

Die Wirkung des Kündigungsschutzes auf die Stabilität „junger“ Beschäftigungsverhältnisse*

Bernhard Boockmann, Daniel Gutknecht, Susanne Steffes**

Zahlreiche Studien der letzten Jahre haben sich mit den Beschäftigungswirkungen des deutschen Kündigungsschutzes befasst. Die Mehrzahl der Untersuchungen fand jedoch keine signifikanten Effekte auf aggregierte Ab- und Zugangsraten in den betroffenen Betrieben. In unserer Analyse schätzen wir die Wirkung des Kündigungsschutzes auf die individuelle Stabilität neu geschaffener Beschäftigungsverhältnisse. Bei der Untersuchung nutzen wir die Änderung des Schwellenwertes im deutschen Kündigungsschutz im Jahr 1999 als natürliches Experiment. Unsere Ergebnisse deuten auf eine positive Wirkung des Kündigungsschutzes auf die Beschäftigungsstabilität neu geschaffener Arbeitsverhältnisse hin. Dieser Effekt tritt jedoch erst nach ca. 200 Tagen auf, was mit der gesetzlichen Wartezeit vor Einsetzen des Kündigungsschutzes übereinstimmt.

* Der Beitrag wurde im April 2008 zur Publikation freigegeben.

** Wir danken zwei anonymen Gutachtern und den Teilnehmern des 6. Arbeitstreffens des DFG-Schwerpunktprogramms 1169, insbesondere unserem Korreferenten Thomas Cornelißen, für nützliche Hinweise. Diese Studie wurde von der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) im Rahmen des genannten Schwerpunktprogramms gefördert. Den Mitarbeitern des Forschungsdatenzentrums des IAB danken wir für die Ermöglichung des Datenzugangs und Unterstützung bei den Analysen. Der Arbeit liegt die Längsschnittversion 1 des Linked Employer-Employee-Datensatzes des IAB (LIAB) zugrunde. Der Datenzugang erfolgte durch Gastaufenthalte, im Anschluss daran durch Datenfernverarbeitung.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Der gesetzliche Rahmen
- 3 Bisherige empirische Wirkungsanalysen
- 4 Der Datensatz
- 5 Empirischer Ansatz
- 6 Ergebnisse
- 7 Schlussfolgerungen

Literatur

1 Einleitung

Im Vergleich der Industrieländer ist der deutsche Arbeitsmarkt einer der am stärksten regulierten (z. B. OECD 1999). Die Frage nach den Wirkungen von Arbeitsmarktregulierung entzündet sich dabei vor allem an den Regulierungen zum Kündigungsschutz. Dabei stellt sich zunächst die Frage, wie der Kündigungsschutz auf das Einstellungs- und Entlassungsverhalten der Betriebe wirkt.

In diesem Beitrag untersuchen wir die Wirkung des deutschen Kündigungsschutzgesetzes (KSchG) auf die Stabilität neu begründeter Beschäftigungsverhältnisse. Vorhandene Studien beschränken sich darauf, die abhängigen Variablen auf der Ebene des Betriebes zu messen. Dabei werden insbesondere Mobilitätsraten (Zugangs- und Abgangsrate) verwendet. Wir betrachten die Wirkung des Kündigungsschutzes dagegen auf der Ebene des einzelnen Arbeitsverhältnisses, weil der Geltungsbereich des KSchG sich auch auf eine Teilmenge von Beschäftigten desselben Betriebes erstrecken kann. Ähnlich wie in der bisherigen Literatur nutzen wir die Änderung des Geltungsbereichs durch die Anpassung von Schwellenwerten als natürliches Experiment, um die Wirkung des Kündigungsschutzes auf die Abgänge aus dem Betrieb zu identifizieren. Diese Schwellenwerte sind auf die Zahl der Beschäftigten bezogen. Dabei konditionieren wir mit Hilfe der Verweildauermanalyse hinsichtlich der bisherigen Verbleibsdauer.

Unsere Vorgehensweise hat im Wesentlichen drei Vorteile. Erstens können wir uns so auf den Treatment-Effekt des KSchG auf die neu begründeten Beschäftigungsverhältnisse beschränken. Das ist deshalb wichtig, weil die schon längeren Arbeitsverhältnisse infolge von Übergangsregelungen von der betrachteten Schwellenwertänderung nicht betroffen waren. In vorhandenen Studien gehen dagegen Personen mit kürzerer und längerer betrieblicher Verbleibsdauer unterschiedslos in die Treatmentgruppe ein, sofern ihr Betrieb in der entsprechenden Firmengrößenklasse ist. Zweitens können wir so zugleich das Wechseln von Betrieben zwischen Betriebsgrößenklassen abbilden. Studien, die auf Mobilitätsraten basieren, müssen diese Raten für einen bestimmten Zeitraum berechnen und müssen daher von kurzfristigen Wechseln aus der Treatment- in die Kontrollgruppe absehen. Diese Wechsel sind jedoch in den Daten häufig zu finden, etwa infolge von saisonalen Schwankungen oder aus anderen Gründen. Wie im ersten genannten Punkt, vermeiden wir auch hier ein Problem der Fehlklassifikation. Ein dritter Vorteil unserer Vorgehensweise ist, dass wir in unseren Daten (auf Betriebsebene) die Nutzung befristeter Beschäftigungsverhältnisse durch

den Betrieb beobachten. Dies ist deshalb wichtig, weil Betriebe, die neu in den Anwendungsbereich des KSchG hineinkommen, reguläre durch befristete Arbeitsverhältnisse substituieren könnten. Dieses Verhalten könnte den geschätzten Einfluss des KSchG auf die durchschnittliche Beschäftigungsdauer (bzw. Abgangsrate) neutralisieren und fälschlich zum Schluss führen, dass der Kündigungsschutz auf das individuelle, dem KSchG unterliegende Beschäftigungsverhältnis keine Wirkung hat.

Die Beschränkung auf neu geschaffene Beschäftigungsverhältnisse ist bei der Interpretation der Ergebnisse in Rechnung zu stellen. Infolge der Rechtsprechung in Kündigungsschutzprozessen nehmen die Entlassungskosten in Fällen, in denen Betriebe Entschädigungen leisten müssen, mit der Dauer des Beschäftigungsverhältnisses deutlich zu. Wenn wir uns auf neu begründete Beschäftigungsverhältnisse konzentrieren, können wir folglich immer nur einen Mindesteffekt für die Wirkung des Kündigungsschutzes ermitteln. Der Effekt auf Beschäftigungsverhältnisse mit durchschnittlicher Dauer im Bestand könnte wesentlich größer sein. Gerade die Frage nach dem Mindesteffekt ist jedoch interessant, weil die bestehende Literatur auch für den Gesamtbestand keinen Effekt des Kündigungsschutzes auf die Entlassungen findet. Wenn schon unser geschätzter Mindesteffekt positiv ist, kann man davon ausgehen, dass es auch insgesamt Wirkungen gibt.

Bei der Wirkung des KSchG auf die Stabilität neu geschaffener Beschäftigungsverhältnisse ist die sogenannte Wartezeit von sechs Monaten zu berücksichtigen, bis zu der das Gesetz keine Anwendung findet. Auch die Wartezeit hilft uns bei der Identifikation der Wirkung des KSchG, weil eine Reduktion der Abgangswahrscheinlichkeit erst nach diesen sechs Monaten zu erwarten ist. Unter Umständen kann es innerhalb der ersten sechs Monate sogar zu einer Beschleunigung des Abgangs kommen, wenn die Firmen gezielt vermeiden wollen, dass weniger produktive Arbeitsverhältnisse nach sechs Monaten in die Zone der durch das KSchG gesicherten Beschäftigung gelangen (vgl. Boockmann und Hagen, im Erscheinen).

Unsere Ergebnisse sprechen insgesamt für einen Beschäftigung stabilisierenden Mindesteffekt des KSchG, wenn sie auch nicht alle Robustheitsprüfungen bestehen. Für eine Beschleunigung des Abgangs aus dem Betrieb innerhalb (oder kurz vor dem Ende) der gesetzlichen Wartezeit findet sich dagegen keine Evidenz. Eine mögliche Kritik an der Interpretation unserer Ergebnisse ist, dass wir bei unserer Betrachtung der Abgänge aus dem Betrieb eine indirekte Wirkung durch ein verändertes Ein-

stellungsverhalten der Betriebe außer Acht lassen. Angesichts bisheriger Befunde (vgl. insbesondere Bauer et al. 2007) scheint uns dieser Einwand aber nicht allzu schwer zu wiegen. Ferner ist darauf hinzuweisen, dass wir den Effekt nur für Kleinbetriebe von 6 bis 10 Beschäftigten schätzen. Wie sich die Wirkungen zwischen kleineren und größeren Betrieben unterscheiden könnten, liegt nicht auf der Hand. Zieht man allein die gesetzlichen Bestimmungen heran, steigt der Kündigungsschutz aber eher mit der Betriebsgröße, weil größere Betriebe in der Regel einen Betriebsrat haben, dem nach dem Betriebsverfassungsgesetz in Kündigungsfällen bestimmte Rechte zustehen.

Im folgenden Abschnitt geben wir einen kurzen Überblick über die rechtliche Gestaltung des Kündigungsschutzes in Deutschland. In Abschnitt 3 wird die bestehende deutsche und internationale empirische Literatur diskutiert. Die verwendeten Daten werden in Abschnitt 4 beschrieben. Es schließt sich eine Beschreibung des Schätzansatzes an, gefolgt von der Diskussion der Ergebnisse. Unsere Schlussfolgerungen finden sich in Abschnitt 7.

2 Der gesetzliche Rahmen

Abgesehen von den im Bürgerlichen Gesetzbuch enthaltenen Bestimmungen¹ sowie von speziellen Kündigungsschutzregeln für bestimmte Beschäftigtengruppen² ist das Kündigungsschutzgesetz von 1952 die wichtigste Quelle des gesetzlichen Bestandschutzes in Deutschland. Gemäß § 1 des KSchG können Kündigungen durch den Arbeitgeber nur ausgesprochen werden bei Vorliegen von

- Gründen, die in der Person des Arbeitnehmers liegen (etwa gesundheitliche Probleme),
- Gründen, die im Verhalten des Arbeitnehmers liegen (dies ist die sogenannte disziplinarische Kündigung),
- dringenden betrieblichen Erfordernissen, die einer Weiterbeschäftigung des Arbeitnehmers in diesem Betrieb entgegenstehen (betriebsbedingte Kündigung).

Diese Bestimmungen werden unter anderem hinsichtlich der Mitwirkungsrechte des Betriebsrates

gemäß § 102 des Betriebsverfassungsgesetzes weiter präzisiert. Eine wichtige weitere Voraussetzung für die Zulässigkeit einer betriebsbedingten Kündigung ist die Einhaltung der „Sozialkriterien“ nach § 1 (3) KSchG. Nach dem Gesetz ist der Arbeitgeber dazu verpflichtet, die Betriebszugehörigkeit, das Lebensalter, die Unterhaltspflichten und die Schwerbehinderung des Arbeitnehmers bei der Auswahl der zu kündigenden Arbeitnehmer ausreichend zu berücksichtigen.

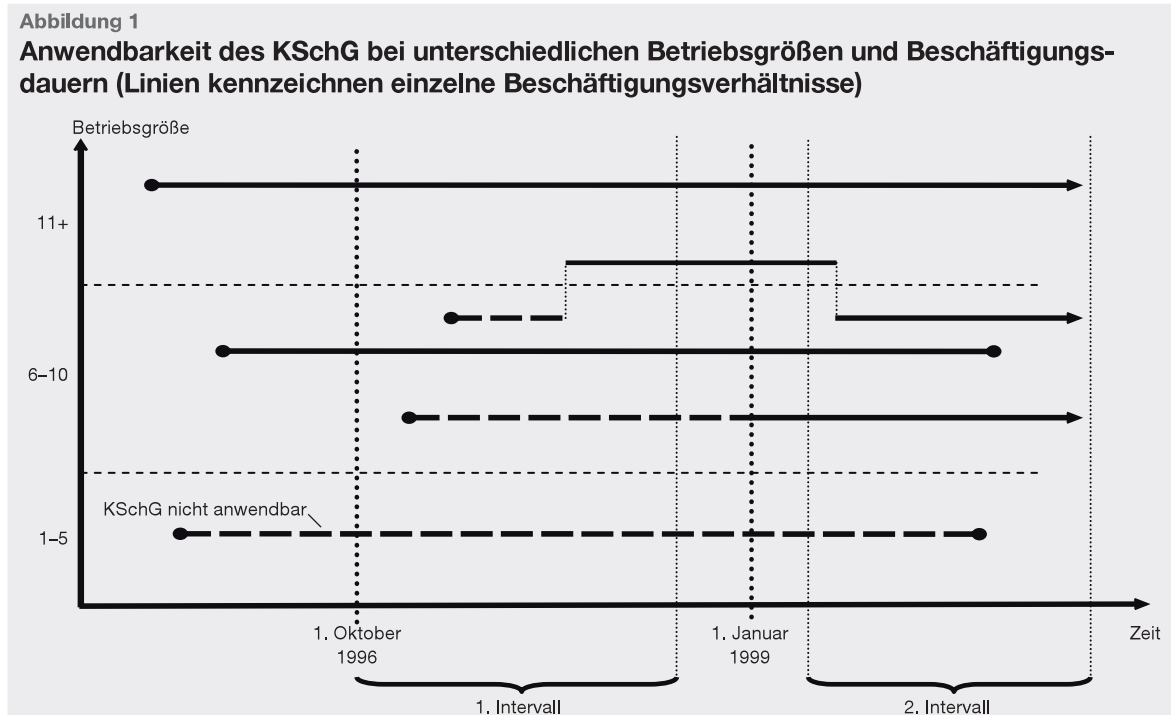
Fälle, in denen diese gesetzlichen Voraussetzungen fehlen, werden als sozial ungerechtfertigte Kündigungen bezeichnet. Die genauen Kriterien werden in Deutschland durch die Rechtsanwendung durch die Arbeitsgerichte definiert, wobei dem Arbeitgeber die Beweispflicht obliegt. Nicht zuletzt infolge der unübersichtlichen Rechtslage sind Kündigungsschutzprozesse häufig.³ Die Wiedereinsetzung des Arbeitnehmers in das bisherige Arbeitsverhältnis als Rechtsfolge wird von den Arbeitsgerichten dabei in der Regel als unzumutbar bewertet. Daher stellt sich die Frage nach einer Entschädigung des zu Unrecht Entlassenen. Diese Entschädigungen werden im Einzelfall festgelegt. Im Allgemeinen nehmen sie mit der Dauer der Beschäftigung zu; nach Hümmerich (1999) ist eine häufige Regel, ein halbes Monatsgehalt pro Jahr der Zugehörigkeit zum Unternehmen zuzusprechen. Daraus folgt, dass die Kosten einer unrechtmäßigen Entlassung für ein Unternehmen, auf das das KSchG angewendet wird, nicht unendlich hoch sind. Insbesondere bei erst seit kurzem bestehenden Arbeitsverhältnissen könnte der Arbeitgeber die Zahlung einer Entschädigung in Kauf nehmen, wenn er einen bestimmten Arbeitnehmer entlassen möchte.

Nach § 1 (1) KSchG findet das KSchG nur auf Personen Anwendung, deren Arbeitsverhältnis in demselben Betrieb oder Unternehmen ohne Unterbrechung länger als sechs Monate bestanden hat. Abgesehen von diesem Schwellenwert hinsichtlich der Verbleibsdauer gibt es einen weiteren Schwellenwert hinsichtlich der Betriebsgröße, unterhalb dessen die meisten Bestimmungen des Gesetzes, insbesondere auch die genannten Bestimmungen des § 1, nicht angewendet werden (§ 23 KSchG). In diesem Punkt geht das KSchG ähnlich vor wie viele andere

¹ Artikel 611–630 des BGB definieren allgemeine Grundsätze für Kündigungen und zu berücksichtigende Fristen, werden in ihrer Anwendung jedoch durch das KSchG beschränkt.

² Z. B. Schwerbehinderte nach § 15 des Schwerbehindertengesetzes, Arbeitnehmer/innen während des Mutterschutzes oder Erziehungsurlaubes nach § 9 Mutterschutzgesetzes und § 18 des Bundeserziehungsgeldgesetzes.

³ Nach Jahn und Schnabel (2003) enden 27 Prozent der Kündigungsschutzklagen von Arbeitnehmern vor den Arbeitsgerichten. Zwischen 75 und 80 Prozent der Klagen werden zugunsten der Arbeitnehmer entschieden. Da zugleich die Kosten der Klageerhebung für den Arbeitnehmer im internationalen Vergleich relativ gering sind (Jahn 2002), ist der Anreiz, auf dem Rechtsweg gegen eine betriebsbedingte Kündigung vorzugehen, hoch. Dies gilt vor allem, wenn der Arbeitnehmer von einer Gewerkschaft vertreten wird oder eine Rechtsschutzversicherung abgeschlossen hat.



arbeitsrechtliche Gesetze. Nach Koller (2007) gibt es im deutschen Arbeitsrecht mehr als 160 unterschiedliche Schwellenwertregelungen.

Im Fall des KSchG ist der Schwellenwert in der Vergangenheit mehrfach geändert worden. Unter der Kanzlerschaft Helmut Kohls wurde der durch den Schwellenwert definierte Ausnahmereich mit dem arbeitsrechtlichen Beschäftigungsförderungsgesetz zum 1.10.1996 von Betrieben mit fünf oder weniger auf Betriebe mit zehn und weniger Beschäftigten ausgedehnt. Dabei wurde jedoch bestehenden Beschäftigungsverhältnissen ein „Vertrauensschutz“ bis zum 30.9.1999 eingeräumt. Bis zu diesem Datum sollte der bestehende Kündigungsschutz also erhalten bleiben.

Nach dem Regierungswechsel im Jahr 1998 wurde diese Bestimmung wieder zurückgenommen und mit Geltung zum 1.1.1999 der Schwellenwert wieder auf fünf Beschäftigte herabgesetzt. Die erneute Änderung enthielt keine Übergangsregelung, sodass alle in der Betriebsgrößenklasse von sechs bis zehn Beschäftigten zwischen Oktober 1996 und Dezember 1998 begründeten Beschäftigungsverhältnisse sofort unter den Anwendungsbereich des Gesetzes fielen (siehe Abbildung 1). Zusätzlich wurde die Regel für die Feststellung der Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer so geändert, dass die Betriebe den Schwellenwert eher erreichen.

Die Feststellung der Beschäftigtenzahl ist komplex. Sie bezieht sich grundsätzlich auf den Betrieb als

der räumlichen Einheit, in der die Produktion stattfindet und die mit anderen Einheiten rechtlich verbunden sein kann. Das KSchG nimmt Bezug auf die Arbeitnehmer, die regelmäßig in einem Betrieb arbeiten („Betriebe und Verwaltungen, in denen in der Regel fünf oder weniger Arbeitnehmer ... beschäftigt werden“; § 23 (1) KSchG⁴). Nach der Rechtsprechung des Bundesarbeitsgerichts sind bei der Frage, wer regelmäßig im Betrieb beschäftigt wird, auch erwartete Entwicklungen einzubeziehen (Bundesarbeitsgericht (31/10/1991); Az 2 AZR 256/90). Die Frage ist also nicht mechanisch, z. B. durch die Berechnung jährlicher Durchschnittswerte, zu beantworten, sondern enthält einen Ermessensspielraum.

Zugleich sind die Beschäftigten grob in Vollzeitäquivalenten zu messen. Tabelle 1 zeigt die Gewichtungen, die für Teilzeitbeschäftigte je nach ihrem Beschäftigungsumfang angerechnet werden, und stellt die Änderungen dar, die diesbezüglich unter der Regierung Schröder vorgenommen wurden. Unerheblich ist es für die Feststellung der Beschäftigtenzahl dagegen, ob der Arbeitnehmer mit einem befristeten oder unbefristeten Arbeitsvertrag beschäftigt wird. Ausgeschlossen aus dem Anwendungsbereich werden jedoch die „ausschließlich der zu ihrer Berufsbildung Beschäftigten“ (§ 23 (1) KSchG), ver-

⁴ Ausnahmen gelten nach § 23 KSchG für Seeschiffahrts-, Binnenschiffahrts- und Luftverkehrsbetriebe.

Tabelle 1

Wichtige Veränderungen im Kündigungsschutzgesetz (KSchG) vor und nach 1999

Vor	Nach
Anwendbarkeit	
> 10 Mitarbeiter	> 5 Mitarbeiter
Gewichtung	
< 10 h – 0.25	
< 20 h – 0.5	< 20 h – 0.5
< 30 h – 0.75	< 30 h – 0.75
> 30 h – 1	> 30 h – 1
Übergangsfristen	
Alte Rechtsprechung für bestehende Beschäftigungsverhältnisse bis 31.06.1999	Keine

mutlich, da andernfalls die Ausbildungsbereitschaft der Betriebe vermindert würde. Auch werden nur Arbeitnehmer des Betriebs berücksichtigt, also keine freien Mitarbeiter, mitarbeitende Familienangehörige oder im Betrieb genutzte Leiharbeitnehmer.

3 Bisherige empirische Wirkungsanalysen

Die Wirkungen des Kündigungsschutzes sind sowohl in der politischen als auch in der wissenschaftlichen Diskussion in der letzten Dekade ein Thema von großer Bedeutung gewesen. Vor allem die Beschäftigungswirkungen wurden immer wieder thematisiert. Dabei ist in der wissenschaftlichen Literatur eine Fortbewegung von ländervergleichenden Studien auf der Makroebene hin zu länderspezifischen Studien auf der Mikroebene zu konstatieren.

Einige viel zitierte Studien, in denen Unterschiede im Kündigungsschutz zwischen Ländern als Basis genutzt werden, sind bereits Anfang der 1990er Jahre erschienen. So findet Bertola (1990) auf der Grundlage von Daten aus den 1960er bis zu den 1980er Jahren einen negativen Zusammenhang zwischen dem Umfang von Beschäftigungsveränderungen und Maßen für den gesetzlichen Bestandschutz – dieser geht also mit einer geringeren Dynamik der Beschäftigung einher. Lazear (1990) untersucht die Wirkung von Entlassungsschädigungen auf das Niveau der Beschäftigung. Nach seinen Ergebnissen ist die Höhe dieser Kompensation negativ mit der Partizipationsrate am Arbeitsmarkt und der

Gesamtzahl der Beschäftigten im Verhältnis zur Bevölkerung korreliert und positiv mit der Arbeitslosenquote. In ihrer Replikationsstudie finden Addison und Grosso (1996) allerdings keine statistisch signifikante Beziehung zwischen Kündigungsschutz und Arbeitslosenquote, wenn man eine Reihe von Kodierungsfehlern in den Daten Lazears bereinigt. Fasst man diese und weitere Ergebnisse aggregierter Studien zusammen, könnte man zur Einschätzung kommen, dass die negative Wirkung des Kündigungsschutzes auf die Dynamik der Beschäftigung sowie auf den Anteil der Langzeitarbeitslosen durch die meisten vorhandenen Studien gestützt wird, die Wirkung auf das Niveau der Beschäftigung oder die Arbeitslosenquote dagegen empirisch weniger gut gesichert ist (siehe den Überblick in Jahn 2004).

Diese Ergebnisse lassen sich noch feiner differenzieren, wobei insbesondere auch die Interaktion mit anderen institutionellen (Lohnbildung, Arbeitslosenversicherung, siehe Belot und van Ours 2004) oder ökonomischen (Konjunkturzyklus, siehe Blanchard und Wolfers 2000) Gegebenheiten berücksichtigt werden kann. So nützlich dieser Ansatz sein mag, ist in der Forschung doch zugleich auf seine Grenzen hingewiesen worden. In vielerlei Hinsicht ist der Vergleich zwischen Ländern problematisch, zu nennen sind beispielsweise Schwierigkeiten der Erfassung der Kündigungsschutzbestimmungen in einer einheitlichen Rangordnung oder Unterschiede in der Durchsetzung der Rechtsregeln in der Arbeitsvertragspraxis (siehe z. B. Bertola et al. 1999; Boeri 1996). Daraus folgt nach Addison und Teixeira (2001: 38) die „inescapable conclusion ... that there is a pressing need to supplement the aggregate studies with industry and especially firm data.“

Studien mit Firmendaten sind insbesondere für Italien und Spanien vorgenommen worden, nicht zuletzt deshalb, weil hier der Kündigungsschutz besonders weitgehend ist. Für Italien untersuchen Borgarello et al. (2004) die Frage von Schwellenwerteffekten auf die Netto-Beschäftigtenzahl. Auf der Basis von Sozialversicherungsdaten untersuchen sie die Wirkungen einer Reform im Kündigungsschutz aus dem Jahr 1990, welche die Anwendungsbestimmungen für Kleinbetriebe unterhalb des Schwellenwertes verschärfte. Nach den Ergebnissen fiel das Beschäftigungswachstum von Kleinbetrieben in der Tat signifikant geringer aus als in größeren Betrieben oberhalb der Grenze. Nach der Reform verblieben Kleinbetriebe überdies häufiger in ihrer Größenklasse, als das vor der Änderung der Fall gewesen war. Auf einer verbesserten Datenbasis kommen auch Schivardi und Torrini (2004) zur Schlussfolgerung, dass es Schwellenwerteffekte gibt, allerdings fallen diese quantitativ recht gering aus.

Kugler und Pica (2008) benutzen einen Differenz-von-Differenzen-Ansatz, um die Wirkungen der Änderung von 1990 zu identifizieren. Dazu werden die Brutto-Arbeitskräfte- und -Arbeitsplatzbewegungen (workers flows und job flows, siehe Davis und Haltiwanger 1999) in großen und kleinen Firmen vor und nach der Verschärfung des Kündigungsschutzes betrachtet. Verglichen mit den vorgenannten Studien, fallen die Ergebnisse hinsichtlich der Schwellenwerteffekte deutlich robuster aus. Es zeigt sich sowohl ein Rückgang in den Einstellungen als auch in den Beendigungen von Arbeitsverhältnissen nach der Reform. Besonders deutlich fallen diese in Betrieben aus, die durch eine hohe Volatilität in ihrer Beschäftigung gekennzeichnet sind. Die Ergebnisse sind jedoch insofern in Zweifel zu ziehen, als die möglichen Wirkungen einer zweiten Reform von 1991 nicht berücksichtigt werden. Dies könnte die Validität des Differenz-von-Differenzen-Ansatzes verletzen, da die notwendige Annahme der ansonsten gleichen Entwicklungen in Treatment- und Kontrollgruppe nicht Bestand haben könnte. Gerade dies war für Borgarello et al. (2004) der Grund gewesen, den zeitlichen Vergleich nicht zu ziehen.

Auf der Basis von Individualdaten über Arbeitnehmer gehen Boeri und Jimeno (2004) in ihrer vergleichenden Studie für Italien und Spanien vor. Ähnlich wie in unserer Studie ist der Gegenstand zunächst die Wirkung auf den Verlust des Arbeitsplatzes. Für den italienischen Fall werden wieder Sozialversicherungsdaten benutzt, während für Spanien die Arbeitskräfteerhebung, ein rotierendes Haushaltspanel, verwendet wird. Sowohl für Italien als auch für Spanien bestätigt sich, dass die Arbeitsverhältnisse in kleinen, vom Kündigungsschutz nicht abgedeckten Betrieben eine höhere Beendigungswahrscheinlichkeit haben. Diese Ergebnisse haben auch in verschiedenen Robustheitsprüfungen Bestand. Boeri und Jimeno (2004) untersuchen zusätzlich, ob auch Unterschiede im Einstellungsverhalten festzustellen sind. Hierbei sind aber im Unterschied zu den Entlassungen keine diskreten Sprünge am Schwellenwert festzustellen. Die Evidenz für Deutschland fällt bislang uneinheitlich aus. Zu kontrastierenden Ergebnissen führt schon die deskriptive Auswertung von Meinungsumfragen. Nach einer Umfrage des Deutschen Industrie- und Handelskammertags (DIHT 1998) hat die Herabsetzung des Schwellenwertes im deutschen KSchG 1996 zu einer Zunahme der Beschäftigung geführt. Eine im Auftrag des IW (2003) von FORSA durchgeführte Umfrage kam hinsichtlich der zweiten Schwellenwertänderung von 1999 zum spiegelbildlichen Ergebnis: Danach reduzierten die Betriebe mit sechs bis zehn Beschäftigten die Zahl der Einstellungen, nachdem das

KSchG auf sie ausgedehnt wurde. Im Unterschied dazu stehen die Ergebnisse einer Umfrage von Bielencki et al. (2003), die keine Evidenz für die Wirkungen der Schwellenwerte findet. Deskriptive Auswertungen von Meinungsumfragen sind allerdings für eine Analyse von Wirkungszusammenhängen sicherlich nicht die beste geeignete Analysemethode. Zudem besteht gerade bei Themen, die hohe politische Aufmerksamkeit finden, die Gefahr strategischen Antwortverhaltens.

Umfragedaten von Unternehmen liegen auch der neueren Analyse von Pfarr et al. (2005) zugrunde. In der Auswertung werden multivariate Verfahren angewendet, um die Wirkung des Kündigungsschutzes auf das Einstellungsverhalten zu schätzen. Den Ergebnissen zufolge lässt sich ein negativer Effekt empirisch nicht feststellen. Allerdings muss man diese Ergebnisse mit einigen Vorbehalten versehen. So werden stark retrospektive Daten (über einen Zeitraum von fünf Jahren) erhoben und die Betriebsgrößenklassen in der gesetzlichen Definition lassen sich in den Daten nicht klar abgrenzen.

Boockmann und Hagen (2001) stützen sich – wie viele der seitdem erschienenen Analysen – auf eine bekannte, repräsentative Datenquelle für Betriebsdaten, das IAB-Betriebspanel. Ihre Forschungsfrage betrifft nicht die Beschäftigung oder ihre Veränderung insgesamt, sondern ihre Zusammensetzung. Ausgehend von der Hypothese, dass atypische Beschäftigungsformen wie befristete Arbeit, Leiharbeit und freie Mitarbeit von den Betrieben genutzt werden, um den Kündigungsschutz teilweise zu umgehen und die Beschäftigung zu flexibilisieren, untersuchen sie die Wirkung der Schwellenwertänderung von 1996 auf die Nutzung dieser Arbeitsverhältnisse. In den Ergebnissen zeigt sich, der Hypothese entsprechend, eine signifikant reduzierte Wahrscheinlichkeit, befristete Beschäftigung nachzufragen, für die Betriebe, für deren Einstellungen nach 1996 das KSchG nicht mehr galt.⁵ Auf die Nachfrage nach anderen Formen atypischer Arbeit hatte die Schwellenwertänderung keinen Einfluss. In einer jüngeren Studie mit entsprechend verlängertem Beobachtungszeitraum finden Fritsch und Schank (2005) allerdings auch für die befristete Beschäftigung keinen signifikanten Effekt mehr.

Eine weitere empirische Studie, die auf Schwellenwertänderungen im deutschen Arbeitsrecht beruht,

⁵ Verick (2004) bemängelt, dass die Studie den oben bereits erwähnten Übergangsbestimmungen nicht Rechnung trage. Da befristete Beschäftigung in Deutschland jedoch meist von kurzer Dauer ist (siehe Boockmann und Hagen 2006), dürften die weit aus meisten befristeten Beschäftigungsverhältnisse in den Daten nach der Änderung des Schwellenwertes begründet worden sein.

ist die von Kölling et al. (2001). Hierin werden nicht nur Änderungen des KSchG, sondern auch des Schwerbehindertengesetzes betrachtet.⁶ Ziel ist die Identifikation von Schwellenwerteffekten, also vermindertes Netto-Beschäftigtenwachstum knapp unterhalb und erhöhter Beschäftigtenabbau knapp oberhalb der Schwelle. Für das KSchG werden keine Schwellenwerteffekte gefunden, wohl aber für das Schwerbehindertengesetz. Aufgrund der komplizierten Regeln besteht – wie auch in anderen Studien – ein Problem in der Zuordnung von Firmen in die Größenklassen oberhalb und unterhalb der Schwelle. Dieses Problem wiegt jedoch besonders schwer, wenn – wie in der Studie von Kölling et al. (2001) – der Ansatz auf eng definierten Größenklassen basiert. Auch die verschiedenen Robustheitstests, die die Verfasser vornehmen, können keine vollständige Klarheit schaffen.

Verick (2004) verwendet das IAB-Betriebspanel für die Jahre 1997 bis 2001, um die Wirkungen der zweiten Schwellenwertänderung im KSchG 1999 in einem Differenz-von-Differenzen-Ansatz zu schätzen. Hierbei findet er Evidenz für Schwellenwerteffekte auf Betriebe, die sich nach der Änderung knapp unterhalb der Schwelle befinden. Allerdings müssen diese Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden, da die Ergebnisse bei den Betrieben am stärksten ausfallen, die sich relativ weit von der Schwelle entfernt befinden. Dies könnte darauf hindeuten, dass andere Faktoren, welche die Treatment- und Kontrollgruppe unterschiedlich beeinflussen, die Ergebnisse konfundieren. Verick (2004) beschränkt sich in der Analyse auf den Nachweis von Schwellenwerteffekten und verwendet keine direkten Maße für Arbeitskräfte- oder Arbeitsplatzmobilität.

Bauer et al. (2007) beschäftigen sich in ihrer Analyse mit den Wirkungen beider Schwellenwertänderungen im KSchG auf die Bruttobewegungen der Arbeitskräfte. Die Datenbasis für ihre Untersuchung ist die Beschäftigtenstatistik, aus der eine Stichprobe von fünf Prozent der westdeutschen Betriebe gezogen wird. Die Beobachtungsperiode beträgt vor und nach den Änderungen jeweils ein Jahr. Die Verfasser bilden dann Zugangs- und Abgangsraten für jede dieser Teilperioden und jeden Betrieb der Stichprobe.

In einem ersten Schritt untersuchen Bauer et al. (2007) Schwellenwerteffekte allein auf der Basis von Querschnitten. Ähnlich wie Kölling et al. (2001) schätzen sie dazu ein Modell, in das betriebliche

Charakteristika, die Betriebsgröße und zusätzlich Dummies für die Betriebsgröße in der Nähe der Schwelle eingehen. Letztere werden benutzt, um Schwellenwerteffekte zu identifizieren. Die Ergebnisse stützen die Hypothese von Schwellenwerteffekten zumindest teilweise. So lassen sich für Betriebe knapp oberhalb des Ausnahmbereichs erhöhte Abgangsraten feststellen. Dies könnte darauf hindeuten, dass die Firmen Arbeitskräfte entlassen, um unter die Schwelle zu gelangen. Allerdings unterscheidet sich die Einstellungsrate nicht von derjenigen anderer Betriebe. Infolge der Kosten des Kündigungsschutzes würde man eher annehmen, dass sich die Betriebe mit der Zahl der Einstellungen an eine gewünschte Zahl von Beschäftigten anpassen.

In einem zweiten Schritt nutzen Bauer et al. (2007) in einem Differenz-von-Differenzen-Ansatz auch die Variation über die Zeiträume, in denen unterschiedliche Schwellenwerte galten. Weder für die erste, noch für die zweite Schwellenwertänderung werden signifikante Ergebnisse gefunden, unabhängig davon, welches Maß für die Beschäftigtenbewegung man zugrunde legt. Dieses Resultat besteht auch verschiedene Robustheitstests, etwa der Änderung in der Definition der Firmengrößenklassen oder der Stratifikation der Stichprobe nach unterschiedlichen Branchen.

Burgert (2006) schließlich nutzt in seiner Studie den Linked Employer-Employee-Datensatz des IAB, um die Wirkungen des Kündigungsschutzes speziell für ältere Arbeitnehmer zu schätzen. Nach seinen Ergebnissen haben Kleinbetriebe knapp oberhalb der Schwelle zur Anwendbarkeit des KSchG in keiner der beobachteten Perioden signifikant weniger Einstellungen von älteren Arbeitnehmern vorgenommen als die nicht vom Kündigungsschutz betroffenen Betriebe knapp unterhalb dieser Schwelle (Regression Discontinuity Design). Problematisch könnte hier sein, dass die Stichprobe stark selektiert ist. Es werden nur Betriebe einbezogen, die mindestens in einem Jahr eine positive Geschäftsentwicklung erwarteten, nie aber eine negative. Da die Geschäftsentwicklung hinsichtlich der Struktur und Dynamik der Beschäftigung endogen ist, könnten die Ergebnisse entsprechend verzerrt sein.

Zusammenfassend lässt sich für Deutschland konstatieren, dass es nur relativ schwache Evidenz für Wirkungen des Kündigungsschutzes auf die interessierenden Zielvariablen des Arbeitsmarktes gibt. Diese Abwesenheit von signifikanten Schätzergebnissen ist jedoch unserer Einschätzung nach in einigen Fällen auch auf die Verwendung von wenig trennscharfen empirischen Ansätzen zurückzuführen. Insbesondere die überwiegende Verwendung

⁶ Das Schwerbehindertengesetz wurde im Jahr 2000 modifiziert, wobei der Schwellenwert auf 20 Beschäftigte angehoben wurde.

von auf Betriebsebene zusammengefasster Information erscheint problematisch. Erstens trennen die verwendeten Abgangsraten nicht zwischen neu begründeten und länger bestehenden Beschäftigungsverhältnissen. Die gesetzlichen Regelungen betrafen aber im Fall der Änderung von 1996 nur die Zugänge in Beschäftigung, nicht den Bestand. Zudem können die Raten nur für einen längeren Zeitraum gemessen werden, innerhalb dessen die Betriebe ein- oder mehrmals den Schwellenwert überschritten haben können. Drittens könnte es sein, dass der Kündigungsschutz möglicherweise nicht auf die Gesamtzahl der Einstellungen oder Abgänge wirkt, wohl aber auf ihre Zusammensetzung. So könnte sich die Stabilität bei den langfristigen Beschäftigungsverhältnissen erhöhen, im kurzfristigen Bereich aber sogar reduzieren, wenn die Betriebe auf die höheren Entlassungskosten mit der Schaffung einer flexiblen Randbeschäftigung reagieren. Dies kann, muss aber nicht zwangsläufig mit atypischen Beschäftigungsformen wie befristeten Arbeitsverhältnissen einhergehen. Ebenso gut könnte der Umschlag von Arbeitskräften innerhalb der Wartezeit von sechs Monaten bis zum Eintritt der Geltung des KSchG zunehmen.

4 Der Datensatz

Bei dem für die Studie verwendeten Datensatz handelt es sich um den Linked Employer-Employee-Datensatz der Bundesagentur für Arbeit (LIAB), der uns durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in Nürnberg zur Verfügung gestellt wurde. Der Datensatz verbindet personenspezifische Beschäftigungsdaten der Beschäftigtenstatistik (Alter, Geschlecht und andere Charakteristika) mit Informationen aus dem IAB-Betriebspanel. Dieses gibt jährliche Informationen zu Betriebscharakteristika und Personalentscheidungen aus der Zeit von 1993 bis 2001 (Alda et al. 2005) wieder. Die personenspezifischen Daten entstammen der „Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik-Datei“, die den Erwerbsverlauf sozialversicherungspflichtig Beschäftigter erfasst. Das Betriebspanel besteht aus Informationen, die im Rahmen einer repräsentativen, jährlichen Umfrage erhoben wurden (Kölling 2000).

Für die vorliegende Untersuchung wurde die Längsschnittversion 1 gewählt, die 2.100 ostdeutsche und ebenso viele westdeutsche Betriebe enthält. Die Beobachtungsperiode reicht von 1991 (Westdeutschland) bzw. 1992 (Ostdeutschland) bis 2001. Dabei wurden ausschließlich Personen berücksichtigt, die im Zeitraum 1996–2001 eine Beschäftigung von

mindestens einem Tag in einem der „Längsschnittbetriebe“ vorweisen konnten. Als „Längsschnittbetriebe“ gelten Betriebe, die zwischen 1999 und 2001 ohne Unterbrechung an der Befragung teilnahmen. In unserer Analyse beschränken wir uns auf insgesamt 2.356 Betriebe, die von 1996 bis 2001 kontinuierlich in den Daten verzeichnet sind. Für diesen Zeitraum lassen sich sämtliche Beschäftigungsverhältnisse dieser Betriebe beobachten. Sämtliche Beschäftigungsverhältnisse außerhalb der „Längsschnittbetriebe“ wurden aus dem Datensatz gelöscht, sodass die Gesamtzahl der Beobachtungen bei ca. 90.000 liegt.⁷

In unseren Daten werden ausschließlich Personen mit einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnis in einem beobachteten Betrieb erfasst. Diese Eingrenzung schließt beispielsweise Selbstständige, mithelfende Familienangehörige oder im Betrieb beschäftigte Leiharbeiter aus, was der Definition im KSchG entspricht (§ 17 Abs. 5 KSchG). Ebenso werden Nebenerwerbsverhältnisse nicht berücksichtigt, da sie oft mit demselben Betrieb eingegangen werden wie das Haupterwerbsverhältnis oder nur geringfügige Beschäftigungsverhältnisse darstellen. Auch Auszubildende sind in unserer Stichprobe nicht enthalten. Ebenso wurden solche Arbeitsverhältnisse aus den Daten entfernt, die als Auszubildende begonnen hatten.⁸ Der Grund dafür ist, dass der Beginn der Erwerbstätigkeit nach unserer Definition erst nach der Übernahme in ein reguläres Beschäftigungsverhältnis stattfindet. Doch befindet sich die Person in diesem Fall schon längere Zeit im Betrieb, sodass die Vergleichbarkeit mit Neuzugängen nicht gewährleistet ist. Des Weiteren wurden Praktikanten, Beschäftigte mit körperlicher oder geistiger Beeinträchtigung und Zivil- oder Grundwehrdienstleistende von der Analyse ausgeschlossen.

Es werden alle Beschäftigten im Alter von 15 bis 65 Jahren in die Analyse einbezogen.⁹ Angestellte des öffentlichen Dienstes (Land oder Bund) werden nicht berücksichtigt, da in diesen Institutionen personalpolitische Entscheidungen, verglichen mit privatwirtschaftlichen Unternehmen, häufig nach anderen Gesichtspunkten getroffen werden. Wegen entsprechender Ausnahmen in § 23 KSchG sind Be-

⁷ Mit dieser Vorgehensweise werden „Start-up“-Unternehmen und Betriebe, die im Beobachtungszeitraum aus dem Markt ausgeschieden sind, vernachlässigt.

⁸ Dies erfolgte nach der Feststellung der Mitarbeiterzahl im Betrieb.

⁹ Das Problem der Frühverrentung und die damit einhergehende Verzerrung in der Abgangsrate sollte insofern keine Rolle spielen, als die entsprechenden Altersklassen gleichmäßig über Treatment- und Kontrollgruppe verteilt sind.

triebe aus der See- und Binnenschifffahrt sowie der Luftfahrt nicht in den Daten enthalten. Auch wurden landwirtschaftliche Betriebe ausgeschlossen, da diese hohe saisonale Beschäftigungsschwankungen mit einem hohen Anteil befristeter Beschäftigung aufweisen. Schließlich bleiben auch Betriebe, bei denen wichtige Angaben (z. B. die Rechtsform des Betriebes) fehlten, unberücksichtigt.

In unserer Studie wird der *Treatment-Effekt* zu unterschiedlichen Zeitpunkten nach dem Eintritt in ein Beschäftigungsverhältnis geschätzt. Daher wird die Beschäftigtenzahl nicht nur zum Zeitpunkt eines Abgangs aus dem Betrieb, sondern durchgängig über den gesamten Zeitverlauf ermittelt. Dies bedeutet, dass z. B. bei einer Neueinstellung die Zahl der Mitarbeiter im Betrieb entsprechend angepasst wird. Gelangt ein Betrieb damit über die Schwelle zum Geltungsbereich des KSchG, wird dies in der Abgrenzung des Treatments aller bestehenden Beschäftigungsverhältnisse berücksichtigt. Durch die kontinuierliche und vollständige Erfassung aller Beschäftigungsverhältnisse ergibt sich so die genaue Mitarbeiteranzahl im Sinne des KSchG.¹⁰

Ein weiterer wichtiger Gesichtspunkt bei der Ermittlung der Beschäftigtenzahl ist die Art der Berechnung selbst. Die LIAB-Daten enthalten lediglich qualitative Informationen zur Teilzeitbeschäftigung. Dabei wird festgestellt, ob die Zahl der wöchentlich gearbeiteten Stunden ober- oder unterhalb von 18 Stunden liegt, also etwa der Hälfte der durchschnittlichen Arbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten. Die verwendeten Referenzzeiten der LIAB-Daten entsprechen jedoch nicht denen des KSchG und mussten daher entsprechend approximiert werden.¹¹

Wie Boockmann und Steffes (2007) folgten wir bei der Definition der Abgänge den in den LIAB-Daten verwendeten Abgangsarten (siehe Tabelle 2). Da diese Informationen für die korrekte Berechnung entsprechender Leistungsansprüche maßgeblich sind, sind sie vergleichsweise verlässlich.

¹⁰ Mit dieser Berechnung ist es sogar möglich, die Rotation von Mitarbeitern korrekt im Sinne des Gesetzes zu berücksichtigen: Da Beschäftigungsverhältnisse zum Zeitpunkt der Kündigung bei der Ermittlung der Anzahl der Mitarbeiter berücksichtigt werden, wird die Zahl der Beschäftigten eines Betriebes in unserem Datensatz konstant gehalten, auch wenn ein Mitarbeiter erst nach einiger Zeit ersetzt wird (im umgekehrten Fall, d. h. wird die Stelle nicht wieder besetzt, wird die Betriebsgröße bei der nächsten „Messung“ (Jahresende, Neueinstellung etc.) automatisch angepasst). Da das KSchG bei der Berechnung der Mitarbeiterzahl ausdrücklich auf das langfristige Niveau eines Betriebes abstellt, entspricht diese Methodik den Vorgaben des Gesetzes.

¹¹ Konkret wurden Teilzeitbeschäftigte, die in den LIAB-Daten mit weniger als 18 Stunden wöchentlicher Arbeitszeit angegeben waren, als halbe Vollzeitäquivalente gewichtet, während Teilzeitkräfte mit mehr als 18 Stunden mit einer Gewichtung von 0,75 eingingen.

Tabelle 2

Definition von Zensierung, Rückkehr und Abgang

Ein Beschäftigungsverhältnis wurde als beendet behandelt, falls ...
- ein Beschäftigungsende offiziell der Bundesagentur gemeldet wurde.
Mögliche Gründe:
- Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses
- Beendigung nach einer Unterbrechung von mehr als einem Monat
- gleichzeitige An- und Abmeldung des Beschäftigungsverhältnisses
Ein Beschäftigungsverhältnis wurde als zensiert behandelt, falls ...
- die maximale Beobachtungszeit überschritten wurde.
- die Firmenzugehörigkeit ohne Abgangsmeldung wechselte.
- eine Leistungsempfängermeldung ohne Abgangsmeldung vermerkt war.
- ein Beschäftigungsverhältnis für mehr als 90 Tage unterbrochen war.
Ein Beschäftigungsverhältnis wurde als unterbrochen behandelt, falls ...
- die Unterbrechung weniger als 90 Tage andauerte und die Firmenzugehörigkeit unverändert blieb (ohne Leistungsempfang).
- die Unterbrechung aufgrund von Elternzeit oder anderen Verpflichtungen erfolgte und die Firmenzugehörigkeit unverändert blieb.

Eine Differenzierung nach Entlassungen und freiwilligen Kündigungen ist mit den LIAB-Daten nicht möglich. Da der Kündigungsschutz direkt nur auf Entlassungen wirkt, könnte dies zu einer Unterschätzung seiner Wirkung führen. Allerdings könnte der Kündigungsschutz auch indirekt auf die freiwilligen Abgänge wirken. So könnten Beschäftigte, für die der Kündigungsschutz nicht gilt, intensiver nach einem neuen (geschützten) Arbeitsplatz suchen.

Ein Problem stellen allerdings beobachtete, aber nicht gemeldete Beschäftigungsunterbrechungen dar. Nur in seltenen Fällen waren Angaben zu Art und Grund der Unterbrechung erfasst. Insofern könnten Unterbrechungen sowohl als Fehler in der Datenkonsistenz als auch als Beendigung eines Beschäftigungsverhältnisses gewertet werden. In Anlehnung an Boockmann und Steffes (2007) wurden deshalb Beschäftigungsverhältnisse dann als unterbrochen gewertet, wenn der Mitarbeiter innerhalb von 90 Tagen in den alten Betrieb zurückgekehrt war und in der Zwischenzeit keine Arbeitslo-

Tabelle 3
Stichprobenspezifikation

	1. Intervall	2. Intervall	Mindest- beobachtungszeit	Maximales Beobachtungsdatum (1. Int./2. Int.)	Kontroll- gruppe
(1)	01. Okt 1996 bis 01. Jan 1998	01. März 1999 bis 01. Juni 2000	274 Tage	01. Okt 1998/ 01. März 2001	11–14
(2)	01. Okt 1996 bis 01. Okt 1997	01. März 1999 bis 01. März 2000	365 Tage	01. Okt 1998/ 01. März 2001	11–14
(3)	01. Okt 1996 bis 01. Jan 1998	01. März 1999 bis 01. Juni 2000	274 Tage	01. Okt 1998/ 01. März 2001	1–5
(4)	01. Okt 1996 bis 01. Okt 1997	01. März 1999 bis 01. März 2000	365 Tage	01. Okt 1998/ 01. März 2001	1–5

senunterstützung erhalten hatte. In diesen Fällen gehen wir davon aus, dass die Rückkehr in den Betrieb bereits zu Beginn der Unterbrechung bekannt war. Beschäftigungsverhältnisse, die diese Bedingungen nicht erfüllen, werden als zensiert behandelt (Tabelle 2). Von der 90-Tage-Regel ausgenommen sind Unterbrechungen infolge von Elternzeit oder Wehr- oder Zivildienst. Solche Lücken im Erwerbsverlauf werden auch dann ignoriert, wenn sie länger andauern. Auch dies entspricht der gesetzlichen Definition, da in beiden Fällen das Beschäftigungsverhältnis weiterhin zur gesetzlich definierten Anzahl der Beschäftigten beiträgt. Wie bei jeder Festlegung gibt es auch hier potenzielle Messfehler.¹² Das gewählte Vorgehen entspricht jedoch dem in der Literatur verbreiteten, vgl. dazu und zur Diskussion der Robustheit Boockmann und Steffes (2007).

5 Empirischer Ansatz

Die Ausgangsfrage unserer Analyse beschäftigt sich mit den Wirkungen des Kündigungsschutzes auf neu begonnene Arbeitsverhältnisse. Gesetzlich auferlegte Kosten der Kündigung können dazu führen, dass sich die Zahl der beobachteten Abgänge reduziert. Da das KSchG jedoch eine sechsmonatige Wartezeit vor Inkrafttreten des Schutzes vorsieht, sollte sich die Wirkung des Gesetzes erst nach sechs Monaten entfalten. Die *Matching-Theorie* ergibt zusätzlich ein Argument dafür, warum in dieser Zeit sogar mehr Arbeitnehmer den Betrieb verlassen

könnten als ohne Kündigungsschutz. Nach sechs Monaten Beschäftigungsdauer muss sich der Arbeitgeber zwischen Kündigung ohne entsprechenden Kostenaufwand und der Weiterbeschäftigung mit potenziell höheren Entlassungskosten entscheiden. Insofern sollten zum Ablauf der Wartezeit relativ mehr Abgänge beobachtet werden als vor der Anwendbarkeit des KSchG.¹³ Da sich der Effekt des Kündigungsschutzes über die Beschäftigungsdauer umkehren kann, muss er zu unterschiedlichen Dauern geschätzt werden.

Als Schätzverfahren wird dabei das Differenz-von-Differenzen (DvD)-Verfahren verwendet, das in den letzten Jahren weite Verbreitung gefunden hat (Abadie 2005). Es wird die Differenz zwischen der Veränderung der Beschäftigungsstabilität nach der (Wieder-)Ausdehnung des KSchG zum 1.1.1999 in der Größenklasse 6 bis 10 Beschäftigte für die Treatmentgruppe mit der einer nicht betroffenen Kontrollgruppe von Beschäftigten aus angrenzenden Betriebsgrößenklassen verglichen. Wie in Tabelle 3 dargestellt, werden für das erste Intervall alle Beschäftigungsverhältnisse, die nach dem 1. Oktober 1996 und vor dem 1. Januar 1998 begonnen haben, berücksichtigt. Für das zweite Intervall sind die entsprechenden Grenzen der 1. März 1999 und der 1. Juni 2000. Beschäftigte in Betrieben mit 11 bis 14 Beschäftigten bildeten unsere primäre Kontrollgruppe. Um die Robustheit unserer Ergebnisse zu überprüfen, wurden Beschäftigte in Betrieben mit einem bis fünf Beschäftigten als weitere Kontrollgruppe definiert. Um in eine Gruppe eingeteilt zu werden, musste sich der Betrieb zu Beginn des Ar-

¹² Dauerhaft Beschäftigte in Elternzeit könnten eventuell durch entsprechend befristet Beschäftigte in diesem Zeitraum ersetzt werden. In diesem Fall würde die Zahl der Mitarbeiter überschätzt.

¹³ Dieser Effekt wurde in einem Job-Matching-Modell von Boockmann und Hagen (im Erscheinen) formal beschrieben.

beitsverhältnisses in einer der entsprechenden Betriebsklassen befinden (Wechsel aus oder in die Treatmentgruppe nach der anfänglichen Erfassung waren jedoch zulässig).

Für die Konstruktion der Intervalle vor und nach der Gesetzesänderung wurde eine *Zugangsstichprobe* (flow sampling) gewählt. Dies vermeidet das Problem der Verzerrung zugunsten von längeren Beschäftigungsverhältnissen („length bias“). Die Beschäftigungsdauern aller Individuen, die eine Beschäftigung innerhalb des Intervalls $(0; b]$ beginnen, werden über einen bestimmten Zeitraum nachverfolgt. Der Zugangs- und Nachverfolgungszeitraum wurden dabei der Interimszeit zwischen den beiden Gesetzesänderungen von 1996 und 1999 angepasst. Der früheste Zeitraum eines Zugangs ist der 1.10.1996, da alle Zugänge in der Treatmentgruppe nach diesem Datum nicht dem KSchG unterlagen. Gesetzliche Übergangsfristen betrafen lediglich zu diesem Zeitpunkt bereits bestehende Beschäftigungsverhältnisse, die jedoch nicht in der Stichprobe enthalten sind.

Die Festlegung der anderen Intervallgrenze gestaltete sich komplizierter. Um mögliche Antizipationseffekte der Firmen oder Arbeitnehmer unmittelbar vor der Gesetzesänderung zu vermeiden (sog. *Ashenfelter Dip*; Ashenfelter 1978), musste der Nachverfolgungszeitraum zum aktuellen Rand limitiert werden. Obwohl die tatsächliche Änderung erst zum 1. Januar 1999 in Kraft trat, fanden die Bundestagswahlen bereits am 27. September 1998 statt.¹⁴ Trotz der Wahlen erscheint ein „Pufferzeitraum“ von drei Monaten als ausreichend, da unwahrscheinlich ist, dass in Antizipation der Gesetzesänderung Arbeitnehmern schon vor den Bundestagswahlen gekündigt wurde. Als maximales Beobachtungsdatum wurde daher der 1. Oktober 1998 gewählt (siehe Tabelle 3), sodass die Mindestbeobachtungszeit 365 Tage ist.

Einen weiteren wichtigen Parameter des Untersuchungsdesigns stellt die Festlegung des Zensierungszeitpunktes dar. Um eine maximale Beobachtungsdauer zu ermöglichen, wurde ein fixes Zensierungsdatum gewählt. In Abhängigkeit von der Länge des Zeitraums, innerhalb dessen die Zugänge in Beschäftigung berücksichtigt werden, ergibt sich die Minstdauer, während der ein zensierter Spell beobachtet wird. Tabelle 3 enthält zwei Alternativen,

¹⁴ Zeitzeugenberichten zufolge zeichnete sich der Sieg der Sozialdemokraten und damit auch eine Änderung des Kündigungsschutzgesetzes bereits im Vorfeld ab (die Gesetzesänderung war auch wichtiger Bestandteil der Wahlkampfdebatten).

um den trade-off zwischen längerem Zugangszeitraum (und entsprechend höherer Zahl an Spells) und längerem Nachverfolgungszeitraum zu berücksichtigen. Die längste beobachtete Dauer in den Daten ist das Minimum der Nachverfolgungszeiträume in den vier durch den Differenz-von-Differenzen-Schätzer definierten Gruppen. Dieses Vorgehen ermöglichte den Vergleich der Überlebensfunktionen zu jedem Zeitpunkt seit Beginn des Beschäftigungsverhältnisses.

Da das Ziel unserer Untersuchung die Ermittlung der Effekte des KSchG auf die individuelle Beschäftigungsstabilität bei unterschiedlichen Dauern ist, wurde eine Verweildaueranalyse als Methode gewählt. Der zeitvariante, unconditionierte Effekt wurde dabei durch den Vergleich mehrerer Kaplan-Meier-Überlebensfunktionen ermittelt. Die Kaplan-Meier-Überlebensfunktion gibt in diesem Zusammenhang die Wahrscheinlichkeit an, nach τ Tagen weiterhin in Beschäftigung zu verbleiben. Der DvD-Effekt wird wie folgt berechnet:

$$DiD(\tau) = [\hat{S}_{i=1, t=1}(\tau) - \hat{S}_{i=1, t=0}(\tau)] - [\hat{S}_{i=0, t=1}(\tau) - \hat{S}_{i=0, t=0}(\tau)] \quad (1)$$

wobei $\hat{S}_{i,t}(\tau)$ die empirische Überlebensfunktion ist, i das Treatment angibt ($i = 1$ bedeutet Treatment), und t die Periode vor und nach der Gesetzesänderung kennzeichnet ($t = 1$ entspricht der Periode nach der Gesetzesänderung von 1999). Gleichung (1) impliziert, dass der kausale Effekt für jede Dauer τ berechnet wird. Dieses Vorgehen hat den Vorteil, dass dadurch ein potenziell unterschiedlicher Effekt über die Zeit erfasst wird. Um die Signifikanz unseres Schätzers beurteilen zu können, wurde ein nichtparametrischer Bootstrap mit 200 Ziehungen gewählt (Efron und Tibsharani 1993).

Die identifizierende Annahme ist, dass in Abwesenheit des Treatments der Verlauf beider Gruppen *parallel* über die Zeit ist. Da eine solche Annahme in empirischen Arbeiten häufig fragwürdig erscheint, bedarf sie einer genauen Begründung. In der vorliegenden Untersuchung könnte sie aus folgenden Gründen verletzt sein:

- Gesetze und Bestimmungen, die nicht den Kündigungsschutz betreffen, könnten einen unterschiedlichen Einfluss auf Betriebe der Treatment- oder Kontrollgruppe haben.
- Ökonomische Einflussfaktoren (z. B. der Konjunkturzyklus) können sich unterschiedlich auf die beiden Gruppen auswirken.
- Die Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe könnte endogen sein, falls Betriebe ihre Mitarbei-

terzahl bewusst unter den Schwellenwert des Kündigungsschutzgesetzes reduzieren.

Zum ersten Punkt kann festgestellt werden, dass es nach Wissen der Autoren innerhalb des Beobachtungszeitraums zu keiner wesentlichen Veränderung in der arbeitsrechtlichen Rechtsprechung kam, die potenziell beide Gruppen hätte unterschiedlich beeinflussen können. So wurden z. B. Neuerungen in der befristeten Beschäftigung erst im Januar 2001 im Rahmen des „Gesetzes über Teilzeitarbeit und befristete Arbeitsverträge“ eingeführt. Auch das Betriebsverfassungsgesetz wurde erst Ende 2001 reformiert, wobei jedoch der Schwellenwert unverändert blieb. Um auch den Einfluss von zeitkonstanten Schwellenwerten weitgehend zu vermeiden, wurde bei der Definition der Kontrollgruppe ein Maximum von 14 Beschäftigten als Grenze festgelegt.¹⁵

Ein unterschiedlicher Einfluss anderer Variablen auf die Treatment- und Kontrollgruppe ist umso wahrscheinlicher, je ungleicher die Gruppen sind. Unsere Studie beschränkt sich daher auf Untersuchung kleiner Betriebe (d. h. Betriebe mit einer Mitarbeiterzahl von nicht mehr als 14 vollzeitäquivalent Beschäftigten). Aufgrund dieser Auswahl sollten die Betriebe potenziell einer ähnlichen Dynamik wie die der Treatmentgruppe unterliegen. Bauer et al. (2007) untersuchen im Rahmen ihrer Studie Betriebe unterschiedlicher Größenklassen hinsichtlich allgemeiner makroökonomischer Parameter während der Zeit der Gesetzesänderung. Die Autoren vergleichen die Insolvenzzraten getrennt nach Größenklassen (<5; 6–10; 11–20; 21–50) zusammen mit der Entwicklung des BIP. Das Ergebnis dieser Untersuchung zeigt jedoch keinen wesentlichen Unterschied zwischen den einzelnen Gruppen (ausgenommen Betriebe mit weniger als fünf Beschäftigten). Da unsere Analyse eine gewichtete Stichprobe derselben Datenquelle verwendet, sollten ihre Ergebnisse auch in unserem Falle zutreffen.

Der letzte genannte Einwand bezieht sich auf *strategisches Verhalten* von Betrieben der Kontrollgruppe. Dies könnte die Annahme des *parallelen Trends* verletzen, falls Betriebe vor 1999 ihre Mitarbeiterzahl gezielt unter dem Schwellenwert von elf Beschäftigten gehalten haben, um die Bestimmungen des Kündigungsschutzes für Neueinstellungen zu umgehen. Nach Absenkung des Schwellenwertes auf fünf Beschäftigte galt der Kündigungsschutz ohnehin, so-

das diese Arbeitgeber ihr Einstellungsverhalten geändert haben könnten.

Ein Blick auf die Übersichtsstatistiken in den Tabellen 4 und 5 lässt jedoch vermuten, dass dieses Argument in unserem Falle eher eine untergeordnete Rolle spielt. Zwar nimmt in Tabelle 4 die Anzahl

Tabelle 4
Stichprobenspezifikation (2)

	1. Intervall	2. Intervall
Anzahl Beschäftigungsverhältnisse		
Betriebsgröße 1–5	–	–
Betriebsgröße 6–10	383	590
Betriebsgröße 11–14	264	592
Gesamt	647	1182
Anzahl Abgänge¹		
Betriebsgröße 1–5	14	35
Betriebsgröße 6–10	199	285
Betriebsgröße 11–14	125	270
Gesamt	360	637
Anzahl Zensierungen¹		
Betriebsgröße 1–5	19	54
Betriebsgröße 6–10	131	226
Betriebsgröße 11–14	74	219
Total	287	545
Anzahl Betriebe		
Betriebsgröße 1–5	–	–
Betriebsgröße 6–10	139	178
Betriebsgröße 11–14	63	86
Gesamt	202	264
Anzahl Betriebe ohne befristet Beschäftigte		
Betriebsgröße 1–5	–	–
Betriebsgröße 6–10	32 (.23) ²	46 (.26)
Betriebsgröße 11–14	17 (.27)	31 (.36)
Gesamt	49 (.24)	77 (.29)
Anzahl Betriebsklassenwechsel		
1–5 → 6–10	12	22
6–10 → 1–5	33	56
6–10 → 11–14	45	69
11–14 → 6–10	49	71
11–14 → 6–10	33	56

¹⁵ So mussten z. B. bis September 2000 Betriebe, die 16 und mehr Mitarbeiter beschäftigten, 6% ihrer Stellen für Menschen mit geistiger oder körperlicher Beeinträchtigung zur Verfügung stellen (Schwerstbehindertengesetz).

Falls der Arbeitgeber dieser Bestimmung nicht nachkam, drohte ihm eine monatliche Strafzahlung von 200 DM.

¹ Die Summe aus den einzelnen Betriebsgrößenklassen entspricht nicht zwangsläufig der unter „Gesamt“ angegebenen Anzahl, da einzelne Zensierungen und Abgänge in Firmen mit mehr als 14 Beschäftigten stattfanden.

² Als Anteil an der Gesamtbetriebszahl in dieser Größenklasse.

der Betriebsklassenwechsel aus der Treatment- in die Kontrollgruppe mit 11 bis 14 Beschäftigten von 45 auf 69 Betriebe zu, was darauf hindeuten könnte, dass bisher knapp unterhalb der Schwelle befindliche Firmen nun Wachstum nachholen. Aber in die Gegenrichtung (von der Kontroll- in die Treatmentgruppe) bewegen sich ebenfalls mehr Betriebe (71

Tabelle 5
Stichprobenspezifikation (4)

	1. Intervall	2. Intervall
Anzahl Beschäftigungsverhältnisse		
Betriebsgröße 1–5	272	388
Betriebsgröße 6–10	383	590
Betriebsgröße 11–14	–	–
Gesamt	655	978
Anzahl Abgänge¹		
Betriebsgröße 1–5	143	221
Betriebsgröße 6–10	190	263
Betriebsgröße 11–14	35	44
Gesamt	371	535
Anzahl Zensierungen¹		
Betriebsgröße 1–5	111	198
Betriebsgröße 6–10	138	195
Betriebsgröße 11–14	17	47
Total	284	443
Anzahl Betriebe		
Betriebsgröße 1–5	148	189
Betriebsgröße 6–10	118	159
Betriebsgröße 11–14	–	–
Gesamt	266	348
Anzahl Betriebe ohne befristet Beschäftigte		
Betriebsgröße 1–5	29 (.20) ²	26 (.14)
Betriebsgröße 6–10	26 (.22)	41 (.26)
Betriebsgröße 11–14	–	–
Gesamt	55 (.21)	67 (.19)
Anzahl Betriebsklassenwechsel		
1–5 → 6–10	37	51
6–10 → 1–5	44	65
6–10 → 11–14	33	54
11–14 → 6–10	23	39
11–14 → 1–5	26	42

¹ Die Summe aus den einzelnen Betriebsgrößenklassen entspricht nicht zwangsläufig der unter „Gesamt“ angegebenen Anzahl, da einzelne Zensierungen und Abgänge in Firmen mit mehr als 14 Beschäftigten stattfanden.

² Als Anteil an der Gesamtbetriebszahl in dieser Größenklasse.

im Vergleich zu 49). Außerdem sind die Änderungen in der Intensität des Wechsels nicht groß, wenn man die Wechsler zur Gesamtzahl der Betriebe ins Verhältnis setzt. Ein ähnliches Bild ergibt sich in Tabelle 5 (Betriebe mit 1 bis 5 Beschäftigten als Kontrollgruppe). Hier steigt der Anteil der Betriebsklassenwechsel in die Treatmentgruppe von 14 % (37 von 266) auf 15 % (51 von 348). Würden Betriebe in dieser Gruppe nach der Herabsetzung des Schwellenwertes vermehrt von Neueinstellungen absehen, so wäre eine Abnahme der Wechsel zu erwarten gewesen.¹⁶

Ein weiteres Problem, das sich unabhängig von der Anwendung des Differenz-von-Differenzen-Verfahrens stellt, ist der Einfluss der Gesetzgebung sowohl auf Neueinstellungen als auch Entlassungen. So könnten z. B. Arbeitgeber nach der Absenkung des Schwellenwertes Neueinstellungen restriktiver vorgenommen haben als vorher. In einem Job-Matching-Modell könnte dies durch einen steigenden Reservationswert eines Matches (d. h. die Mindestqualität, ab der der Arbeitgeber Neueinstellungen vornimmt) abgebildet werden. Falls die Zahl der Neueinstellungen abnimmt, sollte das auch eine Auswirkung auf die Abgänge haben.

Obwohl dies ein durchaus plausibler Mechanismus ist,¹⁷ ist er in unserem Kontext eher unwahrscheinlich, da der Anwendbarkeit des Kündigungsschutzes eine sechsmonatige Probezeit vorausgeht. Der Arbeitgeber hat hier die Möglichkeit, unproduktive Beschäftigungsverhältnisse nicht nur zu Beginn, sondern auch während der sechs Monate aufzulösen. Dies ermöglicht uns, die sechsmonatige Wartezeit empirisch zur Identifizierung der Effekte auf Abgänge gegenüber Zugängen zu nutzen.

Bei der Interpretation der Ergebnisse sollte ferner das Problem *nicht-zufälliger Panelmortalität* beach-

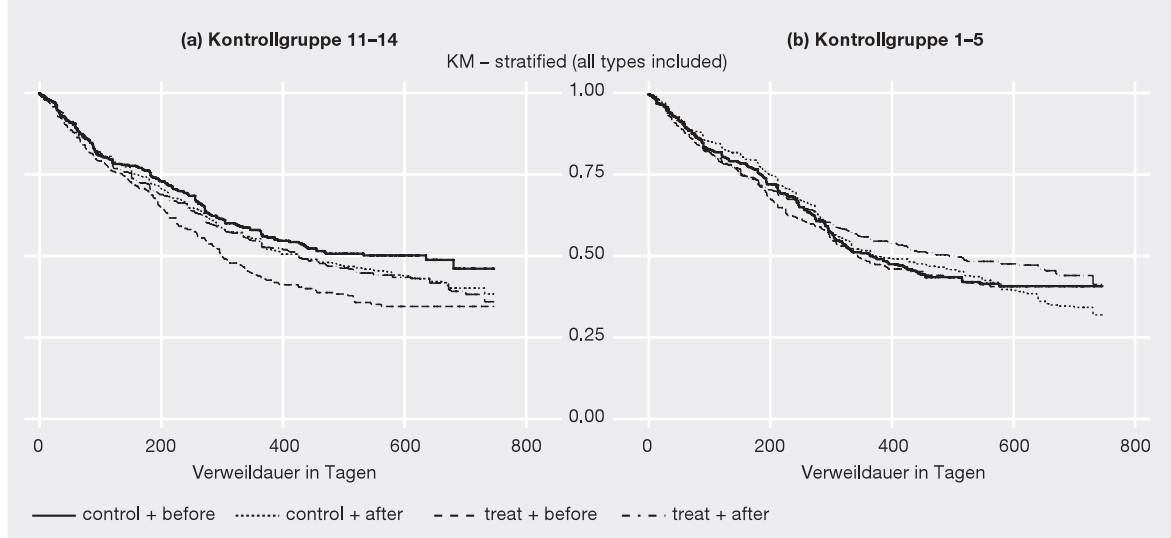
¹⁶ Informationsdefizite auf der Seite der Arbeitgeber über die Anwendung des KSchG (Verick 2004) könnten eine weitere Quelle für Messfehler sein. Pfarr et al. (2005) vergleichen Angaben von befragten Unternehmen zur Anwendbarkeit des KSchG mit der ermittelten Größe des jeweiligen Betriebes und finden erhebliche Diskrepanzen.

Allerdings erscheint diese Evidenz in zwei Punkten problematisch: Zum einen können Pfarr et al. (2005) aufgrund ihrer Datenbasis nicht zwischen Voll- und Teilzeitbeschäftigten unterscheiden, sodass anzunehmen ist, dass viele Betriebe aufgrund der anteiligen Anrechnung tatsächlich nicht vom Kündigungsschutz betroffen waren. Zum anderen fand die Befragung nicht im Rahmen konkreter Entlassungen bzw. Neueinstellungen statt. Es ist jedoch anzunehmen, dass viele Unternehmer sich erst dann mit den gesetzlichen Regelungen des Kündigungsschutzes auseinandersetzen, wenn sie eine Entlassung vornehmen wollen. In diesem Fall haben sie überdies die Möglichkeit, sich an eine Industrie- und Handelskammer bzw. eine Handwerkskammer zu wenden, welche jederzeit kostenlose Rechtsberatung anbieten.

¹⁷ Jedoch finden eine Reihe von Studien keinen Effekt des Kündigungsschutzes auf Einstellungen, siehe z. B. (Bauer et al. 2007).

Abbildung 2

Kaplan-Meier-Kurven – Spezifikationen (2) und (4)



tet werden (Burgert 2006). Da sich unsere Analyse auf Betriebe beschränkt, die während des gesamten Untersuchungszeitraums von 1996 bis 2001 an der Befragung teilnahmen, werden Betriebe, die in den Markt ein- bzw. austraten, systematisch vernachlässigt. Sollte der Austritt mit dem Treatmentstatus korreliert sein, d. h. der Anwendung des Kündigungsschutzes und der damit zusammenhängenden zusätzlichen Entlassungskosten, könnte dies zu einer Verzerrung der Ergebnisse führen. Da die Gesamtzahl der Austritte nur zu einem relativ kleinen Teil aus Austritten aufgrund von Betriebsstilllegungen besteht, dürften diese Verzerrungen nicht sehr hoch ausfallen.

6 Ergebnisse

Die Diskussion der Ergebnisse führen wir anhand von Spezifikation (2) in Tabelle 3 durch. Diese Spezifikation bildet die Grundlage unserer Analyse. Daneben wird jedoch auch auf andere Spezifikationen verwiesen.

Wir beginnen mit der Untersuchung der unkontingierten Kaplan-Meier-Schätzer in Abbildung 2. Die Kurven stellen den Anteil der Beschäftigungsverhältnisse aus der Treatment- (*treatment*) und Kontrollgruppe (*control*) vor (*before*) resp. nach (*after*) der Gesetzesänderung dar, die zu einem bestimmten Zeitpunkt (in Tagen) noch andauern.¹⁸ Beispiels-

weise stellt die durch *treatment & before* gekennzeichnete Kurve den Verbleib von Personen in Betrieben mit 6 bis 10 Beschäftigten vor der Herabsetzung des Schwellenwertes 1999 dar. Die Mediane für Beschäftigungsverhältnisse liegt bei 396 bzw. 390 Tagen in Spezifikation (2) und (4) (ohne Tabelle). Dies ist weniger als in anderen Studien (z. B. Boockmann und Steffes 2005). Eine Ursache für die Abweichung könnte darin bestehen, dass sich unsere Studie auf die Analyse von Kleinbetrieben beschränkt. Ebenso könnte der Unterschied die Berücksichtigung junger Arbeitnehmer unter 25 in der vorliegenden Studie widerspiegeln.

Wie in den Graphiken ersichtlich, laufen die Kurven nach anfänglichem Paralleltrend stark auseinander. Dieser Abstand weitet sich mit der Zeit aus und verharrt auf einem Niveau von ungefähr 10 Prozent nach 400 Tagen. Bemerkenswerterweise verläuft die Kurve *treatment & before* konstant unterhalb der anderen Kurven, was auf eine erhöhte Abgangsrate nach den ersten 200 Tagen Beschäftigungsdauer schließen lässt.¹⁹ Abgänge kommen also am häufigsten in kleinen Betrieben vor, die nicht unter den Kündigungsschutz fallen.

Dieser Befund stimmt mit der ex-ante-Erwartung überein. Innerhalb der ersten 180 Beschäftigungstage sind alle Gruppen vom Kündigungsschutz ausgenommen, da das Gesetz ohnehin keine Anwendung findet (*treatment & before*) oder es nur nach der entsprechenden Wartezeit in Kraft tritt. Be-

¹⁸ Um den Vergleich zu erleichtern, verwenden wir bei der Erläuterung der Kurven im Text die gleiche Kennzeichnung wie in den Graphiken.

¹⁹ Ein log-rank-Test verwirft die Hypothese der Gleichheit der Überlebensfunktionen (χ^2 -Wert: 18,24).

Abbildung 3

Differenz-von-Differenzen-Effekt



Anmerkung: Untere und obere Kurve: Grenzen des 95 %-Konfidenzintervalls.

triebe in allen Größenklassen haben daher die gleiche Möglichkeit, evtl. Entlassungen vorzunehmen. Nach Ablauf der Probezeit greifen jedoch die Bestimmungen des KSchG für alle Gruppen bis auf *treatment & before*. Diese Tatsache deckt sich mit der Beobachtung erhöhter Stabilität für Beschäftigungsverhältnisse, die unter den Schutz des KSchG fallen (Arbeitgeber haben unproduktive Matches bereits in der Probezeit abgestoßen).

Die obige Interpretation wird durch die zweite Graphik in Abbildung 2 gedeckt. Sie zeigt Spezifikation (4) mit einem bis fünf Beschäftigten als Kontrollgruppe:²⁰ Wieder fällt ein relativ synchroner

Trend während der ersten 180 bis 200 Tage und eine Divergenz danach auf.²¹ Obwohl der Effekt diesmal schwächer ausgeprägt ist, bleibt die Interpretation aus der linken Abbildung die gleiche. Nur *treatment & after* fällt in diesem Fall unter die Bestimmungen des KSchG, während alle anderen Gruppen unterhalb des Schwellenwertes bleiben. Wiederum scheint sich der Kündigungsschutz positiv auf die Stabilität auszuwirken, wobei dieses Mal *treatment & after* oberhalb der Kurven ohne Kündigungsschutz verläuft.

Die entsprechenden Differenz-von-Differenzen-Schätzer in Abbildung 3 zeigen die geschätzten Wirkungen genauer. Die mittigen Kurven kennzeichnen dabei den jeweiligen Punktschätzer über die Zeit (siehe Gleichung 1), die äußeren markieren Konfi-

²⁰ Die Überlebensfunktionen der Treatmentgruppe beider Spezifikationen sind nicht identisch, da wir Wechsel zwischen Treatment- und Kontrollgruppe zulassen. D. h. Beschäftigungsverhältnisse, die in der Kontrollgruppe begonnen haben, können in beiden Fällen in die Treatmentgruppe gewechselt und so den Verlauf der Überlebensfunktion verändert haben.

²¹ Log-rank-Tests verwerfen wiederum die Gleichheit der Überlebensfunktionen mit einem χ^2 -Wert von 14,46.

denzbänder auf einem 95-Prozent-Niveau. Die Graphik links oben zeigt, dass nach ca. 200 Tagen ein deutlicher Anstieg des geschätzten Effektes zu verzeichnen ist, der nach ca. einem Jahr Beschäftigungsdauer ca. 10 Prozentpunkte in der Überlebenswahrscheinlichkeit beträgt. Dieser Effekt ist ab knapp einem Jahr Beschäftigungsdauer signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau. Er unterstreicht den positiven Effekt des KSchG auf die Beschäftigungsstabilität nach der Wartezeit. Ebenso bemerkenswert ist, dass sich der Effekt nicht über die Zeit verliert, sondern relativ konstant bleibt.

In der Graphik rechts oben findet man zunächst einen negativen Effekt des Kündigungsschutzes auf die Überlebensfunktion, der jedoch nicht statistisch signifikant ist. Evidenz für vermehrte Abgänge in der Wartezeit in Betrieben, für die der Kündigungsschutz gilt, findet sich insofern nicht. Nach ca. 200 Tagen Beschäftigungsdauer folgt eine positive Verschiebung der Überlebenswahrscheinlichkeit. Insgesamt wird so ein Anstieg in der Beschäftigungsstabilität von vier bis zehn Prozentpunkten erreicht. Dieser Effekt ist jedoch nicht signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau, nähert sich aber im Zeitablauf der Signifikanzschwelle.

Als Zwischenergebnis lässt sich festhalten, dass insgesamt Evidenz für eine positive Wirkung des Kündigungsschutzes auf die Verbleibswahrscheinlichkeit im Betrieb gefunden werden kann – im Gegensatz zu früheren Studien wie derjenigen von Bauer et al. (2007). Der Verlauf der Kurven ist prinzipiell unabhängig von der Wahl der Kontrollgruppe, auch wenn sich infolge der relativ geringen Beobachtungszahl bei der Kontrollgruppe mit Betrieben von einem bis fünf Beschäftigten keine statistisch signifikanten Effekte zeigen. Dies könnte auch daran liegen, dass Betriebe mit fünf bis zehn Beschäftigten eher mit der nächstgrößeren Klasse vergleichbar sind, während die Abgänge aus sehr kleinen Betrieben eigenen Verläufen folgen.

Die Nutzung von befristeten Verträgen könnte die geschätzten Ergebnisse beeinflussen. Wenn Betriebe, die 1999 in den Anwendungsbereich des KSchG eintraten, als Folge mehr befristete Arbeitsverhältnisse genutzt haben, bliebe dies in den bisher betrachteten Schätzern unberücksichtigt. Hier hätte man es mit einer Verletzung der grundlegenden Annahme der „parallelen Trends“ zu tun. Daher werden in einer weiteren Robustheitsanalyse Betriebe, die befristete Beschäftigung nutzen, aus der Schätzung ausgeschlossen. Tabellen 4 und 5 zeigen den Verlust an Beobachtungen. Dass dabei ein Selektionsproblem auftaucht, falls Betriebe mit befristet Beschäftigten ein anderes Einstellungs- bzw. Entlas-

sungsverhalten als Betriebe ohne solche Mitarbeiter aufweisen, muss in Kauf genommen werden, spricht aber nicht gegen das Vorgehen einer Robustheitsprüfung.

Wie in Abbildung 3 links unten feststellbar, kommt es nach Ausschluss der Betriebe mit befristeter Beschäftigung zu einer leichten Absenkung der Kurven gegenüber den bisher vorgestellten Ergebnissen. Der starke Anstieg nach Ablauf der Probezeit ist hier noch auffälliger. Nach diesem Anstieg ist der Effekt jedoch fast unverändert und wieder signifikant auf einem 5-Prozent-Niveau. Werden Betriebe mit bis zu fünf Mitarbeitern als Kontrollgruppe verwendet (Abbildung rechts unten), zeigen sich nur geringe Unterschiede. Diese Sensitivitätsanalyse macht deutlich, dass sich die Ergebnisse nicht substantiell von den vorherigen unterscheiden, was vermuten lässt, dass die potenzielle Verzerrung durch unterschiedliche Anteile von Betrieben mit befristet Beschäftigten an den einzelnen Gruppen gering ist.

7 Schlussfolgerungen

In dieser Studie nutzen wir, der bestehenden Literatur folgend, die Änderung eines Schwellenwertes im deutschen Kündigungsschutz im Jahr 1999 als natürliches Experiment. Dadurch kann die Wirkung des Kündigungsschutzes auf die Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen geschätzt werden. Da infolge der Übergangsregelung einer früheren Schwellenwertänderung nur relativ junge Beschäftigungsverhältnisse vom natürlichen Experiment betroffen sind, beschränkt sich unsere Analyse auf diesen Bereich des Arbeitsmarktes. Da der Kündigungsschutz mit der Betriebszugehörigkeit steigt, sind die geschätzten Wirkungen als Mindestwirkungen des Kündigungsschutzes zu interpretieren. Sie können in unserem Ansatz nur für Kleinbetriebe mit 6 bis 10 Beschäftigten ermittelt werden.

Auf der Basis des Linked Employer-Employee-Datensatzes des IAB finden wir einen statistisch signifikanten positiven Effekt des Kündigungsschutzes auf die Beschäftigungsstabilität. Dieser Effekt ist jedoch nicht von Beginn der Beschäftigungszeit vorhanden, sondern entwickelt sich erst nach ca. 200 Tagen Verweildauer. Dies stimmt mit der gesetzlichen Wartezeit von 180 Tagen bis zum Einsetzen des Kündigungsschutzes überein und stärkt insofern unser Vertrauen, dass die geschätzten Effekte tatsächlich Kausaleffekte sind. Nicht beobachten lässt sich, dass vor dem Einsetzen des Kündigungsschutzes nach der Wartezeit besonders viele Beschäftigte den Betrieb verlassen müssen. Die Ergebnisse erweisen

sich in Robustheitsanalysen als hinlänglich gesichert, wenn auch nicht in allen Fällen statistische Signifikanz erreicht wird.

Unsere Studie stellt einen Fortschritt gegenüber bisherigen Analysen dar, weil die Wirkung des Kündigungsschutzes hier auf der Basis des einzelnen Beschäftigungsverhältnisses und nicht aggregierter Mobilitätsraten geschätzt wird. Dies ist notwendig, um betroffene und nicht betroffene Beschäftigungsverhältnisse sauber der Treatment- und Kontrollgruppe zuordnen zu können. Die Studie gibt jedoch nur erste Ergebnisse, die in weiteren Analysen noch vertieft und abgesichert werden müssen. Die Berücksichtigung der möglicherweise unterschiedlichen Zusammensetzung von Treatment- und Kontrollgruppe durch die Konditionierung auf beobachtete Merkmale, die Nutzung von langfristigen Beschäftigungsverhältnissen als zusätzliche Kontrollgruppe und ein genauerer Blick auf das Einstellungsverhalten der Betriebe stehen für die weitere Arbeit auf der Agenda.

Literatur

- Abadie, A.* (2005): Semiparametric Difference-in-Differences Estimators, *Review of Economic Studies*, 72 (1), 1–19.
- Addison, J. T./Grosso, J.L.* (1996): Job Security Provisions and Employment: Revised Estimates, *Industrial Relations*, 35, 585–603.
- Addison, J. T./Teixeira, P.* (2001): The Economics of Employment Protection, IZA Discussion Paper No. 381, Bonn.
- Alda, H./Bender, S./Gartner, H.* (2005): The linked employer-employee dataset of the IAB (LIAB), IAB Discussion Paper No. 6/2005, Nürnberg.
- Andrews, D. W. K./Buchinsky, M.* (2000): A Three-Step Method for Choosing the Number of Bootstrap Replications, *Econometrica*, 68, 23–51.
- Ashenfelter, O.* (1978): Estimating the Effect of Training Programs on Earnings, *Review of Economics and Statistics*, 60 (1), 47–57.
- Bauer, T. K./Bender, S./Bonin, H.* (2007): Dismissal protection and worker flows in small establishments, *Economica* 74, 804–821.
- Belot, M./van Ours, J. C.* (2004): Does the recent success of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labor market reforms?, *Oxford Economic Papers*, (56) 4, 621–642.
- Bertola, G.* (1990): Job security, employment and wages, *European Economic Review*, 34, 851–886.
- Bertola G./Boeri, T./Cazes, S.* (1999): Employment Protection and Labor Market Adjustment in OECD Countries: Evolving Institutions and Variable Enforcement, *Employment and Training Papers*, 48, Geneva.
- Bielenski, H./Hartmann, J./Pfarr, H./Seifert, H.* (2003): Die Beendigung von Arbeitsverhältnissen: Wahrnehmung und Wirklichkeit. Neue empirische Befunde über Formen, Ablauf und soziale Folgewirkungen, *Arbeit und Recht*, 3, 81–91.
- Blanchard, O./Wolfers, J.* (2000): The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence, *Economic Journal*, (110) 462, C1–C33.
- Boeri, T.* (1996): Is Job Turnover Countercyclical?, *Journal of Labor Economics*, 14, 603–625.
- Boeri, T./Jimeno, J. F.* (2004): The Effects of Employment Protection: Learning from Variable Enforcement, CEPR Discussion Paper No. 3926, London.
- Boockmann, B./Hagen, T.* (im Erscheinen): Fixed-term contracts as sorting mechanisms: Evidence from job durations in West Germany, *Labour Economics*.
- Boockmann, B./Hagen, T.* (2006): Befristete Beschäftigungsverhältnisse – Brücken in den Arbeitsmarkt oder Instrumente der Segmentierung?, *ZEW Wirtschaftsanalysen*, Bd. 80, Baden-Baden.
- Boockmann, B./Hagen, T.* (2001): The Use of Flexible Working Contracts in West Germany: Evidence from an Establishment Panel, *ZEW Discussion Paper No. 01-33*, Mannheim.
- Boockmann, B./Steffes, S.* (2007): Seniority and Job Stability: A Quantile Regression Approach Using Matched Employer-Employee Data, *ZEW Discussion Paper No. 07-014*, Mannheim.
- Boockmann, B./Steffes, S.* (2005): Individual and Plant-level Determinants of Job Durations in Germany, *ZEW Discussion Paper No. 05-89*, Mannheim.
- Borgarello, A./Garibaldi, P./Pacelli, L.* (2004): Employment Protection Legislation and the Size of Firms, *Il Giornale degli Economisti*, 1, 2004.
- Burgert, D.* (2006): Einstellungschancen von Älteren: Wie wirkt der Schwellenwert im Kündigungsschutz?, *FFB-Discussion Paper No. 62*, Lüneburg.
- Davis, S. J./Haltiwanger, J. C.* (1999): Gross Job Flows. In: Ashenfelter O., Card D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics* Vol. 3B, Amsterdam, 2711–2805.
- DIHT* (1998): Impulse für den Arbeitsmarkt – Beschäftigungswirkungen arbeitsmarktrelevanter Gesetzeswirkungen: Ergebnisse einer DIHT-Umfrage im Frühsommer 1998, Bonn.
- Efron, B./Tibshirani, R. J.* (1993): An Introduction to the Bootstrap, *Monographs on Statistics and Applied Probability* Vol. 57, Chapman & Hall, New York.

- Fritsch, A./Schank, T.* (2005): Betrieblicher Einsatz befristeter Beschäftigung, Sozialer Fortschritt, 54, 211–220.
- Hümmerich, K.* (1999): Die arbeitsgerichtliche Abfindung: Ein Beitrag zur Abfindungspraxis und zur gesetzlichen Neuregelung, NZA, 342–358.
- IW* (2003): Kündigungsschutz: Nur kosmetische Korrekturen; Iwd – Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft Köln Nr. 17, Köln.
- Jahn, E.* (2004): Der Kündigungsschutz auf dem Prüfstand, Discussion Paper No. 138, Sankt-Augustin.
- Jahn, E.* (2002): Zur Ökonomischen Theorie des Kündigungsschutzes, Duncker & Humblot, Berlin.
- Jahn, E./Schnabel, C.* (2003): Bestandsschutz durch Abfindungen: Höhere Rechtssicherheit und Effizienz, Wirtschaftsdienst, 4, 219–223.
- Kölling, A.* (2000): The IAB-Establishment Panel, Schmolers Jahrbuch 120, 291–300.
- Kölling, A./Schnabel, C./Wagner, J.* (2001): Wirken Schwellenwerte im deutschen Arbeitsrecht als Bremse für die Arbeitsplatzbeschaffung in Kleinbetrieben?. In: Ehrig, D./Kalmbach, P. (Hrsg.): Weniger Arbeitslose – aber wie?, Marburg, 177–198.
- Koller, L.* (2007): Arbeitsrechtliche Schwellenwerte: Regelungen an der Schwelle zur Unüberschaubarkeit. In: Merz J. (Hrsg.): Fortschritte der MittelstandsForschung, Entrepreneurship, Professions, Small Business Economics Band 3, Hamburg, 281–305.
- Kugler, A./Pica, G.* (2008): Effects of Employment Protection on Worker and Job Flows: Evidence from the 1990 Italian Reform, Labour Economics, 15(1), 78–95.
- Lazear, E.* (1990): Job Security Provisions and Employment, Quarterly Journal of Economics, 105 (3), 699–726.
- OECD* (1999): Employment Protection and Labour Market Performance, Economic Outlook, Paris.
- Pfarr, H./Ullmann, K./Bradtke, M./Schneider, J./Kimmich, M./Bothfeld, S.* (2005): Der Kündigungsschutz zwischen Wahrnehmung und Wirklichkeit: Betriebliche Erfahrungen mit der Beendigung von Arbeitsverhältnissen, Rainer Hampp Verlag, München.
- Schivardi, F./Torrini, R.* (2004): Threshold effects and firm size: The case of firing costs, CEP Discussion Paper 633, London.
- Verick, S.* (2004): Threshold Effects of Dismissal Protection Legislation in Germany, IZA Discussion Paper No. 991, Bonn.