

Henneberger, Fred; Sousa-Poza, Alfonso; Ziegler, Alexandre

Article

Befristete Beschäftigung in der Schweiz: Ausmaß, Determinanten und ökonomische Bewertung im internationalen Vergleich

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

Suggested Citation: Henneberger, Fred; Sousa-Poza, Alfonso; Ziegler, Alexandre (2004) : Befristete Beschäftigung in der Schweiz: Ausmaß, Determinanten und ökonomische Bewertung im internationalen Vergleich, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 37, Iss. 3, pp. 239-267

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158581>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Befristete Beschäftigung in der Schweiz

Ausmaß, Determinanten und ökonomische Bewertung im internationalen Vergleich

*Fred Henneberger, Alfonso Sousa-Poza, Alexandre Ziegler**

In der vorliegenden Studie werden erstmals für den schweizerischen Arbeitsmarkt umfassende Informationen über den Umfang, die Verbreitung und die Determinanten befristeter Arbeitsverhältnisse präsentiert und eine ökonomische Bewertung dieser Beschäftigungsform im Vergleich zu unbefristeten Arbeitsverträgen vorgenommen. Verwendet werden Daten aus den ersten drei Wellen des neuen Schweizerischen Haushalts-Panels (SHP) für die Jahre 1999 bis 2001.

Hierbei zeigt sich, dass eine Befristung der Beschäftigung bei hoch qualifizierten Arbeitskräften sowie bei jüngeren und älteren Arbeitnehmern häufiger vorkommt. Die Löhne befristeter beschäftigter Frauen sind geringer als diejenigen der anderen weiblichen Erwerbstätigen. Diese Lohn Differenz ist jedoch nicht auf die Befristung der Beschäftigung per se, sondern auf unbeobachtbare individuelle Heterogenität zwischen den Frauen zurückzuführen. Für die Gruppe der Männer ist hingegen kein Einfluss der unterschiedlichen Beschäftigungsformen auf den Lohn festzustellen. Sowohl das empfundene als auch das tatsächliche Arbeitslosigkeitsrisiko sind bei befristeten Beschäftigten größer. Gleichzeitig besteht – trotz gewisser Persistenzphänomene – eine erhebliche Mobilität von befristeter zu dauerhafter Beschäftigung. Ferner ist zu beobachten, dass ein befristeter Arbeitsvertrag die Wahrscheinlichkeit erhöht (reduziert) mit der Arbeitsstelle generell sehr zufrieden (unzufrieden) zu sein. Die Zufriedenheit mit dem Lohn ist bei temporär angestellten Männern geringer als bei den anderen männlichen Arbeitskräften. Die Wahrscheinlichkeit, an beruflichen Weiterbildungsmaßnahmen teilzunehmen, ist hingegen für befristete Beschäftigte nicht kleiner als für andere Arbeitnehmer.

Ein internationaler Vergleich anhand von Daten des International Social Survey Programme (ISSP) von 1997 zeigt, dass sich die Determinanten befristeter Beschäftigung in der Schweiz mit denen anderer Länder weitgehend decken. Schließlich hängt die Befristungsquote nicht signifikant vom Ausmaß des Kündigungsschutzes, sondern vielmehr von der Arbeitslosenquote ab.

Gliederung

- 1 Einleitung und Problemstellung
- 2 Datenbasis und Variablendefinition
 - 2.1 Das Schweizerische Haushalts-Panel (SHP)
 - 2.2 Verwendete Variablen
- 3 Empirisch-deskriptive Analyse
- 4 Die Hauptdeterminanten befristeter Beschäftigung

* Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. Er wurde im Juni 2004 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Oktober zur Veröffentlichung angenommen.

Wir bedanken uns beim Schweizerischen Nationalfonds zur Förderung der wissenschaftlichen Forschung (SNF) für die finanzielle Unterstützung des Projektes „Temporary jobs in Switzerland: Who gets them and what are they worth?“ Ferner möchten wir uns bei drei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare bedanken.

- 5 Befristete Beschäftigung: Brücke oder Falle?
- 6 Befristete Beschäftigung und Lohnhöhe
 - 6.1 Querschnittsanalyse
 - 6.2 Panel-Analyse
- 7 Befristete Beschäftigung und Arbeitszufriedenheit
- 8 Befristete Beschäftigung und berufliche Weiterbildung
- 9 Ein internationaler Vergleich
 - 9.1 Datenbasis: Das International Social Survey Programme (ISSP)
 - 9.2 Empirisch-deskriptive Analyse
 - 9.3 Die Hauptdeterminanten befristeter Beschäftigung
 - 9.4 Kündigungsschutzregelungen, Arbeitslosigkeit und befristete Beschäftigung
- 10 Schlussfolgerungen

1 Einleitung und Problemstellung

Von den insgesamt 165 Millionen Arbeitskräften in der Europäischen Union (EU) waren im Jahr 2000 13,2% befristet beschäftigt. Bei den Frauen betrug diese Quote 14,5%, bei den Männern 12,5% (vgl. European Commission 2001: 17). In den letzten Jahren ist die Zahl befristeter Arbeitsverträge in Ländern mit hohem Kündigungsschutz besonders stark gewachsen (vgl. auch Blanchard/Landier 2002). Ihr Anteil stieg in Frankreich von 4,7% in 1985 auf 13,9% im Jahr 1998. Eine ähnliche Entwicklung fand in Italien, Spanien und Schweden statt. Der Anteil temporär Eingesetzter stieg in Italien von 4,8% auf 8,6%, in Spanien von 15,6% auf 33,9% und in Schweden von 10,6% auf 15,5% (vgl. Booth/Dolado/Frank 2002: 181, 183; für Spanien auch Dolado/García-Serrano/Jimeno 2002, für Schweden Holmlund/Storrie 2002). Im Unterschied hierzu blieb das Verhältnis zwischen festen und zeitlich begrenzten Beschäftigungsverhältnissen in den USA, Großbritannien und der Schweiz nahezu konstant. Alle drei Länder verfügen über eine vergleichsweise geringe Arbeitsmarktregulierung. In Großbritannien beispielsweise betrug der Anteil befristet Angestellter an allen Beschäftigten im Jahr 1985 rund 7%, im Jahr 1998 7,1%. In der Schweiz blieb die Relation zwischen unbefristet und befristet Beschäftigten über die gesamten 90er Jahre hinweg stabil. Die Quote der Arbeitskräfte, die über einen Temporärarbeitsvertrag verfügen, belief sich im Jahr 2001 auf 5,3% (vgl. Bundesamt für Statistik 2002: 202 und auch Birchmeier 2002: 10–11).

Atypische Beschäftigungsverhältnisse im Allgemeinen und befristete Arbeitsverträge im Besonderen

werden seit jeher kontrovers bewertet (vgl. z.B. für Deutschland Keller/Seifert 1995, Oschmiansky/Oschmiansky 2003). Während ihre Befürworter diesen einen Beitrag zum besseren Funktionieren der Arbeitsmärkte zuschreiben (vgl. z.B. Berthold/Fehn/von Berchem 2001, Rogowski/Wilthagen 2004), betonen ihre Gegner den zu geringen arbeitsrechtlichen und sozialpolitischen Schutz der Betroffenen (vgl. z.B. Keller/Seifert 2002, Sesselmeier 2004).

Die Flexibilisierung der Beschäftigungsverhältnisse kann einerseits dazu beitragen, dass insgesamt mehr Arbeitnehmer in die Lage versetzt werden, „to price themselves into jobs“ (Rubery 1999: 123). Insbesondere für die Problemgruppen unter den Arbeitslosen kann die Aufnahme einer befristeten Tätigkeit ihre Chancen auf eine dauerhafte Anstellung verbessern (vgl. van den Berg/Holm/van Ours 2002 für die Niederlande, Brodaty/Crépon/Fougère 2001 für Frankreich, Chalmers/Kalb 2001 für Australien). Gleichzeitig können Unternehmen, die sich einer ungewissen Geschäftsentwicklung gegenüber sehen oder mit Nachfrageschwankungen konfrontiert sind, befristete Arbeitsverträge als kurzfristiges Anpassungsinstrument (vgl. Hagen 2003) und zur Erprobung potenzieller zukünftiger Mitarbeiter nutzen. Vor allem bei Vorliegen einer hohen Arbeitsmarktregulierung und eines starken Gewerkschaftseinflusses erlauben befristete Anstellungen wegen ihrer geringeren Fluktuationskosten den Unternehmen, die notwendige Flexibilität am Arbeitsmarkt zu erhalten (vgl. Bentolila/Bertola 1990, Bentolila/Saint-Paul 1994, Booth 1997). Damit wäre insgesamt ein positiver *Niveaueffekt* bei der Beschäftigung wahrscheinlich (vgl. Macculloch/di Tella 2004). Andererseits be-

steht tatsächlich die Gefahr, dass sich befristet Eingestellte lediglich zwischen Arbeitslosigkeit und atypischen Beschäftigungsverhältnissen bewegen. Da Arbeitgeber diese als Randbelegschaftsmitglieder definieren und nach Bedarf einstellen und entlassen, erhalten sie keine Übertrittsmöglichkeit in ein reguläres Beschäftigungsverhältnis, sondern bleiben in der Prekarität gefangen (*Struktureffekt*) (vgl. z.B. Sengeberger 1987).

Im vergleichsweise stark regulierten deutschen Arbeitsmarkt mit Gewerkschaften, die nach wie vor über einen hohen tarif- und wirtschaftspolitischen Einfluss verfügen, scheint sich letzteres Phänomen zu bestätigen. Gemäß Untersuchungen der OECD weist Deutschland von allen EU-Ländern z.B. die höchste Übergangswahrscheinlichkeit befristet Beschäftigter in die Arbeitslosigkeit auf (vgl. OECD 2002: 161-163). Eine neuere Studie für Westdeutschland kommt zu dem Ergebnis, dass befristet Beschäftigte im Vergleich zu Festangestellten mit Lohnseinbußen konfrontiert sind (vgl. Hagen 2002). Darüber hinaus kommen temporär Eingesetzte weniger oft in den Genuss von beruflichen Weiterbildungsmaßnahmen (vgl. aktuell für Deutschland Wilkens/Leber 2003: 335). Zu ähnlichen Aussagen über den negativen Einfluss befristeter Arbeitsverträge (vgl. bereits Nollen 1996) auf die Lohnhöhe, die Arbeitszufriedenheit und die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung gelangen eine neuere OECD-Studie (vgl. OECD 2002) sowie verschiedene Untersuchungen für Großbritannien (vgl. z.B. Booth/Francesconi/Frank 2002).

Der vorliegende Beitrag untersucht befristete Beschäftigungsverhältnisse in der Schweiz. Bekanntermaßen ist der schweizerische Arbeitsmarkt traditionell schwach reguliert. Die externe wie interne Flexibilität am Arbeitsmarkt sind hoch und die Gewerkschaften auf Kooperation ausgerichtet (vgl. Henneberger 2004). Ein allgemeiner Kündigungsschutz besteht nicht. Für eine ordentliche Kündigung bedarf es keiner besonderen Gründe. Arbeitsverhältnisse können beidseits unter Einhaltung von z.B. im Vergleich zu Deutschland kurzen Kündigungsfristen aufgelöst werden.¹ Im internationalen Vergleich relativ gering sind auch die Abfindungsleistungen bei Entlassungen, die nicht vom Einzelnen verschuldet sind (vgl. OECD 1999: 97). Bei einer Betriebszugehörigkeitsdauer von mindestens 20 Jahren stehen dem Gekündigten, sofern er ein Lebensalter von mehr als 50 Jahren aufweist, zwei Monatsgehälter Abfindung zu. Nur in seltenen Ausnahmefällen, in denen eine Kündigung als diskriminierend angesehen wird, ist ein Kündigungsschutz vorgesehen (Schutz gegen missbräuchliche Kündigungen und Schutz gegen Kündigungen, die zur Unzeit erfolgen; vgl. Art. 336-336d OR).² Ein Mitsprache- oder gar Mitbestimmungs-

recht der betrieblichen Arbeitnehmervertretung bei einer Kündigung ist nicht vorhanden. Nur im Falle von Massenentlassungen verfügt die Arbeitnehmervertretung über ein Konsultationsrecht (vgl. Art. 335f OR). Die Regelungsfreiheit ist damit grundsätzlich wesentlich größer als in den EU-Staaten, die Rechtsprechung zudem liberaler. Befristete Anstellungen bedürfen keiner besonderen sachlichen Rechtfertigung. Sie unterliegen keinen Restriktionen, weder in Bezug auf die Branche oder die Art der Tätigkeit noch in Bezug auf die Höchstdauer eines Vertrages oder die Anzahl wiederholter Befristungen (vgl. OECD 2002: 176).³ Befristete Arbeitsverhältnisse enden mit dem Ablauf der vereinbarten Frist und sind vor Ablauf der Frist auch nicht durch Kündigung auflösbar. Damit besteht bei ihnen keinerlei Kündigungsschutz.

Im Folgenden werden erstmals für die Schweiz umfassende Informationen über den Umfang, die Verbreitung und die Determinanten befristeter Anstellungen präsentiert sowie eine ökonomische Bewertung dieser Beschäftigungsform im Vergleich zu unbefristeten Arbeitsverträgen vorgenommen. Dies geschieht anhand verschiedener Faktoren, namentlich der Mobilität der Beschäftigten zwischen verschiedenen Erwerbszuständen sowie dem Einfluss der Vertragsform auf

- das Lohnniveau,
- die Wahrscheinlichkeit, an beruflichen Weiterbildungsmaßnahmen teilzunehmen sowie
- die Arbeitszufriedenheit.

Darüber hinaus werden in einer international vergleichenden Perspektive mit einem einheitlichen Mikrodatensatz für 25 Länder Unterschiede in den Bestimmungsfaktoren befristeter Beschäftigung identifiziert. Ferner wird der Zusammenhang zwischen dem Grad an staatlicher Regulierung im Bereich des Kündigungsschutzes für verschiedene Beschäftigungsformen, der Arbeitslosenquote und der Verbreitung befristeter Beschäftigungsverhältnisse untersucht. Dies geschieht für 18 OECD-Länder.

¹ Die Kündigungsfrist beläuft sich im ersten Dienstjahr auf einen Monat, im zweiten bis und mit dem neunten Dienstjahr erhöht sie sich auf zwei Monate und ab dem zehnten Dienstjahr beträgt sie drei Monate (vgl. Art. 335c Schweizerisches Obligationenrecht (OR)).

² Im ersten Fall stehen dem Betroffenen maximal sechs Monatsgehälter als Entschädigung zu (vgl. Art. 336a OR).

³ Mehrere aneinander gereihte Befristungen (sog. Kettenarbeitsverträge) werden von den Arbeitsgerichten nicht selten als unbefristete Beschäftigungsverhältnisse angesehen, so dass für diese die ordentlichen Kündigungsbestimmungen greifen (vgl. Ruedin/Christen 2002: 410).

2 Datenbasis und Variablendefinition

2.1 Das Schweizerische Haushalts-Panel (SHP)

Unsere Analysen basieren auf Informationen aus den ersten drei Wellen des Schweizerischen Haushalts-Panels (SHP). Das SHP stellt eine für die Schweizer Wohnbevölkerung repräsentative Panelbefragung der privaten Haushalte dar. Mit ihm werden eine ganze Reihe von sozio-demografischen und sozio-ökonomischen Variablen erfasst. Im Vordergrund stehen Daten zu den Bereichen Erwerbsarbeit und unbezahlte Arbeit, Lebensbedingungen, Lebensqualität und Gesundheit, Familie und soziale Netzwerke, persönliche Zufriedenheit und Erwartungen, Aktivitäten und Zeitverwendung sowie soziale Integration, politische Partizipation und Einstellungen. Die erste Befragung wurde 1999 durchgeführt. Die Stichprobengröße beläuft sich im Jahre 2001 (2000, 1999) auf 11 116 (11 678, 12 931) Individuen und 4 314 (4 532, 5 074) Haushalte.

Das SHP eignet sich besonders gut, um befristete Arbeitsverhältnisse zu untersuchen. So liegen einerseits Informationen vor, um befristete Beschäftigungen eindeutig zu identifizieren. Das SHP enthält hierzu folgende Frage: „Ist Ihre Stelle zeitlich befristet?“ Andererseits lassen sich diese Beschäftigungen noch genauer spezifizieren. Hierfür dienen Fragen zur Laufzeit und zur Art des befristeten Vertrags. Das SHP enthält hierzu folgende Fragen: „Für wie lange ist ihr Arbeitsvertrag abgeschlossen worden?“ und „Was ist das für ein zeitlich begrenzter Arbeitsvertrag?“ Als besonderes Kennzeichen dieses Datensatzes gilt – im Unterschied etwa zur Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) (vgl. Bundesamt für Statistik 1996) – das Vorhandensein einer Fülle von subjektiven Variablen. Damit gelingt es, befristete Arbeitsverhältnisse im Vergleich zu unbefristeten einer ökonomischen und vor allem auch qualitativen Bewertung insbesondere in Bezug auf die Arbeitszufriedenheit zu unterziehen.

2.2 Verwendete Variablen

In der nachfolgenden empirischen Analyse werden verwendet sozio-demografische Informationen über die befragte Person, die klassischen Humankapitalvariablen Ausbildung, Berufserfahrung sowie Betriebszugehörigkeitsdauer, die Wohnregion und den Beschäftigungsstatus der Person (z.B. Arbeitslosigkeit oder befristeter Arbeitsvertrag), die Eigenschaften der Firma, in der die Arbeitskraft angestellt ist (einschließlich der Branchenzugehörigkeit), die Berufsgruppenzugehörigkeit sowie Informationen über eine

Reihe subjektiver Zufriedenheitsvariablen (vgl. Tabelle A1 im Anhang).

3 Empirisch-deskriptive Analyse

Tabelle 1 enthält die durchschnittlichen Merkmale der verwendeten Stichprobe. Von den 3 048 in der Stichprobe enthaltenen *abhängig* Erwerbstätigen hatten im Jahre 2001 253 oder 8,3% einen befristeten Arbeitsvertrag inne.⁴ Die deskriptiven Statistiken zeigen zunächst, dass einerseits Männer und Frauen und andererseits Schweizer und Ausländer etwa gleich häufig befristet beschäftigt sind. Ferner wird deutlich, dass jüngere und ledige Personen sowie Personen ohne Kinder relativ oft über einen Zeitarbeitsvertrag verfügen. Auffällig ist, dass fast zwei Drittel aller befristet Beschäftigten ein hohes Ausbildungsniveau aufweisen, während dieser Anteil bei den unbefristet Eingesetzten lediglich knapp 40% beträgt. Mit Zeitarbeitsverträgen ausgestattete Personen finden sich vergleichsweise häufig unter den akademischen Berufen und im oberen Kader sowie im obersten Management (vgl. auch Birchmeier 2002: 10). Nach Regionen aufgeschlüsselt zeigt sich, dass in der Genferseeregion tendenziell mehr Personen nur befristet angestellt werden,⁵ während es sich in der Nordwestschweiz genau umgekehrt verhält.

Befristet Beschäftigte weisen ein deutlich geringeres jährliches Bruttoerwerbseinkommen auf. In Bezug auf den Stundenlohn gibt es hingegen keine signifikanten Unterschiede. Die wöchentliche Arbeitszeit ist bei befristet Beschäftigten zwar um fast 10% geringer, der Anteil der Teilzeitbeschäftigten ist bei dieser Personengruppe jedoch nicht größer als bei auf Dauer Angestellten. Mit sechs Jahren ist die Betriebszugehörigkeitsdauer bei Temporärarbeitskräften zwar kürzer, im internationalen Vergleich jedoch relativ hoch.⁶ Befristet Beschäftigte verfügen über weniger Jahre Berufserfahrung. Dies lässt sich dadurch erklä-

⁴ Bei den befristet Beschäftigten sind Kurzaufenthalter („Saisonniers“) berücksichtigt, Lehrlinge und Auszubildende hingegen nicht. Setzt man die 253 befristet Beschäftigten mit der Gesamtzahl aller Erwerbstätigen – inklusive der Selbständigen – von 4 401 in Beziehung, so resultiert daraus eine Befristungsquote von 5,7%. Da selbständig Erwerbstätige ex definitione nicht befristet beschäftigt sind, wird ihnen die Frage zur Befristung ihrer Tätigkeit im SHP auch nicht gestellt.

⁵ Hierzu mag auch das in Genf praktizierte Modell kantonaler Temporärstellen (Emplois Temporaires Cantonaux (ETC)) beitragen, das Arbeitslosen, welche die maximale Bezugsdauer von Arbeitslosenentschädigung ausgeschöpft haben, einen einjährigen Arbeitseinsatz im öffentlichen Dienst garantiert, mit dem eine neue Rahmenfrist für Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung erworben wird (vgl. Flückiger/Vassiliev 2002: 395).

⁶ Darin spiegelt sich die Tatsache wider, dass es in der Schweiz – im Gegensatz etwa zu Deutschland – keine maximale Dauer der Befristung gibt (vgl. Kapitel 1).

Tabelle 1
Deskriptive Statistiken

	Befristete Beschäftigung		Unbefristete Beschäftigung		t-Statistik
	N	Mittelwert	N	Mittelwert	
<i>Anzahl Personen</i>	253		2795		
<i>Personen- und familienbezogene Charakteristika</i>					
Männlich ^a	253	0,463	2795	0,483	0,616
Alter	253	36,223	2795	41,087	5,913
Verheiratet ^a	253	0,431	2795	0,620	6,536
Kind im Haushalt ^a	253	0,241	2795	0,325	2,731
Niedrige Ausbildung ^a	253	0,103	2795	0,138	1,574
Mittlere Ausbildung ^a	253	0,261	2795	0,468	6,380
Hohe Ausbildung ^a	253	0,636	2795	0,392	7,639
Ausländer ^a	253	0,111	2795	0,127	0,766
<i>Berufe</i>					
Oberstes Management ^a	253	0,024	2795	0,007	2,860
Akademische Berufe und oberes Kader ^a	253	0,269	2795	0,161	4,401
Intermediäre Berufe ^a	253	0,296	2795	0,301	0,158
Qualifizierte nicht-manuelle Berufe ^a	253	0,237	2795	0,288	1,707
Qualifizierte manuelle Berufe ^a	253	0,083	2795	0,079	0,221
Ungelernte Angestellte und Arbeiter ^a	253	0,059	2795	0,097	1,953
<i>Region</i>					
Genferseeregion ^a	253	0,261	2795	0,203	2,164
Mittelland ^a	253	0,249	2795	0,274	0,857
Nordwestschweiz ^a	253	0,091	2795	0,138	2,110
Zürich ^a	253	0,134	2795	0,150	0,679
Ostschweiz ^a	253	0,134	2795	0,108	1,262
Zentralschweiz ^a	253	0,099	2795	0,082	0,930
Tessin ^a	253	0,032	2795	0,044	0,930
<i>Arbeitsplatzbezogene Charakteristika</i>					
Jährliches Bruttoerwerbseinkommen	215	51317,674	2513	71683,924	4,504
Stundenlohn	164	39,241	2245	42,749	1,350
Wöchentliche Normalarbeitszeit	219	32,511	2567	35,859	3,393
Teilzeitarbeit ^a	253	0,296	2795	0,313	0,546
Betriebszugehörigkeitsdauer in Jahren	189	6,079	2549	8,838	4,269
Berufserfahrung in Jahren	172	13,797	2406	17,352	3,887
Arbeitgeberwechsel ^a	253	0,245	2795	0,112	6,208
Weiterbildung ^a	194	0,387	2597	0,409	0,600
<i>Firmen- und Branchen-Charakteristika</i>					
Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeiter ^a	237	0,527	2710	0,478	1,465
Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeiter ^a	237	0,076	2710	0,106	1,468
Firmengröße 100 und mehr Mitarbeiter ^a	237	0,317	2710	0,416	0,567
<i>Branchen</i>					
Land- und Forstwirtschaft; Jagd ^a	253	0,008	2795	0,005	0,610
Verarbeitendes Gewerbe; Industrie ^a	253	0,051	2795	0,129	3,605
Baugewerbe ^a	253	0,032	2795	0,033	0,110
Handel; Reparatur von Automobilen und Gebrauchsgütern ^a	253	0,067	2795	0,117	2,399
Gastgewerbe ^a	253	0,008	2795	0,022	1,463
Verkehr und Nachrichtenübermittlung ^a	253	0,040	2795	0,061	1,356
Kredit- und Versicherungsgewerbe ^a	253	0,012	2795	0,074	3,735
Immobilienwesen; Informatik; Forschung ^a	253	0,079	2795	0,086	0,352
Öffentliche Verwaltung; Landesverteidigung; Sozialversicherung ^a	253	0,056	2795	0,068	0,750
Unterrichtswesen ^a	253	0,178	2795	0,088	4,698
Gesundheits- und Sozialwesen ^a	253	0,095	2795	0,119	1,134
Andere ^a	253	0,075	2795	0,045	2,116
<i>Subjektive Einschätzungen</i>					
Arbeitszufriedenheit	250	7,896	2787	7,850	0,410
Zufriedenheit mit dem Lohn	252	7,028	2792	7,339	2,526
Zufriedenheit mit dem Arbeitsklima	242	8,413	2704	8,527	1,173
Empfundenes Arbeitslosigkeitsrisiko	241	2,328	2747	1,598	4,652

^a Dummy-Variablen

Quelle: OECD 1999, ISSP 1997; eigene Berechnungen

ren, dass sie im Durchschnitt deutlich jünger sind. Außerdem dürfte es sicherlich auch einer der Gründe dafür sein, dass Arbeitgeberwechsel bei befristet Beschäftigten mehr als doppelt so häufig stattfinden.

Befristete Beschäftigung kommt in den verschiedenen Branchen unterschiedlich häufig vor. Seltener zu beobachten ist sie im Verarbeitenden Gewerbe und der Industrie, im Handel- und Reparaturgewerbe sowie im Kredit- und Versicherungsgewerbe. Vergleichsweise viele Befristungen sind hingegen im Unterrichtswesen zu registrieren.⁷ Dagegen unterscheidet sich der Einsatz befristeter Arbeitskräfte nicht zwischen Firmen unterschiedlicher Größe.

Obwohl die *generelle* Arbeitszufriedenheit zwischen beiden Beschäftigtengruppen nicht divergiert, ist bei befristet Angestellten die Zufriedenheit mit dem Lohn etwas geringer. Jedoch ist das empfundene Arbeitslosigkeitsrisiko fast eineinhalb mal so hoch wie bei den auf Dauer Beschäftigten.

4 Die Hauptdeterminanten befristeter Beschäftigung

Die empirisch-deskriptive Analyse hat erste Einblicke in das Ausmaß und die Charakteristika von befristeter Beschäftigung in der Schweiz geliefert. Im Folgenden werden deren Determinanten anhand eines Probit-Modells genauer untersucht (vgl. Greene 1997: 873-874). Als Erklärungsvariablen wurden hierbei Faktoren auf Arbeitnehmer- wie auf Unternehmensseite gewählt, welche die Wahrscheinlichkeit einer befristeten Anstellung beeinflussen können. Bei den Arbeitnehmern stehen sozio-demografische Faktoren im Vordergrund, wie das Geschlecht, das Lebensalter, die Staatszugehörigkeit, das Ausbildungsniveau, der Wohnort und der familiäre Hintergrund. Bei den Unternehmen können die Firmengröße und die Branchenzugehörigkeit das Bedürfnis nach Flexibilität bestimmen. Da Unternehmen befristete Arbeitsverträge zur Bewältigung von Nachfrageschwankungen einsetzen können, ist denkbar, dass die Wahrscheinlichkeit einer befristeten Beschäftigung mit zunehmender Wochenarbeitszeit abnimmt.

Die Regressionen werden getrennt für Männer und Frauen durchgeführt. Tabelle 2 enthält die Marginal-effekte der Schätzung für das Jahr 2001.⁸ Es ist zunächst ersichtlich, dass Männer und Frauen gleichermaßen von befristeten Arbeitsverträgen betroffen sind. Solche Verträge finden sich bei *jüngeren und älteren* Beschäftigten mit einer größeren Wahrscheinlichkeit als bei Personen mittleren Alters. Individuen im Alter von 46 Jahren haben die geringste Wahr-

scheinlichkeit, befristet beschäftigt zu sein. Eine Erklärung für den hohen Anteil befristeter Arbeitsverträge bei jüngeren Beschäftigten (vgl. auch Bronstein 1991: 299, Blanchard/Landier 2002) könnte sein, dass sich diese aufgrund einer höheren Unsicherheit über ihre Karriere- und Wohnortpräferenzen (noch) nicht an eine bestimmte Arbeitsstelle binden wollen (vgl. Booth/Dolado/Frank 2002: 191). Eine weitere Erklärung könnte darin bestehen, dass Firmen Neueinsteigern in den Arbeitsmarkt bzw. jungen Arbeitskräften generell zunächst nur Zeitarbeitsverträge anbieten, um sie on-the-job evaluieren zu können, ohne die höheren Kosten einer festen Anstellung tragen zu müssen (vgl. zu diesem such- bzw. matchingtheoretischen Gedanken bereits Stigler 1961 und 1962, Lippman/McCall 1976, Jovanović 1979). Der hohe Anteil bei den älteren Beschäftigten könnte damit zu erklären sein, dass sie im Vergleich zur mittleren Altersgruppe ein instabileres Erwerbsverhalten aufweisen und Firmen nicht (mehr) bereit sind, in jene betriebs-spezifische Humankapitalinvestitionen zu tätigen. Letzteres wiederum mag ein Grund dafür sein, dass ältere Arbeitnehmer eher immer wieder nur befristete Stellen annehmen (müssen).⁹

Ferner fällt in Tabelle 2 auf, dass Männer und Frauen mit einer *hohen Ausbildung* häufiger befristet beschäftigt sind als Personen mit einem niedrigen Ausbildungsniveau. Führungskräfte, Lehrer und Akademiker verfügen öfter nur über ein temporäres Anstellungsverhältnis (vgl. auch Birchmeier 2002: 10). Verheiratete Männer haben eine geringere Wahrscheinlichkeit, einen befristeten Arbeitsvertrag zu erhalten. Dies könnte dadurch erklärt werden, dass verheiratete Männer aufgrund ihres traditionellen Rollenverständnisses ein stabiles Erwerbseinkommen anstreben und deshalb weniger geneigt sind, eine befristete Anstellung anzunehmen.

Die Ergebnisse zeigen darüber hinaus, dass ein befristeter Arbeitsvertrag bei Männern umso weniger wahrscheinlich ist, je länger die wöchentliche Ar-

⁷ Im Unterschied zu Deutschland (vgl. Henneberger 1997) sind Lehrer und Professoren in der Schweiz nicht auf Lebenszeit beschäftigt.

⁸ Die Marginal-effekte (berechnet in Referenz zu den Stichprobenmittelwerten \mathbf{X}) sind wie folgt definiert: $\delta E[Y|\mathbf{X}]/\delta \mathbf{X} = \phi(\beta' \mathbf{X}) \cdot \beta$, wobei ϕ die standardnormalverteilte Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion ist (vgl. Greene 1997: 876-880).

⁹ Ebenso könnte dieser hohe Anteil damit zusammenhängen, dass ältere Arbeitnehmer bei Verlust ihrer bisherigen Stelle geringere Chancen auf Wiederbeschäftigung haben (vgl. für Deutschland z.B. Grotheer/Struck 2003: 308-309 und 318), was ihre Bereitschaft erhöht, eine befristete Anstellung anzunehmen. Diese These lässt sich aber mit der hier verwendeten Datenbasis nicht belegen, da die Aufnahme der Variable „Arbeitslosigkeit in der Vorperiode“ in die Regressionsgleichung einen statistisch nicht signifikanten Koeffizientwert für diese Variable liefert (vgl. Tabelle 5).

Tabelle 2

Determinanten einer befristeten Beschäftigung – Probit-Modell (Marginaleffekte in %; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Männer	Frauen
Konstante	18,746** (4,596)	14,171* (6,075)	21,138** (6,936)
Männlich ^a	1,554 (0,974)		
Lebensalter (in Jahren)	- 1,296** (0,242)	- 1,076** (0,323)	- 1,472** (0,373)
Lebensalter ²	0,014** (0,003)	0,012** (0,004)	0,016** (0,005)
Ausländerstatus ^a	1,423 (1,480)	2,158 (2,086)	0,252 (1,966)
Niedrige Ausbildung ^a	- 1,431 (1,286)	- 0,892 (1,939)	- 1,208 (1,807)
Hohe Ausbildung ^a	5,496** (1,105)	4,499** (1,362)	7,604** (1,813)
Verheiratetenstatus ^a	- 2,944* (1,187)	- 4,321* (1,918)	- 1,307 (1,509)
Kinder im Haushalt ^a	- 1,168 (1,076)	- 2,057 (1,498)	0,228 (1,604)
Arbeitszeit	- 0,119** (0,033)	- 0,136** (0,051)	- 0,094 (0,048)
Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeitern ^a	- 0,631 (0,918)	- 0,090 (1,242)	- 0,958 (1,311)
Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	- 2,505* (1,057)	- 2,014 (1,405)	- 2,617 (1,552)
Mittelwert der abhängigen Variable	0,076	0,075	0,077
Anzahl Beobachtungen	2689	1335	1354
Log likelihood	- 616,076	- 296,923	- 309,851
Pseudo R ²	0,147	0,164	0,155

Anmerkungen: Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1, falls die Anstellung befristet ist, 0 sonst. In der Schätzung wurden Dummy-Variablen für die verschiedenen Branchen und Regionen verwendet, die hier der Übersichtlichkeit halber nicht wiedergegeben werden. Als Referenzbranche wurde die Öffentliche Verwaltung, als Referenzregion die Genferseeregion gewählt.

^a Dummy-Variablen

^b Pseudo R² von McFadden (1973)

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

beitszeit, d.h. je höher ihr Beschäftigungsgrad ist. Darin könnte sich die Tatsache widerspiegeln, dass befristete Stellen von Unternehmen häufig als Mittel zum Ausgleich von Nachfrage- und Auftragsschwankungen verwendet werden. Befristete Anstellungen sind bei Firmen mittlerer Größe (50 bis 99 Mitarbeiter) weniger oft anzutreffen als bei kleineren Firmen sowie der Referenzgruppe der größeren Firmen (mit 100 und mehr Mitarbeitern).¹⁰

Nach Branchen differenziert weisen das Verarbeiten der Gewerbe und die Industrie, das Handel- und Repa-

raturgewerbe, das Gastgewerbe, die Branche „Verkehr und Nachrichtenübermittlung“, das Kredit- und Versicherungswesen sowie die Branche „Immobili-

¹⁰ Zu ähnlichen Aussagen gelangt eine neuere Studie für Deutschland mit Daten des IAB-Betriebspanels. Sie zeigt, dass vor allem Kleinbetriebe mit bis zu 19 Mitarbeitern Arbeitsverträge überproportional häufig befristeten, aber zugleich tendenziell die höchsten Übernahmequoten dieser Beschäftigtengruppe aufweisen. Offenbar benutzen kleinere Betriebe befristete Einstellungen stärker als Probezeit für Personalrekrutierungen, während mittlere und große Unternehmen sie vor allem als Puffer bei Absatzschwankungen einsetzen (vgl. Alda 2002).

lienwesen; Informatik; Forschung“ signifikant niedrigere Wahrscheinlichkeiten der Befristung von Beschäftigungsverhältnissen auf als die Referenzbranche der „Öffentlichen Verwaltung“. Interessanterweise ist – nachdem für alle anderen Einflussvariablen kontrolliert wird – die Wahrscheinlichkeit befristeter Beschäftigung im Unterrichtswesen nicht signifikant größer als in der Referenzbranche. Dahinter könnte sich die Tatsache verbergen, dass gerade diejenigen sozio-demografischen Faktoren, welche Arbeitskräfte dazu veranlassen, im Unterrichtswesen tätig zu sein, eine befristete Anstellung begünstigen.

5 Befristete Beschäftigung: Brücke oder Falle?

In der wissenschaftlichen Literatur stehen sich bezüglich der Chancen und Probleme befristeter Beschäftigung zwei Hypothesen gegenüber (vgl. z.B. Walwei 1995: 18-20). Einerseits können solche Arbeitsverträge als *Brücke* oder sogar als Sprungbrett in ein dauerhaftes Arbeitsverhältnis angesehen werden (vgl. Schmid 2000). Andererseits ist nicht auszuschließen, dass Personen in diesen Beschäftigungsverhältnissen *gefangen* bleiben (vgl. Morris/Vekker 2001) oder sich sogar lediglich zwischen Arbeitslosigkeit und befristeter Beschäftigung bewegen. Um zu bestimmen, inwieweit diese Thesen zutreffen, kann das Panel des SHP genutzt werden, um die Bewegungen der Erwerbsfähigen zwischen verschiedenen Erwerbszuständen zu analysieren.

Tabelle 3 zeigt die Entwicklung des Status der im SHP erfassten vier Kategorien Erwerbsfähiger zwischen den Jahren 1999 und 2000 (erste Hälfte des Untersuchungszeitraums) sowie zwischen den Jahren 1999 und 2001 (gesamter Untersuchungszeitraum). Man erkennt zunächst, dass die Entwicklung der befristet und unbefristet Beschäftigten unterschiedlich verläuft. Ein Pearson χ^2 -Test verwirft mit einem Wert von 570,59 für die Teilperiode 1999 bis 2000 und mit einem Wert von 393,67 für die Gesamtperiode von 1999 bis 2001 die Nullhypothese deutlich, dass die Entwicklung in den betrachteten Zeiträumen zwischen beiden Gruppen gleich verläuft.

Während ein relativ großer Teil der befristet Beschäftigten – nämlich 14,5% innerhalb eines Jahres und 17,8% innerhalb von zwei Jahren – den Arbeitsmarkt in Richtung Nichterwerbspersonen verlässt, vollziehen nur 7,3% bzw. 9,1% der unbefristet Eingesetzten diese Bewegung.¹¹ Mit χ^2 -Werten von 15,15 bzw. 18,24 sind die Unterschiede in der Bewegung zwischen beiden Gruppen statistisch hoch signifikant. Beim Übergang in die Arbeitslosigkeit besteht mit χ^2 -Werten von 5,02 bzw. 9,54 eine auf dem 5%- bzw. 1%-Niveau statistisch signifikante Differenz zwischen beiden Gruppen. Von den befristet Beschäftigten werden 2,9% innerhalb eines Jahres und 3,7%

¹¹ Nichterwerbspersonen und Arbeitslose bilden zusammen die Gruppe der Nichterwerbstätigen.

Tabelle 3

Beschäftigungsform in den Jahren 1999, 2000 und 2001 (aufgegliedert nach den im SHP erfassten vier Status-Kategorien Erwerbsfähiger)

		Status im Jahr 2000 bzw. 2001								Total
		Befristet beschäftigt		Unbefristet beschäftigt		Nichterwerbsperson				
		2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	
Status im Jahr 1999	Befristet beschäftigt	111 45,9%	87 36,0%	89 36,8%	103 42,6%	7 2,9%	9 3,7%	35 14,5%	43 17,8%	242 100%
	Unbefristet beschäftigt	70 3,5%	73 3,6%	1771 88,1%	1731 86,1%	23 1,1%	24 1,2%	146 7,3%	182 9,1%	2010 100%
	Arbeitslos	5 7,9%	5 7,9%	27 42,9%	36 57,1%	14 22,2%	5 7,9%	17 27,0%	17 27,0%	63 100%
	Nichterwerbsperson	59 3,8%	90 5,8%	134 8,7%	143 9,3%	9 0,6%	17 1,1%	1341 86,9%	1293 83,8%	1543 100%
	Total	245 6,4%	255 6,6%	2021 52,4%	2013 52,2%	53 1,4%	55 1,4%	1539 39,9%	1535 39,8%	3858 100%

Quelle: SHP 1999, 2000 und 2001; eigene Berechnungen.

innerhalb von zwei Jahren arbeitslos, von den unbefristet Angestellten nur 1,1% bzw. 1,2%.¹²

Aus Tabelle 3 wird aber ebenfalls deutlich, dass sich von den im Jahr 1999 befristet Beschäftigten bereits 36,8% im Jahr 2000 und sogar 42,6% im Jahr 2001 in einem Dauerarbeitsverhältnis befinden. Dieses Ergebnis steht im Kontrast z.B. zur Situation in Deutschland oder Spanien. In beiden Ländern verharrt ein höherer Anteil der befristet Beschäftigten in diesem Status. Gleichzeitig ist der Anteil der temporär Eingesetzten, die anschließend arbeitslos werden, weit höher als in der Schweiz (vgl. OECD 2002: 161-163, Alda 2002, Alba-Ramírez 1998: 701-707, Amuedo-Dorantes 2000: 314).

Außerdem nehmen von den 1 543 Nichterwerbspersonen aus dem Jahr 1999 3,8% (8,7%) innerhalb eines Jahres ein befristetes (unbefristetes) Arbeitsverhältnis auf, binnen zweier Jahre sogar 5,8% (9,3%). Damit nimmt rund ein Drittel aller Nichterwerbspersonen, die in den schweizerischen Arbeitsmarkt eintreten, ihre Erwerbstätigkeit über einen befristeten Arbeitsvertrag auf. Bei den Arbeitslosen, die eine Stelle finden, beläuft sich dieser Anteil hingegen nur auf rund ein Sechstel (fünf von 32 Personen). Da Nichterwerbspersonen keine Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung erhalten, werden sie vermutlich eher als Arbeitslose geneigt sein, auch einen zunächst nur befristeten Arbeitsvertrag anzunehmen.

Es stellt sich die Frage, ob befristet Beschäftigte, welche in ein Dauerarbeitsverhältnis übertreten, vom Betrieb übernommen werden oder den Arbeitgeber wechseln (müssen). Tabelle 4 zeigt den Anteil der Beschäftigten, die sich im Jahr 2000 bzw. 2001 beim selben Arbeitgeber wie im Jahr 1999 befunden haben, aufgegliedert nach deren Vertragsstatus. Rund 80% der 1999 befristet Beschäftigten, die 2000 bzw. 2001 unbefristet beschäftigt sind, befinden sich immer noch im selben Betrieb. Somit erhält ein Großteil der befristet Beschäftigten, welche in eine Dauerbeschäftigung wechseln, eine feste Anstellung *beim selben Arbeitgeber*. Abzulesen aus Tabelle 4 ist ebenfalls, dass Statuswechsler – von befristeter Beschäftigung in Dauerbeschäftigung oder umgekehrt – in beiden Fällen mit einer Quote von etwa 80% weniger oft beim selben Arbeitgeber bleiben als dies bei Arbeitnehmern der Fall ist, deren Vertragsstatus sich nicht ändert. Bei letzteren beträgt die entsprechende Quote rund 90%. Statuswechsler bleiben also seltener beim selben Arbeitgeber, während Arbeitskräfte, deren Vertragsstatus sich nicht ändert, eine größere Betriebsbindung aufweisen.

Aus Tabelle 3 wurde ersichtlich, dass befristet Beschäftigte ein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko aufwei-

Tabelle 4

Anteil der Arbeitnehmer, die sich im Jahr 2000 bzw. 2001 beim selben Arbeitgeber befinden wie im Jahr 1999, aufgegliedert nach deren Vertragsstatus

		Status im Jahr 2000 bzw. 2001			
		Befristet beschäftigt		Unbefristet beschäftigt	
		2000	2001	2000	2001
Status im Jahr 1999	Befristet beschäftigt	89,2%	83,9%	82,0%	80,6%
	Unbefristet beschäftigt	80,0%	76,7%	91,9%	91,6%

Quelle: SHP 1999, 2000 und 2001; eigene Berechnungen.

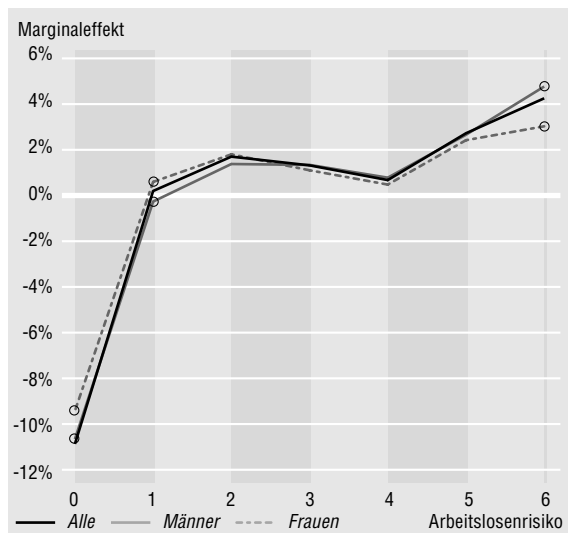
sen als auf Dauer Angestellte (vgl. z.B. ebenfalls Beard/Edwards 1998, Pearce 1998). Ob dieses höhere Risiko von den Betroffenen auch *empfunden* wird, kann mittels folgender im SHP enthaltenen Frage ermittelt werden: „Wie beurteilen Sie das Risiko, dass Sie persönlich in den nächsten 12 Monaten arbeitslos werden?“ Diese subjektive Einschätzung wird mit Werten zwischen 0 („kein Risiko“) und 10 („sicher ein Risiko“) gemessen. Um den Einfluss der befristeten Beschäftigung auf das empfundene Arbeitslosigkeitsrisiko zu bestimmen, wird ein ordered Probit-Modell geschätzt (vgl. Greene 1997: 927-929). Neben den bereits in Kapitel 4 verwendeten Erklärungsvariablen wird hierbei eine Dummy-Variable eingesetzt, welche den Wert 1 annimmt, falls die betreffende Arbeitskraft befristet beschäftigt ist. Aufgrund der Tatsache, dass in den obersten Risikokategorien nur sehr wenige Beobachtungen vorliegen, werden die Kategorien 6 bis 10 zu einer zusammengefasst. Die Regressionen werden wiederum getrennt für Männer und Frauen geschätzt.

Die Schätzung zeigt, dass Männer und Ausländer das Arbeitslosigkeitsrisiko höher,¹³ Personen mit einem geringen Ausbildungsniveau, solche mit einem hohen Lohn und diejenigen, die in kleinen Betrieben (mit weniger als 50 Mitarbeitern) tätig sind, dieses geringer einschätzen, als es bei den jeweiligen Vergleichs-

¹² Dieses Ergebnis ist mit einer Untersuchung für Deutschland kompatibel (vgl. Gieseke/Groß 2002).

¹³ Bestimmte Ausländerkategorien (z.B. Kurzaufenthalter) erfüllen eine Pufferfunktion am schweizerischen Arbeitsmarkt (vgl. Golder 1999).

Abbildung 1
**Befristete Beschäftigung und empfundenes
 Arbeitslosigkeitsrisiko**



Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

gruppen der Fall ist. Vor allem Letzteres könnte damit zusammenhängen, dass große Unternehmen in Branchen wie den Banken und Versicherungen, der Chemischen Industrie oder dem Telekommunikationssektor in den letzten Jahren zum Teil erhebliche Umstrukturierungen vorgenommen haben.

Die Marginaleffekte der Variablen „Befristete Beschäftigung“ aus dieser Schätzung für die einzelnen Risikokategorien werden in Abbildung 1 wiedergegeben. Hierbei sind die auf dem 5%-Niveau signifikanten Marginaleffekte mit einem Kreis markiert. Die Wahrscheinlichkeit, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko als sehr gering (Bewertung mit „0“) eingeschätzt wird, ist bei befristet Beschäftigten deutlich geringer als bei den anderen Arbeitnehmern. Umgekehrt ist die Wahrscheinlichkeit, dass dieses Risiko als sehr hoch (zusammengefasste Kategorie „6 und mehr“) empfunden wird, bei befristet Beschäftigten höher als bei den unbefristet Eingesetzten. Diese Effekte sind für Männer und Frauen gleichermaßen evident.¹⁴ Damit wird das höhere faktische Arbeitslosigkeitsrisiko der befristet Beschäftigten von diesen auch als solches wahrgenommen.

Aus Tabelle 3 wurde gleichfalls ersichtlich, dass ein relativ hoher Anteil der befristet Beschäftigten über mehrere Jahre hinweg in diesem Status verbleibt. Es stellt sich die Frage, ob dies auf zeitinvariante Ausprägungen der in Kapitel 4 untersuchten Einflussvariablen zurückzuführen ist, oder ob eine befristete Beschäftigung in der Vergangenheit *selbst* die Wahrscheinlichkeit einer befristeten Beschäftigung in der

Gegenwart erhöht. Ein ähnlicher Effekt wäre in Bezug auf den Einfluss einer Arbeitslosigkeit in der Vergangenheit denkbar. Deshalb werden im Probit-Modell die beiden Variablen „Arbeitslosigkeit in der Vorperiode“ und „Befristete Beschäftigung in der Vorperiode“ als zusätzliche Regressoren aufgenommen (vgl. Tabelle 5).

Die Ergebnisse in Tabelle 5 signalisieren, dass Männer (Frauen), die in der Vorperiode befristet angestellt waren, eine um ein Drittel (ein Fünftel) höhere Wahrscheinlichkeit haben, auch in der laufenden Periode befristet beschäftigt zu sein.¹⁵ Dies deutet auf eine gewisse *Persistenz* befristeter Beschäftigung hin. Hingegen hat eine Arbeitslosigkeit im Vorjahr keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person mit einem Zeitarbeitsvertrag angestellt wird.¹⁶ Befristet Beschäftigte stammen also *nicht* überproportional häufig aus dem Pool der Arbeitslosen.¹⁷

6 Befristete Beschäftigung und Lohnhöhe

Prinzipiell kann das Innehaben eines befristeten Arbeitsvertrages zwei Effekte auf den Lohn haben:

– Zum einen ist es möglich, dass befristete Anstellungen vor allem unter den Mitgliedern der Randbelegschaften weit verbreitet sind. Aufgrund hoher Fluktuationsraten gelingt es diesen marginalen Anbietergruppen nicht, betriebspezifisches Humankapital zu akkumulieren (vgl. zur Humankapitaltheorie grundlegend Becker 1993, Mincer 1974, Schultz 1961). Folglich werden ihnen nur *unterdurchschnittliche* Löhne bezahlt, wie dies z.B. von der Segmentierungstheorie (vgl. grundlegend Kerr 1954, Doeringer/Piore 1971, Sengenberger 1987) prognostiziert wird. Alternative Begründungen für geringere Löhne bei befristet Beschäftigten finden sich im Rahmen

¹⁴ Eine neuere Studie bestätigt für Belgien, die Niederlande und Schweden, dass das subjektiv empfundene Arbeitslosigkeitsrisiko für befristet Beschäftigte höher ist als für auf Dauer Angestellte (vgl. de Witte/Näswall 2003: 165-166).

¹⁵ Dieses Resultat deckt sich mit einer Untersuchung für Deutschland basierend auf Daten des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP) (vgl. Gieseke/Groß 2002).

¹⁶ Dieses Ergebnis steht in gewissem Kontrast zu Studien für Deutschland (vgl. z.B. Gieseke/Groß 2002 oder Vogel 2003). Dies lässt sich nicht zuletzt mit der besseren arbeitsmarkt- und beschäftigungspolitischen Performance der Schweiz im Vergleich zu Deutschland erklären (vgl. Henneberger 2004).

¹⁷ Die Schätzergebnisse für die Koeffizienten der anderen Einflussvariablen sind sehr robust; sie decken sich weitestgehend mit denjenigen aus Tabelle 2. Im Übrigen ist jetzt die Arbeitszeitvariable auch für die Gruppe der Frauen signifikant.

Tabelle 5

Einfluss von befristeter Beschäftigung und Arbeitslosigkeit in der Vorperiode auf die Wahrscheinlichkeit in der Gegenwartsperiode befristet beschäftigt zu sein – Probit-Modell (Marginaleffekte in %; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Männer	Frauen
Konstante	12,389** (4,350)	7,102 (5,765)	16,212* (6,475)
Männlich ^a	1,820 (0,937)		
Lebensalter (in Jahren)	- 1,043** (0,229)	- 0,797** (0,305)	- 1,221** (0,350)
Lebensalter ²	0,012** (0,003)	0,009** (0,004)	0,013** (0,004)
Ausländerstatus ^a	0,970 (1,385)	0,632 (1,793)	0,552 (1,925)
Niedrige Ausbildung ^a	- 0,784 (1,306)	- 0,281 (2,036)	- 0,779 (1,731)
Hohe Ausbildung ^a	4,817** (1,059)	4,119** (1,313)	7,636** (2,713)
Verheiratetenstatus ^a	- 2,460* (1,139)	- 3,841* (1,879)	- 1,037 (1,421)
Kinder im Haushalt ^a	- 0,656 (1,050)	- 1,518 (1,465)	0,569 (1,545)
Arbeitszeit	- 0,109** (0,031)	- 0,111* (0,048)	- 0,097* (0,045)
Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeitern ^a	- 1,188 (0,880)	- 0,401 (1,190)	- 1,770 (1,275)
Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	- 2,445** (0,952)	- 1,377 (1,447)	- 2,800 (1,267)
Arbeitslosigkeit in der Vorperiode ^a	5,018 (4,929)	12,183 (11,230)	- 0,279 (4,025)
Befristete Beschäftigung in der Vorperiode ^a	24,939** (3,985)	33,938** (7,432)	19,957** (4,619)
Mittelwert der abhängigen Variable	0,075	0,074	0,076
Anzahl Beobachtungen	2654	1316	1338
Log likelihood	- 554,897	- 262,240	- 281,669
Pseudo R ²	0,215	0,243	0,219

Anmerkungen: Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1, falls die Anstellung befristet ist, 0 sonst. In der Schätzung wurden Dummy-Variablen für die verschiedenen Branchen und Regionen verwendet, die hier der Übersichtlichkeit halber nicht wiedergegeben werden. Als Referenzbranche wurde die Öffentliche Verwaltung, als Referenzregion die Genferseeregion gewählt.

^a Dummy-Variablen

^b Pseudo R² von McFadden (1973)

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: SHP 2000 und 2001; eigene Berechnungen.

der Sortiertheorie (vgl. z.B. Loh 1994, Wang/Weiss 1998) und auch beim adverse selection-Ansatz der Effizienzlohntheorie (vgl. z.B. Malcomson 1981, Weiss 1980). Betrachten Unternehmen – wie die Ergebnisse in Kapitel 5 nahe legen – einen zunächst befristeten Arbeitsvertrag als Probezeit, so werden sie während der befristeten Beschäftigung verhältnismä-

ßig niedrige Löhne zahlen, erfolgreichen Arbeitnehmern beim Übergang in eine Festanstellung dann aber einen (sichtbaren) Lohnaufschlag offerieren. Zudem orientieren sich Arbeitnehmervertreter an den Interessen des längerfristig im selben Betrieb beschäftigten Medianwählers und werden deshalb eher bereit sein, Verträge zu akzeptieren, die für befristete

Stellen relativ niedrige Löhne vorsehen (vgl. Booth/Frank 1996).

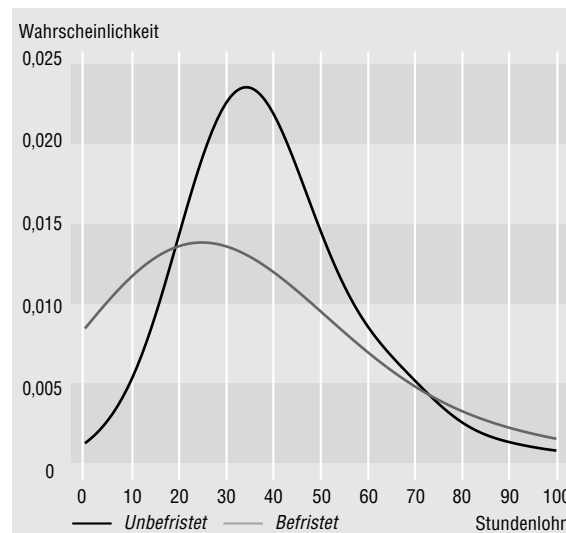
– Zum anderen präferieren (risikoaverse) Arbeitnehmer üblicherweise unbefristete Arbeitsverträge.¹⁸ Im Falle der Befristung tragen sie sowohl ein (Weiter-) Beschäftigungs- als auch ein Lohnrisiko. Die Übernahme dieser Risiken könnte mit der Auszahlung einer Prämie verbunden sein. Die geringere Arbeitsplatzstabilität von befristet Beschäftigten würde somit durch einen *höheren* Lohn kompensiert (sog. „compensating wage differential“; vgl. bereits Smith 1976). Da im Übrigen – wie von der Humankapitaltheorie prognostiziert – die Produktivität und damit die Entlohnung einer Arbeitskraft positiv mit den Investitionen in allgemeines Arbeitsvermögen korreliert sein sollte, könnten hoch qualifizierte Arbeitnehmer wechselnde befristete Anstellungen einer Festanstellung vorziehen. Dies dürfte z.B. für Computerspezialisten der Fall sein, die befristete Betätigungen als eine Form der Selbständigkeit ansehen, woraus sich wiederum überdurchschnittliche Löhne ableiten ließen.

Empirisch zeigt sich, dass in einer Reihe von Ländern befristet Beschäftigte sichtbar *weniger* verdienen (vgl. OECD 2002: 131 und 143-144). Eine Studie für die USA stellt fest, dass temporär Eingesetzte einen Lohnabschlag von 4,8% bis 15,6% hinnehmen müssen (vgl. Morris/Vekker 2001: 380; ähnlich Wiens-Tuers/Hill 2001: 310). Eine Untersuchung für Großbritannien zeigt, dass der Lohnunterschied zwischen auf Dauer angelegten und befristeten Beschäftigungen für Männer 16% bis 78% beträgt. Für Frauen wird eine negative Lohndifferenz von 46% für Gelegenheits- und Saisonarbeiterinnen und von 13% für Arbeitnehmerinnen mit Werkvertrag festgestellt. Auch nach Korrektur für unterschiedliche Humankapitalausstattungen verbleibt ein Lohnunterschied zwischen 16% und 17% bei den Männern und zwischen 13% und 14% bei den Frauen (vgl. Booth/Francesconi/Frank 2002: 194, 197-198). Qualitativ vergleichbare Ergebnisse ermittelt eine neuere Studie für Westdeutschland (vgl. Hagen 2002).

6.1 Querschnittsanalyse

Wie in Kapitel 3 dokumentiert, ist der Stundenlohn der befristet Beschäftigten in der Schweiz mit durchschnittlich 39,24 Franken etwas geringer als derjenige der anderen Arbeitnehmer, bei denen er 42,75 Franken beträgt, wobei die Lohndifferenz zwischen beiden Gruppen – im Unterschied etwa zu Großbritannien oder Deutschland – nicht signifikant ist. Abbildung 2 zeigt die Verteilung des Stundenlohns für befristet und unbefristet Beschäftigte im Jahr 2001.

Abbildung 2
Verteilung des Stundenlohns für befristet und unbefristet Beschäftigte



Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

Vergleichsweise mehr befristet Beschäftigte befinden sich im unteren Einkommensbereich. Die Variabilität des Stundenlohns ist bei dieser Gruppe höher als bei den unbefristet Beschäftigten.

Das Nichtvorhandensein eines signifikanten Lohnunterschieds zwischen beiden Gruppen impliziert jedoch nicht, dass in der Schweiz die Beschäftigungsform keinen Einfluss auf die Löhne hat. Befristet Beschäftigte verfügen im Durchschnitt zwar über ein höheres Ausbildungsniveau, gleichzeitig aber auch über weniger Jahre Berufserfahrung und eine kürzere Betriebszugehörigkeitsdauer als andere Arbeitnehmer. Ein Einfluss der Beschäftigungsform auf den Lohn könnte sich durchaus hinter dieser unterschiedlichen *Ausstattung mit Humankapital* verbergen.

Um zu überprüfen, ob bzw. inwiefern dies der Fall ist, werden im Folgenden Lohnfunktionen geschätzt, welche die Art der Beschäftigung – befristet oder un-

¹⁸ Als Ausnahmen können z.B. Schüler, Studenten oder Neueinsteiger in den Arbeitsmarkt angesehen werden, die lediglich temporäre Arbeitsverhältnisse anstreben oder diese nutzen, um Erfahrungen vor allem über die nicht-pekuniären Eigenschaften ihres Arbeitsplatzes zu sammeln und ihr diesbezügliches Informationsdefizit zu verringern (vgl. zur Unterscheidung zwischen Erfahrungs- und Inspektionsgütern Nelson 1970). Ebenso können befristete Arbeitsstellen Frauen mit Kindern eine größere Flexibilität bieten als auf Dauer angelegte Arbeitsplätze (vgl. Morris/Vekker 2001, Laird/Williams 1996: 677) oder Personen in spezialisierten Berufen (Computerfachleute, Übersetzer, Dolmetscher) erlauben, Kontakte zu möglichst vielen (potenziellen) Arbeitgebern herzustellen (vgl. Bronstein 1991: 299-300).

befristet – als erklärende Variable enthalten. Diese Lohnfunktionen haben die Form

$$\ln(W_i) = \alpha + \beta \mathbf{X}_i + \varepsilon_i,$$

wobei $i = 1, \dots, N$ die Individuen bezeichnen. Die Schätzung erfolgt mittels OLS. Die abhängige Variable $\ln(W)$ ist der Logarithmus des Stundenlohns. Letzterer ist wie folgt definiert:

$$W = \frac{\text{Brutto-Jahreserwerbseinkommen}}{\text{wöchentl. Normalarbeitszeit} \times (52 - \text{jährl. Ferienwochen})}$$

Hierbei stellt α das Absolutglied dar, β ist ein Vektor von zu schätzenden Koeffizienten, und ε ist der stochastische Fehlerterm. \mathbf{X} ist ein Vektor von Erklärungsvariablen, der neben den klassischen Humankapitalvariablen (Ausbildung, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer) das Geschlecht und die Staatsangehörigkeit der Arbeitskräfte sowie die Größe und die Branchenzugehörigkeit der einzelnen Firmen beinhaltet. Aufgenommen werden zusätzlich eine Dummy-Variable, die den Einfluss des Beschäftigungsstatus (befristet oder unbefristet) misst, und ein Interaktionsterm, der bestimmt, ob sich der Einfluss der Vertragsform auf den Lohn zwischen den beiden Geschlechtern unterscheidet.

Um die möglicherweise unterschiedlichen Auswirkungen der Beschäftigungsform auf Männer und Frauen zu analysieren, werden geschlechtsspezifische Lohnfunktionen geschätzt. Aufgrund der Tatsache, dass 41% der erwerbsfähigen Frauen nicht erwerbstätig sind und die erwerbstätigen Frauen keine zufällige Auswahl aller erwerbsfähigen Frauen darstellen, ergibt sich bei dieser Gruppe ein Stichprobenauswahlfehler. Die Koeffizienten der Lohnfunktion wären bei einer einfachen OLS-Regression somit verzerrt. Deshalb wird in unserer Analyse eine Selektionskorrektur nach dem Heckman'schen Zweischrittverfahren durchgeführt (vgl. Heckman 1979).¹⁹

Die Ergebnisse dieser Lohnfunktionen werden in Tabelle 6 wiedergegeben. Sie zeigen zunächst, dass die üblicherweise verwendeten Humankapitalvariablen – Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeitsdauer und Ausbildung – den erwarteten Einfluss auf die Löhne aufweisen. Außerdem zahlen größere Unternehmen (100 und mehr Mitarbeiter) sichtbar höhere Löhne als kleinere. Zudem erzielen Männer um 10,5% höhere Löhne als Frauen. Ausländische Arbeitskräfte erhalten ähnlich hohe Löhne wie solche mit Schweizer Pass.

In Bezug auf den Einfluss der Variable „Befristete Beschäftigung“ fällt auf, dass bei der Gruppe der

Frauen – und nur bei dieser – eine signifikante, *negative* Lohndifferenz in Höhe von gut 21% vorliegt. Dieses Ergebnis ergibt sich sowohl für die Schätzung der Lohnfunktion mit als auch für diejenige ohne Selektionskorrektur. Der relative Lohnabschlag für befristet eingesetzte Frauen unterstützt auf den ersten Blick die Hypothese, dass diese eher Teil der Randbelegschaft sind und lohnmäßig diskriminiert werden. Wie der Interaktionsterm „Männlich x Befristete Beschäftigung“ in der Schätzung für alle Personen zeigt, kann jedoch die Nullhypothese, dass sich der Einfluss der Vertragsform auf den Lohn zwischen Männern und Frauen nicht unterscheidet, nicht verworfen werden.

6.2 Panel-Analyse

Bei der Schätzung von Lohnfunktionen können die Ergebnisse bekanntlich durch das Vorhandensein von unbeobachtbarer individueller Heterogenität verzerrt sein. Ein negativer Koeffizient der Variable „Befristete Beschäftigung“ in der Schätzung kann demnach zweierlei bedeuten:

- Er kann die Tatsache widerspiegeln, dass ein befristetes Beschäftigungsverhältnis mit geringeren Löhnen verbunden ist.
- Genauso ist aber denkbar, dass gerade diejenigen Arbeitnehmer befristete Arbeitsverträge innehaben, die nach Berücksichtigung ihrer unterschiedlichen Humankapitalausstattung auf dem Arbeitsmarkt *unabhängig von der Beschäftigungsform* einen niedrigen Lohn erzielen würden.

Aufgrund der Querschnitts-Lohnfunktion kann zwischen beiden Erklärungen nicht diskriminiert werden. Dies kann aber mittels einer Panelbetrachtung erfolgen. Dazu wird angenommen, dass der Lohn eines Individuums i nicht nur von der Beschäftigungsform (der Dummy-Variablen *Befristete Beschäftigung* (BB)) und den beobachtbaren Humankapitalvariablen \mathbf{X} , sondern auch von individuellen unbeobachtbaren Eigenschaften α_i abhängt:

$$\ln(W_{it}) = \alpha_i + \beta \mathbf{X}_{it} + \gamma BB_{it} + \delta d_{2001} + \varepsilon_{it},$$

wobei d_{2001} eine Jahresdummy für 2001 darstellt, welche das allgemeine Lohnwachstum zwischen

¹⁹ Es lässt sich zeigen, dass das hier dargestellte sog. Heckman'sche Verfahren zu heteroskedastischen Störtermen führt (vgl. Greene 1997: 980-981). In der vorliegenden Studie wird diesem Problem mittels einer „White-Korrektur“ der Varianz-Kovarianz-Matrix Rechnung getragen (vgl. White 1980).

1999 und 2001 auffängt (diese Variable nimmt im Jahr 2001 somit den Wert 1 an, im Jahr 1999 den Wert 0). Mithin können die Löhne in den beiden betrachteten Perioden wie folgt bestimmt werden:

$$\ln(W_{i2}) = \alpha_i + \beta X_{i2} + \gamma BB_{i2} + \delta + \varepsilon_{i2},$$

$$\ln(W_{i1}) = \alpha_i + \beta X_{i1} + \gamma BB_{i1} + \varepsilon_{i1},$$

Tabelle 6

Schätzung von geschlechtsspezifischen Lohnfunktionen (Querschnittsanalyse; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Frauen	Frauen mit Selektivitäts- korrektur	Männer
Konstante	3,405** (0,043)	3,474** (0,064)	3,368** (0,077)	3,393** (0,058)
Männlich ^a	0,105** (0,022)	–	–	–
Berufserfahrung in Jahren	0,022** (0,003)	0,017** (0,005)	0,017** (0,005)	0,030** (0,004)
Berufserfahrung ² x10 ⁻²	– 0,035** (0,007)	– 0,032** (0,012)	– 0,033** (0,012)	– 0,045** (0,008)
Betriebszugehörigkeitsdauer in Jahren	0,013** (0,004)	0,016* (0,007)	0,017** (0,007)	0,009* (0,004)
Betriebszugehörigkeitsdauer ² x10 ⁻²	– 0,034** (0,011)	– 0,036 (0,023)	– 0,038 (0,023)	– 0,026* (0,012)
Ausländerstatus ^a	– 0,049 (0,029)	– 0,025 (0,047)	– 0,093 (0,055)	– 0,061 (0,036)
Niedrige Ausbildung ^a	– 0,159** (0,032)	– 0,130** (0,044)	– 0,122** (0,044)	– 0,217** (0,050)
Hohe Ausbildung ^a	0,235** (0,021)	0,176** (0,035)	0,120** (0,042)	0,271** (0,025)
Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeitern ^a	– 0,144** (0,021)	– 0,133** (0,033)	– 0,128** (0,033)	– 0,149** (0,027)
Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	– 0,072** (0,032)	– 0,032 (0,052)	– 0,032 (0,052)	– 0,090* (0,038)
Selektionskorrekturvariable (IMR) ^b	–	–	– 3,471** (1,434)	–
Männlich x Befristete Beschäftigung ^a	0,088 (0,084)	–	–	–
Befristete Beschäftigung ^a	– 0,199** (0,061)	– 0,219** (0,068)	– 0,214** (0,068)	– 0,090 (0,053)
Mittelwert der abhängigen Variable	3,668	3,556	3,556	3,774
Anzahl Beobachtungen	2005	980	980	1025
Adj. R ²	0,286	0,195	0,200	0,335

Anmerkungen: Die abhängige Variable ist der logarithmierte Stundenlohn. Überdies beinhalten die Regressionen Dummy-Variablen für die verschiedenen Branchen und Regionen, die hier der Übersichtlichkeit halber nicht wiedergegeben werden. Als Referenzbranche wurde die Öffentliche Verwaltung, als Referenzregion die Genferseeregion gewählt.

^a Dummy-Variablen

^b Die Selektionskorrekturvariable (Inverse Mill's Ratio (IMR)) wurde mit einem Probit-Modell berechnet, das folgende Variablen beinhaltet: Ausländer, niedrige Ausbildung, hohe Ausbildung, Kinder im Haushalt, Verheiratetenstatus, sowie Dummy-Variablen für die Regionen. Die Variablen „Kinder im Haushalt“ und „Verheiratetenstatus“ werden nicht zur Bestimmung des Lohns eingesetzt und garantieren somit die Identifikation des Heckman-Schätzers.

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

Tabelle 7

Schätzung von Lohnfunktionen mit Differenzen (Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Frauen	Männer
Konstante	- 0,059 (0,171)	- 0,009 (0,256)	- 0,289 (0,229)
Berufserfahrung in Jahren	0,090 (0,087)	0,060 (0,130)	0,216 (0,117)
Berufserfahrung ² x10 ⁻²	- 0,068* (0,029)	- 0,059 (0,059)	- 0,091** (0,033)
Betriebszugehörigkeitsdauer in Jahren	0,017* (0,007)	0,005 (0,014)	0,021** (0,007)
Betriebszugehörigkeitsdauer ² x10 ⁻²	- 0,054* (0,026)	0,018 (0,076)	- 0,071** (0,026)
Niedrige Ausbildung ^a	- 0,370* (0,157)	- 0,031 (0,286)	- 0,804** (0,185)
Hohe Ausbildung ^a	- 0,108 (0,094)	- 0,238 (0,203)	0,009 (0,096)
Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeitern ^a	- 0,092** (0,031)	- 0,139** (0,053)	- 0,057 (0,035)
Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	- 0,008 (0,041)	0,006 (0,068)	- 0,036 (0,048)
Befristete Anstellung ^a	- 0,063 (0,049)	- 0,025 (0,084)	- 0,094 (0,057)
Mittelwert der abhängigen Variable	0,082	0,091	0,074
Anzahl Beobachtungen	1404	660	744
Adj. R ²	0,019	0,006	0,054

Anmerkung: Die abhängige Variable ist die Differenz des logarithmierten Stundenlohns zwischen den Jahren 2001 und 1999.

^a Dummy-Variablen

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: SHP 1999, 2000 und 2001; eigene Berechnungen.

Die Differenz der beiden Gleichungen führt zur „first-difference“-Gleichung

$$\ln(W_{i2}/W_{i1}) = \beta(\mathbf{X}_{i2} - \mathbf{X}_{i1}) + \gamma(BB_{i2} - BB_{i1}) + \delta + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1}),$$

aus der die unbeobachtbare individuelle Heterogenität α_i verschwunden ist. Das Modell bringt nun die individuelle Lohnentwicklung $\ln(W_{i2}/W_{i1})$ mit der Veränderung der verschiedenen Humankapitalvariablen und der Beschäftigungsform in Verbindung. Der Koeffizient γ zeigt, inwieweit eine Veränderung beim Status „Befristete Beschäftigung“ einen Einfluss auf die Veränderung des Stundenlohns hat. Ein negativer Koeffizientenwert würde bedeuten, dass sich die Aufnahme einer befristeten Anstellung negativ auf die Lohnentwicklung auswirkt.

Tabelle 7 fasst die Ergebnisse der Schätzung der Lohnfunktionen mit Differenzen zusammen.²⁰ Es

wird deutlich, dass für die Gruppe der Frauen nur eine Variable überhaupt statistisch signifikant ist: Beim Wechsel in ein Kleinunternehmen im Beobachtungszeitraum mussten sie eine Lohneinbuße hinnehmen. Bei der Gruppe der Männer sind die Humankapitalvariablen Betriebszugehörigkeitsdauer und quadrierte Berufserfahrung signifikant.²¹ Zudem konnten Männer, die ihr niedriges Ausbildungsniveau angehoben haben, im Zeitvergleich Lohnzuwächse reali-

²⁰ Bei der Schätzung der Lohnfunktionen mit Differenzen können Personen, für die Beobachtungen in einem der beiden Jahre nicht zur Verfügung stehen, nicht berücksichtigt werden. Damit entfallen insgesamt 601 Beobachtungen, 320 bei den Frauen und 281 bei den Männern.

²¹ Hinter diesen beiden Variablen verbirgt sich die mit steigender Berufserfahrung bzw. zunehmender Betriebszugehörigkeitsdauer (mit abnehmenden Zuwachsraten) steigende Senioritätsentlohnung (vgl. hierzu grundlegend Lazear 1979 und 1981).

sieren. Das wohl wichtigste Ergebnis in Tabelle 7 besteht darin, dass eine *Veränderung in der Beschäftigungsform*, welche in der Variable „Befristete Beschäftigung“ enthalten ist, in allen drei Regressionen *keinen* signifikanten Einfluss auf die Lohnentwicklung ausübt.²²

7 Befristete Beschäftigung und Arbeitszufriedenheit

Aus den Analysen in den Kapiteln 5 und 6 wurde deutlich, dass das empfundene wie faktische Arbeitslosigkeitsrisiko bei befristet Beschäftigten höher und die Entlohnung niedriger ausfallen als bei auf Dauer Beschäftigten. Falls Arbeitsplatzsicherheit und Entlohnung wichtige Eigenschaften von Arbeitsplätzen darstellen, ist wahrscheinlich, dass befristet Beschäftigte diesbezüglich eine geringere Arbeitszufriedenheit aufweisen als Festangestellte. Ebenfalls denkbar ist, dass andere Aspekte der Arbeit für wichtig erachtet werden, wie z.B. die intrinsische Motivation oder die Stressbelastung, die mit den geleisteten Arbeitsstunden oder der Beziehung zum Vorgesetzten korrelieren kann. Damit müssen die Aussagen von fest und befristet Beschäftigten in Bezug auf den Grad der Arbeitszufriedenheit nicht unbedingt voneinander abweichen.

Trotz Mess- und Interpretationsproblemen ist der Informationsgehalt von Daten zur Arbeitszufriedenheit groß (vgl. Clark/Georgellis/Sanfe 1998 und Clark 2001). So stellt die gegenwärtige Arbeitszufriedenheit einen wichtigen Vorlaufindikator für zukünftige Stellenwechsel dar und ermöglicht bessere Prognosen für freiwillige Kündigungen als traditionelle ökonomische Variablen wie z.B. der Lohn (vgl. Henneberger/Sousa-Poza 2002: 223-226). Zudem besteht eine hohe Korrelation zwischen der Arbeitszufriedenheit und der Arbeitsleistung einerseits wie auch der Arbeitsproduktivität andererseits (vgl. Clark 1996).

Eine auf Basis der ersten sieben Wellen des Britischen Haushaltspanels (BHP) durchgeführte Untersuchung belegt, dass befristet Beschäftigte geringere Werte an Arbeitszufriedenheit aufweisen als Festangestellte. Vor allem in Bezug auf Beförderungsaussichten und Beschäftigungssicherheit weichen die Ergebnisse für beide Gruppen stark ab (vgl. Booth/ Francesconi/ Frank 2002: 196-197). Eine Fallstudie, der Aussagen von 50 britischen Firmen zugrunde liegen, stellt eine abnehmende Präferenz der Arbeitnehmer für zeitlich befristete Verträge fest, da sie nur eine geringe (Betriebs-)Bindung ermöglichen und negativ auf die Motivation der Arbeitskräfte wirken (vgl. Purcell/Hogarth/Simm 1999). Eine Studie für Belgien, die Niederlande, Italien und Schweden kommt hingegen

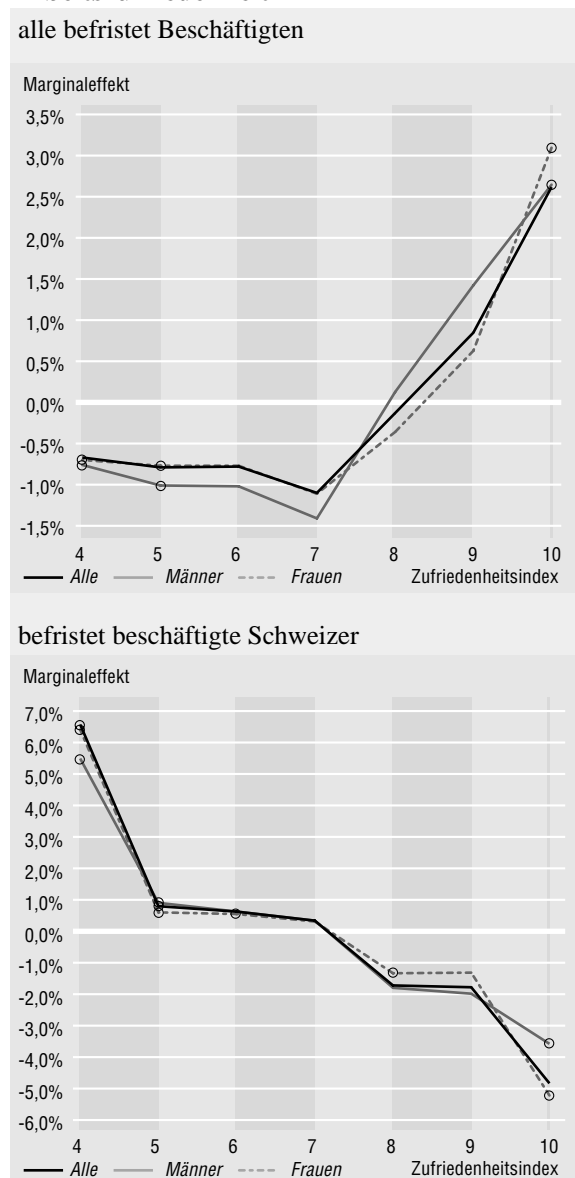
zum Ergebnis, dass befristet Beschäftigte weder Einbußen bei der Arbeitszufriedenheit hinnehmen müssen noch bei ihnen eine geringere Betriebsbindung nachzuweisen ist (vgl. de Witte/Näswall 2003).

Das SHP enthält sowohl Daten zur allgemeinen Arbeitszufriedenheit als auch zu ihrem wichtigen Teilaspekt der Zufriedenheit mit dem *Lohn*. Da die Zufriedenheit mit Werten zwischen 0 („gar nicht zufrieden“) und 10 („ganz zufrieden“) gemessen wird, werden ordered Probit-Modelle geschätzt, um den Einfluss der befristeten Beschäftigung auf die Arbeitszufriedenheit zu eruieren. Aufgrund der Tatsache, dass in den untersten Zufriedenheitskategorien nur sehr wenige Beobachtungen vorliegen, werden die Kategorien 0 bis 4 zu einer zusammengefasst. Die Regressionen werden wiederum getrennt für Männer und Frauen durchgeführt. Verwendet werden die folgenden sozio-demografischen Einflussvariablen und Firmencharakteristika: Männlich, Lebensalter, Lebensalter quadriert, Ausländerstatus, niedrige Ausbildung, hohe Ausbildung, Verheiratenstatus, Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeitern sowie Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeitern. Hinzu kommen arbeitsplatzbezogene Charakteristika wie der Stundenlohn (ln) und die Arbeitszeit, die üblicherweise einen Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit ausüben, sowie die Dummy-Variable „Befristete Beschäftigung“.

Die Marginaleffekte der Variablen „Befristete Beschäftigung“ für die *generelle* Arbeitszufriedenheit werden in Abbildung 3 (obere Grafik) wiedergegeben. Hierbei sind die auf dem 5%-Niveau signifikanten Marginaleffekte mit einem Kreis gekennzeichnet. Im Falle der gemeinsamen Betrachtung von Männern und Frauen zeigen die Ergebnisse, dass befristet Beschäftigte mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit mit ihrer Arbeitsstelle generell unzufrieden sind – also einen Zufriedenheitsindexwert zwischen 0 und 5 aufweisen. Gleichzeitig steigt bei einer befristeten Tätigkeit die Wahrscheinlichkeit, dass Arbeitnehmer mit ihrer Beschäftigung generell sehr zufrieden sind, wie sich am positiven Marginaleffekt für einen Zufriedenheitsindexwert von 10 ablesen lässt. Beide Effekte sind für beide Geschlechter statistisch signifikant. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu den oben erwähnten Studien für Großbritannien (vgl. Booth/Francesconi/Frank 2002: 196-197).

²² Die Tatsache, dass die Regressionen keinen signifikanten Einfluss der Veränderung der meisten Variablen auf die Lohnentwicklung ermitteln, dürfte darauf zurückzuführen sein, dass bei diesen binnen zwei Jahren nur geringe Veränderungen erfolgen. Dies trifft aber in Bezug auf die Variable befristete Beschäftigung *nicht* zu: Wie in Kapitel 5 gezeigt, finden selbst innerhalb eines Jahres sehr starke Bewegungen in Richtung befristete Beschäftigung und aus dieser heraus statt.

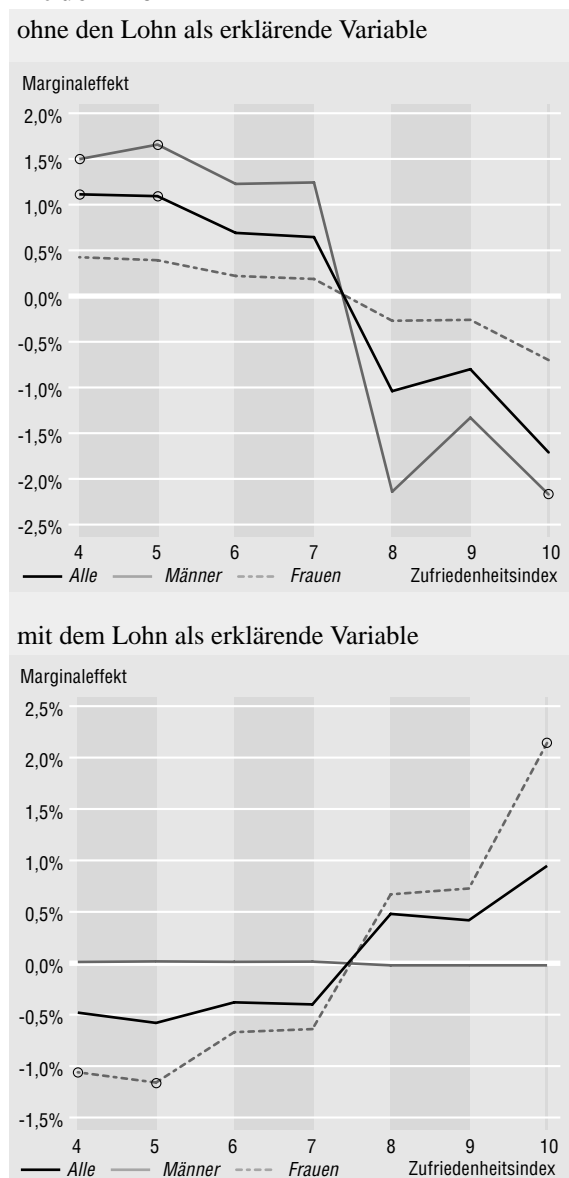
Abbildung 3
Befristete Beschäftigung und (generelle) Arbeitszufriedenheit



Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

Eine mögliche Erklärung hierfür könnte sein, dass sich unter den befristet beschäftigten Ausländern relativ viele Personen befinden, für die eine Beschäftigung in der Schweiz einen Wert an sich darstellt und diese deshalb selbst mit einer „nur“ befristeten Stelle sehr zufrieden sind. Obwohl die vorhandenen Daten eine direkte Überprüfung dieser Hypothese nicht erlauben, liefern sie dennoch ein starkes Indiz dafür: Schätzt man nämlich die ordered Probit-Modelle mit einem Interaktionsterm „Ausländer x Befristete Beschäftigung“, so zeigt sich, dass befristet beschäftigte Schweizer mit einer höheren (geringeren) Wahr-

Abbildung 4
Befristete Beschäftigung und Zufriedenheit mit dem Lohn



Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

scheinlichkeit mit ihrer Stelle unzufrieden (zufrieden) sind als auf Dauer Angestellte (vgl. Abbildung 3, untere Grafik).

Wie aufgrund der Ergebnisse von Kapitel 6 erwartet werden konnte, zeigt die Zufriedenheit mit dem Lohn ein anderes Bild. Wird das Modell zunächst ohne den Stundenlohn als Einflussvariable geschätzt (vgl. Abbildung 4, obere Grafik), zeigt sich, dass befristet Beschäftigte mit einer höheren Wahrscheinlichkeit mit ihrem Lohn unzufrieden sind. Zugleich sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass diese Gruppe von Arbeit-

nehmern mit ihrem Lohn sehr zufrieden ist. Indessen sind diese Effekte einzig für die Gruppe der Männer zu beobachten. Bei Frauen scheint eine befristete Anstellung die Zufriedenheit mit dem Lohn nicht zu beeinflussen.

Wird für den Lohn selbst – als Determinante für die Zufriedenheit mit dem Lohn – kontrolliert (vgl. Abbildung 4, untere Grafik), so ist erwartungsgemäß kein Unterschied in der Zufriedenheit mit dem Lohn zwischen befristet und unbefristet beschäftigten Männern mehr erkennbar. Befristet beschäftigte Frauen neigen hingegen dazu, eine höhere Zufriedenheit mit ihrem Lohn aufzuweisen als andere Arbeitnehmerinnen. Dies impliziert, dass bei den Männern nur der Lohn und bei den Frauen – neben dem Lohn – die Beschäftigungsform die Zufriedenheit mit dem Lohn beeinflusst, mithin die Arbeitszufriedenheit der Männer stärker vom Lohn abhängt (vgl. hierzu ebenfalls Clark 1997, Sousa-Poza/Sousa-Poza 2000).

8 Befristete Beschäftigung und berufliche Weiterbildung

Gemäß der Humankapitaltheorie determiniert das individuelle Arbeitsvermögen die Produktivität und somit den Lohn der Beschäftigten. Während allgemeines Humankapital für verschiedene Betriebe von Nutzen ist und zwischen diesen transferiert werden kann, erhöht betriebsspezifisches Humankapital die Produktivität der Arbeitskräfte hauptsächlich in dem Betrieb, in dem es erworben wird. Gehören befristet Eingestellte nur vorübergehend dem Betrieb an, lohnt es sich weder für sie noch für den Arbeitgeber, in *betriebspezifisches* Humankapital zu investieren. In diesem Fall müssten befristet Beschäftigte eine geringere Wahrscheinlichkeit als Festangestellte aufweisen, an (arbeitsgeberfinanzierten) Weiterbildungen teilzunehmen. Damit werden sie insgesamt weniger betriebsspezifisches Humankapital auf sich vereinigen und kaum innerbetriebliche Aufstiegschancen erhalten (vgl. Farber 1997 und 1999, Arulampalam/ Booth 1998).

Andererseits könnte die befristete Anstellung auch als Einarbeitungszeit aufgefasst werden, so dass sie sogar häufiger an internen Schulungen teilnehmen würden als Festangestellte. Darüber hinaus ist nicht ausgeschlossen, dass temporär Beschäftigte *von sich aus* in ihre berufliche Weiterbildung außerhalb eines konkreten Arbeitsverhältnisses investieren. In diesem Falle müssen sie nicht notwendigerweise eine geringere Zahl an Weiterbildungskursen besuchen. Es werden sich lediglich die Anteile zwischen internen und externen, arbeitgeber- und arbeitnehmerfinanzierten beruflichen Weiterbildungen ändern.

Eine Studie für Großbritannien zeigt, dass befristet Angestellte im Vergleich zu Festangestellten mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit in den Genuss von on-the-job-training kommen. Die Wahrscheinlichkeit, am Arbeitsplatz geschult zu werden, ist für befristet beschäftigte Männer um 12% und für Männer, die auf einer Saison- oder Gelegenheitsstelle arbeiten, um 20% geringer als dies bei auf Dauer Angestellten der Fall ist. Frauen mit einem zeitlich befristeten Arbeitsvertrag haben eine um 7% und jene in Saison- bzw. Gelegenheitsarbeit eine um 15% geringere Wahrscheinlichkeit, an Weiterbildungsmaßnahmen teilzunehmen, als ihre unbefristet angestellten Kolleginnen (vgl. Booth/Francesconi/Frank 2002: 196). Eine neuere Untersuchung anhand des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP) bestätigt für Deutschland, dass befristet Beschäftigte über eine 9% geringere Wahrscheinlichkeit verfügen, sich beruflich weiterzubilden bzw. weitergebildet zu werden (vgl. Wilkens/Leber 2003: 335).

Das SHP enthält folgende Frage zur beruflichen Weiterbildung: „Haben Sie einen oder mehrere Weiterbildungskurse gemacht aus beruflichen Gründen?“ Da sowohl die soziodemografischen Merkmale der Arbeitnehmer, die Firmeneigenschaften als insbesondere auch die Humankapitalausstattung der Arbeitnehmer die Wahrscheinlichkeit beeinflussen können, an Weiterbildungen teilzunehmen, werden diese in den Regressionen berücksichtigt.

Sieht man sich die anhand eines Probit-Modells ermittelten Determinanten der beruflichen Weiterbildung an (vgl. Tabelle 8), so erkennt man, dass sich vor allem die Arbeitnehmer mit einer hohen Ausbildung weiterbilden. Berufliche Weiterbildung ist umso wahrscheinlicher, je länger die wöchentliche Arbeitszeit ist und sie findet in kleinen Betrieben (mit weniger als 50 Mitarbeitern) seltener statt. Ausländische Frauen und verheiratete Männer bilden sich weniger oft beruflich weiter.

Hingegen besteht *kein* Zusammenhang zwischen dem Vertragsstatus und der Wahrscheinlichkeit, an beruflicher Weiterbildung teilzunehmen.²³ Dies kann einerseits dadurch erklärt werden, dass Arbeitgeber offensichtlich nicht zwischen diesen verschiedenen

²³ Um die Robustheit dieses Ergebnis zu überprüfen, wurden alternative Spezifikationen des Modells geschätzt. Sowohl eine Regression, in der neben dem Vertragsstatus ausschließlich die soziodemografischen Variablen (Männlich, Lebensalter, Ausbildungsniveau, Verheiratenstatus, Kinder im Haushalt) verwendet werden, als auch eine Regression, in der zusätzlich die arbeitsplatzbezogenen Variablen Arbeitszeit, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer sowie die Firmengröße aufgenommen werden, kommen zum gleichen Ergebnis.

Tabelle 8

Determinanten der beruflichen Weiterbildung – Probit-Modell (Marginaleffekte in %; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Männer	Frauen
Konstante	73,784** (19,383)	- 55,540 (29,505)	- 98,511** (26,766)
Männlich ^a	- 4,236 (2,951)	-	-
Lebensalter (in Jahren)	0,735 (0,979)	2,408* (1,529)	3,327* (1,334)
Lebensalter ²	- 0,027* (0,012)	- 0,007 (0,018)	- 0,038* (0,016)
Berufserfahrung	0,345 (0,441)	0,742 (0,687)	0,359 (0,625)
Berufserfahrung ²	- 0,010 (0,010)	- 0,018 (0,015)	- 0,006 (0,015)
Betriebszugehörigkeitsdauer	0,648 (0,448)	0,747 (0,579)	1,318 (0,760)
Betriebszugehörigkeitsdauer ²	- 0,014 (0,014)	- 0,009 (0,017)	- 0,058* (0,027)
Ausländerstatus ^a	- 7,925* (3,465)	- 4,634 (4,927)	- 10,704* (5,088)
Niedrige Ausbildung ^a	- 9,051* (3,821)	- 3,689 (7,020)	- 12,239** (4,641)
Hohe Ausbildung ^a	14,728** (2,560)	17,915** (3,481)	11,990** (3,912)
Verheiratetenstatus ^a	- 3,221 (2,784)	- 9,419* (4,425)	- 0,243 (3,823)
Kinder im Haushalt ^a	1,643 (2,882)	7,062 (4,194)	- 1,471 (4,302)
Arbeitszeit	0,409** (0,113)	0,490* (0,202)	0,457** (0,154)
Firmengröße zwischen 1 und 49 Mitarbeitern ^a	- 10,086** (2,512)	- 12,905** (3,515)	- 7,445* (3,646)
Firmengröße zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	- 5,944 (3,712)	- 9,667 (4,942)	- 2,365 (5,655)
Befristet Beschäftigt ^a	- 4,009 (5,004)	- 5,074 (7,086)	- 2,451 (7,309)
Mittelwert der abhängigen Variable	0,424	0,428	0,421
Anzahl Beobachtungen	2100	1078	1022
Log likelihood	- 1306,598	- 659,398	- 629,802
Pseudo R ²	0,087	0,104	0,094

Anmerkungen: Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1, falls der betreffende Arbeitnehmer an einer beruflichen Weiterbildung teilgenommen hat, 0 sonst. In der Schätzung wurden Dummy-Variablen für die verschiedenen Branchen und Regionen verwendet, die hier der Übersichtlichkeit halber nicht wiedergegeben werden. Als Referenzbranche wurde die Öffentliche Verwaltung, als Referenzregion die Genferseeregion gewählt.

^a Dummy-Variablen

^b Pseudo R² von McFadden (1973)

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: SHP 2001; eigene Berechnungen.

Beschäftigtengruppen bezüglich der Finanzierung der Weiterbildungsmaßnahmen diskriminieren. Für diese Sichtweise spricht die Tatsache, dass die Betriebszugehörigkeitsdauer befristet Angestellter immerhin mehr als sechs Jahre beträgt (vgl. Tabelle 1). Andererseits ist ebenfalls denkbar, dass befristet Beschäftigte von sich aus – stärker als unbefristet Beschäftigte – in ihre berufliche Weiterbildung investieren.²⁴

9 Ein internationaler Vergleich

In Kapitel 4 konnte gezeigt werden, dass jüngere und ältere sowie hoch qualifizierte Personen eher befristet beschäftigt sind. Daneben besteht ein inverser Zusammenhang zwischen der wöchentlichen Arbeitszeit und der Wahrscheinlichkeit einer befristeten Anstellung. Es stellt sich die Frage, ob die Schweiz in diesem Kontext einen Sonderfall darstellt, oder ob auch in anderen Ländern ähnliche individuelle Einflussfaktoren identifiziert werden können.

Eine solche Analyse der Determinanten befristeter Beschäftigung ermöglicht es, ihre Struktur *innerhalb* der einzelnen Länder zu beschreiben. Sie erlaubt jedoch keine Aussage darüber, warum der Anteil befristeter Beschäftigungsverhältnisse *zwischen* den Ländern divergiert. Hierbei ist zu erwarten, dass die institutionellen Eigenschaften der einzelnen Länder die Attraktivität befristeter Arbeitsverträge und somit deren Verbreitung beeinflussen. In der wissenschaftlichen Literatur ist z.B. die These zu finden, dass eine stärkere Regulierung des Arbeitsmarktes Unternehmen verstärkt zur Befristung von Beschäftigung greifen lässt (vgl. z.B. Booth/Dolado/Frank 2002). Im Folgenden sollen sowohl die Struktur als auch die Einflussfaktoren für das Niveau befristeter Beschäftigung im internationalen Kontext genauer untersucht werden.

9.1 Datenbasis: Das International Social Survey Programme (ISSP)

Um das Ausmaß und die Einflussfaktoren befristeter Beschäftigung im internationalen Vergleich zu bestimmen, beziehen wir uns auf Daten aus dem International Social Survey Programme (ISSP) des Jahres 1997. Die Angaben werden jährlich in den einzelnen Ländern von unabhängigen Institutionen ermittelt, wobei die Themenschwerpunkte von Jahr zu Jahr variieren und die Themenabfolge etwa alle fünf Jahre rolliert. Das Spezialthema der Erhebung aus dem Jahr 1997 ist „Work Orientations“. Darin enthalten sind u.a. Fragen zu Präferenzen bezüglich Arbeitszeit und Freizeit sowie zur Arbeitszufriedenheit. Außerdem enthält der Datensatz zahlreiche sozio-ökonomische und sozio-demografische Variablen.

Analysiert wird eine repräsentative Stichprobe von über 18 000 Voll- und Teilzeitbeschäftigten in den folgenden 25 Ländern: Bangladesch, Bulgarien, Kanada, Zypern, Tschechische Republik, Dänemark, Frankreich, Deutschland, Großbritannien, Ungarn, Israel, Italien, Japan, Niederlande, Neuseeland, Norwegen, Philippinen, Polen, Portugal, Russland, Slowenien, Spanien, Schweden, Schweiz und die Vereinigten Staaten.

Die genaue Frage zur Befristung des Beschäftigungsverhältnisses lautet:

„Which of the following describes your job situation?

[1] It is a job with no written contract

[2] It is a fixed-term job lasting less than 12 months

[3] It is a fixed-term job lasting for one year or more

[4] It is a job with no set time limit“

9.2 Empirisch-deskriptive Analyse

Sieht man sich zunächst den Anteil befristet Beschäftigter an der gesamten Erwerbsbevölkerung für die einzelnen Länder an (vgl. Abbildung 5), so stellt man fest, dass sich die Schweiz im unteren Drittel der betrachteten Länder befindet. Mit einem Anteil von 11,7% liegt dieser um 5,5 Prozentpunkte unter dem Durchschnitt aller Länder von 17,2%. Einen besonders hohen Anteil an Befristung weisen neben Bangladesch (50,6%), Japan (31,3%), Spanien (26,1%), Bulgarien (24,6%), Kanada (24,4%), die Niederlande (22,3%) und Neuseeland (21,6%) auf, einen eher geringen insbesondere Schweden (9,1%) und Italien (9,3%).

9.3 Die Hauptdeterminanten befristeter Beschäftigung

Tabelle 9 enthält die Determinanten einer befristeten Beschäftigung für die 19 Länder,²⁵ für die im ISSP Daten – für die gleichen oder ähnliche Regressoren wie in Kapitel 4 verwendet – vorliegen.²⁶ Die ersten drei Spalten zeigen die Ergebnisse von *gepoolten* Probit-Analysen für alle Länder. Hierbei wird mittels

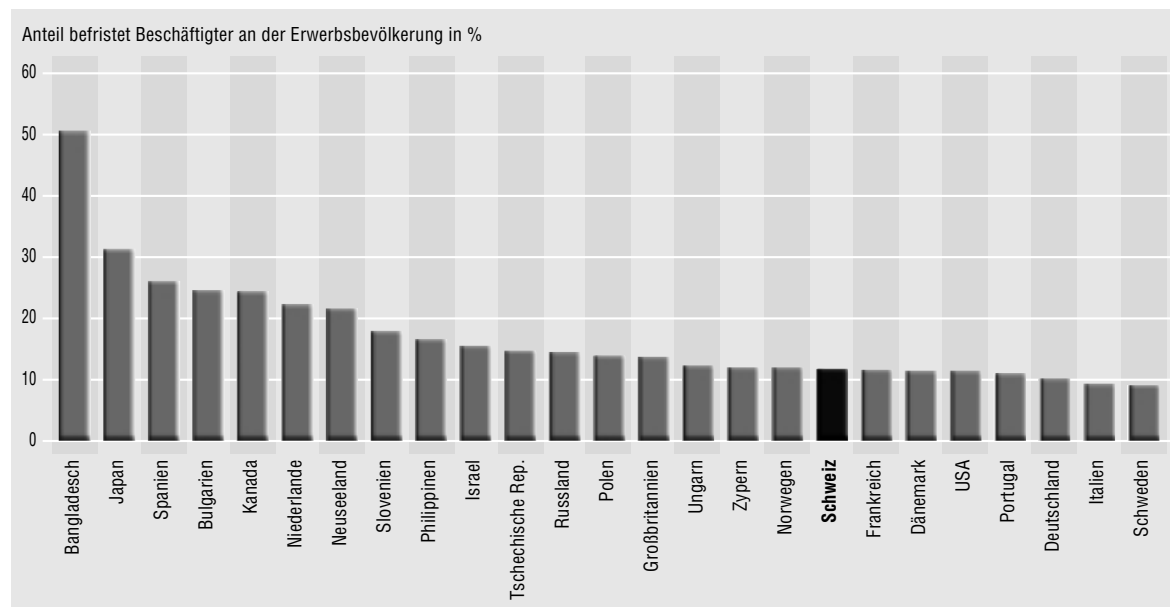
²⁴ Die Daten des SHP erlauben keine empirische Überprüfung beider Hypothesen.

²⁵ Ausgeschlossen aus der Analyse wurden mussten Bangladesch, Frankreich, Großbritannien, Israel, Neuseeland und Slowenien.

²⁶ Im ISSP sind keine Informationen über die Firmengröße vorhanden. Außerdem wird die Variable „Ausbildung“ nicht mit dem höchsten erworbenen (Schul- oder Berufs-)Abschluss, sondern mit der absolvierten Anzahl an Jahren schulischer bzw. beruflicher Ausbildung gemessen.

Abbildung 5

Anteil befristeter Beschäftigung im Internationalen Vergleich – ISSP 1997



Quelle: ISSP 1997; eigene Berechnungen.

fixed effects für länderspezifische Niveaueffekte kontrolliert. Die Resultate decken sich weitgehend mit den für die Schweiz sowohl auf Basis der SHP-Daten (vgl. Tabelle 2) als auch aufgrund der ISSP-Daten (vgl. die vierte Spalte in Tabelle 9) ermittelten: Befristete Beschäftigung ist häufiger bei jüngeren und älteren Erwerbstätigen anzutreffen, sie ist bei hoch ausgebildeten Arbeitnehmern verbreiteter und hängt negativ mit der wöchentlichen Arbeitszeit zusammen.

Um herauszufinden, ob bzw. inwieweit diese Zusammenhänge auch in den einzelnen 19 Ländern beobachtet werden können, werden für alle Nationen *getrennte* Regressionen durchgeführt. Die drei letzten Spalten von Tabelle 9 zeigen die Anzahl Länder, für welche die Koeffizientenwerte der jeweiligen Regressoren auf dem 5%-Niveau positiv, negativ oder nicht signifikant von Null verschieden sind.

Obwohl nicht zuletzt aufgrund der zum Teil geringen Fallzahl pro Land die Einflussvariablen einiger Länder nicht statistisch abgesichert sind, decken sich die Ergebnisse grosso modo mit denjenigen für die Schweiz sowie mit denjenigen der gepoolten Regressionen für alle 19 Länder: In sechs Ländern besteht ein signifikanter u-förmiger Zusammenhang zwischen dem Lebensalter der Erwerbstätigen und der Wahrscheinlichkeit einer befristeten Anstellung. In acht Ländern werden hoch Qualifizierte überzufällig häufig befristet beschäftigt. Allerdings steigt nur in

fünf Ländern die Wahrscheinlichkeit, befristet beschäftigt zu sein, je geringer die wöchentliche Arbeitszeit ist, in einem Land sinkt sie sogar. Insgesamt können die für die Schweiz ermittelten Ergebnisse somit als robust und mit den Erkenntnissen aus anderen Ländern kompatibel bezeichnet werden.

9.4 Kündigungsschutzregelungen, Arbeitslosigkeit und befristete Beschäftigung

Wie in Kapitel 1 bereits erwähnt, scheint der Anteil befristeter Beschäftigungsverhältnisse in Ländern mit einem ausgeprägten Kündigungsschutz in den letzten Jahren besonders stark zugenommen zu haben. Der Grad an Kündigungsschutz ist jedoch in vielen Ländern für befristete und unbefristete Arbeitsverträge unterschiedlich hoch. Richtet sich die Entscheidung der Unternehmen, befristet oder unbefristet einzustellen, nach den Kündigungs- bzw. Fluktuationskosten, so müsste der Anteil befristeter Beschäftigungsverhältnisse in den einzelnen Ländern positiv von einem strengeren Kündigungsschutz für unbefristete Verträge und negativ vom Kündigungsschutz für befristete Verträge abhängen. Eine für die EU-Länder durchgeführte Studie bestätigt aber nur den zuerst genannten Zusammenhang (vgl. Booth/Dolado/Frank 2002: 184-186). Insgesamt kann die empirische Korrelation zwischen dem Grad an Kündigungsschutz und der Verbreitung befristeter Arbeits-

Tabelle 9

Determinanten einer befristeten Beschäftigung – Probit-Modell (Marginaleffekte in %; Standardabweichung in Klammern)

	Alle Länder			Schweiz	Anzahl Länder mit		
	Länder ungewichtet	Länder gleich gewichtet	Länder nach der Erwerbsbevölkerung gewichtet		+	0	-
Konstante	7,902* (3,947)	0,429 (4,303)	- 6,969 (5,421)	41,367** (8,997)	-	-	-
Männlich ^a	0,449 (0,633)	0,723 (0,647)	3,236** (0,655)	2,851 (1,672)	2	16	1
Lebensalter (in Jahren)	- 1,840** (0,213)	- 1,466** (0,223)	- 1,611** (0,221)	- 3,632** (0,495)		13	6
Lebensalter ²	0,019** (0,003)	0,015** (0,003)	0,018** (0,003)	0,042** (0,007)	6	13	
Ausbildungsjahre	0,760** (0,089)	0,692** (0,092)	0,882** (0,105)	1,600** (0,269)	8	11	
Verheiratetenstatus ^a	- 0,899 (0,747)	- 0,640 (0,776)	0,513* (0,755)	- 1,154 (1,890)	1	18	
Kinder im Haushalt ^a	0,141 (0,695)	- 0,515 (0,712)	- 1,734 (0,721)	2,830 (1,986)	1	18	
Arbeitszeit	- 0,094** (0,026)	- 0,094** (0,027)	- 0,016 (0,026)	- 0,219** (0,061)	1	13	5
Mittelwert abhängige Variable	0,144	0,144	0,144	0,102		-	
Anzahl Beobachtungen	12904	12904	12904	1440		-	
Log likelihood	- 4978,777	- 5177,461	- 5292,599	- 419,490		-	
Pseudo R ²	0,064	0,063	0,056	0,116		-	

Anmerkungen: Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1, falls die Anstellung befristet ist, 0 sonst. In den gepoolten Regressionen für alle 19 Länder wurde anhand von Dummy-Variablen für länderspezifische Niveaueffekte kontrolliert. Als Referenzland wurde die Schweiz gewählt.

^a Dummy-Variablen

^b Pseudo R² von McFadden (1973)

*** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: ISSP 1997; eigene Berechnungen.

verträge beim gegenwärtigen Stand der Forschung als nicht sehr robust bezeichnet werden (vgl. auch OECD 2001).

Neben den Kündigungsschutzregelungen (KSR) kann auch die *Arbeitslosenquote* einen Einfluss auf die Verbreitung befristeter Beschäftigungsverhältnisse haben: Eine hohe Arbeitslosenquote schwächt in der Tendenz die Verhandlungsposition der Arbeitnehmer und veranlasst sie, befristete Anstellungen eher anzunehmen. Ferner können sich sowohl KSR als auch Arbeitslosigkeit auf die Verbreitung befristeter Arbeitsverträge mit unterschiedlicher Dauer (weniger oder länger als ein Jahr befristet) verschieden auswirken. Hierbei ist zu erwarten, dass die Effekte

umso stärker sichtbar sind, je kürzer die Laufzeit des befristeten Arbeitsvertrages ist.

Tabelle 10 zeigt die OECD-Maße der KSR (Skalierung von 0 bis 6, wobei ein höherer Indexwert strengere Kündigungsvorschriften bedeutet) für unbefristete und befristete Arbeitsverträge,²⁷ die Arbeitslo-

²⁷ Der KSR-Index für befristete Arbeitsverträge basiert auf drei Indikatoren: (1) die prinzipielle Zulässigkeit von befristeten Verträgen, d.h., ob befristete Anstellungen nur in begründeten (Ausnahme-)Fällen (z.B. bei saisonalen Arbeiten) zugelassen sind und ob sie einer besonderen sachlichen Rechtfertigung bedürfen; (2) die maximale Anzahl wiederholter Befristungen, d.h. ob bzw. inwieweit sog. Kettenbefristungen ohne weiteres möglich sind; und (3) die Beschränkung der maximalen Dauer der Befristung.

Tabelle 10

Kündigungsschutzregelungen, Arbeitslosenquote und Dauer befristeter Beschäftigungsverhältnisse in 18 OECD-Ländern

Land	KSR für befristete Verträge	KSR für andere Verträge	Arbeitslosen- quote	Anteil befristete Beschäfti- gung insgesamt	Befristete Beschäfti- gung kürzer als 12 Monate	Befristete Beschäfti- gung länger als 12 Monate
Dänemark	1,3	1,6	5,5	11,4	5,0	6,4
Deutschland	1,8	2,8	10,0	10,2	2,3	7,9
Frankreich	4,0	2,3	12,4	11,6	5,8	5,8
Großbritannien	0,0	0,8	7,0	13,7	2,7	11,0
Italien	4,3	2,8	12,1	9,3	2,7	6,6
Japan	1,5	2,7	11,2	31,3	4,6	26,7
Kanada	0,0	0,9	8,7	24,4	7,5	16,9
Neuseeland	0,3	1,7	6,7	21,6	3,1	18,5
Niederlande	0,8	3,1	5,2	22,3	4,3	18,0
Norwegen	3,3	2,4	4,1	12,0	6,4	5,6
Polen	1,0	2,2	8,7	13,9	6,3	7,6
Portugal	2,3	4,3	6,8	11,0	5,8	5,2
Schweden	1,8	2,8	9,9	9,1	5,5	3,6
Schweiz	1,3	1,2	3,0	11,7	2,3	9,4
Spanien	3,0	2,6	20,2	26,1	13,8	12,3
Tschechische Republik	0,5	2,8	10,0	14,7	6,6	8,1
Ungarn	0,8	2,1	4,9	12,3	5,4	6,9
USA	0,0	0,2	5,2	11,4	4,7	6,7

Quelle: OECD 1999, ISSP 1997.

senquote sowie die Anteile befristeter Beschäftigungsverhältnisse an der Gesamtbeschäftigung (insgesamt und nach der Laufzeit desaggregiert).

Tabelle 11 enthält die Korrelationsmatrix zwischen den betrachteten Variablen. Es fällt auf, dass in denjenigen Ländern, in denen der Kündigungsschutz für im Prinzip auf Dauer angelegte Beschäftigungsverhältnisse ausgeprägter ist, auch im Bereich befristeter Arbeitsverhältnisse ein höherer Regulierungsgrad festzustellen ist. Außerdem korreliert der Anteil der befristeten Beschäftigungsverhältnisse, die weniger als zwölf Monate dauern, stark positiv mit der Arbeitslosenquote in dem jeweiligen Land.

Um größere Gewissheit über den letztgenannten Zusammenhang zu erzielen, wird der Anteil befristeter Beschäftigung in den einzelnen Ländern auf die KSR und die Arbeitslosenquote regressiert. Die Ergebnisse in Tabelle 12 zeigen, dass aufgrund der geringen Fallzahl die KSR weder für dauerhafte noch für befristete

Beschäftigungsverhältnisse einen signifikanten Einfluss auf den Anteil befristeter Beschäftigungen haben, wobei die Vorzeichen den vermuteten Zusammenhang reflektieren. Hingegen besteht erwartungsgemäß eine signifikant positive Korrelation zwischen der Arbeitslosenquote und der Verbreitung befristeter Beschäftigungsverhältnisse, dies allerdings nur für Arbeitsverträge mit einer Laufzeit von weniger als einem Jahr.

10 Schlussfolgerungen

Das Ziel der vorliegenden Studie ist es, erstmals für den schweizerischen Arbeitsmarkt umfassende Informationen über den Umfang, die Verbreitung und die Determinanten befristeter Arbeitsverhältnisse zu erzielen und eine ökonomische Bewertung dieser Beschäftigungsform im Vergleich zu unbefristeten Arbeitsverträgen vorzunehmen. Hierbei zeigt sich, dass befristete Beschäftigung bei hoch qualifizierten Ar-

Tabelle 11
Korrelationsmatrix

	KSR für befristete Verträge	KSR für andere Verträge	Arbeitslosen- quote	Anteil befristete Beschäfti- gung insgesamt	Befristete Beschäfti- gung kürzer als 12 Monate	Befristete Beschäfti- gung länger als 12 Monate
KSR für befristete Verträge	1,000					
KSR für andere Verträge	0,523*	1,000				
Arbeitslosen- quote	0,463	0,306	1,000			
Anteil befristete Beschäftigung insgesamt	- 0,236	- 0,008	0,357	1,000		
Befristete Beschäftigung kürzer als 12 Monate	0,196	0,164	0,616**	0,395	1,000	
Befristete Beschäftigung länger als 12 Monate	- 0,342	- 0,080	0,119	0,916**	- 0,007	1,000

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: OECD 1999, ISSP 1997; eigene Berechnungen.

Tabelle 12
Determinanten einer befristeten Beschäftigung – OLS-Länderregressionen (Standardabweichungen in Klammern)

	Alle befristeten Beschäftigungen	Befristete Beschäftigung kürzer als 12 Monate	Befristete Beschäftigung länger als 12 Monate
Konstante	10,148* (4,161)	1,835 (1,605)	8,313 (4,148)
KSR – befristete Anstellungen	- 2,761 (1,349)	- 0,247 (0,520)	- 2,515 (1,345)
KSR – unbefristete Anstellungen	0,724 (1,724)	0,067 (0,665)	0,657 (1,718)
Arbeitslosenquote	0,951* (0,401)	0,436* (0,154)	0,516 (0,399)
N	18	18	18
Adj. R ²	0,198	0,260	0,057

*/** auf dem 5%/1% Signifikanzniveau

Quelle: OECD 1999, ISSP 1997; eigene Berechnungen.

beitskräften sowie bei jüngeren und älteren Arbeitnehmern häufiger vorkommt. Die Löhne befristeter Frauen sind geringer als diejenigen der anderen weiblichen Erwerbstätigen. Diese Lohndifferenz ist jedoch nicht auf die Befristung der Beschäftigung per se, sondern auf unbeobachtbare individuelle Heterogenität zwischen den Frauen zurückzuführen. Für die Gruppe der Männer hingegen ist kein Einfluss der unterschiedlichen Beschäftigungsformen auf den Lohn festzustellen.

Trotz gewisser Persistenzphänomene besteht eine erhebliche Mobilität zwischen befristeter und dauerhafter Beschäftigung. Männer (Frauen), die im Vorjahr befristet angestellt waren, haben aber eine um ein Drittel (ein Fünftel) höhere Wahrscheinlichkeit, auch im laufenden Jahr befristet beschäftigt zu sein. Befristet Beschäftigte stammen zwar nicht häufiger aus dem Pool der Arbeitslosen als auf Dauer Angestellte, ihr empfundenes wie tatsächliches Arbeitslosigkeitsrisiko sind jedoch größer. Interessanterweise nimmt rund ein Drittel aller Nichterwerbspersonen, die in den Arbeitsmarkt eintreten, seine Erwerbstätigkeit über einen befristeten Arbeitsvertrag auf.

Eine Analyse der Arbeitszufriedenheit zeigt, dass befristet Beschäftigte mit einer höheren (geringeren) Wahrscheinlichkeit mit ihrer Arbeitsstelle generell sehr zufrieden (unzufrieden) sind. Die Zufriedenheit mit dem Lohn ist bei befristet beschäftigten Männern geringer als bei anderen männlichen Arbeitskräften. Die Wahrscheinlichkeit, an beruflichen Weiterbildungsmaßnahmen teilzunehmen, ist hingegen für befristet Beschäftigte nicht kleiner als für andere Arbeitnehmer.

Ein internationaler Vergleich zeigt, dass sich die individuellen Determinanten befristeter Beschäftigung in der Schweiz mit denen anderer Länder weitgehend decken. Schließlich hängt die Befristungsquote nicht signifikant vom Ausmaß des Kündigungsschutzes, sondern vielmehr von der Arbeitslosenquote ab.

Literatur

- Alba-Ramírez, A.* (1998): How Temporary is Temporary Employment in Spain? In: *Journal of Labor Research*, Vol. 19, 695-710.
- Alda, H.* (2002): Berichtsgegenstand Beschäftigungsverhältnisse. Arbeitskonferenz „Berichterstattung zur sozioökonomischen Leistungsfähigkeit der Bundesrepublik Deutschland“ am 28. und 29. Juni 2002, Bonn – Bad Godesberg.
- Amuedo-Dorantes, C.* (2000): Work Transitions Into and Out of Involuntary Temporary Employment in a Segmented Market: Evidence from Spain. In: *Industrial and Labor Relations*, Vol. 53, 309-325.
- Arulampalam, W./Booth, A.L.* (1998): Training and Labour Market Flexibility: Is there a Trade-off? In: *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 36, 521-536.
- Beard, K./Edwards, J.* (1998): Employees at Risk: Contingent Work and the Psychological Experience of Contingent Workers. In: Cooper, C.L./Rousseau, D.M. (Eds.): *Trends in Organizational Behavior*. New York, 109-126.
- Becker, G.S.* (1993): *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. 3rd Ed. Chicago – London.
- Bentolila, S./Bertola, G.* (1990): Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis. In: *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 381-402.
- Bentolila, S./Saint-Paul, G.* (1994): A Model of Labour Demand with Linear Adjustment Costs. In: *Labour Economics*, Vol. 1, 303-326.
- Berthold, N./Fehn, R./von Berchem, S.* (2001): *Der deutsche Arbeitsmarkt in der Krise – Reformen nötig, Reformen möglich*. Bad Homburg.
- Birchmeier, U.* (2002): Ökonomische Aspekte der atypischen Beschäftigungsformen am schweizerischen Arbeitsmarkt, in: *Die Volkswirtschaft*, Jg. 75, 4, 8-13.
- Blanchard, O./Landier, A.* (2002): The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France. In: *Economic Journal*, Vol. 112, 214-244.
- Booth, A.L.* (1997): An Analysis of Firing Costs and their Implications for Unemployment Policy. In: Snower, D.J./de la Dehesa, G. (Eds.): *Unemployment Policy*. Cambridge, 359-388.
- Booth, A.L./Dolado, J.J./Frank, J.* (2002): Symposium on Temporary Work. Introduction. In: *Economic Journal*, Vol. 112, 181-188.
- Booth, A.L./Francesconi, M./Frank, J.* (2002): Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends. In: *Economic Journal*, Vol. 112, 189-213.
- Booth, A.L./Frank, J.* (1996): Seniority, Earnings and Unions. In: *Economica*, Vol. 63, 673-686.
- Brodaty, T./Crépon, B./Fougère, D.* (2001): Using Kernel Matching Estimators to Evaluate Alternative Youth Employment Programs, Evidence from France 1986-1988 In: Lechner, M./Pfeiffer, F. (Eds.): *Econometric Evaluation of Labour Market Policies*. Heidelberg, 85-124.
- Bronstein, A.S.* (1991): Temporary Work in Western Europe: Threat or Complement to Permanent Employment. In: *International Labour Review*, Vol. 130, 291-310.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.)* (2002): *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2002*. Zürich.

- Bundesamt für Statistik (1996): Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE): Konzepte, methodische Grundlagen, praktische Ausführung. Bern.
- Chalmers, J./Kalb, G. (2001): Moving from Unemployment to Permanent Employment: Could a Casual Job Accelerate the Transition? In: Australian Economic Review, Vol. 34, 415-436.
- Clark, A.E./Georgellis, Y./Sanfey, P. (1998): Job Satisfaction, Wage Changes and Quits: Evidence from Germany. In: Research in Labor Economics, Vol. 17, 95-121.
- Clark, A.E. (2001): What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data. In: Labour Economics, Vol. 8, 223-242.
- Clark, A.E. (1997): Job Satisfaction and Gender: Why are Women so Happy at Work? In: Labour Economics, Vol. 4, 341-372.
- Clark, A.E. (1996): Job Satisfaction in Britain. In: British Journal of Industrial Relations, Vol. 34, 189-217.
- Doeringer, P.B./Piore, M.J. (1971): Internal Labor Markets and Manpower Analysis. Lexington/MA.
- Dolado, J.J./García-Serrano, C./Jimeno, J.F. (2002): Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain. In: Economic Journal, Vol. 112, 270-295.
- European Commission (2001): Employment in Europe 2001. Recent Trends and Prospects, Employment & Social affairs – Employment and European Social Fund. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Farber, H.S. (1999): Alternative and Part-time Employment Arrangements as a Response to Job Loss. In: Journal of Labor Economics, Vol. 17, 142-169.
- Farber, H.S. (1997): The Changing Face of Job Loss in the United States, 1981-1995. In: Brookings Papers: Microeconomics, 55-128.
- Flückiger, Y./Vassiliev, A. (2002): Les raisons des différences de chômage entre Genève et la reste de la Suisse. In: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Jg. 138, 387-410.
- Giesecke, J./Groß, M. (2002): Befristete Beschäftigung: Chance oder Risiko? In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 54, 85-108.
- Golder, S.M. (1999): Migration und Arbeitsmarkt. Eine empirische Analyse der Performance von Ausländern in der Schweiz. Frankfurt/M. u.a..
- Greene, W.H. (1997): Econometric Analysis. Upper Saddle River/NJ.
- Grotheer, M./Struck, O. (2003): Beschäftigungsstabilität: Entwicklung und Arbeitszufriedenheit. Ergebnisse aus der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1997 und der BIBB/IAB-Erhebung. In: MittAB, Jg. 36, H. 3, 300-328.
- Hagen, T. (2003): Does Fixed-term Contract Employment Raise Firms' Adjustment Speed? Evidence from an Establishment Panel for West Germany. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 223, 402-421.
- Hagen, T. (2002): Do Temporary Workers Receive Risk Premiums? Assessing the Wage Effects of Fixed-Term Contracts in West Germany by a Matching Estimator Compared with Parametric Approaches. In: Labour, Vol. 16, 667-705.
- Heckman, J.J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. In: Econometrica, Vol. 47, 153-161.
- Henneberger, F. (2004): Arbeitsmarkt- und Beschäftigungspolitik (international vergleichend). In: Schubert, K./Zimmer, A.: Handwörterbuch zum ökonomischen System Deutschlands. Opladen (im Druck).
- Henneberger, F. (1997): Arbeitsmärkte und Beschäftigung im öffentlichen Dienst: Eine theoretische und empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. Bern – Stuttgart – Wien.
- Henneberger, F./Sousa-Poza, A. (2002): Beweggründe und Determinanten zwischenbetrieblicher Mobilität: Die Schweiz in einer internationalen Perspektive. In: MittAB, Jg. 35, H. 2, 205-231.
- Holmlund, B./Storrie, D. (2002): Temporary Work in Turbulent Times: The Swedish Experience. In: Economic Journal, Vol. 112, 245-269.
- Jovanovič, B. (1979): Job Matching and the Theory of Turnover. In: Journal of Political Economy, Vol. 87, 972-990.
- Keller, B./Seifert, H. (2002): Flexicurity – Wie lassen sich Flexibilität und soziale Sicherheit vereinbaren? In: MittAB, Jg. 35, H. 1, 90-106.
- Keller, B./Seifert, H. (Hrsg.) (1995): Atypische Beschäftigung. Verbieten oder Gestalten? Köln.
- Kerr, C. (1954): The Balkanization of Labor Markets. In: Bakke, E.W. et al. (Ed.): Labor Mobility and Economic Opportunity. Cambridge/MA, 92-110.
- Laird, K./Williams, N. (1996): Employment Growth in the Temporary Help Supply Industry. In: Journal of Labor Research, Vol. 17, 663-681.
- Lazear, E.P. (1981): Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions. In: American Economic Review, Vol. 71, 606-620.
- Lazear, E.P. (1979): Why is there Mandatory Retirement? In: Journal of Political Economy, Vol. 87, 1261-1284.
- Lippman, S.A./McCall, J.J. (1976): The Economics of Job Search: A Survey. In: Economic Inquiry, Vol. 14, 155-189 und 347-368.
- Loh, E.S. (1994): Employment Probation as a Sorting Mechanism. In: Industrial and Labor Relations Review, Vol. 47, 471-486.
- Macculloch, R./di Tella, R. (2004): The Consequences of Labor Market Flexibility: Panel Evidence Based on Sur-

- vey Data. In: *European Economic Review*, Vol. 48 (forthcoming).
- Malcomson, J.M. (1981): Unemployment and the Efficiency Wage Hypothesis. In: *Economic Journal*, Vol. 91, 848-866.
- McFadden, D. (1973): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In: Zarembka, P. (Ed.): *Frontiers in Econometrics*. New York, 105-142.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York.
- Morris, M.D.S./Vekker, A. (2001): An Alternative Look at Temporary Workers, Their Choices, and the Growth in Temporary Employment. In: *Journal of Labor Research*, Vol. 22, 373-390.
- Nelson, P. (1970): Information and Consumer Behavior. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 78, 311-329.
- Nollen, S.D. (1996): Negative Aspects of Temporary Employment. In: *Journal of Labor Research*, Vol. 17, 567-582.
- Oschmiansky, H./Oschmiansky, F. (2003): *Erwerbsformen im Wandel: Integration oder Ausgrenzung durch atypische Beschäftigung? Berlin und die Bundesrepublik Deutschland im Vergleich*. WZB Working Paper No. 2003-16. Berlin.
- OECD (2002): *Employment Outlook*. Paris.
- OECD (2001): *Employment Outlook*. Paris.
- OECD (1999): *Employment Outlook*. Paris.
- Pearce, J.L. (1998): Job Insecurity is Important, but Not for the Reason you Might Think: The Example of Contingent Workers. In: Cooper, C.L./Rousseau, D.M. (Eds.): *Trends in Organizational Behavior*. New York, 31-46.
- Purcell, K./Hogarth, T./Simm, C. (1999): Whose Flexibility? The Costs and Benefits of Non-standard Working Arrangements and Contractual Relations. Joseph Rowntree Foundation, York.
- Rogowski, R./Wilthagen, T. (2004): Deregulierung und Regulierung von Übergangsmärkten. In: *WSI-Mitteilungen*, Jg. 57, 153-158.
- Rubery, J. (1999): Fragmenting the Internal Labour Market, in: Leisink, P. (Ed.): *Globalization and Labour Relations*. Cheltenham – Northampton, 116-137.
- Ruedin, P./Christen, U. (2002): *Das Schweizerische Obligationenrecht*. 3. Aufl. Zürich.
- Schmid, G. (2000): Arbeitsplätze der Zukunft: Von standardisierten zu variablen Arbeitsverhältnissen. In: Kocka, J./Offe, C. (Hrsg.): *Geschichte und Zukunft der Arbeit*. Frankfurt/M. – New York, 269-292.
- Schultz, T.W. (1961): Investment in Human Capital. In: *American Economic Review*, Vol. 51, 1-17.
- Sengenberger, W. (1987): *Struktur und Funktionsweisen von Arbeitsmärkten: Die Bundesrepublik Deutschland im internationalen Vergleich*. Frankfurt/M. – New York.
- Sesselmeier, W. (2004): Deregulierung und Reregulierung der Arbeitsmärkte im Lichte der Insider-Outsider-Theorie. In: *WSI-Mitteilungen*, Jg. 57, 125-131.
- Smith, A. (1976): *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Oxford.
- Sousa-Poza, A./Sousa-Poza, A.A. (2000): Taking Another Look at the Gender/Job-Satisfaction Paradox. In: *Kyklos*, Jg. 53, 135-152.
- Stigler, G.J. (1962): Information in the Labor Market. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 70, 94-105.
- Stigler, G.J. (1961): The Economics of Information. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 69, 213-225.
- van den Berg, G.J./Holm, A./van Ours, J.C. (2002): Do Stepping-Stone Jobs Exist? Early Career Paths in the Medical Profession. In: *Journal of Population Economics*, Vol. 15, 647-665.
- Vogel, B. (2003): Leiharbeit und befristete Beschäftigung – Neue Formen sozialer Gefährdung oder Chance auf Arbeitsmarktintegration? In: Linne, G./Vogel, B. (Hrsg.): *Leiharbeit und befristete Beschäftigung – Neue Formen sozialer Gefährdung oder Chance auf Arbeitsmarktintegration? Arbeitspapiere der Hans-Böckler-Stiftung*, Nr. 68. Düsseldorf, 39-46.
- Walwei, U. (1995): Atypische Beschäftigungsformen: Kongruenz und Divergenz der Interessen. In: Keller, B./Seifert, H. (Hrsg.): *Atypische Beschäftigung: Verbieten oder gestalten?* Köln, 9-24.
- Wang, R./Weiss, A. (1998): Probation, Layoffs, and Wage-tenure Profiles: A Sorting Explanation. In: *Labour Economics*, Vol. 5, 359-383.
- Weiss, A. (1980): Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 88, 526-538.
- White, H. (1980): A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity. In: *Econometrica*, Vol. 48, 817-836.
- Wilkens, I./Leber, U. (2003): Partizipation an beruflicher Weiterbildung – Empirische Ergebnisse auf Basis des Sozio-Ökonomischen Panels. In: *MittAB*, Jg. 36, H. 329-337.
- Wiens-Tuers, B.A./Hill, E.T. (2001): How Did We Get Here from There? Movement into Temporary Employment. In: *Journal of Economic Issues*, Vol. 36, 303-311.
- de Witte, H./Näswall, K. (2003): 'Objective' vs. 'Subjective' Job Insecurity: Consequences of Temporary Work for Job Satisfaction and Organizational Commitment in Four European Countries. In: *Economic and Industrial Democracy*, Vol. 24, 149-188.

Anhang

Tabelle A1

Definition verwendeter Variablen

Name	Bezeichnung
Männlich	Wert gleich 1, falls die befragte Person ein Mann ist; sonst 0
Alter	Lebensalter der befragten Person in Jahren
Alter ²	Lebensalter quadriert
Verheiratetenstatus	Wert gleich 1, falls die befragte Person verheiratet ist; sonst 0
Kind unter 16 Jahren im Haushalt	Wert gleich 1, falls ein Kind unter 16 Jahren im Haushalt der befragten Person lebt; sonst 0
Berufserfahrung	Berufserfahrung in Jahren
Berufserfahrung ²	Berufserfahrung quadriert
Betriebszugehörigkeitsdauer	Betriebszugehörigkeitsdauer in Jahren
Betriebszugehörigkeitsdauer ²	Betriebszugehörigkeitsdauer quadriert
Ausländer	Wert gleich 1, falls die befragte Person ein Ausländer ist; sonst 0
Niedrige Ausbildung	Wert gleich 1, falls die befragte Person einen niedrigen oder keinen Ausbildungsabschluss aufweist (noch in obligatorischer Schulausbildung, obligatorischer Schulabschluss, Anlehre, Haushaltslehrjahr absolviert); sonst 0
Mittlere Ausbildung	Wert gleich 1, falls die befragte Person einen mittleren Ausbildungsabschluss aufweist (Berufslehre oder vergleichbare Qualifikationen wie Abschluss einer Vollzeitberufsschule oder höheren Berufsausbildung); sonst 0
Hohe Ausbildung	Wert gleich 1, falls die befragte Person einen hohen Ausbildungsabschluss aufweist (Höhere Fachschule oder Universität); sonst 0
Region	Dummy-Variablen für „Genferseeregion (Waadt (VD), Wallis (VS), Genf (GE))“, „Mittelland (Bern (BE), Freiburg (FR), Solothurn (SO), Neuenburg (NE), Jura (JU))“, „Nordwestschweiz (Basel-Stadt (BS), Basel-Landschaft (BL), Aargau (AG))“, „Zürich (ZH)“, „Ostschweiz (Glarus (GL), Schaffhausen (SH), Appenzell-Ausserrhoden (AR), Appenzell-Innerrhoden (AI), St. Gallen (SG), Graubünden (GR), Thurgau (TG))“, „Zentral-schweiz (Luzern (LU), Uri (UR), Schwyz (SZ), Obwalden (OW), Nidwalden (NW), Zug (ZG))“, „Tessin (TI)“
Arbeitszeit	Normale wöchentliche Arbeitszeit
Arbeitgeberwechsel	Wert gleich 1, falls die befragte Person einen Arbeitgeberwechsel in den letzten 12 Monaten vorgenommen hat; sonst 0
Weiterbildung	Wert gleich 1, falls die befragte Person in den letzten 12 Monaten an einer oder mehreren beruflichen Weiterbildungskursen teilgenommen hat; sonst 0
Befristete Beschäftigung	Wert gleich 1, falls die befragte Person befristet beschäftigt ist; sonst 0

<i>Name</i>	<i>Bezeichnung</i>
Arbeitslos	Wert gleich 1, falls die befragte Person arbeitslos ist; sonst 0. Als arbeitslos gelten Personen, die nicht mindestens eine Stunde pro Woche arbeiten und sich in den letzten vier Wochen aktiv auf Stellensuche befunden haben.
Firmengröße	Dummy-Variablen für die Firmengröße. Dummy-Variablen werden für die drei Gruppen der Unternehmen mit weniger als 50 Mitarbeitern, der Unternehmen mit zwischen 50 und 99 Mitarbeitern und der Unternehmen mit 100 und mehr Mitarbeitern definiert.
Beruf	Dummy-Variablen für „Oberstes Management“, „Akademische Berufe und oberes Kader“, „Intermediäre Berufe“, „Qualifizierte nicht-manuelle Berufe“, „Qualifizierte manuelle Berufe“, „Ungelernte Angestellte und Arbeiter“
Branchenzugehörigkeit	Dummy-Variablen für „Land- und Forstwirtschaft; Jagd“, „Verarbeitendes Gewerbe; Industrie“, „Baugewerbe“, „Handel; Reparatur von Automobilen und Gebrauchsgütern“, „Gastgewerbe“, „Verkehr und Nachrichtenübermittlung“, „Kredit- und Versicherungsgewerbe“, „Immobilienwesen; Informatik; Forschung“, „Öffentliche Verwaltung; Landesverteidigung; Sozialversicherung“, „Unterrichtswesen“, „Gesundheits- und Sozialwesen“, „Andere“
Arbeitszufriedenheit	Arbeitszufriedenheit gemessen mit Werten zwischen 0 („gar nicht zufrieden“) und 10 („ganz zufrieden“)
Zufriedenheit mit dem Lohn	Zufriedenheit mit dem Lohn gemessen mit Werten zwischen 0 („gar nicht zufrieden“) und 10 („ganz zufrieden“)
Zufriedenheit mit dem Arbeitsklima	Zufriedenheit mit dem Arbeitsklima gemessen mit Werten zwischen 0 („gar nicht zufrieden“) und 10 („ganz zufrieden“)
Empfundenes Arbeitslosigkeitsrisiko	Empfundenes Arbeitslosigkeitsrisiko in den nächsten 12 Monaten gemessen mit Werten zwischen 0 („kein Risiko“) und 10 („sicher ein Risiko“)
Jährliches Bruttoerwerbseinkommen	In Schweizer Franken
Stundenlohn	In Schweizer Franken (brutto)