

Anreizwirkungen befristeter Arbeitsverträge

WWZ-Forschungsbericht 04/05*

Dipl. Volksw. Dr. Axel Engellandt*

und

Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.**

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Institutionen, bisherige Evidenz und Hypothesen.....	3
3	Daten und Empirische Strategie	6
3.1	Datensatz und Stichprobe.....	6
3.2	Modell und deskriptive Evidenz	6
3.3	Empirische Strategie	8
4	Ergebnisse	10
4.1	Robustheitskontrollen.....	12
4.2	Endogene Selektion.....	12
4.3	Heterogenität des Anreizeffektes nach Typ der Befristung	15
4.4	Heterogenität des Anreizeffektes nach Geschlecht.....	16
5	Zusammenfassung.....	18
6	Literaturverzeichnis.....	20

* Die Autoren danken dem WWZ-Forum (Förderverein des Wirtschaftswissenschaftlichen Zentrums der Universität Basel) für die freundliche finanzielle Unterstützung, welche dieses Projekt erst ermöglicht hat.

* WWZ – Universität Basel. Kontakt: Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum (WWZ) Universität Basel, Abteilung Statistik und Ökonometrie, Petersgraben 51, CH – 4003 Basel, axel.engellandt@unibas.ch.

** WWZ – Universität Basel, DIW Berlin und IZA Bonn. Kontakt: Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum (WWZ) Universität Basel, Abteilung Statistik und Ökonometrie, Petersgraben 51, CH – 4003 Basel, regina.riphahn@unibas.ch.

1 Einleitung

Arbeitsverträge können danach unterschieden werden, ob sie befristet oder unbefristet sind. Mit der wachsenden Bedeutung befristeter Arbeitsverträge hat auch die wissenschaftliche Auseinandersetzung mit dieser Beschäftigungsform zugenommen.¹

Diese Studie widmet sich unter Zuhilfenahme von Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) erstmals eingehend der mikroökonomischen Fragestellung, ob von den Verträgen messbare Verhaltensunterschiede ausgehen.² Das Verhalten konkretisieren wir mit Indikatoren für die Arbeitsanstrengung wie Fehlzeiten oder unbezahlten Überstunden.

Die in der vorliegenden Untersuchung durchgeführten Tests auf Verhaltensreaktionen können dabei eingeordnet werden in eine Reihe von Studien, die sich etwa mit den Auswirkungen bestimmter Regulierungen wie Kündigungsschutz und Lohnfortzahlung im Krankheitsfall befassen oder auch die Reaktion von Arbeitnehmern auf die Kontrollintensität prüfen.³

Befristete Arbeitsverträge vermitteln Arbeitgebern ein Instrument, neu eingestellte Arbeitnehmer flexibel in einer situativ für angemessen erachteten Zeitspanne auf ihre Eignung zu prüfen. In diesem Zusammenhang konnte bereits verschiedentlich nachgewiesen werden, dass befristete Arbeitsverträge sich als Sprungbrett (stepping-stone) für im Durchschnitt besser entgeltete und daher bevorzugte permanente Arbeitsverträge eignen. Auch ist bereits der Beleg dafür erbracht worden, dass die Wahrscheinlichkeit eines „Sprungs“ positiv von der geleisteten Arbeitsanstrengung abhängt.⁴ Indem befristet beschäftigte Arbeitnehmer nun aber um den Sichtungsmechanismus und ihre realen Aufstiegschancen wissen, erscheint uns folgende projektleitende Verhaltenshypothese begründet: Befristet beschäftigte Arbeitnehmer leisten im Mittel eine höhere Arbeitsanstrengung als unbefristet beschäftigte. Der Fall der Schweiz ist dabei insofern von besonderem Interesse als der im internationalen Vergleich geringfügig ausgeprägte Kündigungsschutz es erlaubt, etwaige Anreizeffekte als Untergrenze zu interpretieren.

Wir analysieren aber nicht nur allgemein vertragsbezogene Anreizeffekte, sondern gehen auch der Frage nach, inwieweit es Unterschiede zwischen den verschiedenen Verhaltensindikatoren, zwischen unterschiedlichen Typen von befristeten Arbeitsverträgen und zwischen den Geschlechtern gibt. Besondere Aufmerksamkeit widmen wir zudem der Problematik einer etwaigen Verzerrung der Ergebnisse, die darin begründet liegen könnte,

¹ Vgl. OECD (2002).

² Die englische Originalfassung dieser Studie erscheint 2004 in *Labour Economics*.

³ Vgl. Ichino and Riphahn (2001), Barmby u. a. (1991) und Nagin u. a. (2002).

⁴ Vgl. Hagen (2003) und Booth (2002).

dass befristete Arbeitnehmer nicht zufällig diesen Beschäftigungsstatus bekleiden, sondern beispw. im besonderen Masse aufstiegsorientiert sind.

2 Institutionen, bisherige Evidenz und Hypothesen

Verglichen mit anderen entwickelten Volkswirtschaften ist der Schweizer Arbeitsmarkt verhältnismässig unreguliert geblieben.⁵ So übersteigt die gesetzlich vorgeschriebene Kündigungsfrist selbst nach 9 Jahren nicht die Dauer von 3 Monaten. Auch ist der Einsatz befristeter Arbeitsverträge im wesentlichen unbeschränkt. Denn befristete Arbeitsverträge können sich über lange Zeiträume erstrecken, solange sie bei einer Dauer von über 10 Jahren eine Kündigungsfrist von 6 Monaten beinhalten und nicht lediglich den Zweck erfüllen, striktere Regulierungen permanenter Arbeitsverträge zu umgehen.⁶ Letzteres ist aber wiederum wegen der sehr geringfügigen Regulierung permanenter Beschäftigungsverhältnisse nicht wahrscheinlich.

Dieses besondere institutionelle Umfeld in der Schweiz hat für die Interpretation unserer Untersuchungsergebnisse mehrere vorteilhafte Konsequenzen: Erstens erhöht sich hierdurch die Wahrscheinlichkeit dafür, dass befristete Arbeitsverträge tatsächlich von Arbeitgebern als Instrument der Eignungssichtung eingesetzt werden und nicht zur Abfederung zyklischer Produktionsschwankungen oder zur Umgehung zu rigider staatlicher Vorgaben für „normale“ Arbeitsverhältnisse.⁷

Zweitens hebt sich dadurch unsere Untersuchung deutlicher von anderen Studien ab, deren Gegenstand die Analyse von Anreizwirkungen bestimmter wirtschaftspolitischer Regulierungen wie Kündigungsschutz ist.⁸ So dürfte in der Schweiz die Häufigkeit befristeter Arbeitsverträge und ihre Vertragsdauer stärker durch rein marktorientierte Nutzen-Kostenkalküle der Entscheidungsträger bestimmt sein.

Drittens sollten die in diesem Rahmen ermittelten Anreizwirkungen im internationalen Vergleich Untergrenzen darstellen. Denn der Vertragswechsel ist nicht mit einer erheblichen Zunahme gesetzlich auferlegter Beschäftigungssicherheit verbunden.

Die vergleichsweise höhere Attraktivität von unbefristeten gegenüber befristeten Beschäftigungsverhältnissen ergibt sich aber auch auf liberal verfassten Arbeitsmärkten wie in der Schweiz bereits dann, wenn sie durchschnittlich höher entgolten werden. Man spricht in diesem Fall von einer „wage penalty“, weil der Einkommensnachteil alleine in dem Umstand der Vertragsbefristung begründet liegt und nicht auf Qualifikationsunterschiede oder andere relevante Merkmale wie Alter, Berufszugehörigkeit oder Betriebszugehörigkeitsdauer

⁵ Vgl. OECD (1999).

⁶ Vgl. Reh binder (2002).

⁷ Dies wäre nämlich dann eine begründete Vermutung, wenn befristete Arbeitsverträge das einzige Instrument wären die regulierungsbedingten Rigiditäten von Festarbeitsverträgen zu überwinden.

zurückzuführen ist. Eine Studie der OECD weist die Existenz einer signifikanten wage penalty für 13 europäische Länder nach. Wir finden in den Daten für die Schweiz einen Einkommensnachteil in Höhe von bis zu 15 Prozent.

Inwieweit der Einkommensvorteil tatsächlich zu höherer Arbeitsanstrengung motiviert, hängt aber weiterhin davon ab, wie hoch die Wechselwahrscheinlichkeiten sind und wie stark diese zudem mit der getätigten Arbeitsanstrengung korrelieren. Booth u. a. (2002) zeigen für ihre englische Stichprobe, dass über einen Zeitraum von 7 Jahren 38 Prozent aller befristet Beschäftigten nach Ablauf der Vertragsfrist auf unbefristete Stellen gewechselt sind. Zudem können sie einen Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Arbeitsanstrengung gemessen an der Anzahl unbezahlter Überstunden finden. Unsere schweizerischen Daten erlauben die Aussage, dass mindestens 26 Prozent der in einer Periode befristet Beschäftigten in der Folgeperiode sich in unbefristeten wiederfinden.

Mit anderen Worten, es gibt nachweisbare Einkommensnachteile für befristet Beschäftigte, die in Verbindung mit einer über die individuelle Arbeitsanstrengung steuerbaren Wechselwahrscheinlichkeit in permanente Arbeitsverträge korrespondierende Verhaltensdifferenzen zwischen beiden Arbeitnehmertypen erwarten lassen.

Allerdings gilt es, diese Hypothese noch in verschiedener Hinsicht zu verfeinern. Zunächst bilden befristete Arbeitsverträge keinen in sich homogenen Vertragstyp. Saison- und Gelegenheitsarbeiten sind gewissermassen von Natur befristet, während andere Tätigkeiten gleichermassen durch befristete und unbefristete beschäftigte Arbeitnehmer verrichtet werden könnten. Bei den „natürlich“ befristeten Arbeitsverträgen sind auch die Karrierepotentiale in natürlicher Weise begrenzt, so dass hier – wenn überhaupt – vergleichsweise geringe Anreizwirkungen zu erwarten sind.

Des weiteren lassen sich geschlechtsspezifische Heterogenitäten vermuten. So könnten Frauen eingebettet in traditionelle gesellschaftliche Rollenmuster eine grössere Neigung zu nichtmarktlicher Beschäftigung – wie in Form von Haushalts- und Familienarbeit – haben. In diesem Fall wäre eine geringere Karriereneigung und damit ein geringerer Arbeitseinsatz von befristet beschäftigten Frauen zu erwarten.

Zudem können Diskriminierungserfahrungen dazu führen, dass Frauen bei gleicher Fähigkeit und Karriereneigung wie ihre männlichen Kollegen stärker in befristete Beschäftigungsverhältnisse gedrängt werden. Dies würde zur Folge haben, dass befristet beschäftigte Frauen sich durch eine höhere Karriereneigung auszeichnen würden, so dass von ihnen eine überdurchschnittliche Arbeitsanstrengung zu erwarten ist.

⁸ Vgl. beispw. Ichino u. Riphahn (2001).

Zusammen genommen wollen wir deshalb mit unseren statistischen Analysen folgende Hypothesen testen:

- H1: Arbeitnehmer in befristeten Beschäftigungsverhältnissen zeichnen sich durch eine höhere Arbeitsanstrengung aus als Arbeitnehmer mit einer unbefristeten Anstellung.
- H2: Die Arbeitsanstrengung von befristet beschäftigten Arbeitnehmern unterscheidet sich je nach Art der Vertragsbefristung.
- H3: Das Ausmass der Anreizwirkung befristeter Beschäftigungsverhältnisse variiert mit dem Geschlecht.

3 Daten und Empirische Strategie

3.1 Datensatz und Stichprobe

Die Daten für unsere Analyse bestehen aus der Zusammenfügung von Beobachtungen aus 6 zufallsbasierten Telefonumfragen (1996-2001) der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE). Die SAKE stellt ein rotierendes Panel dar, bei dem für jedes Individuum maximal 4 Wiederholungsbefragungen durchgeführt werden und bei dem der typische Umfang einer Erhebungswelle 16-18'000 Haushalte umfasst. Unser Ausgangsdatsatz umfasst so 103'005 Beobachtungen. Nicht jede Beobachtung ist für die Fragestellung unserer Untersuchung brauchbar. Wir beschränken die Stichprobe auf vollzeitarbeitende Arbeitnehmer im erwerbsfähigen Alter, sofern sie sich nicht in einer Lehre oder im Militärdienst befinden. Es verbleiben so 33'945 Personen-Jahr Beobachtungen, die 10,497 verschiedene männliche und 5'411 weibliche Beschäftigte umfassen. Die durchschnittliche Verweildauer eines Individuums im Panel beträgt 2,1 Jahre.

3.2 Modell und deskriptive Evidenz

Wir ziehen zwei in der Diskussion gebräuchliche Indikatoren für die Arbeitsanstrengung heran: Der erste misst, ob der Arbeitnehmer unentschädigte Überstunden leistet oder nicht, der zweite beschreibt, ob die Person in der Woche vor der Umfrage aufgrund von Krankheit, Unfällen, persönlichen, familiären oder anderen Gründen fehlte. Beide Arten der Messung von Arbeitsanstrengung stellen damit binäre Variablen dar.

Die zentrale erklärende Variable ist gleichfalls binär und zeigt an, ob ein Individuum befristet beschäftigt ist oder nicht. In unser Stichprobe sind 4,4 Prozent aller Arbeitnehmer befristet beschäftigt.

Die SAKE-Daten erlauben die Unterscheidung von 5 Typen befristeter Beschäftigungen. Es können voneinander unterschieden werden:

- (i) Saison- und Gelegenheitsarbeit
- (ii) Staatlich geförderte Beschäftigungsprogramme
- (iii) Praktika
- (iv) *Gehobene Befristungskategorien*, welche konkret folgende Untervarianten umfasst: Stellvertretung, befristetes Projekt, Probezeit, im Temporärbüro Beschäftigte und „andere“ Befristungsvarianten.
- (v) *Fehlende Werte* umfasst solche Individuen, die zwar angeben befristet beschäftigt zu sein, aber keine Aussage zu der speziellen Form der Befristung machen.

Die nachfolgende Tabelle 1 beschreibt die Charakteristiken der befristet beschäftigten Arbeitnehmer.

Tabelle 1: Arbeitnehmereigenschaften nach Vertragstyp

	Permanent	Befristet
Soziodemographische Einflüsse		
Altersklasse 16-25	9.6	27.7
Altersklasse 26-40	47.5	46.5
Altersklasse 41-65	42.8	25.9
Weiblich	30.5	42.3
Verheiratet	49.7	31.8
Ausländische Nationalität	16.2	22.4
Gesundheitliche Probleme	1.4	1.2
Ausbildung Gering	12.2	15.0
Ausbildung Mittel	55.8	37.3
Ausbildung Gehoben	5.8	13.3
Gehobene Berufsausbildung	17.1	7.6
Ausbildung Akademisch	9.2	26.9
Arbeitsplatzcharakteristik		
Wöchentliche Standardarbeitszeit	41.8	42.4
Wöchentlich entschädigte Überstunden*	2.4	1.8
Wöchentlich unentschädigte Überstunden*	5.9	6.8
Unternehmensgrösse 1-11 Angestellte	28.6	29.8
Unternehmensgrösse 20-99 Angestellte	29.4	24.5
Unternehmensgrösse >99 Angestellte	40.3	40.0
Betriebszugehörigkeitsdauer <5 Jahre	1.7	5.8
Betriebszugehörigkeitsdauer 5-15 Jahre	40.1	78.8
Betriebszugehörigkeitsdauer >15 Jahre	36.4	12.3
Anzahl Beobachtungen	32'452	1'493

* bezogen auf das zum Zeitpunkt der Befragung vorausgegangene Kalenderjahr.

Der Tabelle kann entnommen werden, dass befristete Beschäftigung häufiger unter jüngeren, weiblichen, unverheirateten, ausländischen sowie wenig oder hoch qualifizierten Arbeitnehmern auftritt.

Die Wahrscheinlichkeit, von einer Periode auf die nächste aus einem befristeten Vertrag in einen unbefristeten zu wechseln, beträgt 26 Prozent. Die entgegengerichtete Wechsel-

wahrscheinlichkeit von einem permanenten in einen befristeten Vertrag beziffert sich dagegen lediglich auf 0,9 Prozent.⁹

Im Hinblick auf unsere Hypothesen zeigt sich erstens, dass die Wahrscheinlichkeit, unentschädigte Überstunden zu leisten, für befristet angestellte Personen mit einem Unterschied von 7,1 Prozentpunkten [27,7 versus 20,6 Prozent] zu permanent angestellten vergleichsweise stärker ist. Zudem übersteigt die Absenzwahrscheinlichkeit von permanent Beschäftigten diejenige von befristet Beschäftigten um über 44%. Zweitens variieren die Anstrengungsniveaus erheblich zwischen den verschiedenen Befristungstypen, sie sind am höchsten für die „gehobene Befristungskategorie“ und die Kategorie, die die fehlenden Angaben zur Befristungsspezifikation umfasst. Drittens zeigt eine Aufschlüsselung der Daten nach Geschlecht, dass sich die Verhaltensreaktionen zwischen Frauen und Männern unterscheiden und dass beide das niedrigste Anstrengungsniveau in staatlichen Beschäftigungsprogrammen tätigen.

3.3 Empirische Strategie

Wenngleich der deskriptive Vergleich der relativen Häufigkeiten Hinweise auf eine Bestätigung aller drei eingangs aufgestellten Hypothesen gibt, kann dieser Eindruck irreführend sein. Bedingt durch Kompositionsbeziehungen könnte es sich um Scheineffekte handeln, die in Wahrheit von ausgelassenen Drittvariablen induziert werden. Denkbar wäre etwa, dass die tatsächlichen Zusammenhänge von Variablen wie Alter, Unternehmensgröße oder Qualifikationsniveau gesteuert werden. Der wahre Effekt könnte also immernoch grösser kleiner bzw. statistisch insignifikant sein. Unser vollständiges Schätzmodell umfasst deshalb noch eine Reihe weiterer Variablen, die die einzelnen Arbeitnehmer näher beschreiben (Alter, Geschlecht, Zivilstatus, Nationalität, Gesundheit, Qualifikationsniveau), das Unternehmen charakterisieren (Betriebszugehörigkeitsdauer, Firmengröße, Branche und Beruf) und die Sondereffekte eines jeden Erhebungsjahres auffangen.

Bei Regressionen mit Paneldaten muss dem Umstand Rechnung getragen werden, dass die Individuen sich durch unbeobachtbare individuelle Heterogenität voneinander unterscheiden können. Der Störprozess besitzt dann neben einer allgemeinen eine individuen-spezifische Komponente, die ggf. zu Verzerrungen in den Schätzungen führen kann.¹⁰ In der Mehrzahl

⁹ Diese Angaben stellen jeweils Untergrenzen dar, weil für denjenigen Teil der Individuen, der in der folgenden Periode aus der Erhebung fällt, keine Aussage getroffen werden kann.

¹⁰ Genauer führt die individuelle Heterogenität dazu, dass der Störprozess eines Individuums über die Zeit autokorreliert ist. Würde man dieser spezifischen Form eines autokorrelierten Störprozesses nicht Rechnung tragen, käme es zu einem verzerrten Ausweis der Standardfehler und damit ggf. falschen Signifikanzaussagen. Mit Random Effects Probit Schätzungen wird diesem Problem über eine Konditionierung auf die individuelle

unserer Modellspezifikationen finden wir Hinweise auf eine solche individuelle Heterogenität, so dass wir mit Random Effects Probit Schätzungen dieser Heterogenität Rechnung zu tragen versuchen. Andernfalls führen wir Probitschätzungen mit robusten Standardfehlern durch.

Heterogenität adäquat Rechnung getragen. Denn die Konditionierung führt dazu, dass die Beobachtungen eines Individuums über die Zeit wieder unabhängig voneinander werden.

4 Ergebnisse

Die Ergebnisse der Basismodelle für unsere Überstunden- und Fehlzeitenindikatoren werden in der nachfolgenden Tabelle 2 präsentiert. Es zeigt sich, dass die Schätzungen für den Koeffizienten der Dummyvariable befristeter Arbeitsvertrag (0/1-Ausprägung) auch nach Kontrolle um die übrigen Einflussfaktoren das erwartete Ergebnis liefern:

Die Wahrscheinlichkeit, unbezahlte Überstunden zu leisten, ist für befristet angestellte Personen um 60.49 Prozent höher als für unbefristet angestellte. Der wahre Einfluss ist damit um 33.85 Prozent höher als derjenige, der durch die bloße Analyse der relativen Häufigkeiten zu erwarten gewesen wäre.

Die Wirkung der anderen Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeit, unbezahlte Überstunden zu leisten, lässt sich wie folgt zusammenfassen: Sie erhöht sich signifikant mit dem Alter und der Qualifikation¹¹ und ist höher für männliche Arbeitnehmer, bei Vorhandensein schweizerischer Nationalität, für verheiratete Personen und solche, bei denen noch keine schwerwiegenden gesundheitlichen Schocks¹² aufgetreten sind. Zudem sind die Überzeiten signifikant positiv mit der Betriebszugehörigkeitsdauer und negativ mit der Unternehmensgrösse korreliert. Schliesslich variieren die Überstunden signifikant mit den verschiedenen Berufs- und Branchenzugehörigkeiten.

Hingegen lässt sich zwar auch der theoretisch erwartete negative Effekt auf die Wahrscheinlichkeit von Fehlzeiten wiederfinden, dieser ist jedoch nicht signifikant. Das gleiche Ergebnis insignifikanter Unterschiede in den Absenzzaten zwischen beiden Vertragstypen wurde auch von Jimeno und Toharia (1996) in ihrer Untersuchung über die Auswirkung von (hohen) Kündigungsschutzregelungen in Spanien gefunden. Sie konnten zeigen, dass dies an Kompositionseffekten liegt: Befristete beschäftigte Arbeitnehmer arbeiten häufiger in Branchen und Berufen mit höheren Unfallraten. Wir kontrollieren deshalb in einer erweiterten Schätzung um die branchenspezifischen Unfallraten. Die Unterschiede zwischen beiden Vertragstypen bleiben aber dennoch insignifikant.¹³

¹¹ Mit anderen Worten, der Arbeitseinsatz steigt mit dem individuell erwarteten Barwert des Lebenseinkommens.

¹² Diese Variable ist nur in den SAKE-Erhebungen ab dem Jahr 1998 dokumentiert und beschreibt, ob ein Arbeitnehmer in seiner Erwerbsbiographie bereits eine gesundheitsbedingte Arbeitsabwesenheit von mehr als einem halben Jahr hatte.

¹³ Guadalupe (2003) zeigt für den spanischen Fall, dass die Unfallraten aus strukturellen Gründen (weniger betriebsspezifisches Wissen und höhere Arbeitsbelastung) bei befristet Beschäftigten höher sind. Dies würde nahe legen, zusätzlich noch um vertragsspezifische Unfallraten zu kontrollieren. Solche Daten sind für die Schweiz jedoch nicht vorhanden.

Tabelle 2: Probitschätzungen der Basismodelle

	Mehrarbeit		Fehlzeiten	
	Koeffizient	Standard Fehler	Koeffizient	Standard Fehler
Befristeter Arbeitsvertrag	0.241	0.065 ***	-0.132	0.114
<i>Soziodemographische Einflüsse</i>				
Altersklasse 26-40	0.008	0.056	0.051	0.079
Altersklasse 41-65	0.320	0.063 ***	0.246	0.083 ***
Weiblich	-0.285	0.042 ***	0.167	0.053 ***
Verheiratet	0.186	0.036 ***	0.044	0.047
Ausbildung Mittel	0.291	0.063 ***	-0.182	0.054 ***
Ausbildung Gehoben	1.049	0.086 ***	-0.284	0.112 **
Gehobene Berufsausbildung	0.984	0.072 ***	-0.361	0.081 ***
Ausbildung Akademisch	1.538	0.080 ***	-0.595	0.130 ***
Gesundheitliche Probleme	-0.231	0.131 *	1.058	0.082 ***
Ausländische Nationalität	-0.298	0.050 ***	0.164	0.051 ***
<i>Arbeitsplatzcharakteristik</i>				
Betriebszugeh.-dauer (Jahre /10)	-0.016	0.044	-0.068	0.060
Betriebszugeh. dauer ² (Jahre ² /100)	2.326	1.249 *	1.301	1.647
Unternehmensgrösse 20-99 Angest.	-0.144	0.038 ***	0.035	0.053
Unternehmensgrösse >99 Angest.	-0.328	0.039 ***	-0.007	0.055
Unternehmensgrösse Fehlende Werte	-0.150	0.105	0.109	0.128
<i>Fixe Effekte</i>				
Berufsdummies	Ja	- ***	Ja	- ***
Branchendummies	Ja	- ***	Ja	- **
Jahresdummies	Ja	-	Ja	-
Rho [▲]	0.628	0.011 ***	-	-
Schätzer	Random Effects Probit		Probit, robust	
Simulierte Effektstärke [■]	60.49		-30.94	

Bemerkung: 1. ***, ** und * zeigen an, ob die Koeffizienten signifikant auf dem 1, 5 bzw. 10 Prozent Niveau sind.

2. ■ Einmal wird für alle Beobachtungen der Vertragsstatus auf unbefristet und einmal auf befristet gesetzt (simuliert). Es werden dann die mittleren Prognosen ins Verhältnis gesetzt. Dieses Verhältnis entspricht der simulierten Effektstärke und gibt an, um wieviel Prozent sich die Arbeitsanstrengung durchschnittlich ändert, wenn alles andere gleich nur der Vertragsstatus nicht permanent, sondern befristet ist.

3. ▲ Rho ist eine Schätzung für das Ausmass der Korrelation des Störprozesses eines Individuums über die Zeit, die bei Vorhandensein von individueller Heterogenität auftritt.

Möglicherweise sind niedrige Fehlzeiten in der Schweiz kein geeignetes Instrument für Arbeitnehmer, um ihre Motivation zu signalisieren. So liegen die Fehlzeiten im europäischen Vergleich bereits ohnehin weit unter dem Durchschnitt.¹⁴

Im folgenden konzentrieren wir deshalb unsere Ausführungen auf den Überzeitenindikator.

4.1 Robustheitskontrollen

An dieser Stelle soll überprüft werden, inwieweit die Ergebnisse bei alternativen Stichprobenabgrenzungen und Modellspezifikationen erhalten bleiben.

Zunächst wiederholen wir die Schätzung für die Überzeiten nur für solche Personen, die eine Betriebszugehörigkeitsdauer von weniger als einem Jahr, von weniger als 3 Jahren oder von mehr als einem Jahr haben. Damit prüfen wir, ob und ggf. inwieweit das Basisergebnis dadurch verzerrt ist, dass befristet beschäftigte Personen mit einer langen Betriebszugehörigkeitsdauer bereits eine Positivselektion darstellen bzw. bei weniger als einem Jahr kaum von unbefristeten Arbeitsverträgen mit ihrer Probezeitregelung zu unterscheiden sind.

Tatsächlich bleibt der Anreizeffekt gegenüber einer Variation der Betriebszugehörigkeitsdauer im Grundsatz erhalten. Die Effektstärke steigt mit der Betriebszugehörigkeitsdauer. Dies mag seinen Grund im Vorhandensein einer gewissen Positivselektion haben, kann aber auch darauf zurückzuführen sein, dass vor allem die gehobenen Befristungskategorien einen längeren Zeithorizont besitzen.

Im einer weiteren Schätzung verzichten wir auf Kontrollen für Berufs- und Branchenzugehörigkeit, weil die Selektion in dieselben möglicherweise nicht zufällig erfolgt. Der Anreizeffekt bleibt aber auch in dieser Modellspezifikation erhalten.

Die starke Robustheit des Anreizeffektes wird in Tabelle 3 noch einmal übersichtlich veranschaulicht.

4.2 Endogene Selektion

Es ist möglich, dass diejenigen, die in befristete Arbeitsverhältnisse gelangen, keine Zufallsauswahl aus der Grundgesamtheit der abhängig Beschäftigten darstellen. Soweit dies eine systematische Selektion durch beobachtbare Merkmale wie Alter, Bildung oder Geschlecht

¹⁴ Die schweizerische Absenrate liegt mit 1.8 deutlich unter dem Durchschnitt von 3.2 von neun europäischen Ländern. Vgl. Barmby u. a. (2002).

betrifft, haben wir diesem Gesichtspunkt durch Einbeziehung der soziodemographischen und firmenbezogenen Variablen Rechnung getragen.

Tabelle 3: Robustheitstests für das Basismodell zur Mehrarbeit

	Koeffizienten	Standard Fehler	Simulierte Effektstärke
1 Basisergebnis aus Tabelle 3			
Befristeter Arbeitsvertrag (N = 33'945)	0.241	0.065 ***	60.49
2 Teilstichprobe mit Betriebszugehörigkeitsdauer < 1 Jahr			
Befristeter Arbeitsvertrag (N = 4'683)	0.162	0.085 *	32.41
3 Teilstichprobe mit Betriebszugehörigkeitsdauer < 3 Jahre			
Befristeter Arbeitsvertrag (N = 10'412)	0.236	0.078 ***	54.03
4 Teilstichprobe mit Betriebszugehörigkeitdauer > 1 Jahr			
Befristeter Arbeitsvertrag (N = 29'262)	0.306	0.090 ***	84.73
5 Stichprobe wie in Tabelle 3, ohne Kontrolle für Berufe und Branchen			
Befristeter Arbeitsvertrag (N = 33'945)	0.197	0.067 ***	47.10

Bemerkung: 1. ***, ** und * zeigen an, ob die Koeffizienten signifikant auf dem 1, 5 bzw. 10 Prozent Niveau sind.
2. Alle Modelle kontrollieren um dieselben Zusatzeinflüsse wie in Tabelle 2.

Allerdings ist es darüber hinaus denkbar, dass in befristete Arbeitsverträge überdurchschnittlich viele Arbeitnehmer mit hoher Motivation, hohem Talent und hoher Risikotoleranz münden (Positivselektion). Im umgekehrten Fall läge hingegen eine Negativselektion vor. Angesichts des in diesem Beschäftigungsverhältnis zu akzeptierenden Lohnabschlags wäre denkbar, dass tendenziell „wacklige“ Kandidaten einen solchen Vertrag angeboten bekommen und diesen auch mangels Alternativen anzunehmen bereit sind. Andererseits können Arbeitgeber auch solche Arbeitnehmer suchen, die beweisen, dass sie mit Risiko- und Screeningsituationen umzugehen wissen (Trainee-Programme). Selbst hochmotivierte Kandidaten werden Vorteile in der Vertragsannahme sehen können, sofern sie um ihre eigenen Fähigkeiten wissen und entsprechend auf eine spätere Überkompensation der anfänglichen Nachteile kalkulieren.

Eine Negativselektion würde implizieren, dass wir den wahren Anreizeffekt der Vertragsbefristung unterschätzen. Eine Positivselektion würde dagegen auf eine Überschätzung hinauslaufen. Zur Identifikation etwaiger Selektionseffekte führen wir unter Ausnutzung der Panelstruktur unserer Daten dynamische Analysen mit geeigneter Dummykodierung durch. Genauer, wir untersuchen, wie sich Individuen kurz vor ihrem Aufstieg bzw. kurz nach ihrem Aufstieg verhalten. Bei einer Positivselektion wäre zu erwarten, dass die Arbeitnehmer kurz vor ihrem Aufstieg mehr arbeiten als solche, die den Aufstieg in der Folgeperiode nicht schaffen. Zudem wäre zu erwarten, dass sie auch nach dem Aufstieg noch mehr arbeiten als länger unbefristet angestellte Arbeitnehmer.¹⁵ Für beide Implikationen gibt es aber keine signifikante Evidenz. Bei einer Negativselektion müsste entsprechend die Arbeitsanstrengung im Anschluss an den Aufstieg geringer sein als bei länger unbefristet Angestellten. Auch hierfür gibt es keinen Hinweis.

4.3 Heterogenität des Anreizeffektes nach Typ der Befristung

Im nachfolgenden untersuchen wir die Heterogenität der Anreizwirkungen nach Typ der Vertragsbefristung. Die Unterteilung der Befristung in verschiedene Subkategorien erweist sich als signifikant auf dem 1 Prozent Niveau und stützt damit grundsätzlich die Notwendigkeit zu einer differenzierten Analyse der Anreizwirkung. Die Schätzergebnisse für die verschiedenen Befristungstypen werden in der folgenden Tabelle berichtet:

¹⁵ Denn ihre vorangehende Mehranstrengung dürfte dann ja nicht auf den befristeten Arbeitsvertrag zurückzuführen sein, sondern wäre lediglich Ausfluss ihrer grundsätzlich höheren Arbeitsmotivation eben unabhängig von einer etwaigen Befristung.

Tabelle 4: Schätzungen für differenziertes Modell zur Mehrarbeit

	Koeffizient	Standard Fehler
Permanenter Vertrag (Referenz)	-	-
Befristeter Vertrag (i): Saisonal & Casual	0.212	0.176
Befristeter Vertrag (ii): Beschäftigungsprogramm	-0.473	0.291
Befristet Vertrag (iii): Praktikum	0.160	0.162
Befristeter Vertrag (iv): Gehoben	0.296	0.078 ***
Befristeter Vertrag (v): Fehlende Information	0.487	0.241 **
Rho	0.627	0.011 ***
Schätzer	Random Effects Probit	
p-Wert für gemeinsame Signifikanz der Koeffizienten	0.001	

Bemerkung: 1. ***, ** und * zeigen an, ob die Koeffizienten signifikant auf dem 1, 5 bzw. 10 Prozent Niveau sind.
2. Alle Modelle kontrollieren um dieselben Zusatzeinflüsse wie in Tabelle 2.

Der Tabelle kann entnommen werden, dass sich die Anreizeffekte nur für die Befristungstypen (iv) und (v) als signifikant erweisen. Die Wahrscheinlichkeit, unbezahlte Überstunden zu leisten, erhöht sich für die gehobene Befristungskategorie um 4.6 Prozentpunkte, was bei einer Grundwahrscheinlichkeit von 6.5 Prozent einem erheblichen Anreizdifferential gleichkommt. Mit anderen Worten, die Wahrscheinlichkeit in dieser Befristungsform unbezahlte Überstunden zu leisten, erhöht sich gegenüber permanenten Verträgen um über 70 Prozent.

4.4 Heterogenität des Anreizeffektes nach Geschlecht

Diskriminierungserfahrungen oder eine traditionelle geschlechtsspezifische soziale Rollenzuordnungen könnten Gründe dafür sein, dass Frauen auf eine Vertragsbefristung anders reagieren als Männer. Wir fügen daher dem Basismodell eine Dummyvariable aus Interaktion von Befristungs- und Geschlechtsindikator¹⁶ hinzu. Die Schätzung ergibt jedoch keine signifikante Parameterschätzung, so dass die Vermutung einer allgemeinen geschlechtsspezifischen Anreizheterogenität befristeter Arbeitsverträge keine Bestätigung findet.

Führt man die Interaktionen der Geschlechtsvariablen mit jeder einzelnen Befristungskategorie durch, ergeben die Schätzungen eine gemeinsame Signifikanz der Koeffizienten auf dem 10-Prozent Niveau. Frauen arbeiten bei Saison- und Gelegenheitsarbeiten signifikant mehr und bei Praktika signifikant weniger als ihre männlichen Kollegen. Letzteres ergibt

¹⁶ Dieser nimmt den Wert 1 an bei simultanen Vorhandensein von Vertragsbefristung und weiblichem Geschlecht.

einen sehr schwachen Hinweis darauf, dass Frauen auf Karriereanreize weniger stark reagieren könnten.

5 Zusammenfassung

Basierend auf Beobachtungen von 6 Erhebungen der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung analysieren wir die Verhaltenswirkung von befristeten im Unterschied zu permanenten Arbeitsverträgen. Wir stellen die Hypothese auf, dass die mit befristeten Beschäftigungsverhältnissen verbundenen Nachteile dem Arbeitnehmer Anreize für eine höhere Arbeitsanstrengung vermitteln. Allerdings gilt es zu berücksichtigen, dass nicht nur befristet beschäftigte Arbeitnehmer eine Verbesserung ihrer Situation durch Aufstieg in ein unbefristetes Beschäftigungsverhältnis anstreben. Auch Personen in unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen werden versuchen, sich kontinuierlich zu verbessern und können sich bei anderen Anreizsystemen des Arbeitgebers wie etwa Bonussystemen gleichfalls systematischen Verhaltensanreizen zur Wahrung ihrer Karrierechancen ausgesetzt sehen.¹⁷

Dennoch, unsere Ergebnisse zeigen, dass die befristet Beschäftigten signifikant mehr Arbeitsanstrengung leisten als unbefristet Beschäftigte. So ist bei ihnen die Wahrscheinlichkeit des Vorkommens unbezahlter Mehrarbeit um 60 Prozent höher. In anderen Worten, ungeachtet des Umstands, dass auch unbefristet Beschäftigte speziell auf ihren Status konzipierten Anreizsystemen ausgesetzt sind, arbeitet der befristet Beschäftigte härter. Unter den befristet Beschäftigten variiert die Arbeitsanstrengung mit dem Typ des Vertrages: Die Neigung zu hoher Arbeitsanstrengung steigt signifikant mit dem Karrierepotential. Eine generell geschlechtsspezifische Verhaltensreaktion auf eine befristete Anstellung liegt dagegen nicht vor.

Interessanterweise liess sich ein messbarer Effekt auf den zweiten Indikator für Arbeitsanstrengung, die Wahrscheinlichkeit von Fehlzeiten, nicht nachweisen. Möglicherweise begründet der geringe Kündigungsschutz den Umstand eines im internationalen Vergleich bereits geringen Absentismus in der Schweiz, so dass sich Arbeitnehmer nicht in der Lage sehen, ihre Eignung über noch tiefere Fehlzeiten zu signalisieren.

Die Unterschiede in der Arbeitsanstrengung hinsichtlich des Umfangs an unbezahlten Überstunden können gleichermassen auf das Verhalten von befristet oder unbefristet Beschäftigten zurückzuführen sein. Da der Indikator - unbezahlte Überstunden - aber die Anwesenheit von Verhaltensanstrengungen beschreibt, die die vertraglichen Vereinbarungen überschreiten, verstehen wir die Mehranstrengung als Signalverhalten von befristet Beschäftigten. Unter der Bedingung von asymmetrischer Information versuchen sie potentielle Arbeitgeber von ihrer

¹⁷ Allgemein zur Bedeutung von Karriereanreizen für unbefristet Beschäftigte vgl. Landers u. a. (1996) sowie Booth u. a. (2003).

Eignung und Leistungsfähigkeit zu überzeugen. Die damit verbundene Mehranstrengung hat Investitionscharakter im Hinblick auf den erwarteten Nutzen aus einem Wechsel in ein unbefristetes Beschäftigungsverhältnis mit entsprechenden Einkommensverbesserungen und Karriereperspektiven.

Das Ausmass der Investitionsbereitschaft bzw. der Mehranstrengung sollte mit den erwarteten abdiskontierten künftigen Lohnverbesserungen steigen. Die für die Schweiz gemessene Anreizwirkung dürfte insofern eine Untergrenze darstellen, als in anderen Ländern neben der Überwindung der wage penalty ein gesetzlich rigiderer Kündigungsschutz als monetäre bzw. geldwerte Einnahmen aus dem Signalverhalten in Aussicht stehen.

6 Literaturverzeichnis

- Barmby, Tim A., Marco G. Ercolani, und John G. Treble, 2002, Sickness Absence: An International Comparison, *Economic Journal* 112(480), F315-F331.
- Barmby, Tim, Chris Orme und John Treble, 1991, Worker Absenteeism: An Analysis Using Microdata, *Economic Journal* 101(405), 214-229.
- Booth, Alison L., Marco Francesconi und Jeff Frank, 2002, Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?, *Economic Journal* 112(480), F189-F213.
- Engellandt, Axel und Regina T. Riphahn, 2004, Temporary Contracts and Employee Effort, forthcoming: *Labour Economics*.
- Guadalupe, Maria, 2003, The Hidden Costs of Fixed Term Contracts: The Impact on Work Accidents, *Labour Economics* 10(3), 339-357.
- Hagen, Tobias, 2003, Do Fixed Term Contracts Increase the Long-Term Employment Opportunities of the Unemployed? *ZEW Discussion Paper* 03-49, ZEW Mannheim / Germany.
- Ichino, Andrea und Regina T. Riphahn, 2001, The Effect of Employment Protection on Worker Effort: A Comparison of Absenteeism During and After Probation, *IZA Discussion Paper* No. 385, IZA Bonn / Germany.
- Nagin, Daniel S., James B. Rebitzer, Seth Sanders, and Lowell J. Taylor, 2002, Monitoring, Motivation, and Management: The Determinants of Opportunistic Behavior in a Field Experiment, *American Economic Review* 92(4), 850-873.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development), 1999, Employment Outlook, Paris.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development), 2002, Employment Outlook, Paris.
- Rehbinder, Manfred, 2002, *Schweizerisches Arbeitsrecht*, 15. ed., Stämpfli Verlag AG Bern.