics and Statistics* LXV, 647 - 652.
- Schneider, H. (1989), *Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer*. Frankfurt / New York.

- Solon, G.* (1984), The Effects on Unemployment Insurance Eligibility Rules on Job Quitting Behaviour. *Journal of Human Resources XIX*, 118 - 126.
- (1985), Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits. *Econometrica* 53, 295 - 306.
- Tannery, F. J.* (1983), Search Effort and Unemployment Insurance Reconsidered. *Journal of Human Resources XVIII*, 432 - 440.
- Topel, R. H.* (1983), On Layoffs and Unemployment Insurance. *American Economic Review* 73, 541 - 559.
- Topel, R. H. / Welch, F.* (1980), Unemployment Insurance: Survey and Extensions. *Econometrica* 47, 351 - 379.
- Warnken, J.* (1987), Statistiken der Erwerbstätigkeit und Beschäftigung – Alternative oder Ergänzung zur Arbeitslosenstatistik? *RWI-Mitteilungen* 37/38, 21 - 43.
- Welch, F.* (1977), What Have we Learned from Empirical Studies of Unemployment Insurance?. *Industrial and Labor Relations Review* 30, 451 - 461.
- Westerhoff, H.-D.* (1987), Probleme der Arbeitslosenstatistik. *Ifo-Studien*, 101 - 132.
- Woodbury, S. A. / Spiegelman, R. G.* (1987), Bonuses to Workers and Employers to Reduce Unemployment: Randomized Trials in Illinois. *American Economic Review* 77, 513 - 530.