

## **Moral-Hazard-Verhalten der Arbeitnehmer/innen in der Arbeitslosenversicherung**

Empirische Untersuchung mit den Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung 1991 bis 1999

Gutachten im Auftrag des  
Staatssekretariats für Wirtschaft und Arbeit seco

Stefan Spycher

Bern, Dezember 2000

## Inhaltsverzeichnis

<b>Zusammenfassung</b>	<b>III</b>
<b>1 Ausgangslage und Fragestellung</b>	<b>1</b>
<b>2 Begrifflichkeiten</b>	<b>3</b>
<b>3 Entwicklung der Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren</b>	<b>5</b>
3.1 Definition der Erwerbslosigkeit	5
3.2 Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen 1991-1999	7
3.3 Wer sind die erwerbslosen Personen?	10
<b>4 Veränderungen in der Arbeitslosenversicherung 1990-1999</b>	<b>12</b>
4.1 Veränderung im Taggeldregime	12
4.2 Andere Veränderungen in der Arbeitslosenversicherung	14
<b>5 Andere Arbeiten zum Thema</b>	<b>15</b>
5.1 Hazard-Raten-Modelle	15
5.2 Arbeiten in der Schweiz	16
5.2.1 Schmid/Rosenbaum (1995)	16
5.2.2 Die Arbeiten von Sheldon (1997, 1999a, 1999b, 2000)	17
<b>6 Methodisches Vorgehen</b>	<b>23</b>
6.1 Gepoolte Daten 1991-1999	23
6.2 Paneldaten-Analyse	25
<b>7 Datengrundlage</b>	<b>26</b>
<b>8 Ergebnisse 1: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein</b>	<b>28</b>
8.1 Bestimmungsfaktoren der registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosigkeit	28
8.2 Bestimmungsfaktoren der registrierten Erwerbslosigkeit	30
8.3 Bestimmungsfaktoren der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit	31
8.4 Marginale Effekte der Bezugsdauererlängerungen	32
8.5 Anteil der Bezugsdauererlängerungen an den Kosten der Arbeitslosenversicherung	33
<b>9 Ergebnisse 2: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf Übergangswahrscheinlichkeiten</b>	<b>35</b>

<b>10</b>	<b>Diskussion</b>	<b>38</b>
<b>11</b>	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>40</b>
<b>12</b>	<b>Anhang</b>	<b>41</b>
12.1	Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen 1991 bis 1999	41
12.2	Strom- und Bestandesgrößen	41

## Zusammenfassung

### Ausgangslage

Der Bundesrat schlägt im Zusammenhang mit der auf das Jahr 2003 vorgesehenen Revision des Arbeitslosenversicherungsgesetzes eine Kürzung der maximal möglichen Bezugsdauer von altersabhängigen (normalen) Taggeldern und besonderen Taggeldern im Rahmen aktiver Arbeitsmarktmassnahmen vor. Neu soll die maximale Bezugsdauer statt wie bisher 520 Tage dannzumal 400 Tage betragen. Nur für ältere Arbeitnehmer/innen sowie IV- und UV-Rentner/innen wird die heutige Dauer von 520 Tagen beibehalten.

Im Zusammenhang mit den in den 90er Jahren mehrfach vorgenommenen Bezugsdauererlängerungen wurde vermehrt ein mögliches Moral-Hazard-Verhalten der Arbeitnehmer/innen diskutiert. Mit Moral-Hazard ist gemeint, dass erwerbslose Personen mit ihrem Verhalten bewusst auf die Verlängerungen der Bezugsdauer reagieren und sich weniger anstrengen, eine Arbeit zu finden. Das Moral-Hazard-Verhalten entspricht einem Ausnützen der Sozialversicherung und ist daher politisch unerwünscht.

Um die Veränderung des Moral-Hazard-Verhaltens bei der geplanten Bezugsdauerverkürzung abzuschätzen, gab das Staatssekretariat für Wirtschaft und Arbeit (seco) beim Büro für arbeits- und sozialpolitische Studien (BASS) ein Gutachten in Auftrag, welches namentlich folgende Fragen beantworten soll: (a) Inwiefern haben die Bezugsdauererlängerungen in der Vergangenheit die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, erhöht? (b) Welcher Anteil ist dabei auf Moral-Hazard-Verhalten zurückzuführen? (c) Wie können die Ergebnisse auf die geplanten Bezugsdauererlängerungen übertragen werden? Für die Arbeiten am Gutachten standen drei Monate zur Verfügung.

### Konzeptionelle Klärungen

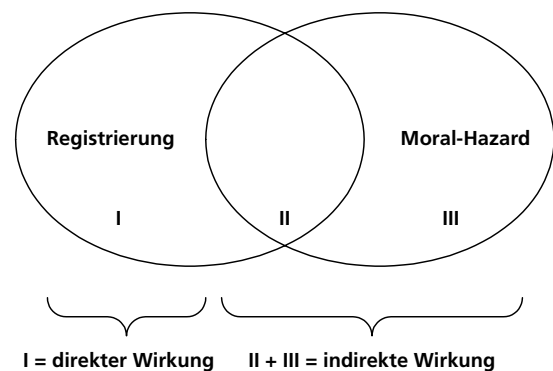
Um das Moral-Hazard-Verhalten zu untersuchen, ist vorab eine exakte Begriffsklärung wichtig. Sie alleine zeigt bereits, dass die empirische Bestimmung des Ausmasses unerwünschter Moral-Hazard-Effekte zur Zeit (aufgrund nicht vorhandener Daten) unmöglich ist.

Von einem **Moral-Hazard-Verhalten** bei den Arbeitnehmer/innen sprechen wir dann, wenn eine Verlängerung der Bezugsdauer dazu führt, dass erwerbslose Personen ihre Suchaktivitäten reduzieren und damit im Durchschnitt länger erwerbslos bleiben oder – im Extremfall – bereits angebotene Stellen nicht annehmen, weil sie

nun weiter von der Arbeitslosenversicherung unterstützt werden. Ebenfalls unter Moral-Hazard fällt das Verhalten von Erwerbstätigen, welche aufgrund der längeren Absicherung durch die Arbeitslosenversicherung eine Phase der Erwerbslosigkeit eher in Kauf nehmen (bspw. dadurch, dass sie ihre Leistungsbereitschaft reduzieren und somit eine Kündigung eher riskieren).

Vom Moral-Hazard-Verhalten zu unterscheiden ist der **Registrierungseffekt** (oder Meldeeffekt). Von einem Registrierungseffekt sprechen wir dann, wenn durch eine Verlängerung der Bezugsdauer nicht mehr registrierte erwerbslose Personen wiederum Taggelder beziehen können und somit registriert erwerbslos werden. Dies trifft typischerweise auf Ausgesteuerte zu. Ebenfalls dem Registrierungseffekt zuzurechnen sind bereits registrierte Erwerbslose, welche kurz vor der Aussteuerung stehen und nun länger registriert erwerbslos sein können.

Abbildung 1: Registrierungs- und Moral-Hazard-Effekt einer Bezugsdauererlängerung



Registrierungs- und Moral-Hazard-Effekt stehen nicht isoliert nebeneinander. Vielmehr können sie gemeinsam auftreten: So ist es bspw. möglich, dass eine ausgesteuerte Person ihre Suchaktivitäten reduziert (=Moral-Hazard) und sich wiederum neu in der Arbeitslosenversicherung registrieren lässt (=Registrierung) – in Abbildung 1 Bereich II. Die Registrierung ist ein rein technischer Vorgang, Moral-Hazard demgegenüber eine Qualifizierung des Verhaltens. Entsteht eine Registrierung bzw. einer Verlängerung der Registrierung ohne Moral-Hazard, so sprechen wir von einer **direkten Wirkung** einer Bezugsdauererlängerung (=Bereich I). Ist die Registrierung, wie im genannten Beispiel, mit einem Moral-Hazard-Verhalten verbunden, dann sprechen wir von einer **indirekten Wirkung**. Zur indirekten Wirkung gehört allerdings auch das Moral-Hazard-Verhalten, welches nicht mit einer Neuregistrierung verbunden ist (= Bereich III). Dieses

## Zusammenfassung

Verhalten kann bei bereits registrierten Erwerbslosen auftreten. Sie verlängern aufgrund der Bezugsdauerverlängerung die Phase der Erwerbslosigkeit, ohne notwendigerweise ihre maximale Bezugsdauer auszuschöpfen. Die indirekte Wirkung ist diejenige, welche in der politischen Diskussion primär interessiert.

Moral-Hazard-Verhalten lässt sich mit den in der Schweiz zur Verfügung stehenden Datengrundlagen nicht direkt nachweisen. Notwendig dazu wären Daten, welche über die Motivationslage von Erwerbslosen Auskunft geben. Belegt werden kann, ob einzelne Komponenten (wie bspw. die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein) durch die Verlängerungen der Bezugsdauer beeinflusst worden sind. Eine Aufteilung des gemessenen Gesamteffektes in einen direkten und indirekten Effekt wäre aber nur möglich, wenn man wüsste, aus welchen Gründen die Individuen länger in der Erwerbslosigkeit verharren.

### Datengrundlagen und Methoden

Mit den Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung von 1991 bis 1999 werden zwei methodische Ansätze verwendet: Zum einen werden die Daten von 1991 bis 1999 zusammengeführt (102'988 Personen). Im Rahmen von ökonometrischen Analysen (Logit-Modellen) wird die Wahrscheinlichkeit berechnet, in der genannten Periode erwerbslos zu sein. Dabei werden als erklärende Variablen auch die Bezugsdauerverlängerungen berücksichtigt. Dies erlaubt uns anschliessend, Wahrscheinlichkeiten mit und ohne Bezugsdauersänderungen zu berechnen.

Zum andern werden die Hypothesen der ökonomischen Suchtheorie mit Paneldaten untersucht. Bei Paneldaten werden dieselben Personen über (mindestens) zwei Jahre hinweg beobachtet. Daher kann man feststellen, ob sich ihr Arbeitsmarktstatus (bspw. die Erwerbslosigkeit) verändert hat oder nicht. Die Hypothesen der ökonomischen Suchtheorie besagen, dass Bezugsdauerverlängerungen dazu führen, dass die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs von einer nicht-registrierten Erwerbslosigkeit, einer Nichterwerbstätigkeit bzw. einer Erwerbstätigkeit in die registrierte Erwerbslosigkeit zunimmt.

### Ergebnisse

■ Die Existenz eines Moral-Hazard-Verhaltens kann aufgrund der vorliegenden Untersuchung nicht ausgeschlossen werden.

■ Die ökonometrischen Schätzungen zeigen aber, dass ohne mehrfache Verlängerung der maximal möglichen Bezugsdauer von Arbeitslosentaggeldern die Erwerbslosigkeit um 12 bis 15

Prozent geringer ausgefallen wären (rund 20'000 Personen pro Jahr im Durchschnitt). Der Anteil des Moral-Hazard-Verhaltens kann nicht genau bestimmt werden, beträgt folglich aber maximal 15 Prozent.

■ Die vorgenommenen Schätzungen für den Effekt in einem bestimmten Zeitpunkt können unter vereinfachenden Annahmen auch auf die Kosten der Arbeitslosenversicherung übertragen werden. Das Ausmass der Mehrkosten von 15 Prozent ist somit deutlich geringer als dies in einer Arbeit von Sheldon (2000) berechnet wurde (35 Prozent).

■ Die tatsächlich beobachtete Zunahme der Wahrscheinlichkeit, registriert erwerbslos zu sein, kann nicht in substantiellem Ausmass durch einen mit Bezugsdauerverlängerungen ausgelösten Registrierungseffekt vormals nicht-registrierter Erwerbsloser erklärt werden. Sie dürfte vielmehr auf einen Registrierungseffekt innerhalb der registrierten Erwerbslosen (=Bereich I in Abbildung 1) und allenfalls auf ein Moral-Hazard-Verhalten (=Bereiche II und III) zurückzuführen sein.

■ Die Intensivierung der aktiven Arbeitsmassnahmen und die Einführung der regionalen Arbeitsvermittlungszentren hat dazu geführt, dass vermehrt Personen aus der registrierten Erwerbslosigkeit in die Erwerbstätigkeit übergetreten sind.

### Diskussion

■ Als Erklärung für den verhältnismässig geringen Anteil an möglichem Moral-Hazard-Verhalten können folgende Überlegungen dienen:

(1) Die Schweiz verfügt im internationalen Vergleich über strenge Massstäbe im Bereich der Zumutbarkeit einer neuen (durch die Behörden zugewiesenen) Arbeit für erwerbslose Personen. Mitte der 90er Jahre wurden diese Zumutbarkeitskriterien noch weiter verschärft. In einem solchen System ist zu erwarten, dass Moral-Hazard keine bedeutende Rolle spielen kann, weil die Erwerbslosen wissen, dass sie recht bald eine zumutbare Arbeit annehmen müssen.

(2) 1996/1997 kam es zu einem grundlegenden Wechsel im System der Arbeitslosenversicherung. Währenddem vor dieser Zeit das Schwergewicht auf der passiven Auszahlung von Taggeldern lag, wird seit der Reform die Priorität auf das aktive Beraten und Begleiten der Erwerbslosen gelegt. Entsprechend wurden Bestimmungen eingeführt, welche die passiven Taggeldzahlungen in einem engeren Rahmen halten. Wollen die Erwerbslosen länger andauernde Unterstützung, so sind sie verpflichtet, aktiv etwas dafür zu tun (in Form von Beschäftigungspro-

## Zusammenfassung

grammen, Weiterbildungen etc.). Erwerbslos zu sein wurde somit aus einer Moral-Hazard-Perspektive unattraktiver.

■ In der kommenden Revision der Arbeitslosenversicherung ist geplant, die maximale Bezugsdauer von 520 Tage auf 400 Tage zu reduzieren. Dadurch werden in der Arbeitslosenversicherung diejenigen Ausgaben eingespart, welche für Personen anfallen, die mehr als 400 Tage beziehen. Darüber hinaus ergeben sich zusätzliche Einsparungen, falls die registrierten Erwerbslosen aufgrund der kürzeren Bezugsdauer früher in die Erwerbstätigkeit zurückkehren (umgekehrter Moral-Hazard-Effekt). Aufgrund der Schätzungen in dieser Untersuchung sind derartige Einsparungen zu erzielen. Ihr Ausmass dürfte aber bescheiden sein. Zudem dürften an anderer Stelle, bspw. in der Sozialhilfe, den kantonalen und kommunalen Arbeitslosenhilfen oder der Invalidenversicherung, neue zusätzliche Kosten entstehen.

## 1 Ausgangslage und Fragestellung

Wurde zu Beginn der 90er Jahre jemand in der Schweiz erwerbslos, so konnte er oder sie mit Unterstützungszahlungen während 85 Tagen (bei einer Beitragszeit zur Arbeitslosenversicherung zwischen 6 und 11 Monaten), 170 Tagen (Beitragszeit zwischen 12 und 17 Monaten) oder 250 Tagen (Beitragszeit von mehr als 18 Monaten) rechnen. Auf die stark ansteigende Erwerbslosigkeit reagierte der Gesetzgeber 1992 und 1993 mit der Erhöhung der möglichen Bezugsdauer auf 170-250-400-Tage. Mitte der 90er Jahre kam es dann zu einem Wechsel in der Philosophie der Arbeitslosenversicherung: Erwerbslose sollten nicht nur passiv mit Geldleistungen unterstützt werden, sondern im Rahmen von Regionalen Arbeitsvermittlungszentren aktiv beraten werden. Dazu wurde ein Taggeldsystem eingeführt, welches zwischen normalen und besonderen Taggeldern unterscheidet. Die normalen Taggelder entsprechen den Taggeldern nach der alten Regelung. Die Bezugsdauer hängt von der Beitragszeit (neu generell 6 Monate) und dem Lebensalter ab (150 Taggelder bis zum Alter von 50, 250 Taggelder zwischen 51 und 59, ab dem 60. Altersjahr 400 Taggelder). Die besonderen Taggelder erhält man dann, wenn man an einer aktiven Arbeitsmarktmassnahme teilnimmt. Insgesamt beträgt für alle Gruppen die maximale Bezugsdauer von normalen und besonderen Taggeldern 520 Tage oder 2 Jahren.

Der Bundesrat schlägt im Zusammenhang mit der auf das Jahr 2003 vorgesehenen Revision des Arbeitslosenversicherungsgesetzes (AVIG) eine Kürzung der maximal möglichen Bezugsdauer von normalen und besonderen Taggeldern vor (seco 2000). Neu soll die maximale Bezugsdauer 400 Tage betragen, wobei für ältere Arbeitnehmer/innen sowie IV- und UV-Rentner/innen die heutige Dauer von 520 Tagen beibehalten wird. Gleichzeitig soll die Mindestbeitragszeit von 6 auf 12 Monate erhöht werden. Der Bundesrat erwartet, dass beide Massnahmen zusammen die Arbeitslosenversicherung um 415 Millionen Franken entlastet. Dies entspricht 8.2 Prozent der Gesamtausgaben von 1999 (5'056 Millionen Franken).

In der Vergangenheit wurde im Zusammenhang mit den Bezugsdauerverlängerungen ein mögliches Moral-Hazard-Verhalten der Arbeitnehmer/innen (und etwas weniger der Arbeitgeber) diskutiert. Von einem Moral-Hazard-Verhalten sprechen wir dann, wenn eine Verlängerung der Bezugsdauer dazu führt, dass erwerbslose Personen ihre Suchaktivitäten reduzieren und damit im Durchschnitt länger erwerbslos bleiben oder – im Extremfall – bereits angebotene Stellen nicht annehmen, weil sie nun weiter von der Arbeitslosenversicherung unterstützt werden. Ebenfalls unter Moral-Hazard fällt das Verhalten von Erwerbstätigen, welche aufgrund der längeren Absicherung durch die Arbeitslosenversicherung eine Phase der Erwerbslosigkeit eher in Kauf nehmen (bspw. dadurch, dass sie ihre Leistungsbereitschaft reduzieren und somit eine Kündigung eher riskieren). Das Moral-Hazard-Verhalten entspricht einem Ausnützen der Sozialversicherung und ist daher politisch unerwünscht.

Existiert ein Moral-Hazard-Verhalten, dann muss man bei einer Verlängerung der maximalen Bezugsdauer – wie sie in den 90er Jahren viermal vorgenommen worden ist (1992, zweimal 1993 und 1997) – davon ausgehen, dass sich die durchschnittliche Verweildauer in der Erwerbslosigkeit und somit auch die Erwerbslosenquote erhöht. Umgekehrt könnte man für die geplante Kürzung der maximalen Bezugsdauer erwarten, dass nicht nur diejenigen Personen, welche Bezugsdauern zwischen der alten (520 Tage) und der neuen (400 Tage) Grenze aufweisen, ihre Ansprüche verlieren, sondern dass auch andere Erwerbslose, welche unter der neuen Grenze liegen, rascher eine Arbeit aufnehmen, weil sie fürchten, andernfalls besagte Grenze zu erreichen.

Es stehen somit die Fragen im Raum, inwiefern (a) die Bezugsdauerverlängerungen die durchschnittliche Erwerbslosigkeit erhöhen, (b) welcher Anteil dabei auf das Moral-Hazard-Verhalten zurückzuführen ist und (c) wie die Ergebnisse auf die geplanten Bezugsdauer Kürzungen übertragen werden können. Um diese Fragen zu untersuchen, gab das Staatssekretariat für Wirtschaft und Arbeit (seco) beim Büro für

arbeits- und sozialpolitische Studien (BASS) ein Gutachten in Auftrag. Es standen drei Monate für die Ausarbeitung zur Verfügung.

Um die möglichen Auswirkungen einer Bezugsdauerverlängerung bzw. -verkürzung zu beurteilen, kann man sich auf Studien im Ausland und in der Schweiz stützen. Bauer (1998) kommt in einem Literaturüberblick zum Schluss, dass die empirische Evidenz in dieser Frage widersprüchlich ist. In den USA belegen 4 Studien eine signifikante Erhöhung der Erwerbslosigkeit/Erwerbslosenquote durch die Verlängerung der maximalen Bezugsdauer, eine Studie kommt zu gegenteiligen Schlüssen. In Europa ergibt sich ein Studienverhältnis von 3 zu 7, in weiteren OECD-Ländern von 2 zu 0, ebenso in der Schweiz. In der Schweiz liegen vor allem die Untersuchungen von Schmid/Rosenbaum (1995) und Sheldon (1997, 1999a, 1999b, 2000) vor. In seiner neusten Arbeit berechnet Sheldon (2000, 32), dass die Bezugsdauerverlängerungen in den 90er Jahren dazu geführt haben, dass 1998 1'253 Millionen Franken oder 50 Prozent mehr an Taggeldzahlungen ausgegeben worden sind als ohne Verlängerungen. Davon entfielen gemäss Berechnungen von Sheldon 845 Millionen Franken oder zwei Drittel der Verlängerungskosten auf das Moral-Hazard-Verhalten.

Den schweizerischen Arbeiten gegenüber wurden verschiedentlich Vorbehalte geäussert (vgl. Gaillard 1997, Wolter 1997 und Bauer 1998, 15ff). Es wurde unter anderem darauf hingewiesen, dass sich diese Untersuchungen auf die Daten von eingeschriebenen Erwerbslosen (AVAM-ASAL) stützen und somit die Bezüge zwischen registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosen nicht untersucht werden können. Für die 90er Jahre besteht jedoch aufgrund der Angaben der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) Anlass zur Vermutung, dass die viermalige Verlängerung der Bezugsdauer zu einem starken Registrierungseffekt geführt hat: Vormalig nicht-registrierte Erwerbslose konnten sich nach der Verlängerung der Bezugsdauer wieder registrieren lassen. Weitere Vorbehalte wurden auch gegenüber der Interpretation der empirischen Ergebnisse gemacht.

Mit der vorliegenden Arbeit werden daher verschiedene **Ziele** verfolgt:

- Erstens sollen die schweizerischen Arbeiten untersucht werden, um die genannten Vorbehalte zu prüfen.
- Zweitens soll mit einer alternativen Datenquelle – der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung – der Zusammenhang zwischen registrierter und nicht-registrierter Erwerbslosigkeit untersucht werden.
- Drittens schliesslich soll die Grössenordnung des Moral-Hazard-Effektes abgeschätzt werden.

Das Gutachten ist wie folgt **strukturiert**: Im zweiten Abschnitt werden die nachfolgend verwendeten Begriffe geklärt. Es wird gezeigt, dass mit den bisher vorgenommenen Untersuchungen (einschliesslich der vorliegenden), das politisch interessierende Moral-Hazard-Verhalten nicht genau beziffert werden kann. In den Abschnitten 3 und 4 werden die Entwicklung der Erwerbslosigkeit und der Gesetzgebung im Bereich der Arbeitslosenversicherung dargestellt. Die Ergebnisse anderer Arbeiten, insbesondere in der Schweiz, werden in Abschnitt 5 skizziert. Es war nicht Ziel dieser Arbeit, einen möglichst vollständigen Überblick über den Stand der Literatur zu geben (vgl. dazu bspw. auch Bauer 1998). Im sechsten Abschnitt werden die methodischen Ansätze in dieser Arbeit dargestellt. Einerseits werden in Logit-Modellen die Wahrscheinlichkeiten, erwerbslos zu sein, nach verschiedenen Konzepten geschätzt, andererseits werden gezielt die Übergangswahrscheinlichkeiten von einem Arbeitsmarktstatus in den anderen untersucht. Abschnitt 7 stellt die verwendete Datengrundlage, die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE), dar. Abschnitt 8 und 9 dient der Darstellung der empirischen Ergebnisse. Der letzte Abschnitt dieser Arbeit stellt die Ergebnisse in einen weiteren Diskussionszusammenhang.



## 2 Begrifflichkeiten

**Moral-Hazard** besagt ganz generell, dass in einem Versicherungsmarkt gewisse, sich auf die Vertragserfüllung negativ auswirkenden Handlungen der einen Marktseite von der anderen Marktseite nicht mit Sanktionen belegt werden können. Meistens wird angenommen, diese Handlungen seien nicht beobachtbar; doch auch bei gegebener Beobachtbarkeit können die zur Verfügung stehenden Sanktionen mit zu hohen Kosten verbunden sein, so dass die Durchführung einer Sanktion dennoch unterbleibt (Zweifel et al. 1996, 92). Moral-Hazard wurde intensiv im Bereich des Gesundheitswesens studiert. Dort werden folgende Formen von Moral-Hazard unterscheiden:

- Moral-Hazard auf Seiten des Versicherers: Moral-Hazard auf Seiten des Versicherers besteht bspw. dann, wenn das Unternehmen nach Vertragsabschluss seine Anstrengungen zur Vermeidung der Insolvenz reduziert.
- Moral-Hazard auf Seiten des Versicherten: Das versicherte Individuum kann (a) weniger Vorsorge betreiben bzw. einen gesundheitsgefährdenden Lebensstil führen (Beeinflussung der Schadenswahrscheinlichkeit), (b) einen Gesundheitsschaden vortäuschen (Beeinflussung des Schadenseintritts) und (c) übermäßig hohe Aufwendungen zur Wiederherstellung der Gesundheit zu erlagen versuchen (Beeinflussung der Schadenshöhe) (Sommer 1999, 107).

Im Bereich der Arbeitslosenversicherung (ALV) präsentiert sich die Situation etwas anders. Bei der ALV handelt es sich um eine Zwangsversicherung, die durch den Staat angeboten wird. Daher spielt Moral-Hazard auf Seiten der Versicherer keine Rolle. Auf der Seite der Versicherten sind zwei Akteure zu unterscheiden: Arbeitgeber und Arbeitnehmer/innen. Bei den **Arbeitgebern** kann Moral-Hazard auftreten, in dem bspw. die Geschäftspolitik zu risikoreich wird, weil man weiß, dass man die Kosten eines Misserfolgs (zumindest teilweise) auf die Arbeitslosenversicherung abwälzen kann. Im vorliegenden Zusammenhang interessiert uns diese Form von Moral-Hazard nicht weiter.<sup>1</sup> Vielmehr stehen die Arbeitnehmer/innen im Zentrum der Betrachtungen.

Von einem Moral-Hazard-Effekt bei den **Arbeitnehmer/innen** wollen wir dann sprechen, wenn eine Verlängerung der Bezugsdauer dazu führt, dass erwerbslose Personen ihre Suchaktivitäten reduzieren und damit im Durchschnitt länger erwerbslos bleiben oder – im Extremfall – bereits angebotene Stellen nicht annehmen, weil sie nun weiter von der Arbeitslosenversicherung unterstützt werden. Ebenfalls unter Moral-Hazard fällt das Verhalten von Erwerbstätigen, welche aufgrund der längeren Absicherung durch die Arbeitslosenversicherung eine Phase der Erwerbslosigkeit eher in Kauf nehmen (bspw. dadurch, dass sie ihre Leistungsbereitschaft reduzieren und somit eine Kündigung eher riskieren).

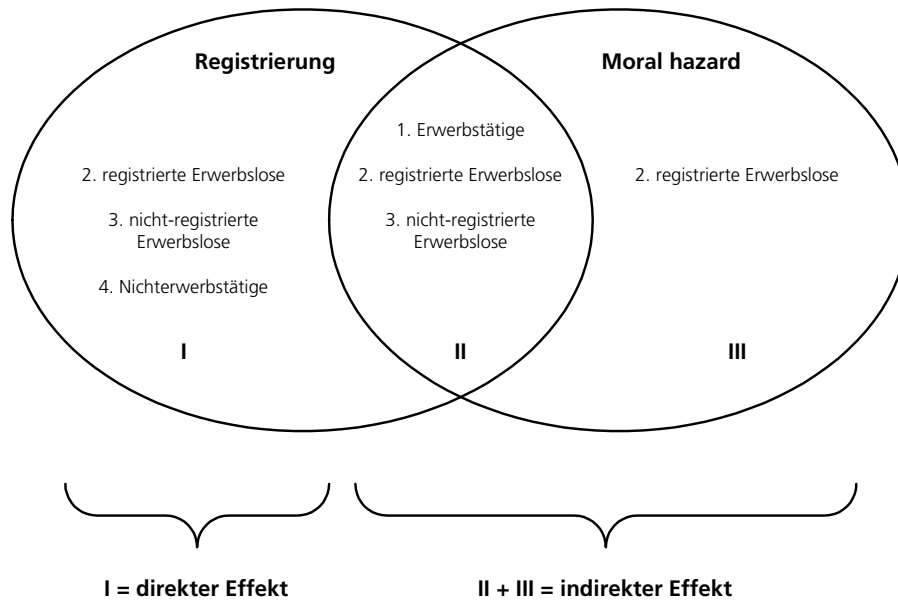
Vom Moral-Hazard-Verhalten klar zu unterscheiden ist der **Registrierungseffekt** (oder Meldeeffekt). Von einem Registrierungseffekt sprechen wir dann, wenn durch eine Verlängerung der Bezugsdauer nicht-registrierte erwerbslose Personen nun neu wiederum Taggelder beziehen können und somit registriert erwerbslos werden. Dies trifft typischerweise bei ausgesteuerten Personen zu. Ebenfalls dem Registrierungseffekt zuzurechnen sind bereits registrierte Erwerbslose, welche die Aussteuerung kurz vor sich haben und nun länger registriert erwerbslos sein können.

Die beiden Effekte stehen nicht isoliert nebeneinander. Vielmehr können sie gemeinsam auftreten: So ist es bspw. möglich, dass eine ausgesteuerte Person ihre Suchaktivitäten reduziert (=Moral-Hazard) und sich wiederum neu in der Arbeitslosenversicherung registrieren lässt (=Registrierung). Die Registrierung ist ein rein technischer Vorgang, Moral-Hazard demgegenüber eine Qualifizierung des Verhaltens. Entsteht eine Registrierung bzw. einer Verlängerung der Registrierung ohne Moral-Hazard, so sprechen wir vom **direk-**

<sup>1</sup> Vgl. Aepli/Peters (1999) für eine Untersuchung des Missbrauchs der Arbeitslosenversicherung durch die Arbeitgeber.

**tem Effekt** einer Bezugsdauerverlängerung. Ist die Registrierung, wie im genannten Beispiel, mit einem Moral-Hazard-Verhalten verbunden, dann sprechen wir von einem **indirekten Effekt**. Zum indirekten Effekt gehört allerdings auch das Moral-Hazard-Verhalten, welches nicht mit einer Registrierung verbunden ist. Dieses Verhalten kann bei registrierten Erwerbslosen auftreten. Sie verlängern aufgrund der Bezugsdauerverlängerung die Phase der Erwerbslosigkeit, ohne aber ihre maximale Bezugsdauer auszuschöpfen. Der indirekte Effekt ist derjenige, welcher in der politischen Diskussion primär interessiert.

Abbildung 2: Registrierung, Moral-Hazard, direkter und indirekter Effekt bei einer Bezugsdauerverlängerung



Quelle: Eigene Darstellung

**Abbildung 2** zeigt das Zusammenspiel der verschiedenen Effekte und unterscheidet nach den möglichen Stati auf dem Arbeitsmarkt (erwerbstätig, registriert erwerbslos, nicht-registriert erwerbslos und nicht-erwerbstätig). Nachfolgend werden die einzelnen Bereiche diskutiert. Die beschriebenen Auswirkungen entsprechen den Erwartungen der ökonomischen Suchtheorie. Ob sie der empirischen Realität entsprechen, muss überprüft werden.

■ **Erwerbstätige:** Bei Erwerbstätigen kann eine Bezugsdauerverlängerung nur einen Moral-Hazard-Effekt und einen Registrierungseffekt gleichzeitig auslösen (=Teil des indirekten Effektes; =Bereich II). Sowohl ein reines Moral-Hazard-Verhalten wie auch ein reiner Registrierungseffekt (= direkter Effekt) sind an die Eigenschaft der (registrierten bzw. nicht-registrierten) Erwerbslosigkeit gebunden und daher per Definition nicht möglich.

■ **Registrierte Erwerbslose:** Bei registrierten Erwerbslosen sind drei Reaktionen auf die Bezugsdauerverlängerung denkbar: (a) Registrierte Erwerbslose, die kurz vor der Aussteuerung stehen, suchen nach wie vor intensiv weiter nach einer neuen Anstellung. Durch die Verlängerung der Bezugsdauer bleiben sie länger registriert erwerbslos (=direkter Effekt; = Bereich I). (b) Registrierte Erwerbslose, die kurz vor der Aussteuerung stehen, reduzieren ihre Suchaktivitäten, weil sie wissen, dass der Ablauf der Bezugsfrist verlängert worden ist (=Registrierung verbunden mit Moral-Hazard; = Bereich II). (c) Registrierte Erwerbslose suchen weniger intensiv nach einer neuen Anstellung, schöpfen aber die alte maximale Bezugsdauer nicht aus (=reiner Moral-Hazard-Effekt; = Bereich III).

■ **Nicht-registrierte Erwerbslose:** Die Suchtheorie erwartet bei den nicht-registrierten Erwerbslosen zwei mögliche Reaktionen: (a) Ausgesteuerte Erwerbslose suchen nach wie vor intensiv nach einer neuen Stelle. Aufgrund der Bezugsdauererlängerung können sie sich nun neu wieder registrieren lassen (=direkter Effekt). (b) Dieselben ausgesteuerten Erwerbslosen reduzieren die Suchaktivitäten und lassen sich wieder registrieren (=Registrierung verbunden mit Moral-Hazard; = Bereich II).

■ **Nichterwerbstätige:** Bei den Nichterwerbstätigen sind die Zusammenhänge etwas komplexer. Hunt (1995, 89f.) argumentiert, dass die Bezugsdauererlängerung die Erwerbslosigkeit relativ zur Erwerbstätigkeit attraktiver macht. Wenn nun tatsächlich die Erwerbslosigkeitsquote steigt, dann müssten (ceteris paribus) die Löhne steigen. Wäre dies so, dann wäre die Aufnahme der Erwerbstätigkeit für Nichterwerbstätige attraktiver. Nun könnte es aber sein, dass sie keine Stelle finden und sich in der Folge als erwerbslos registrieren lassen (=direkter Effekt) oder nicht-registriert erwerbslos werden (in der Grafik nicht ersichtlich).

Welche Auswirkungen haben die genannten Effekte auf die Wahrscheinlichkeit, registriert oder nicht-registriert erwerbslos zu sein? **Tabelle 1** zeigt eine Zusammenstellung der erwarteten Wirkungen. Sowohl der direkte wie auch der indirekte Effekt wirken darauf hin, dass die registrierte Erwerbslosigkeit durch eine Bezugsdauererlängerung zunimmt. Bei der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit ist zu erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit in der Tendenz abnimmt. Die beiden grossen Gruppen (registrierte und nicht-registrierte Erwerbslose) haben die Möglichkeit bzw. den Anreiz, länger registriert erwerbslos zu sein. Einzig die Nichterwerbstätigen, die aufgrund einer denkbaren Lohnsteigerung neu eine Stelle suchen, diese nicht finden und gleichzeitig keine Taggeldansprüche haben, könnten die Wahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbstätig zu sein, erhöhen.

Tabelle 1: Registrierungs- und Moral-Hazard-Effekt einer Verlängerung der Bezugsdauer

	Wahrscheinlichkeit, registriert erwerbslos zu sein		Wahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein
	Direkter Effekt	Indirekter Effekt	
Erwerbstätige	-	Nimmt zu	-
Registrierte Erwerbslose	Nimmt zu	Nimmt zu	Nimmt ab
Nicht-registrierte Erwerbslose	Nimmt zu	Nimmt zu	Nimmt ab
Nichterwerbstätige	Nimmt zu	Nimmt zu	Nimmt zu
<b>Total</b>	<b>Nimmt zu</b>	<b>Nimmt zu</b>	<b>Nimmt eher ab</b>

Quelle: Eigene Darstellung

### 3 Entwicklung der Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren

#### 3.1 Definition der Erwerbslosigkeit

Das Ausmass der Erwerbslosigkeit hängt von der Frage der Definition der Erwerbslosigkeit selbst ab.<sup>2</sup> Es existieren in der Schweiz zwei Definitionen und in der Folge zwei Statistiken parallel nebeneinander: Die der SAKE, welche sich auf eine Bevölkerungsbefragung stützt, und die des seco, welche von den Angaben der regionalen Arbeitsvermittlungszentren(RAV) ausgeht. In der SAKE ist eine Person erwerbslos, wenn sie (BFS 1996, 10): (a) in der abgeschlossenen Woche vor der Befragung nicht erwerbstätig war, also weniger als 1 Stunde gegen Entlohnung gearbeitet haben (b) in den vier vorangegangenen Wochen eine Arbeit gesucht hat, (c) in dieser Zeit eine oder mehrere Suchaktivitäten unternommen hat und (d) innerhalb der

<sup>2</sup> Vgl. Buhmann et al. (2000) für konzeptionelle Klärungen.

folgenden vier Wochen mit einer Tätigkeit beginnen könnte, also verfügbar wäre. Die Definition der SAKE richtet sich nach international üblichen Normen.

Das seco weist demgegenüber alle Personen als registriert erwerbslos aus, welche bei Arbeitsämtern bzw. Regionalen Arbeitsvermittlungszentren gemeldet, ohne Arbeit und innerhalb von vier Wochen für eine neue Stelle verfügbar sind. Personen in einem Beschäftigungsprogramm oder einem Zwischenverdienst bzw. in einer längeren Umschulung oder Weiterbildung erfüllen das Kriterium der Vermittelbarkeit innerhalb von vier Wochen nicht und erscheinen in dieser Statistik daher nicht. Der Bezug von Unterstützungszahlungen ist somit für diese Klassifizierung nicht relevant (Buhmann et al. 2000, 40). In einer zweiten Statistik des seco werden die Stellensuchenden ausgewiesen. Darin sind alle Personen der ersten Statistik integriert. Dazu kommen alle Personen, welche eingeschrieben sind, eine Stelle suchen, zur Zeit aber noch einer Erwerbstätigkeit nachgehen. Weiter werden auch die genannten Personen in Beschäftigungsprogrammen, Zwischenverdiensten und Weiterbildungen/Umschulungen integriert.

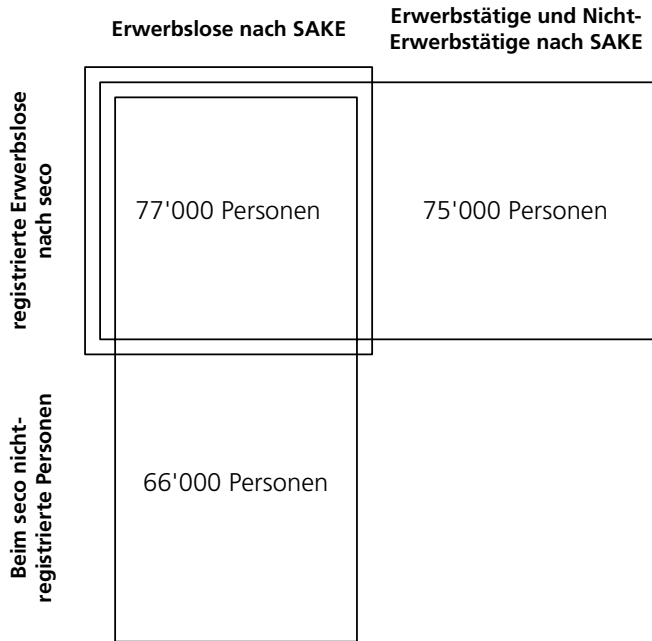
Abbildung 3 zeigt die Überschneidung der beiden Konzepte für das Jahr 1996. Die SAKE weist 143'000 Erwerbslose aus. Davon waren 77'000 Personen auch beim seco als Erwerbslose registriert, 66'000 Personen nicht. In die Gruppe der nicht-registrierten Erwerbslosen dürften vor allem ausgesteuerte Erwerbslose und Zweitverdiener-Personen aus Paarhaushalten fallen. 1996 waren 152'000 Personen der SAKE registriert erwerbslos. Davon werden 75'000 in der SAKE nicht als erwerbslos bezeichnet, weil sie bspw. in der vergangenen Woche einer Erwerbstätigkeit nachgegangen sind (im Rahmen eines Zwischenverdienstes oder bspw. eines Beschäftigungsprogramms). Die Zahl von 152'000 registrierten Erwerbslosen basiert auf den Daten der SAKE. Nimmt man die effektiv ausgewiesenen Zahlen des seco für den Mai 1996, so erhält man leicht andere Zahlen. Ausgewiesen werden dort 162'377 registrierte Erwerbslose (gegenüber 152'000 bei der SAKE) und insgesamt 199'135 Stellensuchende. Dies bedeutet, dass 36'758 registrierte Personen in Beschäftigungsprogrammen, Zwischenverdiensten oder Weiterbildungen engagiert bzw. erwerbstätig waren. Für die letztgenannte Gruppe ist es unklar, wo sie bei der SAKE erscheint. Handelt es sich bspw. um ausgesteuerte Erwerbslose, so dürften sie bei den nicht-registrierten Erwerbslosen sein. Sind es aber Erwerbstätige, die sich verändern wollen, dann sind sie bei den SAKE-Erwerbstätigen.

Im vorliegenden Rahmen arbeiten wir mit der SAKE. Daher sind die entsprechenden Restriktionen, welche sich aus den Definitionen ergeben, wichtig. Aus ökonomischer Sicht möchten wir gerne mit der Gesamtgrösse arbeiten (registrierte und nicht-registrierte Erwerbslose nach SAKE plus registrierte Erwerbslose nach seco, welche in der SAKE als Erwerbstätige bzw. Nichterwerbstätige ausgewiesen werden; in Abbildung 2 wären dies 218'000 Personen), weil die SAKE-Definition einerseits zu eng ist (1 Stunde Erwerbstätigkeit führt bereits zum Status der Erwerbstätigkeit) und andererseits eine sinnvolle Ergänzung zur seco-Definition bietet (im Bereich der nicht-registrierten Erwerbslosen). Leider kann dieses Konzept erst ab 1996 realisiert werden, weil vorher in der SAKE die Variable «Registrierung bei einem Arbeitsamt» nur für die SAKE-Erwerbslosen erfragt wurde (nicht aber für die SAKE-Erwerbstätigen und SAKE-Nicht-Erwerbstätigen<sup>3</sup>).

---

<sup>3</sup> Für die SAKE-Nicht-Erwerbstätigen ist die Variable ab 1994 verfügbar.

Abbildung 3: Definition der Erwerbslosigkeit nach SAKE und seco – Zahlen für 1996

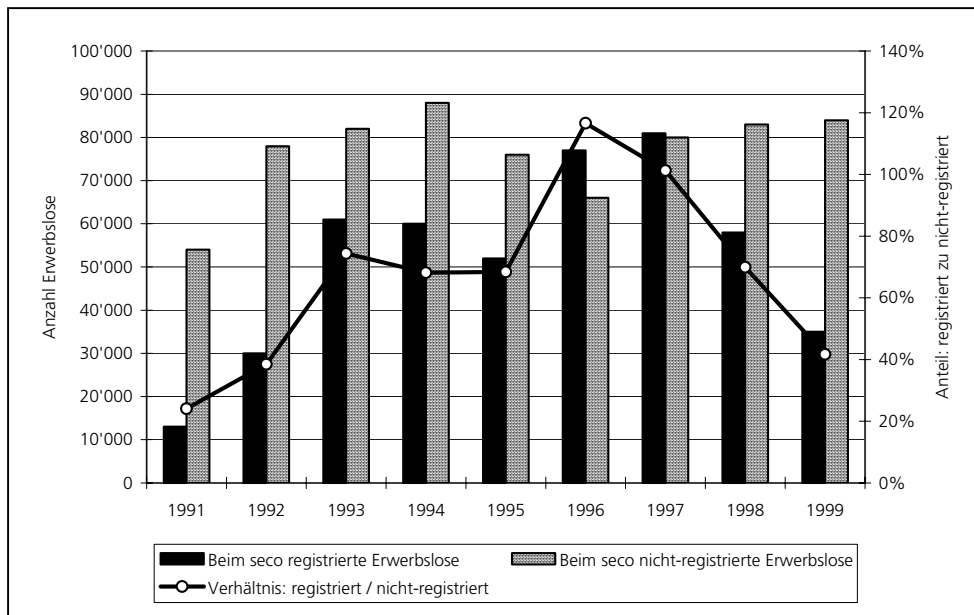


Quelle: SAKE

### 3.2 Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen 1991-1999

**Abbildung 4** zeigt die Entwicklung der Anzahl registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosen nach SAKE (im **Anhang** finden sich die zu den Abbildungen in diesem Abschnitt gehörenden Tabellen). Deutlich wird der starke Anstieg und der rasche Fall der registrierten Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren (von 13'000 Personen 1991 auf 81'000 Personen 1997 und 35'000 Personen 1999). 1991 betrug die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit (54'000 Personen) ein Vielfaches der registrierten Erwerbslosigkeit. Dies erstaunt auf den ersten Blick. Man muss sich aber vor Augen halten, dass die SAKE-Definition der Erwerbslosigkeit die registrierte Erwerbslosigkeit unterschätzt, weil Erwerbslose mit geringsten Beschäftigungsverhältnissen (bspw. im Rahmen eines Zwischenverdienstes) bereits als erwerbstätig gelten. Die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit nahm bis 1994 ebenfalls stark zu (von 54'000 Personen auf 88'000 Personen), allerdings nicht so stark wie die registrierte Erwerbslosigkeit. Dementsprechend nahm das in **Abbildung 4** ebenfalls abgebildete Verhältnis von registrierten zu nicht-registrierten Erwerbslosen zu (von 24% auf 68%). Nach einem leichten Einbruch in der Entwicklung in den Jahren 1995 und 1996, erreichte die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit 1997 wieder das Niveau von 1993 und nahm seither sogar noch leicht zu.

Abbildung 4: Entwicklung der Anzahl registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosen nach SAKE 1991 - 1999



Quelle: SAKE, eigene Auswertungen

Ganz offensichtlich entwickelte sich die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren anders als die registrierte. Welche Faktoren könnten die Entwicklung erklären?

■ **Registrierungseffekt:** Der Anteil der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit an der gesamten registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosigkeit ist eng negativ mit der Erwerbslosenquote korreliert ( $r=-0.89$ ). Dies bedeutet: Je höher die Erwerbslosigkeit, desto geringer der Anteil der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit bzw. desto gewichtiger die registrierte Erwerbslosigkeit. Dies könnte dahingehend interpretiert werden, dass sich das Verhalten der nicht-registrierten Erwerbslosen in Abhängigkeit der Höhe der Erwerbslosigkeit verändert: Je höher die Erwerbslosenquote, desto stärker lassen sich nicht-registrierte Erwerbslose bei den RAV registrieren.

Allerdings gibt es auch Evidenz, die dem Registrierungseffekt widerspricht: Die absolute Anzahl der nicht-registrierten Erwerbslosen ist recht eng positiv korreliert mit der Erwerbslosenquote ( $r=0.69$ ). Dies spricht eher gegen ausgeprägten Registrierungseffekt der genannten Natur.

■ **Unterschiedliche Phasen:** Aus der Literatur weiss man recht wenig über die Bestimmungsgründe und die soziodemographischen Merkmale der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit. In **Tabelle 2** werden einige beschreibende Variablen wiedergegeben. Sie können allerdings auch nicht erhellen, was die Beweggründe und Motivationen der nicht-registrierten Erwerbslosen sind. Wir können aber vermuten, dass sich ihr Verhalten mit dem Konjunkturzyklus ändert. Es ist zu erwarten, dass sich in guter Konjunkturlage folgende Personengruppen als nicht-registriert erwerbslos melden: (a) Ausgesteuerte, weil sie auch in guter Konjunkturlage kaum eine Erwerbsarbeit finden, (b) Personen, die sich eine Erwerbsarbeit vorstellen könnten und eine solche auch suchen, aber auf den Verdienst vergleichsweise weniger existentiell angewiesen sind (bspw. Zweitverdiener/innen-Personen in Paarhaushalten; Tabelle 2 weist einen überdurchschnittlichen Anteil von Frauen bei den nicht-registrierten Erwerbslosen aus). (c) Personen, die mit den administrativen Abläufen der Registrierung wenig vertraut sind (Tabelle 2 weist einen stark überdurchschnittlichen Anteil von Ausländer/innen bei den nicht-registrierten Erwerbslosen aus) bzw. die Bedingungen für Unterstützungszahlen nicht erfüllen.

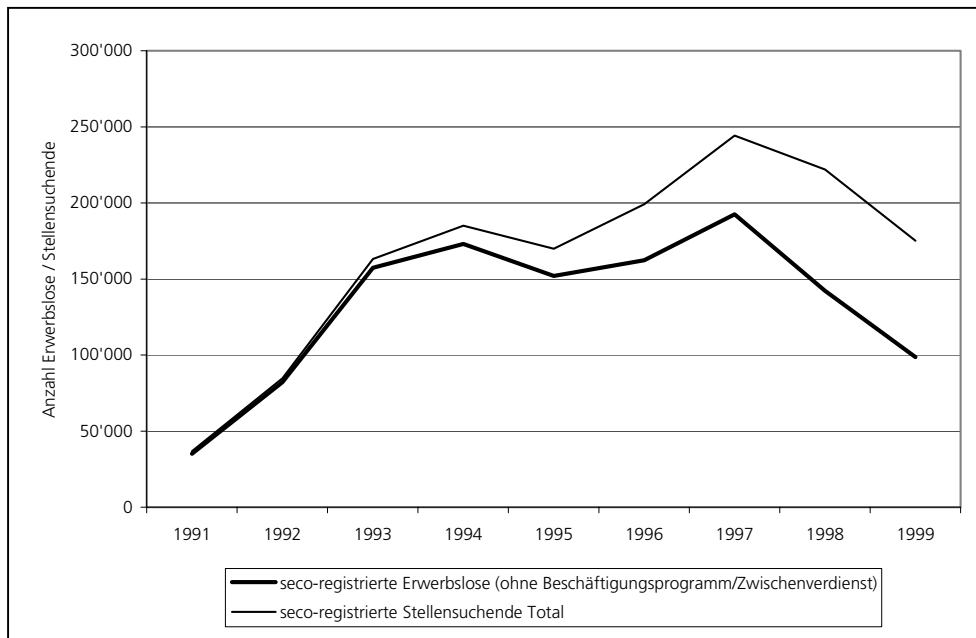
3 Entwicklung der Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren

In Rezessionszeiten könnte sich das Verhalten insbesondere der Gruppe (b) verändern: Weil es sowieso wenig aussichtslos erscheint, eine Stelle zu bekommen, bezeichnet sich diese Gruppe weniger häufig als nicht-registriert erwerbslos.

Ohne weitergehende Analysen kann nicht entschieden werden, welche Erklärung stärker zutrifft.

**Abbildung 5** zeigt nun die Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen und Stellensuchenden nach Angaben des seco. Deutlich wird auch hier der Anstieg der Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren. Bemerkenswert ist die zunehmende Bedeutung der Stellensuchenden insgesamt. Die dürfte auf verschiedene Gründe zurückzuführen sein: (1) Bei den Stellensuchenden sind auch die Personen in Beschäftigungsprogrammen und Zwischenverdiensten mitgerechnet. Deren Bedeutung hat in den 90er Jahren stark zugenommen. (2) Ausgesteuerte Erwerbslose sind oft noch eingeschrieben. Ihr Bedeutung hat ebenfalls zugenommen.

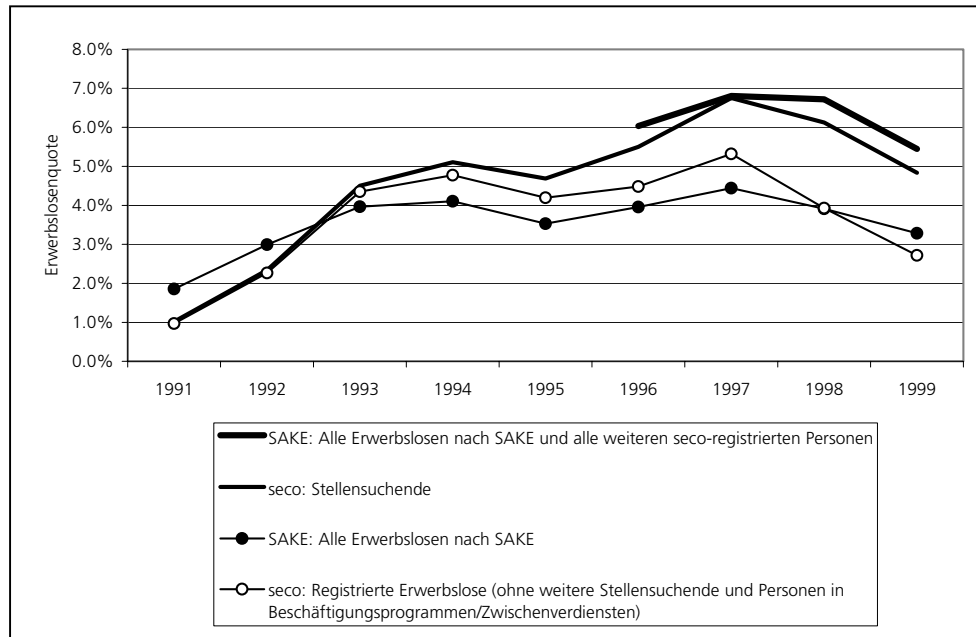
Abbildung 5: Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen und Stellensuchenden nach seco 1991 – 1999



Quelle: seco

**Abbildung 6** zeigt einen Vergleich der Erwerbsquoten nach den verschiedenen Konzepten und Daten Grundlagen. Betrachten wir zuerst die weiteste Definition. Bei der SAKE sind dabei die registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosen mitgerechnet wie auch die seco-registrierten Personen, welche in der SAKE aber als erwerbstätig oder nicht-erwerbstätig erscheinen. Beim seco ist die entsprechende Bezugsgrösse das Total der Stellensuchenden. Die Zeitreihe der SAKE kann erst ab 1996 nachgezeichnet werden. Insgesamt zeigt sich eine gute Übereinstimmung in der Entwicklung der beiden Zeitreihen für die Periode 1996 bis 1999. Die SAKE-Erwerbslosenquote ist leicht höher als die vom seco ausgewiesene. Dies dürfte vor allem auf die Personen in der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit zurückzuführen sein.

Abbildung 6: Vergleich der Erwerbslosenquoten in der SAKE und nach seco



Quelle: SAKE, seco, eigene Berechnungen

Den zweiten Vergleich nehmen wir vor zwischen den Erwerbslosen nach SAKE (registrierte und nicht-registrierte Erwerbslose, ohne seco-registrierte Personen, welche in der SAKE erwerbstätig oder nicht-erwerbstätig sind) und den registrierten Erwerbslosen des seco (ohne Personen in Beschäftigungsprogrammen bzw. Zwischenverdiensten und ohne Stellensuchende mit Stelle). Obschon sich die beiden Konzepte in den von ihnen berücksichtigten Personengruppen doch deutlich unterscheiden, sind die Entwicklungen der Erwerbslosenquote und auch das Niveau der Quoten erstaunlich kompatibel. Die SAKE-Zeitreihe scheint dabei etwas geglättet: Sie schlägt sowohl weniger nach unten wie auch weniger nach oben aus. Dies dürfte wiederum auf die Gruppe der nicht-registrierten Erwerbslosen, welche es auch in guter Konjunkturlage gibt, zurückzuführen sein.

### 3.3 Wer sind die erwerbslosen Personen?

Die SAKE weist die nicht-registrierten Erwerbslosen aus. Über diese Gruppe von Erwerbslosen weiss man relativ wenig. In **Tabelle 2** sind einige soziodemographische Variablen wiedergegeben, welche die verschiedenen Gruppen auf dem Arbeitsmarkt für das Jahr 1996 etwas näher charakterisieren. Nachfolgend vergleichen wir insbesondere die nicht-registrierten Erwerbslosen (Spalte 5) mit dem «harten Kern» der Erwerbslosen, nämlich den in Spalte 3 ausgewiesenen Personen, welche sowohl nach SAKE wie auch nach seco erwerbslos sind. Es fällt auf:

- Hinsichtlich der Haushaltsstruktur (Anzahl Mitglieder, Anzahl Kinder, Anteil mit Lebenspartner) unterschieden sich die beide Gruppen von Erwerbslosen kaum. Gegenüber den Erwerbstätigen (Spalte 2) fällt der deutlich erhöhte Anteil von Personen ohne Lebenspartner auf (40% bzw. 45% gegenüber 30%).
- Der Frauenanteil ist bei den nicht-registrierten Erwerbslosen (60%) sehr viel höher als bei den übrigen Erwerbslosen (38%) und den Erwerbstätigen (43%).
- Der Ausländer/innen-Anteil ist bei den Erwerbslosen deutlich höher als bei den Erwerbstätigen, bei den nicht-registrierten Erwerbslosen (40%) allerdings etwas tiefer als beim «harten Kern» (50%)



- Die nicht-registrierten Erwerbslosen sind sehr viel jünger (34 Jahre) als die übrigen Erwerbslosen (38 Jahre) und die Erwerbstätigen (40 Jahre).
- Bei den nicht-registrierten Erwerbslosen ist der Anteil an Personen mit tiefer Ausbildung (27%) gegenüber den Erwerbstätigen (17%) erhöht, aber wesentlich tiefer als beim «harten Kern» (40%). Dieselben Verhältnisse ergeben sich beim Anteil, welcher in der Romandie lebt (32% bei den Nicht-Registrierten, 23% bei den Erwerbstätigen und 51% beim «harten Kern»).
- Das Einkommen, welche andere Haushaltsmitglieder erzielen, unterscheidet sich nach allen betrachteten Gruppen nicht wesentlich (38'289 bei den Erwerbstätigen, 38'054 beim «harten Kern» und 41'863 bei den Nicht-Registrierten).
- Erwartungsgemäss liegt der Anteil an Personen mit Hausbesitz bei den Erwerbslosen tiefer (19% bzw. 21%) als bei den Erwerbstätigen (38%).

Aufgrund der soziodemographischen Merkmalen vermuten wir, dass insbesondere folgende Bevölkerungsgruppen zu der nicht-registrierten Erwerbslosen gehören: (1) Ausgesteuerte Erwerbslose, (2) Frauen, deren Lebenspartner erwerbstätig ist und (3) Personen nach der Ausbildung und vor dem Einstieg ins Berufsleben.

Tabelle 2: Deskriptiv-statistische Beschreibung der Stichprobenpersonen der SAKE 1996 (\*)

	Alle Personen	Erwerbs- tätige	Registrierte Erwerbslose nach seco und SAKE	Registrierte Erwerbslose nur nach seco	Nicht- registrierte Erwerbslose nach SAKE	Nicht- Erwerbs- tätige
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Anzahl Haushaltsmitglieder	3.0	2.9	2.9	2.7	3.1	3.4
Anzahl Kinder	0.9	0.9	0.7	0.6	0.8	0.8
Anteil mit Lebenspartner	68%	70%	60%	55%	58%	59%
Frauenanteil	49%	43%	38%	47%	60%	71%
Anteil Ausländer/innen	22%	21%	50%	40%	40%	19%
Durchschnittsalter	39.1	39.9	37.6	35.2	33.8	37.1
Anteil Altersgruppe 15-25	15%	10%	12%	22%	25%	31%
Anteil Altersgruppe 26-40	38%	40%	47%	46%	42%	27%
Anteil Altersgruppe 41-55	33%	37%	25%	22%	28%	19%
Anteil Altersgruppe 56+	15%	13%	16%	11%	5%	23%
Anteil Personen mit tiefer Ausbildung	22%	17%	40%	23%	27%	41%
Anteil Personen mit mittlerer Ausbildung	58%	60%	42%	60%	59%	51%
Anteil Personen mit höherer Ausbildung	20%	23%	18%	17%	14%	8%
Anteil Personen in der Westschweiz	25%	23%	51%	42%	32%	28%
Anteil Personen im Tessin	5%	4%	5%	8%	2%	7%
Brutto-Durchschnitts-Erwerbseinkommen	56'696	59'734		38'925		
Brutto-Durchschnitts-Haushaltseinkommen	94'862	98'023	38'054	66'570	41'863	
Anteil Personen mit einem Eigenheim	38%	38%	19%	21%	22%	44%
N (auf 1'000 gerundet)	4'551'000	3'428'000	77'000	75'000	66'000	904'000

(\*) Alle Personen im aktiven Alter zwischen 15 und 62 bzw. 65  
Quelle: SAKE

## 4 Veränderungen in der Arbeitslosenversicherung 1990-1999

### 4.1 Veränderung im Taggeldregime

In den 90er Jahren wurden die maximalen Bezugsdauern für Unterstützungsleistungen der Arbeitslosenversicherung («Taggelder») mehrfach verändert. Zu Beginn galt folgendes Regime: In Abhängigkeit der Zeit, in welcher Beiträge an die Arbeitslosenversicherung geleistet worden waren, wurde die maximale Dauer der Unterstützungsleistungen definiert:

- Bei einer Beitragszeit von 18 Monaten und mehr betrug die maximale Bezugsdauer 250 Taggelder (=50 Wochen oder 11.5 Monate).
- Eine Beitragszeit zwischen 12 und 18 Monaten berechnete zu einem maximalen Bezug von 170 Taggelder.
- Eine Beitragszeit zwischen 6 und 12 Monaten konnte zu maximal 85 Taggelder führen.
- Eine Beitragszeit von weniger als 6 Monaten berechnete zu keinem Bezug (allerdings mit Ausnahmeregelungen).

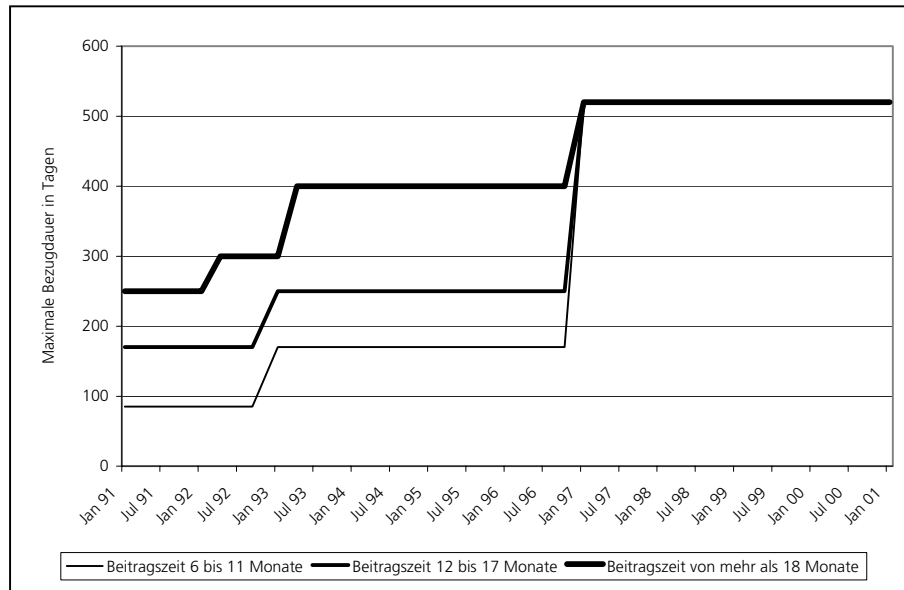
Vier Änderungen wurden vorgenommen: Auf den 1. April 1992, auf den 1. Januar 1993, auf den 1. April 1993 und auf den 1. Januar 1997. Während es sich bei den drei ersten Änderungen lediglich um Verlängerungen der maximalen Bezugsdauer handelte, wurde demgegenüber auf den 1. Januar 1997 eine generelle Konzeptionsänderung eingeführt. Seither wird unterschieden zwischen normalen und besonderen Taggeldern. Die normalen Taggelder entsprechen den Taggeldern nach der alten Regelung. Die Bezugsdauer hängt von der Beitragszeit (neu generell 6 Monate) und dem Lebensalter ab (150 Taggelder bis 50, 250 Taggelder zwischen 51 und 59, ab dem 60. Altersjahr 400 Taggelder). Die besonderen Taggelder erhält man dann, wenn man an einer aktiven Arbeitsmarktmaßnahme teilnimmt. Für die normalen und die besonderen Taggelder zusammen gilt eine allgemeine Grenze von 520 Tagen. **Tabelle 3** und **Abbildung 7** zeigen die Veränderungen.

Tabelle 3: Maximal mögliche Bezugsdauer von Taggeldern 1991 bis 2001

Jahr	Maximale Bezugsdauer	Voraussetzung
1. Januar 1991 bis 31. März 1992	85 Tage	Zwischen 6 und 12 Monaten Beitragszeit
	170 Tage	Zwischen 12 und 18 Monaten Beitragszeit
	250 Tage	Mehr als 18 Monate Beitragszeit
1. April 1992 bis 1. Januar 1993	85 Tage	Zwischen 6 und 12 Monaten Beitragszeit
	170 Tage	Zwischen 12 und 18 Monaten Beitragszeit
	300 Tage	Mehr als 18 Monate Beitragszeit
1. Januar 1993 bis 31. März 1993	170 Tage	Zwischen 6 und 12 Monaten Beitragszeit
	250 Tage	Zwischen 12 und 18 Monaten Beitragszeit
	300 Tage	Mehr als 18 Monate Beitragszeit
1. April 1993 bis 31. Dezember 1996	170 Tage	Zwischen 6 und 12 Monaten Beitragszeit
	250 Tage	Zwischen 12 und 18 Monaten Beitragszeit
	400 Tage	Mehr als 18 Monate Beitragszeit
Seit 1. Januar 1997	150 normale Taggelder und maximal 370 besondere Taggelder	Mindestens 6 Monate Beitragszeit und im Alter bis 50 Jahre
	250 normale Taggelder und maximal 270 besondere Taggelder	Mindestens 6 Monate Beitragszeit und im Alter zwischen 51 und 59 Jahren
	400 normale Taggelder und maximal 120 besondere Taggelder	Mindestens 6 Monate Beitragszeit und im Alter von 60 Jahre und mehr Jahren

Quelle: AVIG

Abbildung 7: Maximal mögliche Bezugsdauer von Taggeldern 1991 bis 2001



Quelle: AVIG

### Operationalisierung für die empirischen Schätzungen

Die Veränderungen der maximalen Bezugsdauer müssen für die empirischen Schätzungen operationalisiert werden. Dabei gilt es zu berücksichtigen, dass die SAKE nur einmal pro Jahr durchgeführt wird (in den Monaten April bis Juni). Insbesondere folgende Entscheidungen wurden getroffen:

■ Die Änderungen auf den 1. April 1992 und auf den 1. April 1993 werden als einflussreich auf die SAKE-Erhebungen in den Jahren 1992 und 1993 betrachtet. Alternativ hätte man annehmen können, dass sie sich erst im folgenden Jahr auswirken. Die Entscheidung begründet sich wie folgt: (a) Die Änderungen wurden vor den Erhebungen durchgeführt; (b) derartige Änderungen werden angekündigt und entfalten ihre Wirkung bereits im Voraus.

■ Das Regime seit 1997 interpretieren wir so, dass für alle Erwerbslosen mit 6 Monaten Beitragsdauer die maximale Bezugsgrenze von 520 Tagen gilt. Dies rechtfertigt sich insbesondere auch dadurch, dass im Aufbau der RAV und Beschäftigungsprogramme lange Zeit ein Mangel an Plätzen herrschte. In der Folge konnten viele Erwerbslose besondere Taggelder bekommen, ohne dass sie effektiv an einer arbeitsmarktlichen Massnahme teilnehmen mussten.

**Tabelle 4** zeigt nun die für jedes SAKE-Erhebungsjahr berücksichtigten maximalen Bezugsdauern. Die vier Gesetzesänderungen wirken sich nur in drei SAKE-Jahren aus, da die Wirkungen der Änderungen auf den 1. Januar 1993 und den 1. April 1993 im SAKE-Jahr 1993 zusammenfallen. Die SAKE-Jahre 1993 und 1997 entsprechen jeweils einem vollständigen Wandel: Für alle Erwerbslosen wurden die Bezugsdauern gleichzeitig geändert. Einzig 1992 kann man eine einzelne Änderungsgruppe identifizieren (die Erwerbslosen mit Beitragszeiten von mehr als 18 Monaten).

Tabelle 4: Relevante maximale Bezugsdauern für die empirischen Schätzungen

SAKE-Jahr	Regime
1991	■ 85 Tage bei 6 Monaten ■ 170 Tage bei 12 Monaten ■ 250 Tage bei 18 Monaten
<b>1992</b>	■ 85 Tage bei 6 Monaten ■ 170 Tage bei 12 Monaten ■ <b>300 Tage bei 18 Monaten</b>
<b>1993</b>	■ <b>170 Tage bei 6 Monaten</b> ■ <b>250 Tage bei 12 Monaten</b> ■ <b>400 Tage bei 18 Monaten</b>
1994	■ 170 Tage bei 6 Monaten ■ 250 Tage bei 12 Monaten ■ 400 Tage bei 18 Monaten
1995	■ 170 Tage bei 6 Monaten ■ 250 Tage bei 12 Monaten ■ 400 Tage bei 18 Monaten
1996	■ 170 Tage bei 6 Monaten ■ 250 Tage bei 12 Monaten ■ 400 Tage bei 18 Monaten
<b>1997</b>	■ 520 Tage bei 6 Monaten
1998	■ 520 Tage bei 6 Monaten
1999	■ 520 Tage bei 6 Monaten

Fett: Jahre bzw. Gruppen mit Veränderungen  
Quelle: eigene Darstellung

## 4.2 Andere Veränderungen in der Arbeitslosenversicherung

In den 90er Jahren wurden nicht nur die maximalen Bezugsdauern verändert, sondern auch andere Elemente der Arbeitslosenversicherung angepasst. Da wir in der empirischen Arbeit mit Dummy-Variablen arbeiten, sind diese Änderungen und insbesondere der Zeitpunkt ebenfalls relevant. Grundsätzlich wäre es nämlich denkbar, dass die anderen Veränderungen in der Arbeitslosenversicherung den Effekt der Dummy-Variablen beeinflussen. Unter den verschiedenen Änderungen besonders erwähnenswert sind die mit dem Systemwechsel Mitte der 90er Jahre verbundenen Einführung der Regionalen Arbeitsvermittlungszentren und die Verschärfung der Zumutbarkeitsvorschriften. Beide Massnahmen sind grundsätzlich geeignet, den möglichen Raum für ein Moral-Hazard-Verhalten einzuschränken.

Seit 1996 ist grundsätzlich jede Arbeit zumutbar. Erhöht wurde die Zumutbarkeit auch im Bereich der Arbeitswege (vorher 1 Stunde pro Weg, seither 2 Stunden). Vorher war eine Arbeit, welche einen Lohn von weniger als 70 Prozent des versicherten Verdienstes einbringt, nicht zumutbar. Seit 1996 ist sie zumutbar, wird aber mit Kompensationszahlungen im Rahmen der Zwischenverdienstregelung ergänzt.

Tabelle 5: Weitere wichtige Änderungen der Arbeitslosenversicherung in den 90er Jahren

Jahr	Veränderungen
1993	<ul style="list-style-type: none"> <li>■ Erhöhung des Beitragssatzes von 1 Prozent auf 2 Prozent</li> <li>■ Verlängerung der Höchstdauer der Kurzarbeitsentschädigung von 12 auf 24 Monaten (über mehrere Stufen)</li> <li>■ Einführung einer Wartezeit von 5 Tagen für Beitragsbefreite</li> <li>■ Wegfall der Degression der Taggelder (Reduktion des Taggeldes um 5% nach dem Bezug von 85 Taggeldern bzw. um weitere 5% nach dem Bezug von 170 Taggeldern)</li> <li>■ Wiedereinführung einer Differenzierung der Taggeldhöhe (70% bzw. 80% des versicherten Verdienstes).</li> </ul>
1995	<ul style="list-style-type: none"> <li>■ Erhöhung des Beitragssatzes von 2 Prozent auf 3 Prozent</li> <li>■ Einführung einer allgemeinen Wartezeit von 5 Tagen (Beitragsbefreite 20 Tage)</li> <li>■ Erhöhung des maximalen für die Beiträge relevanten Lohnes von 97'200 bis 243'000 Franken</li> </ul>
1996	<ul style="list-style-type: none"> <li>■ Einführung von regionalen Arbeitsvermittlungszentren</li> <li>■ Ausweitung der arbeitsmarktlichen Massnahmen (bspw. Ausbildungszuschüsse, Förderung der Aufnahme einer selbständigen Erwerbstätigkeit)</li> <li>■ Neudefinition der Zumutbarkeit</li> <li>■ Verlängerung der Wartezeit für beitragsbefreite Versicherte</li> <li>■ Erhöhung der Dauer der Einstelltage in der Anspruchsberechtigung bis auf 60 Tage</li> </ul>
1997	<ul style="list-style-type: none"> <li>■ Ersetzung der reinen Stempelkontrolle durch Kontroll- und Beratungsgespräche</li> <li>■ Beitragspflichtige Beschäftigungen, welche im Rahmen einer durch die Arbeitslosenversicherung finanzierten vorübergehenden Beschäftigung ausgeübt werden, gelten nicht mehr als Beitragszeit</li> <li>■ Förderung des Vorruhestandes</li> </ul>
1998	<ul style="list-style-type: none"> <li>■ Bei erneuter Erwerbslosigkeit innert dreier Jahre nach Ablauf der Rahmenfrist für den Leistungsbezug beträgt die Mindestbeitragszeit 12 Monate</li> </ul>
1999	<ul style="list-style-type: none"> <li>■ Herabsetzung der maximalen Bezugsdauer für Beitragsbefreite und Versicherte im Anschluss an eine Erziehungsperiode von 520 Tage auf 260 Tage</li> </ul>

Quelle: seco

## 5 Andere Arbeiten zum Thema

Die Ergebnisse anderer Arbeiten, insbesondere in der Schweiz, werden in Abschnitt 5 skizziert. Es war nicht Ziel dieser Arbeit, einen möglichst vollständigen Überblick über den Stand der Literatur zu geben (vgl. dazu bspw. auch Bauer 1998).

### 5.1 Hazard-Raten-Modelle

Die Standardmethodik zur Untersuchung der Auswirkungen alternativer Regelungen der Arbeitslosenversicherung ist das Hazard-Raten-Modell. Die Hazard-Rate gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit Erwerbslose eine Beschäftigung aufnehmen bzw. mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Abgang aus der Erwerbslosigkeit erfolgt. Meistens wird nur die registrierte Erwerbslosigkeit betrachtet. Derartige Modellansätze erlauben in der Regel keine klare Identifikation des direkten und indirekten Effektes. Exemplarisch dafür steht der von Hunt (1995) verwendete Ansatz. Sie schätzt eine Hazardrate der folgenden Art:

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) e^{X(t)\beta_1 + \beta_2 \text{Gesetz} + \beta_3 \text{Gruppe} + \beta_4 \text{Gesetz} \cdot \text{Gruppe}}$$

wobei  $\lambda_0(t)$  die Basishazardrate und  $X(t)$  individuelle Charakteristika (Alter, Geschlecht etc.) darstellen. Um die Auswirkungen der Gesetzesänderung zu operationalisieren, berücksichtigt Hunt drei Dummy-Variablen. Die Dummy «Gesetz» nimmt nach der Gesetzesänderung den Wert 1 an. Sie kann Verhaltensänderungen aufnehmen, die durch die Gesetzesänderung ausgelöst wurden, unabhängig davon, ob die einzelnen Personen direkt davon betroffen sind oder nicht. Die Dummy «Gruppe» nimmt für die von der Gesetzesänderung betroffene Gruppe den Wert 1 an. Dieser Wert gilt auch vor der Gesetzesänderung. Die Dummy «Gruppe» zeigt somit das spezifische Verhalten der Betroffenenengruppe relativ zu den anderen Erwerbslosen an. Die Dummy «Gesetz x Gruppe» schliesslich stellt die Interaktion der beiden vorgenannten Dummies dar. Hunt (1995, 98) ist insbesondere an dieser Dummy interessiert und bezeichnet  $\beta_4$  als Effekt der Gesetzesänderung. Sie spricht also von «Effekt» und trennt nicht zwischen direktem und indi-

rektem Effekt. Die Interaktion zwischen registrierter und nicht-registrierter Erwerbslosigkeit und die Auswirkungen der Gesetzesänderung darauf wird nicht explizit betrachtet.

## 5.2 Arbeiten in der Schweiz

### 5.2.1 Schmid/Rosenbaum (1995)

Schmid/Rosenbaum wählen den in der Literatur «üblichen» Weg: Sie gehen vom neoklassischen Modell der Suchtheorie aus. Ausgangspunkt des Suchmodells ist die Beobachtung bzw. Annahme, dass einem/r repräsentativen Arbeitnehmer/in prinzipiell eine Reihe von Verdienstmöglichkeiten offenstehen, aus denen er/sie die beste auszuwählen hat. Über den Umfang und die Merkmale der angebotenen Stellen respektive Verdienstmöglichkeiten ist der/die Arbeitnehmer/in jedoch nicht vollständig informiert. Vielmehr ist ein Suchprozess erforderlich, der sowohl Zeit wie auch materielle Ressourcen beansprucht, um eine akzeptable Beschäftigung zu finden. Kernpunkt der Analyse ist deshalb die Frage, wieviel Zeit die Arbeitnehmenden auf die Suche nach einer neuen Stelle verwenden und unter welchen Bedingungen sie ein Stellenangebot annehmen. Die in der Theorie unterstellten Stellen unterscheiden sich nur hinsichtlich des Lohns. Die Suchtheorie nimmt folgendes Nutzenkalkül an: Ein nutzenmaximierendes Individuum wird dann seine Suche fortsetzen, wenn der Nutzen daraus den Nutzen aus der Annahme des Angebotes übersteigt. In einem derartigen Modellrahmen geben sich klare Hypothesen:

- Die Einführung von Unterstützungszahlungen bei Erwerbslosigkeit bzw. deren Erhöhung führen dazu, dass der Wert der Freizeit erhöht wird. Eine neue Stelle wird daher nur dann angenommen, wenn ihr Lohn entsprechend höher wird. Um dies zu erreichen, wird die Suche und somit die Phase der Erwerbslosigkeit verlängert.
- Die Verlängerung der maximal möglichen Bezugsdauer von Unterstützungszahlungen vermindert die privat getragenen Kosten der Erwerbslosigkeit. Daher verlängert sich auch dadurch die Phase der Erwerbslosigkeit.

Für die empirische Überprüfung stützten sich Schmid/Rosenbaum auf die Daten von 2'000 zufällig gezogenen Personen mit Anspruch auf ALV-Zahlungen aus der Periode zwischen Januar 1993 und Juni 1994. Geschätzt wurde ein Hazard-Raten-Modell. Die Hazard-Rate gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine Beschäftigung aufgenommen wird bzw. mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Abgang aus der Erwerbslosigkeit erfolgt. Dazu bildeten die Autoren 18 Intervalle à 4 Wochen. Für jedes Intervall wurde berechnet, wie wahrscheinlich der Abgang aus der Erwerbslosigkeit ist. In der Regressionsgleichung wurden persönliche Merkmale der Erwerbslosen und auch ihre Ansprüche aus der Arbeitslosenversicherung (Taggeldhöhe, maximale Bezugsdauer) berücksichtigt. Das geschätzte Vorzeichen der Variable «Anspruchsdauer» ist signifikant negativ. Dies würde im gewählten Modell darauf hindeuten, dass diejenigen Personen, welche eine höhere maximale Anspruchsdauer haben, diese auch tatsächlich verstärkt ausnützen. Die Autoren weisen darauf hin, dass diese Sichtweise verkürzt wäre, weil in der Untersuchungszeit eine Verlängerung der maximal möglichen Bezugsdauer für schwer Vermittelbare vorgenommen worden war (von 60 auf 80 Wochen). Es könnte daher auch sein, dass das negative Vorzeichen nur darauf hinweist, dass innerhalb der neuen Dauer mehr Tage in Anspruch genommen wurden.

Die Arbeit von Schmid/Rosenbaum weist somit auf einen wesentlichen Punkt hin, den die Arbeit selbst nicht beantworten kann. Eine Verlängerung der Bezugsdauer kann zwei Effekte auslösen:

- Zum einen können diejenigen Personen, welche am Ende der alten Bezugsdauer noch immer erwerbslos waren, nun zusätzliche Tage mit Unterstützungszahlungen in Anspruch nehmen (=direkter Effekt einer Verlängerung, Registrierungseffekt).

5 Andere Arbeiten zum Thema

■ Zum anderen kann generell das Verhalten der Erwerbstätigen und Erwerbslosen (mit unterschiedlichen Perioden der Erwerbslosigkeit) ändern (= indirekter Effekt, Moral-Hazard-Effekt). Längere Bezugsdauern können die Angst vor der Erwerbslosigkeit bei den noch Angestellten reduzieren, so dass die Erwerbslosigkeit wahrscheinlicher werden kann; sie können aber auch das Verhalten bei den bereits Erwerbslosen ändern, indem der Druck auf die Arbeitsuche reduziert wird und sich dadurch die Phase der Erwerbslosigkeit verlängert.

Wesentlich für die Abschätzung der Kosteneinsparungen einer Kürzung der Bezugsdauer ist somit die Frage, wie stark die beiden Effekte sind. Durch eine Kürzung können sicher die direkten Kosten eingespart werden. Die Frage stellt sich aber, ob darüber hinaus noch weitere Kosten über den indirekten Effekt eingespart werden können (im Sinne der Umkehrung des eben beschriebenen Effektes).

**5.2.2 Die Arbeiten von Sheldon (1997, 1999a, 1999b, 2000)**

Professor Sheldon (Universität Basel) verfasste in den 90er Jahren verschiedene sehr interessante Arbeiten, in denen er den direkten und indirekten Effekt einer Bezugsdauererlängerung berechnet (Sheldon 1997, 1999a, 1999b, 2000). Die Begriffe stimmen dabei nicht mit den in Abschnitt 2 hergeleiteten Unterscheidung überein. Dies wird nachfolgend wichtig und weiter erläutert werden. Die neueste Arbeit aktualisiert die vorangegangenen, so dass in der Folge auf die Ergebnisse dieser Arbeit Bezug genommen wird. Der Autor grenzt die Bezugsdauern mit Wochen bzw. Monaten ab. Tabelle 6 stellt die verschiedenen Zeitkonzepte nebeneinander dar.

Tabelle 6: Bezugsdauern in Tagen, Wochen und Monaten

Jahr	Bezugsdauer in Tagen	Bezugsdauer in Wochen	Bezugsdauer in Monaten
1991	■ 85 Tage	■ 17 Wochen	■ 3.9 Monate
	■ 170 Tage	■ 34 Wochen	■ 7.9 Monate
	■ 250 Tage	■ 50 Wochen	■ 11.5 Monate
1992	■ 85 Tage	■ 17 Wochen	■ 3.9 Monate
	■ 170 Tage	■ 34 Wochen	■ 7.9 Monate
	■ 300 Tage	■ 60 Wochen	■ 13.8 Monate
1993	■ 170 Tage	■ 34 Wochen	■ 7.9 Monate
	■ 250 Tage	■ 50 Wochen	■ 11.5 Monate
	■ 400 Tage	■ 80 Wochen	■ 18.5 Monate
1994	■ 170 Tage	■ 34 Wochen	■ 7.9 Monate
	■ 250 Tage	■ 50 Wochen	■ 11.5 Monate
	■ 400 Tage	■ 80 Wochen	■ 18.5 Monate
1995	■ 170 Tage	■ 34 Wochen	■ 7.9 Monate
	■ 250 Tage	■ 50 Wochen	■ 11.5 Monate
	■ 400 Tage	■ 80 Wochen	■ 18.5 Monate
1996	■ 170 Tage	■ 34 Wochen	■ 7.9 Monate
	■ 250 Tage	■ 50 Wochen	■ 11.5 Monate
	■ 400 Tage	■ 80 Wochen	■ 18.5 Monate
1997	■ 520 Tage	■ 104 Wochen	■ 24 Monate
1998	■ 520 Tage	■ 104 Wochen	■ 24 Monate
1999	■ 520 Tage	■ 104 Wochen	■ 24 Monate

Fett: Änderungen durch Revisionen  
 Quelle: Eigene Darstellung

Auch Sheldon (2000) verwendet die Idee der Hazard-Raten, allerdings eher in einem makroökonomischen als einem mikroökonomischen Ansatz. Der Autor verwendet Daten der eingeschriebenen Erwerbslosen aggregiert nach Dauer der Erwerbslosigkeit (in Monaten) aus den Jahren 1990-1999. Sheldons Ansatz geht von der Beobachtung aus, dass Zeitreihenuntersuchungen ein Simultaneitätsproblem haben, weil makroökonomische Grössen in einer starken Interdependenz stehen. So sei es gemäss Sheldon (1999b, 68) bspw. nicht zum Vornherein klar, ob die Verlängerung der Bezugsdauern in den 90er Jahren die Er-

werbslosigkeit erhöht habe oder über der umgekehrte Zusammenhang gelte. Daher wählt der Autor einen Ansatz, welcher das Simultaneitätsproblem umgeht. Es wird nicht versucht, die aktuelle Erwerbslosigkeit zu erklären, sondern die aufgrund der aktuellen Arbeitsmarktlage in der Zukunft zu erwartende Stellenlosigkeit. Das Vorgehen ist zweistufig aufgebaut:

■ Auf der ersten Stufe werden auf der Basis eines Markov-Ketten-Modells der Erwerbslosigkeit Gleichgewichtswerte für eine Anzahl von Komponenten der Erwerbslosigkeit (wie die Verbleibraten nach Dauerklassen, der durchschnittlichen Dauer, dem Anteil der Langzeiterwerbslosen etc.) berechnet. Die Gleichgewichtswerte stellen jene Werte der Komponenten der Erwerbslosigkeit dar, welche diese längerfristig annehmen würden, wenn die arbeitsmarktlichen Verhältnisse, die in einer gegebenen Periode herrschen, unverändert blieben.

■ Auf der zweiten Stufe des Verfahrens werden Zeitreihen der auf der ersten Stufe gebildeten Gleichgewichtswerte sodann auf Variablen regressiert, welche die aktuelle Beschäftigungslage, die Merkmalsstruktur des Erwerbslosenbestandes und das institutionelle Umfeld abbilden. Konkret berücksichtigt wurden in der Studie von 2000 zur Erklärung der Verbleibraten: Neben einem Konjunkturindex, einer Trendvariable, je einer Dummyvariable für die Bezugsdauerverlängerung von 1992 (von 17-34-50 Wochen auf 34-50-60 Wochen), von 1993 (von 34-50-60 auf 34-50-80 Wochen) und von 1997 (von 34-50-80 Wochen auf 104 Wochen, normale und besondere Taggelder zusammen) sowie eine Variable, welchen den Anteil der an aktiven arbeitsmarktlichen Massnahmen teilnehmenden Personen widerspiegelt (bspw. Personen in Beschäftigungsprogrammen).

Sheldon (2000) schätzt somit einzeln 24 Regressionsgleichungen. Eine einzelne Gleichung hat die Form

$$\ln P(D) = \beta_1 \text{KONJUNKTUR} + \beta_2 \text{TREND} + \beta_3 \text{ALV92} + \beta_4 \text{ALV93} + \beta_5 \text{ALV97} + \beta_6 \text{AM} + \varepsilon$$

wobei  $P(D)$  die Verbleibquote in der Dauerklasse  $D$  angibt,  $\text{ALV9X}$  eine Dummy-Variable darstellt und  $\text{AM}$  den Anteil der Personen in aktiven Arbeitsmarktmaßnahmen widerspiegelt.

In der Studie von 2000 resultiert eine signifikant positive Wirkung der Bezugsdauerverlängerungen auf die Verbleibwahrscheinlichkeiten in folgenden Dauerstufen (Sheldon 2000, Tabelle 1, 25):

■ **Für die Änderung 1992:** (a) Im Bereich unterhalb der alten maximalen Bezugsdauer von 11.5 Monaten: In allen Stufen von «1 Monat» bis «11 Monate». (b) Im Bereich oberhalb der alten maximalen Bezugsdauer: «12 Monate», «13 Monate», «15 Monate», «16 Monate», «17 Monate» und «20 Monate».

■ **Für die Änderung 1993:** (a) Im Bereich unterhalb der alten maximalen Bezugsdauer von 13.8 Monaten: In den Stufen «1 Monat», «12 Monate» und «13 Monate». (b) Im Bereich oberhalb der alten maximalen Bezugsdauer: In den Stufen «14 Monate» bis «18 Monate» sowie in der Stufe «23 Monate».

■ **Für die Änderung 1997:** (a) Im Bereich unterhalb der alten maximalen Bezugsdauer von 18.5 Monaten: In den Stufen «7 Monate» und «18 Monate». (b) Im Bereich oberhalb der alten maximalen Bezugsdauer: In allen Stufen mit Ausnahme der Klasse «23 Monate».

Es fällt auf, dass die Änderung von 1992 sowohl unterhalb wie oberhalb der alten Grenze eine nachhaltige Wirkung entfaltet hat. Demgegenüber wirkten die Änderungen von 1993 und 1997 primär im Bereich oberhalb der alten Grenze. Es kann vermutet werden, dass die Dummy von 1992 auch Effekte der 93er Revision auffängt.

Die Stellenlosenquote erhöhte sich aufgrund der Bezugsdauerverlängerungen über den ganzen Zeitraum hinweg um 60 Prozent. Gleichzeitig reduzierte die Einführung der aktiven Arbeitsmarktmaßnahmen dieselbe Quote um 55 Prozent, so dass netto eine Erhöhung um 5 Prozent resultiert (Sheldon 2000, Tabelle 3, 28).



### Kontroverse Sheldon - Bauer

Zwischen Sheldon und Bauer (1998) entwickelte sich eine Kontroverse, wie die Vorzeichen der Dummy-Koeffizienten  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  und  $\beta_5$  zu interpretieren sind. Bauer (1998, 15ff.) weist darauf hin, dass die Effekte der drei Dummy-Variablen auch darauf zurück geführt werden könnten, dass ein Meldeeffekt der nicht-registriert Erwerbslosen stattgefunden habe und nicht zwingend mit einem Moral-Hazard-Verhalten der bereits registrierten Erwerbslosen in Verbindung gebracht werden müssen.

Um zu belegen, dass nicht nur ein Meldeeffekt, sondern auch ein indirekter Effekt bestehen muss, argumentiert Sheldon (1999a, 14, und 2000, 26) wie folgt: Würde nur ein direkter Effekt vorliegen, so müssten die Verbleibraten nach dem Ende der neuen und verlängerten Bezugsdauer *relativ* sinken. Um das Argument zu verstehen, muss man sich Sheldons Methodik noch einmal in Erinnerung rufen: Als Link-handvariablen der 24 Regressionen dienen die Verbleibraten in einer bestimmten Dauerklasse. Eine einzelne Regression besteht also darin, dass auf der linken Seite die Verbleibraten in einer bestimmten Dauerklasse über die Zeitspanne von 1990 bis 1999 steht. Auf der rechten Seite sind die erklärenden Variablen, unter anderem Dummyvariablen für die Bezugsdauererlängerungen von 1992, 1993 und 1997. Sheldons Argument bezieht sich auf das Vorzeichen dieser Dummyvariablen. Er würde erwarten, dass nach dem Ende der neuen maximalen Bezugsdauer, das Vorzeichen jeweils signifikant negativ ist (also die abnehmende Verbleibraten relativ stärker sinkt). Die Überlegung, die dahinter steht, ist folgende: Wenn es nur einen Meldeeffekt gäbe, so würden viele Personen, die am Ende der alten Bezugsdauer ausgesteuert worden wären, am Ende der verlängerten Bezugsdauer aus der registrierten Erwerbslosigkeit ausscheiden. Somit müsste in dieser Dauerklasse nach Ende der Bezugsdauer eine relativ stärkere Abnahme der Verbleibraten zu beobachten sein. Da sich das Vorzeichen der Dummyvariable in der Dauerklasse nach dem Ende der Bezugsdauer aber nicht signifikant von Null unterscheidet, schliesst Sheldon im Umkehrschluss, dass nicht nur ein Meldeeffekt vorliegen könne.

Das Argument von Sheldon hinsichtlich des erwarteten Vorzeichens leuchtet ein. Allerdings zeigt eine nähere Betrachtung, dass es nicht zwingend ist. Der anschliessend vorgenommene Umkehrschluss ist daher nicht folgerichtig. Der Reihe nach:

■ Die Interpretation des Vorzeichens ist unklar. Dazu folgende Überlegung. Nehmen wir an, dass 1993 am Ende der alten maximalen Bezugsdauer von 60 Wochen zwei Gruppen existiert hätten. Gruppe A wären diejenigen Personen gewesen, welche nach 60 Wochen ohne Stelle ausgesteuert worden wären. In der Gruppe B hätten wir diejenigen Personen gehabt, welche exakt nach 60 Wochen eine Stelle gehabt hätten. Nehmen wir weiter an, dass die Bezugsdauererlängerung von 1993 auf 80 Wochen den Effekt gehabt hätte, dass alle Personen beider Gruppen bis ans Ende der 80. Woche Unterstützungsleistungen bezogen hätten. Bei der Gruppe A würden wir dabei von einem direkten Effekt sprechen (reine Verlängerung), bei der Gruppe B von einem indirekten Effekt (=Moral-Hazard; eine Stelle wäre ja nach 60 Wochen da gewesen). Nehmen wir weiter an, dass alle Personen von Gruppe B auch nach 80 Wochen eine Stelle finden. Wie wirkt sich diese Konstellation auf das Vorzeichen der Dummyvariable aus? Wenn alle Personen der Gruppe A und B sich nicht mehr als erwerbslos registrieren lassen, dann wäre das Vorzeichen signifikant negativ. In Sheldons Argumentation wäre dies der Beleg dafür, dass nur ein direkter Effekt besteht. Das Beispiel zeigt aber, dass auch ein starker indirekter Effekt vorgelegen hat. Somit ist die Interpretation des Vorzeichens unklar.

■ Generell scheinen uns die seco-Daten der registrierten Erwerbslosigkeit – zumindest für den Grossteil der untersuchten Periode - nach dem Ende der Bezugsdauer eher unzuverlässig und von zufälligen Verhaltensweisen der Betroffenen abhängig. Daher ist bei Folgerungen aus Schätzungen, die sich auf diese Daten stützen, Vorsicht geboten. Hinter einer Registrierung nach dem Ende der individuellen maximalen Bezugsdauer können sich verschiedene Zustände verbergen: (i) Nach dem Auslaufen der Unterstützungs-

5 Andere Arbeiten zum Thema

zahlungen verlieren viele das Interesse am Kontakt zur Arbeitslosenversicherung. Sie kümmern sich nicht mehr bewusst um die Dienstleistungen der RAVs, bleiben aber registriert. (ii) Andere bleiben bewusst registriert, weil sie noch immer hoffen, über die RAVs eine Stelle zu bekommen. (iii) Andere registrieren sich nicht mehr, bleiben aber erwerbslos. (iv) Andere können eine neue Rahmenfrist beginnen. Hierbei wird aus den Publikationen von Sheldon nicht deutlich, in welchen Dauerklassen diese Personen verbucht werden (an sich müssen sie in der ersten Dauerkategorie verbucht und in der Dauerkategorie nach Bezugsende als Abgang verzeichnet werden).

Obschon Sheldons Argumentation nicht überzeugt, bestätigen die in Abschnitt 8 und 9 präsentierten empirischen Ergebnisse seine Vermutung, dass es in den 90er Jahren nicht zu einem substantiellen Meldeeffekt von nicht-registrierten Erwerbslosen gekommen ist. Im Zentrum stehen vielmehr Veränderungen bei den bereits registrierten Erwerbslosen. Allerdings sind hier, Abschnitt 2 hat dies gezeigt, sowohl direkte wie indirekte Effekte denkbar.

**Schätzung des Ausmasses des direkten und indirekten Effektes**

Um den direkten und indirekten Effekt der Bezugsdauerverlängerungen abzuschätzen, fasst Sheldon (2000) Dauerklassen zusammen, nämlich in die Gruppen «0 bis 11 Monate», «12 bis 13 Monate», «14 bis 18 Monate» und «19 bis 24 Monate». **Tabelle 7** zeigt die Schätzungen (dieser 4 statt wie vorher 24 Regressionen). Der Bereich oberhalb der alten maximalen Bezugsdauer ist für die Jahre 1992, 1993 und 1997 fett und schraffiert markiert. In diesem Bereich sind die Wirkungen der Bezugsdauerverlängerungen signifikant positiv auf die Verweildauer in der Erwerbslosigkeit. Wiederum ist zu beobachten, dass unterhalb der alten Grenze nur die Verlängerung von 1992 eine signifikante Wirkung entfalten konnte, obschon gerade die Änderungen 1993 und 1997 in diesem Verweildauerbereich Verlängerungen brachten. Dies erstaunt etwas. Schätztechnisch ist a priori nicht ganz klar, warum die Effekte von 1993 und 1997 in der Dummy von 1992 aufgefangen werden sollen.

Tabelle 7: Regressionsanalysen hinsichtlich Gruppen von Verweildauern

Linkhandvariable	Rechtskategorie		Rechthandvariablen			Arbeitsmarkt-massnahmen
	KONJUNKTUR	TREND	ALV92	ALV93	ALV97	
In VD (0-11 Mo.)	-2.16***	0.008***	0.100***	-0.023	0.014	-0.017***
In VD (12-13 Mo.)	-6.35***	0.021***	<b>0.485***</b>	-0.036	0.066	-0.047***
In VD (14-18 Mo.)	-7.54***	0.023***	<b>0.643***</b>	<b>0.193***</b>	0.101	-0.053***
In VD (19-24 Mo.)	-9.49***	0.026***	<b>0.769***</b>	<b>0.327***</b>	<b>0.258***</b>	-0.058***

VD: Verweildauer

\*\*\*: Signifikant auf dem 1-Prozent Niveau

Nur fett: «indirekter» Effekt nach Sheldon; Fett und schraffiert: «direkter» Effekt nach Sheldon; Direkter und indirekter Effekt nach Sheldon stimmen nicht mit den Begriffsbestimmungen in Abschnitt 2 überein

Quelle: Sheldon (2000, 28)

Die Schätzungen von Tabelle 7 verwendet Sheldon, um den direkten und indirekten Effekt (nach seiner Definition) zu berechnen. Der Autor geht von den Ausgaben der Arbeitslosenversicherung für Taggelder 1998 aus (3'781 Millionen Franken, Zeile 1 in **Tabelle 8**). Er weist diese Ausgaben den vier Dauerstufen zu. Anschliessend werden die transformierten Koeffizienten von Tabelle 7 verwendet, um den Anteil des indirekten Effektes zu berechnen. Der direkte Effekt wird anschliessend residual ermittelt. Tabelle 8 zeigt das Vorgehen im Detail. Am Beispiel der Veränderung von 1992 seien die Berechnungen erläutert.

Tabelle 8: Berechnung des direkten und indirekten Effekts (nach Sheldon)

		0 bis 11 Monate	12 bis 13 Monate	14 bis 18 Monate	19 bis 24 Monate	Total
Kosten 1998	(1)	2'794 Mio.	220 Mio.	427 Mio.	340 Mio.	3'781 Mio.
<b>Effekt der Verlängerung 1992</b>						
Trans. Koeffizienten	(2)	0.095	0.384	0.414	0.382	
Indirekter Effekt	(3) = (1)*(2)	266 Mio.	84 Mio.	177 Mio.	130 Mio.	657 Mio.
Direkter Effekt	(4) = (1) – (3)	-	135 Mio.	-	-	135 Mio.
<b>Effekt der Verlängerung 1993</b>						
Trans. Koeffizienten	(5)	0	0	0.153	0.199	
Indirekter Effekt	(6) = (1)*(5)	0 Mio.	0 Mio.	65 Mio.	68 Mio.	133 Mio.
Direkter Effekt	(7) = (1) – (3) – (6)	-	-	185 Mio.	-	185 Mio.
<b>Effekt der Verlängerung 1997</b>						
Trans. Koeffizienten	(8)	0	0	0	0.162	
Indirekter Effekt	(9) = (1)*(8)	0 Mio.	0 Mio.	0 Mio.	55 Mio.	55 Mio.
Direkter Effekt	(10) = (1) – (3) – (6) – (9)	-	-	-	88 Mio.	88 Mio.
<b>Gesamteffekt</b>						
Trans. Koeffizienten	(11)	0.095	0.384	0.567	0.742	
Indirekter Effekt	(12) = (1)*(11)	266 Mio.	84 Mio.	242 Mio.	252 Mio.	845 Mio.
Direkter Effekt	(13) = (1) – (12)	-	135 Mio.	185 Mio.	88 Mio.	408 Mio.
Total	(14) = (12) + (13)	266 Mio.	129 Mio.	427 Mio.	340 Mio.	1'253 Mio.

-: In diesen Dauerklassen ist für die jeweilige Veränderung kein direkter Effekt möglich, da die Dauerklasse unterhalb der alten maximalen Bezugsdauer liegt.

Quelle: Sheldon (2000, 32f.)

Der transformierte Koeffizient für die Dauerklasse «0 bis 11 Monate» beträgt 0.095 (Zeile 2). Dieser wird mit den Ausgaben von 1998 in dieser Dauerklasse multipliziert, um den indirekten Effekt zu erhalten (ergibt 266 Millionen Franken; Zeile 3). Per Definition ergibt sich im Rahmen der Definitionen von Sheldon kein direkter Effekt unterhalb der alten maximalen Bezugsgrenze (hier im Bereich 0 bis 11 Monate). Im Bereich «12 bis 13 Monate» beträgt der Koeffizient für die Verlängerung von 1992 0.384. Daraus ergeben sich Mehrkosten von 84 Millionen Franken (multipliziert mit den Kosten dieser Dauerstufe), welche dem indirekten Effekt zugesprochen werden. Alle durch die Dummy-Variablen gemessenen Effekte werden somit dem indirekten Effekt zugeordnet. Da in der Dauerstufe aber insgesamt 220 Millionen Franken an Kosten entstanden sind, wird der Rest von 135 Millionen Franken dem direkten Effekt zugeordnet. Ein direkter Effekt ist in dieser Dauerklasse nur durch die Änderung von 1992 möglich. Daher wird der Restbetrag vollständig der Änderung von 1992 zugewiesen.

Der transformierte Koeffizient in der Dauerklasse «14 bis 18 Monate» beträgt 0.414 und in der Folge der indirekte Effekt 177 Millionen Franken. Dies bedeutet, dass die Änderung 1992 auch im Bereich oberhalb der damals möglichen maximalen Bezugsdauer von 13 Monaten Kosten ausgelöst hat. Sheldon (2000, 32, Fussnote 29) begründet dies wie folgt: „Dabei ist zu beachten, dass ein verlängerter Verbleib in einer unteren Dauerklasse gleichzeitig einen höheren erwarteten Verbleib in einer höheren Dauerklasse impliziert, da die Wahrscheinlichkeit, die höhere Dauerklasse zu erreichen, mit dem verlängerten Verbleib in der unteren Dauerklasse steigt. Deshalb hat sich die Bezugsfristverlängerung 1992 auch in den höheren Dauerklassen ausgewirkt, obwohl man nach dieser Verlängerung maximal 13 Monate lang Taggeld beziehen durfte.“ Die Mehrkosten in der Dauerstufe «14 bis 18 Monate» betragen insgesamt 427 Millionen Franken. 1992 ist per Definition kein direkter Effekt in dieser Dauerklasse möglich, daher wird er der Änderung von 1993 (nach Abzug des indirekten Effektes von 1993, 65 Millionen Franken, Zeile 6) in Zeile 7 zugeschrieben (185 Millionen Franken). In **Tabelle 9** stellen wir die konzeptionelle Aufteilung von direktem und indirektem Effekt auch bildlich dar.

Tabelle 9: Aufteilung von direktem und indirektem Effekt bei Sheldon (2000)

	Maximale Bezugsdauer		0 bis 11 Monate	12 bis 13 Monate	14 bis 18 Monate	19 bis 24 Monate
	Vorher	Nachher				
Änderung 1992	11 Monate	13 Monate	Nur indirekter Effekt möglich	Indirekter Effekt / residual direkter Effekt	Nur indirekter Effekt möglich (*)	Nur indirekter Effekt möglich (*)
Änderung 1993	13 Monate	18 Monate	Nur indirekter Effekt möglich (faktisch = 0)	Nur indirekter Effekt möglich (faktisch = 0)	Indirekter Effekt / residual direkter Effekt	Nur indirekter Effekt möglich (*)
Änderung 1997	18 Monate	24 Monate	Nur indirekter Effekt möglich (faktisch = 0)	Nur indirekter Effekt möglich (faktisch = 0)	Nur indirekter Effekt möglich (faktisch = 0)	Indirekter Effekt / residual direkter Effekt

(\*) Unklare Zuteilung des Effektes; vgl. Text

Quelle: Eigene Darstellung

Insgesamt ergibt sich so eine Erhöhung der Kosten 1998 um 1'253 Millionen Franken (+50%), die ohne Bezugsdauererlängerungen nicht erfolgt wäre.<sup>4</sup>

■ Davon entfallen 987 Millionen Franken (79% der Mehrkosten) auf den Bereich, der oberhalb der 1991 geltenden maximalen Bezugsdauer von 11 Monaten liegt. 21 Prozent der Mehrkosten entstehen im Bereich unterhalb dieser Grenze. Die 987 Millionen Franken Mehrkosten machen bezogen auf die Kosten unterhalb der maximalen Grenze von 1991 (2'794 Millionen Franken) 35 Prozent aus.

■ Davon entfallen 845 Millionen Franken (67% der Mehrkosten) auf den indirekten und 408 Millionen Franken (33%) auf den direkten Effekt.

Das Vorgehen von Sheldon (2000) bei der Aufteilung der Mehrkosten in einen direkten und indirekten Effekt überzeugt konzeptionell nicht. Generell interpretiert Sheldon alle signifikanten Koeffizienten der Regressionsschätzungen als Verhaltensänderungen der Versicherten, welche dem Moral-Hazard zuzuordnen sind. Dies erscheint uns vor dem Hintergrund der in Abschnitt 2 vorgenommenen Begriffsbestimmungen wenig adäquat. Verhaltensänderungen können auch ohne ein Moral-Hazard-Verhalten erfolgen, bspw. bei einer Verlängerung der Registrierung von Personen, die sich sehr intensiv um eine Stelle bemühen.

Auch innerhalb der von Sheldon vorgenommenen Unterscheidung von direktem und indirektem Effekt gibt es Unklarheiten. Oberhalb der maximalen Bezugsdauerengrenzen – in Tabelle 9 mit einem (\*) markiert – werden alle Wirkungen dem indirekten Effekt zugeschlagen. Es erscheint eher unklar, was die Dummy-Variablen in diesen Bereichen genau messen. Daher ist eine klare Zuteilung zur einen oder anderen Seite eher arbiträr.

Analog präsentiert sich die Situation unterhalb der alten Bezugsdauerengrenzen. Auch hier werden alle Wirkungen pauschal dem indirekten Effekt zugeordnet. Für die Änderungen von 1993 und 1997 hat die Einteilung keine empirische Bedeutung, weil die dazugehörigen Koeffizienten nicht signifikant von Null verschieden sind. Aber gerade dies erstaunt, weil bei den Änderungen von 1993 und 1997 auch die maximalen Bezugsdauerengrenzen für die Gruppen mit weniger Beitragszeiten erhöht worden sind, hier also durchaus direkte Effekte (nach der Definition von Sheldon) zu erwarten gewesen wären.

<sup>4</sup> Die Darstellung von Sheldon erscheint in diesem Punkt etwas verzerrend. Die Bezugsdauererlängerungen haben in den 90er Jahren, in denen die Erwerbslosigkeit stark gestiegen ist, zwar zu Mehrkosten in der Arbeitslosenversicherung geführt, gleichzeitig konnten aber in der Sozialhilfe und den kantonalen Arbeitslosenhilfen gespart werden.

## 6 Methodisches Vorgehen

Gerfin/Schellhorn (1995) schätzen mit den Panelangaben der SAKE-Daten ein Hazard-Raten-Modell für die Periode 1991 bis 1994. Die SAKE-Daten stellen eine Querschnittserhebung (1 Datenpunkt pro Jahr) dar. Um die individuellen Ansprüche an die Arbeitslosenversicherung für jeden Monat in der Periode 1991 bis 1994 zu spezifizieren (48 Datenpunkte), müssen die wenigen, in der SAKE vorhandenen «historischen» Variablen verwendet werden. Dieses Vorhaben ist für sich genommen bereits gewagt, weil die entsprechenden Fragen nicht für dieses Vorhaben konzipiert worden sind. Seit 1996 werden diese Variablen nicht mehr erhoben.<sup>5</sup> Daher lässt sich mit den SAKE-Daten kein Hazard-Ratenmodell für die ganze Periode 1991 bis 1999 mehr schätzen.

### 6.1 Gepoolte Daten 1991-1999

Methodisch wählen wir daher zwei verschiedene Zugangswege zur Fragestellung: Zum einen werden mit den gepoolten Daten 91-99 die Wahrscheinlichkeiten berechnet (a) registriert, (b) nicht-registriert und (c) registriert und nicht-registriert erwerbslos zu sein. Dabei werden die Bezugsdauererlängerungen als Rechthandvariablen berücksichtigt. Dies erlaubt uns, die genannten Wahrscheinlichkeiten mit und ohne Gesetzesänderungen zu berechnen. Das Vorgehen impliziert, dass wir eine Linkhandvariable haben, welche entweder den Wert 1 (erwerbslos) oder den Wert 0 (erwerbstätig) annimmt. Die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, beträgt:

$$\Pr(y_i = 1 | x_i, \beta) = 1 - F(-x_i' \beta) \quad (1.1)$$

wobei  $F$  die Verteilungsfunktion der Standardnormalfunktion (Probit-Modell) bzw. der logistischen Funktion (Logit-Modell) darstellt.  $x$  stellt einen Vektor von individuellen Merkmalen dar. Die Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, beträgt:

$$\Pr(y_i = 0 | x_i, \beta) = F(-x_i' \beta) \quad (1.2)$$

Gegeben diese Spezifikation, kann man die Parametermatrix  $\beta$  durch die Maximierung folgender Likelihood-Funktion schätzen:

$$l(\beta) = \log(\beta) = \sum_{i=1}^n y_i \log(1 - F(-x_i' \beta)) + (1 - y_i) \log(F(-x_i' \beta)) \quad (1.3)$$

Die individuelle Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, erhält man durch folgende Transformation der Schätzparameter (im Fall der Verwendung der logistischen Verteilungsfunktion):

$$\Pr(y_i = 1 | x_i, \beta) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} \quad (1.4)$$

Konkret schätzen wir mit Maximum-Likelihood folgendes Logit-Modell:

$$y_i = \alpha + \beta X + \gamma \text{BRANCHE} + \delta \text{SPANN} + \lambda \text{REGION} + \pi_1 D_{\text{Gesetz}}^{1992} + \pi_2 D_{\text{Gesetz}}^{1993} + \pi_3 D_{\text{Gesetz}}^{1997} + \varepsilon \quad (1.5)$$

wobei  $y_i = 1$ , wenn Person  $i$  erwerbslos ist, und  $y_i = 0$ , wenn sie erwerbstätig ist.  $X$  steht für einen Vektor von  $j$  individuellen Merkmalen, wie bspw. das Alter, der Zivilstand etc. Bei der Variable BRANCHE han-

<sup>5</sup> Seit 1996 werden die Variablen s0Xee10 etc. erhoben. Sie geben für diejenigen Personen, welche weniger als 1 Jahr Betriebszugehörigkeit haben, für die vergangenen 15 Monat einzeln an, ob sie erwerbstätig waren oder nicht.

delt es sich um Dummy-Variablen für die Zugehörigkeit zu bestimmten Branchen. SPANN ist ein Indikator für die konjunkturelle Entwicklung, konkret für die Arbeitsmarktdruck. Die drei Variablen  $D_{Gesetz}^{199X}$  stellen Dummy-Variablen dar, welche ab dem Jahr der Bezugsdauererweiterung den Wert 1 annehmen. Hunt (1995) schlägt in ihrem Hazard-Raten-Modell eine andere Dummy-Operationalisierung vor (vgl. Abschnitt 5.1): Pro Gesetzesänderung werden drei Dummies gesetzt: Eine für die Gesetzesänderung (wie hier), eine für die von der Gesetzesänderung betroffene Gruppe ( $D_{Gruppe}^{199X}$ ) und eine für die Multiplikation der beiden erstgenannten Variablen ( $D_{Gesetz-Gruppe}^{199X}$ ). Der geschätzte Koeffizient der letztgenannten Dummy interpretiert Hunt (1995) als Effekt der Gesetzesänderung. Dieser Ansatz kann hier nicht übernommen werden. Grund dafür ist der Umstand, dass wir Erwerbstätige und Erwerbslose haben. Die Dummy für die von der Gesetzesänderung Betroffenen umfasst somit die effektiv betroffenen Erwerbslosen, wie aber auch die entsprechenden Erwerbstätigen. 1992 betraf bspw. die Gesetzesänderung die Erwerbslosen mit Beitragszeiten von mehr als 18 Monaten. Die mit der Dummy ebenfalls berücksichtigten Erwerbstätigen mit mehr als 18 Monaten Beitragszeit entstammen typischerweise den Erwerbstätigen mit langen Erwerbsbiographien. In der Folge ergeben sich für die Dummies  $D_{Gruppe}^{199X}$  und  $D_{Gesetz-Gruppe}^{199X}$  typischerweise negative Koeffizienten. Dies darf nun nicht dahingehend interpretiert werden, dass die Gesetzesänderung zu einer Reduktion der Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, geführt hat. Vielmehr kommt im negativen Koeffizienten zum Ausdruck, dass die Erwerbstätigen mit langen Erwerbsbiographien eine reduzierte Wahrscheinlichkeit haben, erwerbslos zu werden.

In Formel (1.5) würden wir für die drei Dummy-Koeffizienten  $\pi_1, \pi_2, \pi_3$  erwarten, dass sie ein signifikant positives Vorzeichen haben, dass also die Gesetzesänderungen die Wahrscheinlichkeit erhöhen, erwerbslos zu sein. Es ist darauf hinzuweisen, dass eine Dummy-Variable im Gegensatz zu einer konkreten Variable wie bspw. dem Alter keine (mehr oder weniger) präzise Messung eines bestimmten Effektes darstellt. Vielmehr können sich hinter einem Dummy-Effekt verschiedene Einflüsse verbergen.

### Gewichtung

Bei einer Querschnitterhebung stellt sich immer die Frage nach der Gewichtung der Daten. Die zuständige Sektion des Bundesamtes für Statistik bietet drei Gewichtungsvariablen an: (a) Eine Gewichtung der Zielpersonen im entsprechenden Erhebungsjahr, (b) eine Gewichtung des Haushaltes im entsprechenden Erhebungsjahr und (c) für Panelanalysen bei zwei aufeinanderfolgenden Jahren eine Gewichtung der Zielpersonen für diese Jahre. Aus folgenden Grund haben wir uns entschieden, keine der angebotenen Gewichtungen zu verwenden. Zu unterscheiden sind zwei Fälle: (i) Es soll ein deskriptiv-statistischer Wert auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnet werden (bspw. die mittlere wöchentlichen Arbeitszeit). (ii) Es wird aufgrund der individuellen Charakteristika der Zielpersonen eine Regressionsanalyse durchgeführt. Im ersten Fall (i) ist die Gewichtung erforderlich, weil die einzelnen Stichprobenpersonen unterschiedlich repräsentativ sind. Im zweiten Fall (ii) liegen die Dinge anders. Würde man hier gewichten (das Durchschnittsgewicht liegt bei 321), dann würde man unterstellen, dass es in der Bevölkerung 321 Personen mit den genau gleichen individuellen Merkmalskombinationen gibt. Die interindividuelle Heterogenität würde somit nicht berücksichtigt. Die Erhöhung der Stichprobe würde somit eine Signifikanz der Ergebnisse vortäuschen, die der Realität nicht entsprechen. Im vorliegenden Zusammenhang sind aber gerade die Signifikanzen einzelner Einflussfaktoren von entscheidender Bedeutung.

In der Forschungspraxis wird daher oft mit ungewichteten Daten gearbeitet. Dies scheint eine brauchbare Vereinfachung zu sein, wenn sie auch nicht ganz korrekt ist, da sie die unterschiedliche individuelle Repräsentativität nicht berücksichtigt. Wir entscheiden uns deshalb, eine eigene Gewichtung vorzunehmen. Dabei wird für jedes Jahr einzeln das ausgewiesene SAKE-Gewicht der Zielpersonen durch den jeweiligen

Durchschnittswert des Gewichtes dividiert. Dadurch werden Unterschiede im Gewicht der Zielpersonen in der Stichprobe berücksichtigt. Dies ist auch deshalb notwendig, weil 1995 die Stichprobe doppelt so gross war wie in den anderen Jahren. Hier wurde das Gewicht durch das Durchschnittsgewicht 1991 bis 1999 (ohne 1995) dividiert.

## 6.2 Paneldaten-Analyse

Der zweite methodische Ansatz besteht darin, die Hypothesen der ökonomischen Suchtheorie gezielt anhand der Übergänge zwischen zwei Zuständen zu betrachten. Konkret werden 4 Zustände und somit 16 Übergangssituation unterschieden (vgl. **Tabelle 10**): Von jedem der vier Zustände in Zeitpunkt T kann man in vier verschiedene Zustände in Zeitpunkt T+1 übergehen. Die Übergänge werden wiederum mit Logit-Modellen untersucht. Dabei sind die Modellspezifikation unterschiedlich. Für den Übergang aus der registrierten Erwerbslosigkeit in andere Zustände wird der Ansatz nach Hunt (1995) verwendet. Dabei kann allerdings nur für die Bezugsdauererlängerung von 1992 die Dummy-Trias unterschieden werden. Sowohl 1993 wie auch 1997 waren alle Erwerbslosen von den Bezugsdauererlängerungen betroffen. Somit entfällt die Aufteilung des Effektes in drei Dummies. Die Schätzgleichung lautet somit konkret.

$$y_i = \alpha + \beta X + \gamma \text{BRANCHE} + \delta \text{SPANN} + \lambda \text{REGION} + \pi_{11} D_{\text{Gesetz}}^{1992} + \pi_{12} D_{\text{Betroffen}}^{1992} + \pi_{13} D_{\text{Gesetz-Betroffen}}^{1992} + \pi_2 D_{\text{Gesetz}}^{1993} + \pi_3 D_{\text{Gesetz}}^{1997} + \varepsilon \quad (1.6)$$

Für die übrigen Übergangsschätzungen wird ein Modell analog zu Formel (1.5) verwendet. Die Modelle werden ohne Selektionskorrektur geschätzt. Hauptgrund dafür ist der Umstand, dass uns nur der marginale Einfluss der Gesetzesänderungen auf die Übergangswahrscheinlichkeiten interessiert.

Nicht für jeden Übergang haben wir eine a priori Erwartung. Folgende Übergänge stehen jedoch im vorliegenden Rahmen im Zentrum der Untersuchung:

■ Ausgangspunkt = **Registrierte Erwerbslosigkeit**: Hier würden wir erwarten, dass die Bezugsdauererlängerungen die Wahrscheinlichkeit erhöhen, im Zustand der registrierten Erwerbslosigkeit zu verharren (Übergänge 1 bis 4).

■ Ausgangspunkt = **Nicht-registrierte Erwerbslosigkeit**: Hier würden wir erwarten, dass die Bezugsdauererlängerungen die Wahrscheinlichkeit erhöhen, in den Zustand der registrierten Erwerbslosigkeit zu wechseln (Übergang 5), und die Wahrscheinlichkeit senken, in die Erwerbstätigkeit (Übergang 7) bzw. in die Nichterwerbstätigkeit (Übergang 8) zu wechseln.

■ Ausgangspunkt = **Erwerbstätigkeit**: Hier würden wir erwarten, dass die Bezugsdauererlängerungen die Wahrscheinlichkeit erhöhen, in den Zustand der registrierten Erwerbslosigkeit zu wechseln (Übergang 9).

■ Ausgangspunkt = **Nichterwerbstätigkeit**: Hier würden wir erwarten, dass die Bezugsdauererlängerungen die Wahrscheinlichkeit erhöhen, in den Zustand der Erwerbstätigkeit zu wechseln, weil die Löhne steigen, wenn mehr Personen erwerbslos sind.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Die entsprechenden Zusammenhänge werden von Hunt (1995) vorgetragen: Wenn eine Bezugsdauererlängerung dazu führt, dass mehr Personen erwerbslos sind, dann sinkt das am Arbeitsmarkt angebotene Arbeitsvolumen. Entsprechend den Marktgesetzen müsste dann der Gleichgewichtslohn steigen, um Angebot und Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt in Einklang zu bringen. Steigende Löhne führen nun wieder dazu, dass Nicht-Erwerbstätige Personen einen höheren Anreiz haben, erwerbstätig zu werden.

Tabelle 10: Übergangsmatrix zwischen den vier unterschiedenen Zuständen

		Zustand im Zeitpunkt T+1			
		(1) Registriert Erwerbslos	(2) Nicht-registriert erwerbslos	(3) Erwerbstätig	(4) Nicht-Erwerbstätig
Zustand im Zeitpunkt T	(1) Registriert Erwerbslos	1	2	3	4
	(2) Nicht-registriert erwerbslos	5	6	7	8
	(3) Erwerbstätig	9	10	11	12
	(4) Nicht-Erwerbstätig	13	14	15	16

Quelle: Eigene Darstellung

## 7 Datengrundlage

Die Analyse stützt sich auf die Datenbasis der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE), eine seit 1991 vom Bundesamt für Statistik jährlich durchgeführte repräsentative Haushaltsbefragung. Die SAKE dient hauptsächlich der Erfassung der Erwerbsstruktur und des Erwerbsverhaltens der ständigen Wohnbevölkerung in der Schweiz. Sie basiert auf einer dem Telefonbuch entnommenen Zufallsstichprobe der über 14-jährigen Schweizer/innen und niedergelassenen Ausländer/innen. Nicht einbezogen werden also Saisonarbeiter/innen, Kurzaufenthalter/innen, Grenzgänger/innen und Asylbewerber/innen. Normalerweise werden im Rahmen der SAKE zwischen 16'000 und 18'000 Interviews durchgeführt. 1995 wurde die Stichprobe einmalig auf fast 32'000 Interviews aufgestockt. Jedes Jahr werden 20 Prozent der Stichprobe erneuert und 80 Prozent verbleiben. Maximal ergeben sich somit pro Zielperson Beobachtungen über 5 Jahre.

Wir müssen berücksichtigen, dass sich die SAKE-Erhebung im Zeitablauf verändert hat. Insbesondere zwischen 1995 und 1996 wurden verschiedene Variablen geändert. Folgende, von uns verwendete Variablen sind von diesen Veränderungen betroffen:

- **Ausbildung:** Im Gegensatz zur Periode seit 1996 wurde vor 1996 die Anlehre und das Meisterdiplom separat ausgewiesen,
- **Branchenabgrenzungen:** Bis 1995 galt die Einteilung nach allgemeinen Systematik der Wirtschaftszweige 1985 (ASWZ), seit 1996 die NOGA (nomenclature générale des activités économique).

### Verwendete Variablen

Die SAKE enthält viele verschiedene Variablen, um die Zielpersonen zu charakterisieren. Wir müssen dabei allerdings darauf achten, dass nur solche Variablen verwendet werden, welche auch für die meisten Zielpersonen vorliegen. Konkret berücksichtigt wurden (Teil des X-Vektors):

- **Geschlecht:** Operationalisiert als Dummy-Variable (1= Frau, 0 = Mann).
- **Alter:** Hier bilden wir vier Altersgruppen (15 bis 25 Jahre; 26 bis 40 Jahre; 41 bis 55 Jahre; 56+). Die Altersgruppe 41 bis 55 Jahre wurde als Referenz gewählt. Aufgrund der Struktur der Erwerbslosigkeit in den 90er Jahren würden wir erwarten, dass alle drei Gruppen im Vergleich zur Referenzgruppe ein erhöhtes Risiko aufweisen, erwerbslos zu werden.
- **Nationalität:** Operationalisiert als Dummy-Variable (1= Ausländer/in, 0 = Schweizer/in). Wir erwarten, dass Ausländer/innen ein erhöhtes Risiko aufweisen, erwerbslos zu sein.
- **Paarhaushalt:** Aus verschiedenen Gründen kann vermutet werden, dass in Paarhaushalten die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, kleiner ist: (a) Es ist nicht notwendig, dass beide Partner vollzeitlich erwerbstätig sind. Teilzeitstellen sind u.U. im Vergleich zu Vollzeitstellen weniger dem Risiko ausgesetzt, im



Zuge der Rezession wegrationalisiert zu werden. (b) Paare bewältigen Krisen besser. Daher ist zu erwarten, dass erwerbslose Personen in Paarhaushalten schneller wieder eine Erwerbsarbeit finden (vgl. Spycher et al. 1997). Als Indikator für den Paarhaushalt wurde der Zivilstand «verheiratet» gewählt.

■ **Kinder:** Hier wird die Anzahl der im Haushalt vorhandenen Kinder berücksichtigt. Diese Variable ist aussagekräftiger als eine einfache Dummy-Variable. Es ist zu erwarten, dass Familien mit Kindern vergleichsweise einem geringeren Risiko der Erwerbslosigkeit ausgesetzt sind: (a) Familien werden oft in stabilen Lebenssituationen gegründet, (b) der Druck, eine Erwerbsarbeit zu haben, ist bei Familien grösser als bei Nichtfamilien.

■ **Ausbildung:** Hier wurden drei Dummies für eine tiefe<sup>7</sup>, mittlere<sup>8</sup> und höhere Ausbildung<sup>9</sup> gebildet. Referenzgruppe ist die mittlere. Wir erwarten, dass Personen mit tieferer Ausbildung im Vergleich mit der Referenzgruppe ein erhöhtes, solche mit einer höheren Ausbildung ein reduziertes Risiko zur Erwerbslosigkeit aufweisen.

■ **Hausbesitz:** Dummyvariable für Hausbesitz (1=ja, 0=nein). Der Hausbesitz dient als Indikator für die Einkommens- und Vermögensverhältnisse. Die Einkommensangaben selbst können nicht verwendet werden, weil es hier zu viele Missing-Values gibt. Wir erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit der Erwerbslosigkeit mit zunehmendem Einkommen und Vermögen geringer wird, weil (a) die Bildung mit dem Einkommen korreliert und (b) weil Besserverdienende mehr Optionen haben, sich eine Arbeit zu organisieren.

■ **Branchen:** Hier wurden fünf Branchen mit überdurchschnittlichen Erwerbslosigkeitsquoten ausgewählt: Die Metallindustrie, die Textilindustrie, das Gastgewerbe, die Beratungen/Informatik und die persönliche Dienstleistungen. Die Schätzungen ergaben nur für die Branchen Metallindustrie, Textilindustrie und Gastgewerbe (teilweise) signifikante Resultate. Daher wurden nur für diese drei Branchen Dummy-Variablen berücksichtigt. Die übrige Wirtschaft bildet die Referenzgruppe.

■ **Arbeitsmarktanspannung:** Die Operationalisierung der konjunkturellen Entwicklung wurde mit verschiedenen Variablen getestet (logarithmiertes BIP, indexiertes BIP, zeitverzögertes indexiertes BIP, Beschäftigungsindex, verzögerter Beschäftigungsindex, kantonale Erwerbslosenquoten, regionale Erwerbslosenquoten). Am stärksten zur Erklärung trug folgender Indikator für die Arbeitsmarktanspannung bei:

$$SPANN = \ln\left(\frac{\text{offene Stellen}}{\text{registrierte Erwerbslose}}\right)$$

Die Zuverlässigkeit des Indikators für offene Stellen ist nicht unumstritten, da er stark von der Praxis der RAV abhängt. Einige akquirieren ganz bewusst offene Stellen, andere tun dies weniger. Dennoch gehen wir davon aus, dass das Verhältnis zu den Erwerbslosen ein gültiger Indikator für die Anspannung des Arbeitsmarktes betrachtet werden kann. Durch die Logarithmierung werden Veränderungen am Rande schwächer gewichtet. Der Indikator wurde jedes Jahr differenziert für sechs Arbeitsmarktregionen berechnet.<sup>10</sup>

■ **Regionen:** Hier werden Dummies für die Region «Westschweiz» und die Region «Italienische Schweiz» berücksichtigt, da in diesen Landesgegenden die Erwerbslosigkeit typischerweise höher ist. Der Indikator hat eine gewisse Überschneidung zur Arbeitsmarktanspannung, welche auch regional berechnet wurde.

<sup>7</sup> Höchster Bildungsabschluss: Ohne Abschluss, Obligatorische Schule, Anlehre, Haushaltslehrjahr/Haushaltsschule, Andere Ausbildungen.

<sup>8</sup> Höchster Bildungsabschluss: Berufslehre, Vollzeitberufsschule, Diplommittelschule, Maturität.

<sup>9</sup> Höchster Bildungsabschluss: Höhere Berufsausbildung, Meisterdiplom, Technikerschule, Höhere Fachschule HTL/HWV, Uni/Hochschule

<sup>10</sup> Region 1: Bern, Freiburg, Solothurn, Basel-Stadt, Basel-Landschaft. Region 2: Zürich, Aargau. Region 3: Schaffhausen, Appenzell I und A., St. Gallen, Thurgau, Graubünden. Region 4: Luzern, Uri, Schwyz, Obwalden, Nidwalden, Glarus, Zug. Region 5: Waadt, Wallis, Neuenburg, Genf, Jura. Region 6: Tessin.

**8 Ergebnisse 1: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein**

Tabelle 11: Deskriptiv-statistische Beschreibung der verwendeten Variablen 1991 bis 1999

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	Alle Jahre
Frauen	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%
Alter bis 25	20%	20%	19%	19%	18%	18%	18%	17%	17%	18%
Alter 25 bis 40	35%	36%	36%	36%	37%	37%	36%	36%	36%	36%
Alter 40 bis 55	30%	30%	31%	31%	31%	31%	32%	32%	32%	31%
Alter über 55	14%	14%	14%	14%	14%	14%	15%	15%	15%	14%
Ausländer/innen	19%	20%	20%	21%	21%	22%	22%	22%	22%	21%
Verheiratet	57%	58%	58%	58%	58%	58%	57%	57%	56%	57%
Ausbildungsniveau tief	25%	24%	25%	25%	25%	25%	25%	25%	25%	25%
Ausbildungsniveau mittel	58%	58%	57%	57%	57%	56%	56%	55%	55%	57%
Ausbildungsniveau hoch	17%	18%	18%	18%	18%	19%	19%	20%	20%	19%
Anzahl Kinder	0.79	0.82	0.83	0.83	0.82	0.85	0.83	0.82	0.82	0.82
Französische Schweiz	25%	24%	25%	25%	25%	25%	25%	25%	25%	25%
Italienische Schweiz	5%	5%	5%	5%	4%	5%	5%	4%	4%	5%
Mit Hausbesitz	36%	37%	37%	37%	38%	38%	39%	40%	41%	38%
In der Textilindustrie	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
In der Metallindustrie	2%	2%	2%	2%	1%	2%	2%	2%	2%	2%
Im Gastgewerbe	2%	3%	3%	3%	2%	2%	2%	2%	2%	2%
Arbeitsmarkanspannung (*)	39%	12%	5%	3%	5%	4%	6%	11%	11%	11%
N (in 1'000)	4'591	4'629	4'652	4'690	4'706	4'728	4'737	4'747	4'751	

(\*) Offene Stellen im Verhältnis zur Anzahl Erwerbslosen  
 Quelle: SAKE; seco; Eigene Berechnungen

Tabelle 11 zeigt die Entwicklung der berücksichtigten Variablen im Zeitverlauf.

**8 Ergebnisse 1: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein**

**8.1 Bestimmungsfaktoren der registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosigkeit**

Tabelle 12 zeigt die Bestimmungsfaktoren der registrierten und nicht-registrierten Erwerbslosigkeit zusammen. Es wurden zwei Schätzungen vorgenommen: (a) Bei der ersten Schätzung wurden nur diejenigen Personen als registriert erwerbslos betrachtet, welche der SAKE-Definition der Erwerbslosigkeit entsprechen (in der vorangegangenen Woche nicht gearbeitet, aktiv nach einer Stelle gesucht, kann die Stelle rasch antreten). Ausgeschlossen wurden also namentlich die registrierten SAKE-Erwerbstätigen und die registrierten SAKE-Nichterwerbstätigen. (b) Bei der zweiten Schätzung wurden die letztgenannten Personen mit berücksichtigt, weil sie nach der seco-Definition der Erwerbslosigkeit auch als erwerbslos gelten.<sup>11</sup> Die entsprechenden Variablen sind in der SAKE erst seit 1996 verfügbar. Daher bezieht sich die zweite Schätzung auf den Zeithorizont von 1996 bis 1999. In der Folge können auch nur die Auswirkungen einer Bezugsdauererlängerung betrachtet werden (1997).

Die Ergebnisse zeigen folgendes:

■ (Pseudo) **R<sup>2</sup>-Wert**: Der R<sup>2</sup>-Wert liegt in beiden Schätzungen verhältnismässig tief, was in Querschnittsuntersuchungen allerdings nicht weiter erstaunlich ist. Dies kann zweifach interpretiert werden: Entweder

<sup>11</sup> Diese Personengruppe kann beim seco in drei Kategorien fallen: (a) registriert erwerbslos ohne Beschäftigungsprogramm/Zwischenverdienst (bei einem Arbeitsvolumen zwischen 1 und 6 Stunden), (b) registriert erwerbslos in Beschäftigungsprogramm/Zwischenverdienst und (c) Erwerbstätige auf Stellensuche.

**8 Ergebnisse 1: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein**

existieren gewichtige systematische Einflussfaktoren, welche nicht berücksichtigt worden sind, oder der Zufall spielt eine grosse Rolle.

■ **Konstante:** Die Grundwahrscheinlichkeit für die Referenzgruppe – Männer, Alter 41-55, Schweizer, nicht-verheiratet, mittlere Ausbildung, ohne Hausbesitz, nicht in der Textil-, Metallindustrie oder im Gastgewerbe, in der Deutschschweiz -, in der Periode 1991 bis 1999 erwerbslos gewesen zu sein, beträgt 4.23 Prozent (6.48% für die Periode 1996 bis 1999).

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten:** Die Vorzeichen stimmen alle mit den Erwartungen überein.

■ **Signifikanz der Koeffizienten:** In der Periode 1991 bis 1999 sind die Koeffizienten der Dummy «Höhere Ausbildung» und «Metallindustrie» nicht signifikant. Insbesondere bei der «Höheren Ausbildung» ist dies erstaunlich. In der Periode 1996 bis 1999 kommen noch die Variable «Kinder» und «Geschlecht» dazu. Beim Geschlecht gab es keine klare a priori Erwartung. Bei den «Kindern» erstaunt die Nichtsignifikanz.

■ **Einfluss der Bezugsdauererlängerungen:** Einzig die Gesetzesänderung von 1997 hat die Wahrscheinlichkeit, registriert oder nicht-registriert erwerbslos zu sein, signifikant erhöht. In den beiden anderen Jahren unterscheiden sich die Koeffizienten nicht von Null.

■ **Fazit:** Nicht alle Bezugsdauererlängerungen haben die Wahrscheinlichkeit, registriert oder nicht-registriert erwerbslos zu sein, erhöht. Daraus kann vorerst noch nicht viel geschlossen werden. Es kann ja sein, dass zwischen nicht-registrierter und registrierter Erwerbslosigkeit ein Trade-off besteht. Allerdings kann die Aussage gemacht werden, dass die Existenz des Moral-Hazard-Verhaltens nicht ausgeschlossen werden kann. Ausgeschlossen worden wäre die Existenz, wenn die Wahrscheinlichkeit durch die Bezugsdauererlängerungen insgesamt nicht zugenommen hätte. Dann hätte man folgern können, dass es nur zu einer Verschiebung von der nicht-registrierten in die registrierte Erwerbslosigkeit gekommen ist.

Tabelle 12: Schätzung der Wahrscheinlichkeit, registriert und nicht-registriert erwerbslos zu sein

	1991 bis 1999	1996 bis 1999
	Erwerbslose nach SAKE (1)	Erwerbslose nach SAKE und seco (1)
Konstante	-3.12***	-2.67***
Dummy Geschlecht (1=Frau)	0.18***	0.07
Alter 15-15	0.89***	0.74***
Alter 26-40	0.26***	0.15***
Alter 55+	0.16**	0.15**
Dummy Nationalität (1=Ausländer/in)	0.65***	0.70***
Dummy Verheiratet (1=ja)	-0.17***	-0.15***
Anzahl Kinder	-0.08***	-0.03
Dummy Tiefe Ausbildung	0.52***	0.44***
Dummy Hohe Ausbildung	-0.02	-0.01
Dummy Hausbesitz (1=ja)	-0.46***	-0.54***
Dummy Textilindustrie (1=ja)	0.40*	0.67***
Dummy Metallindustrie (1=ja)	-0.10	-0.04
Dummy Gastgewerbe (1=ja)	0.32***	0.52***
Ln Arbeitsmarktdruck	-0.40***	-0.33***
Dummy Franz. Schweiz	0.30***	0.41***
Dummy Italien. Schweiz	0.38***	0.33***
-----		
Dummy Gesetzesänderung 1992	0.12	
Dummy Gesetzesänderung 1993	-0.08	
Dummy Gesetzesänderung 1997	0.23***	0.26***
N	102'988	40'932
Anzahl Erwerbslose	3'297	2'221
R2-Wert (McFadden)	5.45%	5.14%

(1) Nach SAKE gelten nur diejenigen seco-registrierten Personen als erwerbslos, welche in der vorangegangenen Woche nicht gearbeitet haben, aktiv eine Stelle suchten und diese auch annehmen könnten. Die zweite Definition (nach SAKE und seco) schliesst auch seco-registrierte Personen ein, die in der SAKE erwerbstätig oder nicht-erwerbstätig sind.

\*\*\* signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau

\*\* signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau

\* signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau

Quelle: SAKE 1991-1999, eigene Berechnungen

## 8.2 Bestimmungsfaktoren der registrierten Erwerbslosigkeit

Die Ergebnisse in **Tabelle 13** zeigen folgendes:

Tabelle 13: Schätzung der Wahrscheinlichkeit, registriert erwerbslos zu sein

	1991 bis 1999 Erwerbslose nach SAKE (1)	1996 bis 1999 Erwerbslose nach SAKE und seco (1)
Konstante	-3.40***	-2.69**
Dummy Geschlecht (1=Frau)	-0.28***	-0.12***
Alter 15-15	0.44***	0.39***
Alter 26-40	0.18**	0.12*
Alter 55+	0.41***	0.32***
Dummy Nationalität (1=Ausländer/in)	0.76***	0.67***
Dummy Verheiratet (1=ja)	-0.36***	-0.29
Anzahl Kinder	-0.09**	0.00***
Dummy Tiefe Ausbildung	0.36***	0.37***
Dummy Hohe Ausbildung	-0.16**	-0.11
Dummy Hausbesitz (1=ja)	-0.69***	-0.59***
Dummy Textilindustrie (1=ja)	-0.44	0.08
Dummy Metallindustrie (1=ja)	0.26	-0.01
Dummy Gastgewerbe (1=ja)	0.65***	0.79***
Ln Arbeitsmarktanspannung	-0.72***	-0.44***
Dummy Franz. Schweiz	0.54***	0.54***
Dummy Italien. Schweiz	0.48***	0.46***
Dummy Gesetzesänderung 1992	0.24	
Dummy Gesetzesänderung 1993	0.09	
Dummy Gesetzesänderung 1997	0.36***	0.24***
N	101'078	40'219
Anzahl Erwerbslose	1'387	1'508
R2-Wert (McFadden)	7.66%	5.55%

(1) Nach SAKE gelten nur diejenigen seco-registrierten Personen als erwerbslos, welche in der vorangegangenen Woche nicht gearbeitet haben, aktiv eine Stelle suchten und diese auch antreten könnten. Die zweite Definition (nach SAKE und seco) schliesst auch seco-registrierte Personen ein, die in der SAKE erwerbstätig oder nicht-erwerbstätig sind.

\*\*\* signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau

\*\* signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau

\* signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau

Quelle: SAKE 1991-1999, eigene Berechnungen

■ **(Pseudo) R<sup>2</sup>-Wert:** Die R<sup>2</sup>-Werte sind im Vergleich zur Schätzung der kombinierten Wahrscheinlichkeit (registriert und nicht-registriert) leicht erhöht.

■ **Konstante:** Die Grundwahrscheinlichkeit, registriert erwerbslos zu sein, beträgt für die Referenzgruppe 3.23 Prozent (1991 bis 1999) bzw. 6.36 Prozent (1996 bis 1999).

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten:** Die Vorzeichen stimmen mit den Erwartungen überein. Frauen weisen eine reduzierte Wahrscheinlichkeit auf, registriert erwerbslos zu sein. Dies bedeutet, dass viele Frauen tendenziell eher nicht-registriert erwerbslos sind bzw. tatsächlich eine geringere Wahrscheinlichkeit haben, erwerbslos zu werden. Letzteres wäre erstaunlich, könnte aber mit dem höheren Teilzeitstellenanteil bei Frauen zusammenhängen.

■ **Signifikanz der Koeffizienten:** In der Periode 1991 bis 1999 sind nur die Variablen der Textil- und Metallindustrie nicht signifikant von Null verschieden. In der Periode 1996 bis 1999 kommen, etwas erstaunlich, die Koeffizienten der «Höheren Ausbildung» und des «Zivilstandes» dazu.

■ **Einfluss der Bezugsdauererlängerungen:** Auch auf die registrierte Erwerbslosigkeit hat nur die Gesetzesänderung von 1997 einen signifikanten Einfluss. Dies ist nun erstaunlich. Wir hätten erwartet, dass alle Verlängerungen einen signifikant positiven Einfluss haben. Dies kann dahingehend interpretiert werden, dass die anderen berücksichtigten Faktoren (bspw. die Konjunkturlage) wesentlicher für die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, waren.

■ **Fazit:** Durch die Bezugsdauererlängerungen wurde die Wahrscheinlichkeit, registrierte erwerbslos zu sein, erhöht. Diese Erhöhung kann, wie in Abschnitt 2 ausgeführt, sowohl auf Moral-Hazard-Verhalten

**8 Ergebnisse 1: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein**

wie auch auf einen normalen Registrierungseffekt zurück zu führen sein. Dabei ist es erstaunlich, dass gerade die Änderungen von 1997 signifikant positiv sind. In diesem Jahr (bzw. bereits ein Jahr vorher) wurden die Regionalen Arbeitsmarktvermittlungszentren eingeführt und die aktiven Arbeitsmarktmaßnahmen intensiviert. Man hätte daher erwartet, dass die 1997-Dummy allenfalls nicht signifikant von Null verschieden ist, da eine Dummy-Variable nicht zwischen zwei gegenläufigen Trends unterscheiden kann.

**8.3 Bestimmungsfaktoren der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit**

Die Ergebnisse in **Tabelle 14** zeigen folgendes:

Tabelle 14: Schätzung der Wahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein

	1991 bis 1999	1996 bis 1999
	Erwerbslose nach SAKE (1)	Erwerbslose nach SAKE und seco (1)
Konstante	-4.18***	-4.58***
Dummy Geschlecht (1=Frau)	0.48***	0.40***
Alter 15-15	1.16***	1.27***
Alter 26-40	0.31***	0.21**
Alter 55+	-0.04	-0.26*
Dummy Nationalität (1=Ausländer/in)	0.56***	0.73***
Dummy Verheiratet (1=ja)	-0.02	0.14
Anzahl Kinder	-0.08***	-0.09**
Dummy Tiefe Ausbildung	0.63***	0.55***
Dummy Hohe Ausbildung	0.09	0.18*
Dummy Hausbesitz (1=ja)	-0.33***	-0.44***
Dummy Textilindustrie (1=ja)	0.68***	1.17***
Dummy Metallindustrie (1=ja)	-0.48**	-0.06
Dummy Gastgewerbe (1=ja)	0.03	-0.26
Ln Arbeitsmarktanspannung	-0.23***	-0.12
Dummy Franz. Schweiz	0.12*	0.11
Dummy Italien. Schweiz	0.36***	0.05
-----		
Dummy Gesetzesänderung 1992	0.16	
Dummy Gesetzesänderung 1993	-0.18*	
Dummy Gesetzesänderung 1997	0.18***	0.29***
N	101'601	40'212
Anzahl Erwerbslose	1'910	713
R2-Wert (McFadden)	4.62%	4.65%

(1) Nach SAKE gelten nur diejenigen seco-registrierten Personen als erwerbslos, welche in der vorangegangenen Woche nicht gearbeitet haben, aktiv eine Stelle suchten und diese auch antreten könnten. Die zweite Definition (nach SAKE und seco) schliesst auch seco-registrierte Personen ein, die in der SAKE erwerbstätig oder nicht-erwerbstätig sind.

\*\*\* signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau

\*\* signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau

\* signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau

Quelle: SAKE 1991-1999, eigene Berechnungen

■ **(Pseudo) R<sup>2</sup>-Wert:** Die Wahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein, ist schwieriger zu prognostizieren, als die registrierte Erwerbslosigkeit. Die R<sup>2</sup>-Werte liegen tiefer.

■ **Konstante:** Die Grundwahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein, beträgt für die Referenzgruppe 1.51 Prozent (1991 bis 1999) bzw. 1.02 Prozent (1996 bis 1999).

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten:** Die Vorzeichen entsprechen – mit zwei Ausnahmen – den Erwartungen. Die Ausnahme bezieht sich auf die Dummy-Variable für die Metallindustrie und die Periode 1991 bis 1999. Die Zugehörigkeit zur Metallindustrie hat die Wahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein, signifikant reduziert. Dies wäre dahingehend zu interpretieren, dass die Personen, welche in der Metallindustrie erwerbslos werden, entweder registrieren lassen oder dann in den Status der Nichterwerbstätigen überwechseln.

Die zweite Ausnahme betrifft die Variable «Höhere Ausbildung» in der Periode 1996 bis 1999, deren Einfluss signifikant positiv ist. Unter Umständen hat dies damit zu tun, dass auch bei den Frauen ein signifikant positives Vorzeichen resultiert. Zusammen mit den Ergebnissen in Tabelle 13 wäre dies wohl dahingehend zu interpretieren, dass Frauen häufiger als Männer nicht-registriert erwerbslos sind. Dies könnte

damit zusammen hängen, dass viele Frauen in Paarhaushalten mit erwerbstätigen Männern leben. Dabei scheinen sie eine grössere «Toleranz» der Erwerbslosigkeit gegenüber zu haben, in dem sie sich weniger häufig registrieren lassen und davon ausgehen, bald wieder eine Arbeit zu finden. Handelt es sich dabei überproportional häufig auch um gut ausgebildete Frauen, dann wäre das entsprechende Vorzeichen der Variable «Höhere Ausbildung» erklärbar.

■ **Signifikanz der Koeffizienten:** In der Periode 1991 bis 1999 nicht signifikant sind die Koeffizienten der Variablen «Alter 56+», «Zivilstand», «Hohe Ausbildung» und «Gastgewerbe». Insbesondere beim Koeffizient der «Höheren Ausbildung» hätten wir erwartet, dass er signifikant negativ ist. In der Periode 1996 bis 1999 sind eine Reihe von Variablen nicht signifikant von Null verschieden. Am erstaunlichsten ist dies wohl bei der «Arbeitsmarktanspannung».

■ **Einfluss der Bezugsdauererlängerungen:** Für die Bezugsdauererlängerungen ergeben sich widersprüchliche Ergebnisse. Wir hätten erwartet, dass sie sich negativ auf die Wahrscheinlichkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein, auswirken. Dies trifft für die Änderungen von 1993 zu. 1997 sind die Koeffizienten demgegenüber in beiden Perioden signifikant positiv. Ceteris paribus hat somit die Änderung 1997 zu einer Zunahme der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit geführt. Wie kann dies erklärt werden? Drei Gründe scheinen denkbar: (1) Durch die Dummy für 1997 kann unter Umständen auch ein verzögerter dynamischer Effekt der vorherigen Änderungen abgebildet worden sein. Durch die Veränderungen 1992 und 1993 wurde es den Erwerbslosen ermöglicht, länger registriert zu bleiben. Wenn dadurch der Anteil der Langzeiterwerbslosen erhöht worden ist, dann wurde auch der Anteil der nicht-registrierten Erwerbslosen erhöht (nach der Aussteuerung). (2) Seit 1998 hat sich die Arbeitsmarktsituation merklich verbessert. Es könnte sein, dass die befragten Personen nun vermehrt angeben, nicht-registriert erwerbslos zu sein, weil sie wieder ernsthaft darauf hoffen können, eine Stelle zu bekommen. Man kann sich vorstellen, dass in den Vorjahren die registrierte Erwerbslosigkeit derart hoch war, dass es für viele Personen abwegig schien, sich als nicht-registriert erwerbslos zu bezeichnen. (3) Im Laufe der 90er Jahre wurden auch verschiedentlich die Wartezeiten erhöht. Wenn die durch die Wartezeiten ausgelöste «Abschreckung» substantieller gewesen ist als die durch die Verlängerung der Bezugsdauern Attraktivitätssteigerung der Arbeitslosenversicherung, dann würde die Dummy den Effekt der Wartezeiten widerspiegeln.

■ **Fazit:** Die Bezugsdauererlängerungen haben nicht die erwartete substantielle Reduktion der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit gebracht wie wir dies erwartet haben. In Abschnitt 3 wurde gezeigt, dass mit zunehmender Erwerbslosigkeit der Anteil der nicht-registrierten Erwerbslosen an allen Erwerbslosen zurückgegangen ist (absolut gesehen hat die Bestandeszahl zugenommen, aber nicht so rasch wie die der registrierten Erwerbslosen). Man kann daher vermuten, dass es für die Nichtregistrierung wie eine obere Limite gibt: Ab einer bestimmten Häufigkeit ziehen sich Nicht-registrierte verstärkt in die Nichterwerbstätigkeit zurück. Die Schätzungen in diesem Abschnitt zeigen, dass sie sich nicht (oder nur zum Teil) verstärkt haben registrieren lassen.

#### 8.4 Marginale Effekte der Bezugsdauererlängerungen

Die Parameterschätzungen der vergangenen Abschnitte erlauben uns die Berechnung von durchschnittlichen Wahrscheinlichkeiten, erwerbslos zu sein. Dabei können wir die Parameter der Dummyvariablen, welche den Gesetzeseffekt abbilden, berücksichtigen bzw. weglassen. Damit erhält man eine Schätzung dafür, welchen Einfluss die Bezugsdauererlängerungen im Durchschnitt gehabt haben.<sup>12</sup> **Tabelle 15** zeigt die Ergebnisse: Die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, in der Periode 1991 bis 1999 registriert erwerbslos zu sein, hat sich durch die Bezugsdauererlängerungen von 0.96 Prozent auf 1.46 Prozent erhöht (Definition der registrierten Erwerbslosigkeit nach SAKE). Im Jahresdurchschnitt entspricht dies rund

<sup>12</sup> Dabei wird mit allen Koeffizienten gerechnet, auch den nicht-signifikanten.

**8 Ergebnisse 1: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein**

18'000 Personen. Nimmt man die SAKE- und seco-Definition der Erwerbslosigkeit zusammen, so ist dieselbe Wahrscheinlichkeit von 3.47 Prozent auf 4.07 Prozent gestiegen. Dies entspricht rund 22'000 Personen. Dies bedeutet: Hätte es die Bezugsdauererlängerungen nicht gegeben, so wäre im Jahresdurchschnitt rund 20'000 Personen weniger registriert erwerbslos gewesen. Dieser Effekt kann sowohl auf Moral-Hazard-Verhalten wie auch auf den Registrierungseffekt zurückgeföhrt werden.

In der Periode 1991 bis 1999 waren pro Jahr durchschnittlich 133'000 Personen beim seco als Erwerbslose registriert. Dazu kamen im Durchschnitt 31'600 Stellensuchende (Personen in Beschäftigungsprogrammen/Zwischenverdiensten/Weiterbildungen, Erwerbstätige auf Stellensuche). Zusammen waren insgesamt rund 164'000 Personen registriert. Bezieht man die rund 20'000 Personen auf die genannten Grössen, so beträgt der Anteil 15 Prozent (bezogen auf die registrierten Erwerbslosen) bzw. 12 Prozent (bezogen auf alle seco-registrierten Stellensuchende).

Tabelle 15: Die Auswirkungen der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein

	1991 bis 1999			1996 bis 1999		
	Erwerbslose nach SAKE (1)			Erwerbslose nach SAKE und seco (1)		
	Mit Gesetz (2)	Ohne Gesetz (2)	Differenz	Mit Gesetz (2)	Ohne Gesetz (2)	Differenz
<b>A. Wahrscheinlichkeiten</b>						
Wkeit, registriert erwerbslos zu sein	1.46%	0.96%	0.50%	4.07%	3.47%	0.60%
Wkeit, nicht-registriert erwerbslos zu sein	2.16%	2.03%	0.13%	2.16%	1.45%	0.71%
Wkeit, registriert und nicht-registriert erwerbslos zu sein (3)	3.56%	3.19%	0.37%	6.10%	5.13%	0.97%
<b>B. Erwerbslose Personen</b>						
Registrierte Erwerbslose	52'877	34'768	18'109	147'404	125'674	21'730
Nicht-registrierte Erwerbslose	78'229	73'521	4'708	78'229	52'515	25'714
Registrierte und nicht-registrierte Erwerbslose (3)	128'933	115'533	13'400	220'925	185'794	35'131

(1) Nach SAKE gelten nur diejenigen seco-registrierten Personen als erwerbslos, welche in der vorangegangenen Woche nicht gearbeitet haben, aktiv eine Stelle suchten und diese auch antreten könnten. Die zweite Definition (nach SAKE und seco) schliesst auch seco-registrierte Personen ein, die in der SAKE erwerbstätig oder nicht-erwerbstätig sind.

(2) Mit gesetzlicher Bezugsdauererlängerung bzw. ohne gesetzliche Bezugsdauererlängerung

(3) Die gemeinsame Wahrscheinlichkeit, registriert und nicht-registriert erwerbslos zu sein, kann in Tabelle 15 nicht durch Addition der beiden einzelnen geschätzten Wahrscheinlichkeiten berechnet werden, weil für alle drei Wahrscheinlichkeiten separate Schätzungen vorgenommen worden sind.

Quelle: SAKE 1991-1999, eigene Berechnungen

**8.5 Anteil der Bezugsdauererlängerungen an den Kosten der Arbeitslosenversicherung**

Im vorangegangenen Abschnitt wurden Wahrscheinlichkeiten, erwerbslos zu sein, geschätzt. Ein direkter Bezug zu den Kosten der Arbeitslosenversicherung besteht nicht. Er kann jedoch unter Verwendung einiger Annahmen hergestellt werden. In **Anhang 12.1** werden die Überlegungen ausführlicher dokumentiert.

Mit den bisher vorgenommenen Schätzungen haben wir eine Bestandesbetrachtung vorgenommen: Es wurde berechnet, wieviele Personen in einem bestimmten Zeitpunkt (jeweils im Zeitpunkt der SAKE-Erhebung) aufgrund der Bezugsdauererlängerungen mehr erwerbslos waren als ohne die Gesetzesänderungen. Neben der Bestandesbetrachtung, welche sich auf einen bestimmten Zeitpunkt fixiert, existiert auch die Stromgrössensichtweise, die eine Zeitdauer – meist ein Jahr - als Bezugsgrösse nimmt. Die Stromgrössensichtweise ist für die Kosten der Arbeitslosenversicherung entscheidend. Hier wird danach gefragt, wieviele Taggeldzahlungen die Arbeitslosenversicherung pro Jahr zu leisten hat.

In den vorangegangenen Abschnitten haben wir gesehen – der Abschnitt 9 wird dies bestätigen –, dass die Zunahme der Erwerbslosigkeit weniger durch einen Registrierungseffekt von nicht-registrierten Erwerbslosen zu erklären ist, als vielmehr durch eine längere Verweildauer der bereits registrierten Erwerbslosen. Wir simulieren daher im Anhang 12.1 ein Modell, in welchem die Abgangsrate aus der Erwerbslosigkeit so stark reduziert wird, dass die Bestandesgrösse in einem bestimmten Zeitpunkt um 15 Prozent zunimmt. Die Simulation zeigt, dass die Stromgrösse ebenfalls um 15 Prozent zunimmt. Wir können daher folgern, dass sich die in Abschnitt 8.4 berechnete Zunahme des Bestandes prozentual auch auf die Kosten pro Jahr überträgt.

Welcher Anteil der 15prozentigen Kostenzunahme ist nun dem direkten und dem indirekten Effekt zuzuschreiben? Diese Aufteilung kann nicht vorgenommen werden. Die Prozentschätzungen geben aber eine obere Grenze an, welcher Anteil überhaupt auf den indirekten Effekt und damit auf ein Moral-Hazard-Verhalten zurückgeführt werden kann. Maximal wären es 15 Prozent der jährlichen Ausgaben. Nimmt man eine realistischere Aufteilung der beiden Effekte von bspw. je 50 Prozent, dann wären zwischen 6 und 7.5 Prozent der jährlichen Ausgaben auf das mit den Bezugsdauererlängerungen ausgelöste Moral-Hazard-Verhalten zurück zu führen.

### Vergleich mit den Ergebnissen anderer Berechnungen

Zur Zeit liegen zwei Berechnungen vor, auf die wir unsere Schätzungen beziehen können. Sheldon (2000, 23) kommt in seiner Arbeit zum Schluss, dass 1998 die Kosten der Arbeitslosenversicherung durch die Bezugsdauererlängerungen für die Arbeitslosenentschädigungen um 1'253 Millionen grösser waren als ohne die Verlängerungen. Bezogen auf die ohne Verlängerung entstandenen Kosten (2'528 Millionen Franken) macht die Zunahme 50 Prozent aus. Zwei Drittel davon werden dem Moral-Hazard-Verhalten, ein Drittel dem direkten Effekt zugeschrieben. Bezogen auf die 1991 geltende maximale Bezugsdauer von 250 Tage entstanden Mehrkosten von 987 Millionen Franken. Dies entspricht einer Steigerung der Kosten unterhalb dieser Grenze (2'794 Millionen Franken) von 35 Prozent.

Das seco nahm für die vorliegende Arbeit eine Sonderauswertung der Daten der Arbeitslosenversicherung vor. Es wurde geprüft, wie welche Kosten 1998 bzw. 1999 entstanden wären, wenn die Bezugsdauern von 1991 gegolten hätten. 1991 war das Regime wie folgt ausgestaltet:

- 85 Tage bei einer Beitragsdauer von 6 bis 11 Monaten
- 170 Tage bei einer Beitragsdauer von 12 bis 17 Monaten
- 250 Tage bei einer Beitragsdauer von 18 und mehr Monaten

Es mussten bei den Berechnungen verschiedene Vereinfachungen gemacht werden: Nicht berücksichtigt wurden namentlich Taggelder bzw. Lohnzahlungen während Weiterbildungen/Umschulungen und Förderung der selbständigen Erwerbstätigkeit sowie kontrollierte Tage während vorübergehender Beschäftigung. Konzeptionell geschieht damit folgendes: 1991 war es möglich, zusätzlich zu den üblichen Taggeldzahlungen die genannten Massnahmen zu besuchen. Die dort bezahlten Taggelder wurden hinsichtlich der Maximalgrenze nicht angerechnet. Somit entstanden auch 1991 Kosten über den damals geltenden Maximalgrenzen. Korrekterweise hätten sowohl 1991 wie 1999 die Kosten über den Maximalgrenzen berechnet werden müssen. Die Differenz wäre dann von Interesse gewesen. Da wir annehmen, dass 1998/1999 intensiver als 1991 arbeitsmarktliche Massnahmen eingesetzt wurden, dürften die Ergebnisse in **Tabelle 16** die Mehrkosten etwas unterschätzen. Gemäss den seco-Berechnungen entstanden 1998 60 Prozent und 1999 40 Prozent höhere Kosten für die Taggeldzahlungen als sie entstanden wären, wenn noch die alten maximalen Bezugsdauern von 1991 gegolten hätten. Prozentual war die Zunahme bei den



**9 Ergebnisse 2: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf Übergangswahrscheinlichkeiten**

Personen mit Ansprüchen auf 85 Tage am grössten, in absoluten Beträgen bei den Personen mit Ansprüchen bis 250 Tage.

Tabelle 16: Kosten der ALV für Taggeldzahlungen, wenn 1998/1999 noch die Bezugsdauern von 1991 gegolten hätten (in Millionen Franken)

	1998			1999		
	Kosten bis zur Maximalgrenze	Kosten über der Maximalgrenze	Kosten Total	Kosten bis zur Maximalgrenze	Kosten über der Maximalgrenze	Kosten Total
Personen mit Anspruch 85 Tage	207	627	834	126	272	398
Personen mit Anspruch 170 Tage	400	233	632	448	175	623
Personen mit Anspruch 250 Tage	1'819	591	2'410	1'406	349	1'755
Nicht zuzuordnen	1		1	4		4
<b>Total</b>	<b>2'427</b>	<b>1'450</b>	<b>3'877</b>	<b>1'984</b>	<b>796</b>	<b>2'780</b>
Personen mit Anspruch 85 Tage	100%	302%	402%	100%	215%	315%
Personen mit Anspruch 170 Tage	100%	58%	158%	100%	39%	139%
Personen mit Anspruch 250 Tage	100%	32%	132%	100%	25%	125%
Nicht zuzuordnen	100%	0%	100%	100%		
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>60%</b>	<b>160%</b>	<b>100%</b>	<b>40%</b>	<b>140%</b>

Quelle: seco

Wie sind die drei Schätzungen – 15 Prozent, 35 Prozent und 40/60 Prozent - miteinander in Beziehung zu setzen? Die Schätzung des seco gibt an, wie gross die Mehrkosten gegenüber dem Regime von 1991 sind. Sie unterscheidet nicht nach den Ursachen für die Mehrkosten. Hauptursache dürfte die schlechte Konjunkturlage Mitte der 90er Jahre sein, welche zu einem höheren Anteil von Langzeiterwerbslosen und somit zu höheren Kosten führte. Die Schätzungen von Sheldon und die BASS-Schätzung korrigieren für die Konjunkturreffekte. Sie geben somit den «reinen» Effekt der Bezugsdauererlängerung an. Ganz offensichtlich gehen die Schätzungen – 15 Prozent und 35 Prozent – gewaltig auseinander. Dies dürfte primär auf die unterschiedlichen Methoden, welche angewendet wurden, zurückzuführen sein.

**9 Ergebnisse 2: Einfluss der Bezugsdauererlängerungen auf Übergangswahrscheinlichkeiten**

Wir untersuchen die Frage des Einflusses der Bezugsdauererlängerungen auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, methodisch von zwei Seiten. Im vorangegangenen Abschnitt haben wir die Wahrscheinlichkeiten mit gepoolten Daten von 1991 bis 1999 direkt geschätzt. In diesem Abschnitt arbeiten wir nun mit Paneldaten von 1991 bis 1999. Wir prüfen mit Logit-Modellen, ob die Übergänge von einem in den anderen Zustand (von Jahr zu Jahr) durch die Bezugsdauererlängerungen beeinflusst worden sind. Wie in Abschnitt 6 erwähnt, unterscheiden wir vier Stati: registriert erwerbslos, nicht-registriert erwerbslos, erwerbstätig und nicht-erwerbstätig.<sup>13</sup> In **Tabelle 17** werden die Parameterwerte der Dummy-Variablen, welche die Bezugsdauererlängerungen widerspiegeln, aus allen 12 vorgenommenen Logit-Schätzungen dargestellt. Lesebeispiel: Die erste Schätzung ergab sich dadurch, dass alle registrierten Erwerbslosen im Jahr T genommen wurden. Danach wurde geschaut, ob sie im Folgejahr T+1 immer noch registriert erwerbslos gewesen sind ( $y_i = 0$ ) oder ob sie in den Zustand der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit ( $y_i = 1$ ) übergegangen sind. Die Verharrung im Zustand wird somit generell mit 0, die Verände-

<sup>13</sup> Personen in Ausbildungen bzw. im Militär werden ausgeschlossen.

**9 Ergebnisse 2: Einfluss der Bezugsdauerverlängerungen auf Übergangswahrscheinlichkeiten**

rung mit 1 operationalisiert. Der signifikant negative Wert für den Einfluss von 1992 gibt somit an, dass die Bezugsdauerverlängerung von 1992 die Wahrscheinlichkeit, von der registrierten in die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit überzugehen, reduziert hat.<sup>14</sup> Die Ergebnisse in Tabelle 17 zeigen folgendes:

Tabelle 17: Geschätzte Parameter der Gesetzes-Dummyvariablen bei Logit-Schätzungen von Übergangswahrscheinlichkeiten

Zustand im Zeitpunkt T	Zustand im Zeitpunkt T+1	Einfluss der Bezugsdauerverlängerungen			N
		1992 (1)	1993	1997	
(1) Registriert erwerbslos	(2) Nicht-registriert erwerbslos	-2.13**	-1.57*	0.03	218
	(3) Erwerbstätig	-1.91***	-0.67	0.91**	528
	(4) Nicht-Erwerbstätig	1.00**	0.29	0.26	485
(2) Nicht-registriert erwerbslos	(1) Registriert erwerbslos		0.20	0.57	254
	(3) Erwerbstätig		0.08	0.20	723
	(4) Nicht-Erwerbstätig		0.15	-0.02	424
(3) Erwerbstätig	(1) Registriert erwerbslos		-0.39*	0.46***	50'515
	(2) Nicht-registriert erwerbslos		-0.19	0.09	50'517
	(4) Nicht-Erwerbstätig		-0.11	-0.04	52'740
(4) Nicht-Erwerbstätig	(1) Registriert erwerbslos		1.36*	0.29	10'136
	(2) Nicht-registriert erwerbslos		-0.80***	0.41**	10'391
	(3) Erwerbstätig		0.04	0.09	12'522

(1) Ausgewiesen wird der Parameter der Dummy-Variable D1992(Gesetz\*Betroffen); diese Operationalisierung nach Hunt (1995) ist nur für den Übergang aus der Erwerbslosigkeit möglich. Für die anderen Übergänge kann kein Einfluss für 1992 ausgewiesen werden, weil die Dummy 1992 einer Konstante entspricht (bei der Panelanalyse ist der Schätzzeitraum 1992-1999)

\*\*\* signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau

\*\* signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau

\* signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau

Quelle: SAKE 1991-1999, eigene Berechnungen

■ Die **Stichprobengrößen** für die Schätzung der Übergänge aus der Erwerbslosigkeit sind relativ klein. Dies könnte die Ursache für die wenig signifikanten Resultate darstellen. Demgegenüber sind die Stichproben bei dem Übergang aus der Erwerbstätigkeit bzw. aus der Nichterwerbstätigkeit ausreichend gross. Die Nichtsignifikanz der Bezugsdauerverlängerungen sind hier anders zu interpretieren.

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten – registrierte Erwerbslosigkeit** (in T): Die Vorzeichen entsprechen nur zum Teil den Erwartungen und bestätigen die Ergebnisse im vorangegangenen Abschnitt. Die Bezugsdauerverlängerungen haben die Verharrungstendenz in der registrierten Erwerbslosigkeit erhöht – mit zwei Ausnahmen: (a) 1997 wurde durch die Verlängerung der Übergang in die Erwerbstätigkeit erhöht. Dies dürfte auf die Einführung der RAVs und der Intensivierung in der Nutzung der aktiven Arbeitsmarktmassnahmen zurückzuführen sein. (b) Die Verlängerung 1992 führte auch zu einem erhöhten Übergang in die Nichterwerbstätigkeit. Dies lässt sich am ehesten durch einen Demotivierungseffekt erklären. Langzeiterwerbslose könnten nach der Verlängerung der Bezugsdauer (teilweise) zwar länger Unterstützungsleistungen beziehen. Ihre Langezeiterwerbslosigkeit könnte aber auch dazu geführt haben, dass sie sich enttäuscht vom Arbeitsmarkt zurückziehen. Dies ist wahrscheinlich bei älteren Arbeitnehmer/innen und Zweitverdiener/innen.

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten – nicht-registrierte Erwerbslosigkeit** (in T): Hier haben die Bezugsdauerverlängerung keine signifikanten Einflüsse entfaltet. Es kam also aufgrund der Gesetzesänderungen nicht zu vermehrten Übergängen von der nicht-registrierten zur registrierten Erwerbslosigkeit.

<sup>14</sup> Ausgewiesen wird für 1992 der Parameter der Dummy-Variable D1992(Gesetz\*Gruppe); diese Operationalisierung nach Hunt (1995) ist nur für den Übergang aus der Erwerbslosigkeit möglich (vgl. dazu ausführlicher Abschnitt 6). Für die anderen Übergänge kann kein Einfluss für 1992 ausgewiesen werden, weil die Dummy 1992 einer Konstante entspricht (bei der Panelanalyse ist der Schätzzeitraum 1992-1999).

keit. Dies bestätigt die Ergebnisse des vorangegangenen Abschnittes, in dem – wider die Erwartungen – ebenfalls kein substantieller Registrierungseffekt festgestellt werden konnte.

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten – Erwerbstätigkeit** (in T): Hier haben die Bezugsdauererlängerungen nur den Übergang von der Erwerbstätigkeit in die registrierte Erwerbslosigkeit signifikant beeinflusst. 1993 resultiert ein negativer, 1997 ein positiver Effekt. 1993 spricht somit gegen ein Moral-Hazard-Verhalten, 1997 für ein solches.

■ **Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten – Nichterwerbstätigkeit** (in T): 1993 führte die Bezugsdauererlängerung zu einer erhöhten Wahrscheinlichkeit, in den Zustand der registrierten Erwerbslosigkeit überzugehen. Dies entspricht den Erwartungen. Für den Übergang in die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit ergeben 1993 und 1997 gegenläufige Effekte. Die lässt sich gut mit dem Erklärungsmuster der unterschiedlichen Phasen (vgl. Abschnitt 3.2.) erklären: In Phasen, in welchen die registrierte Erwerbslosigkeit stark zunimmt, melden sich die Befragten weniger häufig nicht-registriert erwerbslos, weil sie sehen, dass sie kaum eine Erwerbsarbeit finden werden. Bessert sich aber die Konjunkturlage (wie ab 1998), dann macht es für dieselben Personen mehr Sinn, sich explizit als nicht-registriert erwerbslos zu bezeichnen.

■ **Nicht-signifikante Koeffizienten**: Erstaunlicherweise sind einige Koeffizienten nicht signifikant von Null verschieden. Dazu gehören bspw. die Koeffizienten im Übergang von der Nichterwerbstätigkeit in die Erwerbstätigkeit. Gemäss Hunt (1995) wäre hier zu erwarten, dass aufgrund steigender Löhne die Wahrscheinlichkeit zunimmt.

Welche Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten ergibt sich aus den geschätzten Beziehungen? **Tabelle 18** zeigt die Übergangswahrscheinlichkeiten unter Berücksichtigung der Einflüsse der Bezugsdauererlängerungen. Die Verharrungstendenz ist bei den Zuständen Erwerbstätigkeit (93.2%) und Nichterwerbstätigkeit (77.8%) hoch. In der registrierten Erwerbslosigkeit verharren nur 19.9 Prozent und in der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit 14.4 Prozent der Personen. Dies ist nicht weiter erstaunlich, weil die SAKE-Erhebungen ein Jahr auseinander liegen. Allerdings ist insbesondere für die registrierten Erwerbslosen zu berücksichtigen, dass die SAKE hier von einer engeren Definition als das seco ausgeht. Beide Gruppen gehen am häufigsten in die Erwerbstätigkeit zurück (55.1% bzw. 52.0%). 25 Prozent der registrierten Erwerbslosen werden ausgesteuert (11.3% Übergang in die nicht-registrierte Erwerbslosigkeit, 13.7% Übergang in die Nichterwerbstätigkeit). Bei den nicht-registrierten Erwerbslosen ist der Rückzug in die Nichterwerbstätigkeit mit 24.6 Prozent erwartungsgemäss höher. Die Wahrscheinlichkeit, von der nicht-registrierten in die registrierte Erwerbslosigkeit überzugehen, beläuft sich gemäss den Angaben in Tabelle 18 auf 9.0 Prozent. Die Wahrscheinlichkeit ist insgesamt bescheiden und nicht von den Gesetzesänderungen beeinflusst.

Tabelle 18: Geschätzte Übergangswahrscheinlichkeiten

Zustand im Zeitpunkt T	Zustand im Zeitpunkt T+1				Total	N
	(1) Registriert erwerbslos	(2) Nicht-registriert erwerbslos	(3) Erwerbstätig	(4) Nicht-Erwerbstätig		
(1) Registriert erwerbslos	19.9%	11.3%	55.1%	13.7%	100%	708
(2) Nicht-registriert erwerbslos	9.0%	14.4%	52.0%	24.6%	100%	1'090
(3) Erwerbstätig	0.9%	0.9%	93.2%	5.0%	100%	53'812
(4) Nicht-Erwerbstätig	0.6%	2.6%	19.0%	77.8%	100%	12'982

Quelle: SAKE, Eigene Berechnungen

**Fazit**

■ Ein substantieller, auf die Verlängerung der Grenzen der maximalen Bezugsdauern ausgelöster Registrierungseffekt aus der nicht-registrierten Erwerbslosigkeit kann nicht belegt werden (Übergang «nicht-registrierte Erwerbslosigkeit» ⇒ «registrierte Erwerbslosigkeit»). Vorbehaltlich der statistischen Unsicherheit aufgrund der geringen Stichprobe, kann somit folgender Schluss gezogen werden: Die Erhöhung der Wahrscheinlichkeit, registriert erwerbslos zu sein, dürfte vor allem auf zwei Faktoren zurückzuführen sein: (a) Auf den Registrierungseffekt der bereits Erwerbslosen (=direkter Effekt, Bereich I in Abbildung 2) und (b) auf ein Moral-Hazard-Verhalten der bereits registriert Erwerbslosen (=indirekter Effekt, Bereich II und III).

■ Die Einführung der aktiven Arbeitsmarktmassnahmen und der RAV hat dazu geführt, dass vermehrt Personen aus der registrierten Erwerbslosigkeit in die Erwerbstätigkeit übergetreten sind.

■ Für ein Moral-Hazard-Verhalten bei Erwerbstätigen gibt es unterschiedliche Evidenzen: 1993 konnte es nicht nachgewiesen werden, 1997 wurde es bestätigt.

**10 Diskussion**

■ Die Existenz eines Moral-Hazard-Verhaltens kann aufgrund der vorliegenden Untersuchung nicht ausgeschlossen werden.

■ Moral-Hazard-Verhalten lässt sich mit den in der Schweiz zur Verfügung stehenden Datengrundlagen nicht direkt nachweisen. Notwendig dazu wären Daten, welche über die Motivationslage von Erwerbslosen Auskunft geben. Belegt werden kann, ob einzelne Komponenten wie bspw. die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, durch die Verlängerungen der Bezugsdauern beeinflusst worden sind. Eine Aufteilung des gemessenen Gesamteffektes in einen direkten und indirekten Effekt wäre aber nur möglich, wenn man wüsste, aus welchen Gründen die Individuen länger in der Erwerbslosigkeit verharren.

■ Die vorliegende Untersuchung versucht, den direkten und indirekten Effekt einer Veränderung der maximalen Bezugsdauer zu berechnen. Unter Berücksichtigung bestimmter Annahmen zeigt sich dabei, dass ohne Verlängerungen die Erwerbslosigkeit um 12 bis 15 Prozent geringer ausgefallen wären. Der Anteil des Moral-Hazard-Verhaltens kann nicht genau bestimmt werden, beträgt aber maximal 15 Prozent.

■ Die vorgenommene Schätzung des direkten und indirekten Effektes kann auch auf die Kosten der Arbeitslosenversicherung übertragen werden. Das Ausmass des Effektes von 15 Prozent ist somit deutlich geringer als die von Sheldon (2000) geschätzte Grösse von 35 Prozent.

■ Als Erklärung für den verhältnismässig geringen Anteil an möglichem Moral-Hazard-Verhalten können verschiedene Aspekte beigezogen werden. (1) Die Schweiz verfügt im internationalen Vergleich über strenge Massstäbe im Bereich der Zumutbarkeit einer neuen (durch die Behörden zugewiesenen) Arbeit für erwerbslose Personen. Mitte der 90er Jahre wurden diese Zumutbarkeitskriterien noch weiter verschärft. In einem solchen System ist zu erwarten, dass Moral-Hazard keine bedeutende Rolle spielen kann, weil die Erwerbslosen wissen, dass sie recht bald eine zumutbare Arbeit annehmen müssen. (2) 1996/1997 kam es zu einem grundlegenden Wechsel im System der Arbeitslosenversicherung. Währendem vor dieser Zeit das Schwergewicht auf der passiven Auszahlung von Taggeldern lag, wird seit der Reform die Priorität auf das aktive Beraten und Begleiten der Erwerbslosen gelegt. Entsprechend wurden Bestimmungen eingeführt, welche die passiven Taggeldzahlungen in einem engen Rahmen halten. Wollen die Erwerbslosen länger andauernde Unterstützung, so sind sie verpflichtet, aktiv etwas dafür zu tun (in Form von Beschäftigungsprogrammen und Weiterbildungen). Erwerbslos zu sein wurde somit unattraktiver gemacht.<sup>15</sup>

<sup>15</sup> Imboden et al. (1999, 56f.) zeigen in ihrer Evaluationsstudie der RAVs, dass von den untersuchten RAVs die neuen Sanktionsmöglichkeiten mehr oder weniger stark verwendet werden.

- Die vorliegende Arbeit steht nicht alleine mit der Feststellung einer vergleichsweise bescheidenen Bedeutung des Missbrauchs der Arbeitslosenversicherung. Aeppli/Peters (1999, 41) untersuchten den unerwünschten Bezug von Unterstützungsleistungen in der Arbeitslosenversicherung. Befragte Expert/innen schätzten eine Grössenordnung des Missbrauchs von Arbeitnehmer/innen von 8 Prozent. Gemessen wurde dabei nicht explizit das Moral-Hazard-Verhalten, sondern der Missbrauch bei ganz bestimmten Tatbeständen. Aeppli/Peters (1999) weisen somit (bei allen Vorbehalten gegenüber der Methode von Expert/innen-Befragungen) darauf hin, dass die Grundhaltung der Arbeitnehmer/innen nicht auf ein Ausnutzen der Arbeitslosenversicherung abzielt.
- Die tatsächlich beobachtete Zunahme der Wahrscheinlichkeit, registriert erwerbslos zu sein, kann nicht in substantiellem Ausmass durch einen mit Bezugsdauererlängerungen ausgelösten Registrierungseffekt vormals nicht-registrierter Erwerbsloser erklärt werden. Sie dürfte vielmehr auf einen Registrierungseffekt innerhalb der registrierten Erwerbslosen (=Bereich I in Abbildung 2) und allenfalls auf ein Moral-Hazard-Verhalten (=Bereiche II und III) zurückzuführen sein.
- Die Intensivierung der aktiven Arbeitsmarktmassnahmen und die Einführung der regionalen Arbeitsvermittlungszentren hat dazu geführt, dass vermehrt Personen aus der registrierten Erwerbslosigkeit in die Erwerbstätigkeit übergetreten sind.
- In der kommenden Revision der Arbeitslosenversicherung ist geplant, die maximale Bezugsdauer von 520 Tage auf 400 Tage zu reduzieren. Dadurch werden diejenigen Ausgaben eingespart, welche für Personen anfielen, welche mehr als 400 Tage bezogen. Darüber hinaus würden sich zusätzliche Einsparungen ergeben, wenn die kürzere Bezugsdauer dazu führen würde, dass die registrierten Erwerbslosen früher in die Erwerbstätigkeit zurückkehren (umgekehrter Moral-Hazard-Effekt). Aufgrund der Schätzungen in dieser Untersuchung sind derartige Einsparungen zu erzielen. Ihr Ausmass dürfte aber sehr bescheiden bleiben. Zudem dürften andernorts (Sozialhilfe, Arbeitslosenhilfe) neue zusätzliche Kosten entstehen.

## 11 Literaturverzeichnis

- Aeppli Daniel C. und Matthias U. Peters (1999): Missbrauch in der Arbeitslosenversicherung. Ergebnisse einer Studie über den Missbrauch durch Arbeitgeber, Arbeitnehmer und Behörden, *Die Volkswirtschaft – Magazin für Wirtschaftspolitik*, 48 - 51.
- Bauer Tobias (1998): Auswirkungen von Leistungsveränderungen bei der Arbeitslosenversicherung (im Auftrag der IDA FiSo 2). Beiträge zur Sozialen Sicherheit. Forschungsbericht Nr. 11/1998
- BFS (1996): Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung. Konzepte, Methodische Grundlagen, Praktische Ausführung.
- Buhmann Brigitte, Alois Fässler, Berhard A. Weber und Boris Zürcher (2000): Statistiken zur Arbeitslosigkeit. Was messen sie wirklich?, *Die Volkswirtschaft – Magazin für Wirtschaftspolitik*, 1/2000, 40 - 43.
- Gaillard Serge (1997): Comment to the Paper of George Sheldon „Unemployment and Unemployment Insurance in Switzerland“, in: Bacchetta Philippe and Walter Wasserfallen (1997): *Economic Policy in Switzerland*, Macmillan Press, 93-95.
- Gerfin Michael und Martin Schellhorn (1995): Dauerabhängigkeit der Abgangsrate aus der Arbeitslosigkeit. Eine empirische Untersuchung für die Schweiz.
- Hunt Jennifer (1995): The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany, *Journal of Labor Economics*, 88 – 120.
- Imboden Carlo, Marcel Egger, Kurt Baumann und Carlos Lenz (1999). RAV Evaluationsstudie. Schlussbericht. Beiträge zur Wirtschaftspolitik Nr. 14. Bundesamt für Wirtschaft und Arbeit (BWA).
- Schmid Hans und Eckehard F. Rosenbaum (1995): Arbeitslosigkeit und Arbeitslosenversicherung aus ökonomischer Sicht, Bern: Haupt.
- seco (2000): Änderung des Arbeitslosenversicherungsgesetzes (AVIG). Erläuternder Bericht mit Revisionsentwurf.
- Sheldon George (1997): Unemployment and Unemployment Insurance in Switzerland, in: P. Bachhetta, W. Wasserfallen (ed.): *Economic Policy in Switzerland*, 62-90.
- Sheldon George (1999a): Arbeitsmarkt, Arbeitslosenversicherung, in: Kommission für Konjunkturfragen: *Liberales wirtschaftspolitisches Konzept*, Materialienband.
- Sheldon George (1999b): Die Langzeitarbeitslosigkeit in der Schweiz. Diagnose und Therapie. Paul Haupt Verlag, Bern.
- Sheldon George (2000): Auswirkungen der Arbeitslosenversicherung auf die Arbeitslosigkeit in der Schweiz 1990 bis 1999. Zweite Fassung eines Gutachtens im Auftrag des seco.
- Sommer Jürg H. (1999): Gesundheitssysteme zwischen Plan und Markt. Schattauer Verlagsgesellschaft, Stuttgart.
- Spycher Stefan, Eva Nadai und Peter Gerber (1997): Auswirkungen von Erwerbslosigkeit und Armut auf Familien. Herausgegeben von der Eidg. Koordinationskommission für Familienfragen, Bern.
- Wolter Stefan C. (1997): Comment to the Paper of George Sheldon „Unemployment and Unemployment Insurance in Switzerland“, in: Bacchetta Philippe and Walter Wasserfallen (1997): *Economic Policy in Switzerland*, Macmillan Press, 96-97.
- Zweifel Peter, Dario Bonato und Christoph Zaborowski (1996): Soziale Sicherung von morgen. Ein Vorschlag für die Schweiz. Paul Haupt Verlag, Bern.

## 12 Anhang

### 12.1 Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen 1991 bis 1999

Tabelle 19: Die Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen 1991-1999 in der SAKE

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
(1) registriert erwerbslos nach SAKE und seco	13'000	30'000	61'000	60'000	52'000	77'000	81'000	58'000	35'000
(2) nicht-registriert erwerbslos nach SAKE	54'000	78'000	82'000	88'000	76'000	66'000	80'000	83'000	84'000
(3)=(1)+(2) Erwerbslose nach SAKE Total	67'000	108'000	143'000	148'000	128'000	143'000	161'000	141'000	119'000
(4) registriert erwerbslos nur nach seco						76'000	85'000	102'000	79'000
(5)=(3)+(4) Erwerbslose nach SAKE und seco Total	67'000	108'000	143'000	148'000	128'000	219'000	246'000	243'000	198'000
(6) erwerbstätig	3'452'000	3'445'000	3'424'000	3'423'000	3'463'000	3'483'000	3'420'000	3'463'000	3'499'000
(7) nicht-erwerbstätig	899'000	878'000	877'000	933'000	931'000	904'000	900'000	860'000	870'000
(8) Ohne Status	173'000	197'000	208'000	186'000	184'000	177'000	172'000	181'000	186'000
<b>Total</b>	<b>4'591'000</b>	<b>4'628'000</b>	<b>4'652'000</b>	<b>4'690'000</b>	<b>4'706'000</b>	<b>4'783'000</b>	<b>4'738'000</b>	<b>4'747'000</b>	<b>4'753'000</b>
Erwerbslosenquote SAKE	1.9%	3.0%	4.0%	4.1%	3.5%	4.0%	4.4%	3.9%	3.3%
Erwerbslosenquote SAKE + seco						6.0%	6.8%	6.7%	5.4%

Quelle: SAKE; eigene Berechnungen

Tabelle 20: Die Entwicklung der Anzahl Erwerbslosen 1991-1999 in der Statistik des seco (jeweils im Mai des Jahres)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Erwerbslose mit Taggeldanspruch (1)	35'047	82'121	157'425	173'017	151'959	162'377	192'571	142'330	98'598
Erwerbslose ohne Taggeldanspruch (2)	1'778	2'537	5'693	12'052	17'861	36'758	51'790	79'571	76'540
Stellensuchende Total	36'825	84'658	163'118	185'069	169'820	199'135	244'361	221'901	175'138
Erwerbslosenquote (1)		1.0%	2.3%	4.3%	4.8%	4.2%	4.5%	5.3%	3.9%
Erwerbslosenquote (2)		1.0%	2.3%	4.5%	5.1%	4.7%	5.5%	6.7%	4.8%

Quelle: seco; eigene Berechnungen

### 12.2 Strom- und Bestandesgrössen

Bei der Messung von Kennzahlen der Erwerbslosigkeit muss zwischen Strom- und Bestandesgrössen unterschieden werden. Die Stromgrössen beziehen sich auf einen Zeitdauer. Beispielsweise will man wissen, wie hoch die Summe der Anzahl Monate während eines Jahres ist, während derer die Arbeitslosenversicherung Unterstützungszahlungen auszahlen musste. Eine Person, welche das ganze Jahr erwerbslos war, geht dabei mit 12 Monaten in die Rechnung ein. Bei einer Bestandesbetrachtung wird in einem bestimmten Zeitpunkt analysiert, wer erwerbslos ist.

Um die Unterschiede zwischen den Konzepten darzulegen, wird nachfolgend ein Illustrationsbeispiel beschrieben. Wir gehen von folgenden Annahmen aus: (a) Jeden Monat treten neu 10'000 Personen in die Erwerbslosigkeit ein. (b) Die Abgangsrate von Monat zu Monat beträgt 30 Prozent des Bestandes (70 Prozent verbleiben). (c) Die Kosten pro Monat und Erwerbslosen betragen 1 Franken.

**Tabelle 21** zeigt der Verlauf der einzelnen Kohorten über drei Jahre. 36 Kohorten treten über drei Jahre ein. Im dritten Jahr sind zu jedem Zeitpunkt 33'333 Personen erwerbslos (Bestand). Während der Dauer

des dritten Jahres (von Monat 25 bis 36) waren Erwerbslose während insgesamt 399'986 Monaten eingeschrieben (Stromgrösse). Die durchschnittliche Verweildauer beträgt 3.33 Monate. Das Verhältnis von Bestandesgrösse zu Stromgrösse beträgt 12. Da wir angenommen haben, dass die Kosten der Erwerbslosigkeit pro Monat 1 Franken betragen, ergibt sich dasselbe Verhältnis für die Berechnung der Kosten der Arbeitslosenversicherung in einem Jahr.

In Abschnitt 8.5 gehen wir davon aus, dass die Wahrscheinlichkeit, erwerbslos zu sein, mit der Bezugsdauerverlängerung zugenommen hat. Die Bestandesgrösse nimmt um 20'000 Personen oder 15 Prozent zu. Um die Effekte auf Bestandes- und Stromgrössen zu simulieren, gehen wir nun von folgender Annahme aus: Die Kohortengrösse erhöht sich um 15 Prozent von 10'000 Personen auf 11'500 Personen. Zu jedem Zeitpunkt des dritten Jahres sind nun neu 38'332 Personen erwerbslos. Dies entspricht einer Zunahme von 15 Prozent. Die Stromgrösse nimmt von 399'986 Monaten auf 459'983 Monate zu, also ebenfalls um 15 Prozent.

Nun nehmen wir alternativ an, dass sich nicht die Kohorten vergrössern, sondern dass sich die Abgangsrate sich von 30 Prozent auf 26 Prozent verkleinert. Die Reduktion wurde so festgelegt, dass die Bestandesgrösse dieser Simulation der Bestandesgrösse der ersten Simulation entspricht. Es resultiert im Durchschnitt pro Monat im dritten Jahr daher wiederum eine Bestandesgrösse von 38'332 Personen (+15 Prozent). Die Stromgrösse nimmt in der Folge ebenfalls den identischen Wert an. Die zweite Simulation dürfte der Realität etwas besser entsprechen, weil durch die Bezugsdauererlängerungen nicht mehr Personen erwerbslos geworden sind (Registrierung), sondern der erwerbslos gewordenen Personen länger erwerbslos bleiben.

Insgesamt zeigt sich unter den gemachten Annahmen, dass wir die prozentuale Zunahme im Bestand zu einem bestimmten Zeitpunkt auf die Kosten der Arbeitslosenversicherung übertragen können.



