

Frick, Bernd; Schneider, Martin

Working Paper

Zunehmende Konfliktregulierung durch Arbeitsgerichte? Eine ökonomische Analyse der Häufigkeit von Kündigungsschutzprozessen

Quint-Essenzen, No. 56

Provided in Cooperation with:

Institute for Labor Law and Relations in the European Union (IAAEU), University of Trier

Suggested Citation: Frick, Bernd; Schneider, Martin (1999) : Zunehmende Konfliktregulierung durch Arbeitsgerichte? Eine ökonomische Analyse der Häufigkeit von Kündigungsschutzprozessen, Quint-Essenzen, No. 56, Universität Trier, Institut für Arbeitsrecht und Arbeitsbeziehungen in der Europäischen Gemeinschaft (IAAEG), Trier

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/51259>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

**Zunehmende Konfliktregulierung durch Arbeitsgerichte?
Eine ökonomische Analyse der Häufigkeit von Kündigungsschutzprozessen**

Bernd Frick, Martin Schneider

QUINT-ESSENZEN Nr. 56, April 1999

Anschrift der Verfasser:

Prof. Dr. Bernd Frick
Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre,
insbesondere Personal- und Organisationsökonomie
Friedrich-Loeffler-Straße 70
D-17489 Greifswald
e-mail: frick@mail.uni-greifswald.de

Dr. Martin Schneider
IAAEG
Postfach 181230
D-54263 Trier
e-mail: mas@iaaeg.uni-trier.de

Beitrag zum 2. Köln-Bonner Kolloquium zur Personalökonomik am 18./19. März 1999.

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag argumentiert, daß die regionale Arbeitsmarktsituation (Zugänge in Arbeitslosigkeit und Zugänge an freien Stellen) die Entscheidung von Arbeitnehmern, eine Kündigungsschutzklage einzureichen, deutlich beeinflußt. Regressionsanalysen mit amtlichen Daten für die westlichen Bundesländer im Zeitraum 1964-1996 zeigen in Abweichung von früheren Befunden (Falke et al. 1981), daß die Häufigkeit von Kündigungsschutzprozessen deutlich und signifikant mit Unterschieden in der regionalen Arbeitsmarktsituation und mit deren zeitlichen Veränderungen erklärt werden kann. Die Modellschätzungen zeigen außerdem, daß das „autonome“ Niveau der relativen Klagehäufigkeit, das nicht auf die Arbeitsmarktsituation zurückgeführt werden kann, im Beobachtungszeitraum gestiegen ist. Denkbare Ursachen dieser „Klagenflut“ werden abschließend diskutiert.

Summary

This paper argues that regional labour market conditions (the number of entries into unemployment and the number of new vacancies) will strongly influence whether dismissed employees take legal action against their employer (*Kündigungsschutzklage*). Regression analyses with regional official data for western Germany at the level of the federal states (*Bundesländer*), covering the 1964-1996 period, give support to this proposition: Diverging from earlier results (Falke et al. 1981), the number of new cases on (allegedly) unfair dismissals before the local labour courts can be explained, to a considerable degree, by the regional labour market variables and by changes in these variables. The empirical estimates also reveal that the "autonomous" level of new cases on dismissals has increased over time, even controlling for the labour market conditions. The paper discusses several explanations for this increase.

1. Einführung: Der ungeklärte Zusammenhang zwischen „Klagenflut“ und Arbeitsmarktentwicklung¹

Waren im Jahr 1970 noch knapp 45.000 Kündigungsschutzklagen von den bundesdeutschen Arbeitsgerichten in erster Instanz erledigt worden, so betrug die Zahl der arbeitsgerichtlichen Kündigungsverfahren im Jahr 1997 bereits rund 310.000 (Bundesarbeitsblatt 1971, 1998) – dies entspricht einer Steigerungsrate von beinahe 600 Prozent. Die Zahl der Kündigungsschutzklagen ist dabei nicht nur absolut, sondern auch im Verhältnis zur Zahl der sonstigen zivilrechtlichen Verfahren gestiegen (vgl. BERGER 1998: 191). Diese Entwicklung wird von Juristen gelegentlich als „Klagenflut“ bezeichnet und als ein Trend, den es einzudämmen gelte (vgl. GROTMANN-HÖFLING 1995, 1997).

Offensichtlich müssen Arbeitgeber mit einer hohen Wahrscheinlichkeit von Arbeitnehmerklagen rechnen, wenn sie Personal abbauen oder einzelne Arbeitnehmer entlassen wollen. Deren „Klageneigung“ erhöht die Personalanpassungskosten, da kalkulatorische Kosten eines Kündigungsschutzprozesses (Anwaltskosten, der Zeitaufwand für einen Prozeß und die Gehaltsfortzahlung für den Fall einer gerichtlich erwirkten Weiterbeschäftigung) zu berücksichtigen sind. Vor diesem Hintergrund wäre es für die Personalpolitik von Unternehmen hilfreich, mehr über das Ausmaß und die Bestimmungsgründe der Klageneigung entlassener Arbeitnehmer zu wissen: Wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, daß Arbeitgeber im Falle von Entlassungen von den betroffenen, d.h. ihren ehemaligen Arbeitnehmern, verklagt werden? Bestehen dabei regionale Unterschiede? Hat die Klageneigung über die Zeit zugenommen? Wie beeinflußt die Arbeitsmarktlage die Wahrscheinlichkeit von Kündigungsschutzklagen?

Antworten auf diese Fragen sind für den bundesdeutschen Regulierungsrahmen bislang kaum zu finden (vgl. lediglich BROWN/FRICK/SESSIONS 1997; FALKE et al. 1981); die Ergebnisse der wenigen Studien sind zudem eher widersprüchlich: Einerseits gilt es als Tatsache, daß mit steigender Arbeitslosigkeit auch die Neigung zu Kündigungsschutzklagen zunimmt (vgl. etwa GROTMANN-HÖFLING 1995: 85ff.). Die „Klagenflut“ wäre demzufolge arbeitsmarktbedingt, nicht etwa verursacht von einer womöglich arbeitnehmerfreundlichen Arbeitsrechtsprechung, von der zunehmenden Verbreitung von Rechtsschutzversicherungen oder ähnlichen Faktoren.

¹ Der Dank der Autoren für viele hilfreiche Anregungen geht an Dieter Sadowski, Kerstin Pull, Petra Riemer-Hommel, Florian Turk sowie an die Teilnehmer des 2. Köln-Bonner Kolloquiums für Personalökonomik. Die Autoren bedanken sich außerdem bei Hermann Kotthoff und Ulrich Schasse für die Unterstützung bei der Datenbeschaffung.

Andererseits können FALKE et al. (1981) im Rahmen einer umfangreichen empirischen Analyse von Kündigungsverfahren zu ihrer eigenen Überraschung keinen Einfluß der *regionalen* Arbeitsmarktlage auf das Klageverhalten der Arbeitnehmer nachweisen: Bei einem Vergleich zwischen fünf Regionen, die vom „Wachstumsgebiet mit fast ausgeglichener Arbeitsmarktbilanz“ bis zum „strukturschwachen Gebiet mit hoher Arbeitslosenquote“ reichten, „zeigte es sich, daß die regionale Variable kaum Einfluß auf das untersuchte Verhalten ... der Arbeitnehmer hatte. Nur in ganz wenigen Zusammenhängen ergaben sich signifikante Werte. Das erwartete Ergebnis blieb größtenteils aus.“ (FALKE et al. 1981: XXIf.)

Angesichts dieser inkompatiblen Ergebnisse verwenden wir amtliche Daten zur Tätigkeit der Arbeitsgerichte auf Bundesländerebene, um im Rahmen einer ökonomischen Analyse die relative Erklärungskraft verschiedener potentieller Determinanten der Häufigkeit von Kündigungsschutzprozessen zu quantifizieren. Abschnitt 2 diskutiert zunächst die wesentlichen Kosten und Erträge, die das Auftreten einer Kündigungsklage beeinflussen (können). Dabei greifen wir auf die vornehmlich in den USA entwickelten rechtsökonomischen Beiträge zur Erklärung des Klageverhaltens vor Zivilgerichten zurück. In Abschnitt 3 weisen wir nach, daß die regionale Arbeitsmarktlage das Kalkül der Konfliktparteien stark beeinflußt und damit einen nennenswerten Einfluß auf die relative Klagehäufigkeit hat; die Ergebnisse umfangreicher Regressionsschätzungen belegen unsere Vermutung. Abschnitt 4 faßt die empirischen Ergebnisse zusammen und diskutiert mögliche Ursachen für die langfristige Entwicklung der relativen Klagehäufigkeit.

2. Theoretische Überlegungen zur Häufigkeit von Kündigungsschutzklagen

2.1 Der typische Verlauf von Konflikten über die Rechtmäßigkeit von Kündigungen

Die Zahl der in der amtlichen Statistik zur Tätigkeit der Arbeitsgerichte ausgewiesenen Kündigungsprozesse, die pro Jahr von den verschiedenen Arbeitsgerichten erledigt werden, gibt nur einen Bruchteil der potentiellen Konflikte bei Entlassungsentscheidungen des Arbeitgebers wieder. In der bislang umfangreichsten empirischen Analyse der Kündigungspraxis deutscher Unternehmen kommen FALKE et al. (1981: 127) für den Zeitraum 1978-1980 zu dem Ergebnis, daß in 14,7 Prozent der Kündigungsfälle eine Klage eingereicht wurde. Aus Arbeitsgerichtsakten ermittelten die Autoren eine entsprechende Klagequote von 7,7 Prozent. Als grobes Maß für die Zahl der latenten Konflikte bei Entlassungen

mag auch die Zahl der Zugänge in Arbeitslosigkeit aus vorheriger Erwerbstätigkeit dienen; in den alten Bundesländern betrug diese Zahl im Jahr 1996 rund 2,51 Millionen (IW 1997). Von den Arbeitsgerichten wurden dort im selben Jahr circa 221.000 Kündigungsschutzklagen erledigt. Das entspricht einer „Mobilisierungsquote“ (erledigte Kündigungsschutzklagen pro 100 Zugänge in Arbeitslosigkeit aus Erwerbstätigkeit) von 8,8.

Im Zeitraum von der Kündigung bis zu einer Klage durch den Arbeitnehmer vor dem Arbeitsgericht bietet sich den Konfliktparteien offenbar eine Reihe von Möglichkeiten, die Auseinandersetzung beizulegen oder auf sich beruhen zu lassen. Um die relative Häufigkeit von Kündigungsschutzklagen zu erklären, ist der Verbleib derjenigen Konflikte, die nie vor die Gerichte gelangen, mitzubedenken.² Im folgenden soll daher zunächst der Ablauf eines typischen Kündigungskonfliktes nachgezeichnet werden (vgl. auch Abbildung 1).³

- Eine Entlassungsentscheidung des Arbeitgebers wird eine Auseinandersetzung auslösen, wenn der betroffene Arbeitnehmer seine Rechte aus dem Arbeitsvertrag verletzt sieht und die *Rechtmäßigkeit der Kündigung anzweifelt*. Akzeptiert der Arbeitnehmer die wahrgenommene Vertragsverletzung nicht, so legt er häufig mehr oder weniger informellen *Widerspruch* ein. Insbesondere ist denkbar, daß der Arbeitnehmer den Betriebsrat einschaltet, um seine Ansprüche dem Arbeitgeber gegenüber zu artikulieren. Nach § 3 KSchG hat der Betriebsrat auf Initiative des gekündigten Arbeitnehmers auch formell das Recht, mit dem Arbeitgeber über die ausgesprochene Kündigung zu verhandeln. Der Betriebsrat ist nach § 102 Abs. 1 Betriebsverfassungsgesetz (BetrVG) zudem vor jeder Kündigung anzuhören, bei außerordentlichen Kündigungen hat er unter bestimmten Umständen gemäß § 102 Abs. 3 BetrVG ein Widerspruchsrecht, das in der Realität jedoch selten ausgeübt wird.⁴

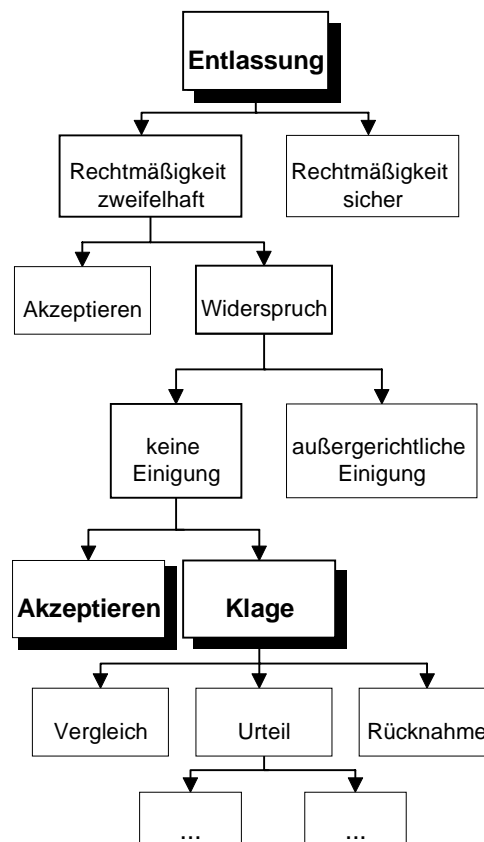
2 Die Möglichkeiten zur Konfliktregulierung im Vorfeld einer Klage führen auch dazu, daß sich die Struktur der Kündigungsschutzklagen von der Struktur der Kündigungen systematisch unterscheiden dürfte: Da in Kleinstbetrieben das Kündigungsschutzgesetz (KSchG) nicht gilt, klagen Arbeitnehmer aus solchen Betrieben signifikant seltener als Arbeitnehmer aus Großbetrieben. Wenn das KSchG gilt, werden die Konfliktparteien eine vorgerichtliche Lösung um so eher finden, je weniger strittig die Rechtslage ist. Daher dürften ordentliche seltener als außerordentliche Kündigungen Anlaß zu einer Kündigungsschutzklage geben, und betriebsbedingte Kündigungen werden eher als personen- oder verhaltensbedingte Entlassungen von den Arbeitnehmern hingenommen. Vgl. zu solchen Selektionseffekten FALKE et al. (1981: 387ff.) und ICHINO/ICHINO (1997).

3 Zugrundegelegt wird der Referenzfall eines Unternehmens, in dem das KSchG gilt und in dem ein Betriebsrat existiert. In Kleinstbetrieben dürften Kündigungskonflikte deutlich weniger formalisiert ablaufen.

4 Zum Einfluß von Betriebsräten auf das betriebliche Entlassungs-, aber auch das individuelle Kündigungsverhalten vgl. FRICK (1997).

- Kommt es zu keiner einvernehmlichen Beilegung des Konfliktes, steht der Arbeitnehmer nach der Entlassung vor der Alternative, die aus seiner Sicht ungerechtfertigte Behandlung zu akzeptieren oder aber vor dem Arbeitsgericht überprüfen zu lassen. Gemäß § 4 KSchG bzw. § 12 KSchG kann der Arbeitnehmer innerhalb einer Frist von drei Wochen nach Eingang der Kündigung *Klage* einreichen.

Abbildung 1: Der typische Verlauf eines Konflikts über die Rechtmäßigkeit einer Kündigung aus Arbeitnehmersicht



- Das nun eröffnete Verfahren kann auf verschiedene Weisen beendet werden: So kann der Arbeitnehmer die *Klage zurücknehmen*, sobald er diese etwa als aussichtslos einschätzt. Der Großteil der Prozesse endet jedoch in einem Vergleich, bei dem der Arbeitnehmer den Betrieb gegen Zahlung einer Abfindung verläßt (*Abfindungsvergleich*).⁵ Ein solcher Vergleich kann noch vor dem

⁵ Wie eine Abfindungszahlung wirkt auch die offenbar verbreitete Praxis, bei der Arbeitnehmer und Arbeitgeber vereinbaren, das Wirksamwerden der Kündigung hinauszuschieben und die Lohnzahlung fortzusetzen, ohne daß der Arbeitnehmer dafür im Betrieb noch tätig würde (vgl. FALKE et al. 1981: 833). Im Jahr 1979 wurde in 60 Prozent der in der Privatwirtschaft erledigten Kündigungsklagen ein Abfindungsvergleich getroffen, und hinter

ersten Gerichtstermin zwischen den Beteiligten bzw. ihren Rechtsvertretern geschlossen werden. Auf eine einvernehmliche Beendigung des Prozesses zielt aber auch die obligatorische Güteverhandlung vor der Aufnahme des streitigen Verfahrens unter Beisein des Vorsitzenden Richters. Schließlich kann – als Besonderheit des arbeitsrechtlichen Verfahrens – noch während des gesamten Prozeßverlaufs eine „gütliche Erledigung des Rechtsstreites“ zwischen den Parteien laut § 57 Abs. 2 Arbeitsgerichtsgesetz (ArbGG) vereinbart werden. Bei Nichteinigung wird das Verfahren mit einem *Urteil* beendet, mit dem das Gericht entweder die Arbeitnehmerklage abweist oder aber das Fortbestehen des Arbeitsverhältnisses feststellt.⁶ Im letzteren Fall wird jedoch i.d.R. vom Arbeitgeber die Auflösung des Arbeitsverhältnisses beantragt, und das Arbeitsgericht setzt daraufhin eine Abfindung fest, die normalerweise auf bis zu 12 Monatsverdienste begrenzt ist, bei älteren Arbeitnehmern jedoch bis zu 18 Monatsverdienste betragen kann.⁷

An mehreren Stellen dieses idealtypischen Konfliktablaufschemas läßt sich die Auseinandersetzung als ein Aushandlungsprozeß charakterisieren. Für die Analyse der verschiedenen Stationen eines Konfliktes in Zivilstreitigkeiten sind in der sogenannten „Litigation“-Literatur verhandlungs- und zunehmend spieltheoretische Modelle formuliert worden (vgl. für einen Überblick COOTER/RUBINFELD 1989; BAIRD/GERTNER/PICKER 1995: 244ff.).⁸ Dabei sind die verschiedenen Aushandlungsstadien aufgrund der Erwartungsbildung und „Rückwärtsinduktion“ der Konfliktparteien interdependent.

Für die uns interessierende Frage, ob und gegebenenfalls wie stark die Zahl der Kündigungsschutzklagen von der Lage am Arbeitsmarkt und „politischen“ Variablen abhängt, erscheinen zwei Kalküle innerhalb des Konfliktablaufs ent-

den 19 Prozent der Fälle, in denen das Verfahren mit einer Klagerücknahme endete, dürfte sich ebenfalls eine Reihe von außergerichtlichen Vergleichen mit vereinbarten Abfindungszahlungen verstecken (vgl. ebd.: 968f.).

- 6 FALKE et al. (1981: 968) zufolge wurden 14 Prozent der im Jahr 1979 erledigten Kündigungsverfahren im privaten Sektor mit einem Urteil abgeschlossen.
- 7 Da wir uns in der empirischen Analyse auf die erste Instanz beschränken, gehen wir nicht auf den denkbaren weiteren Konflikt ein, der sich unter Umständen daraus ergibt, daß eine der Parteien Rechtsmittel einlegt.
- 8 Ausgangspunkt der Modellierung ist das Rätsel, daß viele Prozesse trotz der mit ihnen verbundenen hohen Kosten bis zur Urteilsfindung geführt werden; vorausschauende Akteure müßten gemäß dem COASE-Theorem die Möglichkeit zur gütlichen Einigung nutzen. Die Litigation-Literatur erklärt dieses Rätsel grundsätzlich auf zwei Wegen: In sogenannten Optimismus-Modellen überschätzt mindestens eine Partei die eigene Aussicht, vor Gericht zu gewinnen, und/oder die möglichen Erträge aus einer Klage; d.h. letztlich führen Irrtümer zu Verhandlungen, die für alle Seiten kostspielig sind. In spieltheoretischen Modellen ist mindestens ein Akteur unvollständig informiert; strategische Unsicherheit kann also in diesen Ansätzen dazu führen, daß es nicht immer zu einem Vergleich kommt.

scheidend: *Erstens* hat der *Arbeitgeber*, wenn er eine Entlassung ausspricht oder ausgesprochen hat, die Möglichkeit, eine Klage unwahrscheinlicher zu machen, indem er Kündigungsfristen einhält, einen Auflösungsvertrag mit Abfindungen aushandelt u.ä.m. Dieser „Vermeidungsaufwand“ ist aus Arbeitgebersicht jedoch nur dann rational, wenn eine Klage des Arbeitnehmers und entsprechende Folgekosten für den Arbeitgeber wahrscheinlich sind. Demnach hängt die Entscheidung des Arbeitgebers von einem *zweiten* zentralen Kalkül ab: Wenn der *Arbeitnehmer* entlassen worden ist, steht er vor der Entscheidung, den Konflikt auf sich beruhen zu lassen oder aber einen Arbeitsgerichtsprozeß anzustrengen. Im folgenden seien diese beiden zentralen Entscheidungssituationen soweit strukturiert, wie es zur Ableitung von Arbeitshypothesen für die in Abschnitt 3 folgende empirische Studie mit Hilfe von Daten aus der amtlichen Arbeitsgerichts- und Arbeitsmarktstatistik notwendig erscheint.

2.2 Betriebliche Lösung oder Klage? Die Entscheidungssituation von Arbeitgeber und Arbeitnehmer

Determinanten der Klageneigung des Arbeitnehmers

Ist der Arbeitnehmer unter Bedingungen entlassen worden, die er als eine Vertragsverletzung seitens des Arbeitgebers wahrnimmt, kann er den Konflikt auf sich beruhen lassen oder aber eine Klage vor dem Arbeitsgericht einreichen. Wir nehmen an, diese Entscheidung erfolgt rational, d.h. unter Berücksichtigung der zu erwartenden Kosten und Erträge einer Klage.

Ob der Arbeitnehmer eine Klage einreicht, wird erstens von dem erwartbaren Ertrag bzw. *Nutzen* eines Kündigungsprozesses beeinflußt.⁹ Je höher der Vorteil für den Arbeitnehmer aus einer Klage, desto höher ist unter sonst gleichen Bedingungen die Wahrscheinlichkeit, daß der Arbeitnehmer eine Klage erhebt. Der Nutzen des Arbeitnehmers kann einmal darin liegen, daß der Arbeitgeber dazu verpflichtet wird, den Arbeitnehmer weiterzubeschäftigen; zum anderen darin, daß mit Hilfe mehr oder weniger „großzügiger“ Abfindungen der Weiterbeschäftigungsanspruch abgegolten wird; dies dürfte der Regelfall sein. Natürlich sind diese möglichen Vorteile für den Arbeitnehmer zum Zeitpunkt der Klageerhebung unsicher, d.h. er muß die möglichen Erträge und die entsprechenden Eintrittswahrscheinlichkeiten abzuschätzen versuchen. Der zu erwartende Ertrag ergibt sich als ein gewichteter Mittelwert: Er ist die Summe aus dem Ertrag des

⁹ Streng genommen müßten statt Geldeinheiten subjektive Nutzengrößen in einer Formalisierung des Arbeitnehmerkalküls berücksichtigt werden. Die Wirkungen unterschiedlicher Risikoeinstellungen ließen sich damit an diesen Größen festmachen, sie werden im folgenden jedoch außer acht gelassen.

Arbeitnehmers, falls es zu einem Urteil kommen sollte, gewichtet mit der subjektiven Wahrscheinlichkeit eines Urteils, und dem erwartbaren Ertrag des Arbeitnehmers im Fall eines gerichtlichen Vergleichs, gewichtet mit der subjektiven Eintrittswahrscheinlichkeit eines Vergleichs.¹⁰

Zweitens dürften *direkte Prozeßkosten*, Gerichtskosten und vom Arbeitnehmer zu tragende außergerichtliche Prozeßkosten, die Klageneigung des Arbeitnehmers beeinflussen: Je höher diese direkten Prozeßkosten liegen, desto geringer dürfte ceteris paribus die Wahrscheinlichkeit einer Kündigungsschutzklage sein.

Dabei liegen die Gerichtskosten im arbeitsrechtlichen Verfahren deutlich niedriger als in (sonstigen) zivilrechtlichen Verfahren (vgl. ausführlich KOTZOREK 1985: 315-322): Falls es zu einem Urteil kommt, muß die unterlegene Partei die Gerichtskosten tragen, deren Höhe sich nach der Höhe des Streitwerts richtet. Bei einem Streitwert von beispielsweise 6.500 DM fällt eine einmalige Gerichtsgebühr von 260 DM an. Hinzu kommen gegebenenfalls Auslagen für Zeugen und Sachverständige von bis zu 300 DM (vgl. DÄUBLER 1998: 1114). Die Gerichtskosten dürfen prinzipiell 1.000 DM nicht übersteigen (§12 Abs. 2 ArbGG). Im Falle eines Vergleichs entfallen diese Gerichtsgebühren gänzlich. Dies ist deshalb so bedeutsam, weil sich die Streitparteien nicht nur in der Güteverhandlung vor dem Vorsitzenden Richter einigen können, sondern während des gesamten Prozeßverlaufs noch ein Vergleich möglich ist.

Die außergerichtlichen Prozeßkosten variieren je nach dem, ob der Arbeitnehmer Anwaltsgebühren zahlen muß oder nicht. Im arbeitsgerichtlichen Verfahren besteht kein Zwang für den Arbeitnehmer, sich vertreten zu lassen. Falls jedoch Kosten einer Vertretung anfallen, müssen die Parteien die entsprechenden Aufwendungen – im Unterschied zu den Gerichtsgebühren – jeweils selbst tragen, und zwar unabhängig vom Prozeßausgang. Die Anwaltsgebühren richten sich nach dem Streitwert. Da dieser in Kündigungsschutzprozessen höchstens das Arbeitnehmerbruttogehalt eines Vierteljahres betragen kann, halten sich auch die Anwaltsgebühren in Grenzen. Zudem werden die Anwaltskosten häufig von einer Rechtsschutzversicherung getragen. Im Jahr 1980 bestanden beispielsweise knapp 6,4 Millionen Rechtsschutzversicherungen, die auch für arbeitsrechtliche Auseinandersetzungen in Anspruch genommen werden konnten (GROTMANN-HÖFLING 1995: 261). Anwaltskosten entfallen natürlich auch dann, wenn Arbeitnehmer sich von anderen Rechtsvertretern, insbesondere gewerkschaftlichen Rechtssekretären, vertreten lassen: Eine „unentgeltliche“ gewerkschaftliche Rechtsberatung und unter Umständen -vertretung steht allen Gewerkschaftsmit-

10 Die Kosten wie die Erträge einer Klage sind als Barwerte zu verstehen. Eine Abdiskontierung wird hier und im folgenden nicht berücksichtigt, da sie vor allem dann relevant wäre, wenn ein Konflikt über alle drei Instanzen betrachtet würde: Solche Kündigungskonflikte erstrecken sich auf durchschnittlich zwei bis drei Jahre (vgl. DÄUBLER 1998: 635).

gliedern zu. Im Jahr 1980 waren dies fast 8,4 Millionen Arbeitnehmer, sofern man die Mitgliederzahlen des DGB und der DAG zusammen als Maß nimmt (vgl. die Zahlen bei MÜLLER-JENTSCH 1989).¹¹

Insgesamt dürften dementsprechend die direkten Kosten eines Prozesses für die Mehrzahl der potentiellen Kläger keine nennenswerte Zugangsbarriere zum Arbeitsgericht darstellen.¹² Dies gilt um so mehr, als Arbeitnehmer, die ihre Prozeßkosten nicht oder nur unvollständig aufbringen können, nach § 114 Abs. 1 Zivilprozeßordnung (ZPO) Prozeßkostenhilfe in Anspruch nehmen können.

Einen um so stärkeren Einfluß dürfte daher ein dritter Faktor auf die Klagewahrscheinlichkeit ausüben: die indirekten Kosten eines Kündigungsprozesses bzw. die *Opportunitätskosten einer Klage*. Die Einarbeitung in die Rechtslage, Gerichts- und Anwaltstermine kosten den klagenden Arbeitnehmer mindestens Zeit. Diese kann mit den Bemühungen zur Suche einer neuen Stelle in Konkurrenz stehen. Falls der entlassene Arbeitnehmer bereits eine neue Beschäftigung gefunden hat, erfordert die Prozeßführung die zeitweise Abwesenheit aus dem Betrieb des neuen Arbeitgebers. An diesen Überlegungen wird deutlich, daß die Opportunitätskosten einer Klageerhebung stark mit der (regionalen) Arbeitsmarktsituation variieren dürfte.

Gegeben das geringe Niveau an direkten Prozeßkosten lassen sich anhand dieser Überlegungen zwei für die spätere empirische Analyse relevante Hypothesen festhalten: *Die Wahrscheinlichkeit einer Kündigungsschutzklage und damit die Zahl der Klagen steigt, unter sonst gleichen Bedingungen, wenn erstens der Nutzen aus einer Klage steigt und wenn zweitens die Opportunitätskosten einer Klage sinken.*

Das Arbeitgeberkalkül und denkbare Antizipationseffekte

¹¹ Sowohl diese Mitgliederzahlen als auch die Zahl der Rechtsschutzversicherungen sind nur sehr grobe Indikatoren für die Zahl der gewerkschaftlich oder privat gegen einen Arbeitsrechtsstreit versicherten Arbeitnehmer. So sind beispielsweise in den gewerkschaftlichen Bruttomitgliederzahlen auch Rentner und Studenten enthalten; diese sind jedoch keine potentiellen Kläger. Zudem ist unbekannt, wieviele der Klagenden tatsächlich von einem privaten oder gewerkschaftlichen Rechtsschutz jeweils profitieren, da sowohl die Gewerkschaften als auch die Versicherungen eine Vertretung bzw. Kostenübernahme verweigern können, wenn der Prozeß als aussichtslos einzustufen ist. Zumindest von den Versicherungen ist bekannt, daß sie die Kostenerstattung in Arbeitsgerichtsverfahren eher restriktiv handhaben (vgl. BEHRENS 1985).

¹² Das schließt nicht aus, daß eine Reihe eher „soziologischer“ Faktoren, wie die Unkenntnis über die Rechtslage und die institutionellen Gegebenheiten oder das Gefühl der Ohnmacht, den Zugang zum Arbeitsgericht erschweren. DÄUBLER (1998: 1129-1132) hat jüngst noch einmal diese Erkenntnisse der Rechtssoziologie betont.

Bevor diese Hypothesen in Abschnitt 3.1 operationalisiert werden, soll das Arbeitgeberkalkül umrissen werden, da sich die vorgestellten Überlegungen zum Arbeitnehmerverhalten des naheliegenden Einwandes erwehren müssen, die abgeleiteten Hypothesen seien aufgrund von Antizipationseffekten mehr oder weniger hinfällig: Der Arbeitgeber antizipiere das skizzierte Entscheidungskalkül des Arbeitnehmers und könne eine Klage des Arbeitnehmers vermeiden, indem er beispielsweise den Arbeitnehmer weiterbeschäftige oder aber einen Auflösungsvertrag mit Abfindungszahlungen an den Arbeitnehmer aushandle. Es komme demnach zu mehr oder weniger expliziten Verhandlungen¹³ zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber, deren Ausgang insbesondere von den jeweiligen Gewinnaussichten vor Gericht sowie den vermuteten Kosten und Erträgen beider Parteien beeinflußt wird. Diese Logik unterliegt allen verhandlungs- und spieltheoretischen Ansätzen des Konfliktgeschehens; COOTER/MARKS/MNOOKIN (1982) haben sie auf die griffige Formel vom „Verhandeln im Schatten des Rechts“ gebracht.

Bevor der Arbeitnehmer entlassen wird, kann der Arbeitgeber tatsächlich die Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses so gestalten, daß eine Klage des Arbeitnehmers unwahrscheinlich, weil aussichtslos wird. Ob ein Arbeitgeber ein hohes Risiko der Arbeitnehmerklage in Kauf nimmt oder statt dessen einer gerichtlichen Auseinandersetzung durch das Einhalten der rechtlichen Vorgaben aus dem Wege zu gehen versucht, ist wiederum von den zu erwartenden Kosten abhängig: Der Arbeitgeber betreibt den Vermeidungsaufwand in einem solchen Ausmaß, daß die Summe aus diesem Aufwand und den mit einem Gerichtsverfahren verbundenen Kosten minimiert wird. Dabei kann unterstellt werden, daß ein höherer Vermeidungsaufwand, etwa eine großzügigere Abfindungszahlung, die Wahrscheinlichkeit einer späteren Kündigungsschutzklage reduziert (vgl. COOTER/RUBINFELD 1989: 256).

Nun impliziert dieses Kalkül, daß es für Arbeitgeber sinnvoll sein kann, einen höheren Vermeidungsaufwand zu betreiben, wenn sich die Wahrscheinlichkeit einer Klage erhöht. Denkbar sind demnach Antizipationseffekte in dem Sinn, daß beispielsweise fallende Opportunitätskosten der Arbeitnehmer (aufgrund höherer Arbeitslosigkeit) deshalb nicht zu einer meßbaren Zunahme des Kündigungsschutzklagen führt, weil die Arbeitgeber die höhere Klagewahrscheinlichkeit der Arbeitnehmer vorhersehen und daraufhin verstärkt freiwillig Abfindungszahlungen anbieten.

13 PULL (1996) zeigt im Zusammenhang von Lohnverhandlungen, daß implizite, vorweggenommene Aushandlungsprozesse und explizite Verhandlungen zu ganz ähnlichen Resultaten führen können.

Aus zwei Gründen ist es unwahrscheinlich, daß solche Antizipationseffekte den oben herausgearbeiteten Einfluß von Opportunitätskosten und Arbeitnehmernutzen einer Klage vollständig zunichtemachen.

Zum einen kann ein schnelles Einlenken der Arbeitgeber durch freiwillige Abfindungszahlungen dazu führen, daß das Androhen einer Klage bei anderen Arbeitnehmern Schule macht. Entlassene Arbeitnehmer werden dann in der Folge verstärkt mit einer Kündigungsklage drohen, um den Arbeitgeber zu Abfindungszahlungen zu bewegen. Der Vermeidungsaufwand des Arbeitgebers enthält dementsprechend eine wichtige kollektive Komponente; die Entscheidung, ob man die Klage eines individuellen Arbeitnehmers auf sich zukommen läßt, wird auch davon maßgeblich beeinflusst, welche Signalwirkung von dieser Entscheidung auf zukünftiges Arbeitnehmergehalten ausgeht.

Zum anderen wäre es eine unrealistische Annahme zu unterstellen, dem Arbeitgeber seien die zu erwartenden Kosten und Vorteile des Arbeitnehmers aus einer Klage vollständig bekannt. Insbesondere dürfte der Arbeitgeber nur unvollständig darüber informiert sein, wie die Beschäftigungsaussichten des zu entlassenden Arbeitnehmers aussehen, welchen Wert der Arbeitnehmer seiner augenblicklichen Anstellung beimißt, wie er die Chancen eines Sieges vor dem Arbeitsgericht einschätzt, usf. Die Erwartungen des Arbeitgebers in bezug auf alle diese Größen und damit auch der zu erwartenden Kosten im Fall einer Klage sind notwendigerweise grobe Schätzungen. Allein aufgrund dieser unvollständigen Informationen des Arbeitgebers dürften die Hypothesen über die Klageneigung des Arbeitnehmers trotz der Antizipationseffekte in den Daten zur Klagehäufigkeit wiederzufinden sein. Allerdings sollen die Erwartungen der Arbeitgeber bei der nun folgenden Operationalisierung der Arbeitshypothesen jeweils bedacht werden.

3. Zur Empirie von Kündigungsschutzklagen: Ökonomische und politische Determinanten der Prozeßhäufigkeit in den alten Bundesländern

3.1 Daten und Operationalisierung der theoretischen Einflußfaktoren

Zur Überprüfung unserer in Abschnitt 2.2 präsentierten Überlegungen benötigten wir Mikro-Daten, die Individualmerkmale klagender Arbeitnehmer, Merkmale des jeweiligen Verfahrens, Charakteristika des beklagten Unternehmens und des jeweiligen regionalen Arbeitsmarktes mit seiner je spezifischen Opportunitätsstruktur enthalten, da all diese Faktoren die Kosten und Nutzen einer Klage

beeinflussen dürften. In Ermangelung eines solchen Datensatzes beschränken wir uns im folgenden darauf, den Einfluß der regionalen Arbeitsmarktsituation auf die Häufigkeit von Kündigungsschutzklagen zu schätzen und greifen im wesentlichen auf Makro-Daten aus zwei verschiedenen Quellen der amtlichen Statistik zurück. Zum einen verwenden wir Angaben aus der vom Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung regelmäßig veröffentlichten und seit 1964 auch nach Bundesländern differenzierenden Statistik der Tätigkeit der Arbeitsgerichte. Zum anderen benutzen wir Daten der Bundesanstalt für Arbeit, die regelmäßig die Jahressumme der Zugänge in Arbeitslosigkeit sowie die der Zugänge an offenen Stellen für die einzelnen Landesarbeitsämter ausweist.

Die geschätzten Modelle haben folgende allgemeine Form:

$$(1) \quad \text{KD}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{KD}_{t-1} + \alpha_2 \cdot \text{ZT} + \alpha_3 \cdot \text{ZAL} + \alpha_4 \cdot \text{ZOS} + \alpha_5 \cdot \text{ALG} \\ + \alpha_6 \cdot \sum \text{LD} + \alpha_7 \cdot \sum \text{RD} + \varepsilon$$

wobei KD: Klagedichte (Kündigungsschutzklagen je 1.000 sozialversicherungspflichtig beschäftigte Arbeitnehmer)
 ZT: Zeittrend (1974=1 ... 1996=23)
 ZAL: Jahressumme an Zugängen in Arbeitslosigkeit je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte
 ZOS: Jahressumme an Zugängen an offenen Stellen je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte
 ALG: Dummy für die entscheidende gesetzliche Veränderung bei der Berechnung der Höhe des Arbeitslosengeldes (1974-1983=0; 1984-1996=1)
 LD: Vektor an Länder-Dummies; Referenzland: Saarland
 RD: Vektor an Regierungsdummies, Referenzkategorie: SPD-Alleinregierung
 ε: Störterm.

$$(2) \quad \delta KK = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \delta ZT + \alpha_2 \cdot \delta ZA + \alpha_3 \cdot \delta ZV + \alpha_4 \cdot RW + \varepsilon$$

- wobei δKK : prozentuale Veränderung der Zahl an Kündigungsschutzklagen zwischen t-1 und t
 δZA : prozentuale Veränderung der Jahressumme an Zugängen in Arbeitslosigkeit zwischen t-1 und t
 δZV : prozentuale Veränderung der Jahressumme der an den Arbeitsämtern gemeldeten Vakanzen zwischen t-1 und t
RW: Dummy für Jahre mit einem Regierungswechsel (0=nein; 1=ja).

Wie aus Tabelle 1 hervorgeht, streut die „Klagedichte“, d.h. die Zahl an Kündigungsschutzklagen je 1.000 sozialversicherungspflichtig beschäftigte Arbeitnehmer, nicht nur im Zeitablauf innerhalb, sondern auch zwischen den Bundesländern ganz erheblich. Während in Bayern im Durchschnitt der Jahre 1974-1996 die relative Klagehäufigkeit bei 5,86 pro Jahr liegt, beträgt sie für Berlin mit 12,82 mehr als doppelt so viel. Der Variationskoeffizient der Klagedichte beträgt für neun der elf Bundesländer jeweils rund 25%, in Schleswig-Holstein sind es nur etwas mehr als 18%, in Berlin hingegen knapp 44%.

Die Mittelwertunterschiede sind – wie eine einfache Varianzanalyse ergibt – statistisch hoch signifikant von Null verschieden ($F=14,2$; $p < .01$). Eine Antwort auf die Frage, ob dies auf länderspezifische Faktoren oder auf andere – in den einzelnen Ländern in unterschiedlichem Maße wirkende – allgemeine Einflußgrößen zurückzuführen ist, bleibt der ökonometrischen Analyse vorbehalten.

Tabelle 1: Die Klagedichte in den alten Bundesländern 1974-1996

| Bundesland | Mittelwert | Variationskoeffizient | Minimum | Maximum |
|---------------------|------------|-----------------------|---------|---------|
| Schleswig-Holstein | 7,23 | 18,4 | 4,81 | 9,77 |
| Hamburg | 8,94 | 25,5 | 4,56 | 12,74 |
| Niedersachsen | 6,45 | 26,2 | 3,65 | 9,76 |
| Bremen | 8,43 | 26,2 | 3,84 | 12,26 |
| Nordrhein-Westfalen | 8,11 | 22,8 | 5,36 | 11,65 |
| Hessen | 7,35 | 23,3 | 4,99 | 10,63 |
| Rheinland-Pfalz | 7,21 | 22,5 | 4,75 | 10,27 |
| Saarland | 7,07 | 23,1 | 4,81 | 11,01 |
| Baden-Württemberg | 6,54 | 27,7 | 4,16 | 9,94 |
| Bayern | 5,86 | 25,3 | 3,70 | 8,90 |
| Berlin | 12,82 | 43,8 | 6,96 | 26,31 |

In dem vorliegenden Datenmaterial aus der Gerichts- und der Arbeitsmarktstatistik sind es im wesentlichen politische Einflußfaktoren (Gerichtsstandort, „Couleur“ der Landesregierung) und Indikatoren zur Arbeitsmarktlage (Arbeitslosigkeit, Vakanzen), die zwischen den Beobachtungseinheiten, d.h. im Zeitverlauf

und zwischen den einzelnen Bundesländern, variieren. Wie sich diese Faktoren auf die Kosten und die erwartbaren Erträge einer Klage auswirken und damit die Klageneigung beeinflussen, soll im folgenden herausgearbeitet werden.

Ein erster kostenrelevanter Faktor in unserem Datensatz sind die *Zugänge in Arbeitslosigkeit*. In Modell (1) ist entsprechend die Jahressumme an Zugängen in Arbeitslosigkeit je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte (ZAL) als erklärende Variable enthalten. In Modell (2) zur kurzfristigen Entwicklung der Kündigungsschutzklagen ist dementsprechend die Veränderungsrate der Jahressumme an Zugängen in Arbeitslosigkeit ($\delta Z A$) die erklärende Variable. Die Zahl der Zugänge in Arbeitslosigkeit enthält erstens die potentiellen Kläger, nämlich die Zugänge in Arbeitslosigkeit aus vorheriger Erwerbstätigkeit. Allein deshalb ist mit einer steigenden Klageneigung bei einer Zunahme der Zugänge in Arbeitslosigkeit zu rechnen. Darüber hinaus ist bei dieser Variable eine Kostenüberlegung zu berücksichtigen: Wenn ein Arbeitnehmer in Zeiten hoher Zugänge in Arbeitslosigkeit entlassen wird, dürften seine Beschäftigungsaussichten schlecht sein, d.h. die Opportunitätskosten einer Klage sind niedrig. Dies dürfte den Überlegungen in Abschnitt 2.2 zufolge die Klagewahrscheinlichkeit und -dichte ceteris paribus erhöhen.

Auch die Jahressumme der *Zugänge an offenen Stellen* (ZOS in Modell (1)) und deren jährliche Veränderungsrate ($\delta Z O$ in Modell (2)) interpretieren wir als eine Näherungsgröße für die Höhe der Opportunitätskosten: Ist die Zahl der registrierten neuen Vakanzen hoch, so ist es wahrscheinlich, daß entlassene Arbeitnehmer relativ schnell eine neue Stelle finden; ein hoher Bewerbungsaufwand erscheint daher lohnend. In diesem Fall sind die Opportunitätskosten einer Klage höher als im Fall eines Arbeitsmarktes in der Rezession. Die Zugänge an Vakanzen sollten demnach einen negativen Einfluß auf die Klagequote haben.¹⁴

Zu bedenken ist allerdings, daß die auf angespannten Arbeitsmärkten höhere Klageneigung der Arbeitnehmer von der Arbeitgeberseite antizipiert wird, so daß mehr betriebliche Lösungen (Abfindungszahlungen) zustandekommen könnten, die die vermuteten Zusammenhänge auf der Ebene unserer Daten verschwinden ließen. Dafür, daß der theoretisch erwartete Einfluß beider Arbeitsmarktvariablen selbst dann noch bestehen bleibt, wenn man diese Antizipationseffekte berücksichtigt, sprechen nicht nur die vermutlich unvollständigen Informationen der Arbeitgeber über das Entscheidungskalkül der Arbeitnehmer. Es gilt vielmehr auch, daß sich die Arbeitgebersituation mit der Arbeitsmarktlage ändern dürfte: In Zeiten steigender Arbeitslosigkeit sinkt meist auch die Liquidität der Unternehmen und damit deren Fähigkeit, die für Abfindungszahlungen notwendigen Mittel aufzubringen (vgl. KOTZOREK 1985: 326). Obwohl eine

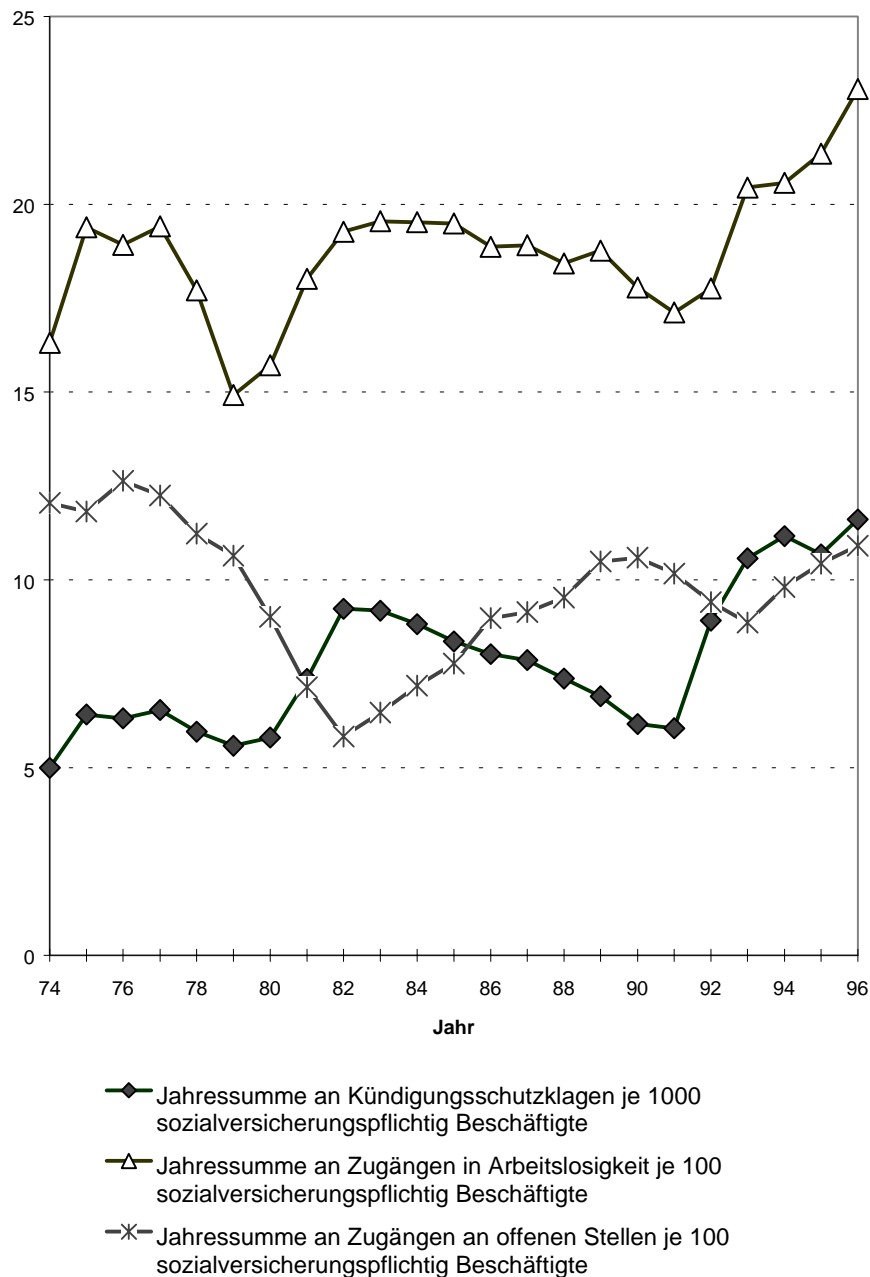
¹⁴ ICHINO/ICHINO (1997) finden für italienische Kündigungsschutzprozesse, daß Arbeitsgerichte in einer rezessiven Arbeitsmarktlage ceteris paribus eher zugunsten des entlassenen Klägers entscheiden. Wenn sich für Deutschland ein ähnliches Phänomen nachweisen lassen sollte – was wir allerdings nicht wissen – dann sollte dies den antizyklischen Effekt der Klagedichte erhöhen, weil Arbeitnehmer in diesem Fall in Rezessionen mit höheren Vorteilen aus einer Klage rechnen könnten.

Arbeitnehmerklage mit einer hohen Wahrscheinlichkeit zu erwarten ist, können Arbeitgeber dann nicht mit einem erhöhten Aufwand zur Vermeidung einer gerichtlichen Auseinandersetzung reagieren. Zudem bewirkt ein Finanzierungsengpaß, daß die Entscheidung, betriebsbedingte Entlassungen vorzunehmen, glaubhafter wird, so daß die Unternehmen mit gutem Grund erwarten können, in einem entsprechenden Klageverfahren vor Gericht Recht zu bekommen (vgl. ebd.). Insgesamt sind damit die Vermutungen über die Richtung des Zusammenhangs zwischen Arbeitsmarkteinflüssen und Klagegeneigung aufrechtzuerhalten.

Abbildung 2 verdeutlicht anhand der Durchschnittswerte für die elf alten Bundesländer, daß neben der Klagedichte auch die Jahressumme an Zugängen in Arbeitslosigkeit und an offenen Stellen je 100 Beschäftigte im Zeitablauf erheblichen Schwankungen unterliegt. Zugleich wird deutlich, daß zwischen der erst- und den beiden letztgenannten Variablen ein vergleichsweise enger Zusammenhang zu bestehen scheint, der allerdings noch einer umfassenderen ökonometrischen Überprüfung bedarf (vgl. Abschnitt 3.2).

Als weitere erklärende Variable verwenden wir bei der Schätzung von Modell (1) eine *Dummy-Variable* für die weitgehendste gesetzliche Änderung in den Anspruchsvoraussetzungen für den *Bezug von Lohnersatzleistungen* (ALG): Mit Wirkung vom 1.1.1984 wurde das Arbeitslosengeld für Arbeitslose ohne Kinder im Sinne des Einkommensteuergesetzes von 68% auf 63% des Nettoarbeitsentgelts gesenkt. Hinter dieser Operationalisierung steht die Überlegung, daß die Höhe, in der entlassene Arbeitnehmer Arbeitslosengeld beziehen, ihr Kostenkalkül nachhaltig beeinflussen kann: Sinkt die Lohnersatzrate, so bedeutet eine neue Stelle einen höheren Einkommenszuwachs. Im allgemeinen wird man wohl davon ausgehen können, daß ein zunehmender „Druck“ auf die Arbeitslosen deren Anreize, eine neue Beschäftigung zu suchen und auch eine eher unbefriedigende Stelle anzunehmen, erhöht. In unserem Zusammenhang impliziert eine Reduktion des Arbeitslosengeldes, daß die Opportunitätskosten einer Arbeitnehmerklage sich erhöhen; die Klagedichte müßte dementsprechend zurückgehen. Gleichzeitig jedoch erhöht sich in Zeiten geringer Arbeitslosenunterstützung der subjektive Wert, den Arbeitnehmer einer möglichen gerichtlich erstrittenen Abfindungszahlung beimessen. Dieser Teileffekt spricht für eine höhere Klagegeneigung bei geringerer Lohnersatzrate. Zudem dürfte im Fall einer gesetzlichen Änderung der Lohnersatzrate die Erwartung der Arbeitgeber durchschlagen: Falls Arbeitgeber glauben, daß der erste Teileffekt überwiegt, und mit einer geringeren Klagewahrscheinlichkeit rechnen, ist es für sie rational, geringere Angebote für einvernehmliche vorgerichtliche Lösungen zu unterbreiten, wodurch sich dann die statistisch gemessene Klagedichte eher erhöhen denn senken müßte. Es ist also offen, ob ein signifikanter Effekt der Lohnersatzrate auf die Klagedichte vorliegt und in welche Richtung er weist.

Abbildung 2: Kündigungsschutzklagen und Arbeitsmarktdynamik in den alten Bundesländern 1974-1996



Eine Reihe weiterer Dummy-Variablen dient der Prüfung, ob regionale und/oder politisch bedingte Unterschiede in der Klageneigung vorliegen. *Dummy-Variablen für die parteipolitische Zusammensetzung der jeweiligen Landesregierung* (RD in Modell (1)) bzw. für einen *Regierungswechsel* (RW in Modell (2)) sollen kontrollieren, ob „linke“ Regierungen eher zu Arbeitnehmerklagen Anlaß geben als „rechte“.

Dies ist beispielsweise deshalb vorstellbar, weil Arbeitnehmer womöglich damit rechnen, daß die Couleur der Regierung auf die politische Haltung der Arbeitsrichter abfärbt. Langfristig ist dies durch die Auswahl der Arbeitsrichter möglich, kurzfristig könnten Arbeitsrichter möglicherweise dem politischen Zeitgeist entsprechend entscheiden. Womöglich rechnen Arbeitnehmer dann mit einer größeren Gewinnwahrscheinlichkeit und/oder mit höheren Ausgleichszahlungen; beides würde der zu erwartende Nutzen aus einem Urteil bzw. Gerichtsvergleich erhöhen. Allerdings ist offen, ob die hier angestellten Überlegungen meßbar auf die Klagedichte durchschlagen: Erstens dürften Berufsrichter an Arbeitsgerichten sehr auf ihre Unabhängigkeit achten, zudem sind die Kammern tripartistisch besetzt, und die politischen Haltungen der gewerkschafts- bzw. arbeitgebernahen ehrenamtlichen Richter dürften sich nicht über Nacht ändern. Zweitens ist denkbar, daß die Arbeitgeber in ihren Angeboten für eine betriebliche Lösung den arbeitnehmerfreundlichen Ruf bestimmter Arbeitsgerichte berücksichtigen. In diesem Fall ist sogar vorstellbar, daß vor arbeitnehmerfreundliche Gerichte *weniger* Klagen von Arbeitnehmern gelangen, als unter sonst gleichen Bedingungen vor arbeitgeberfreundliche.

Dummy-Variablen für die einzelnen Bundesländer (LD) kontrollieren in Modell (1) regionale Effekte, die nicht mit der parteipolitischen Zusammensetzung der Landesregierungen korrelieren. So wies beispielsweise JOACHIM (1972) für die sechziger Jahre auf die überproportionale Häufigkeit von Klagen in den Stadtstaaten hin. Er erklärte dies zum Teil „mit der größeren Aufgeklärtheit und Emanzipation der großstädtischen Arbeitnehmerschaft“, vor allem aber mit der geringeren räumlichen Entfernung der Arbeitnehmer zum Gerichtsort (vgl. ebd.: 1068). Eine geringe Distanz zum Gerichtsort bedeutet vermutlich geringere direkte Prozeßkosten des Arbeitnehmers. Ob sich diese Kostenkomponente für den Zeitraum 1974 bis 1996 tatsächlich darin niederschlägt, daß in Hamburg, Bremen und Berlin überproportional häufig in Kündigungsfragen geklagt wird, müßte sich – neben anderen denkbaren regionalen Einflüssen – in den Bundesländer-Variablen widerspiegeln.

Für die im folgenden vorzustellenden Modellschätzungen liegt ein sogenanntes „unbalanced panel“ vor: Die Jahressumme an Zugängen in Arbeitslosigkeit bzw. an offenen Stellen ist nicht für alle Bundesländer von 1964 an – dem ersten Jahr, für das die Kündigungsschutzklagen nach Ländern disaggregiert verfügbar sind – zu rekonstruieren. Für Schleswig-Holstein, Hamburg und Nordrhein-Westfalen stehen die Angaben für den Zeitraum 1964-1996 zur Verfügung, für Hessen, Baden-Württemberg, Bayern und Berlin für die Jahre 1965-1996, für Niedersachsen und Bremen seit 1969 und für Rheinland-Pfalz und das Saarland seit 1978. Damit liegen maximal 321 Stützwerte vor, deren Zahl sich bei Modellschätzung (2) aufgrund der Berechnung jährlicher Veränderungsraten um 11 auf 310 verringert. Für die Schätzung von Modell (1) stehen statt der bei Vollständigkeit des Datenmaterials zu erwartenden 253 Stützwerte (11 Länder multipliziert mit 23 Jahren) nur deren 234 zur Verfügung, weil zum einen durch die Aufnahme der um eine Periode verzögerten endogenen Variable 11 Stützwerte verlorengehen und weil zum anderen für Rheinland-Pfalz und das Saarland statt 23 nur jeweils 19 Jahresangaben verfügbar sind.

3.2 Ergebnisse der Regressionsschätzungen

Die Schätzungen zu Modell (1) sind in Tabelle 2 wiedergegeben. Es zeigt sich, daß die relativen Zugänge in Arbeitslosigkeit und an offenen Stellen im längeren zeitlichen Verlauf das jeweils postulierte Vorzeichen haben und statistisch signifikant von Null verschieden sind: Den Schätzungen zufolge bewirkt eine Zunahme der relativen Zugänge in Arbeitslosigkeit um einen Punkt der Kennzahl eine Zunahme der relativen Klagedichte um 0,2 Punkte; eine Zunahme der relativen Zahl der offenen Stellen um einen Punkt zieht eine Abnahme der relativen Klagedichte um 0,2 Punkte nach sich¹⁵. Unsere Vermutung, daß Veränderungen in der allgemeinen Arbeitsmarktsituation einen nennenswerten Einfluß auf das Entscheidungskalkül entlassener Arbeitnehmer haben werden, findet in diesen Befunden ihre (vorläufige) empirische Bestätigung^{16, 17}.

Daß die Trend-Variable einen positiven und statistisch signifikanten Einfluß auf die Klagedichte hat, stützt die Vermutung, daß es eine über den mehr als drei Jahrzehnte umfassenden Untersuchungszeitraum nicht durch andere Faktoren erklärbare „autonome“ Zunahme an Kündigungsschutzklagen gegeben hat. Einige mögliche Gründe für diese Entwicklung diskutieren wir in Abschnitt 4.

Tabelle 2: Determinanten der langfristigen Entwicklung der Kündigungsschutzklagen 1974-1996: Schätzergebnisse zu Modell (1)

| Abhängige Variable | Cochrane-Orcutt-Schätzer | | | Maximum Likelihood-Schätzer | | |
|--------------------|--------------------------|------|---|-----------------------------|------|---|
| | B | SE B | T | B | SE B | T |
| KD | | | | | | |

¹⁵ Der Zusammenhang zwischen den beiden Arbeitsmarktindikatoren ist nicht sehr eng; der Korrelationskoeffizient von ZAL und ZOS beträgt lediglich $r = -0.38$; bei δZA und δZV beträgt der entsprechende Wert sogar nur $r = -0.21$.

¹⁶ Zusätzlich durchgeführte Modellschätzungen mit den logarithmierten Daten ergaben Koeffizienten von 0,8 (ZAL) und 0,3 (ZOS), wobei sich allerdings der Modell-Fit (gemessen an der Varianzaufklärung) deutlich verschlechterte. Zudem sind die Residuen bei Verwendung logarithmierter Daten erheblich stärker autokorreliert. Die Schätzungen, auf die wir aus den genannten methodischen Gründen nicht eingehen, sind auf Anfrage erhältlich.

¹⁷ Der für die offenen Stellen ermittelte Koeffizient entspricht genau dem von BROWN/FRICK/SESSIONS (1997) für die Bundesrepublik Deutschland insgesamt für die Jahre 1961-1991 ermittelten Wert, wohingegen der Koeffizient der Arbeitslosigkeitsvariable in der anderen Untersuchung mit rund 0,6 erheblich höher ausfällt. Inwiefern dies mit den unterschiedlichen Untersuchungszeiträumen (1961-1991 vs. 1964-1996) einerseits und dem umfangreicheren Satz an Kontrollvariablen in der vorliegenden Untersuchung andererseits zu erklären ist, bleibt zu prüfen. Daß eine Veränderung des Untersuchungszeitraumes einen mitunter erheblichen Einfluß auf den Betrag der geschätzten Koeffizienten haben kann, machen die in Tabelle 3 dokumentierten Befunde deutlich.

| | | | | | | |
|--------------------------|--------|-------|----------|----------------|------|----------|
| KD _{t-1} | .461 | .051 | 11.10*** | .466 | .051 | 11.20*** |
| ZAL | .195 | .042 | 4.63*** | .191 | .042 | 4.56*** |
| ZOS | -.199 | .044 | -4.56*** | -.185 | .043 | -4.31*** |
| ALG | -1.216 | .313 | 3.88*** | -1.209 | .313 | -3.86*** |
| ZT | .127 | .029 | 4.28*** | .123 | .030 | 4.17*** |
| SH | -.820 | .512 | -1.82+ | -.766 | .449 | -1.71+ |
| HH | 1.216 | .488 | 2.49** | 1.224 | .487 | 2.51** |
| NDS | -.641 | .425 | -1.51+ | -.659 | .423 | -1.56+ |
| HB | .065 | .420 | 0.15+ | .043 | .418 | 0.10+ |
| NRW | .487 | .411 | 1.19+ | .499 | .409 | 1.22+ |
| HES | .722 | .481 | 1.50+ | .732 | .481 | 1.52+ |
| RLP | .119 | .437 | 0.27+ | .109 | .435 | 0.25+ |
| SAAR | - | - | - | - | - | - |
| BW | .443 | .504 | 0.88+ | .390 | .501 | 0.78+ |
| BAY | -.195 | .489 | -0.40+ | -.240 | .487 | -0.49+ |
| BER | 2.753 | .494 | 5.57*** | 2.679 | .492 | 5.44*** |
| CDU | -.240 | .383 | -0.63+ | -.183 | .381 | -0.48+ |
| CDUFDP | -.908 | .335 | -2.71*** | -.883 | .335 | -2.64*** |
| SPD | - | - | - | - | - | - |
| SPDGRUEN | -.200 | .409 | -0.49+ | -.183 | .409 | -0.45+ |
| SPDFDP | -.320 | .321 | -1.00+ | -.336 | .321 | -1.05+ |
| SPDCDU | 1.461 | .471 | 3.10*** | 1.531 | .468 | 3.27*** |
| AMPEL | .034 | .705 | 0.04+ | .103 | .704 | 0.15+ |
| SPDAND | -.020 | .684 | -0.01+ | .019 | .683 | 0.03+ |
| AR | - | - | - | -.182 | .083 | -2.18** |
| CONSTANT | .908 | .923 | 0.98+ | .828 | .920 | 0.90+ |
| Adj R ² * 100 | | 84.6 | | N of Residuals | | 234 |
| N of Cases | | 234 | | Standard error | | 1.34 |
| Durbin-Watson | | 1.99 | | Log likelihood | | -388.07 |
| Rho | | -0.17 | | AIC | | 824.15 |
| SE of Rho | | 0.07 | | SBC | | 907.07 |

+ nicht signifikant bei $p < .05$; ** $p < .05$; *** $p < .01$

Die Dummy-Variable ALG fängt den Effekt der bedeutsamsten Änderung in den gesetzlichen Bestimmungen zur Berechnung des Arbeitslosengeldes ein. Die Variable hat einen statistisch signifikant negativen Einfluß auf die Klagedichte. Dieser Befund legt den Schluß nahe, daß eine Reduktion des Arbeitslosengeldes die Opportunitätskosten einer Klage merklich erhöht, weil eine solche Absenkung den „Druck“ erhöht, nach einer neuen Beschäftigung zu suchen und gegebenenfalls auch einen unbefriedigenden Alternativ-Job anzunehmen. Dieser

Zusammenhang überwiegt offenbar den in Abschnitt 3.1 diskutierten gegenläufigen Effekt, wonach sich der subjektive Wert einer Abfindungszahlung, die ein klagender Arbeitnehmer womöglich gerichtlich erstreiten kann, bei geringeren Lohnersatzleistungen erhöhen könnte.

Von den insgesamt zehn Länder-Dummies (mit dem Saarland als dem „Referenzland“, das dem Bundesdurchschnitt am nächsten kommt) erweisen sich nur zwei als signifikant von Null verschieden. Bei statistischer Kontrolle der Arbeitsmarktsituation und der parteipolitischen Couleur der Landesregierungen haben lediglich die Stadtstaaten Hamburg und Berlin über dem Durchschnitt liegende Klagehäufigkeiten zu verzeichnen. Auch im Hinblick auf die Regierungsdummies (mit der Referenzkategorie „SPD-Alleinregierung“) ergeben die Schätzungen einen vergleichsweise geringen Einfluß, denn nur zwei der insgesamt sieben Variablen sind signifikant von Null verschieden: Unter CDU/FDP-Regierungen sind die Klagedichten *ceteris paribus* niedriger und unter SPD/CDU-Regierungen sind sie – unabhängig davon, welche der beiden Parteien die stärkere ist – *ceteris paribus* höher als unter SPD-Alleinregierungen.

Insgesamt implizieren die Befunde damit, daß die in Tabelle 2 wiedergegebenen Unterschiede in den Klagedichten weniger durch regionale Besonderheiten und/oder politische Bedingungen, als vielmehr durch die im allgemeinen erheblichen Unterschiede in der Arbeitsmarktsituation in den einzelnen Ländern zu erklären sind.

Der in beiden Modellschätzungen vom Typ (1) vorliegende statistisch hochsignifikante Koeffizient der um eine Periode verzögerten endogenen Variable schließlich deutet darauf hin, daß ein autoregressiver Prozeß erster Ordnung vorliegt. Dafür spricht auch der signifikant negative Wert der entsprechenden Prüfstatistik (Rho) in der Cochrane-Orcutt-Schätzung sowie der ebenfalls statistisch signifikant von Null verschiedene Autoregressionsparameter in der Maximum-Likelihood-Schätzung (AR)¹⁸. Um zu überprüfen, ob die Koeffizienten der Arbeitsmarktvariablen aufgrund der Autokorrelation der Residuen möglicherweise verzerrt sind, aber auch um die Bestimmungsgründe der kurzfristigen – im Gegensatz zu der in Schätzung (1) untersuchten langfristigen – Entwicklung der Kündigungsschutzklagen identifizieren zu können, enthält Tabelle 3 die Ergebnisse einer „Fixed Effects-Schätzung“. Dabei werden lediglich die sich im Zeitablauf verändernden Faktoren in Form einfacher Differenzen als Prädiktorvariablen verwendet, die zeitinvarianten Faktoren (hier: die Bundesländer-Dummies) werden hingegen nicht weiter berücksichtigt. Dementsprechend finden auch keine

¹⁸ Autokorrelation höherer Ordnung liegt offenbar nicht vor: Weder die vom Cochrane-Orcutt-Schätzer ausgewiesene Prüfstatistik noch der mittels Maximum-Likelihood-Methode geschätzte Autoregressionsparameter oder die entsprechenden Box-Ljung-Statistiken deuten darauf hin.

Dummy-Variablen für die parteipolitische Zusammensetzung der jeweiligen Landesregierung Verwendung, sondern eine Dummy-Variable für jene Jahre, in denen in den einzelnen Ländern ein Regierungswechsel stattgefunden hat¹⁹.

Wie die in Tabelle 3 wiedergegebenen Ergebnisse zeigen, bewirkt eine um einen Prozentpunkt stärkere Zunahme der Zugänge in Arbeitslosigkeit den Schätzungen zufolge eine Zunahme der Veränderungsrate der Klagedichte um knapp 0,7 Prozentpunkte²⁰. Dies gilt unabhängig von der Länge des Untersuchungszeitraumes. Demgegenüber spielt die Länge des Untersuchungszeitraums für den Einfluß der Vakanzen eine nicht unerhebliche Rolle: Eine Zunahme der Veränderungsrate der Vakanzen hat in den Jahren 1974-1996 einen erheblich stärkeren Einfluß auf die Klagedichte als während des Zeitraumes 1964-1996. In den letzten zwei Dritteln der Untersuchungsperiode bewirkt eine um einen Prozentpunkt stärkere Zunahme einen Rückgang der Veränderungsrate der Klagedichte um 0,7 Prozentpunkte, während des gesamten Zeitraumes hingegen nur um 0,4 Prozentpunkte²¹.

Dies ist im wesentlichen damit zu erklären, daß die jährliche Wachstumsrate bei den offenen Stellen in den Jahren 1974-1996 mit +0,5% stärker war als im Gesamtzeitraum (+0,1% p.a.). Zudem war die jährliche Wachstumsrate der Klagedichte im Zeitraum 1974-1996 mit durchschnittlich 5,5% deutlich niedriger als in den Jahren 1964-1996 mit knapp 7,6% p.a.²². Damit zeigt sich, daß die kurzfristige Entwicklung der Klagedichte nicht über die Zeit stabil bleibt, sondern sich mit der jeweiligen Arbeitsmarktsituation ändert. Dies ist vereinbar mit unseren Überlegungen, wonach sich das individuelle Kalkül nach den erwartbaren Kosten und Erträgen einer Klage richtet und daß diese wesentlich von der Lage am regionalen Arbeitsmarkt beeinflußt werden.

19 Entsprechende Modellschätzungen machen deutlich, daß es für die Ergebnisse unerheblich ist, ob eine „rote“ Regierung eine „schwarze“ ablöst oder umgekehrt. Die Schätzungen sind auf Anfrage erhältlich.

20 Im Gegensatz zu den Schätzungen von Modell (1) verbessert sich der Modell-Fit nicht unerheblich, wenn man zur Schätzung von Modell (2) logarithmierte Daten verwendet. Dann beträgt beispielsweise die Varianzaufklärung durch das geschätzte Modell für die Periode 1964-1996 rund 47,0% (statt 35,9%) und für die Periode 1974-1996 immerhin 36,4% (statt 27,5%). Aus Gründen der Vergleichbarkeit beschränken wir uns auf die in Tabelle 3 wiedergegebenen Ergebnisse; die übrigen sind auf Anfrage erhältlich.

21 Wenngleich nicht signifikant von Null verschieden, fällt überdies auf, daß in Jahren, in denen die jeweilige Landesregierung wechselt, die Veränderungsrate der Klagedichte hinter der der übrigen Jahre zurückbleibt. Bei der Kurzfristbetrachtung ist auch der Einfluß der Trend-Variable auf die Entwicklung der Klagedichte statistisch nicht mehr von Null verschieden.

22 Auch die Zugänge in Arbeitslosigkeit nahmen – allerdings ausgehend von einem deutlich höheren Niveau – mit +2,2% p.a. in den Jahren 1974-1996 weniger stark zu als in der Gesamtperiode (+4,3% pro Jahr).

Tabelle 3: Determinanten der kurzfristigen Entwicklung der Kündigungsschutzklagen: Schätzergebnisse zu Modell (2)

| Abhängige Variable: δ KK | | | |
|---------------------------------|-------|------|-----------|
| Schätzperiode 1964-1996 | | | |
| Variable | B | SE B | T |
| δ ZA | .695 | .064 | 10.86 *** |
| δ ZV | -.423 | .084 | -5.05 *** |
| ZT | .001 | .002 | 0.63 + |
| RW | -.049 | .029 | -1.67 + |
| CONSTANT | .034 | .029 | 1.17 + |
| Adj R2 * 100 | | 35.9 | |
| F-Wert | | 35.6 | |
| N of Cases | | 310 | |
| Schätzperiode 1974-1996 | | | |
| Variable | B | SE B | T |
| δ ZA | .688 | .156 | 4.41 *** |
| δ ZV | -.719 | .126 | -5.69 *** |
| ZT | .003 | .004 | 0.97 + |
| RW | -.054 | .036 | -1.48 + |
| CONSTANT | -.042 | .061 | -0.70 + |
| Adj R2 * 100 | | 27.5 | |
| F-Wert | | 18.7 | |
| N of Cases | | 234 | |

+ nicht signifikant bei $p < .05$; *** $p < .01$

4. **Schlußbetrachtung: Was erklärt den langfristigen Anstieg der Klageneigung?**

Der vorliegende Beitrag fragt erstens, ob und gegebenenfalls wie stark die relative Häufigkeit von Kündigungsschutzklagen von der regionalen Arbeitsmarktsituation beeinflusst wird, und zweitens, ob ein von der Arbeitsmarktsituation nicht zu erklärender Anstieg der Klagehäufigkeiten in der Bundesrepublik Deutschland seit den sechziger Jahren festzustellen ist. Wir rekonstruieren zunächst das Kalkül eines entlassenen Arbeitnehmers, der bei seiner Entscheidung

Kosten und Erträge einer Klage gegeneinander abzuwägen versucht und dabei im wesentlichen die Lage auf dem regionalen Arbeitsmarkt berücksichtigt: Je geringer die Chancen, innerhalb kurzer Zeit eine neue Beschäftigung zu finden (d.h. je höher die Zahl an Zugängen in Arbeitslosigkeit und je niedriger die Zugänge an offenen Stellen), um so „lohnender“ erscheint eine Klage. Dies ist damit zu erklären, daß mit zunehmender Arbeitslosigkeit und rückläufigen Vakanzen die erwarteten Erträge einer Klage zu- und deren (Opportunitäts-)Kosten abnehmen. Empirisch überprüfen wir die Arbeitsmarktabhängigkeit der relativen Klagehäufigkeit in den westlichen Bundesländern mit Daten aus der Arbeitsgerichts- und der Arbeitsmarktstatistik für den Zeitraum 1964-1996.

Die empirischen Ergebnisse zeigen im Hinblick auf die erste Frage, daß die regionale Arbeitsmarktsituation und deren zeitliche Veränderungen die relative Häufigkeit von Kündigungsschutzklagen stark und statistisch signifikant beeinflussen. Rein regionale und/oder politische Einflußgrößen sind demgegenüber offenbar von nur untergeordneter Bedeutung. Anders als bei FALKE et al. (1981) können wir regionale Besonderheiten und allgemeine Arbeitsmarkteinflüsse durch eine spezifische Kombination von Längs- und Querschnittsdaten bzw. von lang- und kurzfristiger Analyse voneinander separieren. Daß FALKE et al. (1981) keine Unterschiede zwischen Regionen mit deutlich verschiedener Arbeitsmarktlage im Hinblick auf das Arbeitnehmergehalten finden konnten, liegt wohl primär darin begründet, daß in der genannten Studie aufgrund des spezifischen Forschungsdesigns der Einfluß regionaler Besonderheiten nicht vom Einfluß der allgemeinen Arbeitsmarktsituation unterschieden wurde und daß sich deren Effekte vermutlich gegenseitig neutralisiert haben.

Unsere Modellschätzungen zeigen im Hinblick auf die zweite Frage, daß das Niveau der relativen Klagehäufigkeit – die jeweiligen Determinanten der Klagedichte herausgerechnet – im Beobachtungszeitraum gestiegen ist. Über die Ursachen dieser Entwicklung lassen sich zum jetzigen Zeitpunkt nur mehr oder weniger begründete Vermutungen anstellen:

Denkbar ist erstens, daß die *Gerichtskosten* mit der Zeit real gefallen sind und daß diese Entwicklung entlassene Arbeitnehmer verstärkt zu Kündigungsschutzklagen veranlaßt hat. Die im Arbeitsgerichtsgesetz von 1953 vorgesehenen gestaffelten Gebührensätze sind schließlich niemals angehoben worden. Ungeachtet ihrer ad hoc-Plausibilität ist diese Erklärung des Anstiegs der Dichte von Kündigungsschutzklagen nicht zutreffend. Zum einen sind gerade die Gerichtskosten – im Unterschied zu den Opportunitätskosten einer Klage – für den Arbeitgeber gut abschätzbar, weil gesetzlich geregelt. Damit könnten Arbeitgeber nachhaltige Kostenreduktionen auf Seiten der Arbeitnehmer antizipieren und entsprechend auf vorgerichtliche Lösungen hinarbeiten. Zum anderen deutet vieles darauf hin, daß die Gerichtskosten real nicht gesunken sind:

Tabelle 4 zeigt die reale Entwicklung der einmaligen Gerichtsgebühr, die gestaffelt nach dem Streitwert für die Beteiligten anfällt, für einige ausgewählte Jahre. Im Kündigungsprozeß ist der Bruttolohn eines Vierteljahres des betroffenen Arbeitnehmers als Maximum des Streitwertes festgelegt. Unterstellt wird hier ein Arbeitnehmer mit durchschnittlichem Einkommen (Bruttolohn- und -gehaltsumme je abhängigem Erwerbstätigen). Es wird deutlich, daß von einem Rückgang der realen Prozeßgebühren keine Rede sein kann. Die Höhergruppierung in der Gebührentabelle aufgrund der steigenden Nominaleinkommen hat die Inflationierung der Gebühren im Zeitraum 1975 bis 1990 offenbar mehr als kompensiert.

Tabelle 4: Reale Entwicklung der einmaligen Gerichtsgebühr (Beispielrechnung)

| Jahr | Unterstellter Streitwert in DM ¹ | Einmalige Gerichtsgebühr in DM laut Anlage 2 zum ArbGG | |
|------|---|--|---------------------|
| | | Nominal | In Preisen von 1985 |
| 1975 | 5.484 | 132 | 194,40 |
| 1980 | 7.422 | 177 | 215,33 |
| 1985 | 8.847 | 204 | 204,00 |
| 1990 | 10.500 | 234 | 218,00 |

1 Dreimonatiges Bruttogehalt eines durchschnittlichen Arbeitnehmers. Dies entspricht dem maximalen Streitwert in einem Kündigungsschutzprozeß.

Quelle der Zahlen: IW (1997, 1992)

Denkbar ist zweitens, daß der Anstieg der Klageneigung auf eine stärkere *Verbreitung des Rechtsschutzes* zurückzuführen ist: Wenn ein entlassener Arbeitnehmer die Prozeßkosten eines Kündigungsschutzverfahrens weitgehend überwälzen kann, weil er auf den gewerkschaftlichen Rechtsschutz zurückgreifen kann oder eine private Rechtsschutzversicherung die Kosten übernimmt, so sollte seine Klageneigung *ceteris paribus* steigen. Allerdings dürfte auch dies den langfristigen Anstieg der relativen Klagehäufigkeit nicht befriedigend erklären. So ist zwar die Zahl der Rechtsschutzversicherungen, die prinzipiell auch arbeitsgerichtliche Konflikte abdecken, im betrachteten Zeitraum gestiegen (vgl. GROMANN-HÖFLING 1995: 261); aber die Versicherungsgesellschaften handhaben die Kostenerstattung in Arbeitsgerichtsverfahren offenbar so restriktiv (vgl. BEHRENS 1985), daß von einem „treibenden“ Einfluß der Rechtsschutzversicherungen auf die Häufigkeit von Kündigungsschutzklagen kaum auszugehen ist. Auch der gewerkschaftliche Rechtsschutz kann kaum für die Zunahme der Klagehäufigkeit verantwortlich gemacht werden: Die Zahl der Gewerkschaftsmitglieder – und dementsprechend auch der Anteil der gewerkschaftlich Organisierten an allen Beschäftigten – ist seit Anfang der achtziger Jahre zurückgegangen. Zudem muß die Einschaltung eines gewerkschaftlichen Rechtssekretärs die Kla-

gewahrscheinlichkeit keinesfalls erhöhen: Womöglich führt eine Beratung ja dazu, daß der betroffene Arbeitnehmer besser über seine nur begrenzten Aussichten, im Prozeß sein subjektiv wahrgenommenes Recht durchsetzen zu können, informiert ist, und daraufhin von einer Klage absieht, die er ohne Rechtsberatung womöglich erhoben hätte.

Letztlich scheint uns der gestiegene *Arbeitnehmerschutz durch Gesetzgebung und Rechtsprechung*, bei weiterhin niedrigen Zugangsbarrieren zum Arbeitsgericht, eine plausible Erklärung des Trendanstiegs in der relativen Klagehäufigkeit zu sein. BERGER (1998) hat jüngst auf Ausmaß und Entwicklung der Regulierung am deutschen Arbeitsmarkt hingewiesen. Nicht nur die Gesetzgebungstätigkeit, auch die Rechtsprechung hat die Rechtspositionen der Arbeitnehmer gerade beim Kündigungsschutz tendenziell bis in die neunziger Jahre hinein verbessert (vgl. besonders pointiert RÜTHERS 1996). Arbeitnehmer nutzen den kostengünstigen Gerichtsweg i.d.R., um sich den Schutz ihres Arbeitsplatzes durch eine Abfindung abgelden zu lassen (vgl. DÄUBLER 1998: 635f.). Arbeitgeber antizipieren zwar die hohe Wahrscheinlichkeit einer Klage, lassen es aufgrund der relativ geringen Gerichtskosten dennoch häufig auf eine solche Klage ankommen. Für den Arbeitgeber dürfte dabei mitentscheidend sein, daß auf diese Weise „vorschnelle“ Zugeständnisse, die womöglich entsprechende Abfindungserwartungen anderer Arbeitnehmer wecken könnten, vermieden werden.

Literatur

- Baird, Douglas C.; Robert H. Gertner; Randal C. Picker (1995): *Game Theory and the Law*. Cambridge, London: Cambridge University Press.
- Behrens, Walther (1985): Die Rechtsschutzversicherung im Arbeitsrecht. In: *Neue Zeitschrift für Arbeitsrecht* 2(1985) Beilage Nr. 3: 18-21.
- Berger, Helge (1998): Regulation in Germany. Some Stylized Facts About Its Time Path, Causes, and Consequences. In: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 118(1998)2: 185-220.
- Brown, Sarah; Bernd Frick; John Sessions (1997): Unemployment, Vacancies and Unfair Dismissals. In: *Labour* 11(1997)2: 329-349.
- Cooter, Robert D.; Daniel L. Rubinfeld (1989): Economic Analysis of Legal Disputes and Their Resolution. In: *Journal of Economic Literature* 27(1989): 1067-1097.
- Cooter, Robert; Stephen Marks; Robert Mnookin (1982): Bargaining in the Shadow of the Law: A Testable Model of Strategic Behavior. In: *Journal of Legal Studies* 11(1982)June: 225-221.
- Däubler, Wolfgang (1998): *Das Arbeitsrecht 2. Leitfaden für Arbeitnehmer*. 11. Aufl., Hamburg: Rowohlt.

- Falke, Josef et al. (1981): Kündigungspraxis und Kündigungsschutz in der Bundesrepublik Deutschland. Eine empirische Untersuchung, durchgeführt vom Max-Planck-Institut für ausländisches und internationales Privatrecht, Hamburg (Sozialwissenschaftliche Forschungsgruppe). 2 Bände. Bonn: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung.
- Frick, Bernd (1997): Mitbestimmung und Personalfuktuation. Zur Wirtschaftlichkeit der bundesdeutschen Betriebsverfassung im internationalen Vergleich. München, Mering: Hampp.
- Grotmann-Höfling, Günter (1995): Strukturanalyse des arbeitsgerichtlichen Rechtsschutzes. Konfliktlösung durch eine Betriebliche Einigungsstelle (BEST). Frankfurt am Main et al.: Lang.
- Ichino, Andrea; Pietro Ichino (1997): Are Judges Biased by Labor Market Conditions? The Selection of Firing Litigations for Trial in a Large Italian Firm. Unveröff. Manuskript.
- IW – Institut der deutschen Wirtschaft (1992, 1997): Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland. Köln: Deutscher Instituts-Verlag.
- Joachim, Hans G. (1972): Justizreform, Verfahrensreform und Arbeitsgerichtsbarkeit. In: Der Betrieb (1972)22: 1067-1072.
- Kotzorek, Andreas (1985): Zur Häufigkeit arbeitsrechtlicher Prozesse in der Bundesrepublik Deutschland. Eine ökonomische Analyse. In: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 141(1985): 312-355.
- Müller-Jentsch, Walter (1989): Basisdaten der industriellen Beziehungen. Frankfurt am Main, New York: Campus.
- Pull, Kerstin (1996): Übertarifliche Entlohnung und freiwillige betriebliche Leistungen. Personalpolitische Selbstregulierung als implizite Verhandlung. München, Mering: Hampp.
- Rüthers, Bernd (1996): Beschäftigungskrise und Arbeitsrecht. Zur Arbeitsmarktpolitik der Arbeitsgerichtsbarkeit. Bad Homburg: Frankfurter Institut – Stiftung Marktwirtschaft und Politik.