

Arbeit auf Abruf und Arbeitsmarktdynamik in der Schweiz: Evaluation eines (weitgehend) nicht regulierten Beschäftigungsverhältnisses

FRED HENNEBERGER, ALFONSO SOUSA-POZA und ALEXANDRE ZIEGLER*

JEL-Classification: J22, J28, J31, J41, J42, J60, J63

Keywords: Arbeit auf Abruf, Arbeitsmarktflexibilität, Löhne, Mobilität, Arbeitszufriedenheit, Stellenwechselneigung, Arbeitsstundenrestriktionen

1. Einleitung und Problemstellung

Atypische Arbeitsverhältnisse werden entweder als Brücke in die reguläre Beschäftigung aufgefasst, welche zudem die Matching-Qualität am Arbeitsmarkt erhöht, oder aber als Falle, in der Personen keine Chance auf Übertritt in den primären Arbeitsmarkt erhalten und sich lediglich zwischen Arbeitslosigkeit, Nichterwerbstätigkeit und atypischen Beschäftigungsformen bewegen (vgl. z. B. WALWEI, 1995, S. 18–20).

Seit den 80er Jahren haben atypische Beschäftigungsformen in Ländern mit hohem Kündigungsschutz an Bedeutung gewonnen (vgl. z. B. BOOTH, DOLADO und FRANK, 2001). Von dieser Entwicklung ist z. B. Deutschland betroffen, das eine im internationalen Vergleich hohe Arbeitsmarktregulierung aufweist (vgl. OECD, 1999; OSCHMIANSKY und OSCHMIANSKY, 2003, S. 11–12; JAHN, 2004). Eine Reihe von Studien für die Bundesrepublik belegen, dass der Übergang von atypischen Beschäftigungsformen in reguläre Arbeitsverhältnisse erschwert ist (vgl. z. B. ALDA, 2002; GIESECKE und GROSS, 2002; SCHWARZE und HEINECK, 2001). Es stellt sich die Frage, ob diese Übergangsschwierigkeiten auf beson-

* Privatdozent Dr. Fred Henneberger ist Dozent an der Universität St. Gallen (HSG) und Direktor des Forschungsinstitutes für Arbeit und Arbeitsrecht (FAA-HSG). E-Mail: fred.henneberger@unisg.ch. Privatdozent Dr. Alfonso Sousa-Poza ist Dozent an der HSG und Projektleiter am FAA-HSG. Privatdozent Dr. Alexandre Ziegler ist Assistenzprofessor an der Universität Lausanne. Wir bedanken uns bei zwei anonymen Gutachtern für eine Reihe hilfreicher Kommentare.

dere Eigenschaften atypisch Beschäftigter oder eher auf den Grad der Regulierung und damit die Funktionsweise der primären Arbeitsmärkte zurückzuführen sind. Ob eine weitergehende Deregulierung der Normalarbeitsverhältnisse oder eine erneute Re-Regulierung der atypischen Arbeitsverhältnisse den richtigen beschäftigungspolitischen Ansatz darstellt, wird in Deutschland in neuerer Zeit wieder heftig diskutiert (vgl. z. B. SESSELMEIER, 2004; ROGOWSKI und WILTHAGEN, 2004; KELLER und SEIFERT, 2002; BERTHOLD, FEHN und VON BERCHEM, 2001).

Im Unterschied zu Deutschland ist der schweizerische Arbeitsmarkt weitgehend dereguliert (vgl. z. B. OECD, 1999; NICOLETTA, SCARPETTA und BOYLAUD, 2000). Dies zeigt sich beispielsweise an den Bestimmungen über eine besondere Form atypischer Beschäftigung, der sog. *Arbeit auf Abruf*. Diese stellt eine flexible Form der Teilzeitarbeit dar, bei welcher Zeitpunkt und Dauer der einzelnen Arbeitseinsätze unbestimmt sind und jeweils entweder einseitig vom Arbeitgeber oder durch Parteivereinbarung festgelegt werden (vgl. z. B. GEISER, 1998, S. 85). In Deutschland muss bei Arbeit auf Abruf gemäss §12 Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) vom 1. Januar 2001 die wöchentliche und tägliche Arbeitszeit im Voraus fest vereinbart werden und es ist eine Ankündigungsfrist zwischen Abruf und Arbeitsbeginn von mindestens vier Tagen einzuhalten. Im Gegensatz zur deutschen Situation ist Arbeit auf Abruf in der Schweiz gesetzlich *nicht* geregelt, so dass in den schweizerischen Abrufverträgen weder garantierte Mindestarbeitszeiten noch Ankündigungsfristen vorliegen müssen. Dies ermöglicht, die Situation in der Schweiz als Referenzmodell für die Funktionsweise und Dynamik eines weitgehend deregulierten Arbeitsmarktes zu verwenden.

Praktisch gesehen unterscheidet sich Arbeit auf Abruf vom gewöhnlichen Vollzeitarbeitsvertrag im Wesentlichen dadurch, dass die *Arbeitnehmer* einen *Teil des unternehmerischen Risikos* übernehmen und über Beschäftigungs- und Einkommensschwankungen tragen. Besteht eine garantierte Mindestarbeitszeit, reduziert sich dieses Risiko, da der Arbeitgeber verpflichtet ist, den vollen Lohn auch für nicht in Anspruch genommene Stunden zu entrichten. In jedem Falle ändert sich die Risikoaufteilung zwischen beiden Seiten.

Arbeit auf Abruf ist in der Schweiz weit verbreitet. Im Jahr 2003 verfügten immerhin 4.4% aller Arbeitnehmenden bzw. – hochgerechnet auf die gesamte erwerbsfähige Wohnbevölkerung – etwa 170'000 Personen über einen solchen Arbeitsvertrag. Obwohl der Anteil atypischer Beschäftigungsverhältnisse über die 90er Jahre hinweg stabil geblieben ist, sieht eine neuere Studie in der Zunahme von Arbeit auf Abruf und der Scheinselbständigkeit ein Potential für die Ausweitung prekärer Beschäftigungsverhältnisse in der Schweiz (vgl. MARTI, OSTERWALD und MÜLLER, 2003, S. 14). Dagegen zeigt eine auf Abrufarbeit fokussierte

Untersuchung für die Jahre 2001 und 2002, dass sich solche Arbeitsverhältnisse ökonomisch nur unwesentlich von normalen Beschäftigungsverhältnissen unterscheiden (vgl. HENNEBERGER, SOUSA-POZA und ZIEGLER, 2004), wobei die Ergebnisse aufgrund der Datenlage z. T. auf relativ kleinen Fallzahlen beruhen. Mit der Aufstockung der verwendeten Datenbasis in den Jahren 2002 und 2003 ist es nun möglich, eine umfassende Analyse und Bewertung der Arbeit auf Abruf durchzuführen und die Robustheit der bisher erzielten Ergebnisse zu überprüfen. Dies erfolgt anhand folgender Fragen:

- Welche Eigenschaften weisen die Arbeitnehmer auf, die Arbeit auf Abruf leisten? Welche Firmen bieten in welchen Branchen und Berufen diese Beschäftigungsform an?
- Existieren Mobilitätsbarrieren beim Übergang von Arbeit auf Abruf- zu Normalarbeitsverhältnissen oder gibt es eine sichtbare Mobilität zwischen beiden Vertragsformen?
- Wie werden Arbeit auf Abruf-Leistende im Vergleich zu anderen Beschäftigten entlohnt?
- Führt Arbeit auf Abruf zu einer besseren Übereinstimmung von gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit oder führt sie zu höheren Stundenrestriktionen bei den Arbeitnehmern?
- Wird Arbeit auf Abruf von den Betroffenen selbst als nachteilig empfunden?

In Kapitel 2 werden die Datenbasis vorgestellt und erste deskriptive Ergebnisse präsentiert. Kapitel 3 untersucht die Charakteristika der Arbeitnehmer, welche auf Abruf tätig sind, sowie den Einfluss der Firmengrösse, der Branchenzugehörigkeit und des Erwerbsstatus in der Vorperiode auf die Verbreitung von Arbeit auf Abruf und die Wahrscheinlichkeit, einer Abrufbeschäftigung nachzugehen. In Kapitel 4 wird die Mobilität der erwerbsfähigen Arbeitnehmer zwischen verschiedenen Erwerbszuständen einer genaueren Analyse unterzogen. Kapitel 5 widmet sich der Frage der Entlohnung der Inhaber eines normalen Arbeitsvertrages und der Arbeit auf Abruf-Leistenden. Kapitel 6 und 7 vergleichen die Arbeitszufriedenheit und die Stellenwechselneigung beider Beschäftigtengruppen miteinander. In Kapitel 8 wird das Ausmass an Arbeitsstundenrestriktionen zwischen beiden Arbeitskräftekategorien untersucht, bevor in Kapitel 9 die Schlussfolgerungen aus unseren Analysen gezogen werden.

2. Datenbasis und deskriptive Statistik

In der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) des Jahres 2001 wurden *erstmalig* genauere Daten über den Umfang der *Arbeit auf Abruf* erhoben. Die seit 1991 jährlich vom Bundesamt für Statistik (BFS) jeweils im Frühjahr gesamtschweizerisch durchgeführte Erhebung stellt eine für die ständige Wohnbevölkerung *repräsentative* telefonische Befragung von Arbeitnehmerhaushalten zu ihrem Erwerbsverhalten und ihrer Erwerbsstruktur dar (vgl. Bundesamt für Statistik, 1996). Mit der SAKE werden eine ganze Reihe von sozio-demographischen und sozio-ökonomischen Variablen erfasst. Als erwerbstätig gelten alle Individuen (inklusive Ausländer), die im Durchschnitt mindestens eine Stunde pro Woche arbeiten. Neben den erwerbstätigen Personen werden in der SAKE auch Arbeitslose und Nichterwerbspersonen befragt.¹ Die Stichprobengrösse belief sich im Jahre 2001 auf knapp 19'000 und in den Jahren 2002 und 2003 auf rund 40'000 Personen, so dass mit den letzten beiden Erhebungen detailliertere Analysen zur Arbeit auf Abruf durchgeführt werden können. Ein weiterer Vorteil der SAKE ist es, dass der grösste Teil der Personen über mehrere Jahre hinweg befragt wird.²

Die SAKE enthält folgende Fragen zur Arbeit auf Abruf: „*Leisten Sie sog. Arbeit auf Abruf, d. h. gehen Sie nur zur Arbeit, wenn Sie von Ihrem Arbeitgeber dazu aufgefordert werden?*“ und „*Falls ja, wird eine gewisse Anzahl Stunden pro Woche garantiert?*“

Im Jahr 2003 verfügten immerhin 4.4% aller Arbeitnehmenden im Lebensalter zwischen 20 und 70 Jahren bzw. – hochgerechnet auf die gesamte erwerbsfähige Bevölkerung – etwa 170'000 Personen über einen solchen Arbeitsvertrag. In der Schweiz wird mehr als der Hälfte der Arbeit auf Abruf-Leistenden (fast 55%) – im Unterschied zur Situation in Deutschland – kein bestimmtes Minimum an Arbeitsstunden garantiert.

Sieht man sich zunächst die durchschnittlichen Merkmale der verwendeten Stichprobe an (vgl. Tabelle 1), so erkennt man, dass von den 33'984 erfassten Personen 1'519 im Jahre 2003 Arbeit auf Abruf leisteten. Bestimmte Personengruppen sind *überproportional* häufig auf Abruf tätig. Hierbei handelt es sich um verheiratete Frauen mit Kindern und um Personen mit einem niedrigen Ausbildungsniveau (vgl. auch MARTI, OSTERWALD und MÜLLER, 2003, S. 78

- 1 Arbeitslose und Nichterwerbspersonen bilden zusammen die Gruppe der Nichterwerbstätigen.
- 2 Es handelt sich bei der SAKE um ein rotierendes Panel, das in 5-Jahres-Zyklen komplett ausgewechselt wird. Somit wird jährlich 20% der Stichprobe ersetzt.

und S. 91).³ Ausserdem ist diese Beschäftigungsform bei jüngeren und älteren Arbeitskräften öfter anzutreffen als in den mittleren Alterskategorien (vgl. auch MARTI, OSTERWALD und MÜLLER, 2003, S. 107 und Abbildung 1). Arbeit auf Abruf ist zudem verbreiteter bei Personen, die in der Deutschschweiz wohnhaft sind. Daneben haben Personen, die auf Abruf arbeiten, im Durchschnitt ein um knapp 11% geringeres Haushaltseinkommen und der Jahreslohn der nicht auf Abruf Beschäftigten bewegt sich um rund drei Viertel über demjenigen der Arbeit auf Abruf-Leistenden. Interessant ist zudem, dass der Stundenlohn bei Arbeit auf Abruf mehr als 8% unterhalb desjenigen der anderen Arbeitnehmer liegt.

Die wöchentliche – tatsächliche wie auch gewünschte – Arbeitszeit der auf Abruf Tätigen ist deutlich kürzer. Dies liegt u. a. daran, dass über zwei Drittel aller Arbeit auf Abruf-Stellen auf Teilzeit basieren. Die Abweichung zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit ist bei Personen, die Arbeit auf Abruf leisten, wesentlich kleiner als bei denjenigen, die keine Arbeit auf Abruf leisten (16% versus 31%). Ausserdem weisen Personen, die Abrufarbeit verrichten, eine kürzere Betriebszugehörigkeitsdauer auf. Dennoch kann bei Personen, die auf Abruf beschäftigt sind, eine *relativ lange durchschnittliche Betriebszugehörigkeitsdauer* von immerhin fast acht Jahren dokumentiert werden. Ebenso verfügen sie über eine geringere Berufserfahrung, welche mit mehr als 14 Jahren aber wiederum sehr hoch ist. Arbeit auf Abruf ist häufig mit Schicht- und Wochenendarbeit verbunden und diese Anstellungen erfolgen des Öfteren (zunächst) nur befristet.

Arbeit auf Abruf kommt bei Firmen mit zwischen 11 und 49 Mitarbeitern leicht häufiger, bei solchen mit zwischen 50 und 99 Mitarbeitern etwas seltener vor. Sie ist in *Branchen* verbreiteter, die einer schwankenden Nachfrage gegenüberstehen, sowie bei *Berufen* und Tätigkeiten, die eher homogener Natur und damit leicht(er) zu substituieren sind. Sie ist vor allem im Gastgewerbe und im Gesundheits- und Sozialwesen, in Dienstleistungsberufen, bei Verkäufern in Geschäften und auf Märkten sowie bei Hilfsarbeitskräften anzutreffen. Insgesamt ist Arbeit auf Abruf vor allem in Branchen und Berufen des Dienstleistungssektors vorzufinden.

3 In die Kategorie der Personen mit einem niedrigen oder keinem Ausbildungsabschluss fallen solche, die sich noch in obligatorischer Schulausbildung befinden, einen obligatorischen Schulabschluss, eine Anlehre oder ein Haushaltslehrjahr absolviert haben. In der Kategorie der Personen mit einem mittleren Ausbildungsniveau befinden sich Personen, die eine abgeschlossene Berufslehre vorweisen können. Zur Kategorie der Personen mit einem hohen Ausbildungsabschluss zählen solche, die eine Höhere Fachschule oder die Universität erfolgreich besucht haben.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken für das Jahr 2003 (gewichtet)

	Arbeit auf Abruf		Keine Arbeit auf Abruf		t-Statistik
	N	Mittelwert	N	Mittelwert	
Anzahl Personen	1'519		32'465		
<i>Personen- und familienbezogene Charakteristika</i>					
Männlich ^a	1'519	0.366	32'465	0.560	15.254
Lebensalter (in Jahren)	1'519	42.162	32'465	41.535	-1.901
Verheiratenstatus ^a	1'519	0.644	32'465	0.597	-3.682
Niedrige Ausbildung ^a	1'519	0.215	32'465	0.157	-5.349
Mittlere Ausbildung ^a	1'519	0.570	32'465	0.576	0.487
Hohe Ausbildung ^a	1'519	0.215	32'465	0.266	4.678
Ausländerstatus ^a	1'519	0.252	32'465	0.257	0.431
Kinder im Haushalt ^a	1'519	0.587	32'465	0.529	-4.482
Deutschschweiz ^a	1'519	0.777	32'465	0.718	-5.352
Jahreshaushaltseinkommen (in Fr.)	596	126'778	14'834	142'290	2.166
<i>Berufe</i>					
Angehörige gesetzgebender Körperschaften, leitende Verwaltungsbedienstete und Führungskräfte in der Privatwirtschaft ^a	1'519	0.034	32'465	0.071	7.552
Wissenschaftler ^a	1'519	0.111	32'465	0.180	8.318
Techniker und gleichrangige nichttechnische Berufe ^a	1'519	0.165	32'465	0.209	4.533
Bürokräfte, kaufmännische Angestellte ^a	1'519	0.131	32'465	0.133	0.268
Dienstleistungsberufe, Verkäufer in Geschäften und auf Märkten ^a	1'519	0.270	32'465	0.120	-12.969
Fachkräfte in der Landwirtschaft ^a	1'519	0.017	32'465	0.041	6.815
Handwerks- und verwandte Berufe ^a	1'519	0.116	32'465	0.139	2.655
Anlagen- und Maschinenbediener sowie Montierer ^a	1'519	0.060	32'465	0.048	-1.790
Hilfsarbeitskräfte ^a	1'519	0.087	32'465	0.055	-4.412
<i>Arbeitsplatzbezogene Charakteristika</i>					
Jahreslohn (in Fr.)	1'358	38'762	28'352	69'908	31.228
Stundenlohn (in Fr.)	1'312	37.980	27'865	41.466	2.463
Teilzeitstelle ^a	1'497	0.680	32'333	0.313	-29.802
Wöchentliche Normalarbeitszeit (in Std.)	1'519	22.677	32'464	36.329	34.357
Gewünschte wöchentliche Arbeitszeit (in Std.)	960	19.040	13'096	24.893	15.756

	Arbeit auf Abruf		Keine Arbeit auf Abruf		t-Statistik
	N	Mittelwert	N	Mittelwert	
Betriebszugehörigkeitsdauer (in Jahren)	1'519	7.633	32'465	9.952	9.973
Berufserfahrung (in Jahren)	1'495	14.212	32'214	17.472	9.275
Nachtarbeit ^a	1'519	0.459	32'465	0.450	-0.746
Schichtarbeit ^a	1'513	0.210	26'274	0.138	-6.711
Wochenendarbeit ^a	1'519	0.543	32'465	0.469	-5.665
Befristete Anstellung ^a	1'502	0.087	26'215	0.057	-4.086
<i>Firmen- und Branchen-Charakteristika</i>					
Firmengrösse zwischen 1 und 10 Mitarbeitern ^a	1'519	0.319	32'465	0.328	0.776
Firmengrösse zwischen 11 und 49 Mitarbeitern ^a	1'519	0.268	32'465	0.239	-2.501
Firmengrösse zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	1'519	0.083	32'465	0.104	2.934
Firmengrösse 100 und mehr Mitarbeiter ^a	1'519	0.330	32'465	0.328	-0.146
Land- und Forstwirtschaft ^a	1'519	0.018	32'465	0.040	6.239
Verarbeitendes Gewerbe, Industrie ^a	1'519	0.118	32'465	0.160	4.905
Energie- und Wasserversorgung ^a	1'519	0.007	32'465	0.008	0.057
Baugewerbe ^a	1'519	0.040	32'465	0.062	4.277
Handel, Reparaturgewerbe ^a	1'519	0.145	32'465	0.140	-0.588
Gastgewerbe ^a	1'519	0.085	32'465	0.033	-7.094
Verkehr, Nachrichten ^a	1'519	0.087	32'465	0.062	-3.299
Kredit- und Versicherungsgewerbe ^a	1'519	0.023	32'465	0.062	9.406
Immobilien, Vermietung, Informatik ^a	1'519	0.097	32'465	0.116	2.419
Öffentliche Verwaltung ^a	1'519	0.058	32'465	0.054	-0.550
Unterrichtswesen ^a	1'519	0.068	32'465	0.076	1.121
Gesundheits- und Sozialwesen ^a	1'519	0.154	32'465	0.116	-3.994
Sonstige Dienstleistungen ^a	1'519	0.100	32'465	0.069	-4.006
<i>Andere Charakteristika</i>					
Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten 10 Jahren	1'519	0.243	32'465	0.239	-0.227
Auf Stellensuche ^a	1'513	0.157	32'395	0.086	-7.410
Arbeitszufriedenheit ^{a,b}	425	0.847	10'705	0.854	0.701

a Dummy-Variablen

b Diese Variable wurde einmalig in der SAKE 2001 erhoben.

Schliesslich fällt auf, dass Personen, die Arbeit auf Abruf leisten, öfter auf Stellensuche sind. Ihre Arbeitszufriedenheit ist aber genauso hoch wie die der nicht auf Abruf Beschäftigten.

3. Hauptdeterminanten für das Ableisten von Arbeit auf Abruf

Die empirisch-deskriptive Analyse hat erste Einblicke in Ausmass und Charakteristika von Arbeit auf Abruf auf dem schweizerischen Arbeitsmarkt geliefert. In diesem Kapitel werden die Determinanten von Arbeit auf Abruf anhand eines Probit-Modells genauer untersucht. Als Erklärungsvariablen werden hierbei Faktoren auf Arbeitnehmer- wie auf Unternehmensseite gewählt, welche die Wahrscheinlichkeit der Aufnahme einer Abruftätigkeit beeinflussen können. Bei den Arbeitnehmern stehen sozio-demographische Faktoren im Vordergrund, wie das Geschlecht, das Lebensalter, die Staatsangehörigkeit, das Ausbildungsniveau, der Wohnort und der familiäre Hintergrund. Ausserdem können die Suche nach einer neuen Stelle in der Vorperiode, Phasen früherer Arbeitslosigkeit – erfasst durch die Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten zehn Jahren – sowie der Erwerbsstatus in der Vorperiode (arbeitslos, nicht auf Abruf erwerbstätig, auf Abruf erwerbstätig, Lehrling, oder Nichterwerbsperson) einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit haben, Arbeit auf Abruf in der gegenwärtigen Periode auszuüben. Bei den Unternehmen können die Firmengrösse und die Branchenzugehörigkeit das Bedürfnis nach Flexibilität bestimmen.

Die Schätzung wird getrennt für Männer und Frauen durchgeführt, da nicht auszuschliessen ist, dass sich die Neigung, Arbeit auf Abruf zu leisten, sowie die Determinanten, die diese Entscheidung beeinflussen, zwischen den Geschlechtern unterscheiden. Tabelle 2 enthält die Marginaleffekte der Schätzung für das Jahr 2003.⁴

Aus Tabelle 2 ist zunächst ersichtlich, dass Arbeit auf Abruf bei *Frauen* verbreiteter ist als bei Männern. Sie ist bei *jüngeren* und *älteren* Beschäftigten mit einer höheren Wahrscheinlichkeit anzutreffen als bei Personen mittleren Alters. Individuen im Alter von ca. 35 Jahren haben die geringste Wahrscheinlichkeit, Arbeit auf Abruf zu leisten (vgl. auch Abbildung 1).

4 Die Marginaleffekte (berechnet in Referenz zu den Stichprobenmittelwerten der Erklärungsvariablen X) sind wie folgt definiert: $\partial E[Y|X] / \partial X = \phi(\beta'X) \times \beta$, wobei Y die dichotome abhängige Variable (Arbeit auf Abruf), β die geschätzten Koeffizientenwerte und ϕ die standardnormalverteilte Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion bezeichnen (vgl. Greene 1997: 876–880). Die Standardabweichung der Marginaleffekte wird mittels der Delta-Methode berechnet (vgl. GREENE, 1997, S. 278–280).

Tabelle 2: Determinanten für das Ableisten von Arbeit auf Abruf unter Berücksichtigung der Firmengrösse und der Branchen im Jahr 2003 – Probit-Modell (gewichtete Schätzung; Marginaleffekte in Prozentpunkten; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Frauen	Männer
Männlich ^a	-1.803** (0.314)	–	–
Lebensalter (in Jahren)	-0.230** (0.087)	-0.273 (0.148)	-0.220* (0.099)
Lebensalter ² × 10 ⁻²	0.332** (0.099)	0.408* (0.170)	0.303** (0.112)
Betriebszugehörigkeitsdauer (in Jahren)	-0.064 (0.042)	-0.057 (0.070)	-0.055 (0.048)
Betriebszugehörigkeitsdauer ² × 10 ⁻²	-0.019 (0.115)	-0.057 (0.202)	0.013 (0.125)
Ausländerstatus ^a	-0.265 (0.329)	-0.571 (0.558)	0.195 (0.381)
Niedrige Ausbildung ^a	0.957* (0.434)	0.482 (0.633)	1.433* (0.628)
Hohe Ausbildung ^a	-0.660 (0.338)	-1.553** (0.575)	-0.082 (0.374)
Deutscheschweiz ^a	0.933** (0.297)	1.912** (0.492)	0.075 (0.343)
Verheiratetenstatus ^a	0.154 (0.330)	1.512** (0.537)	-1.028* (0.424)
Kinder im Haushalt ^a	0.846** (0.308)	1.442** (0.528)	0.475 (0.342)
Firmengrösse zwischen 1 und 10 Mitarbeitern ^a	-0.314 (0.343)	-0.132 (0.588)	-0.631 (0.368)
Firmengrösse zwischen 11 und 49 Mitarbeitern ^a	-0.097 (0.360)	0.939 (0.678)	-0.648 (0.352)
Firmengrösse zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	-1.066* (0.418)	-1.180 (0.773)	-0.793 (0.422)
Land- und Forstwirtschaft ^a	-2.695** (0.412)	-2.874** (1.034)	-2.088** (0.300)
Verarbeitendes Gewerbe, Industrie ^a	-0.557 (0.586)	-0.576 (1.229)	-0.792 (0.497)
Energie- und Wasserversorgung ^a	0.198 (1.603)	-1.289 (3.519)	0.144 (1.306)
Baugewerbe ^a	-1.408* (0.599)	3.675 (2.807)	-1.776** (0.361)

	Alle	Frauen	Männer
Handel, Reparaturgewerbe ^a	-0.805 (0.561)	1.597 (1.393)	-1.979** (0.345)
Gastgewerbe ^a	2.076 (1.153)	8.234** (2.768)	-1.877** (0.354)
Verkehr, Nachrichten ^a	0.470 (0.796)	1.875 (1.838)	-0.193 (0.640)
Kredit- und Versicherungsgewerbe ^a	-2.331** (0.451)	-2.422* (1.055)	-1.778** (0.366)
Immobilien, Vermietung, Informatik ^a	-1.135* (0.544)	-0.756 (1.187)	-1.208** (0.447)
<i>Öffentliche Verwaltung (Referenzbranche)</i>			
Unterrichtswesen ^a	-1.112 (0.589)	-0.494 (1.254)	-0.790 (0.603)
Gesundheits- und Sozialwesen ^a	-0.844 (0.555)	0.568 (1.224)	-1.607** (0.388)
Sonstige Dienstleistungen ^a	-0.021 (0.696)	1.467 (1.485)	-0.477 (0.645)
Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten 10 Jahren	-0.173 (0.259)	-1.384** (0.533)	0.435 (0.244)
Erwerbstätig, auf Stellensuche ($t-1$) ^a	1.088 (0.585)	0.351 (0.936)	1.680* (0.729)
Arbeitslos ($t-1$) ^a	3.302* (1.613)	4.030 (2.631)	2.331 (1.818)
Auf Abruf erwerbstätig ($t-1$) ^a	20.290** (1.537)	24.606** (2.013)	12.364** (2.166)
Lehrling ($t-1$) ^a	-0.658 (1.158)	-1.844 (1.937)	-0.129 (1.241)
Nichterwerbsperson ($t-1$) ^a	8.817** (1.258)	8.003** (1.524)	10.203** (2.376)
Mittelwert der abhängigen Variable	0.047	0.065	0.030
Anzahl Beobachtungen	17'724	8'696	9'028
Log likelihood	-2'997.57	-1'843.50	-1'137.54
Pseudo R^2	0.140	0.149	0.117

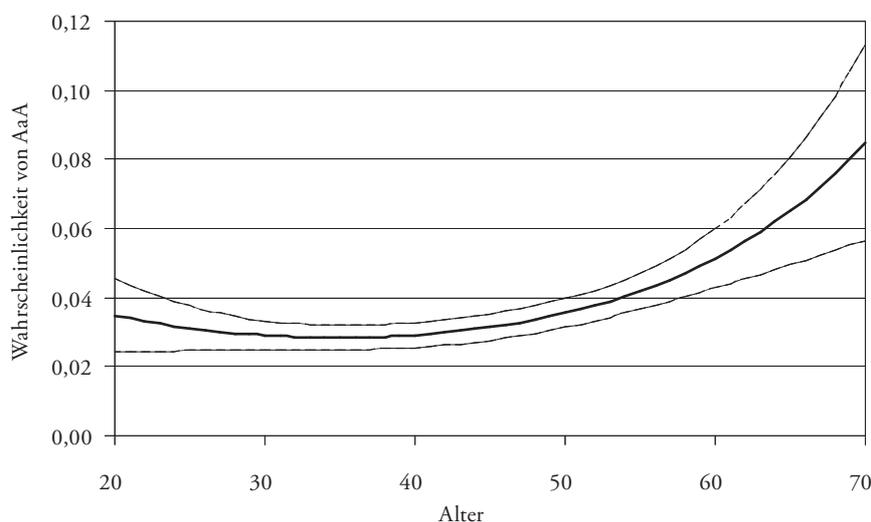
Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1 – falls Arbeit auf Abruf geleistet wurde, 0 – sonst.

a Dummy-Variablen

b Pseudo R^2 von MCFADDEN (1973)

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

Abbildung 1: Arbeit auf Abruf (AaA) und Lebensalter



Die gestrichelten Linien reflektieren das 95%-Konfidenzintervall (berechnet anhand der Delta-Methode; vgl. GREENE, 1997, S.278–280).

Eine Erklärung für dieses Phänomen könnte sein, dass jüngere und ältere Beschäftigte aufgrund geringerer familiärer Verpflichtungen vielfach noch nicht bzw. nicht mehr die finanzielle Sicherheit im Vergleich zu Personen der mittleren Altersgruppe benötigen. Eine zweite Erklärung liefern humankapitaltheoretische Überlegungen (vgl. grundlegend BECKER, 1993; MINCER, 1974; SCHULTZ, 1961). Humankapital muss zunächst erworben werden, wertet sich dann aber im Zeitverlauf sukzessive ab. Dies hat zur Folge, dass bei jüngeren und älteren Beschäftigten vielfach weniger Humankapital vorhanden ist, so dass die Firmen diesen noch keine bzw. keine langfristigen Verträge mehr anbieten. Ausserdem ist das Einkommen von Personen, die zwar das ordentliche Rentenalter bereits erreicht haben, aber weiterhin erwerbstätig sein wollen, bis zu einem Betrag von 1'400.– Fr. im Monat von den Beiträgen zur Alters- und Hinterlassenenversicherung, zur Invalidenversicherung und zur Erwerbsersatzordnung befreit (sog. Rentnerfreibetrag) (vgl. Bundesamt für Sozialversicherungen, 2004, S. 74, 92 und 190), was die Nachfrage nach sowie das Angebot an flexibel einsetzbaren Arbeit auf Abruf-Stellen begünstigen kann.

In Tabelle 1 wurde festgestellt, dass Arbeit auf Abruf bei Beschäftigten mit einem niedrigen (hohen) Ausbildungsniveau verbreiteter (weniger verbreitet) ist als bei Personen mit einem mittleren Ausbildungsniveau. Tabelle 2 zeigt, dass dieser Effekt bestehen bleibt, wenn für weitere Einflussfaktoren kontrolliert wird. Es existieren aber geschlechtsspezifische Unterschiede: *Männer (Frauen)* mit einem *niedrigen (mittleren) Ausbildungsniveau* sind häufiger von Arbeit auf Abruf betroffen. Arbeit auf Abruf ist bei in der Deutschschweiz wohnenden Frauen verbreiteter; bei den Männern ist dieser regionale Effekt hingegen nicht vorhanden. Der Verheiratenstatus und die *Existenz von Kindern* im Haushalt erhöhen die Wahrscheinlichkeit, dass Arbeit auf Abruf geleistet wird, dies allerdings wiederum nur für die Gruppe der Frauen. Letzteres lässt sich dadurch erklären, dass Frauen nach wie vor den überwiegenden Teil der Hausarbeit verrichten (vgl. SOUSA-POZA, SCHMID und WIDMER 2001). Verheiratete Männer sind dagegen seltener auf Abruf tätig.

Die Ergebnisse in Tabelle 2 zeigen, dass neben den persönlichen Eigenschaften der Arbeitnehmer auch der Bedarf der Arbeitgeber an flexibel einsetzbaren Arbeitskräften für die Verbreitung von Arbeit auf Abruf eine Rolle spielt. Ein Blick auf die verschiedenen *Branchen* signalisiert, dass diese Beschäftigungsform in der Land- und Forstwirtschaft, im Baugewerbe, im Kredit- und Versicherungsgewerbe sowie im Immobilienwesen weniger häufig vorkommt als in der Referenzbranche der öffentlichen Verwaltung. Bei Männern ist Arbeit auf Abruf in fast allen Branchen seltener anzutreffen als in der öffentlichen Verwaltung. Bei Frauen findet Arbeit auf Abruf in der Land- und Forstwirtschaft sowie im Kredit- und Versicherungsgewerbe seltener, im Gastgewerbe hingegen häufiger als in der Referenzbranche statt. Das relativ geringe Auftreten von Arbeit auf Abruf in der Land- und Forstwirtschaft könnte darauf zurückzuführen sein, dass die SAKE als Befragung der ständigen Wohnbevölkerung die Saisoniers nicht erfasst. Ansonsten spiegelt die Verbreitung von Arbeit auf Abruf die unterschiedlichen Flexibilitätsbedürfnisse der verschiedenen Branchen wider. Während die Arbeitsnachfrage z. B. im Kredit- und Versicherungsgewerbe relativ problemlos einige Zeit im Voraus geplant werden kann, ist diese z. B. im Gastgewerbe schwieriger zu prognostizieren.⁵

In Tabelle 2 fällt auf, dass die Anzahl der Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten 10 Jahren bei der Gruppe der Frauen einen negativen Einfluss

5 Werden anstelle der Branchen die *Berufe* als Einflussfaktoren verwendet, ergeben sich grosso modo die gleichen Aussagen. Dies verwundert nicht, da de facto eine hohe Korrelation zwischen der Berufsgruppen- und der Branchenzugehörigkeit existiert.

auf die Wahrscheinlichkeit hat, in der gegenwärtigen Periode auf Abruf tätig zu sein.⁶ Männer, die in der Vorperiode zwar beschäftigt, aber gleichzeitig auf Stellensuche waren, befinden sich in der nächsten Periode mit höherer Wahrscheinlichkeit in einem Arbeit auf Abruf-Verhältnis.

Aus Tabelle 2 ist weiter ersichtlich, dass der *Erwerbsstatus in der Vorperiode* einen starken Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Arbeit auf Abruf in der laufenden Periode ausübt, selbst wenn für andere Faktoren kontrolliert wird. Im Vergleich zur Referenzgruppe der in der Vorperiode nicht auf Abruf Erwerbstätigen erhöht eine Arbeitslosigkeit in der Vorperiode die Wahrscheinlichkeit, in der gegenwärtigen Periode auf Abruf tätig zu sein. Indessen ist dieser Effekt nicht mehr signifikant, wenn die Gruppe der Männer und die der Frauen getrennt betrachtet werden. Den stärksten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Arbeit auf Abruf in der gegenwärtigen Periode hat eine Erwerbstätigkeit auf Abruf in der Vorperiode: Personen, welche in der unmittelbaren Vergangenheit Arbeit auf Abruf leisteten, weisen eine um 20.3 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit auf, in der gegenwärtigen Periode ebenfalls auf Abruf tätig zu sein als dies bei der Referenzgruppe der in der Vorperiode nicht auf Abruf Tätigen der Fall ist. Die Zunahme dieser Wahrscheinlichkeit ist für Frauen mit 24.6 Prozentpunkten höher als für Männer, bei denen sie sich auf 12.4 Prozentpunkte beläuft. Diese Werte besagen somit, dass die Wahrscheinlichkeit, dass eine Durchschnittsperson, die im Vorjahr Arbeit auf Abruf leistete, dies ein Jahr später immer noch tut, $4.7 + 20.3 = 25$ Prozentpunkte beträgt (also die Summe des Mittelwerts der abhängigen Variablen und des Marginaleffekts der Dummy-Variablen „Auf Abruf erwerbstätig in der Vorperiode“). Nach dem Geschlecht differenziert beträgt diese Wahrscheinlichkeit bei den Frauen $6.5 + 24.6 = 31.1$ und bei den Männern $3.0 + 12.4 = 15.4$ Prozentpunkte. Mit anderen Worten: Drei Viertel der Personen (bzw. über zwei Drittel der Frauen und fünf Sechstel der Männer), die im Jahre 2002 Arbeit auf Abruf leisteten, taten dies ein Jahr später nicht mehr.

Ausserdem haben Personen, welche in der Vorperiode Nichterwerbspersonen waren, eine um 8.8 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, in der gegenwärtigen Periode auf Abruf tätig zu sein. Hingegen ist die Wahrscheinlichkeit von Arbeit auf Abruf bei Personen, welche in der Vorperiode Lehrlinge waren, nicht höher als bei den in der Vorperiode nicht auf Abruf Beschäftigten.

6 Verschiedene Studien für Deutschland vermuten hinter der wiederholten Arbeitslosigkeit und der damit verbundenen Stigmatisierungs- und Marginalisierungseffekte einen zentralen strukturbildenden Faktor am Arbeitsmarkt (vgl. z.B. BÜCHTEMANN, 1984, S. 90–91; BUCH, 2001, S. 48–49).

4. Mobilität zwischen verschiedenen Erwerbszuständen

In der Literatur wie in der politischen Diskussion stehen sich bezüglich der Chancen und Probleme atypischer Beschäftigung im Allgemeinen und Arbeit auf Abruf im Besonderen im Prinzip *zwei Thesen* diametral gegenüber (vgl. z. B. WALWEI, 1995, S. 18–20). Dementsprechend kann Arbeit auf Abruf einerseits als Brücke in die reguläre Beschäftigung angesehen werden (vgl. SCHMID, 2000; HAGEN, 2003). Andererseits ist nicht auszuschliessen, dass Personen in atypischen Beschäftigungsverhältnissen gefangen bleiben (vgl. SENGENBERGER, 1987, S. 60–65; OSCHMIANSKY und OSCHMIANSKY, 2003, S. 40). Die Ergebnisse in Tabelle 2 liefern Indizien für beide Thesen: Einerseits weist Arbeit auf Abruf eine gewisse Persistenz auf. Gleichzeitig scheinen Nichterwerbspersonen eine Erwerbstätigkeit über Arbeit auf Abruf aufzunehmen. In diesem Kapitel wird die Mobilität der Arbeitnehmer zwischen verschiedenen Erwerbszuständen genauer untersucht, um zwischen beiden Thesen zu diskriminieren.

Leider lässt sich aufgrund des „stroboskopischen“ Erhebungsdesigns der SAKE – Personen werden im Panel alle 52 Wochen über Tatbestände befragt, welche sich in erster Linie allein auf die jeweilige Erhebungswoche beziehen – die Verteilung der Verweildauer der Arbeitnehmer in den verschiedenen Erwerbszuständen nicht bestimmen. Es ist dennoch möglich, einen Einblick in das Ausmass der Mobilität der Arbeitnehmer zwischen diesen Zuständen zu gewinnen.

Tabelle 3: Arbeit auf Abruf in beiden Beobachtungszeitpunkten (2002 und 2003)

		Arbeit auf Abruf in 2003		
		Ja	Nein	Total
<i>Absolute Werte</i>				
Arbeit auf Abruf in 2002	Ja	218	672	890
	Nein	623	22'465	23'088
	Total	841	23'137	23'978
<i>Hochgerechnete Werte</i>				
Arbeit auf Abruf in 2002	Ja	44'453	146'953	191'406
	Nein	127'782	4'403'967	4'531'749
	Total	172'235	4'550'920	4'723'155

Tabelle 3 setzt die Beschäftigungsform in den Jahren 2002 und 2003 miteinander in Beziehung. Der obere Teil zeigt die absoluten Fallzahlen, der untere Teil die hochgerechneten Werte. Hierbei wird deutlich, dass von den 890 (hochgerechnet

191'406) Personen, die im Jahr 2002 einen Vertrag in Form von Arbeit auf Abruf innehatten, im Jahr 2003 bereits 672 (hochgerechnet 146'953) – d. h. über drei Viertel – diesen Zustand wieder verlassen haben. Ebenfalls interessant ist die Feststellung, dass von den 841 (hochgerechnet 172'235) Personen, die 2003 Arbeit auf Abruf leisten, 623 (hochgerechnet 127'782) – d. h. fast drei Viertel – dies 2002 nicht taten. Auf dem schweizerischen Arbeitsmarkt besteht also eine *erhebliche Mobilität* zwischen Arbeit auf Abruf- und nicht Arbeit auf Abruf-Verhältnissen *in beide Richtungen*.

Es stellt sich die Frage, inwieweit Arbeit auf Abruf tatsächlich eine Brückenfunktion hin zum normalen Arbeitsverhältnis erfüllt. Um darauf eine Antwort zu finden, empfiehlt es sich, den Status im Jahre 2003 der 672 Personen, die 2002 Arbeit auf Abruf leisteten, 2003 aber nicht mehr, genauer zu untersuchen. Tabelle 4 zeigt den Status aller erwerbsfähigen Personen in den Jahren 2002 und 2003, gliedert nach den fünf möglichen Kategorien:

- Arbeitslose (AL);
- Erwerbstätige, die Arbeit auf Abruf leisten (ET AaA);
- Erwerbstätige, die keine Arbeit auf Abruf leisten (ET nAaA);
- Lehrlinge; und
- Nichterwerbspersonen (NEP).

Wiederum zeigt der obere Teil die absoluten Fallzahlen, der untere Teil die hochgerechneten Werte.

Die Entwicklung der 890 Personen, die 2002 Arbeit auf Abruf leisteten, kann aus der grau markierten *Zeile* abgelesen werden. Von diesen 890 Personen waren 672 im Jahre 2003 nicht mehr auf Abruf tätig. 521 dieser 672 Personen wiederum waren weiterhin erwerbstätig, aber nicht mehr im Arbeit auf Abruf-Verhältnis. 17 vormalig auf Abruf Arbeitende wurden arbeitslos, eine Person wechselte in den Lehrlingsstatus und 133 ehemals auf Abruf Beschäftigte sind zu Nichterwerbspersonen geworden. Somit werden Personen, die den Zustand eines Arbeit auf Abruf-Verhältnisses verlassen, nur selten arbeitslos. Umgekehrt trifft es aber auch zu, dass Personen, die in Arbeit auf Abruf-Verhältnisse übergehen, nicht vorwiegend aus dem Arbeitslosenpool stammen: Aus der in Tabelle 4 grau markierten *Spalte* geht nämlich hervor, dass von den 841 Personen, die 2003 Arbeit auf Abruf leisteten, im Vorjahr nur 14 arbeitslos waren; 484 Personen waren 2002 nicht auf Abruf erwerbstätig, 218 auf Abruf erwerbstätig, 4 Lehrlinge und 121 Nichterwerbspersonen.

Es ist ebenfalls interessant, den Status im Jahr 2003 der 890 Personen, die 2002 Arbeit auf Abruf geleistet haben, mit demjenigen der 399 Personen zu vergleichen, die 2002 arbeitslos waren. Von letzteren sind 2003 etwas über die

**Tabelle 4: Status in den Jahren 2002 und 2003 und Mobilität
(aufgegliedert nach den in der SAKE erfassten Status-Kategorien Erwerbsfähiger)**

		Status im Jahr 2003					Total
		AL	ET AaA	ET nAaA	Lehrling	NEP	
<i>Absolute Werte</i>							
Status im Jahr 2002	AL	93	14	212	0	80	399
	ET AaA	17	218	521	1	133	890
	ET nAaA	298	484	15'416	23	886	17'107
	Lehrling	9	4	117	105	17	252
	NEP	104	121	628	13	4'464	5'330
	Total	521	841	16'894	142	5'580	23'978
<i>Hochgerechnete Werte</i>							
Status im Jahr 2002	AL	19'979	3'844	48'322	0	15'384	87'529
	ET AaA	5'355	44'453	116'713	295	24'589	191'405
	ET nAaA	70'727	100'657	3'057'425	9'343	172'642	3'410'794
	Lehrling	4'204	1'417	44'026	38'572	5'636	93'855
	NEP	25'571	21'865	133'409	5'210	753'517	939'571
	Total	125'836	172'236	3'399'895	53'420	971'768	4'723'155

Hälfte (212) nicht auf Abruf erwerbstätig, 14 arbeiten auf Abruf, rund ein Viertel (93) sind immer noch arbeitslos, und fast ein Viertel (80) sind Nichterwerbspersonen. Somit scheint die Entwicklung der Arbeit auf Abruf-Leistenden deutlich günstiger zu verlaufen als diejenige der Arbeitslosen.

Aufschlussreich ist ferner die Beobachtung, dass von den 749 Nichterwerbspersonen im Jahre 2002, welche 2003 eine Erwerbstätigkeit aufgenommen haben, 121 oder 16.2% dies in der Form von Arbeit auf Abruf erreicht haben. Dieser Anteil ist bei den Arbeitslosen mit 14 von 226 Personen oder 6.2% geringer. Er liegt zudem deutlich höher als der Anteil der 2002 nicht auf Abruf Erwerbstätigen, die 2003 auf Abruf arbeiteten – eine solche Entwicklung erfuhren lediglich 484 von $15'416 + 484 = 15'900$ Personen, d. h. 3.0%. Somit kann festgehalten werden, dass ein relativ grosser Anteil der Nichterwerbspersonen, welche eine Erwerbstätigkeit *aufnehmen*, dies in Form von Arbeit auf Abruf durchführen.

Bemerkenswert ist die Tatsache, dass ein *Statuswechsel* – von Arbeit auf Abruf in ein normales Arbeitsverhältnis oder umgekehrt – nur selten mit einem Arbeit-

geberwechsel verbunden ist: Von den (hochgerechnet) 116'713 Personen, die 2002 auf Abruf arbeiteten, 2003 aber einen normalen Arbeitsvertrag innehatten, wechselten nur (hochgerechnet) 12'749 – d.h. 10.9% – den Arbeitgeber. Umgekehrt waren von den (hochgerechnet) 100'657 Personen, welche zwischen 2002 und 2003 ihren normalen Arbeitsvertrag zugunsten eines Arbeit auf Abruf-Verhältnisses aufgegeben haben, (hochgerechnet) 89'592 weiterhin beim selben Arbeitgeber beschäftigt. Lediglich 11% haben einen Arbeitsplatz bei einem anderen Arbeitgeber im Abrufverhältnis angenommen. Somit erfolgen die meisten Bewegungen zwischen Arbeit auf Abruf- und nicht Arbeit auf Abruf-Stellen *innerhalb des selben Betriebs*. Dies erklärt, weshalb die durchschnittliche Betriebszugehörigkeitsdauer von Arbeit auf Abruf-Leistenden trotz häufiger Wechsel der Beschäftigungsform immerhin fast acht Jahre beträgt. Diese Tatsache spricht für eine hohe Stabilität und Dauerhaftigkeit der Arbeit auf Abruf-Verhältnisse.

Obwohl die Ergebnisse aus Tabelle 4 deutlich machen, dass viele Arbeit auf Abruf-Leistende nach einem Jahr ein normales Arbeitsverhältnis innehaben, fällt auf, dass der Anteil der Nichterwerbspersonen bei den 890 Personen, die 2002 auf Abruf arbeiteten, im Jahr 2003 fast ein Sechstel (133 Personen) beträgt und damit relativ hoch ist. Dies wirft die Frage auf, inwieweit sich hinter diesen nicht mehr Erwerbstätigen Arbeitslose verstecken können. Deshalb empfiehlt es sich, für die Nichterwerbspersonen zu untersuchen, inwieweit sie erwerbstätig sein wollen. Hierzu liefert die SAKE entsprechende Informationen. Gefragt wird, ob die betreffende Person trotzdem gerne berufstätig wäre, obwohl sie formell keine Stelle sucht. Die drei möglichen Antworten lauten: (1) „ja, zweifellos“, (2) „ja, wenn die Umstände anders wären“, und (3) „nein, ich habe daheim schon genügend Arbeit“.

Tabelle 5 fasst die Arbeitsbereitschaft der Personen zusammen, die 2003 nicht erwerbstätig waren. Daraus ist ersichtlich, dass sich die jeweiligen Antwortanteile zwischen den Personen, die 2002 ein normales Arbeitsverhältnis innehatten (886) und denjenigen, die 2002 auf Abruf arbeiteten (133) (vgl. Tabelle 4), zwar unterscheiden. Bei beiden Gruppen möchten aber über die Hälfte der Nichterwerbspersonen weiterhin nicht erwerbstätig sein, wobei der Anteil bei den ehemaligen Arbeit auf Abruf-Leistenden signifikant kleiner ist. Umgekehrt ist bei diesen der Anteil, der erwerbstätig sein möchte, grösser. Somit gibt es Hinweise darauf, dass die „verdeckte“ Arbeitslosigkeit bei vormalig auf Abruf Arbeitenden *höher* ist als dies bei ehemals Normalbeschäftigten der Fall ist.

Tabelle 5: Arbeitsbereitschaft von Nichterwerbspersonen im Jahr 2003
(gewichtet; Angaben in Prozentpunkten)

	Andere Erwerbstätige in 2002; Nichterwerbsperson in 2003	Arbeit auf Abruf in 2002; Nichterwerbsperson in 2003	<i>p</i>
Ja, zweifellos	14.3	25.6	0.000
Ja, wenn andere Umstände	20.4	19.6	0.838
Nein	65.3	54.9	0.001

Insgesamt deuten die Ergebnisse in den Tabellen 3 bis 5 eher darauf hin, dass Arbeit auf Abruf eine *Brückenfunktion* hin zum Normalarbeitsverhältnis erfüllt: Personen, die eine Erwerbstätigkeit aufnehmen, tun dies überproportional oft in der Form von Arbeit auf Abruf, und ein Grossteil der im Jahre 2002 Arbeit auf Abruf-Leistenden war ein Jahr später nicht mehr auf Abruf tätig.

Dennoch zeigt Tabelle 3, dass 218 Personen oder rund ein Viertel der 2002 Arbeit auf Abruf-Leistenden im Jahre 2003 immer noch auf Abruf tätig sind. Dieser Anteil liegt erheblich *über* demjenigen der Arbeit auf Abruf-Leistenden an der gesamten erwerbsfähigen Bevölkerung von rund 4% und signalisiert eine *gewisse Persistenz* von Arbeit auf Abruf. Ein Pearson χ^2 -Test verwirft die Nullhypothese der Unabhängigkeit der Beschäftigungsform zwischen beiden Perioden mit einem Wert von 1'203 ($p = 0.000$) sichtbar.

Um zu bestimmen, inwiefern der Erwerbsstatus einer Person im Jahre 2002 ihren Erwerbsstatus im Jahre 2003 determiniert, bietet sich die Tau-Statistik von Goodman und Kruskal an, welche sich als Bestimmtheitsmass interpretieren lässt (vgl. MARGOLIN und LIGHT, 1974). Angewandt auf Tabelle 3 (Arbeit auf Abruf oder nicht) weist die Tau-Statistik einen Wert von 0.0502 auf. Ob eine bestimmte Person in einem Jahr Arbeit auf Abruf leistet oder nicht erklärt somit zu 5%, ob sie auch im folgenden Jahr auf Abruf tätig ist. Angewandt auf die fünf möglichen Kategorien von Tabelle 4 weist die Tau-Statistik einen deutlich höheren Wert von 0.4807 auf. Der Erwerbsstatus einer Person im Jahre 2002 erklärt somit ihren Erwerbsstatus im Jahre 2003 zu 48%. Obwohl Arbeit auf Abruf eine gewisse Persistenz aufweist, ist diese jedoch deutlich *geringer* als diejenige der meisten anderen Kategorien: Berechnet man die Tau-Statistik für die übrigen vier Kategorien separat, so erhält man nur für Arbeitslose einen geringeren Wert, nämlich 0.0356, für nicht auf Abruf Erwerbstätige hingegen einen Wert von 0.4623, für Lehrlinge einen Wert von 0.3044 und für Nichterwerbspersonen einen Wert von 0.5855.

Inwiefern die Persistenz von Arbeit auf Abruf auf die Abschottung des primären Arbeitsmarktes zurückzuführen ist, lässt sich anhand der bisherigen Ergebnisse nicht belegen: Aus der Tatsache, dass bestimmte Personen in beiden Jahren Arbeit auf Abruf leisten, folgt nicht zwangsläufig, dass diese keine Arbeit auf Abruf leisten *wollen*. Nicht auszuschliessen ist, dass bestimmte Personengruppen, z. B. aufgrund gewisser situativer Umstände wie Kindererziehungspflichten, *in beiden Jahren* Arbeit auf Abruf einer Vollzeitbeschäftigung vorziehen.

5. Arbeit auf Abruf und Löhne

Prinzipiell kann Arbeit auf Abruf zwei Effekte auf den Lohn haben: Zum einen ist es möglich, dass Arbeit auf Abruf vor allem unter den Mitgliedern der Randbelegschaften weit verbreitet ist, so dass diesen marginalen Anbietergruppen nur *unterdurchschnittliche* Löhne bezahlt werden, wie dies z. B. von der Segmentationstheorie prognostiziert wird (vgl. grundlegend KERR, 1954; DOERINGER und PIORE, 1971; SENGENBERGER, 1987).⁷ Zum anderen tragen diese Arbeitnehmer sowohl ein Beschäftigungs- als auch ein Lohnrisiko, weshalb die Übernahme dieser Risiken mit der Auszahlung einer Prämie verbunden sein könnte (sog. *compensating wage differential*; vgl. bereits SMITH, 1976).

Aus der deskriptiven Statistik (vgl. Tabelle 1) ist bekannt, dass der Stundenlohn von Arbeit auf Abruf-Leistenden mit 37.98 Franken geringer ist als derjenige anderer Arbeitnehmer, bei denen er 41.47 Franken beträgt. Diese Feststellung impliziert jedoch noch nicht, dass die Beschäftigungsform die Löhne beeinflusst. Wie in Kapitel 4 bereits gezeigt, ist Arbeit auf Abruf u. a. unter Personen mit einer geringen Ausbildung verbreiteter. Deshalb erstaunt es nicht, dass Arbeit auf Abruf-Leistende niedrigere Löhne erhalten. Es stellt sich jedoch die Frage, ob sich in dieser Lohn Differenz lediglich unterschiedliche *Ausstattungen mit Humankapital* widerspiegeln, oder ob der Arbeitsmarkt produktivitätsbestimmende Faktoren bei Arbeit auf Abruf-Leistenden anders entlohnt als bei anderen Erwerbstätigen – mit anderen Worten, ob Arbeit auf Abruf-Leistende weniger verdienen, als aufgrund ihrer Humankapitalausstattung zu erwarten wäre. Mittels Schätzung geschlechtsspezifischer Lohnfunktionen, welche eine Dummy-Variable für den Erwerbsstatus „Arbeit auf Abruf“ und Interaktionsterme zwischen der

⁷ In einer Reihe von Ländern sind Personen, die nur über *befristete* Arbeitsverträge verfügen, mit einer sichtbar negativen Lohnprämie konfrontiert (vgl. OECD, 2002, S. 131 und S. 143–144). Eine neuere Studie für Westdeutschland bestätigt diese Beobachtung (vgl. HAGEN, 2002).

Beschäftigungsform und den produktivitätsbestimmenden Faktoren enthalten, lässt sich für die Gruppe der Frauen – *und nur für diese* – tatsächlich eine signifikant *negative Lohndifferenz* in Höhe von etwa 11% ermitteln.

Bei der Schätzung von Lohnfunktionen können aber die Ergebnisse bekanntlich durch das Vorhandensein von unbeobachtbarer individueller Heterogenität verzerrt sein. Beispielsweise kann ein negativer Koeffizient der Variable „Arbeit auf Abruf“ in der Schätzung zweierlei bedeuten: Entweder spiegelt er die Tatsache wider, dass Arbeit auf Abruf zu geringeren Löhnen führt. Genauso ist es aber möglich, dass gerade diejenigen Arbeitnehmer Arbeit auf Abruf leisten, welche auf dem Arbeitsmarkt *unabhängig von der Beschäftigungsform* einen niedrigen Lohn erzielen würden. Aufgrund der Querschnitts-Lohnfunktion kann zwischen beiden Erklärungen nicht diskriminiert werden.

Mittels einer Panelbetrachtung lässt sich indessen die Auswirkung der Vertragsform von den individuellen Eigenschaften separieren (vgl. WOOLDRIDGE, 2003, S. 438–444). Dazu wird angenommen, dass der Lohn eines Individuums i nicht nur von der Beschäftigungsform (die Dummy-Variable *Arbeit auf Abruf*), den beobachtbaren Humankapitalvariablen X sowie der Interaktion zwischen beiden, sondern auch von individuellen *unbeobachtbaren* Eigenschaften α_i abhängt:

$$\ln(W_{it}) = \delta d_{2003} + \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 AaA_{it} + \beta_3 AaA_{it} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

wobei d_{2003} eine Jahresdummy für 2003 darstellt, welche das allgemeine Lohnwachstum zwischen 2002 und 2003 auffängt (diese Variable nimmt im Jahr 2003 somit den Wert 1 an, im Jahr 2002 den Wert 0). Mithin können die Löhne in den beiden betrachteten Perioden wie folgt bestimmt werden:

$$\begin{aligned} \ln(W_{i2}) &= \delta + \alpha_i + \beta_1 X_{i2} + \beta_2 AaA_{i2} + \beta_3 AaA_{i2} X_{i2} + \varepsilon_{i2}, \\ \ln(W_{i1}) &= \alpha_i + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 AaA_{i1} + \beta_3 AaA_{i1} X_{i1} + \varepsilon_{i1}. \end{aligned} \quad (2)$$

Die Differenz der beiden Gleichungen führt zur *first-difference*-Gleichung:

$$\begin{aligned} \ln(W_{i2} / W_{i1}) &= \delta + \beta_1 (X_{i2} - X_{i1}) + \beta_2 (AaA_{i2} - AaA_{i1}) \\ &\quad + \beta_3 (AaA_{i2} X_{i2} - AaA_{i1} X_{i1}) + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1}) \end{aligned} \quad (3)$$

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, der Beschäftigungsform und der Interaktion zwischen Beschäftigungsform und den Humankapitalvariablen in Verbindung. Der Term $(AaA_{i2} - AaA_{i1})$ nimmt den Wert 0 an, wenn keine Veränderung der Beschäftigungsform zwischen beiden Jahren erfolgt. Er weist den Wert 1 auf, wenn ein normales Arbeitsverhältnis zugunsten eines Abrufverhältnisses aufgegeben wird, und den Wert -1 , falls ein Abrufvertrag durch ein normales Arbeitsverhältnis ersetzt wird. Der Koeffizient β_2 zeigt somit, inwieweit eine Veränderung des Vertragsstatus einen Einfluss auf die Lohnentwicklung hat. Ein negativer Koeffizientenwert würde bedeuten, dass sich die Aufnahme (Aufgabe) einer Tätigkeit auf Abruf unabhängig von der Humankapitalausstattung negativ (positiv) auf die Lohnentwicklung auswirkt. Die Terme $AaA_{i2}X_{i2} - AaA_{i1}X_{i1}$ reflektieren die Veränderung der Interaktion zwischen der Beschäftigungsform und den Humankapitalvariablen. Die Koeffizienten β_3 messen, inwiefern der Arbeitsmarkt produktivitätsbestimmende Faktoren bei Arbeit auf Abruf-Leistenden anders entlohnt als dies bei den übrigen Erwerbstätigen der Fall ist.

Tabelle 6 fasst die Ergebnisse der Schätzung der Lohnfunktionen mit Differenzen zusammen. Es zeigt sich, dass – abgesehen von der Konstanten δ , welche die allgemeine Entwicklung des Stundenlohns in der schweizerischen Volkswirtschaft zwischen den Jahren 2002 und 2003 widerspiegelt – nur wenige Variablen überhaupt statistisch signifikant sind: es handelt sich bei der Gruppe der Frauen um den Ausländerstatus und das Ausbildungsniveau, bei der Gruppe der Männer um die Firmengrösse sowie die Betriebszugehörigkeitsdauer.⁸ Veränderungen in den anderen klassischen Humankapitalvariablen üben in allen drei Regressionen *keinen* signifikanten Einfluss auf die Lohnentwicklung aus.⁹

Die Veränderung der *Beschäftigungsform*, welche in der Variablen „Arbeit auf Abruf“ enthalten ist, hat ebenfalls keine statistisch signifikante Auswirkung auf den Lohn. Interessanterweise werden jedoch zwei produktivitätsbestimmende

8 Hinter der letztgenannten Variable verbirgt sich die mit steigender Berufserfahrung bzw. zunehmender Betriebszugehörigkeitsdauer (mit abnehmenden Zuwachsraten) steigende Senioritätsentlohnung (vgl. hierzu grundlegend LAZEAR, 1979; LAZEAR, 1981).

9 Die Tatsache, dass die Regressionen keinen signifikanten Einfluss der Veränderung der meisten Humankapitalvariablen auf die Lohnentwicklung ermitteln, dürfte darauf zurückzuführen sein, dass bei diesen innerhalb eines Jahres nur geringe Veränderungen erfolgen. Dies trifft aber in Bezug auf die Variable Arbeit auf Abruf *nicht* zu: Wie bereits gezeigt, finden innerhalb eines Jahres sehr starke Bewegungen in Richtung Arbeit auf Abruf und aus dieser heraus statt.

Faktoren bei Arbeit auf Abruf-Leistenden besser entlohnt als bei anderen Arbeitskräften. Es handelt sich hierbei um das Ausbildungsniveau und die Tätigkeit in mittelgrossen Unternehmen: Hoch ausgebildete Arbeit auf Abruf leistende Frauen (Männer) verdienen 13.8% (9.7%) mehr als andere hoch ausgebildete Arbeitnehmer. Arbeit auf Abruf leistende Frauen erzielen in Unternehmen mit zwischen 11 und 49 Mitarbeitern 12.6%, in Unternehmen mit zwischen 50 und 99 Mitarbeitern sogar 29.1% mehr Lohn als nicht auf Abruf tätige Frauen. Bei Männern ist dieser positive Lohnunterschied ausschliesslich bei Unternehmen mit zwischen 11 und 49 Mitarbeitern zu beobachten und beträgt 3.2%. Zusammenfassend kann somit festgehalten werden, dass *keine* Lohndiskriminierung von Arbeit auf Abruf-Leistenden vorliegt. – Ganz im Gegenteil: Verfügen Arbeit auf Abruf-Tätige über ein hohes Ausbildungsniveau, wird dieses bei ihnen sogar besser entlohnt als bei anderen abhängig Erwerbstätigen.

Tabelle 6: Schätzung von Lohnfunktionen mit Differenzen für die Lohnentwicklung zwischen den Jahren 2002 und 2003 (gewichtete Schätzung; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Frauen	Männer
Konstante	0.042** (0.003)	0.053** (0.006)	0.034** (0.004)
Berufserfahrung $\times 10^{-2}$ (in Jahren)	-0.042 (0.175)	0.057 (0.253)	-0.226 (0.248)
Berufserfahrung ² $\times 10^{-2}$	0.005 (0.004)	0.002 (0.006)	0.009 (0.006)
Betriebszugehörigkeitsdauer $\times 10^{-2}$ (in Jahren)	0.616** (0.217)	0.323 (0.367)	0.903** (0.266)
Betriebszugehörigkeitsdauer ² $\times 10^{-2}$	-0.012 (0.007)	-0.014 (0.014)	-0.015 (0.008)
Ausländerstatus ^a	-0.097** (0.027)	-0.116** (0.038)	-0.063 (0.039)
Niedrige Ausbildung ^a	0.116 (0.062)	0.362** (0.097)	-0.113 (0.081)
Hohe Ausbildung ^a	-0.022 (0.042)	0.015 (0.061)	-0.053 (0.058)
Firmengrösse zwischen 1 und 10 Mitarbeitern ^a	-0.010 (0.013)	0.001 (0.018)	-0.029 (0.017)
Firmengrösse zwischen 11 und 49 Mitarbeitern ^a	-0.013 (0.011)	0.008 (0.018)	-0.037* (0.015)

	Alle	Frauen	Männer
Firmengrösse zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	0.001 (0.012)	0.018 (0.019)	-0.023 (0.015)
Arbeit auf Abruf ^a	-0.051 (0.037)	-0.079 (0.052)	-0.001 (0.060)
<i>AaA</i> × Berufserfahrung × 10 ⁻² (in Jahren)	0.073 (0.350)	-0.045 (0.503)	0.044 (0.535)
<i>AaA</i> × Berufserfahrung ² × 10 ⁻²	-0.001 (0.008)	0.005 (0.012)	-3.730 E-5 (0.012)
<i>AaA</i> × Betriebszugehörigkeitsdauer × 10 ⁻² (in Jahren)	0.320 (0.400)	-0.576 (0.672)	-0.335 (0.530)
<i>AaA</i> × Betriebszugehörigkeitsdauer ² × 10 ⁻²	0.006 (0.012)	0.023 (0.024)	0.003 (0.015)
<i>AaA</i> × Ausländerstatus ^a	0.005 (0.031)	0.031 (0.047)	-0.009 (0.043)
<i>AaA</i> × Niedrige Ausbildung ^a	-0.002 (0.037)	-0.031 (0.050)	0.051 (0.056)
<i>AaA</i> × Hohe Ausbildung ^a	0.120** (0.034)	0.138** (0.049)	0.097* (0.047)
<i>AaA</i> × Firmengrösse zwischen 1 und 10 Mitarbeitern ^a	0.037 (0.030)	0.081 (0.042)	-0.037 (0.047)
<i>AaA</i> × Firmengrösse zwischen 11 und 49 Mitarbeitern ^a	0.085** (0.031)	0.126** (0.046)	0.032** (0.044)
<i>AaA</i> × Firmengrösse zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	0.195** (0.046)	0.291** (0.066)	0.055 (0.066)
Mittelwert der abhängigen Variable	0.046	0.055	0.039
Anzahl Beobachtungen	12'968	6'056	6'912
Adj. R ²	0.004	0.007	0.003

Die abhängige Variable ist die Differenz des logarithmierten Stundenlohns.

a Dummy-Variablen

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

6. Arbeit auf Abruf und Arbeitszufriedenheit

Wird Arbeit auf Abruf-Leistenden der Übertritt in den primären Arbeitsmarkt verwehrt, ist davon auszugehen, dass sie eine geringere Arbeitszufriedenheit aufweisen. In der SAKE des Jahres 2001 wurden einmalig Informationen zur Arbeitszufriedenheit erfasst. Die genaue Frage lautet: „*Entsprechen die momentanen Arbeitsbedingungen Ihren persönlichen Wünschen oder Vorstellungen?*“ Da die SAKE Arbeitszufriedenheit mit einer dichotomen Variable misst, kann das *Ausmass* der Zufriedenheit nicht analysiert werden. Dennoch lässt sich mittels eines Probit-Modells feststellen, ob das Ableisten von Arbeit auf Abruf einen Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit im Jahr 2001 hatte. Als Regressoren, die sich auf dieselbe Periode beziehen, werden neben den bereits in Tabelle 2 aufgeführten auch die Arbeitszeit, der Stundenlohn sowie das Vorhandensein einer garantierten Mindestarbeitszeit verwendet.

Ein Blick auf die Regressionsergebnisse signalisiert (vgl. Tabelle 7), dass sich die geschätzten Koeffizienten bezüglich Vorzeichen und Einflussstärke weitgehend mit denen anderer empirischer Studien decken (vgl. z. B. CLARK, 1996; CLARK, OSWALD und WARR, 1995; SOUSA-POZA und SOUSA-POZA, 2000; SLOANE und WILLIAMS, 2000). Einerseits ist die Arbeitszufriedenheit mit der Höhe des Stundenlohns und dem Verheiratenstatus positiv korreliert, zudem sind Männer und Frauen in Kleinstbetrieben (unter zehn Beschäftigte) mit einer höheren Wahrscheinlichkeit mit ihrer Arbeit zufrieden als solche in grösseren Betrieben. Letzteres Ergebnis könnte durch den höheren Grad an Autonomie in kleineren Unternehmen begründet sein. Daneben steigt bei der Gruppe der Frauen die Wahrscheinlichkeit, mit ihren Arbeitsbedingungen zufrieden zu sein, je geringer die Arbeitszeit ist. Dies hängt damit zusammen, dass Teilzeitbeschäftigung vor allem von Frauen präferiert und das Ableisten von Überstunden von ihnen eher vermieden wird. Andererseits ist bei der Gruppe der Männer die Wahrscheinlichkeit, zufrieden zu sein, für ausländische Arbeitnehmer geringer.

Darüber hinaus übt das Lebensalter einen u-förmigen Einfluss auf die Arbeitszufriedenheitswahrscheinlichkeit aus: Die geringste Wahrscheinlichkeit, mit ihrem derzeitigen Arbeitsplatz zufrieden zu sein, ist bei Männern im Alter von rund 43 und bei Frauen im Alter von 40 Jahren zu beobachten. In früheren und in späteren Jahren der Erwerbsphase hingegen ist die Wahrscheinlichkeit, zufrieden zu sein, jeweils höher. Dieser parabolische Verlauf ist ein Standardergebnis in der Literatur und wird damit erklärt, dass sich junge Arbeitnehmer – wegen ihrer fehlenden Berufserfahrung – noch keine (realistischen) Erwartungen über ihre Arbeitsbedingungen gebildet haben. Mit zunehmender Berufserfahrung kristallisieren sich gewisse Erwartungen heraus, was einen negativen Effekt auf

die Arbeitszufriedenheit haben kann. Ältere Arbeitnehmer haben sich hingegen mit ihrer Situation abgefunden und sind deswegen wieder eher zufriedener (sog. „Adaption“; vgl. hierzu ausführlich CLARK, OSWALD und WARR, 1995).

Tabelle 7: Determinanten für Arbeitszufriedenheit im Jahr 2001 –
Probit-Modell (gewichtete Schätzung; Marginaleffekte
in Prozentpunkten; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Frauen	Männer
Männlich ^a	0.777 (0.885)		
Lebensalter (in Jahren)	-0.699** (0.247)	-0.752* (0.365)	-0.798** (0.347)
Lebensalter ² × 10 ⁻²	0.853** (0.293)	0.940* (0.440)	0.929** (0.404)
Betriebszugehörigkeitsdauer (in Jahren)	-0.179 (0.120)	-0.082 (0.199)	-0.302 (0.160)
Betriebszugehörigkeitsdauer ² × 10 ⁻²	0.481 (0.346)	-0.461 (0.656)	0.726 (0.437)
Ausländerstatus ^a	-2.040* (0.904)	0.202 (1.280)	-3.794** (1.297)
Niedrige Ausbildung ^a	-0.104 (1.080)	-1.030 (1.524)	1.014 (1.520)
Hohe Ausbildung ^a	-0.357 (0.946)	0.108 (1.435)	-0.338 (1.268)
Deutschschweiz ^a	1.109 (0.809)	2.067 (1.230)	0.284 (1.077)
Verheiratetenstatus ^a	3.896** (0.895)	3.149* (1.279)	4.024** (1.327)
Kinder im Haushalt ^a	-0.600 (0.806)	-1.774 (1.215)	-0.034 (1.119)
Arbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0.116** (0.032)	-0.192** (0.047)	-0.048 (0.053)
Stundenlohn (ln) (in Fr.)	3.723** (0.805)	2.664* (1.166)	4.585** (1.148)
Firmengrösse zwischen 1 und 10 Mitarbeitern ^a	3.690** (0.897)	4.594** (1.289)	2.825** (1.278)
Firmengrösse zwischen 11 und 49 Mitarbeitern ^a	2.674** (0.893)	3.280* (1.317)	1.979 (1.227)
Firmengrösse zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	2.351* (1.167)	3.317 (1.697)	1.405 (1.626)

	Alle	Frauen	Männer
Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten 10 Jahren	-3.460** (0.613)	-3.045** (0.912)	-3.728 (0.836)
Arbeit auf Abruf ^b	-3.345 (2.911)	-1.807 (3.245)	-7.726 (6.300)
Garantierte Mindestarbeitszeit ^a	5.553* (2.674)	1.787 (4.200)	10.172** (2.420)
Mittelwert der abhängigen Variable	0.851	0.844	0.856
Anzahl Beobachtungen	9'576	4'499	5'077
Log likelihood	-3'915.68	-1'895.49	-2'022.18
Pseudo R^2	0.030	0.027	0.032

Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1 – falls die befragte Person mit den Arbeitsbedingungen zufrieden ist, 0 sonst. Überdies beinhalten die Regressionen zwölf Branchendummies, die hier der Übersichtlichkeit wegen nicht aufgeführt werden. Als Referenzbranche wurde die Öffentliche Verwaltung gewählt.

a Dummy-Variablen

b Pseudo R^2 von MCFADDEN (1973)

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

Interessanterweise hat bei der Gruppe der Frauen eine frühere Arbeitslosigkeit – gemessen an der Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten zehn Jahren – einen starken negativen Effekt auf die Arbeitszufriedenheit. Ein solches Ergebnis liefern auch andere Studien (vgl. CLARK und OSWALD, 1994; CLARK, DIENER, GEORGELLIS und LUCAS, 2004). Diese zeigen auf, dass Phasen der Arbeitslosigkeit eine *nachhaltige* Wirkung auf das subjektive Wohlbefinden ausübt und die Arbeitszufriedenheit dauerhaft tangiert.

Das wohl wichtigste Ergebnis aus den in Tabelle 7 wiedergegebenen Regressionen stellt die Tatsache dar, dass der Koeffizient der Variable, die Arbeit auf Abruf-Verhältnisse reflektiert, nicht signifikant ist. Offenbar gibt es *keine Unterschiede* in der Arbeitszufriedenheit zwischen Personen, die Arbeit auf Abruf leisten und solchen, die nicht auf Abruf arbeiten. Bei der Gruppe der Männer hat allerdings das Vorhandensein einer garantierten Mindestarbeitszeit eine positive Wirkung auf die Arbeitszufriedenheit. Insgesamt betrachtet gibt es somit kaum Hinweise dafür, dass Arbeit auf Abruf-Leistende ihren Status als nachteilig empfinden.

7. Arbeit auf Abruf und intendierte Stellenwechsel

Obwohl ihre Arbeitszufriedenheit ähnlich hoch ist wie bei den anderen Arbeitnehmern, befinden sich Arbeit auf Abruf-Leistende fast doppelt so häufig auf Stellensuche (vgl. Tabelle 1). Aus der umfangreichen, zu den Stellenwechseln vorliegenden psychologischen und soziologischen Literatur ist bekannt, dass potentielle und tatsächlich realisierte (freiwillige) Stellenwechsel hoch korreliert sind (vgl. z. B. HULIN, ROZNOWSKI und HACHIYA, 1985; MOBLEY, 1977; MOBLEY, GRIFFETH, HAND und MEGLINO, 1979; PRICE und MUELLER, 1986; RUSBULT und FARRELL, 1983; STEERS und MOWDAY, 1981), weshalb beabsichtigte Arbeitsplatzwechsel als *Vorlaufindikator* für zwischenbetriebliche Mobilität angesehen werden können (vgl. z. B. SAGER und GRIFFETH, 1998; HENNEBERGER und SOUSA-POZA, 2002). Die den potentiellen Stellenwechseln zugrunde liegenden Fragen in der SAKE lauten: „*Suchen Sie zur Zeit eine neue oder eine zusätzliche Arbeitsstelle?*“ und „*Aus welchem Grund suchen Sie eine neue Arbeitsstelle?*“

In der Probit-Analyse der Determinanten freiwilliger Stellenwechsel werden die selben Regressoren wie in der Analyse der Bestimmungsfaktoren der Arbeitszufriedenheit verwendet. Um zu eruieren, ob sich die aufgrund der deskriptiven Statistik zu erwartende höhere Stellenwechselneigung der Arbeit auf Abruf-Leistenden zwischen beiden Geschlechtern unterscheidet, wird zusätzlich ein Interaktionsterm „Männlich \times Arbeit auf Abruf“ in die Schätzgleichung eingebaut.

Die Ergebnisse in Tabelle 8 zeigen, dass Männer eher ihre Stelle wechseln wollen, nicht zuletzt deswegen, weil sie stärker als Frauen am beruflichen Erfolg orientiert sind (vgl. SOUSA-POZA, 1999). Der Wunsch nach einem neuen Arbeitsplatz nimmt für beide Geschlechter mit steigendem Lebensalter zunächst zu, später hingegen wieder ab. Die höchste Wahrscheinlichkeit eines potentiellen Stellenwechsels ist bei den Männern und Frauen zu beobachten, die ca. 33 bzw. ca. 31 Jahre alt sind. Ausserdem sinkt für beide Geschlechter die Intention eines Arbeitgeberwechsels mit zunehmender Betriebszugehörigkeitsdauer. Dieses Phänomen lässt sich dadurch erklären, dass die Kosten der Personalfluktuaton umso höher ausfallen, je höher die Investitionen sind, die Unternehmen und/oder Arbeitnehmer in die (betriebs-)spezifische Qualifizierung getätigt haben (vgl. bereits OI, 1962).

Ausländische Frauen weisen eine höhere, verheiratete Personen hingegen eine geringere Wechselneigung auf. Letzteres lässt sich dadurch erklären, dass die Kosten eines Arbeitsplatzwechsels steigen, wenn nicht nur der Stellenwechsler davon betroffen ist, sondern seine ganze Familie (vgl. HOLMLUND, 1984). Frauen mit einer hohen Ausbildung wiederum sind stärker geneigt, einen anderen Arbeitsplatz zu suchen. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass sich Personen

mit einer besseren Ausbildung eher als überqualifiziert für bestimmte Tätigkeiten empfinden, weswegen sie häufiger einen Stellenwechsel anstreben.¹⁰ Ausserdem fällt auf, dass in mittelgrossen Betrieben (zwischen 11 und 49 Mitarbeiter) beschäftigte Frauen öfter den jetzigen Arbeitsplatz verlassen wollen als das in grossen Betrieben (100 und mehr Beschäftigte) der Fall ist.

Ferner ist zu beobachten, dass die Stellenwechselneigung mit zunehmender wöchentlicher Arbeitszeit sinkt (vgl. hierzu ausführlich Kapitel 8). Die Höhe des Stundenlohns übt für beide Geschlechter ebenfalls einen negativen Einfluss auf die Absicht aus, einen Wechsel anzustreben. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit den Aussagen der Suchtheorie (vgl. grundlegend STIGLER, 1961; STIGLER, 1962; LIPPMAN und MCCALL, 1976): Je mehr Personen auf ihrem derzeitigen Arbeitsplatz bereits verdienen, desto unwahrscheinlicher und somit kostspieliger wird es, einen besser bezahlten Arbeitsplatz zu finden. Interessanterweise hat die Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten zehn Jahren einen positiven Einfluss auf die Wechselneigung.

Tabelle 8: Determinanten eines potentiellen Stellenwechsels (*job-to-job mobility*) im Jahr 2003 – Probit-Modell (gewichtete Schätzung; Marginaleffekte in Prozentpunkten; Standardabweichung in Klammern)

	Alle	Frauen	Männer
Männlich ^a	2.419** (0.375)		
Lebensalter (in Jahren)	0.454** (0.106)	0.460** (0.158)	0.559** (0.145)
Lebensalter ² × 10 ⁻²	-0.721** (0.128)	-0.744** (0.194)	-0.855** (0.173)
Betriebszugehörigkeitsdauer (in Jahren)	-0.226** (0.058)	-0.208* (0.096)	-0.224** (0.076)
Betriebszugehörigkeitsdauer ² × 10 ⁻²	0.033 (0.190)	-0.111 (0.349)	0.062 (0.236)
Ausländerstatus ^a	1.052** (0.392)	1.476* (0.610)	0.650 (0.509)

10 Überqualifizierte weisen häufig schlechtere Karriereperspektiven auf, was deren höhere Abwanderungsneigung erklären kann (vgl. BÜCHEL und MERTENS, 2000).

	Alle	Frauen	Männer
Niedrige Ausbildung ^a	-0.349 (0.467)	0.254 (0.689)	-0.903 (0.628)
Hohe Ausbildung ^a	1.623** (0.419)	2.283** (0.662)	0.827 (0.533)
Deutschschweiz ^a	-0.593 (0.355)	-0.352 (0.533)	-0.715 (0.471)
Verheiratetenstatus ^a	-3.249** (0.394)	-5.656** (0.593)	-1.056* (0.534)
Kinder im Haushalt ^a	-0.110 (0.344)	-0.535 (0.536)	-0.060 (0.455)
Arbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0.151** (0.014)	-0.174** (0.020)	-0.201** (0.024)
Stundenlohn (ln) (in Fr.)	-2.736** (0.343)	-2.730** (0.488)	-3.280** (0.493)
Firmengrösse zwischen 1 und 10 Mitarbeitern ^a	-0.443 (0.405)	-0.044 (0.600)	-0.882 (0.543)
Firmengrösse zwischen 11 und 49 Mitarbeitern ^a	-1.336** (0.392)	-2.070** (0.584)	-0.771 (0.522)
Firmengrösse zwischen 50 und 99 Mitarbeitern ^a	-0.315 (0.528)	0.143 (0.843)	-0.737 (0.660)
Anzahl Registrierungen bei einem Arbeitsamt in den letzten 10 Jahren	3.125** (0.238)	3.464** (0.370)	2.686** (0.307)
Arbeit auf Abruf ^a	3.691** (1.290)	3.843** (1.422)	7.268** (2.197)
Garantierte Mindestarbeitszeit ^a	-2.067* (1.011)	-1.363* (1.451)	-3.205* (1.279)
Arbeit auf Abruf × Männlich ^a	2.368 (1.615)		
Mittelwert der abhängigen Variable	0.093	0.095	0.091
Anzahl Beobachtungen	29'115	13'294	15'821
Log likelihood	-8'332.17	-3'861.46	-4'438.65
Pseudo R ²	0.074	0.074	0.081

Die abhängige Variable kann 2 Werte annehmen: 1 – falls auf Stellensuche, 0 sonst. Überdies beinhalten die Regressionen zwölf Branchendummies, die hier der Übersichtlichkeit wegen nicht aufgeführt werden. Als Referenzbranche wurde die Öffentliche Verwaltung gewählt.

a Dummy-Variablen

b Pseudo R² von McFADDEN (1973)

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

Für unsere Fragestellung wichtig ist der Einfluss, den die *Beschäftigungsform* auf die Wechselabsichten ausübt. Hierbei zeigt sich, dass Personen mit Abrufarbeit eine signifikant *höhere* Wahrscheinlichkeit haben, einen Stellenwechselwunsch zu äussern. Diese Aussage gilt gleichermassen für Männer und Frauen, wobei der Unterschied zwischen Arbeit auf Abruf leistenden Männern und Frauen nicht signifikant ist, wie sich am Interaktionsterm „Arbeit auf Abruf \times Männlich“ ablesen lässt. Festzuhalten bleibt somit, dass auf Abruf tätige Männer bzw. Frauen eine um über 7 bzw. fast 4 Prozentpunkte höhere Wechselabsicht bekunden als andere Beschäftigte. Jedoch weisen jene Arbeit auf Abruf-Leistenden, welche über eine garantierte Mindestarbeitszeit verfügen, eine sichtbar *geringere* Wechselneigung auf.

Es stellt sich die Frage, inwieweit die höhere Fluktuationsneigung darauf zurückzuführen ist, dass Abrufarbeit von den Betroffenen als nicht erwünscht betrachtet wird. Obwohl mit einem Wunsch nach *Stellenwechsel* nicht zwingend auch der Wunsch nach einer Änderung der bisherigen *Vertragsform* verbunden ist, ermöglicht die Analyse der Gründe der intendierten Arbeitsplatzwechsel zu bestimmen, welche Eigenschaften der Abrufstellen von den Betroffenen als nachteilig empfunden werden. Tabelle 9 zeigt die Gründe der intendierten Stellenwechsel von Personen, die auf Abruf arbeiten und solchen, die nicht auf Abruf tätig sind.¹¹

Tabelle 9: Gründe für potentielle Stellenwechsel (*job-to-job mobility*) im Jahr 2003 (gewichtet)

	Arbeit auf Abruf	Keine Arbeit auf Abruf	<i>p</i>
Zeitlich begrenzter Arbeitsvertrag am Auslaufen	0.100	0.103	0.849
Unzufrieden mit den Arbeitsbedingungen/ der Art der Arbeit	0.143	0.186	0.113
Zu geringer Lohn	0.089	0.063	0.015
Will mehr Stunden als an der bisherigen Stelle arbeiten	0.199	0.046	0.000
Persönliche/familiäre Gründe	0.033	0.062	0.047
Will sich einfach umschaauen, was interessant sein könnte	0.045	0.136	0.001

11 In beiden Fällen sind durch die in Tabelle 9 aufgelisteten Motive fast 60% der intendierten Stellenwechsel erfasst.

Während sich die Häufigkeit der Stellenwechsellmotive „Zeitlich begrenzter Arbeitsvertrag am Auslaufen“ und „Unzufriedenheit mit den Arbeitsbedingungen/der Art der Arbeit“ zwischen beiden Beschäftigtengruppen nicht unterscheidet, werden die Stellenwechsellmotive „Zu geringer Lohn“ und „Will mehr Stunden als an der bisherigen Stelle arbeiten“ von den Arbeit auf Abruf-Leistenden öfter genannt. „Persönliche bzw. familiäre Gründe“ sowie das Motiv „Will sich einfach umschaun, was interessant sein könnte“ sind bei den Arbeit auf Abruf-Leistenden hingegen seltener anzutreffen. Insgesamt stellt die *als zu gering empfundene Arbeitszeit* für diese Gruppe den häufigsten Grund für einen potentiellen Arbeitgeberwechsel dar: Fast 20% der Arbeit auf Abruf-Leistenden präferieren eine höhere Stundenzahl als sie auf ihrem gegenwärtigen Arbeitsplatz vorfinden.

8. Analyse der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit

Die Analyse zu den potentiellen Stellenwechseln in Kapitel 7 hat gezeigt, dass Arbeit auf Abruf-Leistende offenbar gerne mehr Stunden arbeiten würden als ihnen auf ihrem derzeitigen Arbeitsplatz möglich ist. In der schweizerischen Volkswirtschaft arbeiten die meisten Arbeitnehmer nicht genau so viele Stunden, wie sie eigentlich möchten. Insgesamt sind rund 70% aller Arbeitnehmenden über- oder unterbeschäftigt (vgl. ausführlich SOUSA-POZA und HENNEBERGER, 2000).

Um empirisch zu bestimmen, inwieweit sich das Ausmass der und die Wahrscheinlichkeit einer Über- oder Unterbeschäftigung zwischen Arbeit auf Abruf-Leistenden und den Inhabern eines normalen Arbeitsverhältnisses unterscheiden, kann die tatsächliche Arbeitszeit der einzelnen Beschäftigten mit ihrer gewünschten Arbeitszeit verglichen werden. In der SAKE basiert die Information zur gewünschten Arbeitszeit auf folgender Frage: „*Wie viele Stunden in der Woche würden Sie in Ihrer Haupttätigkeit gerne arbeiten bei entsprechender Lohnanpassung?*“ Damit berücksichtigen die befragten Personen die Tatsache, dass eine kürzere (längere) Arbeitszeit mit einem *verhältnismässig* geringeren (höheren) Lohn verbunden ist (proportionale Lohnanpassung). Es taucht jedoch das Problem auf, dass diese Frage nicht allen Arbeitskräften gestellt wird. In der SAKE werden lediglich Teilzeitbeschäftigte nach ihren wöchentlichen Arbeitszeitpräferenzen befragt. Arbeitskräfte, die gegenwärtig einer Vollzeitbeschäftigung nachgehen und *keine* Teilzeitbeschäftigung anstreben, werden nicht erfasst. In diesem Fall wird angenommen, dass diese Personen mit ihrer Arbeitszeit zufrieden sind. Da 68% aller Arbeit auf Abruf-Stellen Teilzeitarbeitsplätze sind (vgl. Tabelle 1), ist dieser Nachteil der SAKE-Befragung für unsere Analyse nicht erheblich.

Für die Teilzeitbeschäftigten kann das Ausmass der Stundenrestriktionen als die Differenz zwischen den gewünschten und den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden pro Woche berechnet werden (vgl. Tabelle 10). Es zeigt sich zunächst, dass Arbeit auf Abruf-Leistende viel stärker unterbeschäftigt sind als andere Arbeitnehmer. Der Unterschied zwischen beiden Gruppen beträgt knapp 3 Stunden pro Woche. Interessant ist zudem, dass die Streuung der Stundenrestriktionen – gemessen anhand der Standardabweichung – bei den auf Abruf Arbeitenden grösser ist als bei den nicht auf Abruf Beschäftigten. Dieser Unterschied ist auf dem 5%-Niveau signifikant.¹² Arbeit auf Abruf ermöglicht anscheinend keine bessere Übereinstimmung von gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit. Es entsteht vielmehr der Eindruck, dass Arbeit auf Abruf-Leistende mit einer *Rationierung ihrer Arbeitszeit* konfrontiert sind.

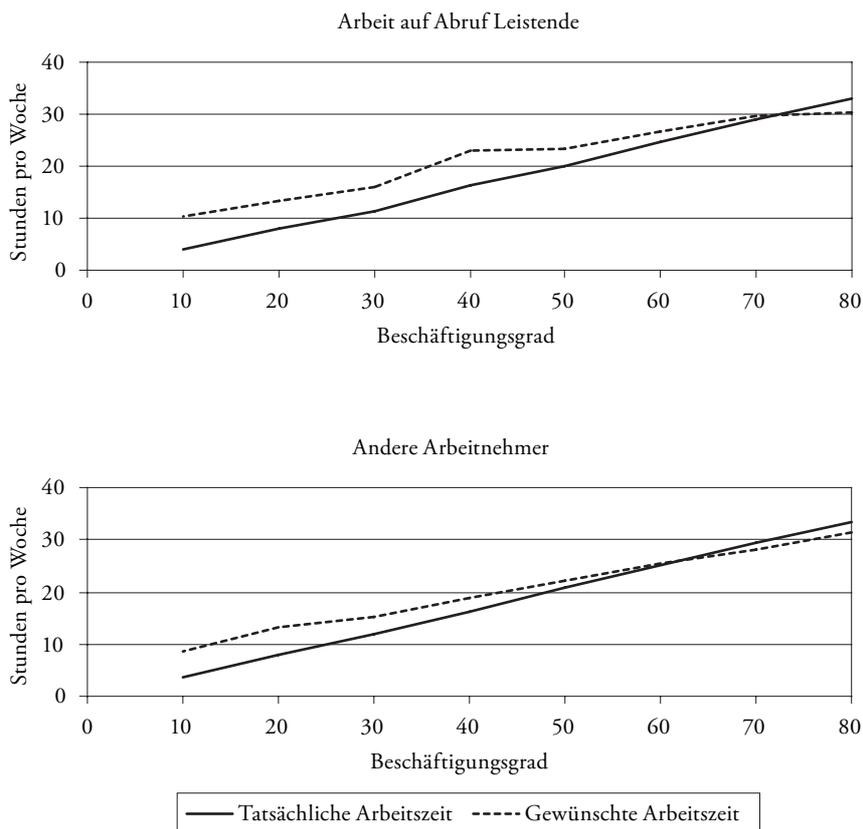
Tabelle 10: Stundenrestriktionen bei Teilzeitbeschäftigten (Beschäftigungsgrad $\leq 80\%$) im Jahr 2003 (gewichtet)

	Arbeit auf Abruf	Keine Arbeit auf Abruf	<i>p</i>
Anzahl Beobachtungen	827	8'081	
Tatsächliche wöchentliche Arbeitszeit	14.073	20.112	0.000
Gewünschte wöchentliche Arbeitszeit	18.414	21.494	0.000
Stundenrestriktionen	4.340	1.381	0.000
Standardabweichung der Stundenrestriktionen	8.670	7.470	0.000
Anteil Unterbeschäftigung	54.0%	27.7%	0.000
Keine Restriktionen	32.7%	53.2%	0.000
Anteil Überbeschäftigung	13.4%	19.2%	0.000

Eine Analyse differenziert nach Beschäftigungsgraden macht nun aber deutlich (vgl. Abbildung 2), dass die Unterschiede zwischen beiden Beschäftigtengruppen *nicht sehr ausgeprägt* sind. Sowohl bei den Arbeit auf Abruf-Leistenden als auch bei den übrigen Arbeitskräften möchten Personen, die nur einen sehr geringen Beschäftigungsgrad aufweisen, tendenziell mehr, diejenigen mit einem eher hohen Beschäftigungsgrad hingegen in der Tendenz weniger lange arbeiten.

12 Unter der Annahme gleicher Varianzen ist der Quotient beider Varianzen F-verteilt mit 826 und 8'080 Freiheitsgraden. Im konkreten Fall beträgt die *F*-Statistik 1.3471 mit einem *p*-Wert von 8.73E-10.

Abbildung 2: Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeit bei Arbeit auf Abruf-Leistenden und anderen Arbeitnehmern



Werden alle Teilzeiterwerbstätigen gemeinsam betrachtet, zeigt sich zwar eine deutliche Differenz zwischen beiden Gruppen (vgl. Tabelle 10), die jedoch zu einem erheblichen Teil auf die unterschiedliche Verteilung der Beschäftigungsgrade in beiden Gruppen zurückzuführen ist: Arbeit auf Abruf-Leistende weisen mit einer grösseren Wahrscheinlichkeit einen niedrigen Beschäftigungsgrad auf als andere Arbeitnehmer. Eine desaggregierte Betrachtung zeigt, dass die Unterschiede für Beschäftigungsgrade zwischen 0 und 50% sowie zwischen 71 und 80% statistisch signifikant sind. Der grösste Unterschied zwischen beiden Gruppen ist bei der Klasse mit einem Beschäftigungsgrad von 31–40% zu beobachten und beträgt 4.007 Stunden pro Woche.

9. Schlussfolgerungen

Für Deutschland haben verschiedene Studien gezeigt, dass ein Übergang von atypischen Beschäftigungsformen in reguläre Arbeitsverhältnisse eher selten stattfindet und dass atypisch Beschäftigte mit einem Lohnabschlag konfrontiert sind. Die vorliegende Studie untersucht am Beispiel der Beschäftigungsform „Arbeit auf Abruf“ für die Schweiz, inwieweit sich in einem weitgehend deregulierten Markt ähnliche Phänomene nachweisen lassen. Obwohl die SAKE-Daten Aussagen über die Dauer einer Episode von Arbeit auf Abruf nur bedingt zulassen, lassen die Ergebnisse vermuten, dass eine erhebliche Mobilität zwischen Arbeit auf Abruf- und nicht Arbeit auf Abruf-Verhältnissen in beide Richtungen besteht. So sind *über drei Viertel* der Personen, die in einem Jahr Arbeit auf Abruf leisten, ein Jahr später nicht mehr auf Abruf tätig. Ebenso wird die überwiegende Mehrheit der Arbeit auf Abruf-Leistenden nicht aus den Arbeitslosen, sondern aus den Beschäftigten mit einem normalen Arbeitsvertrag rekrutiert. Ausserdem finden die meisten Bewegungen zwischen Arbeit auf Abruf- und nicht Arbeit auf Abruf-Stellen *innerhalb des selben Betriebs* statt. Wenngleich über drei Viertel der Personen, die Arbeit auf Abruf im Jahre 2002 leisteten, dies ein Jahr später nicht mehr taten, gibt es Hinweise auf gewisse Persistenzphänomene am Arbeitsmarkt. Der jeweilige Erwerbsstatus, insbesondere das Ableisten von Arbeit auf Abruf in der Vorperiode, hat einen starken Einfluss auf den Erwerbsstatus in der Beobachtungsperiode. Obwohl ein grosser Teil der Mobilität der Arbeit auf Abruf-Leistenden vom Status der Erwerbstätigkeit in Richtung Nichterwerbstätigkeit stattfindet, erfolgt rund die Hälfte dieser Bewegungen auf freiwilliger Basis. Gleichzeitig signalisiert dieses Ergebnis, dass Fluktuationen in die Nichterwerbstätigkeit als eine Art *versteckte Arbeitslosigkeit* interpretiert werden können.

Arbeit auf Abruf-Leistende verdienen pro Stunde deutlich weniger als andere Arbeitnehmer. Diese Lohndifferenz ist jedoch *nicht* durch die Beschäftigungsform bedingt, sondern basiert auf unbeobachtbarer individueller Heterogenität. Mit anderen Worten: Würden diese Arbeitskräfte über einen normalen Arbeitsvertrag verfügen, wäre ihr Stundenlohn nicht höher als dies bei Arbeit auf Abruf der Fall ist. Somit werden Arbeit auf Abruf-Leistende in der Schweiz lohnmässig *nicht* diskriminiert. Im Gegenteil: Sofern sie über eine hohe Ausbildung verfügen, werden sie sogar besser entlohnt als andere Arbeitskräfte.

Personen, die Arbeit auf Abruf leisten, sind mit ihren Arbeitsbedingungen *nicht weniger zufrieden* als andere Arbeitskräfte. Erwähnenswert ist die Tatsache, dass das Fehlen einer garantierten Mindestarbeitszeit nur bei den Männern einen negativen Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit hat. Die Wahrscheinlichkeit eines *Stellenwechsels* ist bei Arbeit auf Abruf-Leistenden *grösser* als bei den

anderen Arbeitnehmern. Während sich die Häufigkeit des Fluktuationsmotivs „Unzufriedenheit mit den Arbeitsbedingungen“ zwischen beiden Gruppen nicht unterscheidet, erwähnen Arbeit auf Abruf-Leistende den zu geringen Lohn und vor allem die zu geringe Anzahl Arbeitsstunden auf der bisherigen Stelle öfter. Verfügen Arbeit auf Abruf-Leistende hingegen über eine garantierte Mindestarbeitszeit, *senkt* dies deren Wechselneigung.

Eine Analyse der Relation zwischen der gewünschten und der tatsächlichen Arbeitszeit signalisiert, dass Arbeit auf Abruf-Leistende *häufiger unterbeschäftigt* sind als solche mit einem normalen Arbeitsvertrag: Sie würden lieber länger arbeiten und damit absolut mehr verdienen. Dies hängt aber nicht in erster Linie mit der Vertragsform „Arbeit auf Abruf“, sondern vielmehr mit dem Beschäftigungsgrad zusammen: Sobald für diesen kontrolliert wird, sind die Unterschiede zwischen der Gruppe der Arbeit auf Abruf-Leistenden und den anderen Arbeitnehmern weniger stark ausgeprägt.

Literaturhinweise

- ALDA, H. (2002), *Berichtsgegenstand Beschäftigungsverhältnisse*, Arbeitskonferenz „Berichterstattung zur sozio-ökonomischen Leistungsfähigkeit der Bundesrepublik Deutschland“ am 28. und 29. Juni 2002, Bonn – Bad Godesberg.
- BECKER, G. S. (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd Ed., Chicago – London.
- BERTHOLD, N., FEHN, R. und VON BERCHEM, S. (2001), *Der deutsche Arbeitsmarkt in der Krise – Reformen nötig, Reformen möglich*, Bad Homburg.
- BOOTH, A. L., DOLADO, J. J. und FRANK, J. (2001), *Introduction*, Symposium on Temporary Work, 5th December.
- BUCH, T. (2001), „Perforierte Langzeitarbeitslosigkeit – ein vernachlässigter Strukturtyp der Arbeitslosigkeit. Eine Strukturanalyse auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels“, *Sozialer Fortschritt*, 50, S. 46–50.
- BÜCHEL, F. und MERTENS, A. (2000), *Overeducation, Undereducation, and the Theory of Career Mobility*, IZA Discussion Paper No. 195, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- BÜCHTEMANN, C. (1984), „Der Arbeitslosigkeitsprozess“, in: Bonss, W. und Heinze, R. G. (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit in der Arbeitsgesellschaft*, Frankfurt/M.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1996), *Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE): Konzepte, methodische Grundlagen, praktische Ausführung*, Bern.
- Bundesamt für Sozialversicherungen (Hrsg.) (2004), *Schweizerische Sozialversicherungsstatistik 2004*, Bern.

- CLARK, A. E. (1996), "Job Satisfaction in Britain", *British Journal of Industrial Relations*, 34, S. 341–372.
- CLARK, A. E. und OSWALD, A. J. (1994), "Unhappiness and Unemployment", *Economic Journal*, 104, S. 648–659.
- CLARK, A. E., OSWALD, A. J. und WARR, P. B. (1995), "Is Job Satisfaction U-Shaped in Age?", *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69, S. 57–81.
- CLARK, A. E., DIENER, E., GEORGELLIS, Y. und LUCAS, R. (2004), "Unemployment Alters the Set-Point for Life Satisfaction", *Psychological Science*, 15, S. 8–13.
- DOERINGER, P. B. und PIORE, M. J. (1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington/MA.
- GEISER, T. (1998), „Flexibilisierung der Arbeitszeit und des Lohnes“, *ArbR*, Mitteilungen des Instituts für Schweizerisches Arbeitsrecht, S. 77–113.
- GIESECKE, J. und GROSS, M. (2002), „Befristete Beschäftigung: Chance oder Risiko?“, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 54, S. 85–108.
- GREENE, W. H. (1997), *Econometric Analysis*, Upper Saddle River/NJ.
- 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", *Labour*, 16, S. 667–705.
- HAGEN, T. (2003), "Does Fixed-term Contract Employment Raise Firms' Adjustment Speed? Evidence from an Establishment Panel for West Germany", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 223, S. 403–421.
- HENNEBERGER, F. und SOUSA-POZA, A. (2002), „Beweggründe und Determinanten zwischenbetrieblicher Mobilität: Die Schweiz in einer internationalen Perspektive“, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 35, S. 205–231.
- HENNEBERGER, F., SOUSA-POZA, A. und ZIEGLER, A. (2004), *Eine empirische Analyse der Arbeit auf Abruf in der Schweiz. Determinanten und ökonomische Bewertung dieser Beschäftigungsform*, Reihe Arbeitsmarktpolitik Nr. 11, Staatssekretariat für Wirtschaft (seco) – Direktion für Arbeit, Bern.
- HOLMLUND, B. 1984, *Labor Mobility*, Stockholm.
- HULIN, C. L., ROZNOWSKI, M. und HACHIYA, D. (1985), "Alternative Opportunities and Withdrawal Decisions: Empirical and Theoretical Discrepancies and an Integration", *Psychological Bulletin*, 97, S. 233–250.
- JAHN, E. J. (2004), „Employment at Will Versus Employment Against Will – Kündigungsschutz in Deutschland und USA im Vergleich“, *Industrielle Beziehungen*, 11, S. 177–202.

- KELLER, B. und SEIFERT, H. (2002), „Flexicurity – Wie lassen sich Flexibilität und soziale Sicherheit vereinbaren?“, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 35, S. 90–106.
- KERR, C. (1954), „The Balkanization of Labor Markets“, in: Bakke, E. W., Hauser, P. M., Palmer, G. L., Myers, C. A., Yoder, D. und Kerr, C. (Eds), *Labor Mobility and Economic Opportunity*, Cambridge/MA, S. 92–110.
- LAZEAR, E. P. (1979), „Why is there Mandatory Retirement?“, *Journal of Political Economy*, 87, S. 1261–1284.
- LAZEAR, E. P. (1981), „Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions“, *American Economic Review*, 71, S. 606–620.
- LIPPMAN, S. A. und MCCALL, J. J. (1976), „The Economics of Job Search: A Survey“, *Economic Inquiry*, 14, S. 155–189 und S. 347–368.
- MARGOLIN, B. H. und LIGHT, R. (1974): „An Analysis of Variance for Categorical Data, II: Small Sample Comparisons with Chi Square and Other Competitors“, *Journal of the American Statistical Association*, 69, S. 755–764.
- MARTI, M., OSTERWALD, S. und MÜLLER, A. (2003), *Prekäre Beschäftigungsverhältnisse in der Schweiz. Theoretisches Konzept und empirische Analyse der Entwicklungen von 1992 bis 2002*, Reihe Arbeitsmarktpolitik Nr. 9, Staatssekretariat für Wirtschaft (seco) – Direktion für Arbeit, Bern.
- McFADDEN, D. (1973), „Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior“, in: Zarembka, P. (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, S. 105–142.
- MINCER, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York.
- MOBLEY, W. H. (1977), „Intermediate Linkages in the Relationship Between Job Satisfaction and Employee Turnover“, *Journal of Applied Psychology*, 62, S. 237–240.
- MOBLEY, W. H., GRIFFETH, R. W., HAND, H. H., und MEGLINO, B. M. (1979), „Review and Conceptual Analysis of the Employee Turnover Process“, *Psychological Bulletin*, 86, S. 493–522.
- NICOLETTA, G., SCARPETTA, S. und BOYLAUD, O. (2000), *Summary Indicators of Product Market Regulation with an Extension to Employment Protection Legislation*, Economics Department Working Paper No. 226, OECD, Paris.
- OSCHMIANSKY, H. und 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 (1999), *OECD Employment Outlook*, Paris.
- OECD (2002), *OECD Employment Outlook*, July 2002, Paris.
- OI, W. Y. (1962), „Labor as a Quasi-fixed Factor of Production“, *Journal of Political Economy*, 70, S. 538–555.

- PRICE, J. L. und MUELLER, C. W. (1986), *Absenteeism and Turnover of Hospital Employees*, Greenwich.
- ROGOWSKI, R. und WILTHAGEN, T. (2004), „Deregulierung und Reregulierung von Übergangsmärkten“, *WSI-Mitteilungen*, 57, S. 153–158.
- RUSBULT, C. und FARRELL, D. (1983), “A Longitudinal Test of the Investment Model: The Impact of Job Satisfaction, Job Commitment, and Turnover on Variations in Rewards, Costs, Alternatives, and Investments”, *Journal of Applied Psychology*, 68, S. 429–438.
- SAGER, J. K. und GRIFFETH, R. W. (1998), “A Comparison of Structural Models Representing Turnover Cognitions”, *Journal of Vocational Behavior*, 53, S. 254–273.
- SCHMID, G. (2000), „Arbeitsplätze der Zukunft: Von standardisierten zu variablen Arbeitsverhältnissen“, in: Kocka, J. und Offe, C. (Hrsg.), *Geschichte und Zukunft der Arbeit*, Frankfurt/M. – New York, S. 269–292.
- SCHWARZE, J. und HEINECK, G. (2001), „Keine dramatischen Effekte nach der Reform der geringfügigen Beschäftigung“, *DIW Wochenbericht*, 70, S. 319–325.
- SCHULTZ, T. W. (1961), “Investment in Human Capital”, *American Economic Review*, 51, S. 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“, *WSI-Mitteilungen*, 57, S. 125–131.
- SLOANE, P. J. und WILLIAMS, H. (2000), “Job Satisfaction, Comparison Earnings, and Gender”, *Labour*, 14, S. 473–502.
- SMITH, A. (1976), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Oxford.
- SOUSA-POZA, A. (1999), *The Allocation and Value of Time Assigned to Housework and Child-Care. An Analysis for Switzerland using Data from the 1997 Swiss Labour Force Survey*, Bern – Stuttgart – Wien.
- SOUSA-POZA, A. und HENNEBERGER, F. (2000), „Arbeitszeitpolitik. Eine Analyse der Arbeitszeitwünsche, Überstunden und Stundenrestriktionen in der Schweiz“, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33, S. 277–289.
- SOUSA-POZA, A., SCHMID, H. und WIDMER, R. (2001), “The Allocation and Value of Time Assigned to Housework and Child-Care: An Analysis for Switzerland”, *Journal of Population Economics*, 14, S. 599–618.

- Sousa-Poza, A. und Sousa-Poza, A. A. (2000), "Well-Being at Work: A Cross-National Analysis of the Levels and Determinants of Job Satisfaction", *Journal of Socio-Economics*, 29, S. 517–538.
- Steers, R. M. und Mowday, R. T. (1981), "A Model of Voluntary Employee Turnover", in: Cummings, L. und Staw, B. (Eds), *Research in Organization Behavior*, Greenwich, S. 233–281.
- Stigler, G. J. (1961), "The Economics of Information", *Journal of Political Economy*, 69, S. 213–225.
- Stigler, G. J. (1962), "Information in the Labor Market", *Journal of Political Economy*, 70, S. 94–105.
- Walwei, U. (1995), „Atypische Beschäftigungsformen: Kongruenz und Divergenz der Interessen“, in: Keller, B. und Seifert, H. (Hrsg.), *Atypische Beschäftigung: Verbieten oder gestalten?*, Köln, S. 9–24.
- Wooldridge, J. M. (2003), *Introductory Econometrics*, Mason/OH.

SUMMARY

Atypical employment contracts are either considered as traps that hinder permanent employment in the primary segment of the labour market or as stepping-stones leading to stable employment. Whereas the former interpretation appears to apply to Germany, our analysis of on-call contracts in the comparatively weakly regulated Swiss labour market shows that dynamics are high: mobility between working on-call jobs and permanent employment contracts is sizable, and no evidence of discriminatory wage practices can be observed. Furthermore, no significant differences in job-satisfaction levels between on-call and other employees exist. Nevertheless, some persistence phenomena can be observed on the Swiss labour market as well.

ZUSAMMENFASSUNG

Atypische Beschäftigungsverhältnisse werden entweder als Falle aufgefasst, in der kaum eine Chance auf einen dauerhaften Übertritt in den primären Arbeitsmarkt besteht, oder aber als Brücke in die reguläre Beschäftigung. Während sich ersteres für Deutschland zu bestätigen scheint, zeigt unsere Analyse am Beispiel der Arbeit auf Abruf, dass auf dem weitgehend deregulierten schweizerischen Arbeitsmarkt eine höhere Dynamik besteht: Die Mobilität zwischen Arbeit auf Abruf- und normalen Arbeitsverhältnissen ist erheblich und Lohndifferenzen

hängen nicht mit der Beschäftigungsform zusammen. Arbeit auf Abruf-Leistende weisen zudem eine ähnlich hohe Arbeitszufriedenheit wie andere Arbeitnehmer auf. Dennoch gibt es Hinweise auf eine gewisse Persistenz auch am schweizerischen Arbeitsmarkt.

RÉSUMÉ

Les contrats de travail atypiques sont considérés soit comme un piège éliminant toute chance d'accéder durablement au marché du travail primaire, soit comme une passerelle vers une activité professionnelle régulière. Alors que la première conception semble être vérifiée en Allemagne, notre analyse du travail sur appel démontre que le marché du travail suisse, relativement peu régulé, manifeste une dynamique bien supérieure: La mobilité entre le travail sur appel et le travail ordinaire y est considérable et il n'existe pas de différence de salaire entre les deux formes de contrat de travail. Les travailleurs sur appel sont tout aussi satisfaits de leur activité que les autres employés. Néanmoins, le travail sur appel affiche des signes de persistance sur le marché du travail helvétique également.