

Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB

IAB-Bibliothek

322

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Arbeitszeitverlängerung, Arbeitszeitkonten und Teilzeitbeschäftigung

Ökonometrische Analysen

Hans-Dieter Gerner

Dissertationen



Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB

IAB-Bibliothek

322

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Arbeitszeitverlängerung, Arbeitszeitkonten und Teilzeitbeschäftigung

Ökonometrische Analysen

Hans-Dieter Gerner

Dissertationen

gewidmet meiner Frau Melanie
und meinen Kindern
Hans, Aron, Sofia und Marie

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Dissertation der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg

Erstreferent: Prof. Dr. Claus Schnabel

Zweitreferent: Prof. Dr. Lutz Bellmann

Tag der mündlichen Prüfung: 09.11.2009

Dieses E-Book ist auf dem Grünen Weg Open Access erschienen. Es ist lizenziert unter der CC-BY-SA-Lizenz.



Herausgeber der Reihe IAB-Bibliothek: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB), Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-0
■ **Redaktion:** Martina Dorsch, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, 90327 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-32 06, E-Mail: martina.dorsch@iab.de
■ **Gesamtherstellung:** W. Bertelsmann Verlag, Bielefeld (wbv.de) ■ **Rechte:** Kein Teil dieses Werkes darf ohne vorherige Genehmigung des IAB in irgendeiner Form (unter Verwendung elektronischer Systeme oder als Ausdruck, Fotokopie oder Nutzung eines anderen Vervielfältigungsverfahrens) über den persönlichen Gebrauch hinaus verarbeitet oder verbreitet werden.

© 2009 Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg/
W. Bertelsmann Verlag GmbH & Co. KG, Bielefeld

In der „IAB-Bibliothek“ werden umfangreiche Einzelarbeiten aus dem IAB oder im Auftrag des IAB oder der BA durchgeführte Untersuchungen veröffentlicht. Beiträge, die mit dem Namen des Verfassers gekennzeichnet sind, geben nicht unbedingt die Meinung des IAB bzw. der Bundesagentur für Arbeit wieder.

ISBN 978-3-7639-4014-1 (Print)
ISBN 978-3-7639-4015-8 (E-Book)
ISSN 1865-4096

Best.-Nr. 300702

www.iabshop.de

www.iab.de

Inhalt

Danksagung	7
1 Einleitung	9
2 Beschäftigungseffekte verlängerter Wochenarbeitszeiten.....	15
2.1 Vorbemerkungen	15
2.2 Theoretische Effekte einer Arbeitszeitverlängerung	20
2.3 Ökonometrische Analyse zur Bestimmung der Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverlängerungen.....	22
2.3.1 Differenz-von-Differenzen-Ansatz	24
2.3.2 Kombination des Differenz-von-Differenzen-Ansatzes mit Propensity-Score-Matching	34
2.4 Fazit	42
3 Wie wirken Arbeitszeitkonten auf die Effizienz, die Gewinnsituation und die Beschäftigungsentwicklung von Betrieben?	45
3.1 Vorbemerkungen	45
3.2 Arbeitszeitkonten als betriebliches Flexibilisierungsinstrument	46
3.3 Bisherige empirische Erkenntnisse zu den Wirkungen von Arbeitszeitkonten und Grundkonzept stochastischer Produktionsfrontier-Analysen	51
3.4 Eigene empirische Untersuchung zur Wirkung von Arbeitszeitkonten auf die betriebliche Effizienz, die Gewinnsituation und die Beschäftigungsentwicklung.....	55
3.4.1 Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und betrieblicher Effizienz	56
3.4.1.1 Empirische Vorgehensweise	56
3.4.1.2 Daten und Variablen	58
3.4.1.3 Ergebnisse	62
3.4.2 Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und Gewinnsituation.....	66

3.4.2.1	Empirische Vorgehensweise	67
3.4.2.2	Ergebnisse	70
3.4.3	Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und Beschäftigungsentwicklung	76
3.4.3.1	Empirische Vorgehensweise	77
3.4.3.2	Ergebnisse	79
3.4.3.3	Mittelbarer Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung über die Gewinnsituation	81
3.5	Fazit	84
4	Die Teilzeitanprüche im deutschen Arbeitsrecht – eine empirische Analyse ihrer Wirkung auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten.....	87
4.1	Vorbemerkungen	87
4.2	Die Rechtsansprüche auf Teilzeitbeschäftigung	89
4.2.1	Das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG)	89
4.2.2	Der Teilzeitanpruch aus § 15 BErzGG.....	92
4.2.3	Der Teilzeitanpruch aus § 81 SGB IX	92
4.2.4	Das Verhältnis der Teilzeitanprüche aus § 8 TzBfG und § 15 BErzGG zueinander und Hypothesenbildung hinsichtlich ihrer Wirkung	93
4.3	Bisherige Erkenntnisse zur Wirkung der Teilzeitanprüche	95
4.4	Mikroökonomische Analyse zur Wirkung der Teilzeit- ansprüche.....	98
4.4.1	Evaluation der Gesetzeswirkung auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.....	98
4.4.1.1	Empirisches Grundmodell.....	98
4.4.1.2	Identifikation der Gesetzeswirkung über Differenz-von- Differenzen-Ansätze	100
4.4.1.3	Kontrollvariablen, Determinanten des betrieblichen Einsatzes von Teilzeitbeschäftigten.....	103
4.4.1.4	Ergebnisse der Differenz-von-Differenzen-Schätzungen.....	108
4.4.1.5	Kombination von Differenz-von-Differenzen-Ansätzen mit Propensity-Score-Matching.....	113

4.4.1.6	Ergebnisse aus den Differenz-von-Differenzen-Ansätzen mit Propensity-Score-Matching	115
4.4.1.7	Zusammenfassung der Ergebnisse auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.....	118
4.4.2	Evaluation der Gesetzeswirkung auf der Grundlage des Linked-Employer-Employee-Datensatzes des IAB (LIAB)	119
4.4.2.1	Grundlegender empirischer Ansatz und Identifikation der Gesetzeswirkung	119
4.4.2.2	Kontrollvariablen.....	122
4.4.2.3	Ergebnisse der Differenz-von-Differenzen-Schätzungen auf der Individualebene.....	124
4.5	Fazit	127
5	Schlussbemerkungen	131
	Abbildungsverzeichnis.....	135
	Tabellenverzeichnis.....	137
	Literatur	141
	Anhang	151
	Kurzfassung.....	171

Danksagung

Mein Dank gilt allen voran meinem Doktorvater Prof. Dr. Claus Schnabel. Von seiner außerordentlich guten Betreuung habe ich sowohl fachlich als auch persönlich (ich habe mittlerweile einen Terminkalender!) profitiert. Überdies danke ich Prof. Dr. Lutz Bellmann, dem Zweitgutachter meiner Dissertation. Auch er hat ganz wesentlich zum Gelingen der vorliegenden Dissertation beigetragen, indem er mir als Mentor im Rahmen des IAB/WiSo-Graduiertenprogramms stets zur Seite stand. Für die materielle wie immaterielle Unterstützung, die mir als Stipendiat im IAB/WiSo-Graduiertenprogramm zuteil wurde, möchte ich mich auch ganz herzlich beim Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung bedanken. Ganz wichtig war in diesem Zusammenhang auch der geistige Austausch mit den weiteren Teilnehmern an diesem Promotionsprogramm und auch anderen Kollegen am Institut. Namentlich möchte ich dabei Manfred Antoni, Christian Hohendanner, Marion König, Dr. Steffen Müller, Jens Stegmaier und André Pahnke nennen.

Ganz herzlich möchte ich mich auch bei PD Dr. Thorsten Schank bedanken. Aus einer Kooperation mit ihm, Prof. Martyn Andrews PhD und Prof. Richard Upward PhD ist das zweite Kapitel der vorliegenden Dissertation entstanden. Überdies hatte Thorsten auch immer ein offenes Ohr für meine Probleme im Zusammenhang mit den anderen Kapiteln dieses Buches.

Für das Korrekturlesen möchte ich mich an dieser Stelle auch bei Victoria Nussbeck und meiner Frau Melanie Gerner bedanken. Besonderer Dank gilt an dieser Stelle auch Martina Dorsch. Sie hat das gesamte Manuskript nochmal durchgelesen, durchgearbeitet und in einen druckreifen Zustand gebracht. Überdies hat sie die Veröffentlichung der Dissertation als Buch betreut.

Weiterhin möchte ich mich an dieser Stelle natürlich bei meinen Eltern Johann und Lieselotte Gerner und bei meiner Frau Melanie für die persönliche Unterstützung und den wertvollen Rückhalt bedanken. Bei Melanie und meinen Kindern Hans, Aron, Sofia und Marie möchte ich mich schließlich noch dafür entschuldigen, dass sie meine schlechte Laune, insbesondere in den letzten Wochen der Fertigstellung dieser Dissertation, ertragen mussten.

Roth, Februar 2010
Hans-Dieter Gerner

1 Einleitung

Fragen der Arbeitszeit sind ein wirtschaftspolitischer Dauerbrenner. Ging es in den 80er und 90er Jahren allerdings noch vorwiegend um Arbeitszeitverkürzungen stehen heute oft Themen wie Arbeitszeitverlängerungen und -flexibilisierungen im Mittelpunkt der arbeitszeitpolitischen Diskussionen. Traditionell liegen die Meinungen der Tarifparteien, aber auch die der politischen Parteien in Fragen der „richtigen“ Ausgestaltung der Arbeitszeit weit auseinander. Die Differenzen lassen sich dabei auf unterschiedliche wissenschaftliche Lehrmeinungen zurückführen, die von der jeweiligen Seite, zumeist ohne Kompromisse, vertreten werden. So argumentieren die Arbeitnehmervertreter und die ihnen nahestehenden politischen Parteien eher keynesianisch. Die Forderungen der Arbeitgeber(-vertreter) und der eher konservativen oder liberalen politischen Kräfte gründen dagegen meist auf neoklassischen Modellen. Dementsprechend können auch die Ökonomen in unterschiedliche Lager mit unterschiedlichen Empfehlungen hinsichtlich arbeitszeitpolitischer Fragestellungen eingeteilt werden. Die besondere tarifpolitische Brisanz der Arbeitszeit zeigt sich in den teils heftig ausgetragenen Tarifauseinandersetzungen in diesem Zusammenhang. Zu denken wäre z. B. an den Arbeitskampf in der Metallindustrie im Jahre 1984. An dessen Ende stand der Einstieg in flächendeckende Verkürzungen der Wochenarbeitszeit auf unter 40 Stunden und der Beginn einer umfassenden Arbeitszeitflexibilisierung (Altun 2005).

In den letzten Jahren zeichnet sich im Hinblick auf die Länge der Arbeitszeit eine leichte Trendwende ab (Heckmann & Schank 2004). So lassen sich verstärkt Betriebe beobachten, die ihre wöchentliche Arbeitszeit verlängern. Den sehr öffentlichkeitswirksamen Anstoß zur Diskussion um die Wirkung solcher Maßnahmen in Zeiten tiefer Beschäftigungskrisen hat Hans-Werner Sinn (2003) gegeben. Es folgten teils heftige Kritik und ebenso lauter Beifall. Heiner Flassbeck (2003) z. B. nahm diesen Vorschlag einmal mehr als Anlass, den Wirtschaftswissenschaften eine gewisse Beliebigkeit hinsichtlich ihrer politischen Empfehlungen zu attestieren. Waren es doch kurze Zeit davor noch die kürzeren Arbeitszeiten, die Beschäftigungsgewinne bringen sollten. Er wiederholt damit einen Vorwurf, den bereits Hans-Werner Holub (1989) allgemein, aber auch schon bezogen auf Arbeitszeitverkürzungen vs. Arbeitszeitverlängerungen formulierte. Aber gerade in diesen, auf den ersten Blick völlig widersprüchlichen Forderungen manifestieren sich die oben bereits angesprochenen unterschiedlichen Vorstellungen über wirtschaftliche Zusammenhänge besonders deutlich. So wurden Arbeitszeitverkürzungen in erster Linie von Gewerkschaften und den ihnen nahestehenden Fachleuten als Mittel gegen Beschäftigungsprobleme vorgeschlagen. Positive Effekte sollten dabei über eine Umverteilung eines gegebenen Arbeitsvolumens auf mehr Köpfe erzielt wer-

den. Berücksichtigt wird dabei allerdings nicht, dass es sich beim Arbeitsvolumen keineswegs um eine konstante Größe handelt, sie hängt vielmehr von Faktoren wie den Arbeitskosten ab. Die Arbeitskosten spielen allerdings in der gewerkschaftlichen Argumentation keine entscheidende Rolle, sie werden in der Regel schlichtweg ignoriert. Befürworter einer Arbeitszeitverlängerung stellen dagegen gerade die Arbeitskosten in den Mittelpunkt ihrer Argumentation. Hierbei handelt es sich aus neoklassischer Sicht um eine ganz zentrale Determinante der Arbeitsnachfrage (Franz 2003). Arbeitszeitverlängerungen (mit oder ohne Lohnausgleich) würden durch ihre arbeitskostensenkende Wirkung zunächst bestehende Beschäftigungsverhältnisse sichern und schließlich längerfristig zu einer Erhöhung der Beschäftigung führen (Sinn 2005). Somit ist der Vorwurf, wonach die wirtschaftspolitische Beratung von einer gewissen Beliebigkeit gekennzeichnet ist, nicht zutreffend. Hinter den unterschiedlichen Vorschlägen stehen vielmehr jene unterschiedlichen Vorstellungen über ökonomische Zusammenhänge, die die wirtschaftspolitische Diskussion in Deutschland seit jeher in zwei Lager teilen.

Dass generelle Arbeitszeitverkürzungen in der Regel keinen positiven Beitrag zur Lösung von Beschäftigungsproblemen geleistet haben, zeigt für Deutschland z. B. Hunt (1999). Ein Grund für die Wirkungslosigkeit dieser Politik kann u. a. in der konkreten Umsetzung bestehen: Die Arbeitszeitverkürzungen wurden, auch in dem Fall, der in der zitierten Studie untersucht wird, mit einem Lohnausgleich durchgesetzt. Dies hat zu einer Erhöhung der Arbeitskosten geführt. Weitere mikroökonomische Arbeiten, etwa von Crepon & Kramarz (2002) oder Andrews, Schank & Simmons (2005), kommen ebenfalls zu dem Ergebnis, dass Arbeitszeitverkürzungen aus beschäftigungspolitischer Sicht eher als problematisch einzustufen sind. Die Effekte hängen stark davon ab, inwieweit ein Lohnausgleich stattfindet.

Für die Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen stehen mikroökonomische Studien bisher aus. Die empirischen Erkenntnisse beschränken sich derzeit vielmehr auf Ergebnisse makroökonomischer Simulationen (Conrad, Koschel & Löschel 2008 oder Bartsch 2005) oder Befragungen, in denen Betriebe angeben sollten, wie sie auf eine Erhöhung der Arbeitszeit reagieren würden (Spitznagel & Wanger 2004). Gleichzeitig wurde bereits in einigen öffentlich stark beachteten Tarifauseinandersetzungen (z. B. Siemens, Daimler, Deutsche Bahn oder Post), aber auch in weniger populären Auseinandersetzungen zwischen Betriebsparteien, über solche Maßnahmen mit dem Hinweis auf potenzielle Kosten- und Beschäftigungseffekte verhandelt. Dies unterstreicht die Relevanz des Themas. Die Tatsache, dass aus den Verhandlungen auch oftmals Abschlüsse hervorgegangen sind, die längere Arbeitszeiten vorsehen, kann schließlich genutzt werden, um die Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen in der Realität zu untersuchen. Somit kann die bisher eher ideologisch geprägte Diskussion um die Beschäftigungswirkungen von Arbeitszeit-

verlängerungen mit Ergebnissen aus empirischen Analysen konfrontiert werden, die sich auf reale Daten und tatsächliche Arbeitszeitverlängerungen beziehen. Dies ist der Gegenstand des ersten Kapitels der vorliegenden Arbeit.

Auch hinsichtlich der Beschäftigungseffekte flexibler Arbeitszeiten waren sich die Experten in den 80er und 90er Jahren noch uneins. Einigkeit herrschte zwar darüber, dass die Wirkung solcher Maßnahmen umso größer sein dürfte, je höher die dadurch ausgelösten Produktivitätseffekte sind. Bezüglich der zu erwartenden Richtung der Beschäftigungseffekte herrschten allerdings völlig unterschiedliche Auffassungen (Buttler 1990). Eher nachfrageorientierte Ökonomen argumentierten, dass eine gestiegene Produktivität, bei gegebenem Arbeitsvolumen, einen Teil der Belegschaft überflüssig mache, was negativ auf die Beschäftigung wirke. Angebotsorientierte Ökonomen gingen von der Kostenseite aus. Durch die sinkenden Lohnstückkosten wären demnach langfristig positive Beschäftigungseffekte zu erwarten. Heute finden flexible Arbeitszeiten dagegen von allen Seiten Zustimmung (Hamm 2008; Lindecke 2008; Wolf 2003).

Ein weit verbreitetes Instrument chronologischer Arbeitszeitflexibilisierung stellen Arbeitszeitkonten dar. Hierbei handelt es sich ganz allgemein um ein Dokumentationssystem, das die Aufzeichnung von positiven und negativen Abweichungen der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit von der Soll-Arbeitszeit eines Mitarbeiters erlaubt (Böker 2007). Arbeitnehmervertreter befürworten Arbeitszeitkonten, da sie eine verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf erlauben und darüber hinaus, durch einen Abbau von Überstunden, die Beschäftigungslage verbessern könnten. Die Arbeitgeberseite hat dagegen die angebotsorientierte Argumentation aus den 80er und 90er Jahren beibehalten. Sie begrüßt die positiven Produktivitätseffekte und daraus resultierenden Kosteneinsparungen, die durch Arbeitszeitkonten realisiert werden könnten. Die positiven Produktivitätseffekte dürften dabei insbesondere daraus resultieren, dass die Leerlaufzeiten der Beschäftigten reduziert werden.

Die Argumente, die für den Einsatz von Arbeitszeitkonten hervorgebracht werden, klingen plausibel. Empirische Nachweise für ihre Gültigkeit gibt es allerdings kaum. An dieser Stelle versucht diese Arbeit anzusetzen. Es wird der Frage nachgegangen, ob der Einsatz dieses personalpolitischen Instruments mit einer höheren betrieblichen Effizienz einhergeht. Wolf & Beblo (2004) legen hierzu bereits eine Studie vor, die sehr starke Effekte dahingehend nachweist. Die Effizienz eines Betriebes ist dabei dann höher, wenn es ihm gelingt, mit einem gegebenen Einsatz an Produktionsfaktoren ein höheres Produktionsvolumen zu erzielen (Kumbhakar & Lovell 2004). In der vorliegenden Arbeit wird dieses Ergebnis nochmals aufgegriffen und ein alternativer empirischer Ansatz verwendet. Darüber hinaus werden Untersuchungen bezüglich des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeitkonten und der Ge-

winnsituation durchgeführt. In gewinnmaximierenden Betrieben dürfte der Einsatz von Arbeitszeitkonten schließlich zu einer günstigeren Beschäftigungsentwicklung führen. Auch hierzu werden Analysen angestellt.

Eine weitere Flexibilisierung der Arbeitszeit, allerdings in chronometrischer Richtung (Buttler 1990), erfolgt über die Ausweitung von Teilzeitbeschäftigung. Dies ist politisch gewollt und spiegelt sich in der Einführung der Teilzeitanprüche zum 01.01.2001 wieder. Hiervon erhofft sich der Gesetzgeber, ähnlich wie die Gewerkschaften im Zusammenhang mit Arbeitszeitverkürzungen, eine verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf und positive Beschäftigungseffekte über eine Verteilung des vorhandenen Arbeitsvolumens auf mehr Köpfe. Der Frage, ob die Teilzeitanprüche tatsächlich die Entwicklung der Teilzeitbeschäftigung in Deutschland befördert haben, wird in einem weiteren Kapitel nachgegangen.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit besteht weniger darin, weitere theoretische Argumente in die arbeitszeitpolitische Diskussion einzuführen. Davon gibt es bereits eine Fülle. Es soll vielmehr die bisher eher dünne empirische Erkenntnislage hinsichtlich viel diskutierter arbeitszeitpolitischer Instrumente und Maßnahmen verbessert werden. Die empirischen Analysen hierfür basieren auf Daten, die vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) und dem Forschungszentrum (FDZ) der Bundesagentur für Arbeit bereitgestellt werden, nämlich dem IAB-Betriebspanel und dem Linked-Employer-Employee-Datensatz (LIAB). Beim IAB-Betriebspanel handelt es sich um eine seit 1993 (für Westdeutschland) bzw. 1996 (auch für Ostdeutschland) jährlich durchgeführte Erhebung auf der Basis persönlicher Interviews mit Führungskräften der teilnehmenden Betriebe. Die Stichprobe hierfür wird aus der Betriebsdatei der Bundesagentur für Arbeit gezogen. Darin sind alle Betriebe der Bundesrepublik Deutschland mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthalten. Das Fragenprogramm des IAB-Betriebspanels besteht zum einen aus einem festen Block, der Grundinformationen enthält, die in jeder Welle oder zumindest in gleichmäßigen Abständen abgefragt werden. In jeder Welle sind z. B. Angaben über die Anzahl der Beschäftigten, die Höhe der Investitionen oder die Höhe des Umsatzes enthalten. Alle zwei Jahre werden z. B. Fragen über die Länge der Arbeitszeit oder die Existenz von Arbeitszeitkonten gestellt. Diese wiederkehrende Befragung zu gleichen Themen (jährlich oder zumindest in gleichmäßigen Abständen) eröffnet die Möglichkeit, die Entwicklung bestimmter Größen für (gleiche) Betriebe im Zeitablauf zu betrachten. Zum anderen enthalten die Fragebögen jedes Jahr ein Schwerpunktthema, womit auf aktuelle Entwicklungen und politische Bedürfnisse reagiert werden kann. Die Anzahl der teilnehmenden Betriebe beläuft sich mittlerweile auf über 15.000, wovon ca. 6.000 aus Ostdeutschland stammen. Zusätzlich im Betriebspanel enthalten sind sogenannte Hochrechnungsfaktoren. Dadurch ist es möglich, von der Stichprobe

des IAB-Betriebspanels auf die Grundgesamtheit, d. h. die Betriebe der Betriebsdatei, zu schließen. Dies ist insbesondere im Rahmen deskriptiver Statistiken interessant, wenn man z. B. Aussagen darüber treffen will, wie sich die Arbeitszeit in den tarifgebundenen Betrieben (mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten) der Bundesrepublik Deutschland entwickelt hat.

Beim LIAB handelt es sich um eine Verknüpfung des IAB-Betriebspanels mit der Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit über eine eindeutige Betriebsnummer. In der Beschäftigtenstatistik sind alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthalten. Ein Vorteil dieser Verknüpfung liegt darin, dass man dadurch direkt Personen mit bestimmten Charakteristika in den Betriebspanelbetrieben beobachten kann, für die wiederum betriebliche Informationen vorliegen. Es lassen sich somit direkt Abgänge Beschäftigter aus und Eintritte in Betriebe nachvollziehen, was im nächsten Kapitel genutzt wird. Darüber hinaus ist es auch möglich zu beobachten, ob Personen innerhalb der Betriebe z. B. von Vollzeit auf Teilzeit wechseln, worauf in Kapitel 4 zurückgegriffen wird. Nähere Informationen zum IAB-Betriebspanel und zum LIAB finden sich bei Fischer, Janik, Müller & Schmucker (2009) und Jacobebbinghaus (2008).

Im Folgenden werden empirische Analysen zur Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen (Kapitel 2), dem Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und einer Auswahl betrieblicher Indikatoren (Kapitel 3) und dem Effekt der Teilzeitanprüche auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter (Kapitel 4) dargestellt. Kapitel 5 fasst die zentralen Ergebnisse zusammen und zieht Schlussfolgerungen.

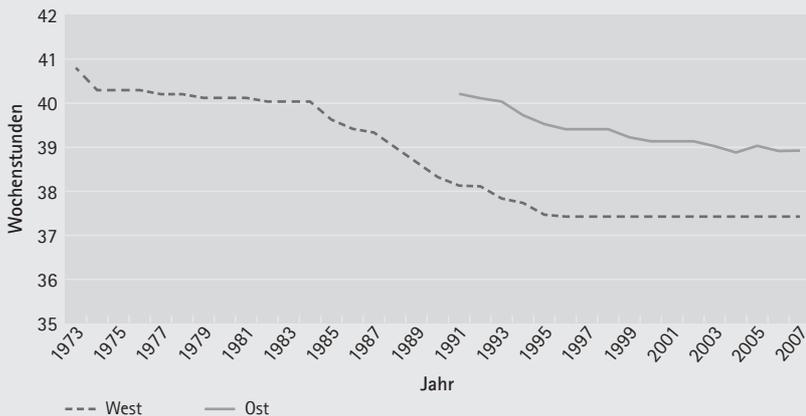
2 Beschäftigungseffekte verlängerter Wochenarbeitszeiten

2.1 Vorbemerkungen

Die Tarifaueinandersetzungen in den 80er und 90er Jahren waren europaweit stark geprägt durch die gewerkschaftliche Forderung nach Arbeitszeitverkürzungen. Die Idee dahinter bestand (und besteht) darin, durch kürzere Arbeitszeiten das vorhandene Arbeitsvolumen auf mehr Köpfe verteilen zu können, was dann zu positiven Beschäftigungseffekten führen sollte. Diese Argumentation vernachlässigt allerdings die Tatsache, dass das Arbeitsvolumen einer Volkswirtschaft/eines Betriebs keineswegs eine fixe Größe ist, die nach Belieben verteilt werden kann („lump of labour fallacy“). So ist zu berücksichtigen, dass mit Arbeitszeitverkürzungen ceteris paribus eine Erhöhung der Arbeitskosten einhergeht, da sich nun die quasifixen Kosten der Beschäftigung auf eine geringere Anzahl geleisteter Stunden verteilen. Unter den quasifixen Kosten der Beschäftigung versteht man jene Arbeitskosten, die nicht von der Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden abhängt, sondern von der Anzahl der Beschäftigten (Oi 1962). Ein Lohnausgleich hätte einen zusätzlichen arbeitskostenerhöhenden Effekt. Somit führen kürzere Arbeitszeiten nicht zwangsläufig zu einer Erhöhung der Beschäftigung. Ihr Effekt ist vielmehr theoretisch offen (Andrews, Schank & Simmons 2005). Dem positiven Beschäftigungseffekt wirkt aufgrund der Verteilung des Arbeitsvolumens auf mehr Köpfe ein negativer Beschäftigungseffekt aufgrund der gestiegenen Arbeitskosten entgegen.

Nichtsdestotrotz haben sich die Gewerkschaften in den 80er und 90er Jahren mit ihrer Forderung auch in Deutschland häufig durchgesetzt. Dies zeigt sich insbesondere an der Entwicklung der tariflichen Arbeitszeiten, die Abbildung 2-1 entnommen werden kann. Dort sieht man für Westdeutschland ab Mitte der 80er Jahre bis zur Mitte der 90er Jahre einen klaren Trend hin zu kürzeren (tariflichen) Arbeitszeiten. Wegbereiter hierfür dürfte der Tarifabschluss der IG-Metall in Baden-Württemberg im Jahre 1984 gewesen sein (Altun 2005). Ein Abwärtstrend zeigt sich auch für Ostdeutschland. Das Niveau der Arbeitszeit ist dort allerdings insgesamt höher. Seit Mitte der 90er Jahre bleibt die tarifliche Arbeitszeit sowohl für West- (ca. 37,5 Wochenstunden) als auch für Ostdeutschland (ca. 39,5 Wochenstunden) weitestgehend konstant. Die positiven Beschäftigungseffekte, die von den Arbeitszeitverkürzungen der 80er und 90er Jahre ausgehen sollten, sind indes ausgeblieben, was durch eine Reihe empirischer Studien nachgewiesen wird (Hunt 1999; Crepon & Kramarz 2002; Andrews, Schank & Simmons 2005; Kapteyn, Kalwij & Zaidi 2004). Die Beschäftigungseffekte waren teilweise sogar negativ, was damit begründet wird, dass die Arbeitszeitverkürzungen regelmäßig in Verbindung mit einem Lohnausgleich durchgesetzt wurden (Hunt 1999).

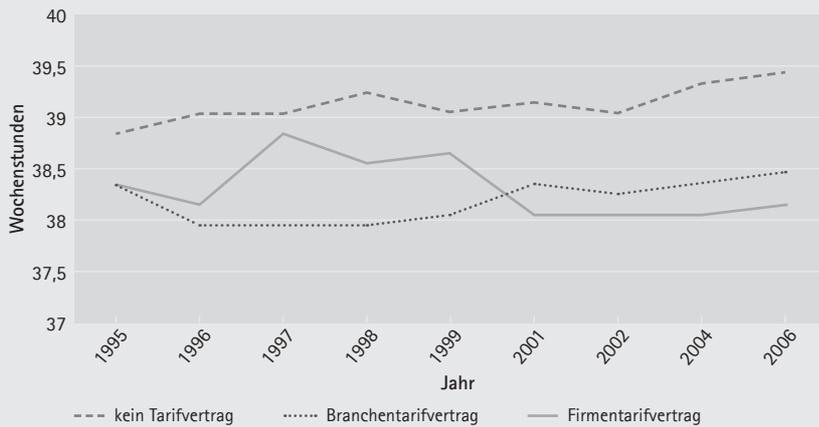
Abbildung 2-1: Entwicklung der tariflichen Arbeitszeit in Deutschland



Quelle: Tarifregister beim Bundesarbeitsminister.

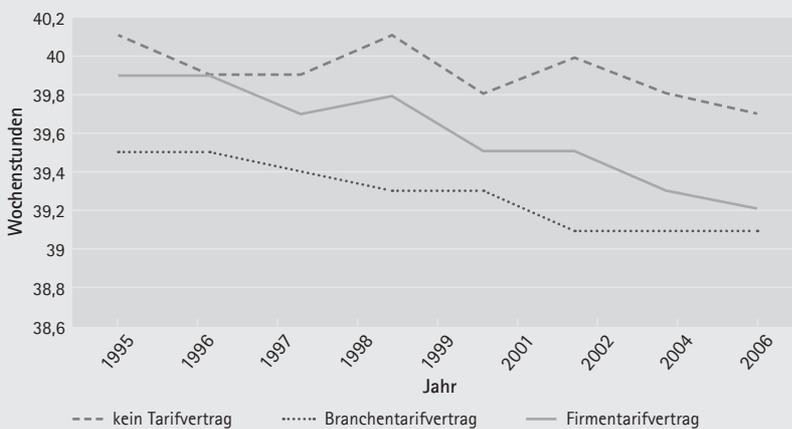
Seit ein paar Jahren gibt es in Deutschland eine Art Kehrtwende (Heckmann & Schank 2004). So kann man mittlerweile verstärkt Unternehmen beobachten, die ihre Arbeitszeit erhöhen. Prominente Beispiele sind in diesem Zusammenhang Siemens, Daimler oder die Deutsche Bahn. Aber es scheint auch Beispiele für Arbeitszeitverlängerungen zu geben, die weniger öffentliche Aufmerksamkeit erregten, wie die folgenden Abbildungen 2-2a und 2-2b zeigen. Dort werden die vereinbarten Arbeitszeiten auf der Betriebsebene betrachtet. Es handelt sich hierbei um hochgerechnete Werte aus dem IAB-Betriebspanel. Demnach liegt das Arbeitszeitniveau der nicht tarifgebundenen Betriebe sowohl in Westdeutschland (Abbildung 2-2a) als auch in Ostdeutschland (Abbildung 2-2b) insgesamt höher. Bei den westdeutschen Betrieben ohne Tarifbindung und denjenigen westdeutschen Betrieben, für die ein Branchentarifvertrag gilt, steigt die Arbeitszeit seit Ende der 90er Jahre leicht, wenn auch mit leichten Unterbrechungen. Für Ostdeutschland ergibt sich ein anderes Bild. Dort zeigt sich für den ganzen Beobachtungszeitraum insgesamt ein fallender Verlauf hinsichtlich der Arbeitszeit. Verlängerungen der vereinbarten Arbeitszeiten scheinen nach diesen Grafiken also eher ein westdeutsches Phänomen zu sein, was u. a. darauf zurückzuführen sein könnte, dass die Arbeitszeit in Ostdeutschland insgesamt höher ist (siehe Abbildungen 2-1, 2-2a und 2-2b).

Abbildung 2-2a: Entwicklung der vereinbarten Arbeitszeiten in Westdeutschland



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.

Abbildung 2-2b: Entwicklung der vereinbarten Arbeitszeiten in Ostdeutschland



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.

Diese Entwicklungen spiegeln sich auch in einer Frage wieder, die 2004 im IAB-Betriebspanel explizit zum Thema Variation der Arbeitszeit gestellt wurde, sie lautete: „Ist die vereinbarte durchschnittliche Wochenarbeitszeit für Vollzeitbeschäftigte derzeit genauso lang wie vor einem Jahr? Oder wurde sie verlängert oder verkürzt?“ Als Antwortmöglichkeiten standen „gleich geblieben“, „verlängert“ oder schließlich „verkürzt“ zur Verfügung. Hochgerechnet haben demnach 2,3 % der Betriebe ihre Arbeitszeit zwischen 2003 und 2004 verlängert, nur 1,1 % dagegen verkürzt. Die ausführlichen Ergebnisse befinden sich in Tabelle 2-1. Auch hier zeigt sich, dass Arbeitszeitverlängerungen in erster Linie in Westdeutschland durchgeführt wurden.

Relativ wenig Bewegung scheint es bei den Betrieben ohne Tarifbindung hinsichtlich der Arbeitszeit zwischen 2003 und 2004 gegeben zu haben. Dass diese Betriebe häufiger die Arbeitszeit erhöht haben, lässt zumindest für Westdeutschland auch Abbildung 2-2a vermuten. Die Betriebe mit Firmentarifvertrag haben am häufigsten ihre Arbeitszeit erhöht. Gleichzeitig geben die Betriebe dieser Gruppe genauso oft an, die Arbeitszeit reduziert zu haben. Hier hat es also die meisten Variationen hinsichtlich der vereinbarten Arbeitszeit gegeben, die sich allerdings aggregiert nicht immer zeigt (siehe Abbildung 2-2a). Auch bei den Betrieben mit Branchentarifvertrag gibt es zwischen 2003 und 2004 Bewegungen, häufiger werden dabei die Arbeitszeiten erhöht.

Tabelle 2-1: Arbeitszeitvariationen von 2003 auf 2004

Frage im IAB-Betriebspanel: Ist die vereinbarte durchschnittliche Wochenarbeitszeit für Vollzeitbeschäftigte derzeit (2004) genauso lang wie vor einem Jahr?

	Arbeitszeit- verkürzungen	Arbeitszeit- verlängerungen
Insgesamt	0,011	0,023
Westdeutschland	0,011	0,026
Ostdeutschland	0,011	0,010
Keine Tarifbindung	0,010	0,019
Firmentarifvertrag	0,033	0,033
Branchentarifvertrag	0,016	0,030

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2004, Anteile sind hochgerechnet.
Die Tabelle zeigt, wie häufig (relative Häufigkeiten) Betriebe angegeben haben, zwischen 2003 und 2004 die Arbeitszeit variiert zu haben.

Die Verlängerungen der vereinbarten Arbeitszeit bei Betrieben mit Branchentarifvertrag, die sich aus Tabelle 2-1 und für Westdeutschland aus der Abbildung 2-2a ablesen lassen, werden in der Regel durch die Ausnutzung von Öffnungsklauseln realisiert. Arbeitszeitverlängerungen gibt es nämlich auf der Branchenebene bisher kaum. Eine Ausnahme stellt dabei das Bauhauptgewerbe dar. Dort vereinbarten die Tarifparteien eine Erhöhung der wöchentlichen Arbeitszeit um eine Stunde mit Wirkung ab dem 01.01.2006.

Den Anstoß zur Diskussion über längere Arbeitszeiten haben insbesondere die Äußerungen von Hans-Werner Sinn (2003) gegeben, wonach eine 42-Stunden-Woche in Deutschland die Regel sein sollte. Er geht davon aus, dass eine Politik längerer Arbeitszeiten dazu beitragen könnte, tiefere Beschäftigungskrisen zu überwinden, deren Ursache in zu hohen Arbeitskosten zu suchen ist. Solche Maßnahmen würden kostensenkend wirken, ohne den Beschäftigten einen Lohnverzicht

zumuten zu müssen (Sinn 2005). Gegner einer solchen Politik, wie Heiner Flassbeck (2003) oder Hartmut Seifert (2003), gehen allerdings davon aus, dass sich dadurch Beschäftigungskrisen nur noch verschlimmerten, da ein gegebenes Arbeitsvolumen nun auf noch weniger Köpfe verteilt würde.

Unbestritten dürfte es sein, dass eine Verlängerung der Arbeitszeit (*ceteris paribus*) die Arbeitskosten, genauer die Lohnstückkosten, reduziert. Welche Beschäftigungseffekte von einer solchen Maßnahme ausgehen, ist theoretisch allerdings nicht ganz klar. Dies werden die Ausführungen in Abschnitt 2.2 zeigen. Daran schließt sich eine mikroökonomische Untersuchung (Abschnitt 2.3) an. Abschnitt 2.4 zieht ein Fazit.

Ein Überblick über bisherige empirische Erkenntnisse zur Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverlängerung kann an dieser Stelle indes weitestgehend unterbleiben, da mikroökonomische Studien hierzu bislang nicht vorliegen. Einzig makroökonomische Simulationsrechnungen, etwa von Conrad, Koschel & Löschel (2008), Bartsch (2005) oder dem Institut der deutschen Wirtschaft (IW 2003) oder aber deskriptive Auswertungen auf der Grundlage einer Betriebsbefragung (Spitznagel & Wanger 2004) versuchen, sich der Frage nach den Beschäftigungswirkungen von Arbeitszeitverlängerungen zu nähern. Die makroökonomischen Simulationen kommen dabei, in Abhängigkeit der Szenarien und/oder der Annahmen, zu negativen (Conrad, Koschel & Löschel 2008; Bartsch 2005), moderat positiven (Conrad, Koschel & Löschel 2008) oder stark positiven (IW 2003) Beschäftigungseffekten. Diese Anfälligkeit der Ergebnisse hinsichtlich unterschiedlicher Annahmen und Szenarien, kombiniert mit der vermeintlichen Exaktheit der Ergebnisse, die in solchen Studien präsentiert werden, veranlasst etwa Jaeger (2003) zu der Aussage, dass Politiker die daraus gewonnenen Ergebnisse besser ignorieren oder bestenfalls mit äußerster Skepsis betrachten sollten. Schließlich liegen deskriptive Auswertungen von Spitznagel & Wanger (2004) auf der Grundlage einer Befragung vor. Dort sollten die Betriebe angeben, wie sie auf Arbeitszeitverlängerungen reagieren würden. Die Ergebnisse hieraus lassen, wenn überhaupt, schwache positive Beschäftigungseffekte erwarten.

Alle bisherigen empirischen Analysen haben das Problem, dass sie sich, herausgelöst aus der Realität, auf hypothetische Situationen beziehen. Dadurch kann man strenggenommen nicht sagen, wie Arbeitszeitverlängerungen tatsächlich wirken. Dabei verhandeln manche Tarif- und Betriebsparteien bereits über solche Maßnahmen mit dem Hinweis auf die zu erwartenden Kosten- und Beschäftigungseffekte, was die tarifpolitische Relevanz dieses Themas zeigt. Im Rahmen dieser Verhandlungen kommt es auch immer wieder zu Abschlüssen, die längere Arbeitszeiten vorsehen, worauf insbesondere Abbildung 2-2a und Tabelle 2-1 schließen lassen und was bekannte Beispiele belegen. Dies eröffnet Analysepotenziale, so dass die bisher

her theoretisch geprägte Diskussion um die Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen mit empirischen Ergebnissen konfrontiert werden können, die sich sowohl auf reale Daten als auch auf tatsächliche Arbeitszeiterhöhungen beziehen.

2.2 Theoretische Effekte einer Arbeitszeitverlängerung

Die Bestimmung der theoretischen Effekte von Arbeitszeitverlängerungen basiert auf einem einfachen Lehrbuchansatz, der sich z. B. auch in Garibaldi (2006) findet. Dort wird er zur Analyse der Wirkung von Arbeitszeitverkürzung verwendet. Demnach ist ein Betrieb mit folgender Kostenfunktion konfrontiert:

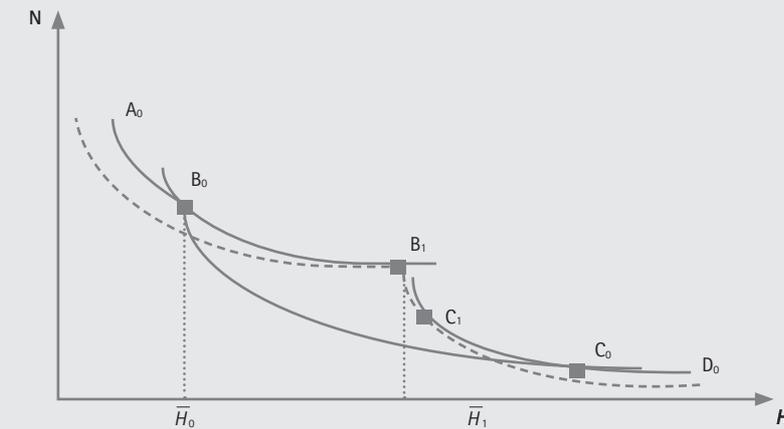
$$(2-1) \quad C = N(wH + z) \quad \text{für } H = \bar{H}$$

$$(2-2) \quad C = N[w\bar{H} + \gamma w(H - \bar{H}) + z] \quad \text{für } H \geq \bar{H}.$$

Bei N handelt es sich um die Anzahl der Beschäftigten, bei w um den Stundenlohnsatz. H ist die geleistete Arbeitszeit eines repräsentativen Beschäftigten. Die quasifixen Kosten der Beschäftigung, die sich dadurch auszeichnen, dass sie nicht pro Stunde sondern pro Kopf variieren (Oi 1962), werden mit z bezeichnet. \bar{H} ist die normale (vereinbarte) Arbeitszeit. Bei γ handelt es sich um den Überstundenzuschlag, wobei $\gamma > 0$ ist. (2-1) stellt die Kostenfunktion für einen Normalarbeitszeitbetrieb dar, der dadurch charakterisiert ist, dass er seine Mitarbeiter gerade die normale Arbeitszeit, z. B. die tariflich vereinbarte, arbeiten lässt. Dieser wählt H und N so, dass $\Theta R(H, N) - C$ maximal wird. Bei $R(H, N)$ handelt es sich um die Ertragsfunktion des Betriebs. Θ ist ein Skalierungsfaktor, der in Abhängigkeit konjunktureller Schwankungen variieren kann. Ein Überstundenbetrieb löst das gleiche Maximierungsproblem, außer dass C durch (2-2) gegeben ist.

Das betriebliche Optimierungsverhalten (Kostenminimierungskalkül) lässt sich auch, wie in Abbildung 2-3 geschehen, grafisch darstellen: Dort ist auf der Ordinate die Anzahl der Beschäftigten und auf der Abszisse die Anzahl der Stunden abgetragen. Die geknickte Isokostenkurve A_0D_0 , repräsentiert ein konstantes Kostenniveau (durchgezogene Isokostenkurve). Der Knick lässt sich dadurch erklären, dass ab H_0 , d. h. der Normalarbeitszeit, für jede weitere Stunde Überstundenzuschläge fällig werden. Der Ausgangspunkt für Normalarbeitszeitbetriebe ist in B_0 , der für Überstundenbetriebe in C_0 , da dort deren Outputisoquanten die Isokostenkurve berühren. Durch eine Erhöhung der Normalarbeitszeit von \bar{H}_0 auf \bar{H}_1 verschiebt sich die Isokostenkurve auf die gestrichelte Linie, die einen Knick bei \bar{H}_1 aufweist.

Abbildung 2-3: Substitutionseffekte durch eine Erhöhung der Wochenarbeitszeit



Quelle: Eigene Darstellung.

Für Normalarbeitszeitbetriebe kommt es durch die Erhöhung der normalen Arbeitszeit zunächst zu einem Substitutionseffekt von B_0 nach B_1 , d. h. die Anzahl der Beschäftigten sinkt und die Anzahl der Stunden steigt. Da bei der bisherigen Betrachtung die Produktion im Betrieb konstant geblieben ist, entspricht dieser Substitutionseffekt gerade der Argumentation der Gegner von Arbeitszeiterhöhungen. Von B_0 nach B_1 wird ein gegebenes Arbeitsvolumen auf weniger Köpfe verteilt. Hier wird allerdings vernachlässigt, dass das bisherige Produktionsvolumen aufgrund der gesunkenen Arbeitskosten nicht mehr gewinnoptimal ist. Der Betrieb weitet daher seine Produktion aus (Skaleneffekt). Das neue Optimum liegt dann rechts oberhalb von B_1 . Ob die Arbeitszeitverlängerung insgesamt positiv oder negativ auf die Beschäftigung wirkt, hängt von der Höhe dieses Skaleneffektes ab.

Eine Erhöhung der Arbeitszeit in einem Betrieb, der Überstunden arbeitet, ist gleichbedeutend mit einer Reduktion der Arbeitskosten pro Beschäftigten, da nun ein Teil der Überstundenzuschläge entfällt. Die Kosten für eine Überstunde bleiben dagegen konstant. Dies führt zu einem Substitutionseffekt von C_0 nach C_1 , d. h. eine Ausweitung der Beschäftigung geht einher mit einer Verringerung der Anzahl der geleisteten Stunden. Aufgrund der gesunkenen Kosten weitet der Betrieb seine Produktion aus und fragt mehr Köpfe (N) und mehr Stunden (H) nach, wodurch der Gesamteffekt auf die Beschäftigung eindeutig positiv ist. Hinsichtlich der Anzahl der geleisteten Stunden kann dagegen keine eindeutige Aussage getroffen werden. Diese einfachen theoretischen Ausführungen machen deutlich, dass in der ökonometrischen Analyse zwischen Überstunden- und Normalarbeitszeitbetrieben unterschieden werden sollte.

2.3 Ökonometrische Analyse zur Bestimmung der Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverlängerungen¹

Die Datengrundlage für die Analysen zur Bestimmung der Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverlängerungen bildet in der vorliegenden Arbeit der LIAB für die Jahre 2001 bis 2006. Betrachtet werden Arbeitszeitverlängerungen, die zwischen 2002 und 2004 durchgeführt wurden. Ein solches zweijähriges Zeitfenster ist deshalb notwendig, da im IAB-Betriebspanel, aus dem die Betriebsangaben im LIAB stammen, lediglich alle zwei Jahre Informationen über die Länge der wöchentlichen Arbeitszeit vorliegen. Unberücksichtigt bleiben dabei Betriebe des öffentlichen Dienstes, da dort die Entscheidungen in der Regel auf der Grundlage anderer, nicht nur ökonomischer Kalküle getroffen werden. Die zentrale abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Neben dieser Bestandsgröße werden auch Stromgrößen betrachtet und zwar die Veränderungsrate der Beschäftigten im Vergleich zum Vorjahr, die Rate der Anzahl der Personen, die im Laufe des vergangenen Jahres in den Betrieb eingetreten sind und die Rate der Personen, die im Laufe des vergangenen Jahres aus dem Betrieb ausgeschieden sind. Dadurch entsteht ein genaueres Bild darüber, wie sich beobachtete Veränderungen in der Bestandsgröße zusammensetzen. Die Stromgrößen werden in den Analysen in standardisierter Form betrachtet, wodurch etwaige Ausreißer bei den Berechnungen weniger stark ins Gewicht fallen.

Die standardisierte Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten ergibt sich aus der Differenz der Anzahl der Beschäftigten zum Zeitpunkt t und der Anzahl der Beschäftigten zum Zeitpunkt $t-1$ im Zähler und der Hälfte der Summe der Anzahl der Beschäftigten in t und der Anzahl der Beschäftigten in $t-1$ im Nenner. Es gilt also

$$(2-3) \quad \frac{\Delta N_{it}}{N_{it}} = \frac{(N_{it} - N_{it-1})}{(N_{it} + N_{it-1})/2}$$

wobei der Wertebereich dieser Größe somit zwischen -2 und $+2$ liegt. N_{it} ist dabei die Anzahl der Beschäftigten im Betrieb i zum Zeitpunkt t . Die standardisierte Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten lässt sich zerlegen in die standardisierte Rate der Anzahl der Personen, die in $t-1$ in den Betrieb eintreten, d. h.

$$(2-4) \quad \frac{h_{it-1}}{N_{it}} = \frac{h_{it-1}}{(N_{it} + N_{it-1})/2}$$

¹ Die hier vorgelegten Analysen sind aus einer Kooperation mit Martyn Andrews (University of Manchester), Thorsten Schank (Universität Erlangen-Nürnberg) und Richard Upward (University of Nottingham) entstanden.

und die standardisierte Rate der Anzahl der Personen, die in $t-1$ den Betrieb verlassen, d. h.

$$(2-5) \quad \frac{S_{it-1}}{N_{it}} = \frac{S_{it-1}}{(N_{it} + N_{it-1})/2}$$

wobei h_{it-1} die Anzahl der neu eingestellten Beschäftigten und s_{it-1} die Anzahl der ausgeschiedenen Beschäftigten in Betrieb i im Jahr $t-1$ ist. Der enge Zusammenhang zwischen den abhängigen Variablen lässt sich nochmal folgendermaßen zusammenfassen: Beim Logarithmus der Anzahl der Beschäftigten handelt es sich um die Bestandsgröße. Diese ändert sich über die Zeit, was durch die Veränderungsrate der Beschäftigten zum Ausdruck kommt. Diese Veränderungsrate setzt sich wiederum zusammen aus der Eintrittsrate und der Austrittsrate.

Die Identifikation der Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung erfolgt in der vorliegenden Arbeit auf der Grundlage des sogenannten „Potential-Outcome-Ansatzes“, der insbesondere auf die Arbeiten von Roy (1951) und Rubin (1974) zurückgeht. Um kausale Schlüsse über die Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen treffen zu können, wäre es demnach hilfreich, die Beschäftigung eines Betriebes, der die Arbeitszeit erhöht hat, mit der Beschäftigung desselben Betriebes zu vergleichen, für den Fall, dass er die Arbeitszeit nicht erhöht hat. Der kausale Effekt Δ_i für den Betrieb i ergibt sich dann aus

$$(2-6) \quad \Delta_i = Y_i^1 - Y_i^0$$

Y_i^1 ist dementsprechend die potenzielle Beschäftigung für Betrieb i bei einer Verlängerung der Arbeitszeit und Y_i^0 jene für den Fall, dass der Betrieb i seine Arbeitszeit nicht verlängert. Offensichtlich ist Y_i^0 nicht beobachtbar und muss geschätzt werden. Dazu benötigt man sogenannte Kontrollbetriebe, die sich dadurch auszeichnen, dass sie die Arbeitszeit nicht erhöht haben. Unter Zugrundelegung geeigneter identifizierender Annahmen wird dann von der Ausprägung der Ergebnisvariable für die Kontrollbetriebe auf die nicht beobachtbare Ausprägung der Ergebnisvariable für die Maßnahmenbetriebe geschlossen.

Bei der Bestimmung der Wirkung der Maßnahme, hier der Arbeitszeitverlängerung, hat man sich auf Durchschnitts- bzw. Erwartungswerte für die Maßnahmen- und Kontrollbetriebe zu beziehen, da es unmöglich ist, einen Maßnahmeneffekt für einzelne Betriebe glaubhaft zu bestimmen (Caliendo 2006). Wie oben bereits angesprochen, soll die Beschäftigung der Betriebe, die die Arbeitszeit erhöht haben, mit der kontrafaktischen Beschäftigung konfrontiert werden, d. h. mit jener, die sich bei diesen Betrieben ohne die Arbeitszeitverlängerung gezeigt hätte. Ein solcher

sogenannter „Average Treatment Effect on the Treated“ lässt sich folgendermaßen darstellen:

$$(2-7) \quad \Delta = E(Y^1 | I = 1) - E(Y^0 | I = 1).$$

Dabei ist I ein Dummy, der den Wert Eins annimmt, wenn ein Betrieb die Arbeitszeit erhöht, ansonsten Null. Dementsprechend wird der zweite Term in Gleichung (2-7) aus der Kontrollgruppe geschätzt. Einen umfassenden Literaturüberblick zum Potential-Outcome-Ansatz geben z. B. Caliendo (2006) oder Lechner (2003).

2.3.1 Differenz-von-Differenzen-Ansatz

In einem ersten Schritt wird für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten ein einfacher Differenz-von-Differenzen-Ansatz verwendet. Dieser vergleicht die Ausprägung der abhängigen Variable vor und nach einem zu evaluierenden Ereignis zwischen einer Maßnahmen- und einer Kontrollgruppe. Das zu evaluierende Ereignis ist die Durchführung einer Arbeitszeitverlängerung. Zur Maßnahmengruppe gehören in der vorliegenden Anwendung, wie oben bereits angemerkt, jene Betriebe, die zwischen 2002 und 2004 ihre Arbeitszeit erhöht haben. Als zusätzliche Einschränkung darf in diesen Betrieben zwischen 2001 und 2002 sowie 2004 und 2006 keine Änderung in der Arbeitszeit erfolgt sein. Damit ein Betrieb der Kontrollgruppe zugeordnet wird, muss dieser über den gesamten Beobachtungszeitraum, d. h. zwischen 2001 und 2006 eine konstante Arbeitszeit aufweisen. Aus diesen Restriktionen ergibt sich schließlich eine Stichprobe, die aus insgesamt 1.961 Betrieben besteht, von denen 108 ihre Arbeitszeit erhöht haben.

Unter der identifizierenden Annahme, dass sich die Beschäftigung der Maßnahmenbetriebe ohne die Arbeitszeitverlängerung genau so entwickelt hätte wie die Beschäftigung in den Kontrollbetrieben liefert ein Differenz-von-Differenzen-Ansatz den kausalen Effekt der Arbeitszeitverlängerung (Heckman, Ichimura, Smith & Todd 1998) und ist gegeben durch

$$(2-8) \quad \Delta_{DvD} = E(Y_t^1 - Y_{t'}^0 | I = 1) - E(Y_t^0 - Y_{t'}^0 | I = 0).$$

Bei t handelt es sich um einen Zeitindex mit $t > t'$. In der vorliegenden Anwendung werden getrennte Effekte bezüglich der Ergebnisvariable für die unterschiedlichen Jahre im Beobachtungszeitraum ermittelt, d. h. für 2002, 2003, 2004, 2005 und 2006 jeweils im Vergleich zu 2001. Daraus ergibt sich folgende Gleichung

$$(2-9) \quad \log N_{it} = \gamma_0 + \sum_{t=2}^6 \delta_t D_t + \lambda T_i + \sum_{t=2}^6 \gamma_t D_t T_i + u_{it} \quad t = 1, \dots, 6,$$

die mit Hilfe von OLS geschätzt werden kann. N_{it} ist dabei die Anzahl der Beschäftigten in Betrieb i zum Zeitpunkt t . T_i ist der „Maßnahmen-“ oder alternativ „Treatmentdummy“, der für jene Betriebe, die zwischen 2002 und 2004 ihre Arbeitszeit erhöht haben, den Wert Eins, ansonsten den Wert Null annimmt. Bei D_t handelt es sich um einen Zeitdummy. λ misst einen „Selektionseffekt“, d. h. den Unterschied zwischen den Maßnahmen- und den Kontrollbetrieben, der sich in der logarithmierten Anzahl der Beschäftigten auch ohne die Maßnahme gezeigt hätte.

Die Schätzung von (2-9) liefert fünf Differenz-von-Differenzen-Schätzer und zwar $\gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5$ und γ_6 . Hierbei handelt es sich um die Koeffizienten für die fünf Interaktionsterme aus den jeweiligen Zeitdummies (für 2002, 2003, 2004, 2005 und 2006) mit dem Treatmentdummy (T_i). Die zentralen Differenz-von-Differenzen-Schätzer sind schließlich γ_4, γ_5 und γ_6 , d. h. die Koeffizienten für die Interaktionsterme aus den Zeitdummies nach der Arbeitszeitverlängerung (d. h. 2004, 2005 und 2006) mit dem Treatmentdummy. Diese sollen unter der identifizierenden Annahme, dass sich ohne die Arbeitszeitverlängerung die Beschäftigung in den Maßnahmenbetrieben genauso entwickelt hätte wie in den Kontrollbetrieben, den Effekt von Arbeitszeitverlängerungen messen.

Um den Zusammenhang zwischen den abhängigen Variablen nochmal zu verdeutlichen, sei stellvertretend für alle anderen Differenz-von-Differenzen-Schätzer γ_5 nochmal genauer betrachtet. Es gilt:

$$(2-10) \quad \begin{aligned} \gamma_5 &= (\overline{\log N_5^M} - \overline{\log N_1^M}) - (\overline{\log N_5^K} - \overline{\log N_1^K}) \\ &= \sum_{t=2}^5 \left[(\overline{\log N_t^M} - \overline{\log N_{t-1}^M}) - (\overline{\log N_t^K} - \overline{\log N_{t-1}^K}) \right] \\ &\approx \sum_{t=2}^5 \left[(\overline{\Delta N_t / \bar{N}_t})^M - (\overline{\Delta N_t / \bar{N}_t})^K \right], \end{aligned}$$

M steht für Maßnahmen-Gruppe und K für Kontrollgruppe. Die Differenz in den Wachstumsraten (letzte Zeile von (2-10)), kann über

$$(2-11) \quad \frac{\Delta N_{it}}{N_{it}} = \sum_{t=2}^6 \delta_t' D_t + \sum_{t=2}^6 \gamma_t' D_t T_i + u_{it} \quad t = 2, \dots, 6$$

geschätzt werden. Aus dieser Gleichung ergeben sich die Differenzen-Schätzer $\gamma_2', \dots, \gamma_6'$. Schließlich lässt sich die letzte Zeile in (2-10) noch zerlegen in die Eintrittsraten h_{it-1} und die Austrittsraten s_{it-1} , so dass z. B.

$$(2-12) \quad \gamma_5 = \sum_{t=2}^5 \left[\overline{(h_{it-1}/N_t)^M} - \overline{(h_{it-1}/N_t)^K} \right] - \sum_{t=2}^5 \left[\overline{(s_{it-1}/N_t)^M} - \overline{(s_{it-1}/N_t)^K} \right]$$

gilt. Auch die Differenzen-Schätzer der Veränderungsraten, der Eintritts- und der Austrittsraten werden mit Hilfe von OLS ermittelt.

Alle Schätzungen, d. h. sowohl die Differenz-von-Differenzen-Schätzung für die Bestandsgröße als auch Differenzen-Schätzungen für die Stromgrößen, erfolgen für Überstunden- und Normalarbeitszeitbetriebe getrennt, da die theoretischen Überlegungen unter 2.2 unterschiedliche Effekte für Überstundenbetriebe und Normalarbeitszeitbetriebe erwarten lassen. Da es sich beim analysierten Datensatz um wiederholte Beobachtungen gleicher Betriebe handelt, werden die Standardfehler hinsichtlich eines eindeutigen Betriebsidentifikators geclustert (Moulton 1990; Rodgers 1993). Hierbei handelt es sich um einen sogenannten „Sandwich-Schätzer“, wie er von White (1980) vorgeschlagen wurde. Dieser wird um die Korrelationen innerhalb der Betriebe modifiziert, weswegen man in der Literatur auch häufig den Begriff „modifizierter Sandwich-Schätzer“ findet. Fälschlicherweise wird häufig angenommen, dass eine solche Anpassung der Standardfehler stets zu niedrigeren Signifikanzniveaus führt. Richtig ist allerdings, dass dies von der Korrelation der endogenen Variable innerhalb der Betriebe abhängt. Ist diese positiv, was meist der Fall ist, führt die Korrektur zu einer Erhöhung der Standardfehler und damit zu einer Reduktion der Signifikanzniveaus. Ist die Korrelation aber negativ, was insbesondere bei Stromgrößen durchaus denkbar ist, sinken die Standardfehler, wodurch die Koeffizienten signifikanter werden (Hardin & Hilbe 2007: 28).

In die Differenz-von-Differenzen-Schätzungen (DvD-Schätzungen) für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten gehen neben dem Treatmentdummy, den Zeitdummies und den fünf Interaktionstermen (D_2T_i , D_3T_i , D_4T_i , D_5T_i und D_6T_i) Kontrollvariablen aus 2002 in die Analysen ein. Diese zusätzlichen Größen stehen in einem Zusammenhang mit der Beschäftigungsentwicklung und/oder der Erhöhung der Arbeitszeit in den Betrieben. Durch deren Berücksichtigung steigt die Wahrscheinlichkeit, dass die identifizierende Annahme in DvD-Ansätzen erfüllt ist (Caliendo 2006). Gegeben diese zusätzlichen Charakteristika, hätte sich die Beschäftigung in den Maßnahmenbetrieben ohne die Arbeitszeiterhöhung eher so entwickelt wie die in den Kontrollbetrieben.

Zentral für die Beschäftigungsentwicklung dürfte zunächst die Ertragslage sein. So sollten Betriebe, denen es gut geht, eher Beschäftigung aufbauen. In die Schätzungen geht daher ein Dummy ein, der den Wert Eins annimmt, wenn ein Betrieb in der Vorperiode eine zumindest gute Ertragslage hatte. Kann ein Teil der offenen Stellen nicht besetzt werden, dürfte die Beschäftigung ceteris paribus niedriger sein. Dieser Umstand wird in den Schätzungen durch den Anteil der offenen Stellen

berücksichtigt. Weiterhin geht die regionale Arbeitslosenquote als Kontrollvariable in die Analysen ein. Diese gibt insbesondere Aufschluss über die gesamtwirtschaftliche Situation im betrieblichen Umfeld.

Tabelle 2-2: Mittelwerte und Standardabweichungen für Kontrollvariablen der DvD-Schätzungen

	Mittelwert	Standardabweichung
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	39,11	0,04
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,14	$4 \cdot 10^{-3}$
Frauenquote	0,37	0,01
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	0,02	$3 \cdot 10^{-3}$
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	0,08	$4 \cdot 10^{-3}$
Ertragsituation in der Vorperiode (Dummy: 1, wenn sehr gut oder gut; 0 sonst)	0,35	–
Kein Tarifvertrag (Dummy)	0,54	–
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,38	–
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,08	–
Betriebsrat (Dummy)	0,27	–
Ostdeutschland (Dummy)	0,55	–
Regionale Arbeitslosenquote (Arbeitslosenquote für die jeweiligen Arbeits- amtsbezirke, in denen die Betriebe ansässig sind)	0,13	$1 \cdot 10^{-3}$
<i>Fallzahl</i>	<i>1.961</i>	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2002.		
Zusätzlich sind als Kontrollvariablen Sektorendummies enthalten.		

Betriebe, die auf internationalen Gütermärkten agieren sind in der Regel produktiver als solche, die nur für den heimischen Markt produzieren (Schank, Schnabel & Wagner 2008). Eine höhere Produktivität bzw. Effizienz dürfte auch einen Einfluss auf die Beschäftigungsentwicklung haben. Die Exportorientierung wird mit Hilfe des Anteils der Exporte am Umsatz gemessen.

Die Tarifbindung dürfte Einfluss auf die Lohnstruktur in den Betrieben und damit auf deren Beschäftigungsentwicklung haben. In die Schätzungen geht daher zum einen ein Dummy ein, der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb an einen Branchentarifvertrag gebunden ist, und zum anderen ein Dummy, der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb einen Firmentarifvertrag abgeschlossen hat. Betriebsräte haben zum Teil Mitsprache- oder Anhörungsrechte bei der Einstellung und Entlassung von Mitarbeitern. Dies kann z. B. dazu führen, dass Stellen subop-

timal besetzt werden, was Einfluss auf die Beschäftigungsentwicklung haben kann. Aber auch der andere Fall wäre denkbar, d. h. Stellenbesetzungen könnten vielleicht auch effizienter durchgeführt werden. Die Existenz eines Betriebsrats wird mit Hilfe eines Dummies berücksichtigt, der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb eine solche Arbeitnehmervertretung hat.

Auch die vereinbarte Wochenarbeitszeit dürfte einen Einfluss auf die Beschäftigung haben, wobei – wie bereits diskutiert (2.1 und 2.2) – die Richtung unklar ist. Überdies dürften Betriebe mit einer hohen Arbeitszeit seltener diese nochmal erhöhen. Weiterhin werden die Frauenquote und die Teilzeitquote in den Schätzungen berücksichtigt. Frauen haben häufiger eine Präferenz für niedrigere Arbeitszeiten (Holst & Schupp 2002). Bei einem höheren Anteil Teilzeitbeschäftigter könnten die identifizierten Arbeitszeiterhöhungen eine geringere Ausweitung der Nutzungsintensität des Faktors Arbeit bedeuten, da sich die Information über die Wochenarbeitszeit auf die Vollzeitbeschäftigten bezieht. Weiterhin wird ein Ostdummy in die Analysen aufgenommen. Deskriptive Statistiken zu allen Kontrollvariablen finden sich in Tabelle 2-2. Die Schätzgleichungen der Differenzen-Ansätze für die Stromgrößen unterscheiden sich schließlich von den DvD-Ansätzen lediglich dadurch, dass der Treatmentdummy T_i nicht separat berücksichtigt und keine Konstante aufgenommen wird (siehe Gleichung (2-11)). Der Grund dafür, dass bei den Stromgrößen keine Differenz-von-Differenzen-Schätzung durchzuführen ist, besteht darin, dass die Differenzenbildung innerhalb der Betriebe bereits in der abhängigen Variable berücksichtigt ist.

Bevor die Ergebnisse der multivariaten Analysen dargestellt werden, sei in einem Zwischenschritt die Beschäftigungsentwicklung anhand der zentralen abhängigen Variable, d. h. der logarithmierten Anzahl der Beschäftigten, deskriptiv betrachtet. Diese kann Tabelle 2-3 entnommen werden. Demnach ergeben sich für die Normalarbeitszeitbetriebe kaum Unterschiede. Sowohl bei den Betrieben, die die Arbeitszeit erhöht haben, als auch bei den Kontrollbetrieben zeigt die Beschäftigung eine leicht fallende Tendenz über die Zeit. Ein einfacher deskriptiver Differenz-von-Differenzen-Schätzer für das Jahr 2006 im Vergleich zum Jahr 2001 ergibt für die Normalarbeitszeitbetriebe einen Unterschied in der Beschäftigungsentwicklung von einem %-Punkt (2,38 – 2,49 – 2,51 + 2,63). Bei den Normalarbeitszeitbetrieben hat sich also die Beschäftigung in den Betrieben, die die Arbeitszeit erhöht haben, bis zum Ende des Betrachtungszeitraums um einen %-Punkt günstiger entwickelt. Bei den Überstundenbetrieben ist der Unterschied klarer. Hier hat sich die Beschäftigung in den Betrieben, die die Arbeitszeit erhöht haben, deutlich besser entwickelt als in den Kontrollbetrieben. Der Unterschied liegt für das Jahr 2006 im Vergleich zu 2001 bei 16 %-Punkten (4,17 – 4,12 – 3,91 + 4,02).

Tabelle 2-3: Entwicklung der logarithmierten Anzahl der Beschäftigten^{a)}

t	Normalarbeitszeitbetriebe		Überstundenbetriebe	
	l = 1	l = 0	l = 1	l = 0
2001	2,49	2,63	4,12	4,02
2002	2,47	2,60	4,11	4,00
2003	2,41	2,59	4,14	3,99
2004	2,43	2,59	4,19	3,99
2005	2,39	2,55	4,16	3,96
2006	2,38	2,51	4,17	3,91

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

a) Bei l handelt es sich um einen Dummy, der für Betriebe, die die Arbeitszeit erhöht haben, den Wert Eins annimmt.

Die zentralen Ergebnisse der multivariaten Analysen für die Normalarbeitszeitbetriebe befinden sich in Tabelle 2-4. In der ersten Spalte sind dabei die Koeffizienten für die Interaktionsterme aus dem Treatmentdummy und den Zeitdummies aufgelistet. Unter der identifizierenden Annahme können diese Koeffizienten (insbesondere jene aus den Jahren 2004, 2005 und 2006) als kausale Effekte der Arbeitszeiterhöhung auf die Beschäftigung interpretiert werden. In der zweiten Spalte sind die Unterschiede in den Beschäftigungsänderungen zwischen Maßnahmen- und Kontrollbetrieben zwischen zwei aufeinanderfolgenden Jahren aufgelistet. Diese wiederum ergeben sich aus den Unterschieden in den Eintritts- und in den Austrittsraten.

Tabelle 2-4: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben

t	DvD-Schätzer ^{b)}	Differenzen-Schätzer ^{c)}		
	$\log(N_{it})$	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,006	0,014	-0,018	-0,032
2003	-0,048	-0,045	-0,051**	-0,006
2004	-0,020	0,030	0,068**	0,039
2005	-0,029	0,007	-0,001	-0,008
2006	0,010	0,042	0,002	-0,040

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

b) Die erste Spalte zeigt die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten im jeweiligen im Jahr t im Vergleich zu 2001.

c) Die zweite Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die dritte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres t-1.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Die Tabelle 2-4 ist folgendermaßen zu interpretieren.² Die zweite Spalte, d. h. die Unterschiede in den Beschäftigungsänderungen, entsprechen der Differenz aus der dritten und der vierten Spalte. Die Summen der Elemente aus der zweiten Spalte ergeben schließlich näherungsweise die Koeffizienten aus der ersten Spalte. Somit sollte das erste Element der zweiten Spalte ungefähr dem ersten Element der ersten Spalte entsprechen. Die Summe aus dem ersten Element der zweiten Spalte und dem zweiten Element der zweiten Spalte ergibt näherungsweise das zweite Element der ersten Spalte. So kann der Tabelle 2-4 entnommen werden, wie sich der Effekt der Arbeitszeitverlängerung über die Zeit aufbaut und wie sich dieser aus Unterschieden in den Eintritts- und Austrittsraten und somit in den Beschäftigungsänderungen zusammensetzt. Der Grund für die Abweichungen in der Summe der Elemente der zweiten Spalte und der Koeffizienten in der ersten Spalte rühren zum einen aus der Tatsache, dass die erläuterten Zusammenhänge nur näherungsweise gelten. Zum anderen werden die Änderungsraten – wie oben dargestellt – standardisiert betrachtet, wodurch es zusätzlich zu Abweichungen kommen kann.

Tabelle 2-4 zeigt somit, dass sich die Beschäftigung in den Betrieben, die die Arbeitszeit erhöht haben, insbesondere in jener Zeit schlechter entwickelt hat, in der die Arbeitszeiterhöhung stattfand, d. h. im Jahr 2003 (-4,8 %-Punkte). Diese schlechtere Entwicklung lässt sich insbesondere auf eine starke Zurückhaltung bei den Einstellungen zurückführen (der Unterschied in der Einstellungsrate von -5,1 %-Punkten im Vergleich zu den Normalarbeitszeitbetrieben, die die Arbeitszeit im Beobachtungszeitraum konstant gehalten haben, ist dabei auf dem 5 %-Niveau signifikant von Null verschieden). Im weiteren Verlauf, d. h. nach der Arbeitszeiterhöhung, haben die arbeitszeitverlängernden Betriebe hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung aufgeholt. Am Ende des Beobachtungszeitraums (d. h. 2006) zeigt sich schließlich im Vergleich zu 2001 ein insgesamt leicht positiver, wenn auch insignifikanter Beschäftigungseffekt, der von der Erhöhung der Arbeitszeit in den Normalarbeitszeitbetrieben ausgeht (1 %-Punkt). Dieser Effekt stimmt mit dem aus der deskriptiven Betrachtung überein.

Die zentralen Ergebnisse für die Überstundenbetriebe befinden sich in Tabelle 2-5, die genauso aufgebaut ist wie Tabelle 2-4. Die ausführlichen Schätzergebnisse befinden sich in Tabelle A2-2 im Anhang. Arbeitszeitverlängerungen haben demnach in Überstundenbetrieben ebenfalls einen positiven Einfluss auf die Beschäftigungsentwicklung. Der Effekt ist in den Überstundenbetrieben im Vergleich zu den Normalarbeitszeitbetrieben allerdings insgesamt, d. h. am Ende des Beobachtungszeitraums (also 2006) im Vergleich zu 2001, ca. 15-mal so hoch (1 %-Punkte vs. 15,4 %-Punkte) und auf dem 5 %-Niveau signifikant. Dabei weisen die arbeits-

² Die ausführlichen Ergebnisse mit den Kontrollvariablen befinden sich in Tabelle A2-1 im Anhang.

zeiterhöhenden Überstundenbetriebe über den gesamten Zeitraum eine höhere Einstellungsquote auf als die Überstundenbetriebe, die die Arbeitszeit konstant gehalten haben (zu erwähnen ist insbesondere der Unterschied in den Einstellungsquoten von 4,6 %-Punkten im Jahr 2004), wenngleich die Unterschiede nie signifikant von Null verschieden sind. Zu der sehr viel günstigeren Beschäftigungsentwicklung in den Maßnahmenbetrieben tragen schließlich auch die signifikant niedrigeren Austrittsraten in den Jahren 2003 und 2006 jeweils im Vergleich zum Vorjahr bei. Auch bei den Überstundenbetrieben stimmen die Beschäftigungseffekte der deskriptiven Analyse weitgehend mit denen der multivariaten Analyse überein.

Tabelle 2-5: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben

t	DvD-Schätzer ^{d)}	Differenzen-Schätzer ^{e)}		
	log(N _{it})	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{s_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,007	0,006	0,018	-0,012
2003	0,044	0,035	0,011	-0,024*
2004	0,101*	0,055*	0,046	-0,009
2005	0,108	0,005	0,028	0,024
2006	0,154**	0,039	0,009	-0,030*

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

d) Die erste Spalte zeigt die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

e) Die zweite Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die dritte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate jeweils im Laufe des Jahres t-1.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Insgesamt zeigt sich somit bisher ein positiver, aber insignifikanter Effekt von Arbeitszeitverlängerungen auf die Beschäftigung in den Normalarbeitszeitbetrieben und ein auf dem 5 %-Niveau signifikant positiver Effekt von Arbeitszeitverlängerungen in den Überstundenbetrieben. Die gefundenen Ergebnisse passen sehr gut zu den theoretischen Überlegungen, die unter Abschnitt 2.2 angestellt wurden. Diese ließen einen nicht eindeutigen, eher schwachen positiven Beschäftigungseffekt in den Normalarbeitszeitbetrieben und einen auf jeden Fall positiven Effekt in den Überstundenbetrieben erwarten. Fraglich bleibt dennoch, ob die bisherigen Untersuchungen den arbeitskostensenkenden Effekt von Arbeitszeitverlängerungen als Ursache für die günstigere Beschäftigungsentwicklung in den Überstundenbetrieben tatsächlich identifizieren.

Eine weitere plausible Erklärung für den Befund könnte nämlich in einer positiven Entwicklung der Nachfrage auf den Absatzmärkten bestehen, worauf die Betriebe eventuell simultan mit einer Erhöhung der Arbeitszeit und einer Erhöhung der Beschäftigung reagieren. In diesem Fall sollten allerdings sowohl Normalarbeitszeit- als auch Überstundenbetriebe die Beschäftigung erhöhen, es sei denn man geht davon aus, dass die positive Nachfrageentwicklung alleine die Überstundenbetriebe trifft. Überdies ist es fraglich, ob Überstundenbetriebe bei einer positiven Entwicklung der Nachfrage bzw. einem Nachfrageschock nicht eher die Anzahl der Überstunden erhöhen würden als die Anzahl der Beschäftigten, wenn man annimmt, dass die Überstundenbetriebe nicht bereits eine gewisse Grenze geleisteter Überstunden erreicht haben.³ Ein positiver Nachfrageschock als (alleinige) Erklärung für die gefundenen Ergebnisse erscheint damit unwahrscheinlich.⁴ Um der naheliegenderen Erhöhung der Beschäftigung durch eine Reduktion der Arbeitskosten in den Überstundenbetrieben noch genauer nachzugehen, werden in einem weiteren Schritt die Löhne der Mitarbeiter betrachtet. Genauer gesagt wird der Frage nachgegangen, wie sich die Einkommen der Beschäftigten in den Maßnahmenbetrieben im Vergleich zu den Einkommen der Beschäftigten in den Kontrollbetrieben entwickelt haben. Dazu werden die Tagesentgelte der Mitarbeiter innerhalb der Betriebe gemittelt und im Rahmen linearer Regressionen als abhängige Variable in logarithmierter Form ebenfalls auf die Zeitdummies, den Treatmentdummy, die Interaktionsterme und die Kontrollvariablen aus Tabelle 2-3 regressiert. Die Effekte von Arbeitszeitverlängerungen auf die Entwicklung der Tagesentgelte in den Normalarbeitszeitbetrieben und in den Überstundenbetrieben finden sich in Tabelle 2-6, wobei die ausführlichen Ergebnisse in den Tabellen A2-1 und A2-2 im Anhang zu finden sind.

3 Diesem Punkt kann auf der Grundlage des hier verwendeten Datensatzes leider nicht nachgegangen werden, da die Anzahl der geleisteten Überstunden nicht abgefragt wird.

4 Darauf deuten auch weitere Schätzungen hin, in denen neben der Ertragslage in der Vorperiode die Geschäftserwartungen berücksichtigt werden. Die oben gefundenen Ergebnisse bleiben dabei stabil.

Tabelle 2-6: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Entwicklung der mittleren Tagesentgelte – DvD-Schätzer^{f)}

t	Normalarbeitszeitbetriebe	Überstundenbetriebe
2002	0,013	-0,005
2003	0,008	0,003
2004	0,001	-0,010
2005	0,021	-0,035*
2006	0,014	-0,015

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.
 f) Hierbei handelt es sich um die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.
 ***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Es zeigt sich, dass sich die Tagesentgelte in den Überstundenbetrieben, die die Arbeitszeit erhöhen, aus der Sicht der Beschäftigten tatsächlich nicht so günstig entwickeln als in den entsprechenden Kontrollbetrieben, wenngleich die Unterschiede kaum signifikant sind. Dies ist als ein zusätzlicher Hinweis darauf zu werten, dass die Beschäftigungssteigerungen in den arbeitszeiterhöhenden Überstundenbetrieben eher nicht auf einen positiven Nachfrageschock zurückzuführen sind. Viel naheliegender scheint es, dass sich die Überstundenbetriebe durch die Arbeitszeiterhöhung einen Teil der bezahlten Überstunden bzw. Überstundenzuschläge sparen, wodurch ein Anreiz entsteht, die Beschäftigung auszuweiten. Um dieser Erklärung genauer auf den Grund zu gehen, wäre es wünschenswert, die Entwicklung der Anzahl der Überstunden zwischen den Maßnahmen- und den Kontrollbetrieben vergleichen zu können. Dies ist allerdings nicht möglich, da im IAB-Betriebspanel keine Informationen über die Anzahl der Überstunden vorliegen.

Die negativen Koeffizienten für die Interaktionsterme zeigen sich bei den Normalarbeitszeitbetrieben schließlich nicht. Dennoch dürften auch bei den arbeitszeiterhöhenden Normalarbeitszeitbetrieben die Arbeitskosten im Vergleich zu den entsprechenden Kontrollbetrieben etwas gesunken sein. Die Ausweitung der Arbeitszeit ist mit keinem signifikanten Lohnanstieg verbunden. Diese Reduktion der Arbeitskosten gerechnet auf die Arbeitsstunde scheint allerdings nicht auszureichen, um Beschäftigungsgewinne zu erzielen.

In einem weiteren Schritt wird schließlich noch die Robustheit der Ergebnisse überprüft. Der Hintergrund ist der, dass sich Betriebe, die die Arbeitszeit erhöhen, in wichtigen Charakteristika systematisch von jenen unterscheiden könnten, die im betrachteten Zeitraum von einer solchen Maßnahme absehen. Ökonometrisch soll diesem Problem durch eine Kombination des bisherigen einfachen DvD-Ansatzes mit einem Propensity-Score-Matching-Verfahren begegnet werden.

2.3.2 Kombination des Differenz-von-Differenzen-Ansatzes mit Propensity-Score-Matching

Da die Entscheidung, die Arbeitszeit zu erhöhen, betriebsendogen ist und gegebenenfalls von ähnlichen Charakteristika wie die Beschäftigungsentwicklung beeinflusst wird, könnte es immer noch sein, dass die obige Analyse kaum aussagekräftig ist. Es sollen daher in diesem Unterabschnitt weitere DvD-Schätzungen durchgeführt werden. Allerdings wird jetzt eine Teilstichprobe betrachtet, in der sich die Maßnahmenbetriebe hinsichtlich zentraler Charakteristika von den Kontrollbetrieben kaum unterscheiden. Eine solche Teilstichprobe lässt sich mit Hilfe von Matching-Ansätzen generieren. Deren Grundidee besteht darin, den Maßnahmenbetrieben sehr ähnliche Kontrollbetriebe zuzuordnen. Dazu wird zunächst aus der Gruppe der Betriebe, die die Arbeitszeit erhöht haben, ein Betrieb gezogen. Diesem wird dann aus der Gruppe der Betriebe, die die Arbeitszeit nicht erhöht haben, ein Kontrollbetrieb zugeordnet, der bzgl. der relevanten Variablen (siehe Tabelle 2-2) identisch ist, außer, dass er die Arbeitszeit nicht erhöht hat.

Rosenbaum & Rubin (1983) zeigen allerdings, dass es sich bei dieser expliziten Konditionierung auf jede einzelne Variable um ein unnötig strenges Kriterium handelt. Es reicht vielmehr aus, die bedingten Wahrscheinlichkeiten zu betrachten, dass es sich um einen Betrieb handelt, der die Arbeitszeit erhöht hat. Diese Wahrscheinlichkeiten, die mit Hilfe eines einfachen Logit-Modells geschätzt werden können, müssen dementsprechend in Abhängigkeit der interessierenden Variablen für einen Maßnahmenbetrieb und einen Kontrollbetrieb identisch oder hinreichend ähnlich sein. Ist dies der Fall, wird der Kontrollbetrieb dem Maßnahmenbetrieb zugeordnet. Ein solches Verfahren bezeichnet man als Propensity-Score-Matching (PSM).

Für die Kombination von DvD und PSM gibt es letztlich zwei Motivationen: Zum einen das bisher verwendete „Data-Trimming-“ oder ein „Data-Refinement-Argument“. Danach wird ein DvD-Ansatz auf ein relativ homogenes Subsample angewandt, wodurch die identifizierende Annahme, die bei DvD-Ansätzen zu treffen ist, an Plausibilität gewinnt. Auf die Notwendigkeit, die identifizierende Annahme in DvD-Ansätzen für die jeweiligen Anwendungen zu hinterfragen, weisen etwa Imbens & Wooldridge (2007) hin, wobei sie in diesem Zusammenhang auch die Betrachtung homogenerer Subsamples vorschlagen. Zum anderen kann durch die Kombination von DvD und PSM die sogenannte „conditional independence assumption“ (CIA) aufgeweicht werden (Heckman, Ichimura, Smith & Todd 1998). Die CIA besagt, dass systematische Unterschiede in den Ergebnisvariablen zwischen den Maßnahmenbetrieben und den Kontrollbetrieben, bei Gleichheit der beobachteten Charakteristika, der Maßnahme zuzurechnen sind (Caliendo 2006), d. h. hier der Arbeitszeitverlängerung. Diese Annahme stellt hohe Anforderungen an die Daten,

die der Analyse zugrunde gelegt werden. So müssen sämtliche Variablen beobachtet werden, die die Entscheidung, die Arbeitszeit zu verlängern, und die Entwicklung der Beschäftigung beeinflussen, d. h. es darf nur eine Selektion hinsichtlich beobachteter Variablen geben. Die Kombination von DvD und PSM weicht nun die CIA dahingehend auf, dass es auch eine Selektion hinsichtlich unbeobachteter Variablen geben darf, solange diese zeitkonstant ist bzw. wirkt (Smith & Todd 2005; Heckman, LaLonde & Smith 1999).

Somit führt die Kombination von DvD und PSM insgesamt dazu, dass eine kausale Interpretation der Ergebnisse glaubhafter wird. Nicht außer Acht lassen sollte man allerdings, dass ein Data-Trimming oder Data-Refinement immer auch einen gewissen Verlust hinsichtlich der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse mit sich bringt.

Das Matching findet zunächst auf der Grundlage derselben Kontrollvariablen statt, die im Rahmen der Regressionen oben verwendet wurden. Zusätzlich wird noch die Eintritts- und die Austrittsrate von 2001 auf 2002 berücksichtigt. Dies stellt sicher, dass sich die Betriebe hinsichtlich der Beschäftigung vor der Arbeitszeitverlängerung parallel entwickelt haben. In der Tabelle 2-7 befinden sich die β -Koeffizienten der Logit-Schätzung, die der Ermittlung der Propensity-Scores zugrunde gelegt wird. Die abhängige Variable ist der Treatmentdummy, der den Wert Eins annimmt, wenn ein Betrieb zwischen 2002 und 2004 die Arbeitszeit erhöht hat. Der Matching-Zeitpunkt ist das Jahr 2002.

Laut den deskriptiven Analysen unter 2.1, die auf hochgerechneten Werten basieren, scheint es sich bei Arbeitszeiterhöhungen eher um ein westdeutsches Phänomen zu handeln. Dies zeigen auch die Ergebnisse der Logit-Schätzung. Westdeutsche Betriebe weisen eine höhere Wahrscheinlichkeit auf, die Arbeitszeit zu verlängern. Hinsichtlich der Tarifbindung zeigt sich in der Logit-Analyse für Betriebe mit Branchentarifvertrag die niedrigste Wahrscheinlichkeit für Arbeitszeitverlängerungen zwischen 2002 und 2004. Dies liegt insofern nahe, da ein solcher Tarifvertrag auch die Arbeitszeit für die Branche regelt. Über Öffnungsklauseln wird zwar teilweise die Möglichkeit geschaffen, von diesen Regelungen abzuweichen. Im Schätzsample scheint dies allerdings weniger der Fall zu sein. Für Betriebe ohne Tarifvertrag und Betriebe mit Firmentarifvertrag zeigen sich keine Unterschiede. Hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen der Tarifbindung und der Wahrscheinlichkeit, die Arbeitszeit zu erhöhen, unterscheiden sich somit die Ergebnisse aus der Logit-Schätzung von denen der deskriptiven Analysen im Abschnitt 2.1. Dabei kann allerdings keine Aussage darüber getroffen werden, ob dieser Unterschied z. B. daher rührt, dass es sich bei den Koeffizienten der Logit-Schätzung um ceteris paribus Effekte handelt oder ob dies an der starken Eingrenzung des Datensatzes liegt, auf dem die Analysen in der vorliegenden Arbeit basieren.

Tabelle 2-7: Koeffizienten einer Logit-Schätzung, abhängige Variable: Betrieb erhöht zwischen 2002 und 2004 die Arbeitszeit (β -Koeffizienten)

Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,64***
Betriebsgrößendummies	
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	-0,83**
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	-0,27
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	-0,63
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	-0,89*
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	-1,85**
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,54
Frauenquote	-0,48
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	-3,89
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	-0,96
Ertragssituation in der Vorperiode (Dummy: 1, wenn sehr gut oder gut, 0 sonst)	-0,03
Branchentarifvertrag (Dummy)	-0,57**
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,01
Betriebsrat (Dummy)	0,31
Ostdeutschland (Dummy)	0,87**
Regionale Arbeitslosenquote	-6,30*
Austrittsrate von 2001 auf 2002	-0,72
Eintrittsrate von 2001 auf 2002	0,03
Branchendummies	***
Konstante	24,08***
<i>Fallzahl</i>	1.961
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2002.	
Zusätzlich sind als Kontrollvariablen Sektorendummies enthalten.	
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau	

Weiterhin zeigt Tabelle 2-7, dass es insbesondere Betriebe mit niedrigerer Arbeitszeit sind, die die Arbeitszeit erhöhen. Dieser Befund ist plausibel, da Betriebe, die ohnehin schon länger arbeiten, in der Regel nicht noch zusätzlich ihre Arbeitszeit erhöhen. Überdies scheinen Arbeitszeitverlängerungen eher in einem ökonomisch günstigeren Umfeld durchgeführt worden zu sein, wengleich sich dieser Zusammenhang auf der Betriebsebene nicht zeigt. Der Koeffizient für den Dummy, der bei einer guten bzw. sehr guten Geschäftslage den Wert Eins

annimmt, ist nämlich insignifikant. Es sei allerdings darauf hingewiesen, dass die Aussagekraft dieser Variable, wenn man einen Vergleich zwischen Betrieben anstellen will, etwas eingeschränkt ist. Diese Größe beruht auf einer Frage, wonach die Betriebe angeben sollen, wie sie ihre Ertragslage einschätzen. Dadurch ist in dieser Größe ein starkes subjektives Moment enthalten. Dennoch steht der insignifikante Koeffizient im Einklang mit dem Ergebnis aus den obigen einfachen DvD-Schätzungen, wonach es unwahrscheinlich ist, dass mit den Arbeitszeitverlängerungen auf besonders positive Nachfrageentwicklungen auf den Absatzmärkten reagiert wird. Die regionale Arbeitslosenquote misst eher einen Makroeffekt, der nicht zwangsläufig in einem direkten Zusammenhang mit der betrieblichen Situation steht. Schließlich scheinen es insbesondere kleinere Betriebe zu sein, die die Arbeitszeit erhöhen.

Die restlichen Variablen sind insignifikant. Da ein Einfluss dieser Größen auf die betrachteten Ergebnisvariablen nicht ausgeschlossen werden kann, werden sie dennoch im Matching berücksichtigt, womit der Argumentation von Rubin & Thomas (1996) gefolgt wird. Diese sprechen sich im Gegensatz zu z. B. Bryson, Dorsett & Purdon (2002) oder Heckman, Ichimura, Smith & Todd (1998) gegen ein sparsameres Modell für die Bestimmung der Propensity-Scores aus. Unbestritten ist zwar, dass die Berücksichtigung insignifikanter Größen zu einer ungenaueren Schätzung der Propensity-Scores führen kann (Bryson, Dorsett & Purdon 2002). Eine möglichst genaue Schätzung der Propensity-Scores ist allerdings nicht das Ziel eines Matchings. Vielmehr geht es darum, die Maßnahmen- und die Kontrollgruppe hinsichtlich der relevanten Variablen auszubalancieren (Caliendo 2006). Schließlich sollte noch beachtet werden, dass die Signifikanz der Koeffizienten in Logit-Modellen von getroffenen Annahmen abhängt, die nicht zwangsläufig erfüllt sein müssen (Faraway 2006).

Das auf der Grundlage der Logit-Schätzung aus Tabelle 2-7 durchgeführte Matching erfolgt stratifiziert nach Überstunden- und Normalarbeitszeitbetrieben. Überdies wird ein Kontrollbetrieb einem Maßnahmenbetrieb nur dann zugeordnet, wenn zwischen den beiden hinsichtlich der Normalarbeitszeit ein Unterschied von höchstens einer Stunde besteht und sich die Propensity-Scores um maximal 5 % unterscheiden, d. h. es wird ein stratifiziertes 1 : 1 Nearest-Neighbour-Matching mit einem Caliper von 0,05 ohne Zurücklegen durchgeführt. Danach verbleiben jeweils 83 Maßnahmen- und Kontrollbetriebe, wobei es sich bei jeweils 30 um Überstunden- und 53 um Normalarbeitszeitbetriebe handelt. Die Mittelwerte und die Mittelwertvergleichstests nach dem Matching finden sich in Tabelle 2-8.

Tabelle 2-8: Mittelwerte der exogenen Variablen nach dem Matching

	Mittelwert		p-Werte Mittelwert- vergleichstests
	Betriebe, die die Arbeitszeit erhöht haben	Betriebe, die die Arbeitszeit nicht erhöht haben	
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	38,21	38,47	0,08
Betriebsgrößendummies			
Betriebsgröße 1 (höchstens 9 Mitarbeiter)	0,36	0,43	0,27
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	0,13	0,08	0,32
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	0,27	0,23	0,47
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	0,15	0,18	0,53
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,07	0,05	0,52
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	0,00	0,00	1,00
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,18	0,18	0,92
Frauenquote	0,35	0,40	0,34
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	0,01	0,01	0,80
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	0,07	0,05	0,50
Ertragssituation in der Vorperiode (Dummy: 1, wenn sehr gut oder gut, 0 sonst)	0,34	0,34	1,00
Kein Tarifvertrag (Dummy)	0,45	0,40	0,53
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,49	0,54	0,54
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,06	0,06	1,00
Betriebsrat (Dummy)	0,23	0,22	0,85
Ostdeutschland (Dummy)	0,25	0,23	0,72
Regionale Arbeitslosenquote	10,32	10,10	0,76
Austrittsrate von 2001 auf 2002	0,19	0,20	0,77
Eintrittsrate von 2001 auf 2002	0,17	0,17	0,95
<i>Fallzahl</i>	83	83	166

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2002.

Demnach gibt es zwar immer noch einen auf dem 10 %-Niveau signifikanten Unterschied hinsichtlich der Normalarbeitszeit zwischen den Maßnahmen- und den Kontrollbetrieben. Dieser beträgt nun jedoch nicht mehr über eine Stunde, sondern

lediglich noch ca. 16 Minuten. Die restlichen Variablen, das Hauptaugenmerk liegt dabei auf dem Ostdummy, dem Branchentarifvertrag und der regionalen Arbeitslosenquote, unterscheiden sich schließlich nicht mehr signifikant voneinander, was im Übrigen nicht nur an der reduzierten Fallzahl liegt, sondern (auch) an einer tatsächlich reduzierten Differenz (vergleiche hierzu Tabelle 2-8 mit der Tabelle A2-3 im Anhang). Gleichwohl scheint die Matching-Qualität nicht besonders gut zu sein, worauf eine mittlere standardisierte Verzerrung („Mean Standardized Bias“, „MSB“) von 9,7 hindeutet.

Bevor in einem weiteren Schritt die Ergebnisse der DvD-Ansätze auf der Grundlage der gematchten Teilstichprobe diskutiert werden, lohnt es sich, noch die Mittelwerte für die Eintritts- und die Austrittsrate vor dem Matching zu betrachten (siehe Tabelle A2-3 im Anhang). Demnach sind die Unterschiede zwischen den Maßnahmen- und den Kontrollbetrieben insignifikant. Die Beschäftigung verläuft also vor der Arbeitszeiterhöhung zwischen den beiden Gruppen sehr ähnlich. Damit gewinnt die identifizierende Annahme, die zur Bestimmung kausaler Effekte im Rahmen von DvD-Ansätzen zu treffen ist, in den obigen Schätzungen unter 2.3.1 deutlich an Plausibilität. Auch in den anderen Variablen gibt es kaum Unterschiede. Die nachfolgenden Ergebnisse sind dementsprechend eher als zusätzliche Überprüfung der Robustheit der Befunde für den Fall aufzufassen, dass die Maßnahmen- und die Kontrollbetriebe hinsichtlich der Normalarbeitszeit, der Tarifbindung, der Region (West/Ost) und der regionalen Arbeitslosenquote ähnlicher als vor dem Matching sind. Dies erhöht die Plausibilität der identifizierenden Annahme weiter.

Tabelle 2-9: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben (nach dem Matching)

t	DvD-Schätzer ^{g)}	Differenzen-Schätzer ^{h)}		
	γ_t	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	-0,020	-0,021	-0,044	-0,023
2003	-0,064	-0,043	-0,033	0,010
2004	-0,008	0,051	0,092**	0,041
2005	-0,067	-0,045	-0,051	-0,007
2006	-0,067	-0,004	-0,048	-0,044

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001-2006.

g) Die erste Spalte zeigt die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

h) Die zweite Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die dritte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate jeweils im Laufe des Jahres t-1.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

In Tabelle 2-9 befinden sich die Beschäftigungseffekte für die Normalarbeitszeitbetriebe, die auf dem gematchten Sample beruhen. Die Interpretation ist analog zu Tabelle 2-4. Demnach zeigt sich für die Anzahl der Beschäftigten insgesamt ein negativer Effekt (6,7 %-Punkte). Dieser Befund steht im Widerspruch zu dem entsprechenden Ergebnis, das auf der Grundlage des ungematchten Samples ermittelt wurde (+1 %-Punkt). Allerdings ist der negative Effekt von 6,7 %-Punkten, der sich für das gematchte Sample ergibt, ebenso wie der positive Effekt von einem %-Punkt, der sich unter 2.3.1 ergibt, insignifikant. Es ergibt sich somit für die Normalarbeitszeitbetriebe sowohl auf der Grundlage des ungematchten Samples als auch auf der Grundlage des gematchten Samples ein insignifikanter Beschäftigungseffekt, der von einer Erhöhung der Arbeitszeit ausgeht.

Tabelle 2-10: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben (nach dem Matching)

t	DvD-Schätzer ⁱ⁾	Differenzen-Schätzer ^{j)}		
	γ_t	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,069	0,059	0,072*	0,014
2003	0,095	0,025	0,018	-0,007
2004	0,143	0,047	0,059	0,012
2005	0,168	0,024	0,067**	0,043
2006	0,234*	0,065	0,059**	-0,006

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

i) Die erste Spalte zeigt die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

j) Die zweite Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die dritte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate jeweils im Laufe des Jahres $t-1$.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Die Ergebnisse für die Überstundenbetriebe sind in Tabelle 2-10 aufgelistet. Es zeigt sich hier insgesamt (d. h. 2006 im Vergleich zu 2001) ein noch stärkerer, allerdings nur noch auf dem 10 %-Niveau signifikanter, positiver Effekt von ca. 23 %-Punkten, der von einer Arbeitszeitverlängerung auf die Anzahl der Beschäftigten ausgeht. Dieses Ergebnis kommt letztlich, wie auf der Grundlage ungematchten Samples auch schon, dadurch zustande, dass die arbeitszeitverlängernden Betriebe in jedem Jahr eine höhere Einstellungsquote aufweisen. Gleichzeitig gibt es bei den Überstundenbetrieben kein Jahr, in dem die Austrittsrate in einem Maßnahmenbetrieb signifikant höher ist als in einem Kontrollbetrieb.

In einem letzten Schritt wird nun noch die Lohnentwicklung, d. h. die Entwicklung der Tagesentgelte, betrachtet. In Tabelle 2-11 befinden sich die Ergebnisse für die Normalarbeitszeitbetriebe und die Überstundenbetriebe. Hier zeigt sich erneut eine günstigere Entwicklung in den Tagesentgelten bei den Maßnahmenbetrieben. Betragsmäßig sind die Koeffizienten nun sogar höher als bei den Schätzungen auf der Grundlage des ungematchten Samples, was gut zu der nun ungünstigeren (wenn auch insignifikanten) Beschäftigungsentwicklung passt. Allerdings bleiben die Effekte weiterhin statistisch insignifikant.

Die Lohnentwicklung bei den arbeitszeiterhöhenden Überstundenbetrieben bleibt aus der Sicht der Arbeitnehmer ungünstiger als bei den Kontrollbetrieben. Die Koeffizienten sind nun zwar sogar betragsmäßig höher, aufgrund der viel geringeren Fallzahl allerdings nicht mehr signifikant von Null verschieden, wobei ja die Ergebnisse in den obigen Schätzungen auch nur in einem Jahr signifikant waren. Die viel ungünstigere Entwicklung der Tagesentgelte passt allerdings gut zu der viel günstigeren Beschäftigungsentwicklung.

Tabelle 2-11: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Entwicklung der mittleren Tagesentgelte – DvD-Schätzer^{k)} (nach dem Matching)

	Normalarbeitszeitbetriebe	Überstundenbetriebe
2002	-0,016	-0,020
2003	0,010	-0,001
2004	0,024	-0,026
2005	0,035	-0,050
2006	0,050	-0,028

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.
 k) Hierbei handelt es sich um die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr *t* im Vergleich zu 2001.
 ***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Ökonomisch gesehen stützen die DvD-Schätzungen auf der Grundlage der gematchten Stichprobe die Ergebnisse, die im Rahmen der einfachen DvD-Schätzungen unter 2.3.1 gefunden wurden. Aus rein statistischer Sicht bleiben ebenfalls zentrale Ergebnisse robust. So lassen sich bei den Normalarbeitszeitbetrieben weiterhin keine Beschäftigungseffekte durch Arbeitszeitverlängerungen nachweisen. Auch unterscheidet sich die Entwicklung der Tagesentgelte aus statistischer Sicht nicht. Für die Überstundenbetriebe zeigen sich auch auf der Grundlage des gematchten Samples positive Beschäftigungseffekte. Diese sind sogar etwas höher als die, die in den Schätzungen unter 2.3.1 ermittelt wurden, wenngleich auch weniger signifikant. Im Einklang dazu stehen die entsprechenden Entwicklungen der Tages-

entgelte. Die Unterschiede zwischen Maßnahmen- und Kontrollbetriebe sind in den Überstundenbetrieben im Rahmen der Schätzungen auf das ungematchte Sample weniger ausgeprägt als im Rahmen der Schätzungen auf das gematchte Sample. Allerdings lassen sich im zweiten Fall keine signifikanten Ergebnisse diesbezüglich mehr nachweisen, wobei die Befunde unter 2.3.1 hierzu auch kaum signifikant sind.

Angesichts der unbefriedigenden Matching-Qualität, gemessen durch den MSB, wurden alternative Matching-Algorithmen – wie ein Nearest-Neighbour-Matching mit fünf Zwillingen oder ein Radius-Matching mit einem Caliper von 0,01 – angewandt. Bei diesen Ansätzen liegt der MSB bei 4,4 bzw. 3,5, was akzeptabel ist (Caliendo 2006). Die grundsätzlichen Ergebnisse bleiben dabei erhalten und werden teilweise sogar etwas klarer, was für die Robustheit der hier vorgestellten Ergebnisse spricht (siehe Tabelle A2-4, Tabelle A2-5, Tabelle A2-6 und A2-7 im Anhang).

2.4 Fazit

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden erstmals mikroökonomische Analysen zur Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen auf die Beschäftigung vorgelegt. Um klare empirisch überprüfbare Hypothesen hinsichtlich der Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverlängerungen auf der Betriebsebene herausarbeiten zu können, wird dieser Frage zunächst im Rahmen eines einfachen theoretischen Modells nachgegangen. Es zeigt sich dabei, dass Arbeitszeitverlängerungen insbesondere in Betrieben, die Überstunden arbeiten, positive Beschäftigungseffekte entfalten sollten. Dort sparen sich die Unternehmer für einen Teil der geleisteten Überstunden die Überstundenzuschläge, wodurch die Arbeitskosten pro Beschäftigten sinken. Dies führt zu einem positiven Substitutionseffekt zugunsten der Anzahl der Beschäftigten und zulasten der Anzahl der geleisteten Stunden. Durch die gesunkenen Produktionskosten fragen die Betriebe sowohl mehr Stunden als auch mehr Beschäftigte nach. Bei den Betrieben, die keine Überstunden arbeiten, dürften die Beschäftigungseffekte eher verhalten sein. Hier wirkt ein negativer Substitutionseffekt auf die Anzahl der Beschäftigten zugunsten der Anzahl der geleisteten Stunden (letztlich die Arbeitszeiterhöhung, wodurch ein gegebenes Produktionsvolumen auf weniger Köpfe verteilt wird). Dazu kommt allerdings noch ein positiver Skaleneffekt, wodurch der theoretische Beschäftigungseffekt von Arbeitszeitverlängerungen in Normalarbeitszeitbetrieben offen ist. Aufgrund dieser unterschiedlichen theoretischen Effekte wurden die empirischen Analysen getrennt nach Überstunden- und Normalarbeitszeitbetrieben durchgeführt.

In den empirischen Analysen auf der Grundlage des Linked-Employer-Employee-Datensatzes zeigen sich für die Normalarbeitszeitbetriebe insignifikante Beschäftigungseffekte, d. h. sie sind weder positiv noch negativ. Für die Überstundenbetriebe

lassen sich dagegen starke positive Beschäftigungseffekte nachweisen, die auch zumindest zum Teil signifikant sind. Diese gehen mit einer negativen Entwicklung der Tagesentgelte einher. Diese Ergebnisse lassen sich mit Hilfe der theoretischen Ausführungen begründen. Gleichzeitig ist einschränkend anzumerken, dass die Theorie bisher keineswegs eindeutig durch die empirischen Analysen identifiziert werden kann. Empirie und Theorie stehen in der vorliegenden Arbeit lediglich in keinem Widerspruch. Auch sind die Ergebnisse hinsichtlich der Tagesentgelte kaum signifikant. Dennoch ist ihre Tendenz sinkend, was auch heißt, dass die Beschäftigten in den hier analysierten, die Arbeitszeit erhöhenden Überstundenbetrieben im Durchschnitt danach weniger verdient haben.

Insgesamt lassen sich somit im Rahmen dieser Studie keine negativen Beschäftigungseffekte, die nach Ansicht der Gegner von Arbeitszeitverlängerungen ausgehen sollten, nachweisen. Für Überstundenbetriebe sind sie sogar positiv, was sich theoretisch motivieren lässt. Zu beachten ist aber die eingeschränkte Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse. Es werden lediglich 1.961 Betriebe betrachtet, von denen nur 108 ihre Arbeitszeit zwischen 2002 und 2004 erhöhen. Diese kleine Fallzahl ist allerdings dem Anliegen geschuldet, glaubhafte kausale Effekte zu identifizieren. Durch die Kombination der DvD-Ansätze mit dem Matching verkleinert sich die Anzahl der Betriebe, die in die Analysen eingeht, weiter, was die Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse weiter reduziert.

DvD-Ansätze identifizieren dann einen kausalen Effekt im Sinne eines „Average Treatment Effects on the Treated“, wenn sich die Ergebnisvariable ohne die Maßnahme in der Maßnahmengruppe genauso entwickelt hätte wie in der Kontrollgruppe. Betrachtet man die Beschäftigungsentwicklung im ungematchten Sample vor den Arbeitszeitverlängerungen (d. h. 2002 im Vergleich zu 2001), zeigt sich sowohl bei den Normalarbeitszeit- als auch bei den Überstundenbetrieben kein Unterschied. Die Maßnahmen- und Kontrollbetriebe haben sich also vor dem Treatment hinsichtlich der zentralen endogenen Variable sehr ähnlich entwickelt (vgl. Tabelle 2-4 und Tabelle 2-5 jeweils erstes Element in der ersten Spalte), was für die Plausibilität der identifizierenden Annahme spricht.

Dennoch unterscheiden sich die Maßnahmen- und die Kontrollbetriebe hinsichtlich relevanter Größen wie etwa der Region, in der sie ansässig sind (West- vs. Ostdeutschland), oder der Höhe der Arbeitslosigkeit. Solche Unterschiede können für sich genommen zu einer unterschiedlichen Entwicklung hinsichtlich der Beschäftigung führen. Mit Hilfe eines PSM-Ansatzes wurde daher ein Subsample generiert, in dem die Maßnahmen- und die Kontrollbetriebe hinsichtlich der Charakteristika wie der Region, in der die Betriebe ansässig sind, oder der regionalen Arbeitslosenquote ausbalanciert sind. Durch diese Homogenisierung der Gruppen dürfte die identifizierende Annahme in DvD-Schätzungen mit einer noch höhe-

ren Wahrscheinlichkeit erfüllt sein. Es sei nochmal darauf hingewiesen, dass die Identifikation eines kausalen Effekts im Rahmen eines Ansatzes, der einen DvD-Ansatz mit PSM kombiniert, ohne die „CIA“ auskommt, d. h. es darf durchaus eine Selektion hinsichtlich unbeobachteter Größen geben, solange diese zeitkonstant ist bzw. wirkt. Die DvD-Schätzungen auf der Grundlage des gematchten Samples liefern schließlich ähnliche Ergebnisse als die DvD-Schätzungen auf der Grundlage des ungematchten Samples. Dies gilt auch für den Fall, dass man alternative Matching-Algorithmen verwendet. Die gefundenen Ergebnisse scheinen in ihrer Grundaussage somit weitestgehend robust zu sein. Was insgesamt aber bleibt, ist die bereits angesprochene fehlende Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse aufgrund der geringen Fallzahl.

Ungeachtet der geringen Fallzahl könnte die Aussagekraft der vorliegenden Schätzungen verbessert werden, wenn Angaben über die Anzahl der Überstunden vorliegen würden. So besteht doch insbesondere in der Ersparnis eines Teils der Überstundenzuschläge ein wichtiges Argument für die positiven Beschäftigungseffekte, die von den Arbeitszeitverlängerungen in den Überstundenbetrieben ausgehen. Leider gibt es im IAB-Betriebspanel und damit im LIAB keine Informationen über die Anzahl der Überstunden. Man würde vermutlich mit einer solchen Frage auch die Interviewteilnehmer in den Betrieben überfordern.

In einem weiteren Schritt könnten schließlich die Beschäftigungswirkungen, die von der Erhöhung der Arbeitszeit im Bauhauptgewerbe ausgehen, analysiert und mit den im Rahmen der vorliegenden Arbeit gefundenen Ergebnissen verglichen werden. Da es sich hierbei um eine weitestgehend exogene Arbeitszeitverlängerung und somit im Prinzip um ein „natürliches Experiment“ handelt, sind Endogenitäts- bzw. Simultanitätsprobleme im Hinblick auf die Erhöhung der Arbeitszeit und der Variation der Beschäftigung weniger naheliegend als in der vorliegenden Analyse.

3 Wie wirken Arbeitszeitkonten auf die Effizienz, die Gewinnsituation und die Beschäftigungsentwicklung von Betrieben?

3.1 Vorbemerkungen

Ein mittlerweile weit verbreitetes Instrument zur Flexibilisierung der Arbeitszeit stellen Arbeitszeitkonten dar. Ähnlich wie Giro- oder Sparkonten (Böker 2007) erlauben sie eine Aufzeichnung von Arbeitszeitguthaben bzw. Arbeitszeitschulden. Diese können schließlich entsprechend den Vereinbarungen zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern bzw. deren Vertreter (z. B. Arbeitgeberverband auf der einen Seite und Betriebsrat, Personalrat oder Gewerkschaft auf der anderen Seite) auf- und abgebaut werden.

Als Instrument der internen Flexibilisierung (Atkinson 1985) gelten Arbeitszeitkonten aus betrieblicher Sicht deshalb als attraktiv, da sie eine Anpassung des Arbeitseinsatzes an Schwankungen der Auftragslage, seien sie saisonaler oder konjunktureller Art, erlauben. Dies geschieht, ohne auf den externen Arbeitsmarkt zurückgreifen zu müssen. Somit dürften Arbeitszeitkonten zu einer Ersparnis quasi-fixer Kosten der Beschäftigung, z. B. in Form von Such- oder Einarbeitungskosten, führen. Überdies ist davon auszugehen, dass solche Kontensysteme den Betrieben Effizienzgewinne bringen (Wolf & Beblo 2004), da die Leerlaufzeiten der Beschäftigten reduziert werden.

Auch aus der Sicht der Arbeitnehmer können Arbeitszeitkonten ein Gewinn sein. Zum einen, wenn dadurch die Beschäftigungsverhältnisse stabiler werden (Carstensen 2000) und zum anderen, wenn sie eine erhöhte Zeitsouveränität für die Beschäftigten erlauben (Böker 2007). Damit kann eine Etablierung dieses Instruments in den Betrieben zu einer verbesserten Vereinbarkeit von Familie und Beruf (Hamm 2008) oder allgemein zu einer verbesserten „Work-Life-Balance“ beitragen. Aus dieser erhöhten Beschäftigungssicherheit und dem zusätzlichen Freiraum für die Beschäftigten kann eine erhöhte Motivation und damit einhergehend eine Produktivitätssteigerung resultieren (Bellmann & Gewiese 2004).

In der Regel sind es stets diese naheliegenden Vorteile für Betriebe und Beschäftigte, die angeführt werden, wenn es um die Diskussion von Arbeitszeitkonten geht (Wolf & Beblo 2004; Bellmann & Gewiese 2004; Carstensen 2000; Koch 2001). Auf dieser Grundlage wird der Einsatz dieses Instruments mittlerweile sowohl von Arbeitgebern bzw. deren Vertretern als auch von Arbeitnehmervetretern befürwortet. Gleichzeitig ist aber die Anzahl der empirischen Belege für die betrieblichen Wirkungen von Arbeitszeitkonten gering. Hier setzt der vorliegende Beitrag an. Es soll untersucht werden, inwieweit sich mit dem Einsatz von Arbeitszeitkonten ef-

fizienzsteigernde Wirkungen einstellen. Die höhere Effizienz sollte mit einer verbesserten Gewinnsituation einhergehen. In gewinnmaximierenden Unternehmen dürfte dies schließlich zu einer günstigeren Beschäftigungsentwicklung führen.

Das vorliegende Kapitel gliedert sich folgendermaßen: Abschnitt 3.2 stellt den Begriff der Arbeitszeitkonten und die Motive für deren Einführung, insbesondere aus betrieblicher Sicht, genauer dar. Abschnitt 3.3 zeigt den Forschungsstand im Zusammenhang mit den interessierenden Wirkungen von Arbeitszeitkonten kurz auf. Den Hauptteil (Abschnitt 3.4) bilden eigene empirische Untersuchungen dazu. Abschließend folgt ein Fazit (Abschnitt 3.5).

3.2 Arbeitszeitkonten als betriebliches Flexibilisierungsinstrument

Bei einem Arbeitszeitkonto handelt es sich ganz allgemein gesprochen um ein Dokumentationssystem, auf dem geleistete Arbeitsstunden erfasst werden können (Lindecke 2008). Weicht die dokumentierte Arbeitszeit von der Regelarbeitszeit (z. B. 40 Stunden pro Woche) nach oben (unten) ab, entstehen auf dem Arbeitszeitkonto Arbeitszeitguthaben (Arbeitszeitschulden).

Hinsichtlich der konkreten Ausgestaltung von Arbeitszeitkontensystemen in Betrieben gibt es eine große Vielfalt (siehe hierzu insbesondere Lindecke 2008; Hamm 2008; Böker 2007). Dennoch lassen sich Grundstrukturen ausmachen, die auch eine gewisse Systematisierung erlauben. Eine solche setzt an den zentralen Größen an, die bei der Gestaltung der Arbeitszeitkonten festzulegen sind, d. h. dem Ausgleichszeitraum und den jeweiligen Obergrenzen für Arbeitszeitguthaben und -schulden. Unter dem Ausgleichszeitraum versteht man dabei das Zeitintervall, in dem Zeitguthaben bzw. Zeitschulden auszugleichen sind (Bellmann & Gewiese 2004).

Mit Hilfe dieser zentralen Gestaltungsgrößen lassen sich Kurz- und Langzeitkonten unterscheiden. Kurzzeitkonten weisen dabei in der Regel einen Ausgleichszeitraum von bis zu zwölf Monaten auf, danach spricht man von Langzeitkonten. Böker (2007) bemüht in diesem Zusammenhang die Analogie zu Konten für Geldanlagen. Demnach sind Kurzzeitkonten eher mit Girokonten vergleichbar, bei denen es um einen sehr kurzfristigen Auf- und Abbau von Guthaben und Schulden in einem eng abgesteckten Rahmen geht. Bei Langzeitkonten sind diese Grenzen sehr viel weiter, erstrecken sich teilweise hinsichtlich des Ausgleichszeitraums über ein komplettes Berufsleben. Dieser unterschiedliche zeitliche Rahmen bedingt in der Regel auch unterschiedliche Obergrenzen für Arbeitszeitguthaben und -schulden (Lindecke 2008; Hamm 2008; Lindecke 2008).

Eine alternative Systematisierung nimmt Seifert (2001) vor. Er unterscheidet Gleitzeitkonten, Überstundenkonten, Ansparkonten und Bandbreiten- bzw.

Korridorcontenmodelle (siehe auch Bellmann & Gewiese 2004). Dabei werden auf Gleitzeitkonten eher kurzfristige Schwankungen der geleisteten Arbeitszeit dokumentiert und saldiert. Auf Überstundenkonten werden geleistete Überstunden verbucht, die häufig bei Bedarf, z. B. bei geringer betrieblicher Auslastung, abgebaut werden. Ein solches Konto hätte dann stets einen positiven Arbeitszeitsaldo. Ansparkonten sind letztlich vergleichbar mit Überstundenkonten, nur dass die Arbeitszeitguthaben nicht kurzfristig abgebaut werden, sondern z. B. ein früheres Ausscheiden aus dem Erwerbsleben ermöglichen. Bandbreiten- bzw. Korridorcontenmodelle definieren schließlich die Obergrenze von Arbeitszeitguthaben und -schulden. Es liegt auf der Hand, dass diese vier Grundtypen in der betrieblichen Praxis entsprechend den jeweiligen Anforderungen kombiniert werden (siehe hierzu insbesondere die Fallstudien von Lindecke 2008 oder allgemein Hamm 2008). In jüngerer Zeit gewinnen schließlich Modelle der Vertrauensarbeitszeit zunehmend an Bedeutung. Diese unterscheiden sich von herkömmlichen Contenmodellen dadurch, dass die Dokumentation der Arbeitszeitguthaben bzw. Arbeitszeitschulden durch die Beschäftigten erfolgt (Klein-Schneider 2007).

Es bleibt an dieser Stelle festzuhalten, dass es Arbeitszeitkonten in vielen Varianten gibt. Gemein ist ihnen, dass sie den Betrieben und den Beschäftigten einen gewissen Flexibilitätspuffer gewähren. Im weiteren Verlauf dieser Arbeit soll keine Unterscheidung der Arbeitskonten mehr erfolgen. Es wird pauschal das flexibilitätsfördernde Moment, das allen Modellen innewohnt, diskutiert. Analysen, die einzelne Arten von Arbeitszeitkonten unterscheiden, könnten ein Ansatzpunkt für weitere Arbeiten auf diesem Gebiet sein.

Aus betrieblicher Sicht erlauben Arbeitszeitkonten allgemein eine flexible Anpassung des Arbeitseinsatzes an Schwankungen der Auftragslage. Carstensen (2000) zeigt, dass dies unter bestimmten Voraussetzungen zu einer Erhöhung des erwarteten Gewinns von Unternehmen führt, was vereinfacht folgendermaßen dargestellt werden kann: Betrachtet wird ein dreistufiges Spiel. Auf der ersten Stufe erfolgt dabei die Festlegung eines ex ante optimalen Produktionsplans (Produktionsumfangs). Die tatsächliche Nachfrage, der sich das Unternehmen gegenüber sieht, zeigt sich auf der Stufe zwei. Auf der dritten Stufe schließlich versucht das Unternehmen den Produktionsplan mit der realisierten Nachfrage in Einklang zu bringen.

Das Unternehmen habe die Produktionsfunktion

$$(3-1) \quad Y = f(L(N, H), K),$$

wobei es sich bei Y um die Produktionsmenge und bei L um den Arbeitseinsatz handelt, der sich aus der Anzahl der Beschäftigten N und aus der Anzahl der Stun-

den H zusammensetzt. K ist der Kapitalstock. Y_μ ist die Produktionsmenge, die die risikoneutrale Unternehmung ex ante festlegt. Es gilt

$$(3-2) \quad Y_\mu = f(L(N_\mu, H_\mu), K) \equiv Y^*.$$

Y^* ist also die ex ante optimale Produktionsmenge, die mit N_μ Beschäftigten, mit denen eine Regelarbeitszeit von H_μ vereinbart wird, und die mit einem Kapitalstock von K erstellt wird. Das Unternehmen sieht sich der folgenden Kostenfunktion gegenüber:

$$(3-3) \quad C = w \cdot N_\mu + z_t(\Delta L) + \overline{c_K}.$$

Dabei ist w der anreizkompatible Zeitlohn für die Beschäftigten im ex ante Optimum. Bei z_t handelt es sich um die Personalanpassungskosten auf der dritten Stufe, die wiederum eine Funktion der Abweichungen $\Delta L = \{N_t - N_\mu; H_t - H_\mu\}$ sind und dadurch anfallen, dass die Produktionsmenge mit der realisierten Nachfrage in Einklang gebracht werden soll. Es kann somit sowohl die Anzahl der Beschäftigten als auch die Anzahl der Stunden angepasst werden. Wird die Anzahl der Beschäftigten variiert, fallen quasifixe Kosten der Beschäftigung an. Für Überstunden sind Überstundenzuschläge zu zahlen. Bei $\overline{c_K}$ handelt es sich um die kurzfristig fixen Kapitalkosten. Die Erwartungen hinsichtlich der realisierten Nachfrage Y_M sind erwartungstreu und normalverteilt, so dass gilt

$$(3-4) \quad Y_M \sim N(Y^*, \sigma_M^2)$$

und

$$(3-5) \quad \Delta Y \sim N(0, \sigma_M^2).$$

Dabei ist ΔY die Abweichung der tatsächlich realisierten Nachfrage Y_M von der ex ante optimalen Produktionsmenge Y^* mit der Varianz σ_M^2 . Der „First-best“-Erwartungsgewinn, d. h. der unter Sicherheit, beträgt

$$(3-6) \quad E\Pi_{FB} = p \cdot Y^* - C(Y^*),$$

wobei sich $C(Y^*)$ aus (3-3) mit $\Delta L = 0$ ergibt. Der Preis p ergibt sich aus dem betrieblichen Optimierungsverhalten zur Bestimmung von Y^* , ist aber auf der dritten Stufe exogen. Unter Unsicherheit und der Voraussetzung, dass Anpassungsinstrumente fehlen und so eine etwaige Mehrnachfrage (d. h. $Y^* < Y_M$) nicht bedient werden kann, ergibt sich ein Erwartungsgewinn in Höhe von

$$(3-7) \quad E\Pi_M = (1 - \pi(Y_M \leq Y^*))pY^* + \pi(Y_M \leq Y^*)pY_M - C(Y^*),$$

was

$$(3-7)' \quad E\Pi_M = p \cdot Y^* + \pi(Y_M \leq Y^*) \cdot p \cdot \Delta Y - C(Y^*)$$

entspricht. $\pi(Y_M \leq Y^*)$ ist dabei die Wahrscheinlichkeit, dass die realisierte Nachfrage nicht größer ist als die ex ante optimale Produktionsmenge. Zu beachten ist, dass die Produktionskosten, ohne etwaige Anpassungskosten, immer $C(Y^*)$ betragen. Daher gilt für den Fall, dass die Eintrittswahrscheinlichkeit für $Y_M \leq Y^*$ größer Null ist, immer $E\Pi_{FB} > E\Pi_M$, da $\Delta Y < 0$. Der „First-best“-Erwartungsgewinn kann somit unter Unsicherheit (d. h. $\sigma_M^2 > 0$) und dem Fehlen geeigneter Anpassungsstrategien nie erreicht werden.

Eine Möglichkeit diesem Problem zu begegnen besteht in der Einführung von Arbeitszeitkonten. Der Vorteil besteht darin, dass dieses Instrument symmetrisch wirkt (Carstensen 2000), d. h. je nachdem, ob die realisierte Nachfrage höher oder niedriger ist als die ex ante optimale Produktionsmenge, können positive oder negative Arbeitszeitsalden aufgebaut werden. Die Kosten für dieses Instrument sind dabei sehr gering (Bellmann & Gewiese 2004), es fallen i. d. R. keine Anpassungskosten, wie unter (3-3) definiert, an. Arbeitszeitkonten dürften dabei anderen Flexibilisierungsinstrumenten wie etwa dem Einsatz von Überstunden oder der Einstellung und Entlassung von Mitarbeitern grundsätzlich überlegen sein (Carstensen 2000). Überstunden erlauben es zwar, die geleistete Arbeitszeit nach oben anzupassen, um Auftragsspitzen bedienen zu können. Für den Fall schlechter Auftragslage bieten sie allerdings zumindest längerfristig kein Flexibilisierungspotenzial. Zwar können Überstunden angespart und abgebaut werden, negative Arbeitszeitsalden erlaubt dieses Flexibilisierungsinstrument aber nicht. Zudem sind Anpassungskosten in Form von Überstundenzuschlägen zu erwarten, die sich in (3-3) niederschlagen. Einstellungen und Entlassungen sind insofern dem Einsatz von Arbeitszeitkonten unterlegen, da die Rekrutierung neuer Mitarbeiter in der Regel zeitaufwendiger ist und auf dem externen Arbeitsmarkt nicht jede Qualifikation ohne weiteres verfügbar ist. Es fallen quasifixe Kosten der Beschäftigung an (Oi 1962), was ebenfalls in (3-3) zu berücksichtigen ist. Dieser Punkt dürfte umso schwerer wiegen, je qualifizierter die Beschäftigten sein müssen, die das Unternehmen mit Flexibilisierungsbedarf benötigt. Schließlich können auch Entlassungen nicht beliebig vorgenommen werden. Eine weitere Flexibilisierungsstrategie wären Lagerbestände, d. h. in Zeiten schlechter Auftragslage bauen die Unternehmen Lagerbestände auf, die dann in Zeiten besserer Auftragslage wieder abgebaut werden. Carstensen (2000) schließt dies zwar über die Annahme

prohibitiv hoher Lagerhaltungskosten aus, dennoch ist eine solche Strategie in der Praxis, vor allem im Produktionsbereich, natürlich möglich. Zu beachten ist allerdings, dass Lagerhaltung teurer sein dürfte als der Aufbau von negativen Arbeitszeitsalden, da in den Produkten auf Lager sowohl Arbeitskraft als auch Material gebunden ist. Hierfür muss der Unternehmer einen Opportunitätszins einkalkulieren. Bei den negativen Arbeitszeitsalden ist es hingegen lediglich der Opportunitätszins für die vorgestreckten Löhne.

Neben einer solchen Kosten- bzw. Gewinnperspektive dürften Arbeitszeitkonten eine effizienzsteigernde Wirkung entfalten. Ein günstigeres Verhältnis zwischen eingesetzten Produktionsfaktoren und Produktionsergebnis wäre das Resultat (Wolf & Beblo 2004). Dies ist aus zwei, bereits oben angebrachten Gründen denkbar: Zunächst erlauben es Arbeitszeitkonten, schnell auf Schwankungen in der Auftragslage zu reagieren. Sie reduzieren den sogenannten „Slack“ in Zeiten schlechterer Auftragslage, d. h. sie helfen, die unproduktive Arbeitszeit, in der der Beschäftigte lediglich anwesend ist, allerdings wenig produktiv tätig wird, zu reduzieren. Verbessert sich die Auftragslage, kann ohne auf den externen Arbeitsmarkt zurückgreifen zu müssen ohne größere Verzögerungen mit einer Ausweitung des Arbeitseinsatzes, gemessen in Stunden, reagiert werden. Darüber hinaus können Arbeitszeitkonten zu einer erhöhten Motivation der Mitarbeiter führen, wenn diese dadurch eine größere Zeitsouveränität bekommen.

Die Mitarbeiter sollen in erster Linie dann anwesend, d. h. im Betrieb sein, wenn es Aufträge abzuarbeiten gibt. Dass Betriebsvereinbarungen zwischen Betriebs- bzw. Personalräten und Unternehmensleitungen häufig darauf abzielen, zeigen qualitative Auswertungen solcher Abkommen, wie sie etwa von Lindecke (2008) oder Hamm (2008) durchgeführt wurden. Beide Arbeiten greifen auf das von der Hans Böckler Stiftung bereitgestellte Archiv „betriebliche Vereinbarungen“ zurück, das rund 10.000 Vereinbarungen zwischen Unternehmensleitung und betrieblichen Arbeitnehmervertretern zu unterschiedlichen betrieblichen Gestaltungsfeldern enthält. Darunter finden sich auch betriebliche Vereinbarungen hinsichtlich flexibler Arbeitszeiten. Während Lindecke (2008) zehn Beispiele aus unterschiedlichen Branchen im Rahmen von Fallstudien genauer beleuchtet, um den Leser für etwaige Probleme, die mit solchen Vereinbarungen verbunden sein können, zu sensibilisieren, betrachtet Hamm (2008) 250 Betriebsvereinbarungen und bringt diese in einen systematischen Zusammenhang hinsichtlich typischer Regelungsinhalte. Auffällig ist dabei die Grundtendenz, dass betriebliche Belange Vorrang vor den Wünschen der Beschäftigten haben. Arbeitnehmer können in der Regel dann von ihrer Arbeitszeitsouveränität profitieren, wenn dies mit den betrieblichen Erfordernissen vereinbar ist. Die Beurteilung dieser betrieblichen Erfordernisse liegt normalerweise bei den Vorgesetzten. Ob solche Abkommen längerfristig motivationssteigernd auf die Mitarbeiter wirken, bleibt damit

offen. Auf jeden Fall ermöglichen sie aber einen effizienteren Umgang mit den betrieblichen Ressourcen, vor allem mit dem Faktor Arbeit.

Aus den bisherigen Ausführungen lässt sich zusammenfassend die Hypothese formulieren, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten ein höheres Effizienzniveau aufweisen dürften. Ob dies zutreffend ist, soll im Folgenden untersucht werden. Damit im Zusammenhang stehen sollte eine positive Gewinn- oder Ertragsentwicklung und in gewinnmaximierenden Betrieben auch eine günstigere Beschäftigungsentwicklung.

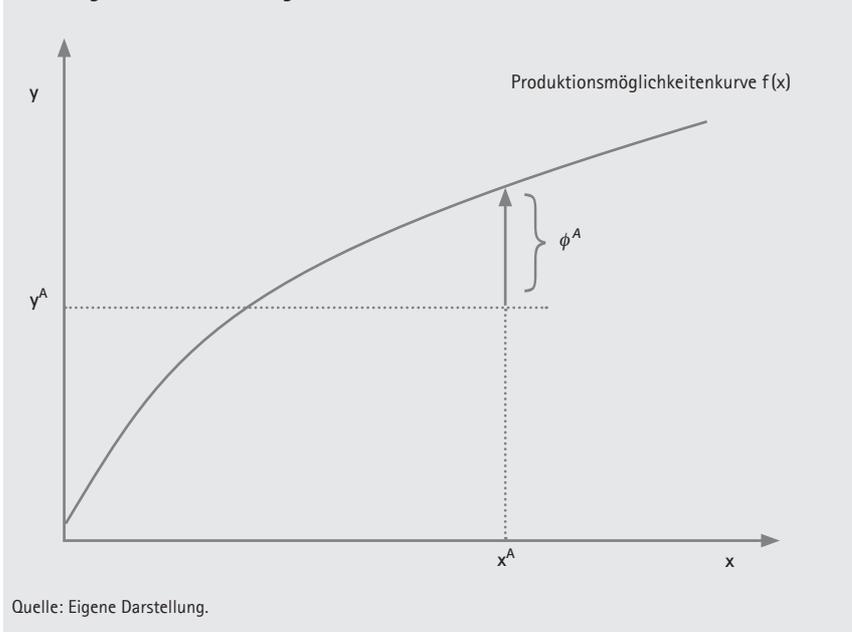
Zu erwähnen bleibt schließlich noch, dass Arbeitszeitkonten nicht unter allen Umständen und zu jedem Zeitpunkt die Effizienz und die Gewinnsituation von Betrieben verbessern müssen. Dies dürfte insbesondere dann der Fall sein, wenn sie aufgrund ihrer beschäftigungsstabilisierenden Wirkung dazu beitragen, notwendige Entlassungen hinauszuzögern. Die bisher vorgetragenen Argumente gehen implizit oder explizit davon aus, dass die Erwartungen hinsichtlich der Geschäftsentwicklung in gewisser Weise erwartungstreu sind (Carstensen 2000), d. h. die Schwankungen nach oben und die nach unten gleichen sich über die Zeit aus. Diese Annahme ist nicht zwangsläufig erfüllt. So kann es sein, dass sich die Auftragslage über einen längeren Zeitraum verschlechtert. In diesem Fall könnten Arbeitszeitkonten zu einem übermäßigen Festhalten an der Belegschaft führen (Arbeitskräftehortung). Gleichzeitig müssen die Löhne weiter bezahlt werden. Eine schlechtere Performance kann die Folge sein. Die Hypothesen hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeitkonten und der betrieblichen Effizienz und damit einhergehend der Gewinnsituation und der Beschäftigungsentwicklung können also keineswegs so klar und weniger eindeutig wie bei Carstensen (2000) formuliert werden. Bevor in Abschnitt 3.4 die Ergebnisse einer eigenen Auswertung vorgestellt werden, geht der nächste Abschnitt auf bisherige empirische Erkenntnisse zu den Wirkungen, insbesondere den Effizienzwirkungen von Arbeitszeitkonten, ein. In diesem Zusammenhang wird dann auch gleich das Grundkonzept stochastischer Produktionsfrontier-Analysen kurz erläutert.

3.3 Bisherige empirische Erkenntnisse zu den Wirkungen von Arbeitszeitkonten und Grundkonzept stochastischer Produktionsfrontier-Analysen

Die empirischen Erkenntnisse hinsichtlich der Wirkungen flexibler Arbeitszeiten sind, abgesehen von Arbeiten, die sich mit Überstundeneffekten auseinandersetzen (siehe hierzu z. B. Schank 2003), rar. Sie stammen meistens aus den 80er und 90er Jahren und beziehen sich in der Regel auf amerikanische Daten (siehe z. B. Kim & Campagna 1981; Shepard, Clifton & Kruse 1996). Eine neuere Studie, die sich dazu auf deutsche Daten bezieht, stammt von Wolf & Beblo (2004). Dort wird der Frage

nachgegangen, inwieweit es einen Zusammenhang zwischen technischer Effizienz und Arbeitszeitkonten in den Betrieben gibt. Dazu verwenden sie einen stochastischen Produktionsfrontier-Ansatz. Da dieses Konzept auch im Rahmen der eigenen empirischen Untersuchungen (Abschnitt 3.4) zur Identifikation von Effizienzunterschieden angewandt werden soll, erfolgt bereits an dieser Stelle eine etwas ausführlichere Darstellung der Grundlagen hierzu. Dies dient schließlich auch dem besseren Verständnis der Ergebnisse von Wolf & Beblo (2004).

Abbildung 3-1: Produktionsmöglichkeitenkurve und technische Effizienz



Der Ausgangspunkt stochastischer Produktionsfrontier-Analysen ist eine zu bestimmende Produktionsmöglichkeitengrenze bzw. Produktionsmöglichkeitenkurve. Diese gibt an, welche Produktion mit gegebenen Faktoreinsatzmengen maximal möglich ist, oder alternativ: wieviel von den Produktionsfaktoren notwendig sind, um eine gegebene Produktion zu erreichen. Bei der ersten Interpretation handelt es sich um eine output-orientierte, bei der zweiten um eine input-orientierte Betrachtung. Im weiteren Verlauf der Arbeit wird ausschließlich eine output-orientierte Produktionsfrontier-Analyse verfolgt.

In Abbildung 3-1 ist eine einfache Produktionsmöglichkeitenkurve $f(x)$ eingezeichnet. Nach der output-orientierten Betrachtung sind auf dieser jene Produktionsniveaus y abgetragen, die bei gegebenen Mengen an Einsatzfaktoren x maximal erreicht werden können. Das Produktionsniveau y^A sei dabei jenes, welches

ein Unternehmen A mit der gegebenen Menge an Einsatzfaktoren x^A erreicht. Die Größe ϕ^A stellt einen Indikator für die Ineffizienz von Unternehmen A dar. Ein Effizienzmaß lässt sich darauf aufbauend allgemein folgendermaßen formulieren:

$$(3-8) \quad TE_i = [\max \{ \phi^i : \phi y \leq f(x) \}]^{-1}.$$

Für TE_i gilt offensichtlich $TE_i \in]0;1]$, da ϕ^i mindestens den Wert Eins annimmt, was dann der Fall ist, wenn das Unternehmen auf der Produktionsmöglichkeitenkurve produziert und somit $TE_i = 0$ gilt. Nach oben ist ϕ^i dagegen offen. Der Indikator i steht für ein beliebiges Unternehmen i . Produziert also z. B. das Unternehmen A mit einer gegebenen Menge an Einsatzfaktoren lediglich die Hälfte des Möglichen, so beträgt $\phi^A = 2$ und damit $TE_A = 0,5$. Die Funktion (3-8) wird als Debreu-Farrell-Maß zur output-orientierten Bestimmung der technischen Effizienz bezeichnet (Kumbhakar & Lovell 2004) und geht auf die Arbeiten von Debreu (1951) und Farrell (1957) zurück.

Aus diesen Überlegungen heraus, lässt sich das folgende deterministische Produktionsfrontier-Modell formulieren:

$$(3-9) \quad y_i = f(x_i) \cdot TE_i,$$

so dass

$$(3-9)' \quad TE_i = \frac{y_i}{f(x_i)},$$

was dem output-orientierten Debreu-Farrell-Maß für die technische Effizienz entspricht. Problematisch an einem solchen Ansatz ist, dass der gesamte Abstand zwischen der erreichten Produktion y_i und der Produktionsmöglichkeitenkurve $f(x_i)$ der technischen Ineffizienz ϕ^i und damit der technischen Effizienz TE_i im Unternehmen i zugeschrieben wird. Dabei gibt es aber doch zufällige Faktoren, die auf die Produktion wirken und nicht vom Betrieb i beeinflussbar sind. Dieser Umstand kann dadurch berücksichtigt werden, dass ein Störterm v_i in der Gleichung (3-9) berücksichtigt wird (Kumbhakar & Lovell 2004). Das Ergebnis ist dann ein stochastisches Produktionsfrontier-Modell der Form

$$(3-10) \quad y_i = f(x_i) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(-u_i),$$

wobei $\exp(-u_i) = TE_i$ und Schätzansätze für (3-10) somit sicherstellen müssen, dass $u_i \geq 0$ gilt.

Konkret verwenden Wolf & Beblo (2004) in ihrer Analyse einen Ansatz, der auf die Arbeit von Battese & Coelli (1995) zurückgeht. Dazu werden simultan zwei Gleichungen geschätzt: eine, die die Produktionsmöglichkeitenkurve beschreibt, und eine, die die technische Effizienz näher charakterisiert. Die Schätzgleichung für die Produktionsmöglichkeitenkurve lautet

$$(3-11) \quad \ln y_{it} = x_{it}'\beta + v_{it} - u_{it}$$

und die für die technische Effizienz

$$(3-12) \quad u_{it} = g_{it}'\delta + w_{it}.$$

Nach dieser Modellformulierung gibt es Charakteristika x_{it} , die die Produktionsmöglichkeitenkurve beeinflussen und solche, die das Effizienzniveau (mit-)bestimmen (g_{it}). Um sicherzustellen, dass u_{it} mindestens Null beträgt, kann für w_{it} eine an der Stelle $-g_{it}'\delta$ trunkierte Normalverteilung unterstellt werden (Wolf & Beblo 2004; Kumbhakar & Lovell 2004). Greene (2007: 53) weist allerdings darauf hin, dass dieser Ansatz nur dann zu befriedigenden Ergebnissen führt, wenn die Daten gut zum Modell passen. Ein Hauptproblem stellt dabei die Verteilungsannahme für w_{it} dar. Vor diesem Hintergrund kann es sinnvoll sein, die Robustheit der Ergebnisse mit alternativen Verteilungsannahmen für w_{it} , z. B. einer Exponentialverteilung oder einer halben Normalverteilung, zu überprüfen.

Datenbasis für die empirischen Analysen in Wolf & Beblo (2004) ist das IAB-Betriebspanel für die Jahre 1996 bis 2000. Für Gleichung (3-11) wird eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit den Einsatzfaktoren Arbeit und Kapital unterstellt. Daneben finden Variablen wie der Qualifiziertenanteil, ein Ostdummy, Branchendummies und der technische Stand der Anlagen Berücksichtigung. In die Gleichung für die technische Effizienz gehen neben einem Arbeitszeitkontendummy noch Größen ein, die die Beschäftigtenstruktur näher charakterisieren oder Aufschluss über die industriellen Beziehungen geben sollen. Als zentrales Ergebnis erhalten Wolf & Beblo (2004) für den Koeffizienten des Arbeitszeitkontendummy in der Effizienzgleichung ein signifikant positives Vorzeichen. D. h. es scheint einen positiven Zusammenhang zwischen der technischen Effizienz und der Existenz von Arbeitszeitkonten in den Betrieben zu geben.

Studien, die sich explizit mit der Gewinnsituation oder der Beschäftigungsentwicklung in Abhängigkeit der Existenz von Arbeitszeitkonten auseinandersetzen, sind nicht bekannt. Einzig Arbeiten, die die Untersuchung der Beschäftigungsstabilität zum Gegenstand haben, liegen vor (siehe z. B. Koch 2001). Somit beschäftigt sich das vorliegende Kapitel mit einem relativ gering erforschten Thema.

3.4 Eigene empirische Untersuchung zur Wirkung von Arbeitszeitkonten auf die betriebliche Effizienz, die Gewinnsituation und die Beschäftigungsentwicklung

Die vorliegende Arbeit versucht die Wirkung von Arbeitszeitkonten auf die technische Effizienz und damit einhergehend auf die Gewinnsituation und die Beschäftigungsentwicklung von Betrieben zu untersuchen. Dazu wird zunächst wie bei Wolf & Beblo (2004) auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels ein Datensatz betrachtet, der sowohl Betriebe enthält, die im Betrachtungszeitraum Arbeitszeitkonten einführen oder abschaffen, als auch Betriebe, die in dieser Zeit keinen solchen Statuswechsel vollziehen. In einem weiteren Schritt erfolgt dann eine Konzentration auf die Statuswechsler, was im Wesentlichen einen Vorher-Nachher-Vergleich ermöglicht. Dieser erlaubt unter der Annahme, dass

$$(3-13) \quad E(Y_t^0 | I = 1) = E(Y_t^0 | I = 0)$$

gilt, die Identifikation eines kausalen Effektes. Dabei zeigt $I = 1$ an, dass ein Betrieb von t' auf t , wobei t' und t Zeitindikatoren sind, Arbeitszeitkonten eingeführt hat. $E(Y_t^0 | I = 1)$ gibt den Erwartungswert für die Ergebnisvariable der arbeitszeitkonteneinführenden Betriebe, ohne Arbeitszeitkonto, vor der Einführung der Arbeitszeitkonten an. $E(Y_t^0 | I = 0)$ stellt dagegen den Erwartungswert für die Ergebnisvariable der arbeitszeitkonteneinführenden Betriebe, ohne Arbeitszeitkonto, nach der Einführung der Arbeitszeitkonten dar. Offensichtlich ist $E(Y_t^0 | I = 1)$ unbeobachtbar, kann aber unter der Voraussetzung (3-13) mit Hilfe von $E(Y_t^0 | I = 0)$ geschätzt werden. Inhaltlich bedeutet dabei (3-13), dass über einen Vorher-Nachher-Vergleich dann ein kausaler Effekt identifiziert wird, wenn die betrachtete Ergebnisvariable der Gruppe, die z. B. ein Arbeitszeitkonto eingeführt hat, ohne diese personalpolitische Maßnahme konstant geblieben wäre (Caliendo 2006). Der kausale Effekt ergibt sich dann aus

$$(3-14) \quad \Delta_{VN} = E(Y_t^1 | I = 1) - E(Y_t^0 | I = 1).$$

Dabei ist $E(Y_t^1 | I = 1)$ der Erwartungswert der Ergebnisvariable für die arbeitszeitkonteneinführenden Betriebe, mit Arbeitszeitkonto, nach der Einführung der Arbeitszeitkonten. Beide Erwartungswerte sind beobachtbar und können aus den Daten geschätzt werden. Die Argumentation für die Schätzung des Effektes der Abschaffung von Arbeitszeitkonten lässt sich analog führen.

Sicherlich ist die Annahme (3-13) kritisch zu sehen (Caliendo 2006), da z. B. keine zeitveränderlichen Größen auf die Ergebnisvariablen wirken dürfen, die im

Schätzmodell nicht berücksichtigt werden. Dennoch dürfte durch die Vorgehensweise hier, d. h. die Betrachtung der gesamten Stichprobe und die separate Betrachtung der Teilstichprobe, die nur die Statuswechsler enthält, ein verlässlicheres Bild über die Wirkung von Arbeitszeitkonten entstehen. Im Folgenden werden die Analysen für die unterschiedlichen betrieblichen Performance-Parameter, also technische Effizienz, Gewinnsituation und Beschäftigungsentwicklung, in getrennten Unterabschnitten dargestellt.

3.4.1 Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und betrieblicher Effizienz

3.4.1.1 Empirische Vorgehensweise

Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeitkonten und betrieblicher Effizienz erfolgt, wie bereits angemerkt, auf der Grundlage eines stochastischen Produktionsfrontier-Ansatzes. Anders als bei Wolf & Beblo (2004) wird hier allerdings ein Fixed-Effects-Modell verwendet. Dessen Ausgangspunkt ist die folgende Translog-Produktionsfunktion, die das Produktionsvolumen y in einen Zusammenhang zu den Faktoreinsatzmengen Arbeit L und Kapital K bringt:

$$(3-15) \quad y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(L_{it}) + 0,5 \beta_2 \ln(L_{it}^2) + \beta_3 \ln(K_{it}) + 0,5 \beta_4 \ln(K_{it}^2) + \beta_5 \ln(L_{it}) \ln(K_{it}) + x'_{it} \gamma + v_{it} - u_i.$$

Bei t handelt es sich um einen Zeitindex, während i ein Indikator für den Betrieb i und x_{it} ein Vektor sonstiger exogener Kontrollvariablen ist. Der Koeffizient β_0 und die Größe $(-u_i)$ können zu einem betriebspezifischen Achsenabschnitt β_{0i} zusammengefasst werden. Die Gleichung (3-15) kann dann mit Hilfe einer einfachen „Within-Transformation“ geschätzt werden. Die β_{0i} s ergeben sich dann als Mittelwert der Residuen für den jeweiligen Betrieb i . Als effizientester Betrieb gilt jener, für den sich der maximale betriebspezifische Achsenabschnitt ergibt. Den Schätzer für die u_i s erhält man durch Subtraktion der jeweiligen Achsenabschnitte vom maximalen Achsenabschnitt, d. h.

$$(3-16) \quad \hat{u}_i = \max_j \beta_{0j} - \beta_{0i},$$

was $\hat{u}_i \geq 0$ sicherstellt. Die technischen Effizienzen ergeben sich dann aus

$$(3-17) \quad TE_i = \exp(-\hat{u}_i).$$

Beim Vorher-Nachher-Vergleich werden für jeden Betrieb zwei Fixed-Effects berechnet, einer vor und einer nach dem Statuswechsel. Die restliche Vorgehensweise ist die gleiche.

Der Grund, warum in der vorliegenden Untersuchung auf einen Fixed-Effects- und nicht wie in Wolf & Beblo (2004) auf einen Random-Effects-Ansatz zurückgegriffen wird, besteht im Wesentlichen darin, dass der erstgenannte ohne Verteilungsannahme für die $u_{i,t}$ auskommt. Überdies braucht man sich auch keine Gedanken darüber zu machen, welche Größen man in die Gleichung für die technischen Effizienzen und welche man in die Produktionsfunktion steckt. Im Vergleich zu einem Random-Effects-Ansatz ist allerdings der Punkt problematisch, dass durch die Within-Transformation zunächst keine zeitkonstanten betrieblichen Effekte von den geschätzten technischen Effizienzen unterschieden werden können. Überdies ist die analytische Bestimmung der Standardfehler und somit der Konfidenzintervalle kompliziert (Kumbhakar & Lovell 2004). Es wird sich allerdings unten zeigen, dass die Berücksichtigung zeitkonstanter Effekte über einfache Korrekturen erfolgen kann. Für die Berechnung interessierender Konfidenzintervalle erweist sich schließlich die Anwendung von Bootstrapping-Verfahren als hilfreich und auch relativ leicht implementierbar.

Aus der Schätzung der Produktionsfunktion in einem ersten Schritt ergibt sich eine Verteilung für die technischen Effizienzen, die in einem zweiten Schritt in zwei Gruppen aufgeteilt werden kann: Es ergibt sich dann eine Verteilung für Betriebe mit und eine Verteilung für Betriebe ohne Arbeitszeitkonten. Die Konfidenzintervalle für die Mittelwerte dieser Verteilungen und deren Differenz können mit Hilfe von Bootstrapping-Verfahren bestimmt werden (Kim, Kim & Schmidt 2007). Die Vorgehensweise hierzu ist indes relativ einfach: Es werden 200 Bootstrap-Samples generiert. Die Ziehungen erfolgen geblockt nach einem eindeutigen Betriebsidentifikator, was insbesondere für den Vorher-Nachher-Vergleich wichtig ist. Auf der Grundlage der 200 Bootstrap-Stichproben berechnet man dann jeweils die interessierenden Größen, d. h. in der vorliegenden Anwendung also 200 Bootstrap-Schätzer für die Mittelwerte und die Differenzen in den Mittelwerten der Verteilungen. Um ein 95 %-Konfidenzintervall zu bekommen, werden diese 200 Bootstrap-Schätzer aufsteigend geordnet und die kleinsten und die größten 2,5 % abgeschnitten.

Einen wesentlichen Punkt blendet die bisherige Vorgehensweise, wie oben bereits angedeutet, aus: So werden die Unterschiede in der unbeobachteten Heterogenität in einen direkten Zusammenhang mit Unterschieden in den technischen Effizienzen gebracht. In die unbeobachtete Heterogenität gehen jedoch sämtliche Effekte ein, die auf der Betriebsebene über die Zeit konstant bleiben und somit in der Schätzung nicht identifiziert werden können. Unterschiede in den betriebs-spezifischen Mittelwerten für die Residuen können allerdings nicht ohne weiteres

ausschließlich und direkt auf die Existenz von Arbeitszeitkonten zurückgeführt werden. Deshalb werden in einem letzten Schritt die Fixed-Effects mit Hilfe weiterer Schätzungen hinsichtlich (zumindest weitgehend) zeitkonstanter Größen korrigiert und darauf aufbauend die technischen Effizienzen neu berechnet. D. h. die Residuen werden mit dem Ziel, z. B. sektoren- oder betriebsgrößenspezifische Fixed-Effects zu berechnen, weiteren Schätzungen unterzogen. Die errechneten sektoren- oder betriebsgrößenspezifischen Fixed-Effects werden dann schließlich von den Fixed-Effects aus der Schätzung der Produktionsfunktion abgezogen, woraus sich die korrigierten Fixed-Effects ergeben. Mit diesen kann dann wie mit den unkorrigierten Fixed-Effects zur Bestimmung der technischen Effizienzen umgegangen werden.

Auch für den Vergleich dieser korrigierten technischen Effizienzen können die Konfidenzintervalle, wie oben, über ein Bootstrapping bestimmt werden. Führt man dabei sämtliche Berechnungen – also Bestimmung der technischen Effizienzen und die entsprechenden Korrekturen für die 200 Bootstrap-Samples – durch, berücksichtigen die Konfidenzintervalle automatisch die Tatsache, dass die Korrekturen ebenfalls auf Schätzungen beruhen, was Cameron & Trivedi (2009: 427) im Zusammenhang mit einer einfachen zweistufigen Schätzung demonstrieren.

Um die Konfidenzintervalle für die vorliegende Anwendung mit Hilfe von Stata[®] zu bestimmen, kann auf das Bootstrap-Sampling-Modul („bsample“) und das Monte-Carlo-Simulations-Modul („simulate“) zurückgegriffen werden. Beide Module sind standardmäßig in Stata[®] 10.1 implementiert. Mit „bsample“ legt man die Struktur der Ziehung der Bootstrap-Samples und die Berechnung der Bootstrap-Schätzer fest, d. h. wie soll gezogen werden (in der vorliegenden Anwendung geblockt nach einem eindeutigen Betriebsidentifikator) und was soll berechnet werden (in der vorliegenden Anwendung Translog-Produktionsfunktionen und darauf aufbauend unkorrigierte und korrigierte technische Effizienzen, deren Mittelwerte und die Differenzen in den Mittelwerten zwischen Betrieben mit und jenen ohne Arbeitszeitkonten). Mit Hilfe von „simulate“ werden schließlich die Ziehungen und Berechnungen aus „bsample“ ausgeführt. Hier ist dann schließlich noch zum einen die Anzahl der Züge festzulegen und zum anderen ein sogenannter „seed“, d. h. ein Startwert für die Erzeugung der (Pseudo-)Zufallszahlen, auf deren Grundlage die Ziehungen erfolgen. Ein solcher vorgegebener Startwert ist erforderlich, um reproduzierbare Ergebnisse zu bekommen (Gentle 2009: 307).

3.4.1.2 Daten und Variablen

Die empirische Analyse greift, wie oben bereits angemerkt, in erster Linie auf die Wellen 2000 bis 2007 des IAB-Betriebspanels zurück. Es werden allerdings auch Informationen aus früheren Wellen und der Welle 2008 verwendet, worauf an ge-

eigneter Stelle eingegangen wird. Ein Betrieb muss mindestens vier Jahre mit allen notwendigen Informationen beobachtet werden, damit er für die Schätzungen in Frage kommt, da die Genauigkeit der Schätzung der technischen Effizienzen davon abhängt, dass ein Betrieb möglichst oft beobachtet wird (Schank 2005).

Der erste Schritt der stochastischen Produktionsfrontier-Analyse, ist die Schätzung einer Produktionsfunktion. Zentrale Größen hierfür sind das Produktionsniveau y_{it} , der Kapitaleinsatz K_{it} , und der Arbeitseinsatz L_{it} . Weiterhin ist noch eine Reihe zusätzlicher exogener (Kontroll-)Variablen x_{it} zu berücksichtigen.

Das Produktionsniveau wird, wie in Schank (2005), mit Hilfe des Umsatzes gemessen. Alternativ wäre die Betrachtung der Bruttowertschöpfung denkbar. Schank (2005) weist jedoch darauf hin, dass die Frage nach dem Umfang der Vorleistungen, deren Beantwortung für die Berechnungen erforderlich wäre, von vielen Betrieben verweigert wird. Weiterhin sollen die Befragten im Interview Auskunft über den Anteil der Materialkosten am erwirtschafteten Umsatz geben, was kaum mit hinreichender Genauigkeit möglich sein dürfte und somit starke zusätzliche Messfehler erwarten lässt. Da der Umsatz eines Jahres im folgenden Jahr in der Retrospektive abgefragt wird (d. h. z. B., dass der Umsatz für das Jahr 2007 im Jahr 2008 abgefragt wird), ist die Umsatzinformation für das Jahr 2007 aus der Welle 2008 zu verwenden. Betriebe des öffentlichen Dienstes und des Kredit- und Versicherungsgewerbes bleiben schließlich in den Analysen unberücksichtigt, da für diese keine Umsätze vorliegen.

Wie viele Betriebsdatensätze enthält auch das IAB-Betriebspanel keine direkten Informationen über den Kapitalstock. Es werden in der Regel lediglich die Netto- und die Ersatzinvestitionen abgefragt. Viele Studien verwenden nun diese Größen, um den Kapitalstock zu approximieren, z. B. mit Hilfe der Summe oder des gleitenden Durchschnitts der Ersatzinvestitionen über eine bestimmte Anzahl von Perioden. Dies führt in der Regel zu beträchtlichen Messfehlern (Müller 2008), was insbesondere im Zusammenhang mit Fixed-Effects-Ansätzen häufig zu unplausibel niedrigen Kapitalstockelastizitäten führt, die teilweise nicht einmal signifikant von Null verschieden sind. Ob dies für stochastische Produktionsfrontier-Analysen ein Problem ist, ist unklar. Dies hängt davon ab, ob sich die Messfehler zwischen den Gruppen, die man vergleichen will, hier den Betrieben mit und denen ohne Arbeitszeitkonten, systematisch unterscheiden (Schank 2005; Schank 2003). Ist dies nicht der Fall, ist eine schlechte Approximation kein Problem. Gibt es allerdings systematische Unterschiede, liefern stochastische Produktionsfrontier-Analysen unzuverlässige Ergebnisse. Es ist zwar ad hoc unklar, warum es solche Unterschiede geben sollte. Davon allerdings abzuleiten, dass eine schlechte Approximation kein Problem ist und sich damit zu begnügen, ist insbesondere dann nicht überzeugend, wenn es Methoden gibt, die die Messung des Kapitalstocks offenkundig verbessern.

Einen vielversprechenden Ansatz in diese Richtung liefert der „Modified Perpetual Inventory Ansatz“ von Müller (2008). Er schlägt vor, den Kapitalstock mit Hilfe der Ersatzinvestitionen, der Nettoinvestitionen, der Verkäufe von Anlagevermögen und der Abschreibungsraten, die vom Statistischen Bundesamt herausgegeben werden, zu ermitteln.⁵ In Anlehnung daran wird der Kapitalstock in der Periode t , d. h. K_t im Rahmen der vorliegenden Arbeit folgendermaßen bestimmt:

$$(3-18) \quad K_t = K_{t-1} + \Delta K,$$

mit

$$(3-19) \quad \Delta K = (IR_t - D_t) + (IN_t - IND_t),$$

wobei IR_t die Ersatzinvestitionen sind. D_t ist die Abschreibung auf den Kapitalstock am Anfang des Jahres und auf die Hälfte der Ersatzinvestitionen. Bei IN_t handelt es sich um die Erweiterungsinvestitionen. Auf die Hälfte davon ist die Abschreibung IND_t zu berechnen. Eigentlich müssten noch die Veräußerungen von Anlagevermögen berücksichtigt werden. Hierfür liegen allerdings keine Informationen vor. Schließlich bleibt noch die Bestimmung eines Startwertes für den Kapitalstock. Hierfür schlägt Müller (2008) vor, einen Durchschnitt der Ersatzinvestitionen vor dem Betrachtungszeitraum zu verwenden. Um nicht zu viele Jahre zu verlieren, wird der Startwert in der vorliegenden Arbeit aus einem Zweijahresdurchschnitt berechnet. Weist ein Betrieb in diesem Zweijahreszeitraum einen fehlenden Wert auf, wird der eine vorliegende Wert als Startwert verwendet. Der verwendete Ansatz von Müller hat schließlich den Vorteil, dass die geschätzten Kapitalstockelastizitäten hinsichtlich des Produktionsvolumens i. d. R. sehr nahe an denjenigen liegen, die auf der Grundlage von Datensätzen mit direkteren Informationen über den Kapitalstock ermittelt werden (siehe hierzu z. B. Mairesse Et Jaumandreu 2005).

Die Messung des Arbeitseinsatzes erfolgt über die Anzahl der Beschäftigten. Dies erfordert für sich genommen die Berücksichtigung der Quote der Teilzeitbeschäftigten und die Höhe der Normalarbeitszeit als Kontrollvariablen. Bei der normalen Arbeitszeit ist allerdings zu berücksichtigen, dass diese Information nur alle zwei Jahre erhoben wird. Die daraus resultierenden fehlenden Werte in t werden durch den Mittelwert des Vorjahres (d. h. $t-1$) und des folgenden Jahres (d. h. $t+1$) ersetzt. Weitere Kontrollvariablen wie die Quote der qualifizierten Beschäftigten, die Quote der Auszubildenden, der technische Stand der Anlagen, die Existenz eines

⁵ An dieser Stelle möchte ich mich nochmal herzlich bei Steffen Müller für die Bereitstellung der aufbereiteten Abschreibungsraten vom Statistischen Bundesamt und für hilfreiche Hinweise hinsichtlich der Implementierung seines Ansatzes bedanken.

Betriebsrats, der Exportanteil am Umsatz, die Frauenquote und das Vorliegen einer Tarifbindung (Branchen- vs. Firmenebene) werden ebenfalls direkt in der Produktionsfunktion berücksichtigt. Sie versuchen, betriebliche Größen zu berücksichtigen, die in einem Zusammenhang mit der technischen Effizienz, den restlichen Produktionsfaktoren und dem Produktionsniveau stehen. Insbesondere die Quote der qualifizierten Beschäftigten, die Quote der Auszubildenden und der technische Stand der Anlagen dürften in einem direkten Zusammenhang zur Produktivität der restlichen Produktionsfaktoren stehen und damit die Produktionsmöglichkeitengrenze beeinflussen. Qualifizierte Mitarbeiter sollten dabei produktiver als unqualifizierte sein. Auszubildende dürften in den meisten Bereichen ein niedrigeres Produktivitätsniveau aufweisen als ausgelernte Beschäftigte und Anlagen sind in der Regel umso produktiver, je höher ihr technischer Stand ist. Überdies sind exportorientierte Betriebe produktiver als Betriebe, die nur für den inländischen Markt produzieren, wengleich die Exporttätigkeit an sich nicht der Grund hierfür zu sein scheint (siehe hierzu z. B. Schank, Schnabel & Wagner 2008; Bernard, Jensen, Redding & Schott 2007). Mit dem Einfluss von Betriebsräten auf die Produktivität und die Effizienz von Betrieben setzte sich bereits eine Reihe von Studien auseinander. Diese zeigen allerdings keine eindeutige Evidenz (siehe z. B. Müller 2008; Addison, Schnabel & Wagner 2004; Schank, Schnabel & Wagner 2004). Die technischen Effizienzen, die auf der Grundlage der geschätzten Produktionsfunktion bestimmt werden, sind so bereits um die Einflüsse, die aus Veränderungen der Kontrollvariablen über die Zeit resultieren, korrigiert. Schließlich werden Zeitdummies berücksichtigt.

Die Information, ob Betriebe Arbeitszeitkonten einsetzen, liegt nur alle zwei Jahre vor. Hier wird wie bei den Normalarbeitszeiten vorgegangen, d. h. für die Jahre, in denen keine Informationen diesbezüglich vorliegen, wird der Mittelwert aus dem Vorjahr und dem Folgejahr berechnet. Ist dieser gleich Eins, wird der fehlende Wert durch diesen Mittelwert ersetzt. Ist er dagegen größer Null und kleiner Eins, bleibt der fehlende Wert stehen. Bei den Statuswechslern geht somit immer ein Jahr verloren. Die Korrektur der technischen Effizienzen erfolgt hinsichtlich der Branchen (Branchendummies), der Betriebsgrößen (Betriebsgrößendummies) der Region (West/Ost) und einem Dummy, der angibt, ob der Betrieb über den Beobachtungszeitraum Überstunden eingesetzt hat. Es liegt schließlich auf der Hand, dass eine solche Korrektur bei der Betrachtung der Statuswechsler unterbleiben kann.

Die Gesamtstichprobe enthält 2.576 Betriebe, von denen 432 den Status wechseln. Von den Betrieben, die den Status nicht wechseln, setzen ca. 40 % Arbeitszeitkonten ein. Deskriptive Statistiken zu den verwendeten Variablen in Abhängigkeit der Existenz von Arbeitszeitkonten finden sich in Tabelle A3-1 und A3-2 im Anhang. Der logarithmierte Umsatz mit dessen Hilfe der Output in der Produktionsfunktion gemessen wird, ist demnach, wenn man die gesamte Stichprobe betrachtet, in Be-

trieben mit Arbeitszeitkonten höher als in jenen ohne (14,19 vs. 16,27). Gründe hierfür dürften darin liegen, dass Arbeitszeitkonten insbesondere in größeren Betrieben und anderen Branchen (insbesondere im verarbeitenden Gewerbe) genutzt werden. Dementsprechend reduziert sich dieser Unterschied, wenn man den logarithmierten Umsatz der Teilstichprobe der Wechsler betrachtet (14,99 vs. 15,31).

3.4.1.3 Ergebnisse

In Tabelle 3-1 (erste Ergebnisspalte) befinden sich die Schätzergebnisse für die Produktionsfunktion auf der Grundlage der gesamten Stichprobe. Die Outputelastizitäten liegen mit 0,53 für den Arbeitseinsatz und 0,06 für den Kapitaleinsatz im Bereich dessen, was Müller (2008) im Rahmen von Fixed-Effects-Schätzungen findet. Für die Punktschätzungen wurden dabei die Mittelwerte des logarithmierten Arbeitseinsatzes und des logarithmierten Kapitaleinsatzes eingesetzt. Ein Wald-Test favorisiert die Translog- gegenüber einer restriktiveren Cobb-Douglas-Spezifikation für die Produktionsfunktion. Die signifikanten Koeffizienten für die Kontrollvariablen haben plausible Vorzeichen.

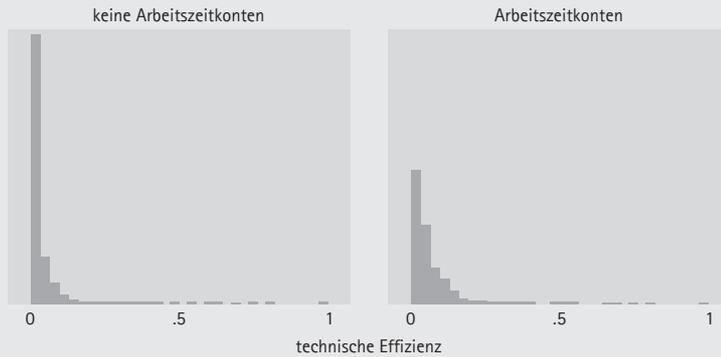
Tabelle 3-1: Koeffizienten einer Translog-Produktionsfunktion, Fixed-Effects-Schätzung, abhängige Variable: Umsatz

	Gesamte Stichprobe	Teilstichprobe der Wechsler
Ln(Arbeit) (log der Anzahl der Beschäftigten)	0,40***	0,31***
[Ln(Arbeit)] ²	0,05***	0,07***
Ln(Kapital)	-0,15***	-0,19***
[Ln(Kapital)] ²	0,02***	0,02***
Ln(Kapital)*Ln(Arbeit)	-2*10 ⁻³	3*10 ⁻³
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	2*10 ⁻³	-5*10 ⁻⁴
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,13***	-0,11*
Quote der Auszubildenden	-0,21***	0,18
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,05***	0,08***
Frauenquote	-0,10***	0,12
Technischer Stand der Anlagen (1 sehr gut – 5 schlecht)	-0,02***	-0,02**
Betriebsrat (Dummy)	0,02	0,07**
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,01***	-0,02***
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,01***	0,02***
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	0,05***	0,13***

Fortsetzung Tabelle 3-1		
Zeitdummies	***	***
Outputelastizität für Arbeit	0,53***	0,57***
Outputelastizität für Kapital	0,06***	0,07***
Mittelwert der technischen Effizienz für Betriebe mit Arbeitszeitkonten (unkorrigiert)	0,059 (0,057; 0,068)	0,037 (0,030; 0,094)
Mittelwert der technischen Effizienz für Betriebe ohne Arbeitszeitkonten (unkorrigiert)	0,030 (0,025; 0,033)	0,037 (0,029; 0,093)
Differenz (unkorrigiert)	0,03 (0,029; 0,039)	0,005 (-0,002; 0,002)
Mittelwert der technischen Effizienz für Betriebe mit Arbeitszeitkonten (korrigiert)	0,037 (0,029; 0,046)	-
Mittelwert der technischen Effizienz für Betriebe ohne Arbeitszeitkonten (korrigiert)	0,033 (0,025; 0,041)	-
Differenz (korrigiert)	0,004 (0,003; 0,007)	-
<i>R</i> ²	0,86	0,85
<i>Fallzahl</i>	13.541	2.112
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007. Die 95 % Perzentil-Bootstrap-Konfidenzintervalle sind in Klammern. ***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Die beiden Grafiken in Abbildung 3-2 zeigen die Verteilungen der technischen Effizienzen, die auf der Grundlage der Produktionsfunktion berechnet wurden, in Abhängigkeit der Existenz von Arbeitszeitkonten. Die Verteilung ist für Betriebe ohne Arbeitszeitkonten viel stärker links konzentriert als für Betriebe, die von diesem personalpolitischen Instrument Gebrauch machen. In den beiden Grafiken in Abbildung 3-3 finden sich schließlich die korrigierten Verteilungen. Diese stimmen schon eher überein, was zeigt, dass ein Teil der Unterschiede in den ermittelten technischen Effizienzen auf andere Faktoren als auf das Vorhandensein von Arbeitszeitkonten zurückzuführen ist.

Abbildung 3-2: Verteilungen der technischen Effizienzen (unkorrigiert) für die gesamte Stichprobe

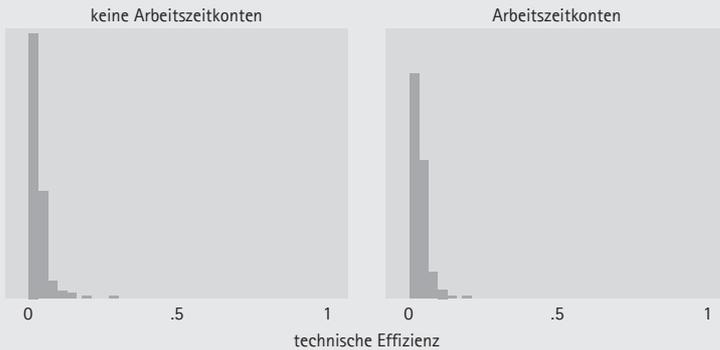


Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.

Dementsprechend unterscheiden sich auch die Mittelwerte bei den unkorrigierten technischen Effizienzen stärker als bei den korrigierten. Diese sind ebenfalls in Tabelle 3-1 abgetragen. Ohne Korrektur beträgt der Mittelwert mit Arbeitszeitkonten 0,059, der ohne 0,030. Das Konfidenzintervall der Differenz enthält dabei nicht die Null, so dass davon ausgegangen werden kann, dass der Unterschied signifikant ist. Dies gilt auch für die korrigierten technischen Effizienzen, wenngleich die Mittelwerte mit 0,037 vs. 0,033 näher beieinander liegen. Es zeigt sich also auch an dieser Stelle ein positiver Zusammenhang zwischen der Existenz von Arbeitszeitkonten und der technischen Effizienz. Die Ergebnisse entsprechen damit qualitativ jenen von Wolf & Beblo (2004).

Die Schätzung der Produktionsfunktion für die Teilstichprobe der Statuswechsler befindet sich ebenfalls in Tabelle 3-1 in der zweiten Ergebnisspalte. Die Outputelastizitäten betragen für den Arbeitseinsatz 0,57 bzw. 0,07 für den Kapitaleinsatz und unterscheiden sich damit kaum von den obigen. Auch stimmen die Vorzeichen für die signifikanten Koeffizienten in den beiden Schätzungen, d. h. auf der Grundlage des gesamten Samples und auf der Grundlage der Teilstichprobe der Statuswechsler. Interessant ist insbesondere der signifikant positive Koeffizient für den Betriebsratsdummy in der Schätzung für die Wechsler. Dieser lässt sich so interpretieren, dass mit der Einführung eines Betriebsrats eine Steigerung der Produktion einhergeht.

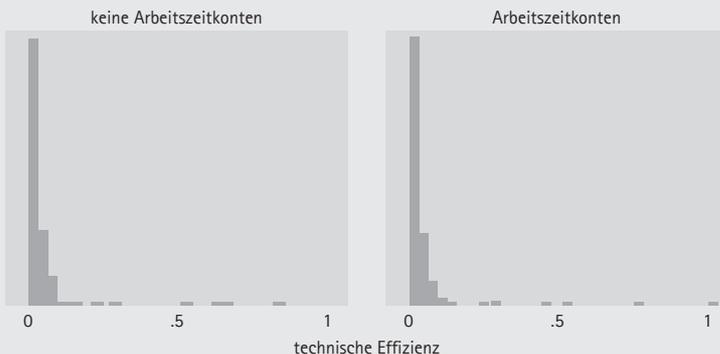
Abbildung 3-3: Verteilungen der technischen Effizienzen (korrigiert) für die gesamte Stichprobe



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.

Die Abbildung 3-4 zeigt die Verteilung der technischen Effizienzen in Abhängigkeit der Existenz von Arbeitszeitkonten für die Statuswechsler. Hier scheint es kaum Unterschiede zu geben. Dies zeigt sich auch in den Mittelwerten (siehe Tabelle 3-2, Spalte 2). Der Mittelwert der technischen Effizienzen ist zwar für die Zeit, in der die Betriebe Arbeitszeitkonten haben, höher, das Konfidenzintervall liegt aber nun sogar symmetrisch über der Null, so dass davon ausgegangen werden kann, dass die Differenz in den technischen Effizienzen bei den Wechslern insignifikant ist. Es lässt sich somit insgesamt festhalten, dass es zwar einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und technischen Effizienzen zu geben scheint. Ob dieser allerdings kausal auf die Existenz der Arbeitszeitkonten zurückgeführt werden kann, ist offen. Dazu wären klarere Ergebnisse beim Vorher-Nachher-Vergleich wünschenswert gewesen.

Abbildung 3-4: Verteilungen der technischen Effizienzen (unkorrigiert) für die Teilstichprobe der Wechsler



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.

Schließlich bleibt anzumerken, dass die gefundenen Ergebnisse robust sind. Dies zeigt sich z. B. in Schätzungen, die nicht nur jene Betriebe enthalten, die mindestens vier Jahre beobachtet werden. Überdies bleiben die Ergebnisse auch dann stabil, wenn man die effizientesten 10 % der Betriebe bei den Analysen nicht berücksichtigt. Schließlich bleibt der positive Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der technischen Effizienz für die Gesamtstichprobe und das insignifikante Ergebnis für die Teilstichprobe auch dann bestehen, wenn man den Beobachtungszeitraum in zwei Teilzeiträume zerlegt, nämlich 2000 bis 2003 und 2004 bis 2007 und hierfür getrennte Analysen durchführt.

3.4.2 Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und Gewinnsituation

In einem weiteren Schritt soll der Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der Gewinnsituation betrachtet werden. Die Ausführungen im Theorieteil legen es nahe, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten einen höheren erwarteten Gewinn aufweisen sollten als solche ohne. Leider gibt es im IAB-Betriebspanel keine genauen Angaben hinsichtlich der Gewinnsituation. Es stehen allerdings Variablen zur Verfügung, die Informationen hierzu enthalten. So werden die Betriebe zum einen danach gefragt, wie die Ertragslage im letzten Geschäftsjahr war. Damit ist für die Ertragslage in diesem Jahr die Information aus dem Folgejahr zu verwenden. Zum anderen sollen sie Angaben dazu machen, wie sich nach ihrer Einschätzung das Geschäftsvolumen in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr entwickeln wird. Die erste Größe wird auf einer ordinalen Skala von sehr gut bis mangelhaft gemessen. Für die Schätzungen werden daraus drei aufsteigende Kategorien gebildet: 1. Kategorie mangelhaft bzw. schlecht, 2. Kategorie befriedigend und ausreichend und 3. Kategorie sehr gut und gut. Zur Geschäftserwartung liegen kontinuierliche Angaben in % vor, z. B. der Betrieb erwartet, dass sich das Geschäftsvolumen im Vergleich zum Vorjahr um etwa 10 % verbessern wird. Da es hier allerdings zum Teil starke Unterschiede zwischen den Betrieben, insbesondere nach oben gibt, z. B. 920 % (!), jedoch auch nicht klar ist, ob diese Angabe falsch oder richtig ist, wird auch diese Größe für die Schätzungen auf einer ordinalen Skala betrachtet: 1. Kategorie sinkende Geschäftserwartungen, 2. Kategorie gleichbleibende Geschäftserwartungen und 3. Kategorie steigende Geschäftserwartungen.

Wie oben in Kapitel 2 dieser Arbeit bereits angemerkt, ist die Einschätzung hinsichtlich der Ertragslage für einen Vergleich zwischen den Betrieben nur eingeschränkt geeignet, da diese Größe sehr subjektiv ist. Innerhalb der Betriebe, also bei der Betrachtung der Teilstichprobe der Wechsler, scheint sie allerdings zumindest aussagekräftiger zu sein. Die Geschäftserwartungen eignen sich dagegen offensichtlich etwas besser für einen Vergleich zwischen den Betrieben, insbesondere in

der ordinalen Form, in der sie in den Schätzungen betrachtet werden. Strenggenommen sagt diese Variable allerdings nicht viel über die tatsächliche Gewinnsituation aus. Insgesamt stößt man hier mit dem IAB-Betriebspanel an Grenzen. Es gibt keine eindeutigen Informationen zu der betrieblichen Gewinnsituation. Andere Autoren versuchen die Gewinne direkt, anhand der Informationen, die im IAB-Betriebspanel zur Verfügung stehen, zu berechnen. Zwick (2007) z. B. zieht vom Umsatz die Ausgaben für Vorleistungen und die Lohnsumme ab. Die daraus resultierende Größe ist allerdings auch sehr ungenau (da z. B. Angaben über die Kapitalkosten fehlen, wobei man zumindest die Abschreibungen in Anlehnung an die Ausführungen unter 3.4.1.2 annähern könnte). Zudem weisen die Ausgaben für Vorleistungen und die Lohnsumme einen hohen zusätzlichen Anteil fehlender Werte auf.

3.4.2.1 Empirische Vorgehensweise

Die Modellierung der beiden endogenen Variablen, Einschätzung bzw. Bewertung der Ertragslage und erwartete Entwicklung des Geschäftsvolumens, erfolgt über geordnete multinomiale Modelle. Deren Grundidee besteht darin, Wahrscheinlichkeitsmasse in Abhängigkeit exogener Variablen auf die definierten, ordinal skalierten Kategorien zu verteilen. Bezeichnet man die beiden endogenen Variablen als π_i mit den Ausprägungen $j = 1, 2, 3$, dann ergibt sich die Wahrscheinlichkeit, dass der Betrieb i als Ausprägung mindestens $j = 2$ aufweist, aus

$$(3-20) \quad P(\pi_i > 2) = \Phi(\alpha_2 + x_i' \beta),$$

wobei $\Phi(\cdot)$ die Verteilungsfunktion einer Standardnormalverteilung ist. Dementsprechend handelt es sich beim betrachteten Modell um einen geordneten Probit-Ansatz (Long & Freese 2006). Problematisch an diesem einfachen Modell ist die Tatsache, dass sich die geschätzten Parameter zwischen den unterschiedlichen Kategorien lediglich hinsichtlich der Achsenabschnitte α_j unterscheiden. Die Betas sind dagegen identisch. Diese Annahme wird in der Literatur alternativ als „parallel lines assumption“ oder „parallel regressions assumption“ bezeichnet und führt im Resultat dazu, dass die marginalen Effekte für jede Kategorie ceteris paribus lediglich parallele Verschiebungen sind. Ein solches Modell ist allerdings in der Regel zu restriktiv (Williams 2006). Dem Problem begegnet ein sogenanntes generalisiertes geordnetes Probit-Modell. Die obige Wahrscheinlichkeit ergibt sich dann aus

$$(3-21) \quad P(\pi_i > 2) = \Phi(\alpha_2 + x_i' \beta_2),$$

d. h. in diesem Fall werden für die unterschiedlichen Kategorien unterschiedliche Betas bestimmt. Im Wesentlichen entspricht dies einer Sequenz von binären Probit-

Modellen, wobei dann für $j = 1$ die erste Kategorie mit der zweiten und der dritten und für $j = 2$ die ersten beiden mit der letzten verglichen werden. Ein solches Modell dürfte wiederum für die meisten Anwendungen in dem Sinne zu flexibel sein, als dass die „parallel lines assumption“ für manche Regressoren schon gilt. Passt man für diese dennoch unterschiedliche Koeffizienten für die verschiedenen geordneten Kategorien an, sinkt die Effizienz der Schätzung. Dies heißt nicht, dass sich die Anpassungsgüte verschlechtert. Im Gegenteil: Ein weniger restriktives Modell liefert nach dem Likelihood-Prinzip immer eine bessere Anpassungsgüte als das restriktivere, genestete Modell (Forster & Sober 2004). Der Schätzer wird allerdings unscharf, d. h. die Konfidenzintervalle für die Koeffizienten werden größer. Dementsprechend kann es sinnvoll sein, für einen Teil der Koeffizienten die „parallel regression assumption“ zu treffen und für einen anderen Teil nicht, wobei diese Entscheidung auf der Grundlage statistischer Tests und (ökonomischer) Theorien zu treffen ist (Hardin & Hilbe 2007; Williams 2006; Long & Freese 2006). Eine alternative Parametrisierung für ein generalisiertes geordnetes Probit-Modell schlagen etwa Peterson & Harrel (1990) vor. Sie schätzen β - und γ -Koeffizienten. Die β -Koeffizienten gelten dabei für alle Kategorien. Die γ -Koeffizienten geben dagegen die Unterschiede in den Koeffizienten zwischen den Kategorien an. Für die obige Wahrscheinlichkeit gilt dann

$$(3-21) \quad P(\pi_i > 2) = \Phi(\alpha_2 + x_i'(\beta + \gamma_2)).$$

Die statistische Vorgehensweise im Rahmen der vorliegenden Arbeit lässt sich schließlich insgesamt folgendermaßen zusammenfassen: In einem ersten Schritt wird in der Parametrisierung von Peterson & Harrel (1990) das allgemeinste Modell geschätzt, d. h. β - und γ -Koeffizienten für alle exogenen Variablen. Eine zweite, darauf aufbauende Schätzung unterstellt dann für die Variablen, deren γ -Koeffizienten auf dem 5 %-Niveau insignifikant von Null verschieden sind, die „parallel regression assumption“. In einem letzten Schritt erfolgt dann ein Vergleich des restringierten Modells mit dem unrestringierten über einen Likelihood-Ratio-Test. Für den Zweck der vorliegenden Analyse ist es insbesondere interessant, inwieweit es in Abhängigkeit des Arbeitszeitkontendummies ceteris paribus Verschiebungen in der Verteilung der Wahrscheinlichkeitsmasse über die geordneten Kategorien gibt. Da es sich um einen Paneldatensatz handelt, wird für die Standardfehler erneut der modifizierte Sandwich-Schätzer verwendet⁶ (Hardin & Hilbe 2007).

6 Es sei darauf hingewiesen, dass damit ein Likelihood-Ratio-Test strenggenommen nicht mehr zulässig ist, da von einer fehlspezifizierten Likelihood-Funktion ausgegangen wird (Hardin & Hilbe 2003). Die adäquatere Vorgehensweise wäre ein Wald-Test. Dieser liefert allerdings in der Regel sehr ähnliche Ergebnisse.

Bei der Auswahl der Kontrollvariablen sollte zum einen die Beschäftigtenstruktur im Betrieb berücksichtigt werden. Diese kann durch Inflexibilitäten am Arbeitsmarkt, wie z. B. Kündigungsschutz oder dem Mangel an bestimmten Beschäftigtengruppen, beeinflusst werden. Als Resultat weisen manche Betriebe unter Umständen nicht ihre gewinnoptimale Beschäftigtenstruktur auf und die Variation des Anteils bestimmter Beschäftigtengruppen würde zu einer Veränderung der Gewinnsituation führen (Zwick 2007). Um dies zu berücksichtigen, gehen in die Schätzungen der Anteil der qualifizierten Mitarbeiter, der Anteil der Auszubildenden und die Teilzeit- und Frauenquote ein. Zum anderen sollte die Kapitalausstattung der Betriebe Berücksichtigung finden, was durch den technischen Stand der Anlagen geschieht. Wie oben bereits angesprochen (Kapitel 2), hat die Länge der Arbeitszeit Einfluss auf die Arbeitskosten und somit auf den Gewinn, weswegen auch die normale Arbeitszeit der Vollzeitbeschäftigten in die Schätzungen eingeht. International tätige Betriebe sind produktiver bzw. effizienter (Schank, Schnabel & Wagner 2008), gleichzeitig sind sie aber auch einem härteren Konkurrenzkampf ausgeliefert. Dies soll mit Hilfe des Anteils der Exporte am Umsatz berücksichtigt werden (Zwick 2007). Weiterhin dürften der Betriebsrat und die Tarifbindung einen Einfluss auf die Gewinnsituation haben. Betriebsräte verbessern zum einen den Informationsfluss zwischen Unternehmensleitung und Beschäftigten und verzögern aber auch gleichzeitig Entscheidungen (Schank, Schnabel & Wagner 2004). Die Tarifbindung dürfte Einfluss auf die Löhne, insbesondere auf die Lohnstruktur, haben. Schließlich finden ein Ostdummy, Branchendummies, Zeitdummies und Betriebsgrößendummies Berücksichtigung. Die deskriptiven Statistiken zu den Variablen befinden sich in Tabelle A3-1 und A3-2 im Anhang. In Tabelle 3-2 sind Deskriptionen zu den abhängigen Variablen aufgelistet.

Im gesamten Sample weisen Betriebe mit Arbeitszeitkonten häufiger eine bessere, aber gleichzeitig auch öfter eine schlechtere Ertragssituation als Betriebe ohne Arbeitszeitkonten auf. Bei der Teilstichprobe der Wechsler gibt es im Prinzip keine Unterschiede hinsichtlich der Ertragssituation. Sie ist in Betrieben mit Arbeitszeitkonten genauso oft positiv, aber etwas häufiger negativ, d. h. die Einführung von Arbeitszeitkonten scheint eher mit einer Verschlechterung der Ertragslage einherzugehen, wenngleich die Unterschiede, wie bereits angemerkt, sehr klein sind. Bei den Geschäftserwartungen gibt es insgesamt ein klareres Bild: Sowohl in der gesamten Stichprobe als auch in der Teilstichprobe der Wechsler zeigt sich bei den Betrieben mit Arbeitszeitkonten eine höhere Wahrscheinlichkeit für bessere Geschäftserwartungen und eine geringere Wahrscheinlichkeit für schlechtere Geschäftserwartungen als für die Betriebe ohne Arbeitszeitkonten.

Tabelle 3–2: Deskriptive Statistiken zur Ertragslage und den Geschäftserwartungen

	Betriebe mit Arbeitszeitkonten	Betriebe ohne Arbeitszeitkonten
Gesamtstichprobe, d. h. alle Betriebe		
Sehr gute oder gute Ertragslage	0,39	0,35
Befriedigende oder ausreichende Ertragslage	0,49	0,56
Mangelhafte Ertragslage	0,12	0,09
Steigende Geschäftserwartungen	0,32	0,19
Gleichbleibende Geschäftserwartungen	0,46	0,55
Sinkende Geschäftserwartungen	0,22	0,26
Teilstichprobe der Wechsler		
Sehr gute oder gute Ertragslage	0,37	0,37
Befriedigende oder ausreichende Ertragslage	0,52	0,53
Mangelhafte Ertragslage	0,11	0,10
Steigende Geschäftserwartungen	0,27	0,22
Gleichbleibende Geschäftserwartungen	0,51	0,50
Sinkende Geschäftserwartungen	0,23	0,27
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007.		

3.4.2.2 Ergebnisse

In Tabelle 3–3 befinden sich die Ergebnisse für die erwartete Entwicklung des Geschäftsvolumens auf der Grundlage der gesamten Stichprobe und auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler in Tabelle 3–4. Dort sind lediglich Spalten für sinkende und gleichbleibende Geschäftserwartungen aufgelistet. Dies rührt daher, dass die Koeffizienten als Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, sich in einer höheren Kategorie zu befinden, interpretiert werden müssen. So geben z. B. die Koeffizienten in der Spalte gleichbleibende Geschäftserwartungen die Richtung des Einflusses der jeweiligen Variable auf die Wahrscheinlichkeit an, eine bessere als eine gleichbleibende Geschäftserwartung aufzuweisen. Es zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit einer negativen Geschäftserwartung in keinem Zusammenhang zur Existenz von Arbeitszeitkonten steht. Die Wahrscheinlichkeit positiver Geschäftserwartungen ist allerdings in Betrieben mit Arbeitszeitkonten höher. Um die Ergebnisse etwas „greifbarer“ zu machen, empfiehlt es sich, einen marginalen Effekt zu bestimmen. Da dieser sowohl vom Koeffizienten für die interessierende Variable abhängt als auch von den anderen Größen im Modell, ist eine Stelle zu bestimmen, an der die marginalen Effekte berechnet werden. In der vorliegenden Analyse wird hierfür die mittlere lineare Prognose für die erklärenden Variablen im Modell

gewählt. Für den marginalen Effekt der Existenz oder Einführung von Arbeitszeitkonten auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb positive Geschäftserwartungen aufweist, heißt dies z. B.

$$(3-22) \quad \Delta = \Phi(\alpha_2 + \overline{x' \beta_2} + \beta_{2,AZK}) - \Phi(\alpha_2 + \overline{x' \beta_2}).$$

Φ ist die Verteilungsfunktion einer Standardnormalverteilung. Da es sich bei Δ um eine differenzierbare Funktion normalverteilter Parameter handelt, kann der Standardfehler mit Hilfe der Delta-Methode berechnet werden (Xu & Long 2005).

Der marginale Effekt der Existenz von Arbeitszeitkonten auf die Wahrscheinlichkeit positiver Geschäftserwartungen beträgt demnach 5,6 %-Punkte. Für die Wechsler ist dagegen die Wahrscheinlichkeit negativer Geschäftserwartungen niedriger, d. h. die Wahrscheinlichkeit dafür, eine bessere als sinkende Geschäftserwartung zu haben, ist in Arbeitszeitkontenbetrieben um ca. 3 %-Punkte höher (marginaler Effekt). Die Wahrscheinlichkeit positiver Geschäftserwartungen ist um ca. 3,2 %-Punkte höher, wobei die angesprochenen marginalen Effekte alle signifikant sind. Der Zusammenhang zwischen der Existenz oder der Einführung von Arbeitszeitkonten und der erwarteten Entwicklung des Geschäftsvolumens ist somit insgesamt positiv.

Die Ergebnisse hinsichtlich der Ertragslage können den Tabellen 3-5 und 3-6 entnommen werden. Hierbei handelt es sich ebenfalls wieder um die β -Koeffizienten. Marginale Effekte können analog zu (3-22) berechnet werden. Es zeigt sich sowohl für die gesamte Stichprobe als auch für die Teilstichprobe ein negativer Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Arbeitszeitkonten und der Ertragslage, wenngleich dieser im ersten Fall lediglich auf dem 10 %-Niveau signifikant und im zweiten Fall insignifikant ist. Zwar scheint der Vergleich zwischen den Betrieben, wie oben bereits angemerkt, aufgrund des starken subjektiven Moments, das in dieser Variable enthalten ist, wenig aussagekräftig zu sein. Betrachtet man aber die Höhe der Koeffizienten für den Arbeitszeitkontendummy zwischen den beiden Schätzungen, fällt auf, dass diese betragsmäßig nahezu identisch sind. Auch die marginalen Effekte entsprechen sich weitestgehend. Auf der Grundlage der gesamten Stichprobe beträgt der marginale Effekt für die Wahrscheinlichkeit, mindestens eine ausreichende Ertragslage aufzuweisen, -1,2 %-Punkte und ist gerade noch auf dem 10 %-Niveau signifikant (-1,0 %-Punkte beträgt er auf der Grundlage der Teilstichprobe). Die Wahrscheinlichkeit für eine mindestens gute Ertragslage beträgt in beiden Stichproben -2,4 %-Punkte, für die Wechsler ist dieser Effekt allerdings nicht signifikant.

Tabelle 3-3: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Geschäftserwartungen¹⁾ auf der Grundlage der gesamten Stichprobe (β -Koeffizienten)

	Sinkende Geschäftserwartungen	Gleichbleibende Geschäftserwartungen
Arbeitszeitkontendummy	-0,02	0,17***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,09*	0,09*
Quote der Auszubildenden	-0,25	0,17
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,27***	0,11
Frauenquote	0,01	-0,11
Technischer Stand der Anlagen (1 sehr gut – 5 schlecht)	-0,10***	-0,10***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	$4 \cdot 10^{-3}$	$4 \cdot 10^{-3}$
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	0,29***	0,57***
Betriebsrat (Dummy)	-0,06	-0,06
Branchentarifvertrag (Dummy)	-0,07**	-0,07**
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,06	0,06
Betriebsgrößendummies		
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	0,06	0,14***
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	0,08*	0,20***
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	0,07	0,30***
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,20*	0,39***
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	0,20*	0,42***
Ostdeutschland (Dummy)	-0,17***	-0,17***
Branchendummies	***	***
Zeitdummies	***	***
Konstante	0,77***	-0,85***
<i>Fallzahl</i>	<i>13.541</i>	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007.		
1) Kategorien der abhängigen Variable: sinkend, gleichbleibend, steigend		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle 3-4: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Geschäftserwartungen^{m)} auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler (β -Koeffizienten)

	Sinkende Geschäftserwartungen	Gleichbleibende Geschäftserwartungen
Arbeitszeitkontendummy	0,10*	0,10*
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,26**	0,26**
Quote der Auszubildenden	-0,54	0,28
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,19	-0,19
Frauenquote	-0,29**	-0,29***
Technischer Stand der Anlagen (1 sehr gut – 5 schlecht)	-0,14***	-0,14***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	0,03	-0,02
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	0,95***	0,95***
Betriebsrat	0,14	-0,15
Branchentarifvertrag	-0,16**	-0,16**
Firmentarifvertrag	0,10	0,10
Betriebsgrößendummies		
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	0,21*	0,19*
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	-0,10	0,18*
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	-0,07	0,24*
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,14	0,28
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	-0,10	0,69**
Ostdummy	-0,17**	-0,17**
Branchendummies	***	**
Zeitdummies	**	**
Konstante	0,07	0,32
<i>Fallzahl</i>	2.112	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007.		
m) Kategorien der abhängigen Variable: sinkend, gleichbleibend, steigend		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Eine an dieser Stelle etwas spekulative Erklärung für das hier gefundene Ergebnis könnte darin bestehen, dass die Betriebe, die Arbeitszeitkonten einsetzen, ambitionierter und damit seltener zufrieden mit ihrer Ertragslage sind. Dazu passen auch die insgesamt besseren Geschäftserwartungen. Hierfür wären allerdings noch weitere Analysen notwendig.

Die deskriptiven Ergebnisse für die abhängigen Größen weichen teilweise von denen der multivariaten Analysen ab. Dies ist weitgehend unproblematisch, wenn sich

für einen deskriptiven Befund kein signifikanter Zusammenhang in einer multivariaten Analyse zeigt, was bei den negativen Geschäftserwartungen im Gesamtsample der Fall ist. Wenn sich allerdings ein deskriptiver Zusammenhang in einer multivariaten Analyse umdreht und gleichzeitig signifikant ist, bedarf dies einer Erklärung oder zumindest einer Erwähnung. Dies ist bei der positiven Ertragslage im Gesamtsample der Fall. Hier zeigt sich deskriptiv ein etwas höherer Anteil für Betriebe mit Arbeitszeitkonten. In den multivariaten Analysen ist die Wahrscheinlichkeit für diese Gruppe allerdings geringer. Ein Grund hierfür könnte in Betriebsgrößeneffekten liegen, worauf auch weitere Schätzungen hindeuten. Dazu wurde zunächst ein geordnetes multivariates Probit-Modell mit einer Konstanten und einem Arbeitszeitkontendummy geschätzt. Hier ergibt sich gerade der deskriptive Befund. Führt man in diese Schätzung die Betriebsgrößendummies ein, kippen die Ergebnisse. Dann bekommt man gerade den negativen Zusammenhang zwischen der Existenz von Arbeitszeitkonten und der Wahrscheinlichkeit, die Ertragslage als positiv zu bewerten.

Tabelle 3-5: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Ertragslage^{nl} auf der Grundlage der gesamten Stichprobe (β -Koeffizienten)

	Mangelhafte Ertragslage	Ausreichende bis befriedigende Ertragslage
Arbeitszeitkontendummy	-0,07*	-0,07*
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	-3*10 ⁻³	0,17***
Quote der Auszubildenden	-0,12	-0,12
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,03	-0,03
Frauenquote	0,04	-0,19**
Technischer Stand der Anlagen (1 sehr gut – 5 schlecht)	-0,19***	-0,28***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	4*10 ⁻⁵	4*10 ⁻⁵
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	0,08	0,55***
Betriebsrat (Dummy)	-0,08	-0,08
Branchentarifvertrag (Dummy)	-0,03	-0,03
Firmentarifvertrag (Dummy)	-0,11*	-0,11*
Betriebsgrößendummies		
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	-0,03	0,05
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	-0,04	0,16***
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	-0,07	0,21***
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,11	0,29***
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	0,11	0,21***
Ostdummy	0,03	0,12***

Fortsetzung Tabelle 3-5		
Branchendummies	***	***
Zeitdummies	***	***
Konstante	1,72***	0,21
<i>Fallzahl</i>	13.541	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007.		
n) Kategorien der abhängigen Variable: schlecht, ausreichend bis befriedigend und gut bis sehr gut		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle 3-6: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Ertragslage^{o)} auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler (β -Koeffizienten)

	Mangelhafte Ertragslage	Ausreichende bis befriedigende Ertragslage
Arbeitszeitkontendummy	-0,06	-0,06
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,18	0,18
Quote der Auszubildenden	-0,75*	0,18
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,19	-0,19
Frauenquote	-0,04	-0,04
Technischer Stand der Anlagen (1 sehr gut – 5 schlecht)	-0,25***	-0,25***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	$-5 \cdot 10^{-5}$	$-5 \cdot 10^{-5}$
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	0,65**	0,65**
Betriebsrat (Dummy)	0,34**	0,05
Branchentarifvertrag (Dummy)	-0,14	-0,14
Firmentarifvertrag (Dummy)	-0,06	-0,06
Betriebsgrößendummies		
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	-0,01	-0,16
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	-0,37***	-0,06
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	-0,48***	0,05
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	-0,39	-0,02
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	-0,42	0,21
Ostdummy	0,01	0,01
Branchendummies	***	***
Zeitdummies	***	***
Konstante	1,98***	0,32
<i>Fallzahl</i>	2.112	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007.		
o) Kategorien der abhängigen Variable: mangelhaft, ausreichend bis befriedigend und gut bis sehr gut		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Insgesamt bleibt also festzuhalten, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten bessere Geschäftserwartungen aufweisen. Dieser Zusammenhang lässt sich auch bei den Wechslern zeigen, d. h. mit der Einführung (Abschaffung) von Arbeitszeitkonten gehen steigende (sinkende) Geschäftserwartungen einher. Gleichzeitig sind Arbeitszeitkontenbetriebe *ceteris paribus* weniger zufrieden mit ihrer geschäftlichen Lage, wenngleich dieser Zusammenhang ökonomisch und statistisch schwächer ist und sich für die Wechsler statistisch gesehen nicht nachweisen lässt. Dieses Ergebnis bedarf trotzdem weiterer Forschungsanstrengungen. Haben wir es hier vielleicht mit ambitionierteren Betrieben zu tun, deren Geschäftserwartungen enttäuscht werden? Tabelle 3-7 fasst die zentralen multivariaten Ergebnisse (marginale Effekte der Schätzungen aus den Tabellen 3-3 bis 3-6) nochmal zusammen.

Tabelle 3-7: Zusammenfassung der Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der Gewinnsituation (Effekte des Arbeitszeitkontendummy)

	Gesamtstichprobe	Teilstichprobe der Wechsler
Wahrscheinlichkeit besserer als sinkende Geschäftserwartungen	-0,005	0,030*
Wahrscheinlichkeit besserer als gleichbleibende Geschäftserwartungen	0,056***	0,032*
Wahrscheinlichkeit besserer als mangelhafte Ertragslage	-0,012*	-0,010
Wahrscheinlichkeit besserer als befriedigende oder ausreichende Ertragslage	-0,024*	-0,024
Eigene Berechnungen auf der Grundlage der Schätzungen in den Tabellen 3-3 bis 3-6.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		
Die Unterschiede in den Wahrscheinlichkeiten werden an der Stelle der mittleren linearen Prognose für die exogenen Variablen berechnet.		

3.4.3 Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung

In einem weiteren Schritt erfolgt die Betrachtung des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung. Dieser Abschnitt ist in einem besonders engen Zusammenhang zum vorherigen zu sehen, da davon auszugehen ist, dass die Geschäftserwartungen und die Ertragslage mit der Entwicklung der Beschäftigung stark korrelieren. Gleichzeitig wurde oben ein zum Teil signifikanter Zusammenhang zwischen der Existenz von Arbeitszeitkonten und den Geschäftserwartungen sowie der Ertragslage gefunden. Die Beschäftigungsentwicklung wird wie in Kapitel 2 anhand der logarithmierten Anzahl der Beschäftigten gemessen.

3.4.3.1 Empirische Vorgehensweise

Unterschiede in den Beschäftigungsentwicklungen in Abhängigkeit der Existenz von Arbeitszeitkonten sollen in diesem Abschnitt, soweit wie möglich, innerhalb dynamischer Arbeitsnachfragefunktionen (siehe hierzu auch Kölling 1998) identifiziert werden. Die allgemeine lineare Schätzgleichung hierzu lautet

$$(3-22) \quad \log N_{it} = \alpha_i + \gamma \log N_{it-1} + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it},$$

wobei $\log N_{it}$ die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten in Betrieb i zum Zeitpunkt t , α_i ein betriebspezifischer Achsenabschnitt, $\log N_{it-1}$ die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten in Betrieb i zum Zeitpunkt $t-1$ und x_{it} ein Vektor exogener Variablen ist. Die Störgröße ε_{it} sei zeitlich nicht korreliert.

Anders als in Abschnitt 3.4.1 liefert hier eine OLS-Schätzung in Kombination mit einer Within-Transformation keinen unverzerrten Schätzer für die Koeffizienten, da die mittlere Störgröße $\bar{\varepsilon}_i$ mit der verzögerten logarithmierten Beschäftigung $\log N_{it-1}$ korreliert ist (Arellano 2003). Insbesondere für den Fall, dass die Anzahl der betrachteten Zeitperioden klein ist, kann es zu beträchtlichen Verzerrungen kommen (Nickell 1981). Die Verzerrung verschwindet schließlich für $T \rightarrow \infty$. Somit ist ein solcher Schätzer verzerrt, aber konsistent. Da die Anzahl der Perioden, die hier betrachtet werden, aber nicht besonders groß ist, kann dieser Punkt in der vorliegenden Anwendung nicht ignoriert werden. Anderson & Hsiao (1982) lösen dieses Problem, indem sie keine Within-Transformation durchführen, sondern in einem ersten Schritt die ersten Differenzen, d. h.

$$(3-23) \quad (\log N_{it} - \log N_{it-1}) = \gamma (\log N_{it-1} - \log N_{it-2}) + (x_{it} - x_{it-1})' \beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$$

betrachten. Diese Schätzgleichung ist ebenfalls unabhängig von α_i . Offensichtlich ist allerdings der transformierte Störterm mit der transformierten verzögerten abhängigen Variable korreliert, so dass eine Schätzung von (3-23) mit Hilfe von OLS weiterhin verzerrte Koeffizienten liefert. Um dieses Problem zu umgehen, kann ein IV-Schätzer mit z. B. $\log N_{it-2}$ als Instrument für $(\log N_{it-1} - \log N_{it-2})$ verwendet werden. Dieses Instrument ist offensichtlich mit dem zu instrumentierenden Ausdruck korreliert und – unter der Voraussetzung, dass die transformierten Residuen höchstens Autokorrelation erster Ordnung aufweisen – mit dem transformierten Störterm unkorreliert. Arellano & Bond (1991) konstruieren aus dieser Grundidee einen GMM-Schätzer, der alle weiteren verzögerten Werte der endogenen Variable als Instrumente berücksichtigt, also z. B. $\log N_{it-3}$, $\log N_{it-4}$ usw. (Arellano 2003). Überdies können noch die verzögerten Differenzen der exogenen Variablen als Instrumente verwendet werden.

Ausgeklammert wurde bisher das Problem, dass der Arbeitszeitkontendummy über die Zeit kaum variiert. Der Effekt der Existenz von Arbeitszeitkonten ist somit aufgrund der Bildung der ersten Differenzen für die Betriebe, die den Status nicht wechseln, überhaupt nicht und für die Statuswechsler lediglich zwischen den Jahren identifizierbar, in denen der Wechsel stattfindet. Multipliziert man allerdings den Arbeitszeitkontendummy mit der Jahreszahl (z. B. 2000, 2001, ..., 2007), dann bleibt nach der Bildung der ersten Differenzen gerade der Arbeitszeitkontendummy stehen (Addison & Teixeira 2006; Nickell, Wadhvani & Wall 1992). Dies gilt ganz offensichtlich für die Betriebe, die nicht wechseln. Bei den Wechslern führt eine solche Vorgehensweise in der Regel zu Problemen. Hat ein Betrieb z. B. in $t=2004$ keine Arbeitszeitkonten, in $t+1=2005$ allerdings schon, beträgt der Wert für den transformierten Arbeitszeitkontendummy AZK_D_t in $t+1$ $AZK_D_{2005}=2005$. Dieses Problem stellt sich allerdings in der vorliegenden Anwendung nicht, da die Information, ob Arbeitszeitkonten eingesetzt werden, nur alle zwei Jahre erhoben wird. D. h. bei einem Statuswechsel entsteht, wie oben bereits angemerkt, für ein Jahr eine Lücke.

Schließlich ist zu beachten, dass die Teilstichprobe der Statuswechsler im Rahmen dieser dynamischen Analysen nichts mehr mit einem Vorher-Nachher-Vergleich zu tun hat, da die Wechsler in der Regel nur noch in einem Status in die Schätzungen eingehen. Für zwei unterschiedliche Status müssten sie mindestens drei Perioden im jeweiligen beobachtet werden. Diese Voraussetzung erfüllen nur sehr wenige Betriebe. Um dennoch einen Vorher-Nachher-Vergleich in einem ähnlichen Design wie dem GMM-Schätzer von Arellano & Bond (1991) anstellen zu können, wird zusätzlich ein statischer Ansatz in den ersten Differenzen betrachtet. Dieser entspricht letztlich (3-23) mit dem Unterschied, dass $\gamma(\log N_{it-1} - \log N_{it-2})$ nicht enthalten ist. Die Kontrollvariablen entsprechen weitgehend denen aus Kapitel 2 der vorliegenden Arbeit. Neben der Ertragsituation der Vorperiode (allerdings ordinal gemessen wie im obigen Unterabschnitt), gehen auch die Geschäftserwartungen (ebenfalls ordinal gemessen) in die Schätzungen ein. Dies impliziert eine Linearitätsannahme, d. h. Betriebe reagieren mit ihrer Arbeitsnachfrage z. B. auf eine Verbesserung der Geschäftserwartungen (z. B. von negativ auf positiv) betragsmäßig im selben Ausmaß als auf eine Verschlechterung der Geschäftserwartungen (d. h. von positiv auf negativ). Das Gleiche gilt natürlich für die Ertragsituation. Oder anders ausgedrückt: Der Koeffizient für positive Geschäftserwartungen entspricht betragsmäßig dem Koeffizient für negative Geschäftserwartungen, wenn man getrennte Dummies für positive Geschäftserwartungen und negative Geschäftserwartungen in die Schätzung aufnimmt. Diese Linearitätsannahme kann unter Umständen problematisch sein. Wald-Tests rechtfertigen allerdings eine solche restriktive Betrachtung. Darüber hinaus gehen die Arbeitszeit, die die Intensität der Nutzung des Faktors Arbeit angibt, der Anteil der Teilzeitbeschäftigten und die Frauenquote

in die Schätzungen ein. Der Exportanteil gibt Aufschluss über die Intensität des internationalen Wettbewerbs, dem ein Betrieb ausgesetzt ist. Schließlich finden Variablen Berücksichtigung, die Aufschluss über die industriellen Beziehungen geben (Betriebsratsdummy, Tarifvertragsdummies). Die deskriptiven Statistiken zu diesen Variablen finden sich im Anhang in Tabelle A3-1 und Tabelle A3-2. Die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten ist schließlich in den Betrieben mit Arbeitszeitkonten sowohl in der Gesamtstichprobe als auch in der Teilstichprobe der Wechsler höher als in den Betrieben ohne Arbeitszeitkonten, wenngleich der Unterschied bei den Wechslern viel kleiner ausfällt.

3.4.3.2 Ergebnisse

In Tabelle 3-8 befinden sich die Schätzungen der statischen und der dynamischen Arbeitsnachfragefunktionen auf der Grundlage der gesamten Stichprobe. Der Arelano-Bond-Test auf Autokorrelation 2. Ordnung in den transformierten Residuen verwirft diese Hypothese, so dass die Annahme zeitlich nicht korrelierter Residuen plausibel erscheint. Vergleicht man die dynamische und die statische Arbeitsnachfragefunktionen miteinander, so zeigen sich zumindest qualitativ kaum Unterschiede. Die zentrale, hier interessierende Variable, d. h. der Arbeitszeitkontendummy, hat in keinem Modell einen signifikanten Einfluss.

In Tabelle 3-9 sind die Ergebnisse der Schätzung der statischen Arbeitsnachfragefunktion auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler aufgelistet. Auch hier zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung.

Diese Ergebnisse überraschen indes nicht sonderlich. Sollte es doch in erster Linie die oben bereits angesprochene verbesserte Kosten- und Gewinnsituation sein, die die Beschäftigungsentwicklung in Betrieben mit Arbeitszeitkonten günstiger verlaufen lässt. Die Ertragsituation der Vorperiode und die Geschäftserwartungen sind allerdings bereits im geschätzten Modell enthalten. Vom Arbeitszeitkontendummy ist somit kaum noch ein zusätzlicher Effekt auf die Beschäftigungsentwicklung zu erwarten, was sich in den Schätzungen auch zeigt.

Erwartungsgemäß korreliert die Beschäftigungsentwicklung stark positiv mit den Geschäftserwartungen und der Ertragsituation der Vorperiode. Dies zeigt sich in allen Schätzungen. Gleichzeitig wurde in den Analysen oben (3.4.2) ein starker Zusammenhang zwischen den Geschäftserwartungen und dem Einsatz von Arbeitszeitkonten nachgewiesen. Gleiches ist für Arbeitszeitkonten und die Ertragsituation der Fall, wenn es dort auch nicht um die in der Vorperiode geht. Damit könnten Arbeitszeitkonten mittelbar, d. h. über andere Größen, z. B. über bessere Geschäftserwartungen, einen Einfluss auf die Beschäftigungsentwicklung haben. Diesem Punkt wird im Folgenden nachgegangen.

Tabelle 3-8: Dynamische und statische Arbeitsnachfragefunktionen auf der Grundlage der gesamten Stichprobe

	Statische Arbeitsnachfragefunktion	Dynamische Arbeitsnachfragefunktion
Logarithmus der verzögerten Anzahl der Beschäftigten, d. h. $\log N_{it-1}$	-	0,61***
Arbeitszeitkontendummy	$3 \cdot 10^{-3}$	$2 \cdot 10^{-3}$
Geschäftserwartungen (1 = sinkend, 2 = gleichbleibend, 3 = steigend)	0,01***	0,02***
Ertragslage in der Vorperiode (1 = schlecht bzw. mangelhaft, 2 = ausreichend bis befriedigend, 3 = gut bis sehr gut)	0,02***	0,03***
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	-0,02	-0,02
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	-0,01	-0,05
Betriebsrat	0,01	$3 \cdot 10^{-4}$
Branchentarifvertrag	-0,01	-0,02*
Firmentarifvertrag	-0,02*	-0,02
Normalarbeitszeit	$2 \cdot 10^{-5}$	$9 \cdot 10^{-4}$
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,14***	0,13***
Frauenquote	-0,01	-0,05
Zeitdummies	***	***
Arellano-Bond-Test		
AR(1) in den transformierten Residuen	z-Wert: 0,00	
AR(2) in den transformierten Residuen	z-Wert: 0,23	
R^2		0,06
Fallzahl	10.123	7.253
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000-2007.		
Die Variablen gehen als erste Differenzen in die Schätzungen ein. Abhängige Variable ist der Logarithmus der Anzahl der Beschäftigten.		
Bei der dynamischen Arbeitsnachfrage handelt es sich um einen zweistufigen GMM-Differenzen-Schätzer, zur Berechnung der Standardfehler wurde eine Windmeijer-Korrektur vorgenommen (Windmeijer 2005).		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle 3-9: Statische Arbeitsnachfragefunktion auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler

	Statische Arbeitsnachfragefunktion
Logarithmus der verzögerten Anzahl der Beschäftigten, d. h. $\log N_{it-1}$	0,01
Arbeitszeitkontendummy	-0,02
Geschäftserwartungen (1 = sinkend, 2 = gleichbleibend, 3 = steigend)	0,01*
Ertragslage in der Vorperiode (1 = schlecht bzw. mangelhaft, 2 = ausreichend bis befriedigend, 3 = gut bis sehr gut)	0,03***
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	-0,40***
Exportanteil (Anteil der Exporte am Umsatz)	-0,02
Betriebsrat	0,02
Branchentarifvertrag	-0,04**
Firmentarifvertrag	-0,12**
Normalarbeitszeit	-2*10 ⁻³
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,30***
Frauenquote	-0,24*
Zeitdummies	***
R^2	0,04
Fallzahl	1.153

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000-2007.
Die Variablen gehen als erste Differenzen in die Schätzungen ein. Abhängige Variable ist der Logarithmus der Anzahl der Beschäftigten.
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

3.4.3.3 Mittelbarer Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung über die Gewinnsituation

Die Ausführungen unter (3.4.2) haben gezeigt, dass die Gewinnsituation in einem starken Zusammenhang zur Existenz von Arbeitszeitkonten steht. Dies gilt vor allem für die Geschäftserwartungen. Gleichzeitig korreliert die Beschäftigungsentwicklung mit der Gewinnsituation. Schätzt man nun in einem weiteren Schritt die obigen Arbeitsnachfragefunktionen nochmal, allerdings ohne die Geschäftserwartungen und die Ertragsituation in der Vorperiode, sollte die Korrelation zwischen dem Arbeitszeitkontendummy und diesen beiden Größen in den Koeffizienten für den Arbeitszeitkontendummy gehen (sogenannter „omitted variable bias“).

Der Koeffizient für den Arbeitszeitkontendummy bleibt in diesen Schätzungen allerdings insignifikant. Auch für den Fall, dass lediglich die Geschäftserwartungen

aus der Schätzgleichung herausgenommen werden, zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsentwicklung und der Existenz von Arbeitszeitkonten. Es lassen sich also auf diese Weise keine Anhaltspunkte für einen mittelbaren Zusammenhang zwischen der Existenz von Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung über die Geschäftserwartungen und/oder die Ertragslage der Vorperiode finden.

Ein solcher Zusammenhang hängt schließlich nicht alleine davon ab, ob zwischen den Betrieben mit und jenen ohne Arbeitszeitkonten Unterschiede in den Geschäftserwartungen und der Ertragslage bestehen. Es geht vielmehr auch darum, wie sich diese Unterschiede auf die Beschäftigungsentwicklung auswirken. So kann es auch durchaus sein, dass sich Differenzen in den Geschäftserwartungen oder in der Ertragslage gar nicht (so stark) auswirken, wenn es Unterschiede hinsichtlich der Wirkung dieser Größen zwischen den Gruppen gibt.

Diesem Punkt wird abschließend noch nachgegangen. Methodisch eignet sich dazu eine sogenannte Oaxaca-Blinder-Zerlegung (Blinder 1973; Oaxaca 1973). Sie schafft eine Unterscheidung zwischen Ausstattungseffekt (z. B. Unterschiede in der Beschäftigungsentwicklung aufgrund von Unterschieden in den Geschäftserwartungen) und Bewertungseffekt (die Geschäftserwartungen wirken sich in den unterschiedlichen Gruppen anders aus). Dabei kann sich ein insignifikanter Gesamteffekt durchaus aus signifikanten Teileffekten zusammensetzen, die sich überlagern.

Letztlich geht es an dieser Stelle auch darum, zu überprüfen, inwieweit die Ergebnisse hier konsistent mit denen oben sind. Folglich ist es interessanter, in diesem weiteren Schritt nicht die ersten Differenzen in den Geschäftserwartungen und in der verzögerten Ertragssituation zu betrachten, sondern die Niveaus. Dies geschieht dadurch, dass die Variablen über die Zeit aufsummiert werden. Nach der Differenzenbildung bleiben dann die Niveaus stehen. Die Oaxaca-Blinder-Zerlegung erfolgt schließlich auf der Grundlage der statischen Analyse.

Die Grundidee einer solchen Dekomposition ist relativ einfach: Der Bewertungseffekt ist der Unterschied in der Bewertung der Ausstattung der Betriebe, die keine Arbeitszeitkonten haben. Der Ausstattungseffekt ergibt sich dagegen aus der Bewertung des Unterschieds in den Ausstattungen durch die Arbeitszeitkontenbetriebe (siehe hierzu auch z. B. Jann 2008). Dieser Grundgedanke lässt sich auch folgendermaßen darstellen: Ausgangspunkt sind die Schätzgleichungen:

$$(3-24) \quad \Delta \log N_{it}^A = \Delta x_{it}^{A'} \beta^A + \pi_{it}^{A'} \lambda^A + \Delta \varepsilon_{it}$$

$$(3-25) \quad \Delta \log N_{it}^{nA} = \Delta x_{it}^{nA'} \beta^{nA} + \pi_{it}^{nA'} \lambda^{nA} + \Delta \varepsilon_{it}$$

Bei $\Delta \log N_{it}^A$ handelt es sich um die ersten Differenzen der logarithmierten Anzahl der Beschäftigung in Betrieb i zum Zeitpunkt t . Das A soll kennzeichnen, dass es sich um einen Arbeitszeitkontenbetrieb handelt. Im Vektor Δx_{it}^A sind die exogenen Variablen in ersten Differenzen enthalten. π_{it}^A ist der Vektor der exogenen Variablen, die in Niveaus in die Schätzung eingehen, $\Delta \varepsilon_{it}$ der transformierte Störterm. Die Gleichung (3-25) ist die Schätzgleichung für die Betriebe, die kein Arbeitszeitkonto haben. Der mittlere Unterschied in der Beschäftigungsentwicklung lässt sich dann darstellen als

$$(3-26) \quad E(\Delta \log N_{it}^A - \Delta \log N_{it}^{nA}) = \overline{\Delta x_{it}^A}' \beta^A + \overline{\pi_{it}^A}' \lambda^A - \overline{\Delta x_{it}^{nA}}' \beta^{nA} - \overline{\pi_{it}^{nA}}' \lambda^{nA}.$$

Daraus folgt

$$(3-27) \quad E(\Delta \log N_{it}^A - \Delta \log N_{it}^{nA}) = \overline{\Delta x_{it}^{nA}}' (\beta^A - \beta^{nA}) + \overline{\pi_{it}^{nA}}' (\lambda^A - \lambda^{nA}) + (\overline{\Delta x_{it}^A} - \overline{\Delta x_{it}^{nA}})' \beta^A + (\overline{\pi_{it}^A} - \overline{\pi_{it}^{nA}})' \lambda^A.$$

Der Ausdruck in der ersten Zeile von (3-27) ist dabei der Bewertungseffekt und der in der zweiten Zeile der Ausstattungseffekt. Da die Existenz von Arbeitszeitkonten mit höheren Beschäftigungserwartungen einhergeht und diese positiv auf die Beschäftigungsentwicklung wirken, sollte sich in der Oaxaca-Blinder-Zerlegung für diese Größe zumindest ein positiver Ausstattungseffekt ergeben. Die zentralen Ergebnisse sind in Tabelle 3-10 abgetragen.

Der Ausstattungseffekt für die Geschäftserwartungen ist demnach tatsächlich hochsignifikant positiv. Wenn Betriebe mit Arbeitszeitkonten auf die Geschäftserwartungen nun genauso reagieren würden wie die Betriebe ohne Arbeitszeitkonten, ergäbe sich daraus, ceteris paribus, ein positiver Beschäftigungseffekt. Dies ist allerdings nicht der Fall. Betriebe mit Arbeitszeitkonten reagieren viel weniger sensibel auf gute Geschäftserwartungen, so dass der positive Ausstattungseffekt an dieser Stelle sogar durch einen negativen Bewertungseffekt überkompensiert wird. Der Ausstattungseffekt und der Bewertungseffekt sind zusammengenommen schließlich insignifikant von Null verschieden. Das gleiche Ergebnis zeigt sich schließlich für die Teilstichprobe der Wechsler. Für die verzögerte Ertragslage zeigen sich indes keine signifikanten Bewertungs- und Ausstattungseffekte.⁷ Was aber auffällt, sind die betragsmäßig viel höheren Bewertungseffekte. Hierfür kann an dieser Stelle keine Erklärung gefunden werden. Dieser betragsmäßige Unterschied zwischen dem Ausstattungs- und Bewertungseffekt sollte allerdings angesichts der Tatsache, dass er statistisch insignifikant ist, nicht überstrapaziert werden.

7 Diese Ergebnisse bleiben stabil, wenn man als Referenz nicht die Betriebe mit, sondern jene ohne Arbeitszeitkonten verwendet.

Tabelle 3–10: Oaxaca–Blinder–Zerlegung für die statische Arbeitsnachfragefunktion^{p)}

	Gesamtstichprobe, d. h. alle Betriebe	Teilstichprobe der Wechsler
Ausstattungs­effekt		
Geschäftserwartungen	0,008***	0,008***
Ertragslage	-4*10 ⁻⁵	-0,003
Bewertungs­effekt		
Geschäftserwartungen	-0,020*	-0,049
Ertragslage	-0,011	-0,029
<i>Fallzahl</i>	10.123	1.153
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007.		
p) Darüber hinaus werden die gleichen Kontrollvariablen berücksichtigt wie in den statischen Arbeitsnachfragefunktionen unter 3.4.3.2. Die Variablen gehen schließlich als erste Differenzen in die Schätzungen ein, außer die Geschäftserwartungen und die Ertragslage, diese gehen durch geeignete Transformation als Niveaus ein. Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten in ersten Differenzen.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Es lässt sich somit insgesamt zusammenfassen, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten insgesamt keine bessere Beschäftigungsentwicklung aufweisen. Zwar zeigt sich ein positiver Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsentwicklung und den Geschäftserwartungen sowie der Beschäftigungsentwicklung und der verzögerten Ertragslage. Diese Größen, insbesondere die Geschäftserwartungen, stehen auch in einem Zusammenhang mit der Existenz von Arbeitszeitkonten. Allerdings reagieren die Betriebe nicht darauf mit einem Beschäftigungsaufbau. Eine an dieser Stelle eher spekulative Erklärung hierfür könnte darin liegen, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten aufgrund des internen Flexibilitäts­puffers hinsichtlich der Arbeitskräfte (zumindest zunächst) anders mit besseren bzw. schlechteren Geschäftserwartungen bzw. einer besseren oder schlechteren Ertragslage umgehen als Betriebe ohne dieses Flexibilisierungsinstrument. So können Betriebe mit Arbeitszeitkonten bevor sie Einstellungen oder Entlassungen vornehmen in einem ersten Schritt relativ einfach die geleisteten Stunden anpassen. Um diese Interpretation zu stützen, bedarf es allerdings noch weiterer Forschungsanstrengungen.

3.5 Fazit

Im Rahmen der vorliegenden Studie wurde versucht, ein möglichst umfassendes Bild hinsichtlich der Wirkung von Arbeitszeitkonten auf zentrale betriebliche Parameter – die technische Effizienz, die Gewinnsituation und die Beschäftigungsent-

wicklung – zu zeichnen. Ansatzpunkt war dabei die Arbeit von Wolf & Beblo (2004). Dort wird der Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der technischen Effizienz untersucht, allerdings nicht differenziert danach, ob die Betriebe über den gesamten Beobachtungszeitraum Arbeitszeitkonten hatten oder dieses Instrument während dieser Zeit eingeführt oder abgeschafft, d. h. einen Statuswechsel vollzogen haben. Eine solche Unterscheidung wird im Rahmen der vorliegenden Arbeit getroffen, d. h. neben die Betrachtung aller Betriebe (unabhängig davon, ob sie über den gesamten Zeitraum Arbeitszeitkonten hatten oder Arbeitszeitkonten eingeführt bzw. ausgeführt haben) werden Analysen für die Teilstichprobe der Statuswechsler gestellt. Unter der Voraussetzung, dass die technische Effizienz ohne die Einführung bzw. ohne die Ausführung dieses personalpolitischen Instruments konstant geblieben wäre, lassen die Berechnungen auf der Grundlage dieser Teilstichprobe einen kausalen Schluss zu. Diese identifizierende Annahme ist sicherlich problematisch, da z. B. keine zeitveränderlichen Größen auf die Ergebnisvariablen wirken dürfen, die im Schätzmodell nicht berücksichtigt werden. Das Zusammenspiel aus der Betrachtung der Gesamtstichprobe und des Vorher-Nachher-Vergleichs dürfte trotzdem einen verlässlicheren Eindruck darüber vermitteln, wie Arbeitszeitkonten wirken. Mit der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeitkonten und der Gewinnsituation und des Zusammenhangs zwischen Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung werden Fragestellungen aufgegriffen, die in der Literatur bisher keine (oder zumindest kaum) Beachtung fanden. Die drei betrachteten betrieblichen Performance-Parameter stehen in einem sehr engen Zusammenhang, so dass sie auch gemeinsam interpretiert werden sollten.

Bei der Betrachtung der technischen Effizienz zeigt sich zunächst das gleiche Ergebnis wie bei Wolf & Beblo (2004). Betriebe mit Arbeitszeitkonten gehen mit ihren Produktionsfaktoren offenbar effizienter in dem Sinne um, dass sie mit einer gegebenen Einsatzmenge eine höhere Ausbringungsmenge realisieren. Ob dies allerdings kausal auf die Existenz der Arbeitszeitkonten zurückzuführen ist, bleibt unklar. Betrachtet man nämlich die Statuswechsler – also jene Betriebe, die Arbeitszeitkonten eingeführt oder abgeschafft haben –, zeigt sich zwar immer noch ein höheres Effizienzniveau für die Zeit, in der die Betriebe Arbeitszeitkonten haben. Der Unterschied ist allerdings nicht mehr signifikant.

Bezüglich der Gewinnsituation werden zwei unterschiedliche Variablen betrachtet, zum einen die Geschäftserwartungen im Vergleich zum Vorjahr und zum anderen die Ertragssituation. Es zeigen sich auf der Grundlage der gesamten Stichprobe für Betriebe mit Arbeitszeitkonten bessere Geschäftserwartungen, was den theoretischen Überlegungen entspricht. Hinsichtlich der Ertragssituation sind die Ergebnisse etwas überraschend: Betriebe mit Arbeitszeitkonten bewerten ihre Ertragssituation schlechter. Offen bleibt die Frage, woran dies liegt. Handelt es sich

bei Betrieben mit Arbeitszeitkonten um die ambitionierteren? Werden die guten Geschäftserwartungen in diesen Betrieben regelmäßig enttäuscht? Darüber kann mit dem jetzigen Kenntnisstand nur spekuliert werden. Bei Betrachtung der Wechsler bleiben die Effekte hinsichtlich der Geschäftserwartungen erhalten, jene bezüglich der Ertragsituation werden insignifikant.

In einem letzten Schritt wird die Beschäftigungsentwicklung betrachtet. Hier zeigen die Arbeitszeitkonten für sich genommen keinen Einfluss, weder bei den Schätzungen auf der Grundlage der gesamten Stichprobe noch bei der Betrachtung der Wechsler. Es lässt sich allerdings u. a. ein stark positiver Einfluss der Geschäftserwartungen auf die Beschäftigungsentwicklung nachweisen. Dies führte zu der Hypothese, dass Arbeitszeitkonten zwar vielleicht nicht direkt, aber doch indirekt über eine Verbesserung der Geschäftserwartungen auf die Beschäftigungsentwicklung wirken könnten. Tiefergehende Analysen zeigen einen solchen indirekten Zusammenhang allerdings auch nicht.

Es lässt sich somit insgesamt festhalten, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten eine höhere technische Effizienz aufweisen. Ob dieser Effekt kausal interpretierbar ist, bleibt fraglich, da er bei separater Betrachtung der Wechselbetriebe verschwindet. Einzig der Zusammenhang mit den Geschäftserwartungen bleibt stabil. Dieser zeigt sich in allen Schätzungen, auf die Beschäftigungsentwicklung schlagen die positiveren Geschäftserwartungen allerdings nicht durch.

In welche Richtung weitere Forschungsanstrengungen gehen könnten, wurde an verschiedenen Stellen dieses Kapitels bereits angedeutet. So wäre es interessant, der Frage nachzugehen, warum Betriebe mit Arbeitszeitkonten eine bessere Geschäftserwartung aufweisen, mit ihrer tatsächlichen Ertragslage allerdings weniger zufrieden sind. Schließlich wären detailliertere Untersuchungen dazu wünschenswert, warum Betriebe mit Arbeitszeitkonten trotz positiverer Geschäftserwartungen keine zusätzliche Beschäftigung aufbauen. Handelt es sich hierbei eher um einen kurzfristigen Zusammenhang oder ist von Arbeitszeitkonten insgesamt kein Beschäftigungsgewinn zu erwarten?

4 Die Teilzeitanprüche im deutschen Arbeitsrecht – eine empirische Analyse ihrer Wirkung auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten

4.1 Vorbemerkungen

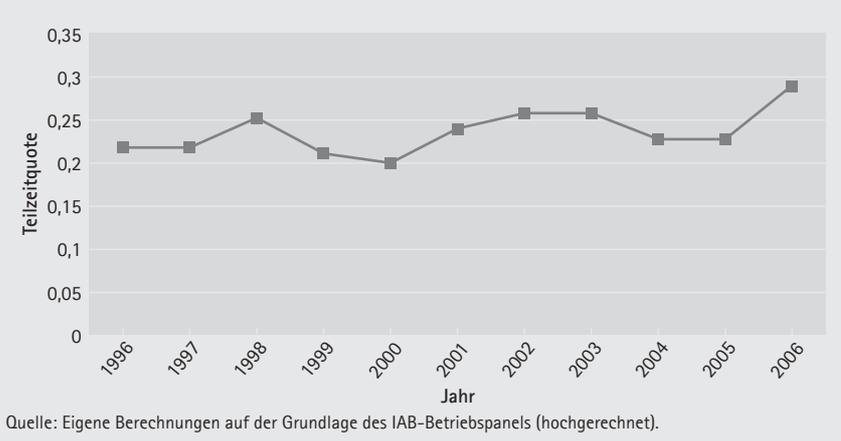
Seit nunmehr längerer Zeit wird Teilzeitbeschäftigung nicht mehr als prekär angesehen (Munz 2007; FitzRoy & Hart 1985). Es herrscht vielmehr Einigkeit darüber, dass es diese Form der Beschäftigung erlaubt, eine den individuellen Präferenzen entsprechende Balance zwischen Familien- und Berufsleben zu finden. Dies gilt insbesondere für Frauen (Mühling 2005). Sie sind es nämlich in erster Linie, die – zumindest für einen bestimmten Lebensabschnitt – eine Herabsetzung ihrer Arbeitszeit wünschen. Diejenigen, bei denen dies gelingt, weisen i. d. R. eine besonders hohe Lebenszufriedenheit auf (Trzcinski & Holst 2003), was bereits für sich genommen staatliches Eingreifen dahingehend rechtfertigen kann, dass ein Wechsel von einer Vollzeit- in eine Teilzeitbeschäftigung für Arbeitnehmer erleichtert wird.

Eine dadurch herbeigeführte verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf kann überdies zu einer Aktivierung zusätzlichen Erwerbspersonenpotenzials führen und so Wachstumsimpulse generieren. Schließlich könnte ein erhöhter Einsatz Teilzeitbeschäftigter als eine Möglichkeit zur Verteilung eines vorhandenen Arbeitsvolumens auf mehr Köpfe fungieren (Buddelmeyer, Mourre & Ward 2004; Düll & Ellguth 1999; Kohler & Spitznagel 1995), ein Ziel, das die Gewerkschaften in den 80er und 90er Jahren im Zusammenhang mit der Forderung von Arbeitszeitverkürzungen verfolgten. Aus dieser Perspektive wird einmal mehr verständlich, warum Gewerkschaften früher eher gegen die Ausbreitung von Teilzeitbeschäftigung waren. Sie befürchteten, dass dies ihr Ziel, eine Arbeitszeitverkürzung mit Lohnausgleich durchzusetzen, unterminieren würde, handelt es sich doch bei Teilzeitbeschäftigung gerade um eine Arbeitszeitverkürzung mit proportionaler Anpassung der Löhne (FitzRoy & Hart 1985).

An diesen Punkten setzen die Teilzeitanprüche aus § 8 Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) und § 15 Bundeserziehungsgeldgesetz (BERzGG) an, die beide am 01.01.2001 in Kraft traten. Die erstgenannte Regelung begründet einen „allgemeinen Teilzeitanpruch“ (Lorenz 2005). Dieser verfolgt zunächst das Ziel einer verbesserten Vereinbarkeit von Familie und Beruf und darüber hinaus eine Verteilung des vorhandenen Arbeitsvolumens auf mehr Köpfe (Schell 2004; Rolfs 2001). Der allgemeine Teilzeitanpruch ist im Gesamtkontext des Gesetzes zur Regelung der Teilzeitarbeit und der befristeten Beschäftigung zu sehen, das im Hinblick auf Teilzeitbeschäftigung die übergeordnete Zielsetzung verfolgt, „Teilzeitarbeit zu fördern ... und die Diskriminierung von teilzeitbeschäftigten ... Arbeitnehmern zu

verhindern“ (§ 1 TzBfG). Der in diesem Gesetz festgeschriebene Teilzeitanpruch zielt auf die Ausweitung dauerhafter Teilzeitbeschäftigungsverhältnisse ab (Schell 2004). Demgegenüber greift § 15 BErzGG explizit die Tatsache auf, dass junge Eltern i. d. R. ein erhöhtes Bedürfnis nach einer Herabsetzung der Arbeitszeit haben. Der „Elternteilzeitanpruch“ aus dem BErzGG zielt dementsprechend eindeutig und ausschließlich auf eine verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf ab.

Abbildung 4-1: Entwicklung der Teilzeitquoten in den Betrieben zwischen 1996 und 2006



Ein weiterer Anspruch auf Teilzeit ergibt sich aus § 81 Sozialgesetzbuch IX (SGB IX). Danach haben Schwerbehinderte einen Anspruch auf Verkürzung der Arbeitszeit, wenn dies wegen Art oder Schwere der Behinderung notwendig ist. Diese Regelung sei der Vollständigkeit halber erwähnt und unten kurz erläutert.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit besteht darin, zu klären, ob die *Teilzeitanprüche* den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten beeinflusst haben und beeinflussen. Dabei drängt sich unweigerlich die Frage auf, ob es einem Staat überhaupt gelingen kann, per Gesetz die Entwicklung einer gesellschaftlich und/oder politisch erwünschten Beschäftigungsform, hier der Teilzeitbeschäftigung, zu fördern. Um die Forschungsfrage zu konkretisieren, sei die Entwicklung der Teilzeitbeschäftigungsquoten in den Betrieben auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (hochgerechnet) zwischen 1996 und 2006 (dies ist der Zeitraum, der auch in den ökonometrischen Analysen unten verwendet wird) in Abbildung 4-1 betrachtet. Demnach ist die Quote der Teilzeitbeschäftigten in den letzten Jahren kontinuierlich gestiegen, wenn auch mit gewissen Schwankungen. Der positive Trend impliziert, dass der Anteil Teilzeitbeschäftigter in den Betrieben in der Zeit nach 2000 im Mittel höher lag als davor. Ein Grund hierfür könnte in der Einführung der Teilzeitanprüche liegen. Offensichtlich lässt sich diese positive

Entwicklung aber nicht ohne weiteres ursächlich auf die zu untersuchenden gesetzlichen Regelungen zurückführen. Darum geht es in der vorliegenden Arbeit allerdings: Es soll ein kausaler Effekt der Teilzeitansprüche auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter identifiziert werden. Was sich in der Abbildung 4-1 dagegen zeigt, ist lediglich ein positiver Trend, der auch nach der Gesetzes Einführung fortbesteht.

Um der formulierten Forschungsfrage nachzugehen, gliedert sich der Beitrag folgendermaßen: In einem ersten Schritt werden die Rechtsansprüche auf Teilzeitbeschäftigung aus § 8 TzBfG, § 15 BErzGG und § 81 SGB IX kurz erläutert (Abschnitt 2). Ebenso wird eine knappe Einführung in das TzBfG im Allgemeinen gegeben, da es sich hierbei um den grundlegenden institutionellen Rahmen für Teilzeitbeschäftigung in Deutschland handelt. Abschnitt 3 fasst bisherige Erkenntnisse zu den Effekten der Teilzeitansprüche zusammen. Den Kern bilden schließlich eigene mikroökonomische Untersuchungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels und des LIAB. Bei der hier präsentierten Evaluation der Gesetzeswirkung handelt es sich letztlich um eine Fortführung der Arbeit von Schank, Schnabel & Gerner (2009), insbesondere dahingehend, dass die Effekte, die von den Teilzeitansprüchen ausgehen, mit Hilfe des LIAB direkter messbar sind. Weiterhin werden West/Ost-Unterschiede betrachtet, da die vollzeiterwerbstätige Frau in Ostdeutschland eine ganz andere Tradition als in Westdeutschland hat (Wanger 2004). Dies könnte zu einem schwächeren Gesetzeseffekt in Ostdeutschland beitragen. Schließlich liefert das vorliegende Kapitel einen Beitrag zur Diskussion über die richtige Interpretation von Differenz-von-Differenzen-Ansätzen in nichtlinearen Modellen, die von Ai & Norton (2003) angestoßen und von Puhani (2008) erneut aufgegriffen wurde.

4.2 Die Rechtsansprüche auf Teilzeitbeschäftigung

4.2.1 Das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG)

Im Hinblick auf die allgemeine Regelung von Teilzeitarbeitsverhältnissen gibt es in der deutschen Gesetzgebung im Wesentlichen zwei größere Neuerungen: Zum einen die Einführung des Beschäftigungsförderungsgesetzes (BeschFG) zum 01.05.1985 und zum anderen die des TzBfG zum 01.01.2001 (Wolf 2003). Mit dem TzBfG wurde übrigens eine EU-Richtlinie umgesetzt (Oelmler 2003). Sowohl das BeschFG als auch das TzBfG enthalten eine Legaldefinition für Teilzeitbeschäftigung, die inhaltlich überhaupt nicht und vom Wortlaut her kaum voneinander abweichen. So lautet § 2 I 1 TzBfG:

„Teilzeitbeschäftigt ist ein Arbeitnehmer, dessen regelmäßige Wochenarbeitszeit kürzer ist als die eines vergleichbaren vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmers.“

Damit ist jemand etwa dann teilzeitbeschäftigt, wenn seine Arbeitszeit niedriger ist als die tariflich vereinbarte in einem tarifgebundenen Unternehmen (Krüger 1988).

Im Weiteren werden die wesentlichen Regelungen für Teilzeitbeschäftigung vorgestellt, die vor dem TzBfG galten, d. h. gesetzliche Bestimmungen des BeschFG. Daran schließt sich eine Erläuterung der wichtigen Änderungen an, die durch das TzBfG eingeführt wurden.

Das Ziel der Einführung des BeschFG bestand in der Schaffung zusätzlicher Beschäftigungsmöglichkeiten (Rosenfelder 1985). Dazu wurde über die Einführung eines sogenannten Diskriminierungsverbotes eine arbeitsrechtliche Gleichstellung von Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten herbeigeführt, um Teilzeitbeschäftigung für Arbeitnehmer attraktiver zu machen. Dies schaffte einen Anreiz, eine Teilzeitbeschäftigung aufzunehmen, um so die vorhandene Arbeit auf mehr Köpfe verteilen zu können. Das Diskriminierungsverbot fand seine gesetzliche Verankerung in Art. 1 § 2 BeschFG mit dem Wortlaut:

„Der Arbeitgeber darf einen teilzeitbeschäftigten Arbeitnehmer nicht wegen der Teilzeitarbeit gegenüber vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern unterschiedlich behandeln, es sei denn, daß sachliche Gründe eine unterschiedliche Behandlung rechtfertigen.“

Damit durften Mitarbeiter nicht aufgrund der Teilzeitbeschäftigung gegenüber einem Vollzeitbeschäftigten diskriminiert werden. Dies galt für Löhne, Kündigungsschutz, Urlaub usw. Daraus folgte jedoch nicht ein generelles Verbot für Diskriminierungen zwischen Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten. Die Teilzeitbeschäftigung an sich durfte nur nicht der Grund dafür sein (Rosenfelder 1985; Krüger 1988). Für die Gewährung der geldwerten Leistungen galt schließlich der sogenannte pro-rata-temporis-Grundsatz (Schell 2004), was heißt, dass z. B. Löhne oder Urlaubsgeld zeitanteilig zu gewähren sind.

Weiterhin wurde mit Art. 1 § 3 BeschFG dem Arbeitgeber die Pflicht auferlegt, Mitarbeiter, die eine Verkürzung ihrer Arbeitszeit wünschten und dies auch anzeigten, über offene Stellen im Unternehmen zu informieren, die sich mit den geäußerten Arbeitszeitpräferenzen deckten. Hiermit war jedoch nicht gemeint, dass der Unternehmer diese Stelle mit dem entsprechenden Arbeitnehmer zu besetzen hatte. Er musste ihm lediglich die Möglichkeit geben, sich darauf zu bewerben (Rosenfelder 1985).

Das Diskriminierungsverbot wurde im § 4 TzBfG beibehalten, wengleich dem Wortlaut nach das TzBfG hinsichtlich der geldwerten Leistungen im Gegensatz zu Art. 1 § 2 BeschFG keine Abweichungen vom pro-rata-temporis-Grundsatz mehr zulässt (§ 4 I 2 TzBfG). In diesem Zusammenhang wird jedoch von einem Redaktionsfehler seitens des Gesetzgebers ausgegangen (Schell 2004; Kliemt 2001; Däubler 2000).

Weiterhin verschärft das TzBfG die Regelung aus Art. 1 § 3 BeschFG. Die bloße Informationspflicht ist nun einem umfassenden Rechtsanspruch auf Teilzeitbeschäftigung gewichen. Dieser ergibt sich aus § 8 TzBfG (Holland 2002) und besteht dann, wenn folgende Tatbestandsmerkmale erfüllt sind:

- Der Mitarbeiter muss länger als sechs Monate im Unternehmen arbeiten (§ 8 I TzBfG).
- Das Unternehmen muss mehr als fünfzehn dauerhaft Beschäftigte haben, wobei Auszubildende nicht hinzugerechnet werden dürfen und Aushilfen nur dann, wenn sie einen dauerhaft Beschäftigten ersetzen (§ 8 VII TzBfG).
- Der Arbeitnehmer hat einen formloser Antrag auf Herabsetzung der Arbeitszeit, spätestens drei Monate vor dem gewünschten Zeitpunkt, ab dem die verringerte Arbeitszeit gelten soll, zu stellen (§ 8 II 2 TzBfG).
- Dem Wunsch nach Arbeitszeitverkürzung durch den Arbeitnehmer dürfen keine betrieblichen Gründe entgegenstehen (§ 8 IV TzBfG).

Ein betrieblicher Grund liegt gemäß § 8 IV TzBfG dann vor, „wenn die Verringerung der Arbeitszeit die Organisation, den Arbeitsablauf oder die Sicherheit im Betrieb wesentlich beeinträchtigt oder unverhältnismäßige Kosten verursacht“. Die Unternehmen müssen also rationale und nachvollziehbare Gründe finden, wollen sie einem Gesuch nach Teilzeitbeschäftigung nicht entsprechen – die Beweislast liegt auf der Unternehmensseite. So werden offensichtlich Gründe von einem gewissen Gewicht verlangt, was verhindern soll, dass dem Wunsch des Arbeitnehmers nach Verkürzung der Arbeitszeit seitens des Arbeitgebers nicht widersprochen wird, nur weil dieser Teilzeitbeschäftigung nicht mag (Holland 2002). Auf der anderen Seite wird mit den betrieblichen Gründen nicht besonders streng umgegangen: So genügt es z. B. schon, wenn ein Arbeitgeber die Grundsatzentscheidung getroffen hat, keinen Arbeitnehmer in Teilzeit zu beschäftigen (Schell 2004).

Der Arbeitgeber muss den Antrag des Arbeitnehmers auf Arbeitszeitverkürzung mindestens einen Monat vor Eintritt der gewünschten Herabsetzung der Arbeitszeit schriftlich ablehnen, ansonsten gilt er als automatisch angenommen (§ 8 V TzBfG; „gesetzliche Fiktion“). Schließlich hat der Arbeitnehmer nicht nur einen Teilzeitananspruch unter den obigen Voraussetzungen, sondern er kann auch gemäß § 8 II 2 TzBfG eine bestimmte Verteilung der neuen Arbeitszeit verlangen (Schell 2004).

Neben dem allgemeinen Teilzeitananspruch sieht das TzBfG auch einen erleichterten Wechsel von Teilzeit auf Vollzeit vor (§ 9 TzBfG). Die anderen über das TzBfG eingeführten Neuerungen spielen eine eher untergeordnete Rolle. Zu einer Diskussion des TzBfG aus juristischer Sicht sei insbesondere auf Lorenz (2005), Brox, Rütters & Henssler (2004), Schell (2004), Ülger (2004), Oelmüller (2003) und Viethen & Scheddler (2002) verwiesen.

4.2.2 Der Teilzeitanpruch aus § 15 BErzGG

Eine weitere Anspruchsgrundlage für eine Herabsetzung der Arbeitszeit seitens des Arbeitnehmers ergibt sich aus § 15 BErzGG. Diese Regelung will dem Bedürfnis junger Eltern nach Vereinbarkeit von Familie und Beruf gerecht werden. Der Anspruch auf Teilzeitbeschäftigung besteht im Wesentlichen, wenn

- der Arbeitnehmer Anspruch auf Elternzeit hat (§ 15 VI BErzGG),
- gemäß § 15 VII 1 Nr. 1 BErzGG das Unternehmen mehr als 15 Mitarbeiter beschäftigt,
- das Arbeitsverhältnis seit mindestens sechs Monaten besteht (§ 15 VII Nr. 2 BErzGG),
- der Arbeitnehmer dem Arbeitgeber seinen Verkürzungswunsch spätestens acht Wochen vor der gewünschten Herabsetzung in schriftlicher Form mitgeteilt hat (§ 15 VII 1 Nr. 5 BErzGG) und
- keine dringenden betrieblichen Gründe dem Teilzeitwunsch des Arbeitnehmers entgegenstehen (§ 15 VII 1 Nr. 4 BErzGG).

Hat ein Arbeitnehmer einen Teilzeitanpruch aus § 15 BErzGG, so ist die Arbeitszeit zu verringern. Die neue Arbeitszeit ist für eine Zeit von mindestens drei Monaten auf einen Umfang von wöchentlich 15 bis 30 Stunden festzulegen. Nach Ablauf der Elternzeit (drei Jahre) erfolgt automatisch ein Wechsel des Arbeitnehmers zurück auf den vorherigen Arbeitszeitumfang. Ein Anspruch auf eine bestimmte Verteilung der Arbeitszeit besteht nicht.

Die Gründe, die ein Arbeitgeber dem Teilzeitverlangen des Arbeitnehmers wirksam entgegensetzt, müssen dringend sein. So reicht in diesem Zusammenhang eine unternehmerische Grundsatzentscheidung gegen Teilzeitbeschäftigung nicht aus (Schell 2004), denn die Teilzeitbeschäftigung soll nur vorübergehend bestehen. Zu einer ausführlichen juristischen Diskussion des Elternteilzeitanpruchs siehe insbesondere Schell (2004) und Ülger (2004).

4.2.3 Der Teilzeitanpruch aus § 81 SGB IX

Der Vollständigkeit halber sei noch der Teilzeitanpruch aus § 81 SGB IX kurz angesprochen. Diese Norm begründet einen Anspruch auf Teilzeitbeschäftigung für Schwerbehinderte, wenn eine Herabsetzung der Arbeitszeit aufgrund der Art oder Schwere der Behinderung notwendig ist. Da der Teilzeitanpruch ein bereits bestehendes Arbeitsverhältnis voraussetzt, wodurch i. d. R. nur jene Fälle vom Teilzeitanpruch erfasst werden, bei denen ein Arbeitnehmer während eines bestehenden Arbeitsverhältnisses schwerbehindert wird, dürfte § 81 SGB IX für die Entwicklung

des betrieblichen Einsatzes von Teilzeitbeschäftigten eher unbedeutend sein (Schell 2004). Aus diesem Grund bleibt dieser Teilzeitananspruch in den weiteren Ausführungen unberücksichtigt. Eine Diskussion dieser Norm findet sich in Schell (2004) und Ülger (2004).

4.2.4 Das Verhältnis der Teilzeitanprüche aus § 8 TzBfG und § 15 BErzGG zueinander und Hypothesenbildung hinsichtlich ihrer Wirkung

Beide Normen, am 01.01.2001 eingeführt, begründen einen Anspruch auf Teilzeitbeschäftigung. Der gesetzliche Schwellenwert (mehr als 15 Beschäftigte) ist identisch. Während zur Abwehr des Teilzeitanpruchs aus § 8 TzBfG einfache betriebliche Gründe des Arbeitgebers ausreichen, müssen sie im Falle von § 15 BErzGG dringend sein, d. h. hier ist der Teilzeitanpruch aus dem Bundeserziehungsgeldgesetz stärker als der aus dem Teilzeit- und Befristungsgesetz. Im Gegensatz dazu verlangt § 15 BErzGG einen schriftlichen Antrag seitens des Arbeitnehmers, während der Antrag für die Geltendmachung des Teilzeitanpruchs aus § 8 TzBfG keiner bestimmten Form bedarf. Überdies kennt § 15 BErzGG die gesetzliche Fiktion aus § 8 TzBfG nicht. Weiterhin kann bei Elternteilzeit im Gegensatz zum allgemeinen Teilzeitanpruch auch keine bestimmte Verteilung der Arbeitszeit verlangt werden.

Der Teilzeitanpruch aus § 8 TzBfG bleibt auch während der Elternzeit bestehen. Beruft man sich allerdings auf diese Grundlage anstatt auf § 15 BErzGG, um eine Herabsetzung der Arbeitszeit zu erlangen, muss berücksichtigt werden, dass neben der leichteren Abwehr des Anspruchs durch den Arbeitgeber die Gefahr besteht, nach den drei Jahren Elternzeit (oder weniger) nicht mehr auf Vollzeit wechseln zu können (Schell 2004).

Insgesamt wird der Zusammenhang zwischen dem allgemeinen Teilzeitanpruch und dem Elternteilzeitanpruch als sehr undurchsichtig und vom Gesetzgeber wenig abgestimmt bezeichnet (Schell 2004; Ülger 2004). Entscheidend für die vorliegende Analyse ist, dass sie in ihrer grundsätzlichen Wirkungsrichtung auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter identisch sind. Sie bedeuten im Sinne von Max Weber (1972) einen Zugewinn an Macht seitens der Arbeitnehmer.

Nach Weber (1972: 28) bedeutet Macht „... jede Chance, innerhalb einer sozialen Beziehung den eigenen Willen auch gegen Widerstreben durchzusetzen, gleichviel worauf diese Chance beruht.“

Ob es tatsächlich gelingt, den eigenen Willen durchzusetzen, ist dabei unerheblich. Darauf stellt der Machtbegriff nicht ab. Vielmehr geht es lediglich darum, das Zustandekommen eines bestimmten Selektionszusammenhangs, der von einer Seite gegebenenfalls nicht gewollt ist, wahrscheinlicher zu machen (Luhmann 2003). Insofern greifen die Teilzeitanprüche in die Beziehung zwischen Arbeitgeber und

Arbeitnehmer ein und verschieben das Machtgefüge im Hinblick auf die Durchsetzung eines Arbeitszeitverkürzungswunsches zugunsten des Arbeitnehmers. So wird formal der Entscheidungsspielraum des Arbeitgebers dahingehend eingeschränkt, dass die Ablehnung eines Arbeitszeitverkürzungsgesuchs einer Bedingung unterworfen wird: Der Arbeitgeber muss (dringende) betriebliche Gründe finden.

Mit der Einführung der Teilzeitanprüche unternimmt somit der Gesetzgeber den Versuch, über die Erhöhung der Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer hinsichtlich der Durchsetzung von Arbeitszeitverkürzungswünschen die Entwicklung von Teilzeitbeschäftigung in Deutschland zu fördern. Ob dies gelingt, hängt von verschiedenen Faktoren ab: So muss (musste) zunächst eine bisher unbefriedigte Präferenz für Teilzeitbeschäftigung auf der Seite der Arbeitnehmer bestehen. Dass dieser Punkt erfüllt ist, zeigen Holst & Schupp (2002) in ihrer Auswertung der Arbeitszeitpräferenzen auf der Grundlage des Sozioökonomischen Panels für das Jahr 2000, also kurz vor der Einführung der Teilzeitanprüche. Im Mittelpunkt der Analysen steht die Differenz zwischen gewünschter Arbeitszeit und vereinbarter Arbeitszeit ohne Überstunden. Demnach bestand unter den vollzeitbeschäftigten Personen in der Bundesrepublik Deutschland ein ausgeprägter Arbeitszeitverkürzungswunsch. Etwa ein Drittel der Vollzeitbeschäftigten würde seine vereinbarte Arbeitszeit reduzieren. Dieser Arbeitszeitverkürzungswunsch ist in Ostdeutschland etwas ausgeprägter als in Westdeutschland, was damit zusammenhängen kann, dass Ostdeutsche insgesamt länger arbeiten. Um genauere Aussagen hinsichtlich des Wirkungspotenzials des TzBfG treffen zu können, betrachten Holst & Schupp (2002) deswegen noch erhebliche Arbeitszeitverkürzungswünsche (mindestens sechs Stunden). Hier weisen dann die westdeutschen Vollzeitbeschäftigten eine etwas ausgeprägtere Präferenz auf, wie Tabelle 4-1 entnommen werden kann.

Weiterhin können die Teilzeitanprüche nur dann eine positive Wirkung entfalten, wenn der Wechsel eines Vollzeitbeschäftigten auf Teilzeit für den Betrieb keine allzu große Belastung darstellt, da der Arbeitgeber in diesem Fall das Arbeitszeitverkürzungsgesuch des Arbeitnehmers laut Gesetz abwehren kann. Schließlich kann es auch sein, dass die Bedingung, die den Entscheidungsspielraum des Arbeitgebers einschränkt, nicht bindet. D. h. möglicherweise gelingt es einem Arbeitgeber auch dann, einen Arbeitszeitverkürzungswunsch des Arbeitnehmers abzuwehren, wenn er keine (dringenden) betrieblichen Gründe vorbringen kann. Dies lässt sich mit einer übermäßigen Machtasymmetrie zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer begründen, die die Teilzeitanprüche u. U. überlagert. In diesem Fall wäre es auch denkbar, dass der Arbeitnehmer zwar eine Präferenz für eine Verkürzung der Arbeitszeit hat, sich aber davor scheut, diese zu äußern. Der Machtgewinn durch die Teilzeitanprüche wäre für die Arbeitnehmer dann zu gering, als dass er reale (messbare) Auswirkungen hätte.

Tabelle 4-1: Arbeitszeitverkürzungswünsche abhängig Beschäftigter in Vollzeit im Jahr 2000

	Anteil der Personen, die eine Arbeitszeitreduktion wünschen	
	2 bis 5 Stunden pro Woche	6 und mehr Stunden pro Woche
Insgesamt	0,168	0,165
Westdeutschland		
Insgesamt	0,161	0,167
Männer	0,156	0,123
Frauen	0,172	0,259
Ostdeutschland		
Insgesamt	0,197	0,154
Männer	0,169	0,105
Frauen	0,239	0,225

Quelle: Holst & Schupp (2002).
Bei den Angaben handelt es sich um hochgerechnete Werte aus dem Sozioökonomischen Panel des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW).

Schließlich weisen Janßen (2004) und Wanger (2004) darauf hin, dass die Teilzeitanprüche eventuell sogar negative Auswirkungen auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter haben könnten. Dies könnte dann der Fall sein, wenn Unternehmen mit einem sehr geringen Bedarf an Teilzeitbeschäftigten die erhöhte Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer in ihrer Rekrutierungspraxis internalisieren und sich dementsprechend bei der Neueinstellung von Personengruppen zurückhalten, die typischerweise eine gesteigerte Präferenz für Teilzeitbeschäftigung aufweisen. Nach dieser Argumentation besteht z. B. die Gefahr, dass junge Frauen, die vor der Gründung einer Familie stehen, bei der Neueinstellung benachteiligt werden oder anders ausgedrückt: Die Teilzeitanprüche könnten ein Argument gegen deren Einstellung liefern.

Zusammenfassend kann festgehalten werden: Es ist unklar, ob die Teilzeitanprüche tatsächlich die Entwicklung der Teilzeitbeschäftigung zu befördern vermögen (bzw. zu befördern vermochten). Das Ziel des vorliegenden Beitrags besteht nun darin, dieser offenen Frage empirisch nachzugehen. Dazu werden zunächst in einem Zwischenschritt die bisherigen Erkenntnisse zu den Gesetzeseffekten dargestellt. Daran schließt sich eine eigene Analyse an.

4.3 Bisherige Erkenntnisse zur Wirkung der Teilzeitanprüche

Arbeiten zur Wirkung des TzBfG auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten bzw. auf die Möglichkeit, Teilzeitpräferenzen innerhalb von Betrieben zu

verwirklichen, liegen von Schank, Schnabel & Gerner (2009), Pfeifer (2007), Wanger (2005) und Munz (2007) vor. Während Schank, Schnabel & Gerner (2009) die Analyse der Effekte des TzBfG auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten in den Mittelpunkt ihrer Arbeit stellen, untersucht Pfeifer (2007) diesen Punkt eher nebenbei. Beide Studien basieren auf Daten des IAB-Betriebspanels. Während Schank, Schnabel & Gerner (2009) Gesamtdeutschland betrachten, beschränkt sich Pfeifer (2007) auf Niedersachsen.

Schank, Schnabel & Gerner (2009) berücksichtigen in ihrer Analyse sechs Jahre (1998–2003), so dass für drei Jahre vor und drei Jahre nach der Einführung des TzBfG Informationen in die Betrachtungen einfließen. Sie fassen im Rahmen ihrer Arbeit den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten als Resultat eines zweistufigen Entscheidungsprozesses auf: Auf der ersten Stufe entscheidet der Betrieb, ob er überhaupt Teilzeitbeschäftigte einsetzt. Auf der zweiten Stufe legt er dann, gegeben er hat sich auf der ersten Stufe für Teilzeitbeschäftigung entschieden, den Umfang des Einsatzes dieser Beschäftigtengruppe fest. Die ökonomische Umsetzung dieser analytischen Zerlegung erfolgt über Probit-Modelle und trunkierte Regressionen.

In der Probit-Analyse wird als abhängige Variable ein Dummy betrachtet, der den Wert Eins annimmt, wenn ein Unternehmen mindestens eine Teilzeitkraft beschäftigt. Im Rahmen der trunkierten Regressionen erfolgt eine Modellierung der betrieblichen Teilzeitquoten. Die Identifikation des Effektes des TzBfG auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten erfolgt über Differenz-von-Differenzen-Ansätze.

Unter Berücksichtigung wichtiger betrieblicher Einflussfaktoren auf den Einsatz Teilzeitbeschäftigter gelangen sie im Wesentlichen zu dem Ergebnis, dass das TzBfG den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten erhöht zu haben scheint, allerdings in erster Linie in großen Betrieben, die bereits Teilzeitbeschäftigte eingesetzt haben. Etwas überraschend ist das Ergebnis, wonach die Teilzeitanprüche auf der ersten Entscheidungsstufe sogar einen negativen Einfluss haben.

Pfeifer (2007) berücksichtigt in seiner Analyse fünf Jahre (2000–2004). Damit gehen in seine Auswertungen das Jahr vor der Einführung des TzBfG und die vier Jahre danach ein. Auch er betrachtet sowohl die qualitative Entscheidung des Betriebes, ob überhaupt Teilzeitbeschäftigte eingesetzt werden sollen, als auch die quantitative Entscheidung über den Umfang.

Die betrachteten endogenen Variablen entsprechen denen in Schank, Schnabel & Gerner (2009). Für die Modellierung der qualitativen Entscheidung verwendet Pfeifer (2007) Logit-Ansätze. Die Teilzeitbeschäftigtenquote wird mit Hilfe eines generalisierten linearen Modells mit Logit-Link und binomialer Verteilung betrachtet. Ein solches „fractional logit model“ (Papke & Wooldridge 1996;

Wooldridge 2002) erlaubt die Restriktion der prognostizierten Teilzeitquoten auf einen Wertebereich zwischen Null und Eins. Um Hinweise auf die Wirkung des TzBfG zu finden, nimmt Pfeifer (2007) in seine Schätzungen Zeitdummies auf. Unter Berücksichtigung wichtiger betrieblicher Größen kommt auch er zu dem Ergebnis, dass das TzBfG den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten befördert zu haben scheint.

Wanger (2005) wertet in ihrer Analyse Fragebögen einer IAB-Erhebung zum gesamtwirtschaftlichen Stellenangebot von 2001 und 2003 aus. Darin enthalten sind explizit Fragen zum TzBfG. Sie kommt zu dem Ergebnis, dass die Zahl der Arbeitszeitverkürzungsanträge, die auf der Grundlage des TzBfG formuliert wurden, im Jahr 2003 höher als 2001 war. In Westdeutschland wurde fast allen Verkürzungsanträgen entsprochen (im Jahr 2003: 93 %). Dabei ist die Ablehnungsquote in Klein- und Mittelbetrieben etwas höher. In Ostdeutschland wurden mehr Anträge abgelehnt.

Munz (2007) untersucht die Abhängigkeit der Möglichkeit einer Arbeitszeitverkürzung von einem Betriebswechsel. Die Datengrundlage bildet das SOEP mit den Befragungswellen von 1997 bis 2003. Die Forschungsfrage lautet konkret: Beeinflusst die Einführung des TzBfG die Notwendigkeit eines Betriebswechsels, um die Arbeitszeit zu reduzieren? Methodisch setzt sie diese Frage in ein bivariates Probit-Modell um, wobei die abhängige Variable in der einen Gleichung ein Dummy für einen Betriebswechsel ist und in der anderen ein Dummy für eine Arbeitszeitverkürzung. Eine mögliche gesetzliche Wirkung identifiziert sie mit Hilfe eines Interaktionseffektes zwischen Betriebswechsel (ja/nein) und einer Zeitdummy, die ab 2001 den Wert Eins annimmt (d. h. TzBfG wurde eingeführt ja/nein). Diese Variablen werden in der Gleichung für die Arbeitszeitverkürzungsdummy berücksichtigt. Ihre Schätzung liefert für den Interaktionsterm einen Koeffizienten, der insignifikant von Null verschieden ist. Daraus schließt sie, dass die Einführung des Gesetzes keinen Einfluss auf die Notwendigkeit hatte, den Betrieb zu wechseln, um eine Arbeitszeitverkürzung herbei zu führen. Sie findet also für ihre Forschungsfrage keinen Gesetzeseffekt.

Die folgende eigene mikroökonomische Analyse besteht aus zwei Teilen. Im ersten wird, wie bei Schank, Schnabel & Gerner (2009) und Pfeifer (2007) auf Betriebsdaten zurückgegriffen. Auf deren Grundlage sollen insgesamt drei Fragen geklärt werden: Lässt sich die insgesamt positive Wirkung auch für einen längeren Zeitraum zeigen, gibt es den positiven Effekt immer noch in erster Linie in großen Betrieben (d. h. die bisherigen mikroökonomischen Ergebnisse auf Betriebsebene sollen repliziert werden) und ist er in Ostdeutschland stärker oder schwächer? Im zweiten Teil wird schließlich die Personenebene betrachtet. Dabei sollen ebenfalls die drei Forschungsfragen beantwortet werden.

4.4 Mikroökonometrische Analyse zur Wirkung der Teilzeitanprüche

4.4.1 Evaluation der Gesetzeswirkung auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels

4.4.1.1 Empirisches Grundmodell

Die empirische Analyse zur Wirkung der Teilzeitanprüche basiert zunächst auf der gepoolten Stichprobe des IAB-Betriebspanels für den Zeitraum von 1996 bis 2006. Berücksichtigt werden dabei nur die Betriebe aus der Privatwirtschaft. Die Datengrundlage entspricht somit im Wesentlichen jener von Schank, Schnabel & Gerner (2009), mit dem einzigen Unterschied, dass das Beobachtungsfenster weiter ist. Die abhängige Variable ist die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten in den Betrieben. Da es sich hierbei um eine nicht-negative ganzzahlige Größe handelt, finden Zähl-datenansätze Anwendung (Faraway 2006). Das einfachste Modell in diesem Zusammenhang ist die Poisson-Regression. Die damit einhergehende Varianzannahme der Equidispersion, d. h. die Varianz entspricht gerade dem Erwartungswert, ist allerdings praktisch nie erfüllt. Dies führt Maddala (1983) dazu, Poisson-Ansätze für die ökonometrische Analyse als gänzlich ungeeignet zu bezeichnen. Zu beachten ist allerdings, dass die Konsistenz der Schätzergebnisse von dieser Varianzannahme unberührt bleibt (Gourieroux, Monfort & Trognon 1984), lediglich die errechneten Signifikanzen werden unzuverlässig.

Da in den meisten Fällen Überdispersion vorliegt, wird in der Forschungspraxis häufig auf „Negative-Binomial-Regressionen“ zurückgegriffen (Hilbe 2007). Dazu verwendet man in der Regel die gleiche Link-Funktion für den Erwartungswert μ ($\mu = \exp(x' \beta)$), wobei es sich bei x um einen Vektor erklärender Variablen handelt, die Varianzannahme ist allerdings flexibler (Hardin/Hilbe 2007). Sie entspricht nicht lediglich dem Mittelwert μ , sondern es gilt $Var(\mu) = \mu + \alpha \mu^2$, wobei $\alpha > 0$ ist. Alternativ kann eine Negative-Binomial-Regression auch als ein Poisson-Modell mit einem gammaverteilten Random-Effect auf der Ebene der Beobachtungseinheit verstanden werden (Hilbe 2007). Eine weitere Möglichkeit, mit Überdispersion in Poisson-Modellen adäquat umzugehen, besteht darin, der Berechnung der Standardfehler keine Varianzannahme zugrunde zu legen und Resampling-Verfahren, wie Bootstrapping oder Jackknife, anzuwenden (Hilbe 2007). Ein solches Vorgehen wäre auch im Falle von Unterdispersion geeignet.

Zu berücksichtigen ist in der Modellierung darüber hinaus, dass die Nullen (kein Teilzeitbeschäftigter im Betrieb), die in der Ausprägung der endogenen Variable auftreten, systematisch sein dürften. Aus diesem Grund betrachten Schank, Schnabel & Gerner (2009) und Pfeifer (2007) die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb überhaupt Teilzeitbeschäftigte einsetzt, und das Ausmaß des Einsatzes Teilzeit-

beschäftigter, gegeben der Betrieb beschäftigt Teilzeitarbeitskräfte, separat. Dies geschieht im Rahmen dieser Arbeit auch: Logit-Ansätze werden dabei verwendet, um die Wahrscheinlichkeit, ob ein Unternehmen überhaupt Teilzeitbeschäftigte einsetzt, zu modellieren (Maddala 1983). Die Betrachtung der Anzahl der Teilzeitbeschäftigten, gegeben der Betrieb macht von dieser Form der Beschäftigung Gebrauch, erfolgt über trunkierte Regressionen. Dabei ist zunächst analog zu oben an eine „Zero-Truncated-Poisson-Regression“ (ZTPR) zu denken. Ist die damit einhergehende Varianzannahme allerdings inadäquat, sind die geschätzten Koeffizienten im Gegensatz zum einfachen Poisson-Modell inkonsistent, da die Likelihood-Schätzung explizit auf der Poisson-Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer Null basiert (Ridout, Demetrio & Hinde 2001; Grogger & Carson 1991). Liegt schließlich Überdispersion in der ZTPR vor, wird auf eine „Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression“ (ZTNBR) zurückgegriffen (Hilbe 2007).

Wie bereits angesprochen, wird als abhängige Variable die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten betrachtet. Um deren Entwicklung zwischen größeren und kleineren Betrieben vergleichen zu können, muss eine Bezugsgröße – hier die Gesamtzahl der Beschäftigten – verwendet werden. Die Schätzergebnisse sind dann als Einflüsse auf die betrieblichen Teilzeitquoten interpretierbar. Technisch erfolgt dies dadurch, dass die logarithmierte Gesamtzahl der Beschäftigten als zusätzlicher Regressor in die Schätzungen aufgenommen, der entsprechende Koeffizient allerdings auf Eins restringiert wird.⁸

Schließlich ist bei den Schätzungen noch das sogenannte Moulton Problem zu berücksichtigen (Moulton 1990), da es sich beim analysierten Datensatz um wiederholte Beobachtungen gleicher Betriebe handelt. Sind die Ergebnisvariablen nun innerhalb der Makroeinheit Betrieb korreliert, erfolgt eine verzerrte Schätzung der Standardfehler für jene Variablen, die auf dieser Makroebene gemessen werden. Simulationsstudien zeigen indes, dass die Standardfehler in diesem Fall i. d. R. unterschätzt werden (Blien 2005). Eine Möglichkeit, mit diesem Problem umzugehen, besteht darin, die Standardfehler post hoc anzupassen (Wooldridge 2002). Dazu können sie im Nachhinein, d. h. nach der Schätzung, hinsichtlich eines eindeutigen Betriebsidentifikators geclustert werden (Rogers 1993). Hierbei handelt es sich wie oben (2.3) bereits angesprochen um einen Sandwich-Schätzer, wie er von White (1980) eingeführt wurde. Dieser wird um die Korrelationen innerhalb der Betriebe modifiziert, weswegen man in der Literatur auch häufig den Begriff „modifizierter Sandwich-Schätzer“ findet (Hardin & Hilbe 2007).

8 Die Restriktion des Koeffizienten für die logarithmierte Gesamtzahl der Beschäftigten ist hier wenig problematisch, da in den Schätzungen zusätzlich Betriebsgrößendummies berücksichtigt werden.

4.4.1.2 Identifikation der Gesetzeseffekte über Differenz-von-Differenzen-Ansätze

Die grundlegende Strategie zur Bestimmung der Gesetzeswirkung besteht darin, die Entwicklung der Teilzeitquoten vor und nach der Gesetzes Einführung zwischen Betrieben, für die die Teilzeitanprüche gelten und jenen, für die dies nicht der Fall ist, zu vergleichen. Analoges gilt für die Analyse der Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen. Dieser grundlegende Ansatz, also ein Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD-Schätzer), liegt insbesondere deswegen nahe, da es sich bei der Einführung der Teilzeitanprüche um ein sogenanntes natürliches Experiment (Meyer 1995), d. h. um einen weitestgehend exogenen Schock (Schank, Schnabel & Gerner 2009), handelt. Da es derzeit eine lebendige Diskussion um DvD-Schätzungen im Rahmen nichtlinearer Modelle gibt (Ai & Norton, 2003; Puhani 2008), lohnt es sich, diesen Ansatz im Folgenden nochmal genauer zu betrachten.

Ein DvD-Ansatz lässt sich, wie in Kapitel 2 bereits angesprochen, formal folgendermaßen darstellen (Heckman, Ichimura, Smith & Todd 1998)

$$(4-1) \quad \Delta_{DvD} = E(Y_t^1 - Y_t^0 \mid D = 1) - E(Y_t^0 - Y_{t'}^0 \mid D = 0).$$

Dabei ist t ein Zeitindex mit $t < t'$. Der dementsprechende DvD-Schätzer Δ_{DvD} identifiziert unter der Annahme, dass

$$(4-2) \quad E(Y_t^0 - Y_{t'}^0 \mid D = 1) = E(Y_t^0 - Y_{t'}^0 \mid D = 0)$$

gilt, den kausalen Gesetzeseffekt im Sinne eines „Average Treatment Effects on the Treated“. Inhaltlich bedeutet (4-2) für die vorliegende Anwendung, dass sich die Ergebnisvariable der Betriebe mit mehr als 15 Mitarbeitern ohne das Gesetz genauso entwickelt hätte wie die Ergebnisvariable für die Betriebe mit höchstens 15 Mitarbeitern. Regressionsanalytisch lassen sich (4-1) und (4-2) umsetzen, indem man einen Betriebsgrößendummy B , einen Zeitdummy T und einen Interaktionsterm BT in der entsprechenden Schätzung berücksichtigt. B nimmt dabei den Wert Eins an, wenn der Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat. Der Zeitdummy beträgt ab dem Jahr 2001 Eins, davor Null. Der allgemeine Δ_{DvD} lässt sich dann folgendermaßen darstellen:

$$(4-3) \quad \Delta_{DvD} = [E(Y \mid B = 1, T = 1, BT = 1, X) - E(Y \mid B = 1, T = 0, BT = 0, X)] - [E(Y \mid B = 0, T = 1, BT = 0, X) - E(Y \mid B = 0, T = 0, BT = 0, X)].$$

Dabei gilt: $E(.)$: Erwartungswert

Y : Endogene Variable (Anzahl der Teilzeitbeschäftigten bzw. Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb Teilzeitbeschäftigte einsetzt)

- B:** Betriebsgrößendummy, der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter beschäftigt⁹
T: Zeitdummy, der ab dem Jahr 2001 den Wert Eins annimmt
BT: Interaktionsterm aus *B* und *T*
X: Vektor sonstiger exogener Variablen, die die Entwicklung von *Y* beeinflussen. Für die identifizierende Annahme (4-2) ergibt sich dann

$$(4-4) \quad [E(Y | B = 1, T = 1, BT = 0, X) - E(Y | B = 1, T = 0, BT = 0, X)] = [E(Y | B = 0, T = 1, BT = 0, X) - E(Y | B = 0, T = 0, BT = 0, X)].$$

Nach Puhani (2008) ist (4-2) insbesondere in nichtlinearen Ansätzen, wozu auch Logit-Modelle oder trunkierte Zähldaten-Modelle gehören, kritisch zu sehen. Er schlägt deshalb vor, in diesen Fällen die identifizierende Annahme fallen zu lassen und explizit zu schätzen, was technisch problemlos möglich ist. Dies ist aber deswegen problematisch, da hier eine Situation auf der Grundlage eines empirischen Modells geschätzt wird, die in den Daten nicht vorkommt, d. h. (4-4) wird durch die Daten nicht gestützt. Nichtsdestotrotz bleibt aber auch die Voraussetzung (4-4), die zur Identifikation des Gesetzeseffektes aus (4-3) erforderlich ist, problematisch. Sie lässt sich allerdings über eine Art „Placebo-Test“ empirisch motivieren. Dazu wird der Zeitraum vor der Gesetzes Einführung betrachtet (1996–1999) und so getan als hätte die Politikmaßnahme in diesem Zeitraum (1998) stattgefunden. Ergibt sich hier schließlich kein „Gesetzeseffekt“, gewinnt (4-4) deutlich an Plausibilität.

Gegeben die identifizierende Annahme (4-4), ergibt sich der Gesetzeseffekt, technisch gesprochen, aus dem Interaktionseffekt aus dem Betriebsgrößendummy und dem Zeitdummy. Entsprechend Ai & Norton (2003) sind dann explizit die vier Erwartungswerte aus (4-3) auszuwerten. Dies bedeutet für den allgemeinen Gesetzeseffekt hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen:

$$(4-5) \quad \Delta_{DvD} = \left[\frac{e^{x'\beta + \gamma_B + \gamma_T + \gamma_{BT}}}{1 + e^{x'\beta + \gamma_B + \gamma_T + \gamma_{BT}}} - \frac{e^{x'\beta + \gamma_B}}{1 + e^{x'\beta + \gamma_B}} \right] - \left[\frac{e^{x'\beta + \gamma_T}}{1 + e^{x'\beta + \gamma_T}} - \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} \right],$$

wobei *x* ein Vektor exogener Variablen ist und γ_{BT} , γ_T und γ_B die Koeffizienten für *B*, *T* und *BT* sind. Der unter 4.4.1.4 ausgewiesene Gesetzeseffekt wird an der Stelle der mittleren linearen Prognose für $x'\beta$ ermittelt, was im Wesentlichen dem Vorgehen

⁹ Zu beachten ist, dass sowohl das TzBfG als auch das BErzGG bei der Bestimmung der rechtlichen Schwelle von 15 Mitarbeitern keine Berücksichtigung von Auszubildenden vorsieht, weswegen diese bei der Zuweisung des Wertes von Eins für den Betriebsgrößendummy im Rahmen der vorliegenden Arbeit auch unberücksichtigt bleiben.

zur Bestimmung marginaler Effekte in Stata® entspricht. Die Gesetzeffekte für die Teilzeitquoten ergeben sich für den Fall einer ZTNBR aus

$$(4-6) \quad \Delta_{DvD} = \left[\frac{e^{x'\beta + \gamma_B + \gamma_T + \gamma_{BT}}}{1 - (1 + \alpha e^{x'\beta + \gamma_B + \gamma_T + \gamma_{BT} + \ln(N)})^{-\frac{1}{\alpha}}} - \frac{e^{x'\beta + \gamma_B}}{1 - (1 + \alpha e^{x'\beta + \gamma_B + \ln(N)})^{-\frac{1}{\alpha}}} \right] - \left[\frac{e^{x'\beta + \gamma_T}}{1 - (1 + \alpha e^{x'\beta + \gamma_B + \ln(N)})^{-\frac{1}{\alpha}}} - \frac{e^{x'\beta}}{1 - (1 + \alpha e^{x'\beta + \ln(N)})^{-\frac{1}{\alpha}}} \right].$$

Dabei ist zu berücksichtigen, dass man $\ln(N)$, also den Logarithmus der Anzahl der Beschäftigten, im Zähler der vier Erwartungswerte in (4-6) nicht berücksichtigen darf, um Δ_{DvD} als DvD-Schätzer für die Teilzeitquoten interpretieren zu können. Der unter 4.4.1.4 ausgewiesene Gesetzeffekt wird, wie oben, an der Stelle der mittleren linearen Prognose für x bestimmt. Für $\ln(N)$ im Nenner wird für alle vier Erwartungswerte der Schwellenwert, d. h. $\ln(16)$ eingesetzt. Da es sich bei Δ_{DvD} in (4-5) und (4-6) um differenzierbare Funktionen normalverteilter Parameter handelt, können die Standardfehler der DvD-Schätzer mit Hilfe der Delta-Methode ermittelt werden (Ai & Norton 2003; Norton, Wang & Ai 2004).

Für die Schätzung der Gesetzeswirkung in Abhängigkeit unterschiedlicher Betriebsgrößen, wird B folgendermaßen aufgespalten:

- B_1 für Betriebe mit mehr als 15 Mitarbeitern und höchstens 49,
- B_2 für Betriebe mit mindestens 50 Mitarbeitern und höchstens 199,
- B_3 für Betriebe mit mindestens 200 Mitarbeitern und höchstens 499,
- B_4 für Betriebe mit mindestens 500 Mitarbeitern.

Dementsprechend ergeben sich dann auch vier verschiedene Interaktionsterme, B_1T , B_2T , B_3T und B_4T . Die Interpretation ist analog zu oben, wobei die vier Effekte getrennt zu bestimmen sind. Für die Bestimmung der Gesetzeffekte hinsichtlich der Teilzeitquote für die Gruppe B_1 wird in die vier Erwartungswerte in (6), $\ln(N) = \ln(16)$ eingesetzt, für die anderen Gruppen allerdings abweichend davon in die ersten beiden Terme deren Untergrenzen, d. h. für B_2 $\ln(N) = \ln(50)$, für B_3 $\ln(N) = \ln(200)$ und für B_4 $\ln(N) = \ln(500)$. Angesprochen sei hierzu noch, dass eine solche Vorgehensweise natürlich nicht unproblematisch ist, allerdings ist man in nichtlinearen Modellen, um einen Punktschätzer zu erhalten, meistens darauf angewiesen, bestimmte Werte zu setzen. Es sei aber darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse hinsichtlich unterschiedlicher Werte für $\ln(N)$ nicht sensibel sind.

Für die Ermittlung eventueller West/Ost-Unterschiede, werden B , T und BT zusätzlich jeweils mit einem Ostdummy E interagiert, d. h. BE , TE und BTE . West/Ost-Unterschiede ergeben sich dann aus:

$$(4-7) \quad \Delta_{DvD}^{WO} = \{ [E(Y | B=1, T=1, E=1, X) - E(Y | B=1, T=0, E=1, X)] - \\ - [E(Y | B=0, T=1, E=1, X) - E(Y | B=0, T=0, E=1, X)] \} - \\ - \{ [E(Y | B=1, T=1, E=0, X) - E(Y | B=1, T=0, E=0, X)] - \\ - [E(Y | B=0, T=1, E=0, X) - E(Y | B=0, T=0, E=0, X)] \} .$$

Neben diesen Betriebsgrößendummies, dem Jahresdummy und dem Ostdummy werden noch Kontrollvariablen (Vektor X) in den Schätzungen berücksichtigt. Diese zielen darauf ab, zentrale Determinanten des betrieblichen Einsatzes Teilzeitbeschäftigter zu reflektieren, was, wie oben bereits angesprochen, die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass die identifizierende Annahme erfüllt ist (Caliendo 2006). Der folgende Abschnitt erläutert die entsprechenden Variablen kurz.

4.4.1.3 Kontrollvariablen, Determinanten des betrieblichen Einsatzes von Teilzeitbeschäftigten

Die zentrale Determinante für den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter stellen die sogenannten quasifixen Kosten der Beschäftigung dar. Diese zeichnen sich dadurch aus, dass sie nicht in der Anzahl der geleisteten Stunden eines Arbeitnehmers variieren, sondern in der Anzahl der Beschäftigten. D. h. hierbei handelt es sich um Arbeitskosten, die pro Kopf anfallen (Oi 1962). Jaenichen (1996) hat herausgestellt, dass diese Kostenart ein Einstellungs- bzw. Beschäftigungshemmnis für Teilzeitbeschäftigte darstellt, wenn ihr nicht Produktivitätsvorteile oder Ersparnisse bei den variablen Kosten gegenüberstehen.

Als zentrale Einflussgröße für den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten wird daher zunächst der Anteil der qualifizierten Beschäftigten berücksichtigt. Es ist davon auszugehen, dass diese Variable einen negativen Einfluss auf die Teilzeitbeschäftigtenquote und die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen hat, da der betriebliche Bedarf an qualifizierten Mitarbeitern und damit die Dichte eher anspruchsvoller Tätigkeiten im Unternehmen in der Ausprägung dieser Variable steigt. Eher anspruchsvolle Tätigkeiten dürften jedoch auch mit höheren quasifixen Kosten der Beschäftigung für die Mitarbeiter verbunden sein, die mit ihnen betraut sind. Zu denken wäre dabei z. B. an die tägliche Einarbeitungszeit.

Darüber hinaus dürfte es zwar qualifizierten Mitarbeitern eher gelingen, ihre Präferenzen im Bezug auf etwaige Verkürzungen der Arbeitszeit gegenüber dem Arbeitgeber durchzusetzen als weniger qualifizierten, weshalb auch ein positiver Geneffekt auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten im Anteil qua-

lizierter Mitarbeiter enthalten sein kann. Realistischerweise sollte aber insgesamt von einem negativen Gesamteffekt dieser Variable ausgegangen werden.

Eine weitere Variable ist der Anteil der Auszubildenden an den Beschäftigten. Ihre Ausprägung dürfte Informationen über den zukünftigen Bedarf an qualifizierten Mitarbeitern enthalten. Damit kann hier dieselbe Argumentation im Bezug auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten geführt werden wie beim Anteil der qualifizierten Mitarbeiter, nur eben mit einer gewissen Zukunftsdimension. Weiterhin können Auszubildende in gewisser Weise auch als Substitute für Teilzeitbeschäftigte betrachtet werden (Schank, Schnabel & Gerner 2009). Schließlich gibt es kaum Lehrlinge in Teilzeitbeschäftigung, so dass insgesamt ein negativer Zusammenhang zwischen der Quote der Auszubildenden und dem betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter bestehen dürfte.

Die Normalarbeitszeit übt theoretisch ebenfalls einen negativen Einfluss auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten aus (FitzRoy & Hart 1985). Offensichtlich ist der Nachteil im Hinblick auf die quasifixen Kosten der Beschäftigung, den Teilzeitbeschäftigte gegenüber Vollzeitbeschäftigten aufweisen, umso gravierender, je länger Vollzeitbeschäftigte *ceteris paribus* arbeiten.

Weiterhin werden Branchendummies berücksichtigt. Hier ist davon auszugehen, dass insbesondere jene Sektoren besonders gerne auf Teilzeitbeschäftigte zurückgreifen, in denen die Arbeitszeit und die Betriebszeit voneinander entkoppelt sind. Dies kann Produktivitätsvorteile durch den Einsatz von Teilzeitbeschäftigten implizieren (Owen 1979). Zu Sektoren, die daher von Teilzeitbeschäftigten besonders profitieren dürften, gehören insbesondere die Gastronomie, der Handel und der Gesundheitssektor.

Als wichtige Größe der variablen Kosten der Beschäftigung wäre an die Löhne zu denken (FitzRoy & Hart 1985). Diese sind im IAB-Betriebspanel jedoch nicht getrennt nach Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten beobachtbar und können somit nicht in die Schätzungen eingehen. Zu berücksichtigen ist allerdings, dass eine Unterscheidung zwischen Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten nicht ohne weiteres möglich ist (§ 4 TzBfG). Überdies zeigt Jaenichen (1996), dass Teilzeitbeschäftigte zwar in der Regel weniger verdienen als Vollzeitbeschäftigte. Der Unterschied rührt jedoch in erster Linie daher, dass Teilzeitbeschäftigte verstärkt in Bereichen bzw. Sektoren zu finden sind, in denen die Bezahlung schlechter ist.

Ebenfalls von gewisser Relevanz für den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten dürfte die Nachfrage sein, der sich der Betrieb auf seinen Absatzmärkten gegenüber sieht. Deswegen werden die Geschäftserwartungen und die Geschäftstätigkeit der Vorperiode in den Schätzungen berücksichtigt. Die Wirkung dieser Variablen ist theoretisch offen – es ist sowohl ein prozyklischer als auch ein antizyklischer Verlauf denkbar. Die Idee dahinter ist die, dass ein Unterneh-

men auf der einen Seite auf eine sinkende Güternachfrage mit einer Reduktion der Stundenzahl der Mitarbeiter reagieren kann, wodurch eventuell manche Vollzeitbeschäftigten die Schwelle der Normalarbeitszeit unterschreiten und damit zu Teilzeitbeschäftigten werden (Tegle 1985). Andererseits kann es aber auch sein, dass Teilzeitbeschäftigte in Zeiten wirtschaftlichen Auf- und Abschwungs schneller angepasst werden (Friesen 1997).

Darüber hinaus dürfte für die Entwicklung der Teilzeitbeschäftigung in einer Region die regionale Arbeitslosenquote wichtig sein. Sie kann als ein Indikator für die wirtschaftliche Lage dort aufgefasst werden. Teilzeitbeschäftigung spielt häufig eine zentrale Rolle im Zusammenhang mit dem Arbeitsangebot im familiären Kontext, d. h. wenn Paare zusammenleben und ein Partner sich verstärkt um die Kindererziehung, den Haushalt usw. kümmert und der andere dagegen in erster Linie einer Erwerbstätigkeit nachgeht. In dieser Konstellation fungiert Teilzeitbeschäftigung häufig als zweite Einkommensquelle, die es erlaubt, das Haushaltseinkommen aufzubessern und gleichzeitig den familiären Aufgaben nachzukommen. Das Arbeitsangebot des Zweitverdieners ist dann in Abhängigkeit des Arbeitsangebots des Hauptverdieners zu sehen.

Die Wirkung von Krisenzeiten, wobei Krisenzeiten in der vorliegenden Arbeit durch die regionale Arbeitslosenquote reflektiert werden sollen, ist offen. Es lassen sich im Allgemeinen zwei relevante Effekte unterscheiden, der „Added Worker Effect“ und der „Discouraged Worker Effect“. Der erste lässt sich so erklären, dass in Krisenzeiten das Arbeitsangebot zunimmt, da Personen, die sich sonst ausschließlich um den Haushalt kümmern, auf den Arbeitsmarkt drängen, um einen möglichen Verdienstausschlag des Partners zu kompensieren. Die angestrebte Tätigkeit soll allerdings mit den Aufgaben im Haushalt vereinbar sein, wodurch es u. U. zu einem erhöhten Angebot an Teilzeitbeschäftigten kommt, was ceteris paribus zu einer Erhöhung des betrieblichen Einsatzes Teilzeitbeschäftigter führen dürfte (Montgomery 1988). Gleichzeitig kann dieser Effekt auch dazu führen, dass Zweitverdiener mehr Stunden anbieten und es so zu einer Reduktion des Angebots an Teilzeitbeschäftigten mit der entsprechenden Wirkung auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter kommt. Der „Discouraged Worker Effect“ beschreibt den Umstand, wonach in Krisenzeiten Personen mit schlechteren Arbeitsmarktchancen ihr Arbeitsangebot vom Markt zurückziehen. Da in dieser Gruppe Teilzeitbeschäftigte überrepräsentiert sein dürften, kann es zwar zu einer relativ starken Reduktion des Angebots Teilzeitbeschäftigter kommen. Der betriebliche Einsatz Teilzeitbeschäftigter dürfte davon allerdings unberührt bleiben. Geht man davon aus, dass die regionale Arbeitslosenquote den Umstand misst, ob sich die Wirtschaft in einem guten oder schlechten Zustand befindet, ist der Zusammenhang dieser Variable mit dem betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter offen.

Um die Stärke der Präferenz für Teilzeitbeschäftigung in der Belegschaft der Betriebe zu messen, bietet sich die Frauenquote an, da es gerade die Frauen sind, die zumindest in einem bestimmten Lebensabschnitt eine gesteigerte Präferenz für Teilzeitbeschäftigung aufweisen (Pfeifer 2007; Bonney 2005; Wanger 2004; Düll & Ellguth 1999). Der betriebliche Einsatz Teilzeitbeschäftigter dürfte umso höher sein, je ausgeprägter die Präferenz für Teilzeitbeschäftigung in der Arbeitnehmerschaft und daher je höher die betriebliche Frauenquote ist.

Darüber hinaus wird ein Dummy für Ostdeutschland eingeführt. Von ihm ist ein negativer Einfluss auf die Teilzeitquote und die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb Teilzeitbeschäftigte einsetzt, zu erwarten. Zwar hat der betriebliche Einsatz Teilzeitbeschäftigter in den letzten Jahren stark aufgeholt. Dennoch liegt er immer noch hinter dem in Westdeutschland (Fischer et al. 2007), was insbesondere darauf zurückzuführen ist, dass Frauen in Ostdeutschland traditionell einer Vollzeitbeschäftigung nachgehen, was in Westdeutschland nicht der Fall ist.

Schließlich wird ein Dummy für die Existenz eines Betriebsrates berücksichtigt. Der Effekt dieser Variable auf den betrieblichen Einsatz von Teilzeitbeschäftigten ist offen. Er kann positiv sein, da Betriebsräte den Beschäftigten behilflich sind, eventuelle Teilzeitpräferenzen durchzusetzen. Auf der anderen Seite ist auch ein negativer Einfluss denkbar, da Betriebsräte häufig an der Entwicklung regulärer Beschäftigung interessiert sind (Houseman 2001).

Die Mittelwerte und Standardabweichungen der Kontrollvariablen werden in Tabelle 4-2 aufgeführt. Dabei zeigen sich keine besonderen Auffälligkeiten, außer für den Mittelwert der regionalen Arbeitslosenquote, der mit 12,8 %-Punkten auf den ersten Blick etwas hoch ist. Dieser Wert lässt sich allerdings dadurch erklären, dass im IAB-Betriebspanel ostdeutsche Betriebe überrepräsentiert sind (Fischer et al. 2007). Auch der Mittelwert der Geschäftstätigkeit, gemessen als Umsatz pro Beschäftigten in der Vorperiode, ist hoch. Dieser ergibt sich allerdings daraus, dass über 40 % der Betriebe aus dem produzierenden Gewerbe stammen.

Mittelwerte zu den abhängigen Variablen befinden sich in Tabelle 4-3. Demnach hat sich die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen, in den Betrieben mit weniger als 16 Mitarbeitern günstiger (um ca. 3 %-Punkte) entwickelt als in jenen mit mindestens 16 Beschäftigten. Bei den Teilzeitquoten in den Betrieben, die Teilzeitbeschäftigte einsetzen, zeigt sich hingegen ein anderes Bild (siehe ebenfalls Tabelle 4-3). Hier kam es in den Betrieben, für die die Teilzeitanprüche gelten, zu einem kräftigeren Anstieg (um ca. 2 %-Punkte).

Tabelle 4-2: Deskriptive Statistiken für die Kontrollvariablen der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels

	Mittelwert	Standardabweichung
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,38	0,32
Quote der Auszubildenden	0,05	0,09
Normalarbeitszeit	39,05	2,68
Produzierendes Gewerbe	0,45	–
Gastronomie	0,03	–
Handel	0,15	–
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,03	–
Urproduktion	0,05	–
Gesundheitssektor	0,09	–
Sonstige Dienstleistungen	0,20	–
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	–0,81	15,27
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	498.264,2	3.353.947
Regionale Arbeitslosenquote	12,80	5,24
Frauenquote	0,38	0,30
Ostdeutschland	0,43	–
Betriebsrat	0,34	–
<i>Fallzahl</i>		<i>78.155</i>
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.		

Zwar sind diese deskriptiven Befunde wenig aussagekräftig, da sowohl die Entwicklung der Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen als auch die Entwicklung der Teilzeitquoten noch von anderen Größen abhängen, die in den folgenden multivariaten Analysen Berücksichtigung finden sollen. Sie vermitteln allerdings zumindest einen ersten Eindruck darüber, in welche Richtung die Gesetzeseffekte gehen könnten. Demnach wäre er für die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen negativ bei ca. 3 %-Punkte und für die Teilzeitquoten positiv bei ca. 2 %-Punkte.

Tabelle 4–3: Mittelwerte für die abhängigen Variablen der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels

	Anteil der Betriebe, die Teilzeitbeschäftigte einsetzen		Teilzeitquoten in Betrieben mit Teilzeitbeschäftigten	
	vor 2001	ab 2001	vor 2001	ab 2001
Betriebe mit höchstens 15 Mitarbeitern	0,47	0,56	0,35	0,36
Betriebe mit mindestens 16 Mitarbeitern	0,78	0,84	0,15	0,18

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.

4.4.1.4 Ergebnisse der Differenz-von-Differenzen-Schätzungen

Die Ergebnisse (β -Koeffizienten) der Logit-Schätzung und der Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression, um den Gesetzeseffekt gemäß Gleichung (4–1) zu bestimmen, befinden sich in Tabelle 4–4. Für die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb Teilzeitbeschäftigte einsetzt, ergibt sich ein hochsignifikant negativer Effekt in Höhe von 3,8 %-Punkten (siehe Tabelle 4–5). Dieses Ergebnis überrascht, wird allerdings auch, zumindest was das Vorzeichen betrifft, von Schank, Schnabel & Gerner (2009) gefunden. Eine Erklärung könnte darin bestehen, dass mit dem gewählten Untersuchungsdesign Effekte gemessen werden, die in keinem direkten Zusammenhang zu den Teilzeitanprüchen stehen. Dies zeigt auch ein Placebo-Test an. Dazu wurde die Gesetzeseinführung auf das Jahr 1998 gelegt, d. h. den Zeitpunkt, der gerade in der Mitte des betrachteten Zeitraums vor der tatsächlichen Einführung der Teilzeitanprüche liegt. Dabei ergibt sich ebenfalls ein negativer Effekt von –2,7 %-Punkten. Darauf ist unten nochmal genauer einzugehen.

Tabelle 4–4: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell ^{a)}	Zero-Truncated-Negative-Binomial Regression ^{b)}
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	1,36***	0,10***
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	0,32***	0,13***
Interaktionsterm <i>BT</i>	–0,08*	0,09***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,52***	–0,41***
Quote der Auszubildenden	–0,53***	–2,27***
Normalarbeitszeit	–0,03***	0,02***
Gastronomie	–0,14*	0,54***

Fortsetzung Tabelle 4-4		
Handel	-0,02	0,57***
Kreditwirtschaft und Versicherungen	-0,09	0,51***
Urproduktion	-0,09	0,43***
Gesundheitssektor	0,23***	0,61***
Sonstige Dienstleistungen	-0,12***	0,56***
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	$6 \cdot 10^{-4}$	$-9 \cdot 10^{-4}$
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	$-7 \cdot 10^{-9}$	$-2 \cdot 10^{-9}$
Regionale Arbeitslosenquote	-0,02***	$-1 \cdot 10^{-3}$
Frauenquote	2,44***	2,51***
Ostdeutschland	-0,80***	-0,30***
Betriebsrat	0,61***	-0,24***
Konstante	0,68***	-4,09***
Offset Variable (ln(Anzahl der Beschäftigten))	-	auf Eins restringiert
<i>Fallzahl</i>	78.155	55.000
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.		
q) abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)		
r) abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Hinsichtlich der Kontrollvariablen zeigen sich in der Logit-Schätzung aus Tabelle 4-4 keine größeren Überraschungen. Einzig das positive Vorzeichen des Koeffizienten für die Quote der qualifizierten Mitarbeiter entspricht nicht den Erwartungen. Ist doch davon auszugehen, dass Teilzeitbeschäftigte aus unternehmerischer Sicht für qualifizierte Aufgaben, die in erster Linie von qualifizierten Mitarbeitern ausgeführt werden, weniger attraktiv sind als Vollzeitbeschäftigte. Dies ist deswegen der Fall, da Teilzeitbeschäftigte für die relativ hohen quasifixen Kosten der Beschäftigung eine niedrigere Rendite erwarten lassen (Hart & Robb 1980). Als Erklärung für das Ergebnis der Logit-Schätzung kann der oben angesprochene positive Gegeneffekt dienen, der sich aus der größeren Verhandlungsmacht ergibt, die qualifizierte Mitarbeiter im Hinblick auf die Durchsetzung ihrer Arbeitszeitpräferenzen im Vergleich zu weniger qualifizierten Mitarbeitern haben. Eine solche Dominanz dieses positiven Teileffektes erscheint insbesondere vor dem Hintergrund realistisch, dass im Rahmen eines Logit-Modells nur die „erste Stufe“ im betrieblichen Entscheidungsprozess zum Einsatz Teilzeitbeschäftigter modelliert wird, also die Beantwortung der Frage, ob überhaupt Teilzeitbeschäftigte im Betrieb einge-

setzt werden sollen oder nicht. Hat ein Unternehmen einen gesteigerten Bedarf an qualifiziertem Personal, kann es diesen nicht ohne weiteres über den externen Arbeitsmarkt rekrutieren und muss sich zumindest hin und wieder auf die Arbeitszeitpräferenzen der Mitarbeiter einlassen.

Ebenfalls in Tabelle 4-4 finden sich die Schätzergebnisse zur Anzahl der Teilzeitbeschäftigten, die aufgrund der logarithmierten Anzahl der Beschäftigten, deren Koeffizient auf Eins restringiert ist, als Einflüsse auf die Teilzeitquoten interpretierbar sind. Die Modellierung erfolgt auf der Grundlage einer Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression, da ein z-Test (Hilbe 2007) für eine Zero-Truncated-Poisson-Regression Überdispersion anzeigt. Für die Teilzeitquoten zeigt sich schließlich ein hochsignifikant positiver Effekt von 1,5 %-Punkten (siehe Tabelle 4-3). Ein entsprechender Placebo-Test, bei dem erneut der Zeitraum zwischen 1996 und 1999 betrachtet und eine fiktive Gesetzes Einführung auf das Jahr 1998 gelegt wurde, stützt dabei die oben diskutierte identifizierende Annahme, die zur Ermittlung kausaler Effekte auf der Grundlage von DvD-Ansätzen notwendig ist. Die Teilzeitanprüche scheinen also in den Betrieben, die Teilzeitbeschäftigte einsetzen, den betrieblichen Einsatz dieser Beschäftigtengruppe stimuliert zu haben. Zu diesem Ergebnis gelangen auch Schank, Schnabel & Gerner (2009), die ebenfalls für diese „zweite Stufe“ der betrieblichen Entscheidung über den Einsatz Teilzeitbeschäftigter einen positiven Gesetzeseffekt gefunden haben.

Die Koeffizienten für die Kontrollvariablen entsprechen, mit Ausnahme desjenigen für die Normalarbeitszeit, den Erwartungen. Gemäß den vorliegenden Schätzungen geht eine höhere Normalarbeitszeit mit einer höheren Teilzeitquote einher. Zu erwarten ist jedoch der umgekehrte Zusammenhang, da Teilzeitbeschäftigte im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten *ceteris paribus* immer unattraktiver werden, je länger Vollzeitbeschäftigte arbeiten. FitzRoy & Hart (1985) leiten dieses Argument formal her. Schank, Schnabel & Gerner (2009) erhalten in ihren Schätzungen auch diese erwartete negative Korrelation. Sie berücksichtigen allerdings nicht die Frauenquote. Lässt man diese Variable in den vorliegenden Schätzungen ebenfalls unberücksichtigt, ergibt sich auch der negative Zusammenhang. Der Grund für diesen Befund kann eventuell in einem „Omitted Variable Bias“ (Verzerrung aufgrund weggelassener relevanter Variablen) liegen und zwar dahingehend, dass Frauen eher in Betrieben mit niedriger Arbeitszeit zu finden sind. Dies erklärt natürlich nicht den Befund, wonach es einen positiven Zusammenhang zwischen der Arbeitszeit und der Teilzeitquote in den Betrieben gibt. Dazu wären weitere Untersuchungen notwendig. Die Ergebnisse aus Schank, Schnabel & Gerner (2009) sind dann allerdings mit denen aus der vorliegenden Arbeit vereinbar. Festzuhalten bleibt schließlich, dass die Gesetzeseffekte unabhängig davon sind, ob die Frauenquote berücksichtigt wird oder nicht.

In einem weiteren Schritt wurden die Gesetzeseffekte in Abhängigkeit unterschiedlicher Betriebsgrößen ermittelt. Während sich die ausführlichen Schätzergebnisse im Anhang befinden (Tabelle A4-1), können die marginalen Effekte direkt der Tabelle 4-5 entnommen werden. Demnach üben die Teilzeitanprüche über alle definierten Betriebsgrößenklassen hinweg einen negativen Einfluss auf die betriebliche Wahrscheinlichkeit aus, Teilzeitbeschäftigte einzusetzen. Der Effekt steigt dabei betragsmäßig in Abhängigkeit der Betriebsgröße von -2,3 (16 bis 49 Mitarbeiter) auf bis zu -4,4 %-Punkte (mindestens 500 Mitarbeiter).

Bezüglich der Teilzeitquoten zeigt sich für Betriebe mit 15 bis 49 Mitarbeitern kein Gesetzeseffekt. Ab einer Unternehmensgröße von 50 Beschäftigten ergeben die trunkierten Regressionen allerdings einen positiven Einfluss der Teilzeitanprüche, der dann auch in der Betriebsgröße zunimmt. Er beläuft sich auf 1,8 %-Punkte (für Betriebe mit 50 bis 199 Mitarbeitern) bis 2,4 %-Punkte (mindestens 500 Mitarbeiter).

Tabelle 4-5: Gesetzeseffekte (Interaktionseffekte) nach Ai & Norton (2003) auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels

	Logit-Modell ^{s)}	Zero-Truncated-Negative-Binomial Regression ^{t)}
Allgemeiner Gesetzeseffekt	-0,038***	0,015***
... für Westdeutschland	-0,038***	0,022***
... für Ostdeutschland im Vergleich zu Westdeutschland	-0,019	-0,022***
... für Betriebe mit höchstens 49 Mitarbeitern	-0,023***	0,005
... für Betriebe mit mindestens 50 und höchstens 199 Mitarbeiter	-0,039***	0,018**
... für Betriebe mit mindestens 200 und höchstens 500 Mitarbeiter	-0,043***	0,014**
... für Betriebe mit mindestens 500 Mitarbeiter	-0,044***	0,024***
Placebo-Tests für die allgemeinen Gesetzeseffekte ^{u)}	-0,027**	0,006
<i>Fallzahl</i>	<i>78.155</i>	<i>55.000</i>
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996-2006.		
s) abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)		
t) abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten		
u) Hier beträgt die Fallzahl nur 18.883 (Logit) bzw. 12.754 (Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression). Die ausführlichen Schätzungen finden sich in Tabelle A4-3.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Unterschiede in der Wirkung der Teilzeitanprüche zwischen West- und Ostdeutschland können ebenfalls der Tabelle 4-5 entnommen werden (die ausführ-

lichen Schätzergebnisse befinden sich in Tabelle A4-2 im Anhang). Es zeigt sich für Westdeutschland ein etwas schwächerer negativer Effekt von $-3,8$ %-Punkten als für Ostdeutschland ($-5,7$ %-Punkte), wobei der Unterschied von $1,9$ %-Punkten insignifikant ist. Hinsichtlich der Teilzeitquoten ergibt sich für Westdeutschland ein positiver Effekt von $2,2$ %-Punkten. In Ostdeutschland hingegen scheint es keine Wirkung der Teilzeitanprüche auf die Teilzeitquoten in den Betrieben gegeben zu haben, die Teilzeitbeschäftigte einsetzen.

Tabelle 4-5 stellt die zentralen Ergebnisse der bisherigen Untersuchungen dar. Sie können folgendermaßen zusammengefasst werden: Hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit, dass Betriebe Teilzeitbeschäftigte einsetzen, scheinen die Teilzeitanprüche einen negativen Effekt entfaltet zu haben, wobei dieser in größeren Betrieben stärker ist als in kleineren. In Ostdeutschland haben die Teilzeitanprüche die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen stärker reduziert. Das negative Vorzeichen für den Effekt der Teilzeitanprüche auf der ersten Entscheidungsstufe über den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter überrascht. Es könnte inhaltlich zwar damit begründet werden, dass sich Unternehmen aufgrund der Einführung der Teilzeitanprüche bei der Einstellung von Personen zurückhalten, die typischerweise eine gesteigerte Präferenz für Teilzeitbeschäftigung aufweisen (Janßen 2004; Wanger 2004). Ein Placebo-Test zeigt allerdings, dass sich die Differenz in den Wahrscheinlichkeiten Teilzeitbeschäftigte einzusetzen bereits vor der Einführung der Teilzeitanprüche zwischen den beiden Gruppen in diese Richtung entwickelt hat. Für den gefundenen negativen Gesetzeseffekt scheinen also Einflussgrößen relevant zu sein, die im bisherigen Untersuchungsdesign nicht berücksichtigt werden. Bestimmt man überdies den allgemeinen Gesetzeseffekt in Anlehnung an Puhani (2008), zeigt sich für die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen ein betragsmäßig weitaus niedrigerer Effekt in Höhe von $-0,9$ %-Punkten. Die identifizierende Annahme zur Bestimmung der Gesetzeseffekte nach Ai & Norton (2003) scheint also sehr problematisch zu sein. Dieser Punkt soll im folgenden Unterabschnitt aufgegriffen werden. Dazu wird der bisherige DvD-Ansatz mit einem Propensity-Score-Matching-Ansatz kombiniert.

Hinsichtlich der Teilzeitquoten in den Betrieben, die Teilzeitbeschäftigte einsetzen, ergibt sich ein positiver Effekt, der mit der Anzahl der Beschäftigten steigt. Tiefergehende Analysen zeigen überdies keine Wirkung der Teilzeitanprüche in Ostdeutschland, was angesichts der Arbeitszeitpräferenzen etwas überrascht. Ein Placebo-Test kann dabei die identifizierende Annahme (4-4) motivieren. Nach (4-4) identifiziert ein Differenz-von-Differenzen-Ansatz dann einen kausalen Effekt im Sinne eines „Average Treatment on the Treated Effects“, wenn sich die Ergebnisvariable bei der Maßnahmengruppe nach der Maßnahme genau so entwickelt hätte wie bei der Kontrollgruppe. Schließlich liefert eine Bestimmung des allgemeinen

Gesetzeseffektes auf der Grundlage von Puhani (2008) ein ähnliches Ergebnis von 1,4 %-Punkten im Vergleich zu 1,5 %-Punkten, die sich in Anlehnung an Ai & Norton (2003) ergeben.

4.4.1.5 Kombination von Differenz-von-Differenzen-Ansätzen mit Propensity-Score-Matching

Der Identifikation des Gesetzeseffektes über die Entwicklung der Teilzeitquoten bzw. der Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen, liegt implizit die Annahme zugrunde, dass die entsprechenden Ergebnisvariablen bei einem erleichterten Wechsel von Vollzeit auf Teilzeit steigen müssten. Dabei ist jedoch nicht klar, ob etwaige relative Steigerungen der Teilzeitquoten mit einer Erhöhung der Wechsel von Vollzeit auf Teilzeit einhergehen. Steigerungen oder allgemein die Entwicklung der Teilzeitquoten und der Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb mindestens eine Teilzeitkraft beschäftigt, hängen auch vom betrieblichen Rekrutierungsverhalten ab. Hierfür sind allerdings u. a. betriebliche Charakteristika entscheidend, die sich unter die Determinanten des betrieblichen Einsatzes Teilzeitbeschäftigter, die unter 4.4.1.3 diskutiert werden, zusammenfassen lassen. Zwar werden diese über Kontrollvariablen in den Schätzungen berücksichtigt. Tabelle 4-6 zeigt jedoch, dass sich die beiden Gruppen, d. h. Betriebe, für die die Teilzeitanprüche gelten und Betriebe, für die dies nicht der Fall ist, hinsichtlich dieser Größen in den obigen Schätzungen stark unterscheiden. Diese beiden Gruppen sind somit im Bezug auf die Entwicklung des betrieblichen Einsatzes Teilzeitbeschäftigter kaum miteinander vergleichbar.¹⁰ Dies scheint in der vorliegenden Analyse insbesondere bei der Wahrscheinlichkeit, ob ein Betrieb Teilzeitbeschäftigte einsetzt, ein Problem zu sein, was die durchgeführten Placebo-Tests anzeigen. Darauf lassen schließlich auch die ermittelten allgemeinen Gesetzeseffekte in Anlehnung an Puhani (2008) schließen.

¹⁰ Die hohen Signifikanz in Tabelle 4-4 rühren teilweise aber auch daher, dass die Fallzahl sehr hoch ist.

Tabelle 4–6: Mittelwerte der Kontrollvariablen getrennt nach Maßnahmenbetrieben und Kontrollbetrieben

	Mittelwert		p-Werte Mittelwert- vergleichstests
	Betriebe, die von den Teilzeitan- sprüchen betroffen sind	Betriebe, die von den Teilzeitan- sprüchen nicht betroffen sind	
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,41	0,32	0,00
Quote der Auszubildenden	0,05	0,06	0,00
Normalarbeitszeit	38,71	39,56	0,00
Gastronomie	0,02	0,06	0,00
Handel	0,12	0,19	0,00
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,04	0,02	0,00
Urproduktion	0,05	0,04	0,00
Gesundheitssektor	0,10	0,08	0,00
Sonstige Dienstleistungen	0,18	0,23	0,00
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	0,82	-1,65	0,00
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	632.337	375.911	0,00
Regionale Arbeitslosenquote	12,33	13,26	0,00
Frauenquote	0,36	0,42	0,00
Ostdeutschland	0,39	0,49	0,00
Betriebsrat	0,55	0,04	0,00
<i>Fallzahl</i>		<i>78.155</i>	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.			

Eine Möglichkeit, mit diesem Problem umzugehen, besteht darin, mit Hilfe eines Propensity-Score-Matching-Ansatzes – wie in Kapitel 2 dieser Arbeit auch schon geschehen – ein Subsample zu generieren. Dieses sollte sich dadurch auszeichnen, dass sich die beiden Gruppen (Betriebe mit höchstens 15 Mitarbeitern vs. Betriebe mit mindestens 16 Mitarbeitern), hinsichtlich der Variablen aus Tabelle 4–6 kaum noch unterscheiden oder zumindest vergleichbarer sind. Diese Stichprobe an Betrieben stellt dann die Datengrundlage für erneute Schätzungen dar. Bei dieser Vorgehensweise handelt es sich um das oben bereits angesprochene Data-Trimming, wodurch die identifizierende Annahme in DvD-Ansätzen an Plausibilität gewinnen soll.

Eine Logit-Schätzung für das Jahr 2000, d. h. dem Jahr vor der Gesetzeseinführung, liefert in einem ersten Schritt die prognostizierten Wahrscheinlichkeiten,

von den Teilzeitanprüchen betroffen zu sein, in Abhängigkeit der Variablen aus Tabelle 4–6. Anhand dieser werden dann Maßnahmen- und Kontrollbetriebe einander zugeordnet. Bisher unbeantwortet ist allerdings die Frage, wie im Rahmen der vorliegenden Arbeit mit der Tatsache umgegangen werden soll, dass das IAB-Betriebspanel nicht balanciert ist. D. h. welche Betriebe sollen in die Logit-Schätzung und damit in das Matching eingehen? Hier gibt es unterschiedliche Möglichkeiten: Am einfachsten ist es, diese Eigenschaft des Datensatzes zu ignorieren, was allerdings dazu führen kann, dass die Matching-Qualität insgesamt, im Vergleich zu jener zum Matching-Zeitpunkt, sehr schlecht ist. Eine weitere Möglichkeit besteht darin, ein balanciertes Panel zu betrachten, d. h. in die Analyse würden dann nur jene Betriebe eingehen, für die über die gesamten 11 Jahre Beobachtungen vorliegen. Dadurch könnte es zu starken Selektionsverzerrungen und Problemen hinsichtlich der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse kommen. Dies wurde zwar oben in Kapitel 2 in Kauf genommen, aber nur deshalb, da sonst eine glaubhafte Identifikation des kausalen Effektes einer Arbeitszeitverlängerung nicht möglich gewesen wäre. Für die vorliegende Anwendung kann davon nicht ausgegangen werden, da es sich bei der Einführung der Teilzeitanprüche um ein natürliches Experiment handelt. Eine weitere Möglichkeit, die zwischen den bisher angesprochenen Extrempositionen zu verorten ist, besteht schließlich darin, im Matching zu berücksichtigen, wann die jeweiligen Betriebe beobachtet wurden. Dies kann zum einen dadurch geschehen, dass ein nach Jahren stratifiziertes Matching durchgeführt wird, was allerdings etwas umständlich ist. Zum anderen, und das ist die präferierte Vorgehensweise hier, können in die Logit-Schätzung zusätzliche Variablen aufgenommen werden, die anzeigen, in welchen Jahren der jeweilige Betrieb beobachtet wurde. Dies ist letztlich analog zur Diskussion Propensity-Score-Matching vs. exaktes Matching zu sehen.

4.4.1.6 Ergebnisse aus den Differenz-von-Differenzen-Ansätzen mit Propensity-Score-Matching

Gemessen an der mittleren standardisierten Verzerrung („Mean Standardized Bias“, „MSB“) von 1,57, liefert ein 1 : 1 Nearest-Neighbour-Matching, ohne Zurücklegen mit einem Caliper von 0,01, eine sehr gute Matching-Qualität. Tabelle 4–7 zeigt die Mittelwerte für die beiden Gruppen nach dem Matching im Jahr 2000. Die t-Tests zeigen zwischen der Maßnahmen- und Kontrollgruppe keine Unterschiede in den Mittelwerten der interessierenden Variablen mehr. Vergleicht man die Mittelwerte aus Tabelle 4–7 mit denen aus Tabelle 4–6, ergibt sich auch, dass die beiden Gruppen hinsichtlich der betrachteten Variablen durch das Matching an Ähnlichkeit gewonnen haben. Strenggenommen muss man jedoch die Mittelwerte aus Tabelle 4–7 mit jenen aus der Tabelle A4–4 im Anhang vergleichen, da es sich

hierbei um die Werte der exogenen Variablen für jene Betriebe handelt, die in die Logit-Schätzung für das Matching eingehen.

Tabelle 4-7: Mittelwerte der Kontrollvariablen nach dem Matching im Jahr 2000

	Mittelwert		p-Werte
	Betriebe, mit höchstens 15 Mitarbeitern	Betriebe, mit mindestens 16 Mitarbeitern	Mittelwert- vergleichstests
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,27	0,27	0,78
Quote der Auszubildenden	0,06	0,06	0,69
Normalarbeitszeit	39,52	39,53	0,96
Gastronomie	0,03	0,03	0,78
Handel	0,20	0,20	1,00
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,02	0,02	1,00
Urproduktion	0,06	0,06	1,00
Gesundheitssektor	0,05	0,06	0,57
Sonstige Dienstleistungen	0,21	0,21	0,76
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	-0,56	-0,80	0,72
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	5*10 ⁵	4*10 ⁵	0,71
Regionale Arbeitslosenquote	13,33	13,21	0,69
Frauenquote	0,38	0,38	0,84
Ostdeutschland	0,59	0,57	0,44
Differenz Teilzeitquoten (1999–2000)	-0,01	-0,01	0,73
Differenz Teilzeitquoten (1998–1999)	-0,01	-0,01	0,66
Jahr 1996	0,68	0,71	0,32
Jahr 1997	0,76	0,77	0,68
Jahr 2001	1,00	1,00	1,00
Jahr 2002	0,91	0,91	0,79
Jahr 2003	0,77	0,76	0,63
Jahr 2004	0,79	0,79	0,85
Jahr 2005	0,75	0,75	0,95
Jahr 2006	0,57	0,57	0,88
Betriebsrat	0,07	0,08	0,70
<i>Fallzahl</i>		1.540	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000.			

Tabelle 4-8 (erste Ergebnisspalte) zeigt die Ergebnisse einer DvD-Schätzung für die Wahrscheinlichkeit, dass Betriebe Teilzeitbeschäftigte einsetzen. Ein erneut durch-

geführter Placebo-Test (siehe ebenfalls Tabelle 4–8) rechtfertigt nun die identifizierende Annahme.

Es ergibt sich nun ein hochsignifikant positiver Effekt von 6,9 %-Punkten auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb mindestens einen Teilzeitbeschäftigten einsetzt. Im Übrigen zeigt sich auf der Grundlage von Puhani (2008) ein ganz ähnlicher Effekt in Höhe von 7,6 %-Punkten. Ebenfalls in Tabelle 4–8 finden sich die Schätzungen für die West/Ost-Unterschiede. Es zeigt sich ein hochsignifikant positiver Gesetzeseffekt auf die interessierende Wahrscheinlichkeit in Höhe von 7,2 %-Punkten. Der für Ostdeutschland ist nur insignifikant niedriger. Schließlich hat sich lediglich die Teilzeitneigung in kleineren Betrieben erhöht (siehe Tabelle 4–6). Für die Betriebsgrößenklasse 5 (200–499 Mitarbeiter) lässt sich dagegen kein Effekt nachweisen. Der Interaktionsterm für die Betriebsgrößenklasse 6 (mindestens 500 Mitarbeiter) kann in den Schätzungen nicht berücksichtigt werden, da es im Schätzsample keinen solchen Betrieb gibt, der ab 2001 keine Teilzeitbeschäftigten eingesetzt hat.

Tabelle 4–8: Gesetzeseffekte (Interaktionseffekte) nach Ai & Norton (2003) nach dem Matching auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels

	Logit-Modell ^{v)}	Zero-Truncated-Negative-Binomial Regression ^{w)}
Allgemeiner Gesetzeseffekt	0,069***	0,008
... für Westdeutschland	0,072***	0,005
... für Ostdeutschland im Vergleich zu Westdeutschland	-0,020	0,002
... für Betriebe mit höchstens 49 Mitarbeitern	0,054***	0,020***
... für Betriebe mit mindestens 50 und höchstens 199 Mitarbeiter	0,043*	4*10 ⁻⁴
... für Betriebe mit mindestens 200 und höchstens 499 Mitarbeiter	0,007	0,014
... für Betriebe mit mindestens 500 Mitarbeiter	-	-0,040
Placebo-Tests für die allgemeinen Gesetzeseffekte ^{x)}	0,015	0,014
<i>Fallzahl</i>	<i>14.193</i>	<i>8.528</i>
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.		
v) abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)		
w) abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten		
x) Die ausführlichen Ergebnisse für die Schätzungen des allgemeinen Gesetzeseffektes befinden sich in Tabelle A4–4a.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Die Schätzungen auf der Grundlage des gematchten Samples ergeben für die Wahrscheinlichkeit, dass Betriebe mindestens einen Teilzeitbeschäftigten einsetzen, völlig andere Ergebnisse als die Regressionen, die auf dem gesamten Datensatz beruhen. In einem weiteren Schritt wurden auch noch die Regressionen für die Teilzeitquoten, gegeben der Betrieb beschäftigt Mitarbeiter in Teilzeit, durchgeführt (die Effekte können der Tabelle 4-6, zweite Ergebnisspalte, entnommen werden). Hier kippen die Ergebnisse ebenfalls. Es lässt sich kein positiver Gesetzeseffekt auf dieser „zweiten Entscheidungsstufe“ (außer für kleine Betriebe) mehr nachweisen. Auch ist der allgemeine Gesetzeseffekt dann insignifikant, wenn man ihn in Anlehnung an Puhani (2008) ermittelt. Diese Sensitivität der Ergebnisse bei der Ermittlung der Effekte für die Teilzeitquoten überrascht im ersten Moment. Motivieren doch sowohl der Placebo-Test als auch die Ermittlung der Gesetzeseffekte nach Puhani (2008) die identifizierende Annahme (4-4) in den Schätzungen unter 4.4.1.4. Betrachtet man allerdings die Schätzungen nochmals genauer, zeigen sich Probleme, die eine Erklärung dafür sein könnten. Und zwar unterscheiden sich der Koeffizient für den Betriebsgrößendummy in der Schätzung für den Placebo-Test (Tabelle A4-3) und der Koeffizient für den Betriebsgrößendummy in der Schätzung für die Bestimmung des allgemeinen Gesetzeseffektes (Tabelle 4-4) stark. Dies spricht für einen Selektionseffekt, der nicht zeitkonstant ist. Eine Identifikation des kausalen Gesetzeseffektes über (4-4) erscheint damit weniger plausibel.

4.4.1.7 Zusammenfassung der Ergebnisse auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels
Schank, Schnabel & Gerner (2009) folgern aus ihren Ergebnissen, dass die Teilzeitanprüche den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter stimuliert zu haben scheinen, allerdings lediglich in Betrieben, die bereits Teilzeitbeschäftigte einsetzen und dort in erster Linie in solchen mit einer höheren Mitarbeiterzahl. Dieser Schluss kann an dieser Stelle nicht gezogen werden.

Zwar liefern Schätzungen auf dem gesamten Sample die gleichen Ergebnisse wie Schank, Schnabel & Gerner (2009). Ein Placebo-Test legt für die „erste Entscheidungsstufe“ allerdings direkt nahe, dass sich bereits vor der Einführung der Teilzeitanprüche die Ergebnisvariable zwischen den beiden Gruppen (Betriebe mit höchstens 15 Mitarbeitern vs. Betriebe mit mindestens 16 Mitarbeitern) unterschiedlich entwickelt hat.

Ein Problem der Analyse der Teilzeitanprüche auf der Betriebsebene liegt darin, dass die Wirkung eher indirekt gemessen wird. Ihr liegt die Annahme zugrunde, dass der betriebliche Einsatz Teilzeitbeschäftigter und damit die Teilzeitquoten bzw. die Wahrscheinlichkeit, dass Betriebe Teilzeitbeschäftigte einsetzen, bei einem erleichterten Wechsel von Vollzeit auf Teilzeit steigen müssten. Dabei ist jedoch

nicht klar, ob z. B. relative Steigerungen der Teilzeitquoten mit einer Erhöhung der Wechsel von Vollzeit auf Teilzeit einhergehen. Darauf zielen die Teilzeitanprüche aber letztlich ab. Die Entwicklung der Teilzeitquoten und der Teilzeitneigung hängt aber noch von anderen Faktoren ab, insbesondere vom Rekrutierungs- und Entlassungsverhalten der Betriebe. Dieses bestimmt sich im Hinblick auf die Teilzeitbeschäftigten jedoch auch und vor allem über die Determinanten des betrieblichen Einsatzes von Teilzeitbeschäftigten. Hinsichtlich der Ausprägung dieser Determinanten unterscheiden sich die Betriebe, für die die Teilzeitanprüche gelten, von denen für die dies nicht der Fall ist, fundamental. Matching-Ansätze versuchen, diesem Problem Rechnung zu tragen.

Die Schätzungen auf der Grundlage eines so erzeugten Subsamples zeigen dann einen positiven Gesetzeseffekt, insbesondere in der Wahrscheinlichkeit, dass Betriebe Teilzeitbeschäftigte einsetzen. Die Teilzeitquoten, gegeben die Betriebe beschäftigten Teilzeitarbeitskräfte, bleiben von den Teilzeitanprüchen weitestgehend unberührt (außer die kleinen Betriebe).

Eventuelle West/Ost-Unterschiede zeigen sich ebenfalls in Abhängigkeit davon, welches Sample den Schätzungen zugrunde gelegt wird, instabil. Verwendet man für die entsprechenden Regressionen das gesamte Sample, ergibt sich ein positiver Gesetzeseffekt für die Teilzeitquoten, gegeben der Betrieb setzt Teilzeitbeschäftigte ein, ausschließlich für Westdeutschland. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb auf diese Beschäftigungsform zurückgreift, bleibt von den Teilzeitanprüchen unberührt. Auf der Grundlage des gematchten Samples ergeben sich für die Teilzeitquoten keine Effekte. Es zeigen sich jedoch hochsignifikant positive Effekte für Westdeutschland, was die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen betrifft. In Ostdeutschland fällt diese Wirkung insignifikant schwächer aus.

Die Ergebnisse sind also insgesamt sehr instabil. Die bisher vorgelegten Schätzungen schaffen mehr Verwirrung als Klarheit, wobei ein Grund hierfür in der bereits angesprochenen indirekten Messung der Teilzeitanprüche liegen kann. Der nächste Schritt besteht deshalb darin, die Gesetzeswirkung direkter zu messen und zwar, indem explizit die Wahrscheinlichkeit betrachtet wird, dass ein Individuum in einem gegebenen Betrieb von Vollzeit auf Teilzeit wechselt.

4.4.2 Evaluation der Gesetzeswirkung auf der Grundlage des Linked-Employer-Employee-Datensatzes des IAB (LIAB)

4.4.2.1 Grundlegender empirischer Ansatz und Identifikation der Gesetzeswirkung
Im Rahmen der folgenden Analyse soll die Wirkung der Teilzeitanprüche direkt gemessen werden, d. h. beeinflussen diese Regeln die Wahrscheinlichkeit, dass

ein vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer (eine vollzeitbeschäftigte Arbeitnehmerin) innerhalb eines Betriebes in eine Teilzeitbeschäftigung wechselt? Dazu wird ein Subsample betrachtet, das zum Zeitpunkt $t-1$ nur aus Vollzeitbeschäftigten besteht. Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person wechselt, bezieht sich dann auf den Zeitpunkt t , d. h. wird eine in $t-1$ vollzeitbeschäftigte Person in t im gleichen Betrieb als Teilzeitbeschäftigte beobachtet, nimmt die endogene Variable den Wert Eins an, ansonsten Null. Bei einem Betriebswechsel von $t-1$ auf t bleibt die Person in t im Schätzsample und bekommt für die endogene Variable den Wert Null zugeordnet, unabhängig davon, ob der Beschäftigte (die Beschäftigte) nun in t vollzeit- oder teilzeitbeschäftigt ist.

Die Modellierung der individuellen Wechselwahrscheinlichkeiten erfolgt über Logit-Ansätze (Maddala 1983). In die Schätzungen gehen die LIAB-Wellen der Jahre 1996 bis 2006 ein. Die Identifikation der Gesetzeseffekte geschieht erneut anhand von DvD-Ansätzen (Meyer 1995; Ai & Norton 2003). Die Plausibilität wird wieder auf der Grundlage eines Placebo-Tests überprüft.

Ob die Teilzeitanprüche in erster Linie in Betrieben Wirkung entfaltet haben, die vor deren Einführung Teilzeitbeschäftigte eingesetzt haben, kann zunächst anhand zwei getrennter Regressionen analog zu den Schätzungen oben durchgeführt werden. In die eine Regression gehen dabei alle Beobachtungen ein, in die andere nur jene aus Betrieben mit mindestens einem Teilzeitbeschäftigten. Alternativ kann ein zusätzlicher Dummy in ein einziges Modell eingeführt werden, um den Umstand abzubilden, ob ein Betrieb, in dem ein Arbeitnehmer beobachtet wird, kurz vor der Einführung der Gesetzeseinführung (d. h. im Jahre 2000) mindestens einen Teilzeitbeschäftigten hat. Entsprechende Interaktionseffekte identifizieren dann den Unterschied zwischen der Wirkung der Teilzeitanprüche in Betrieben mit und ohne diese Beschäftigtengruppe. Wie sich unten zeigen wird, führt eine solche Spezifikation zum gleichen Ergebnis. Und da es sich hier um das sparsamere Modell handelt, werden die weiteren Analysen auf der Grundlage zusätzlicher Interaktionsterme durchgeführt. Der zusätzliche Dummy P , der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb im Jahr 2000 mindestens einen Teilzeitbeschäftigten einsetzt, ist dann mit dem Zeitdummy T , dem Betriebsgrößendummy B und dem Interaktionsterm zwischen T und B , also TB , zu multiplizieren. Es werden dann also als zusätzliche Variablen P , PT , PB und PTB in den Schätzungen berücksichtigt.

Der Unterschied zwischen den Betrieben, die kurz vor der Einführung der Teilzeitanprüche Teilzeitbeschäftigte eingesetzt haben und den Betrieben, bei denen dies nicht der Fall war, ergibt sich dann aus:

$$(4-8) \quad \Delta_{DvD}^P = \{ [E(Y | B=1, T=1, P=1, X) - E(Y | B=1, T=0, P=1, X)] - \\ - [E(Y | B=0, T=1, P=1, X) - E(Y | B=0, T=0, P=1, X)] \} - \\ - \{ [E(Y | B=1, T=1, P=0, X) - E(Y | B=1, T=0, P=0, X)] - \\ - [E(Y | B=0, T=1, P=0, X) - E(Y | B=0, T=0, P=0, X)] \}.$$

- Dabei gilt: $E(\cdot)$: Erwartungswert
- Y : Endogene Variable (Anzahl der Teilzeitbeschäftigten bzw. Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb Teilzeitbeschäftigte einsetzt)
 - B : Betriebsgrößendummy, der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter beschäftigt
 - T : Zeitdummy, der ab dem Jahr 2001 den Wert Eins annimmt
 - P : Dummy, der den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb im Jahr 2000 mindestens einen Teilzeitbeschäftigten einsetzt
 - X : Vektor sonstiger exogener Variablen, die die Entwicklung von Y beeinflussen.

Für die Schätzung der Gesetzeswirkung in Abhängigkeit unterschiedlicher Betriebsgrößen wird B erneut folgendermaßen aufgespalten:

- B_1 für Betriebe mit mehr als 15 Mitarbeitern und höchstens 49,
- B_2 für Betriebe mit mindestens 50 Mitarbeitern und höchstens 199,
- B_3 für Betriebe mit mindestens 200 Mitarbeitern und höchstens 499,
- B_4 für Betriebe mit mindestens 500 Mitarbeitern.

Dementsprechend ergeben sich wieder die vier verschiedenen Interaktionsterme, B_1T, B_2T, B_3T und B_4T . Zusätzlich sind noch die Interaktionsterme PT, PB_1T, PB_2T, PB_3T und PB_4T einzuführen, um Unterschiede zwischen Betrieben, die in 2000 Teilzeitbeschäftigte eingesetzt haben, und Betrieben, die in 2000 keine Teilzeitbeschäftigten eingesetzt haben, zu identifizieren. Die Interpretation ist analog zu oben, wobei die acht Effekte getrennt zu bestimmen sind.

Für die Ermittlung eventueller West/Ost-Unterschiede, werden wie oben B, T und BT zusätzlich jeweils mit einem Ostdummy E interagiert, d. h. BE, TE und BTE und dann noch mit dem Teilzeitdummy P , so dass auch PB, PT, PBT, PBE, PTE und $PBTE$ berücksichtigt werden. West/Ost-Unterschiede für z. B. $P=1$ errechnen sich dann analog zu (4-8), wobei für jeden Erwartungswert P auf Eins zu setzen ist.

Neben diesen Betriebsgrößendummies, dem Jahresdummy und dem Ostdummy werden noch, wie oben, Kontrollvariablen (Vektor X) in den Schätzungen berücksichtigt. Diese zielen darauf ab, zentrale Determinanten des betrieblichen Einsatz-

zes von Teilzeitbeschäftigten zu reflektieren und individuelle Charakteristika in der Schätzung zu kontrollieren.

4.4.2.2 *Kontrollvariablen*

Die persönlichen Merkmale, die einen Wechsel eines Arbeitnehmers (einer Arbeitnehmerin) von Vollzeit auf Teilzeit beeinflussen, können auf der Individualebene im Wesentlichen in den folgenden Kategorien zusammengefasst werden (Buddelmeier et al. 2005; Vogel 2009):

- Humankapitalausstattung
- Familiäre Situation
- Soziodemographische Merkmale.

Unter der Humankapitalausstattung eines Individuums wird sein gesamter Bestand an Wissen und Fertigkeiten verstanden (Franz 2003). Dieser beeinflusst die individuelle Produktivität und damit auch das individuelle Einkommen. Je höher das individuelle Einkommen ist, desto höher sind die Opportunitätskosten, die mit einem Wechsel von Vollzeit auf Teilzeit verbunden sind. Ein höheres Einkommen sollte daher mit einer niedrigeren individuellen Wechselwahrscheinlichkeit von Vollzeit auf Teilzeit einhergehen. Um diesen Zusammenhang zu berücksichtigen, wird das Tagesentgelt des Vorjahres in den Schätzungen berücksichtigt. Von dieser Variable sollte schließlich ein negativer Effekt auf die betrachtete individuelle Wechselwahrscheinlichkeit ausgehen.

Bei der familiären Situation ist insbesondere das Arbeitsangebotsverhalten im familiären Kontext angesprochen bzw. die Haushaltsstruktur (Munz 2007). Relevant in diesem Zusammenhang sind Faktoren wie die Anzahl der Kinder, die Aufteilung der Haushaltsproduktion zwischen den Familienmitgliedern, das Rollenverständnis innerhalb der Familie, die Erwerbssituation des Partners usw. Leider enthält der LIAB keine expliziten Informationen hierzu.

Allerdings stehen bestimmte soziodemographische Merkmale in einem engen Zusammenhang mit der familiären Situation. Insbesondere das Alter und das Geschlecht sind hier zu nennen. Häufig sind es nämlich gerade jüngere Frauen, die wegen der Gründung einer Familie ihr Arbeitsangebot reduzieren (Pfeifer 2007; Bonney 2005). In den Schätzungen werden daher das Alter, das quadrierte Alter und ein Frauendummy berücksichtigt. Dabei sollte zwischen dem Alter und der individuellen Wechselwahrscheinlichkeit von Vollzeit auf Teilzeit ein negativer Zusammenhang bestehen. Der Koeffizient für den Frauendummy dürfte schließlich ein positives Vorzeichen aufweisen.

Um die Arbeitsnachfrageseite auf der Betriebsebene und die Verfassung des Arbeitsmarktes im Modell zu reflektieren, werden in den Schätzungen zusätzlich,

neben den Personenvariablen, die exogenen Variablen aus der obigen Analyse berücksichtigt. Die Standardfehler werden erneut auf der Betriebsebene geclustert. Dadurch soll einer Unterschätzung der Signifikanzen für die Gesetzeseffekte entgegengewirkt werden. Diese kann daraus resultieren, dass die zentralen Variablen zur Identifikation der Gesetzeseffekte auf der Betriebsebene gemessen werden und die Beobachtungen auf dieser Makroeinheit korreliert sind. Deskriptive Statistiken zu den erklärenden Variablen befinden sich in Tabelle 4–9.

Tabelle 4–9: Mittelwerte und Standardabweichungen für Kontrollvariablen der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB

	Mittelwert	Standardabweichung
Alter (in Jahren)	41,12	10,63
Frau (Dummy)	0,27	–
Tagesentgelt der Vorperiode	93,54	35,02
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,45	0,30
Quote der Auszubildenden	0,04	0,04
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	37,36	2,28
Produzierendes Gewerbe	0,60	–
Gastronomie	0,01	–
Handel	0,05	–
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,07	–
Urproduktion	0,05	–
Gesundheitssektor	0,10	–
Sonstige Dienstleistungen	0,12	–
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	1,41	10,63
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	1.427.322	8.275.523
Regionale Arbeitslosenquote	11,09	4,62
Frauenquote	0,31	0,24
Ostdeutschland (Dummy)	0,22	–
Betriebsrat (Dummy)	0,89	–
<i>Fallzahl</i>	<i>7.444.200</i>	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.		

Die deskriptiven Wechselwahrscheinlichkeiten für Personen getrennt danach, ob sie in Betrieben beobachtet werden, für die die Teilzeitanprüche gelten oder nicht, befinden sich in Tabelle 4–10. Der Vorher-Nachher-Vergleich für die Personen in Betrieben mit weniger als 16 Mitarbeitern zeigt eine negative

Entwicklung. Die Wechselwahrscheinlichkeit für die Personen in Betrieben mit mehr als 16 Mitarbeitern entwickelt sich dagegen positiv. Somit ergibt sich deskriptiv ein positiver Gesetzeseffekt für die Wechselwahrscheinlichkeit in Höhe von 1,8 %-Punkten (0,019–0,014–0,026+0,039). Aber auch dieser Befund ist wie oben (unter 4.4.1.3) wenig aussagekräftig, da die Entwicklung der Wechselwahrscheinlichkeiten von weitaus mehr Faktoren abhängt als der Einführung der Teilzeitanprüche. In einem weiteren Schritt werden daher auch im nächsten Unterabschnitt multivariate Analysen durchgeführt.

Tabelle 4–10: Mittelwerte für die abhängige Variable der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (Wechselwahrscheinlichkeiten von Vollzeit auf Teilzeit im gleichen Betrieb)

	vor 2001	nach 2001
Beschäftigte in Betrieben mit höchstens 15 Mitarbeitern	0,039	0,026
Beschäftigte in Betrieben mit mindestens 16 Mitarbeitern	0,014	0,019
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.		

4.4.2.3 Ergebnisse der Differenz-von-Differenzen-Schätzungen auf der Individualebene

In Tabelle 4–11 befindet sich ein Ausschnitt der Regressionsergebnisse¹¹ für die Bestimmung des allgemeinen Gesetzeseffektes auf der Grundlage aller Beobachtungen. Ein Placebo-Test stützt dabei die identifizierende Annahme (4–4), da der Interaktionseffekt aus einem Zeitdummy, der ab dem Jahr 1998 den Wert Eins annimmt, und einem Betriebsgrößendummy, der bei Betrieben mit mindestens 16 Mitarbeitern den Wert Eins annimmt, für den Zeitraum von 1996 bis 1999 nicht signifikant von Null verschieden ist. Überdies entsprechen sich auch die marginalen Effekte für die Betriebsgrößendummies in der Schätzung für den allgemeinen Teilzeitanspruch und der Regression für den Placebo-Test¹² statistisch (vergleiche hierzu den Koeffizienten für den Betriebsgrößendummy aus der Tabelle A4–5 und den Koeffizienten für den Betriebsgrößendummy aus der Tabelle A4–6).

Die Höhe des allgemeinen Gesetzeseffektes auf der Grundlage der Ergebnisse aus Tabelle 4–11 beträgt schließlich 0,7 %-Punkte und ist hochsignifikant von Null verschieden (siehe Tabelle 4–12). Überdies zeigt sich auch in Anlehnung an Puhani (2008) ein ganz ähnlicher allgemeiner Gesetzeseffekt in Höhe von 0,7 %-Punkten. Das Ergebnis scheint also gemessen auf der Individualebene sehr robust zu sein. Technisch kann diese Robustheit im Hinblick darauf, dass die Bestimmung des Ge-

11 Die ausführlichen Regressionsergebnisse finden sich im Anhang in Tabelle A4–5.

12 Die Schätzungen für den Placebo-Test befinden sich in Tabelle A4–6 im Anhang.

setzeseffektes nach Ai & Norton (2003) bzw. Puhani (2008) zu gleichen Ergebnissen führt, auch mit dem insignifikanten Koeffizienten für den Zeitdummy erklärt werden.

Zwar sieht der Gesetzeseffekt auf den ersten Blick betragsmäßig gering aus. Berücksichtigt man allerdings, dass die Wechselwahrscheinlichkeit für Personen, die in Betrieben mit mindestens 16 Beschäftigten vor der Einführung der Teilzeitanprüche lediglich bei 1,4 %-Punkten lag, ist der Schluss zu ziehen, dass der Gesetzeseffekt durchaus von ökonomischer Relevanz ist. Für Betriebe mit mindestens einem Teilzeitbeschäftigten ist er schließlich nur insignifikant von Null verschieden (siehe Tabelle 4-12). Dieser Effekt errechnet sich aus den Ergebnissen, die in der zweiten Spalte von Tabelle 4-11 bzw. der zweiten Spalte von Tabelle A4-5 zu finden sind.

Die Ergebnisse, um den allgemeinen Effekt der Teilzeitanprüche mit Hilfe eines zusätzlichen Dummies und entsprechenden Interaktionen zu ermitteln, befinden sich in Tabelle A4-7 im Anhang. Daraus ergibt sich ebenfalls ein hochsignifikant positiver Effekt von 0,7 %-Punkten für Beschäftigte, die in Betrieben arbeiten, die kurz vor der Einführung der Teilzeitanprüche keine Teilzeitbeschäftigten eingesetzt haben. Hingegen für diejenigen in Betrieben, die kurz vor der Einführung der Teilzeitanprüche Teilzeitbeschäftigte eingesetzt haben, beläuft er sich auf 0,05 %-Punkte und ist ebenfalls insignifikant.

Tabelle 4-11: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell alle Beobachtungen	Logit-Modell nur Beobachtungen, die in Betrieben mit mindestens einem Teilzeitbeschäftigten gemacht werden
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	-1,26**	0,05
Zeitdummy <i>T</i> (Eins für Beobachtungen ab 2001)	0,65	0,33***
Interaktionsterm <i>BT</i>	1,02*	-0,16
Alter in Jahren	-0,18***	-0,17***
Alter in Jahren zum Quadrat	3*10 ⁻³ ***	3*10 ⁻³ ***
Frau (ja/nein)	0,97***	0,94***
Tagesentgelt in der Vorperiode	-0,01***	-0,01***
Betriebscharakteristika	***	***
<i>Fallzahl</i>	7.444.200	6.701.816
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.		
Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr (<i>t</i> -1) auf Teilzeit in <i>t</i> gewechselt ist.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle 4–12 fasst die Gesetzeseffekte zusammen. Bei Personen, die in Betrieben arbeiten, die im Jahr 2000 keine Teilzeitbeschäftigten hatten, ergeben sich für die Beschäftigten, unabhängig davon, in welcher Betriebsgrößenklasse sie beobachtet werden, keine Unterschiede. Die Gesetzeseffekte liegen bei allen um 0,7 %-Punkte. Für Arbeitnehmer, die in einem Betrieb arbeiten, die im Jahr 2000 Teilzeitkräfte beschäftigten, zeigt sich für keine Betriebsgrößenklasse eine Gesetzeswirkung. Die Schätzungen hierfür finden sich im Anhang in Tabelle A4–8.

Tabelle 4–12: Gesetzeseffekte (Interaktionseffekte) nach Ai Et Norton (2003) auf der Grundlage des LIAB

	Person arbeitet in Betrieb, der in 2000 keine Teilzeitbeschäftigten eingesetzt hat	Person arbeitet in Betrieb, der in 2000 Teilzeitbeschäftigte eingesetzt hat
Allgemeiner Gesetzeseffekt	0,0072***	0,0005
... für Westdeutschland	0,0094***	0,0002
... für Ostdeutschland im Vergleich zu Westdeutschland	-0,0100***	0,0007
... für Betriebe mit höchstens 49 Mitarbeitern	0,0075***	-0,0001
... für Betriebe mit mindestens 50 und höchstens 199 Mitarbeiter	0,0074***	-0,0001
... für Betriebe mit mindestens 200 und höchstens 500 Mitarbeiter	0,0069***	0,0007
... für Betriebe mit mindestens 500 Mitarbeiter	0,0068***	0,0010
<i>Fallzahl</i>	5.681.710	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.		
Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr ($t-1$) auf Teilzeit in t gewechselt ist.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Für Personen, die in westdeutschen Betrieben beobachtet werden, die im Jahr 2000 keine Teilzeitkräfte beschäftigten, zeigt sich ein hochsignifikant positiver Gesetzeseffekt in Höhe von 0,9 %-Punkten. Die Schätzungen hierzu finden sich im Anhang in Tabelle A4–9. Da der West/Ost-Unterschied bei -1,0 %-Punkten liegt, ist der Effekt für Ostdeutschland insgesamt insignifikant. Werden Individuen hingegen in Betrieben beobachtet, die kurz vor der Einführung der Teilzeitanprüche mindestens einen Teilzeitbeschäftigten eingesetzt haben, so ergibt sich weder für West- noch für Ostdeutschland ein signifikanter Effekt.

Die Ergebnisse auf der Grundlage des LIAB lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Die Teilzeitanprüche scheinen insbesondere in Betrieben gewirkt

zu haben, die direkt vor der Einführung dieser Regelungen keine Teilzeitkräfte beschäftigt haben. Dies gilt allerdings nicht für Ostdeutschland. Hier zeigen die Schätzungen keine Wirkungen, was vor dem Hintergrund der Arbeitszeitpräferenzen etwas überrascht. Für Beschäftigte in Betrieben, die kurz vor der Einführung der Teilzeitanprüche bereits diese Beschäftigtengruppe einsetzten, ergibt sich kein Effekt. Es sei schließlich darauf hingewiesen, dass sich diese Ergebnisse auch auf der Grundlage der gematchten Betriebe aus dem Unterpunkt 4.4.1.6 zeigen.

4.5 Fazit

Durch die Einführung der Teilzeitanprüche hat sich das betriebliche Machtgefüge hinsichtlich der Durchsetzung von Arbeitszeitverkürzungswünschen zugunsten der Beschäftigten verschoben. Dies lässt grundsätzlich einen steigenden betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter erwarten, da es, wie in Abschnitt 4.2.4 dargestellt, kurz vor der Einführung der Normen eine unbefriedigte Präferenz für kürzere Arbeitszeiten und Teilzeitbeschäftigung gibt (gab). In Ostdeutschland scheint die Präferenz für stärkere Arbeitszeitverkürzungen etwas weniger ausgeprägt zu sein. Es lassen sich allerdings weitere notwendige Bedingungen für eine positive (messbare) Wirkung der Teilzeitanprüche auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter angeben: Da wäre zunächst an die Einschränkung, die durch den Gesetzgeber explizit eingeführt wurde, zu denken. Danach darf der Wechsel eines Vollzeitbeschäftigten auf Teilzeit für den Betrieb keine allzu große Belastung sein. Diese Bedingung muss in der Praxis indes nicht bindend sein, d. h. dem Arbeitgeber gelingt es u. U. auch dann, einen Arbeitszeitverkürzungswunsch des Arbeitnehmers abzuwehren, wenn es keine (dringenden) betrieblichen Gründe hierfür gibt. Dies wäre insbesondere bei einer stark ausgeprägten Machtasymmetrie zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer zugunsten des Arbeitgebers denkbar. In diesem Fall kann es dazu kommen, dass ein Arbeitnehmer eine Teilzeitpräferenz gegenüber dem Arbeitgeber erst gar nicht äußert.

Ob die Teilzeitanprüche tatsächlich eine Wirkung zu zeigen vermochten, ist also letztlich eine empirisch zu beantwortende Frage und schließlich der Gegenstand der vorliegenden Arbeit. Dazu knüpfen die statistischen Analysen insbesondere an die Arbeiten von Wanger (2005), Pfeifer (2007) und Schank, Schnabel & Gerner (2009) an. Diese zeigen eher positive Gesetzeseffekte. Wanger (2005) weist überdies auf eine stärkere Wirkung in Westdeutschland hin.

Diese Ergebnisse sollten im Rahmen der vorliegenden Arbeit nochmals umfassend überprüft werden, und zwar für einen längeren Betrachtungszeitraum und einen alternativen Datensatz, der eine genauere Messung der Gesetzeseffekte ermöglicht. Ausgegangen wird dazu zunächst von einem ganz ähnlichen Unter-

suchungsdesign wie in Schank, Schnabel & Gerner (2009). Die betriebliche Entscheidung über den Einsatz Teilzeitbeschäftigter wird dabei ebenfalls analytisch in zwei Stufen zerlegt: Auf der ersten Stufe entscheiden die Betriebe darüber, ob sie überhaupt Teilzeitbeschäftigte einsetzen wollen. Haben sie dafür optiert, wählen sie auf der zweiten Stufe die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten. Die ökonomische Modellierung der betrieblichen Entscheidung, ob überhaupt Teilzeitbeschäftigte eingesetzt werden, erfolgt über Logit-Ansätze, die für die Entscheidung über die Anzahl, über Zero-Truncated-Negative-Binomial-Ansätze. Zur Identifikation der Gesetzeffekte wird auf Differenz-von-Differenzen-Ansätze zurückgegriffen.

Die Schätzungen auf der Betriebsebene sind instabil. Sie hängen stark davon ab, ob sie auf dem gesamten Datensatz oder einer gematchten Stichprobe daraus basieren. Placebo-Tests sowie intuitive Argumente, wonach auf die Entwicklung der Teilzeitquoten und die Wahrscheinlichkeit, dass Betriebe Teilzeitbeschäftigte einsetzen, auch Kräfte wirken könnten, die in keinem Zusammenhang mit den Teilzeitanprüchen stehen, favorisieren dabei die Regressionen auf der Grundlage des eingegrenzten Samples. Diese Sample-Eingrenzung erfolgt über Propensity-Score-Matching. Dabei werden Variablen berücksichtigt, die die Determinanten des betrieblichen Einsatzes Teilzeitbeschäftigter reflektieren. Das Ergebnis ist ein Subsample, in dem die betrachteten Gruppen (Betriebe mit höchstens 15 Mitarbeitern vs. Betriebe mit mindestens 16 Mitarbeitern) hinsichtlich der Entwicklung der Ergebnisvariablen auf der Betriebsebene vergleichbarer sind als im gesamten Sample. Die Ergebnisse, die auf dessen Grundlage für die Teilzeitquoten und die Wahrscheinlichkeit Teilzeitbeschäftigte einzusetzen, ermittelt wurden, decken sich qualitativ weitestgehend mit jenen, die sich bei Betrachtung der Individualebene ergeben. Diese zeigen schließlich hinsichtlich der verwendeten Datengrundlage eine höhere Stabilität.

Die Ergebnisse lassen sich vor diesem Hintergrund insgesamt folgendermaßen zusammenfassen: Über die Einführung der Teilzeitanprüche scheint es dem Gesetzgeber also grundsätzlich gelungen zu sein, den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter zu stimulieren, was ebenfalls aus den Studien von Wanger (2004) und Pfeifer (2007) hervorgeht. Beschäftigte können nun leichter innerhalb eines Betriebes von Vollzeit auf Teilzeit wechseln. Die Gesetze scheinen dabei insbesondere in jenen Betrieben zu wirken, die bisher bzw. kurz vor deren Einführung keine Teilzeitbeschäftigten eingesetzt haben. Die Gesetzeffekte in Westdeutschland sind schließlich ausgeprägter als in Ostdeutschland, was mit den Ergebnissen aus Wanger (2004) vereinbar ist. Die Schätzungen auf der Individualebene ergeben sogar keinen Effekt für Ostdeutschland. Dabei dürfte eine fehlende grundsätzliche Arbeitszeitverkürzungspräferenz nicht der Grund dafür sein.

Ob es durch einen erhöhten Einsatz Teilzeitbeschäftigter zu mehr Beschäftigung in den Betrieben kommt oder ob dadurch lediglich die Arbeitsdichte steigt, kann

an dieser Stelle nicht beantwortet werden. Dies ist eine Frage, der im Rahmen weiterer Studien nachzugehen wäre. Einen Hinweis darauf, dass mit einer Steigerung der Teilzeitquote ein stärkeres Beschäftigungswachstum einhergeht, liefern dabei bereits die Schätzungen im 3. Kapitel dieser Arbeit (Tabelle 3-7 und Tabelle 3-8).

Bezüglich der Diskussion um die „richtige“ Interpretation des kausalen Effektes in nichtlinearen DvD-Ansätzen, die insbesondere von Ai & Norton (2003) angestoßen und von Puhani (2008) erneut aufgegriffen wurde, zeigt die vorliegende Anwendung interessante Hinweise. So liefert eine Ermittlung der Gesetzeseffekte in Anlehnung an Puhani (2008) insbesondere dann sehr ähnliche Ergebnisse wie die Abschätzungen nach Ai & Norton (2003), wenn die identifizierende Annahme (4-4) plausibler erscheint. Dies entspricht der Einschätzung von Puhani (2008). Allerdings ist auch zu berücksichtigen, dass die Dummies, die in den Interaktionseffekt eingehen, nicht immer einen signifikanten Schätzkoeffizienten zugewiesen bekommen. In diesem Fall liefert die Vorgehensweise nach Ai & Norton (2003) und Puhani (2008) letztlich einen gleichen Effekt per Konstruktion. Für den Ansatz von Puhani (2008) zeigen sich schließlich, zumindest in der vorliegenden Anwendung, nicht „automatisch“, d. h. insbesondere wenn Annahme (4-4) unplausibel erscheint, verlässlichere Ergebnisse. Dies wiegt umso schwerer, als dass die Schätzung für den Placebo-Test aus Tabelle 4-3 keinerlei Probleme für eine Identifikation des Gesetzeseffektes nach Puhani (2008) anzeigt. Es ergibt sich dort nach Puhani (2008) kein Gesetzeseffekt in der Zeit vor der Einführung der Teilzeitanprüche. Der Ansatz von Puhani (2008) scheint also zumindest in der vorliegenden Anwendung das Problem der Identifikation kausaler Effekte im Rahmen nichtlinearer Modelle nicht automatisch zu lösen, wenngleich er etwas bessere Ergebnisse liefert. Die Kombination des Ansatzes von Ai & Norton (2003) mit Placebo-Tests und darüber hinaus noch dem Ansatz von Puhani (2008) erhöht allerdings die Glaubwürdigkeit der Ergebnisse, die hier vorgelegt werden.

5 Schlussbemerkungen

Fragen der Arbeitszeitpolitik sind von hoher wirtschafts- und tarifpolitischer Relevanz. Dementsprechend heftig sind auch mitunter die Auseinandersetzungen, in denen es um die Gestaltung der Arbeitszeit oder deren Rahmenbedingungen geht. In der vorliegenden Arbeit wurden drei aktuelle Themen der Arbeitszeitpolitik tiefergehend auf empirischem Wege beleuchtet. Zwar ist dies nur eine Auswahl, die immer auch in einer gewissen Weise willkürlich ist. Bei der Entscheidung darüber wurde aber darauf geachtet, zumindest beispielhaft, das gesamte Spektrum der Arbeitszeitpolitik anzusprechen. Dies geschah sowohl hinsichtlich der Möglichkeiten, man kann die Arbeitszeit entweder variieren (d. h. verlängern oder verkürzen) oder flexibilisieren, als auch im Hinblick auf die Akteure, d. h. die Tarif- und die Betriebsparteien auf der einen Seite und der Gesetzgeber auf der anderen. Bei Arbeitszeitverlängerungen, dem ersten Beispiel (Kapitel 2), handelt es sich um eine Variation der Arbeitszeit, die von Tarif- oder Betriebsparteien ausgehandelt wird. Das darauf folgende Kapitel (Kapitel 3) setzt sich mit Arbeitszeitkonten auseinander. Diese fallen, wenn es um die Einführung oder Abschaffung geht, ebenfalls unter die Verhandlungen zwischen den Betriebs- bzw. den Tarifparteien. Der Gesetzgeber kann hier nur Anreize setzen. Ebenfalls eine Maßnahme der Arbeitszeitflexibilisierung stellt der Einsatz von Teilzeitbeschäftigung dar. Hier wurde der Gesetzgeber zum 01.01.2001 besonders aktiv, als er sehr weitgehende Teilzeitanprüche für die Beschäftigten einführte. Der Frage, ob diese zu einem messbaren Erfolg geführt haben, wird im 4. Kapitel nachgegangen.

Als Gesamtergebnis der Analysen, die hier vorgelegt werden, lässt sich festhalten, dass Arbeitszeitpolitik etwas zu bewirken scheint. Darauf lassen zumindest, wenn auch mit Einschränkungen, die Untersuchungen über die Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen und die Effekte der Teilzeitanprüche schließen. Die Auswertungen zu den Arbeitszeitkonten liefern allerdings weniger klare Ergebnisse.

In Kapitel 2 dieser Arbeit wird erstmals gezeigt, dass Arbeitszeitverlängerungen insbesondere in Überstundenbetrieben zu Beschäftigungsgewinnen führen können. Für die anderen Betriebe ergeben sich indes keine Effekte, auch keine negativen. Dies deckt sich gut mit den theoretischen Überlegungen, die zuvor im Rahmen eines einfachen Modells dazu angestellt werden. Der Anreiz für einen Beschäftigungsaufbau entsteht bei einer Arbeitszeitverlängerung in einem Überstundenbetrieb in erster Linie dadurch, dass er sich nun für seine Mitarbeiter einen Teil der Überstundenzuschläge spart. Zwar arbeiten die Deutschen mittlerweile (2008) im Durchschnitt 41,2 Stunden pro Woche, was mehr ist als in den meisten anderen europäischen Ländern. Die Diskussion um längere Arbeitszeiten zur Schaffung zusätzlicher Beschäftigung wird dadurch allerdings nicht sinnlos. Ist doch ein Teil

dieser hohen Arbeitszeit auf geleistete Überstunden zurückzuführen (Handelsblatt 2009). Eine Verlängerung der normalen Arbeitszeit könnte somit darauf abzielen, den Betrieben anfallende Überstundenzuschläge zu ersparen. Dies könnte dann allerdings auch sinkende Einkommen für die einzelnen, bereits Beschäftigten zur Folge haben. Es sollte allerdings nochmal darauf hingewiesen werden, dass die vorgelegten Analysen aufgrund der geringen Fallzahl, auf der sie beruhen, kaum verallgemeinerbar sind.

Das 3. Kapitel setzt sich mit der Wirkung von Arbeitszeitkonten auf die betriebliche Effizienz auseinander. Damit sollte eine Steigerung der Gewinne einhergehen und in gewinnmaximierenden Betrieben auch eine günstigere Beschäftigungsentwicklung. Die Argumente für die Effizienzgewinne liegen indes auf der Hand. So können Betriebe ihren Arbeitseinsatz direkt an Auftragsschwankungen anpassen. Auch die Beschäftigten können von Arbeitszeitkonten durch eine verbesserte Work-Life-Balance profitieren. Zwar sind diese vorgebrachten Argumente plausibel, empirische Belege für ihre Gültigkeit gibt es allerdings kaum. An dieser Stelle versucht der Beitrag anzusetzen. Dabei zeigen Betriebe mit Arbeitszeitkonten ein signifikant höheres Effizienzniveau als jene ohne dieses Flexibilisierungsinstrument. Dieses Ergebnis finden auch Wolf & Beblo (2004). Einem Vorher-Nachher-Vergleich hält es allerdings in der vorliegenden Arbeit nicht stand. Betrachtet man dazu nur die Wechselbetriebe, also jene, die entweder Arbeitszeitkonten einführen oder abschaffen, zeigt sich zwar immer noch eine höhere durchschnittliche Effizienz. Der Unterschied wird allerdings insignifikant. In einem weiteren Schritt wird die Gewinnsituation der Betriebe, insbesondere die Ertragslage und die Geschäftserwartungen, betrachtet. Hinsichtlich der ersten Größe ergibt sich ein etwas überraschendes Ergebnis: Betriebe mit Arbeitszeitkonten bewerten ihre Ertragslage schlechter. Dieses Ergebnis hält allerdings dem Vorher-Nachher-Vergleich auch nicht stand, wenngleich hier lediglich ein steigender Standardfehler zu der sinkenden Signifikanz führt. Der Zusammenhang zwischen den Geschäftserwartungen und dem Einsatz von Arbeitszeitkonten ist schließlich sehr robust. Er bleibt auch beim Vorher-Nachher-Vergleich bestehen. Bei der Betrachtung der Beschäftigungsentwicklung ergibt sich kein direkter systematischer Zusammenhang zum Einsatz von Arbeitszeitkonten und auch die damit einhergehenden besseren Geschäftserwartungen werden nicht in eine bessere Beschäftigungsentwicklung umgesetzt.

Das letzte Kapitel befasst sich mit der Wirkung der Teilzeitanprüche. Hier zeigt sich, dass diese insbesondere in jenen Betrieben die Entwicklung der Teilzeitbeschäftigung befördert zu haben scheinen, die vor der Einführung keine Teilzeitbeschäftigten einsetzten. Hier bleibt allerdings eine wichtige Frage unbeantwortet: Welche Auswirkungen hat dies auf die Beschäftigung? Diese Frage könnte man auch allgemeiner stellen: Welche Auswirkungen hat die Ausweitung von Teilzeit-

beschäftigung insgesamt auf die Beschäftigung? Steigt dadurch in den Betrieben lediglich die Arbeitsdichte oder kommt es tatsächlich, wie vom Gesetzgeber gewollt, zu einer Verteilung der Arbeit auf mehr Köpfe? Diese Sichtweise ist unter Ökonomen sehr umstritten, da Arbeit keine fixe Größe ist, die man einfach auf mehr Köpfe verteilen kann. Dennoch bleibt die Forschungsfrage interessant. Erste Hinweise, in welche Richtung die Beschäftigungseffekte durch eine Ausweitung der Teilzeitarbeit gehen könnten, enthalten die Schätzungen der Arbeitsnachfragefunktionen in Kapitel 3 der vorliegenden Arbeit. Dort zeigt sich, dass eine Erhöhung der Teilzeitquote mit einer Erhöhung der Beschäftigung einhergeht.

Was im Rahmen der vorliegenden Arbeit nur am Rande bzw. im zweiten Kapitel überhaupt nicht berücksichtigt wird, sind die Arbeitszeitpräferenzen der Beschäftigten. So könnten Arbeitszeitverlängerungen zwar ein Mittel zu mehr Beschäftigung sein, wenngleich die Erkenntnislage hierzu weiterhin dünn bleibt. Eine Politik längerer Arbeitszeiten widerspricht allerdings den Wünschen der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer, insbesondere denen der Vollzeitbeschäftigten. Diese wollen nämlich eher kürzer arbeiten. Selten gibt es Personen, die angeben, mehr als 40 Stunden arbeiten zu wollen (Holst 2009, 2007). Flächendeckende Arbeitszeitverlängerungen könnten somit (selbst mit Lohnausgleich) einen Wohlfahrtsverlust für eine Vielzahl von Beschäftigten bedeuten. Durch eine Kombination von Arbeitszeitverlängerungen mit Maßnahmen der Arbeitszeitflexibilisierung, wie der Einführung bzw. intensiveren Nutzung von Arbeitszeitkonten oder Teilzeit, ließe sich ein solcher Wohlfahrtsverlust aber möglicherweise abschwächen.

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1: Entwicklung der tariflichen Arbeitszeit in Deutschland	16
Abbildung 2-2a: Entwicklung der vereinbarten Arbeitszeit in West- deutschland	17
Abbildung 2-2b: Entwicklung der vereinbarten Arbeitszeit in Ost- deutschland	17
Abbildung 2-3: Substitutionseffekte durch eine Erhöhung der Wochen- arbeitszeit	21
Abbildung 3-1: Produktionsmöglichkeitenkurve und technische Effizienz....	52
Abbildung 3-2: Verteilungen der technischen Effizienzen (unkorrigiert) für die gesamte Stichprobe	64
Abbildung 3-3: Verteilungen der technischen Effizienzen (korrigiert) für die gesamte Stichprobe	65
Abbildung 3-4: Verteilungen der technischen Effizienzen (unkorrigiert) für die Teilstichprobe der Wechsler	65
Abbildung 4-1: Entwicklung der Teilzeitquoten in den Betrieben zwischen 1996 und 2006	88

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1: Arbeitszeitvariationen von 2003 auf 2004 Frage im IAB-Betriebspanel: Ist die vereinbarte durchschnittliche Wochenarbeitszeit für Vollzeitbeschäftigte derzeit (2004) genauso lang wie vor einem Jahr?.....	18
Tabelle 2-2: Mittelwerte und Standardabweichungen für Kontrollvariablen der DvD-Schätzungen	27
Tabelle 2-3: Entwicklung der logarithmierten Anzahl der Beschäftigten	29
Tabelle 2-4: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben.....	29
Tabelle 2-5: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben	31
Tabelle 2-6: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Entwicklung der mittleren Tagesentgelte – DvD-Schätzer.....	33
Tabelle 2-7: Koeffizienten einer Logit-Schätzung, abhängige Variable: Betrieb erhöht zwischen 2002 und 2004 die Arbeitszeit (β -Koeffizienten)	36
Tabelle 2-8: Mittelwerte der exogenen Variablen nach dem Matching.....	38
Tabelle 2-9: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben (nach dem Matching)	39
Tabelle 2-10: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben (nach dem Matching)	40
Tabelle 2-11: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Entwicklung der mittleren Tagesentgelte – DvD-Schätzer (nach dem Matching).....	41
Tabelle 3-1: Koeffizienten einer Translog-Produktionsfunktion, Fixed-Effects-Schätzung, abhängige Variable: Umsatz.....	62
Tabelle 3-2: Deskriptive Statistiken zur Ertragslage und den Geschäftserwartungen	70
Tabelle 3-3: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Geschäftserwartungen auf der Grundlage der gesamten Stichprobe (β -Koeffizienten)	72
Tabelle 3-4: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Geschäftserwartungen auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler (β -Koeffizienten).....	73
Tabelle 3-5: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Ertragslage auf der Grundlage der gesamten Stichprobe (β -Koeffizienten).....	74

Tabelle 3-6: Generalisiertes geordnetes Probit-Modell für die Ertragslage auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler (β -Koeffizienten).....	75
Tabelle 3-7: Zusammenfassung der Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen Arbeitszeitkonten und der Gewinnsituation (Effekte des Arbeitszeitkontendummy).....	76
Tabelle 3-8: Dynamische und statische Arbeitsnachfragefunktionen auf der Grundlage der gesamten Stichprobe.....	80
Tabelle 3-9: Statische Arbeitsnachfragefunktion auf der Grundlage der Teilstichprobe der Wechsler.....	81
Tabelle 3-10: Oaxaca-Blinder-Zerlegung für die statische Arbeitsnachfragefunktion.....	84
Tabelle 4-1: Arbeitszeitwünsche abhängig Beschäftigter in Vollzeit im Jahr 2000.....	95
Tabelle 4-2: Deskriptive Statistiken für die Kontrollvariablen der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.....	107
Tabelle 4-3: Mittelwerte für die abhängigen Variablen der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.....	108
Tabelle 4-4: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten).....	108
Tabelle 4-5: Gesetzeseffekte (Interaktionseffekte) nach Ai & Norton (2003) auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.....	111
Tabelle 4-6: Mittelwerte der Kontrollvariablen getrennt nach Maßnahmenbetrieben und Kontrollbetrieben.....	114
Tabelle 4-7: Mittelwerte der Kontrollvariablen nach dem Matching im Jahr 2000.....	116
Tabelle 4-8: Gesetzeseffekte (Interaktionseffekte) nach Ai & Norton (2003) nach dem Matching auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels.....	117
Tabelle 4-9: Mittelwerte und Standardabweichungen für Kontrollvariablen der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB.....	123
Tabelle 4-10: Mittelwerte für die abhängige Variable der DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (Wechselwahrscheinlichkeiten von Vollzeit auf Teilzeit im gleichen Betrieb).....	124
Tabelle 4-11: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten).....	125
Tabelle 4-12: Gesetzeseffekte (Interaktionseffekte) nach Ai & Norton (2003) auf der Grundlage des LIAB.....	126

Anhangtabellen

Tabelle A2-1: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung und die Löhne in Normalarbeitszeitbetrieben (OLS)	151
Tabelle A2-2: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung und die Löhne in Überstundenbetrieben (OLS)	152
Tabelle A2-3: Mittelwerte der exogenen Variablen vor dem Matching	153
Tabelle A2-4: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben (nach einem Nearest-Neighbour-Matching mit fünf Zwillingen)	154
Tabelle A2-5: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben (nach einem Nearest-Neighbour-Matching mit fünf Zwillingen)	154
Tabelle A2-6: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben (nach einem Radius-Matching mit einem Caliper von 0,01)	155
Tabelle A2-7: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben (nach einem Radius-Matching mit einem Caliper von 0,01)	155
Tabelle A3-1: Mittelwerte und Standardabweichungen der exogenen Variablen, Gesamte Stichprobe	156
Tabelle A3-2: Mittelwerte und Standardabweichungen der exogenen Variablen, Teilstichprobe der Wechsler	157
Tabelle A4-1: DvD-Schätzungen zur Bestimmung von Betriebsgrößenunterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitanprüche auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten) ..	158
Tabelle A4-2: DvD-Schätzungen zur Bestimmung von West/Ost-Unterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitanprüche auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)	159
Tabelle A4-3: Koeffizienten der DvD-Schätzungen für den Placebo-Test auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)	160
Tabelle A4-4: Mittelwerte der Kontrollvariablen vor der Einführung der Teilzeitanprüche im Jahr 2000 (vor dem Matching)	161
Tabelle A4-4a: Koeffizienten der DvD-Schätzungen nach dem Matching auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten) ..	162
Tabelle A4-5: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)	163

Tabelle A4-6: DvD-Schätzung für den Placebo-Test auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)	164
Tabelle A4-7: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (Berücksichtigung eines zusätzlichen Dummies, der den Wert Eins annimmt, wenn die Person in einem Betrieb beobachtet wird, der im Jahr 2000 keine Teilzeitbeschäftigten einsetzt) (β -Koeffizienten)	165
Tabelle A4-8: DvD-Schätzung zur Bestimmung von Betriebsgrößenunterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitansprüche auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)	166
Tabelle A4-9: DvD-Schätzung zur Bestimmung von West/Ost-Unterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitansprüche auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)	168

Literatur

- Addison, J. T.; Schnabel, C.; Wagner, J. (2004): The Course of Research into the Economic Consequence of German Works Councils, in: *British Journal of Industrial Relations*, 42, 255–281.
- Addison, J. T.; Teixeira, P. (2006): The Effect of Works Councils on Employment Change, in: *Industrial Relations*, 45, 1–25.
- Ai, C.; Norton, E. (2003): Interaction Terms in Logit and Probit Models, in: *Economics Letters*, 80, 123–129.
- Altun, U. (2005): Arbeitszeitflexibilisierung in der westdeutschen Metall- und Elektroindustrie und die Verbandsstrategien, Fachbereich Gesellschaftswissenschaften der Universität Kassel, Dissertation.
- Anderson, T. W.; Hsiao, C. (1982): Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data, in: *Journal of Econometrics*, 18, 47–82.
- Andrews, M. J.; Schank, T.; Simmons, R. (2005): Does worksharing work? Some empirical evidence from the IAB establishment panel, in: *Scottish Journal of Political Economy*, 52, 141–176.
- Arellano, M. (2003): *Panel Data Econometrics*, Oxford.
- Arellano, M.; Bond, S. (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, in: *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Atkinson, J. (1985): Flexibility, Uncertainty and Manpower Management, Report of the Institute of Manpower Studies 89, Brighton.
- Bartsch, K. (2005): Durch Arbeitszeitverlängerungen aus der Beschäftigungskrise?, in: *WSI-Mitteilungen*, 55, 90–96.
- Battese, G. E.; Coelli, T. J. (1995): A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data, in: *Empirical Economics*, 20, 325–332.
- Bellmann, L.; Gewiese, T. (2004): Die Dynamik der Nutzung von Arbeitszeitkonten: Theoretische Ansätze und Längsschnittanalysen mit dem IAB-Betriebspanel, in: Bellmann, L.; Schnabel, C. (Hrsg.): *Betriebliche Arbeitszeitpolitik im Wandel*, Nürnberg, 139–184.
- Bernard, B. B.; Jensen, J. B.; Redding, S. J.; Schott, P. K. (2007): Firms in International Trade, in: *Journal of Economic Perspectives*, 21, 105–130.
- Blien, U. (2005): Die Mehrebenenanalyse regionaler Fragestellungen, in: Görzinger, G.; Matiaske, W. (Hrsg.): *Deutschland regional, Sozialwissenschaftliche Daten im Forschungsverbund*, München, 133–153.
- Blinder, A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, in: *The Journal of Human Resources*, 8, 436–455.

- Böker, K.-H. (2007): Flexible Arbeitszeiten – Langzeitkonten, Frankfurt am Main.
- Bonney, N. (2005): Overworked Britons? Part-Time Work and Work-Life Balance, in: *Work, Employment and Society*, 19, 391–401.
- Brox, H.; Rütters, B.; Henssler, M. (2004): *Arbeitsrecht*, 16. Auflage, Stuttgart.
- Bryson, A.; Dorsett, R.; Purdon S. (2002): *The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Labour Market Policies*, Department for Work and Pensions, Diskussionspapier Nr. 04, London.
- Buddelmeyer, H.; Mourre, G.; Ward-Warmedinger, M. (2005): *Part-Time Work in EU Countries, Labour Market Mobility, Entry and Exit*, European Central Bank, Diskussionspapier Nr. 460, Frankfurt am Main.
- Buddelmeyer, H.; Mourre, G.; Ward, M. (2004): *The Determinants of Part-Time Work in EU Countries: Empirical Investigations with Macro-Panel Data*, IZA, Diskussionspapier Nr. 1361, Bonn.
- Buttler, F. (1990): Regulierung und Deregulierung in der Beschäftigungskrise, in: Büchtemann, C. F.; Neumann, H. (Hrsg.): *Mehr Arbeit durch weniger Recht? Chancen und Risiken der Arbeitsmarktflexibilisierung*, Berlin, 67–85.
- Caliendo, M. (2006): *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Berlin, Heidelberg.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (2009): *Microeconometrics using Stata*, College Station, Texas.
- Carstensen, V. (2000): Arbeitsplatzsicherheit durch Arbeitszeitkonten? in: Backes-Gellner, U.; Kräkel, M.; Schauenberg, B.; Steiner, G. (Hrsg.): *Flexibilisierungstendenzen in der betrieblichen Personalpolitik – Anreize, Arbeitszeiten und Qualifikation*, München und Mering, 307–332.
- Conrad, K.; Koschel, H.; Löschel, A. (2008): Extending Working Hours: Why not work 42 Hours rather than 38? A CGE Analysis for Germany, in: *Empirica*, 35, 255–266.
- Crepon, B.; Kramarz, F. (2002): Employed 40 Hours or Not Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek, in: *Journal of Political Economy*, 110, 1355–1389.
- Däubler, W. (2000): Das geplante Teilzeit- und Befristungsgesetz, in: *Zeitschrift für Wirtschaftsrecht und Insolvenzpraxis*, 44, 1961–1969.
- Debreu, G. (1951): The Coefficient of Resource Utilization, in: *Econometrica*, 19, 273–292.
- Düll, H.; Ellguth, P. (1999): Betriebliche Strukturen der Teilzeitbeschäftigung in West- und Ostdeutschland – Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 32, 269–280.
- Faraway, J. J. (2006): *Extending the Linear Model with R: Generalized Linear, Mixed Effects and Nonparametric Regression Models*, Boca Raton.

- Farrell, M. J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency, in: *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General*, 120, 253–281.
- Fiesen, J. (1997): The Dynamic Demand for Part-time and Full-time Labour, in: *Economica*, 64, 459–507.
- Fischer, G.; Janik, F.; Müller, D.; Schmucker, A. (2009): The IAB Establishment Panel, things users should know, in: *Schmollers Jahrbuch, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 129, 133–148.
- Fischer, G.; Wahse, J.; Dahms, V.; Frei, M.; Riedmann, A.; Janik, F. (2007): Standortbedingungen und Beschäftigung in den Regionen West- und Ostdeutschlands, Ergebnisse des IAB-Betriebspanels 2006, IAB-Forschungsbericht 5/2007, Nürnberg.
- FitzRoy, F.; Hart, R. (1985): Part-time and Full-time Employment: The Demand for Hours and Workers, International Institute of Management, Science Center Berlin, mimeo, Berlin.
- Flassbeck, H. (2003): Arbeitszeitverlängerung für Arbeitslose, in: *Wirtschaft und Markt*, 10/2003, 1–2.
- Forster, M.; Sober, E. (2004): Why Likelihood?, in: Taper, M. L.; Lele, S. R. (Hrsg.): *The Nature of Scientific Evidence, Statistical, Philosophical, and Empirical Considerations*, Chicago, 153–165.
- Franz, W. (2003): *Arbeitsmarktökonomik*, Berlin, Heidelberg, 5. Auflage.
- Friesen, J. (1997): The Dynamic Demand for Part-Time and Full-Time Labour, in: *Economica*, 64, 495–507.
- Garibaldi, P. (2006): *Personnel Economics in Imperfect Labour Markets*, Oxford.
- Gentle, J. E. (2009): *Computational Statistics*, Berlin.
- Gourieroux, C.; Monfort, A.; Trognon, C. (1984): Pseudo-Maximum Likelihood Methods: Theory, in: *Econometrica*, 52, 681–700.
- Greene, W. H. (2007): LIMDEP Chapter 33: Estimating Frontier Models, online abgerufen am: 25.07.2009, <http://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/FrontierModeling/SurveyPapers/LIMDEP-Chapter33.pdf>.
- Grogger J. T.; Carson, R. T. (1991): Models for Truncated Counts, in: *Journal of Applied Econometrics*, 6, 223–238.
- Hamm, I. (2008): *Flexible Arbeitszeit – Kontenmodelle*, Frankfurt am Main.
- Handelsblatt (2009): Deutsche arbeiten in Europa mit am längsten, 31.07.2009, online abgerufen am: 16.08.2009, www.handelsblatt.com/politik/konjunkturnachrichten/deutsche-arbeiten-in-europa-mit-am-laengsten;2439395.
- Hardin, J. W.; Hilbe, J. M. (2007): *Generalized Linear Models and Extensions*, 2. Auflage, College Station, Texas.
- Hardin, J. W.; Hilbe, J. M. (2003): *Generalized Estimating Equations*, Boca Raton.

- Hart, R.; Robb, A. L. (1980): Production and Labour Demand Functions with Endogenous Fixed Worker Costs, International Institute of Management, Science Center Berlin, mimeo, Berlin.
- Heckman, J.; Ichimura, H.; Smith, J.; Todd, P. (1998): Characterizing Selection Bias Using Experimental Data, in: *Econometrica*, 66, 1017–1098.
- Heckman, J.; LaLonde, R.; Smith, J. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs, in: Ashenfelter, O.; Card, D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. III, Amsterdam, 1865–2097.
- Heckmann, M.; Schank, T. (2004): Kehrtwende in der Arbeitszeitpolitik, in: *Wirtschaftsdienst*, 84, 512–518.
- Hilbe, J. M. (2007): *Negative Binomial Regression*, New York.
- Holland, J. (2002): *Teilzeitbeschäftigung*, Arbeitskammer des Saarlandes (Hrsg.), 4. Auflage, Saarbrücken.
- Holst, E. (2009): Vollzeitbeschäftigte wollen kürzere, Teilzeitbeschäftigte längere Arbeitszeiten, in: *DIW-Wochenbericht*, 76, 409–415.
- Holst, E. (2007): Arbeitszeitwünsche von Frauen und Männern liegen näher beieinander als tatsächliche Arbeitszeiten, in: *DIW-Wochenbericht*, 74, 209–215.
- Holst, E.; Schupp, J. (2002): Arbeitszeitwünsche schwanken mit der Konjunktur, in: *DIW-Wochenbericht*, 69, 370–273.
- Holub, H.-W. (1989): Abenteuer im Kopf, in: *Die Zeit*, 15.12.1989, 42–43.
- Houseman, S. (2001): Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence from an Establishment Survey, in: *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55, 149–170.
- Hunt, J. (1999): Has Work-Sharing worked in Germany? in: *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 117–148.
- Imbens, G.; Wooldridge, J. M. (2007): What's New in Econometrics? Difference-in-Difference Estimation, Lecture Notes 10, Summer 2007, online abgerufen am: 16.08.2009, www.nber.org/WNE/lect_10-diffindiffs.pdf.
- IW (2003): Arbeitszeitverlängerungen – Wieder in die Hände spucken, in: *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 25/2003, 6–7.
- Jacobebbinghaus, P. (2008): *LIAB-Datenhandbuch*, Version 3.0, FDZ-Datenreport 03/2008, Nürnberg.
- Jaeger, K. (2003): Korreferat zum Referat von Böhringer, C. & Wiegard, W., Eine Einführung in die numerische Gleichgewichtsanalyse, in: Franz, W.; Ramser, H. J.; Stadler, M. (Hrsg.): *Empirische Wirtschaftsforschung, Methoden und Anwendungen*, Tübingen, 149–152.
- Jaenichen, U. (1996): *Teilzeitbeschäftigung und Arbeitskosten*, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover, Dissertation.

- Jann, B. (2008): The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models, in: *Stata Journal*, 8, 453–479.
- Janßen, P. (2004): Arbeitsrecht und unternehmerische Einstellungsbereitschaft, in: *iw-trends*, 31, 16–25.
- Kapteyn, A.; Kalwij, A.; Zaidi, A. (2004): The myth of worksharing, in: *Labour Economic*, 11, 293–313.
- Kim, J. S.; Campagna, A. F. (1981): Effects of Flexitime on Employee Attendance and Performance: A Field Experiment, in: *Academy of Management Journal*, 24, 729–742.
- Kim, M.; Kim, Y.; Schmidt, P. (2007): On the Accuracy of Bootstrap Confidence Intervals for Efficiency Levels in Stochastic Frontier Models with Panel Data, online abgerufen am: 16.08.2009, http://economics.soc.uoc.gr/wpa/docs/schmidt_3_20070117.pdf.
- Klein-Schneider, H. (2007): *Flexible Arbeitszeit – Vertrauensarbeitszeit*, Frankfurt am Main.
- Kliemt, M. (2001): Der neue Teilzeitanpruch, in: *Neue Zeitschrift für Arbeitsrecht*, 2, 63–71.
- Koch, S. (2001): Arbeitszeitkonten stabilisieren die Beschäftigung, IAB-Kurzbericht 4/2001, Nürnberg.
- Kölling, A. (1998): Anpassungen auf dem Arbeitsmarkt, Eine Analyse der dynamischen Arbeitsnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland.
- Kohler, H.; Spitznagel, E. (1995): Teilzeitarbeit in der Gesamtwirtschaft und aus der Sicht von Arbeitnehmern und Betrieben in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 28, 339–364.
- Krüger, D. (1988): Beschäftigungsförderungsgesetz und ungeschützte Arbeitsverhältnisse, Arbeitskammer Bremen (Hrsg.), Bremen.
- Kumbhakar, S. C.; Lovell, C. A. K. (2004): *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge.
- Lechner, M. (2003): Mikroökonomische Evaluation arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen, in: Franz, W.; Ramser, H. J.; Stadler, M. (Hrsg.): *Empirische Wirtschaftsforschung, Methoden und Anwendungen*, Tübingen, 183–205.
- Lindecke, C. (2008): *Flexible Arbeitszeiten im Betrieb*. Frankfurt am Main.
- Long, J. S.; Freese, J. (2006): *Regression Models for Categorical Dependent Variables using Stata*, 2. Auflage, Collage Station, Texas.
- Lorenz, M. (2005): Die Verringerung der Arbeitszeit auf Wunsch des Arbeitnehmers, *Der allgemeine Teilzeitanpruch gemäß § 8 TzBfG*, Hamburg.
- Luhmann, N. (2003): *Macht*, 3. Auflage, Stuttgart.
- Maddala, G. S. (1983): *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge.

- Mairesse, J.; Jaumandreu, J. (2005): Panel-Data Estimates of the Production Function and the Revenue Function: What Difference Does It Make? *Scandinavian Journal of Economics*, 107, 651–672.
- Meyer, B. D. (1995): Natural and Quasi-Experiments in Economics, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 151–161.
- Montgomery, M. (1988): On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers, in: *Review of Economics and Statistics*, 70, 112–117.
- Moulton, B. R. (1990): An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units, in: *Review of Economics and Statistics*, 72, 334–338.
- Mühling, T. (2005): Minderheiten auf dem Arbeitsmarkt, in: Abraham, M.; Hinz, T. (Hrsg.): *Arbeitsmarktsoziologie*, Wiesbaden, 241–262.
- Müller, S. (2008): Capital Stock Approximation using Firm Level Panel Data, A Modified Perpetual Inventory Approach, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 228, 357–371.
- Munz, S. (2007): Beschäftigungs- und familienpolitische Aspekte der Teilzeitarbeit im Lichte des Teilzeit- und Befristungsgesetzes – eine Evaluierung, München.
- Nickell, S. J. (1981): Biases in Dynamic Models with Fixed Effects, in: *Econometrica*, 49, 1417–1426.
- Nickell, S. J.; Wadhvani, S.; Wall, M. (1992): Productivity Growth in United Kingdom Companies, 1975–1986, in: *European Economic Review*, 36, 1055–1085.
- Norton, E. C.; Wang, H.; Ai, C. (2004): Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models, in: *Stata Journal*, 4, 154–167.
- Oaxaca, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, in: *International Economic Review*, 14, 693–709.
- Oelmüller, M. A. (2003): Teilzeitarbeitsrecht nach dem Gesetz über Teilzeitarbeit und befristete Arbeitsverträge, Vollendeter Interessenschutz für Teilzeitarbeitnehmer?, Hamburg.
- Oi, W. (1962): Labor as a Quasi-fixed Factor, in: *Journal of Political Economy*, 70, 538–555.
- Owen, J. D. (1979): *Working Hours*, Toronto.
- Papke, L. E.; Wooldridge, J. M. (1996): Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation Rates, in: *Journal of Applied Econometrics*, 11, 619–632.
- Peterson, B.; Harrell, F. (1990): Partial Proportional Odds Models for Ordinal Response Variables, in: *Applied Statistics*, 39, 205–217.
- Pfeifer, C. (2007): Eine theoretische und empirische Analyse der betrieblichen Determinanten von Teilzeitarbeit, Mini- und Midi-Jobs, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 40, 65–76.

- Puhani, P. A. (2008): The Treatment Effect, the Cross Difference, and the Interaction Term in Nonlinear Difference-in-Differences Models, IZA, Diskussionspapier Nr. 3478, Bonn.
- Ridout, M.; Demetrio, C.; Hinde, J. (2001): A score test for testing a zero-inflated poisson regression model against zero-inflated negative binomial alternatives, in: *Biometrics*, 57, 219–223.
- Rogers, W. (1993): Regression standard errors in clustered samples, in: *Stata Technical Bulletin*, 13, 19–23.
- Rolfs, D. (2001): Das neue Recht der Teilzeitarbeit, in: *Recht der Arbeit*, 54, 129–143.
- Rosenbaum, P.; Rubin, D. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, in: *Biometrika*, 70, 41–50.
- Rosenfelder, U. (1985): Das neue Beschäftigungsförderungsgesetz, München und Münster.
- Roy, A. (1951): Some Thoughts on the Distribution of Earnings, in: *Oxford Economic Papers*, 3, 135–145.
- Rubin, D. (1974): Estimating Causal Effects to Treatments in Randomised and Non-randomised Studies, in: *Journal of Educational Psychology*, 66, 688–701.
- Rubin, D.; Thomas, N. (1996): Matching using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice, in: *Biometrics*, 52, 249–264.
- Schank, T. (2005): Are overtime plants more efficient than standard-time plants? A stochastic production frontier analysis using the IAB Establishment Panel, in: *Empirical Economics*, 20, 693–710.
- Schank, T. (2003): The impact of working time on employment, wages and productivity, Nürnberg.
- Schank, T.; Schnabel, C.; Gerner, H.-D. (2009): Stimulating part-time work by legal entitlements? Evidence from a German policy experiment, in: *Applied Economics Letters*, 16, 391–394.
- Schank, T.; Schnabel, C.; Wagner, J. (2008): Higher Wages in Exporting Firms: Self-Selection, Export Effect, or Both? First Evidence from German Linked Employer Employee Data, im Erscheinen in: *Review of World Economics*.
- Schank, T.; Schnabel, C.; Wagner, J. (2004): Works Councils – Sand or Grease in the Operation of German Firms? in: *Applied Economics Letters*, 11, 159–161.
- Schell, J. (2004): Der Rechtsanspruch auf Teilzeitarbeit, Hamburg.
- Seifert, H. (2001): Zeitkonten: Von der Normalarbeitszeit zu kontrollierter Flexibilität, in: *WSI-Mitteilungen*, 51, 84–91.
- Seifert, H. (2003): Zeitenwende – Was bringen längere Arbeitszeiten für die Beschäftigung? in: *WSI-Mitteilungen*, 53, 644–650.
- Shepard, E. M.; Clifton, T. J.; Kruse, D. (1996): Flexible Work Hours and Productivity: Some Evidence from the Pharmaceutical Industry, in: *Industrial Relations*, 35, 123–140.

- Sinn, H.-W. (2005): Ist Deutschland noch zu retten?, München.
- Sinn, H.-W. (2003): Wieder 42 Stunden arbeiten, in: Frankfurter Allgemeine Zeitung, 23.07.2003, 11.
- Smith, J.; Todd, P. (2005): Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?, in: Journal of Econometrics, 125, 305–353.
- Spitznagel, E.; Wanger, S. (2004): Mehr Beschäftigung durch längere Arbeitszeiten? Ein Beitrag zu der Diskussion um eine generelle Erhöhung der Arbeitszeit, IAB-Forschungsbericht 5/2004, Nürnberg.
- Tegle, S. (1985): Part-Time Employment – An Economic Analysis of Weekly Working Hours in Sweden 1963–1982, Lund.
- Trzcinski, E.; Holst, E. (2003): Hohe Lebenszufriedenheit teilzeitbeschäftigter Mütter, DIW-Wochenbericht, 70, 539–545.
- Ülger, D. (2004): Der Teilzeitanspruch und seine prozessuale Durchsetzung unter Einbeziehung der Elternteilzeit, Schwerbehindertenteilzeit und Altersteilzeit, Hamburg.
- Viethen, P.; Scheddler, A. (2002): Zwei Jahre Teilzeit- und Befristungsgesetz, in: Bundesarbeitsblatt, 11, 5–9.
- Vogel, C. (2009): Teilzeitbeschäftigung: Ausmaß und Bestimmungsgründe der Erwerbsübergänge von Frauen, in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, 42, 170–181.
- Wanger, S. (2005): Teilzeitarbeit und Teilzeitgesetz, in: Allmendinger, J.; Eichhorst, W.; Walwei, U. (Hrsg.): IAB Handbuch Arbeitsmarkt – Analysen, Daten, Fakten, Nürnberg.
- Wanger, S. (2004): Teilzeitarbeit – Ein Gesetz liegt im Trend, IAB-Kurzbericht 18/2004, Nürnberg.
- Weber, M. (1972): Wirtschaft und Gesellschaft, Tübingen.
- White, H. (1980): A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, in: Econometrica, 48, 817–838.
- Williams, R. (2006): Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables, in: Stata Journal, 6, 58–82.
- Windmeijer, F. (2005): A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two Step GMM Estimators, in: Journal of Econometrics, 126, 25–51.
- Wolf, E. (2003): What Hampers Part-Time Work? An Empirical Analysis of Wages, Hours Restrictions and Employment from a Dutch-German Perspective, Heidelberg.
- Wolf, E.; Beblo, M. (2004): Arbeitszeitflexibilisierung und Effizienz in deutschen Unternehmen, in: Bellmann, L.; Schnabel, C. (Hrsg.): Betriebliche Arbeitszeitpolitik im Wandel, Nürnberg, 11–32.

- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge.
- Xu, J.; Long, J. S. (2005): Confidence intervals for predicted outcomes in regression models for categorical outcomes. *Stata Journal*, 5, 537–559.
- Zwick, T. (2007): Apprenticeship training Germany – investment or productivity driven?, in: *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, 40, 193–204.

Anhang

Tabelle A2-1: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung und die Löhne in Normalarbeitszeitbetrieben (OLS)

	Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD) ^{a)}		Differenzen-Schätzer ^{b)}		
	log(N _{it})	log(w _{it})	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
Arbeitszeiterhöhung zwischen 2002 und 2004 (Dummy), T	-0,392**	-0,081**	-	-	-
Jahr 2002 (Dummy), D2	-0,024***	0,013***	-0,260**	-0,098	0,162
Jahr 2003 (Dummy), D3	-0,033***	0,025***	-0,245*	-0,101	0,144
Jahr 2004 (Dummy), D4	-0,039***	0,025***	-0,240*	-0,109	0,131
Jahr 2005 (Dummy), D5	-0,073***	0,028***	-0,269**	-0,122	0,147
Jahr 2006 (Dummy), D6	-0,121***	0,042***	-0,281**	-0,130	0,150
Interaktionsterm D2T	0,006	0,013	0,014	-0,018	-0,032
Interaktionsterm D3T	-0,048	0,007	-0,045	-0,051**	-0,006
Interaktionsterm D4T	-0,020	0,001	0,030	0,068**	0,039
Interaktionsterm D5T	-0,029	0,021	0,008	-0,001	-0,008
Interaktionsterm D6T	0,010	0,014	0,042	0,002	-0,040
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,046	-0,017*	0,006*	0,008*	0,002
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,091	-0,464***	0,033*	0,046*	0,013
Frauenquote	0,135	-0,224***	-0,027*	-0,025	0,001
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	-0,227	0,028	0,029	0,135***	0,106***
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	1,440***	0,367***	0,053***	-0,013	-0,066***
Ertragsituation in der Vorperiode (1, wenn sehr gut oder gut, 0 sonst)	0,181**	0,067***	0,033***	0,009	-0,024***
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,240***	0,041**	-0,004	-0,019**	-0,015
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,245*	0,064*	0,021**	0,006	-0,015
Betriebsrat (Dummy)	2,152***	0,247***	-0,013	-0,027**	-0,014
Ostdeutschland (Dummy)	-0,299***	-0,213***	-0,003	0,000	0,003
Regionale Arbeitslosenquote (Arbeitslosenquote für die jeweiligen Arbeitsamtsbezirke, in denen die Betriebe ansässig sind)	1,255***	-0,003	-0,113	-0,276***	-0,160
Konstante	3,824***	4,777***	-	-	-
R ²	0,422	0,428	0,019	0,439	0,444
Fallzahl	6.618	6.563	5.515	5.515	5.515

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

a) Die ersten beiden Spalten zeigen die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten und die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr *t* im Vergleich zu 2001.

b) Die dritte Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die fünfte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres *t*-1.

Weiterhin in den Schätzungen enthalten sind Sektorendummies.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A2-2: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung und die Löhne in Überstundenbetrieben (OLS)

	Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD) ^{c)}		Differenzen-Schätzer ^{d)}		
	$\log(N_{it})$	$\log(w_{it})$	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
Arbeitszeiterhöhung zwischen 2002 und 2004 (Dummy), T	0,026	0,065**	-	-	-
Jahr 2002 (Dummy), D2	-0,020***	0,012***	-0,174**	-0,050	0,124
Jahr 2003 (Dummy), D3	-0,025***	0,029***	-0,158**	-0,046	0,113
Jahr 2004 (Dummy), D4	-0,031***	0,035***	-0,159**	-0,060	0,099
Jahr 2005 (Dummy), D5	-0,062***	0,045***	-0,184**	-0,079	0,105
Jahr 2006 (Dummy), D6	-0,106***	0,057***	-0,191**	-0,071	0,120
Interaktionsterm D2T	0,007	-0,005	0,006	0,018	0,012
Interaktionsterm D3T	0,044	0,003	0,035	0,011	-0,024*
Interaktionsterm D4T	0,101*	-0,010	0,055*	0,046	-0,009
Interaktionsterm D5T	0,108	-0,035*	0,005	0,028	0,024
Interaktionsterm D6T	0,154**	-0,015	0,039	0,009	-0,030*
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,088***	-0,016**	0,004**	0,005**	0,001
Quote der Teilzeitbeschäftigten	-0,589**	-0,479***	0,030	0,093***	0,063**
Frauenquote	0,150	-0,283***	-0,021	0,015	0,036*
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	-4,198***	-0,108	0,012	0,442***	0,429***
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	1,008***	0,177***	0,044***	0,000	-0,044***
Ertragsituation in der Vorperiode (1, wenn sehr gut oder gut, 0 sonst)	0,100	0,030**	0,023***	-0,002	-0,025***
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,219**	0,045**	-0,004	-0,014*	-0,010
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,308***	0,019	-0,000	-0,001	-0,001
Betriebsrat (Dummy)	1,398***	0,158***	-0,022***	-0,034***	-0,012
Ostdeutschland (Dummy)	-0,260**	-0,245***	-0,001	0,006	0,007
Regionale Arbeitslosenquote (Arbeitslosenquote für die jeweiligen Arbeitsamtsbezirke, in denen die Betriebe ansässig sind)	1,075	-0,070***	-0,096	-0,065	0,031
Konstante	6,588***	4,944***	-	-	-
R ²	0,521	0,579	0,027	0,553	0,513
Fallzahl	5.148	5.144	4.290	4.290	4.290

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

c) Die ersten beiden Spalten zeigen die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten und die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

d) Die dritte Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die fünfte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres $t-1$.

Weiterhin in den Schätzungen enthalten sind Sektorendummies.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A2-3: Mittelwerte der exogenen Variablen vor dem Matching

	Mittelwert		p-Werte Mittelwert- vergleichstests
	Betriebe, die die Arbeitszeit erhöht haben	Betriebe, die die Arbeitszeit nicht erhöht haben	
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	37,79	39,19	0,00
Betriebsgrößendummies			
Betriebsgröße 1 (höchstens 9 Mitarbeiter)	0,36	0,29	0,12
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	0,11	0,17	0,11
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	0,23	0,21	0,57
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	0,16	0,19	0,42
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,11	0,10	0,64
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	0,03	0,05	0,39
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,17	0,14	0,15
Frauenquote	0,37	0,37	0,91
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	0,01	0,02	0,59
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	0,07	0,08	0,45
Ertragssituation in der Vorperiode (Dummy: 1, wenn sehr gut oder gut, 0 sonst)	0,32	0,35	0,62
Kein Tarifvertrag (Dummy)	0,44	0,54	0,04
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,47	0,37	0,04
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,08	0,08	0,95
Betriebsrat (Dummy)	0,28	0,27	0,93
Ostdeutschland (Dummy)	0,20	0,57	0,00
Regionale Arbeitslosenquote	9,99	12,94	0,00
Austrittsrate von 2001 auf 2002	0,18	0,19	0,62
Eintrittsrate von 2001 auf 2002	0,16	0,17	0,86
<i>Fallzahl</i>	<i>108</i>	<i>1.853</i>	<i>1.961</i>
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2002.			

Tabelle A2-4: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben (nach einem Nearest-Neighbour-Matching mit fünf Zwillingen)

t	Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD) ^{e)}		Differenzen-Schätzer ^{f)}		
	$\log(N_{it})$	$\log(w_{it})$	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,022	0,004	0,022	-0,009	-0,030
2003	0,021	0,007	-0,012	-0,057**	-0,045
2004	0,014	0,033	-0,010	0,042	0,051
2005	0,010	0,046	0,006	-0,001	-0,007
2006	0,076	0,026	0,060	0,019	-0,041

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

e) Die ersten beiden Spalten zeigen die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten und die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

f) Die dritte Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die fünfte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres $t-1$.

Nach dem Matching bleiben alle 108 Maßnahmenbetriebe übrig. Diesen werden 344 unterschiedliche Kontrollbetriebe zugeordnet. Von diesen Kontrollbetrieben handelt es sich bei 156 um Überstundenbetriebe.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A2-5: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben (nach einem Nearest-Neighbour-Matching mit fünf Zwillingen)

t	Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD) ^{g)}		Differenzen-Schätzer ^{h)}		
	$\log(N_{it})$	$\log(w_{it})$	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,028	-0,006	0,025	0,038	0,013
2003	0,083	-0,008	0,053*	0,037	-0,016
2004	0,129**	-0,023	0,045	0,047	0,002
2005	0,141*	-0,048**	0,011	0,038	0,027
2006	0,156*	-0,025	0,011	0,013	0,003

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

g) Die ersten beiden Spalten zeigen die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten und die logarithmierten Löhne im jeweiligen im Jahr t im Vergleich zu 2001.

h) Die dritte Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die fünfte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres $t-1$.

Nach dem Matching bleiben alle 108 Maßnahmenbetriebe übrig. Diesen werden 344 unterschiedliche Kontrollbetriebe zugeordnet. Von diesen Kontrollbetrieben handelt es sich bei 156 um Überstundenbetriebe.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A2-6: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Normalarbeitszeitbetrieben (nach einem Radius-Matching mit einem Caliper von 0,01)

t	Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD) ^{j)}		Differenzen-Schätzer ^{j)}		
	$\log(N_{it})$	$\log(w_{it})$	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,005	-0,009	0,005	0,001	-0,003
2003	-0,015	0,010	-0,032	-0,066***	-0,033
2004	-0,003	0,029	0,008	0,043	0,035
2005	-0,053	0,057*	-0,038	-0,017	0,021
2006	-0,017	0,057*	0,032	0,018	-0,014

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

i) Die ersten beiden Spalten zeigen die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten und die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

j) Die dritte Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die fünfte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres $t-1$.

Nach dem Matching bleiben 99 Maßnahmenbetriebe übrig, 40 davon sind Überstundenbetriebe. Diesen werden 1.794 unterschiedliche Kontrollbetriebe zugeordnet. Von diesen Kontrollbetrieben handelt es sich bei 766 um Überstundenbetriebe.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A2-7: Effekte einer Arbeitszeitverlängerung auf die Beschäftigung in Überstundenbetrieben (nach einem Radius-Matching mit einem Caliper von 0,01)

t	Differenz-von-Differenzen-Schätzer (DvD) ^{k)}		Differenzen-Schätzer ^{j)}		
	$\log(N_{it})$	$\log(w_{it})$	$\frac{\Delta N_{it}}{N_{it}}$	$\frac{h_{it-1}}{N_{it}}$	$\frac{S_{it-1}}{N_{it}}$
2002	0,001	-0,003	0,001	0,025	0,024
2003	0,069	-0,000	0,065**	0,034	-0,031*
2004	0,127**	-0,014	0,056*	0,045	-0,011
2005	0,138**	-0,042*	0,011	0,030	0,019
2006	0,163**	-0,022	0,021	0,005	-0,016

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2001–2006.

k) Die ersten beiden Spalten zeigen die Differenz-von-Differenzen-Schätzer für die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten und die logarithmierten Löhne im jeweiligen Jahr t im Vergleich zu 2001.

l) Die dritte Spalte zeigt die Differenzen-Schätzer für die Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten, die vierte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Eintrittsrate und die fünfte Spalte die Differenzen-Schätzer für die Austrittsrate im Laufe des Jahres $t-1$.

Nach dem Matching bleiben 99 Maßnahmenbetriebe übrig, 40 davon sind Überstundenbetriebe. Diesen werden 1.794 unterschiedliche Kontrollbetriebe zugeordnet. Von diesen Kontrollbetrieben handelt es sich bei 766 um Überstundenbetriebe.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A3-1: Mittelwerte und Standardabweichungen der exogenen Variablen, Gesamte Stichprobe

	Mittelwert	Standardabweichung
Log (Arbeit) (log(Anzahl der Beschäftigten))	3,09	2,00
Log (Kapital)	12,50	2,41
Arbeitszeitkontendummy	0,41	–
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,41	0,32
Quote der Auszubildenden	0,06	0,09
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,15	0,21
Frauenquote	0,35	0,29
Technischer Stand der Anlagen (1 = sehr gut, ..., 5 = schlecht)	2,15	0,72
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	39,19	2,14
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	0,08	0,19
Betriebsrat (Dummy)	0,23	–
Kein Tarifvertrag (Dummy)	0,55	–
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,39	–
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,06	–
Betriebsgrößendummies		
Betriebsgröße 1 (höchstens 9 Mitarbeiter)	0,37	–
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	0,15	–
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	0,19	–
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	0,18	–
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,07	–
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	0,04	–
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	0,03	3*10 ⁻³
Ostdeutschland (Dummy)	0,50	–
<i>Fallzahl</i>		13.541
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000–2007. Zusätzlich werden Branchendummies und Zeitdummies verwendet.		

Tabelle A3-2: Mittelwerte und Standardabweichungen der exogenen Variablen, Teilstichprobe der Wechsler

	Mittelwert	Standardabweichung
Log (Arbeit) (log(Anzahl der Beschäftigten))	3,21	1,31
Log (Kapital)	12,73	2,14
Arbeitszeitkontendummy	0,49	-
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,41	0,33
Quote der Auszubildenden	0,06	0,09
Quote der Teilzeitbeschäftigten	0,15	0,21
Frauenquote	0,33	0,28
Technischer Stand der Anlagen (1 = sehr gut, ..., 5 = schlecht)	2,15	0,70
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	39,25	1,88
Exportanteil (Anteil der Exporte am Gesamtumsatz)	0,07	0,16
Betriebsrat (Dummy)	0,23	-
Kein Tarifvertrag (Dummy)	0,55	-
Branchentarifvertrag (Dummy)	0,38	-
Firmentarifvertrag (Dummy)	0,07	-
Betriebsgrößendummies		
Betriebsgröße 1 (höchstens 9 Mitarbeiter)	0,29	-
Betriebsgröße 2 (10 bis 19 Mitarbeiter)	0,17	-
Betriebsgröße 3 (20 bis 49 Mitarbeiter)	0,26	-
Betriebsgröße 4 (50 bis 199 Mitarbeiter)	0,20	-
Betriebsgröße 5 (200 bis 499 Mitarbeiter)	0,07	-
Betriebsgröße 6 (mindestens 500 Mitarbeiter)	0,01	-
Quote der offenen Stellen (im Verhältnis zur Gesamtzahl der Beschäftigten)	0,02	3*10 ⁻³
Ostdeutschland (Dummy)	0,50	-
<i>Fallzahl</i>		2.112
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000-2007. Zusätzlich werden Branchendummies und Zeitdummies verwendet.		

Tabelle A4-1: DvD-Schätzungen zur Bestimmung von Betriebsgrößenunterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitanprüche auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell ^{m)}	Zero-Truncated-Negative-Binomial Regression ⁿ⁾
Betriebsgrößendummy <i>B1</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 und höchstens 49 Mitarbeiter hat)	0,99***	0,16***
Betriebsgrößendummy <i>B2</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 49 und höchstens 199 Mitarbeiter hat)	1,73***	0,08*
Betriebsgrößendummy <i>B3</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 199 und höchstens 499 Mitarbeiter hat)	2,48***	0,10*
Betriebsgrößendummy <i>B4</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 499 Mitarbeiter hat)	3,29***	0,30
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	0,32***	0,13***
Interaktionsterm <i>B1T</i>	0,06	0,03
Interaktionsterm <i>B2T</i>	-0,09	0,10**
Interaktionsterm <i>B3T</i>	0,12	0,09*
Interaktionsterm <i>B4T</i>	0,39*	0,13***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,55***	-0,41***
Quote der Auszubildenden	-0,36**	-2,28***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,02***	0,02***
Branchendummies		
Gastronomie	-0,10	0,54***
Handel	0,05	0,57***
Kreditwirtschaft und Versicherungen	-0,05	0,51***
Urproduktion	-0,04	0,43***
Gesundheitssektor	0,24***	0,61***
Sonstige Dienstleistungen	-0,11***	0,56***
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	$2 \cdot 10^{-4}$	-10^{-3**}
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	$-8 \cdot 10^{-9}$	$-2 \cdot 10^{-9**}$
Regionale Arbeitslosenquote	-0,02***	$-1 \cdot 10^{-3}$
Frauenquote	2,38***	2,51***
Ostdeutschland (Dummy)	-0,76***	-0,31***
Betriebsrat (Dummy)	0,04	-0,23***
Konstante	0,34*	-4,07***
Offset Variable (ln(Anzahl der Beschäftigten))	-	auf Eins restringiert
<i>Fallzahl</i>	78.155	55.000
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 2000-2007.		
m) abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)		
n) abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle A4-2: DvD-Schätzungen zur Bestimmung von West/Ost-Unterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitanprüche auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell ^{o)}	Zero-Truncated-Negative-Binomial Regression ^{p)}
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	1,56***	0,05
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	0,28***	0,05
Interaktionsterm <i>BT</i>	-0,12	0,16***
Ostdeutschland (Dummy) <i>E</i>	-0,72***	-0,44***
Interaktionsterm <i>BE</i>	-0,31***	0,12*
Interaktionsterm <i>TE</i>	-0,10	0,22***
Interaktionsterm <i>BTE</i>	-0,02	-0,19***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,52***	-0,41***
Quote der Auszubildenden	-0,49***	-2,27***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,03***	0,02***
Branchendummies		
Gastronomie	-0,14*	0,54***
Handel	-0,01	0,57***
Kreditwirtschaft und Versicherungen	-0,09	0,50***
Urproduktion	-0,07	0,43***
Gesundheitssektor	0,25***	0,62***
Sonstige Dienstleistungen	-0,11***	0,57***
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	$6 \cdot 10^{-4}$	$-1 \cdot 10^{-3}$ **
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	$-8 \cdot 10^{-9}$ **	$-2 \cdot 10^{-9}$ **
Regionale Arbeitslosenquote	-0,02***	$-1 \cdot 10^{-3}$
Frauenquote	2,43***	2,51***
Betriebsrat (Dummy)	0,59***	-0,24***
Konstante	0,56***	-4,04***
Offset Variable (ln(Anzahl der Beschäftigten))	-	auf Eins restringiert
Fallzahl	78.155	55.000

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.

o) abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)

p) abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A4-3: Koeffizienten der DvD-Schätzungen für den Placebo-Test auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell ^{q)}	Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression ^{r)}
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	1,38***	0,23***
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 1998 Eins)	0,21***	0,08*
Interaktionsterm <i>BT</i>	-0,04	0,04
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,05	-0,54***
Quote der Auszubildenden	-0,50**	-2,04***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,04***	0,03***
Branchendummies		
Gastronomie	-0,20*	0,49***
Handel	-0,08	0,62***
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,23	0,45***
Urproduktion	-0,08	0,26***
Gesundheitssektor	0,57***	0,50***
Sonstige Dienstleistungen	0,03	0,52***
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	4*10 ⁻⁴	4*10 ⁻⁴
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	-1*10 ⁻⁸ ***	-2*10 ⁻⁹
Regionale Arbeitslosenquote	-0,03***	-5*10 ⁻³
Frauenquote	2,25***	2,75***
Ostdeutschland (Dummy)	-0,84***	-0,41***
Betriebsrat (Dummy)	0,70***	-0,41***
Konstante	1,20***	-4,50***
Offset Variable (ln(Anzahl der Beschäftigten))	-	auf Eins restringiert
<i>Fallzahl</i>	18.883	12.457
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–1999.		
q) abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)		
r) abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle A4-4: Mittelwerte der Kontrollvariablen vor der Einführung der Teilzeitanprüche im Jahr 2000 (vor dem Matching)

	Mittelwert		p-Werte Mittelwert- vergleichstests
	Betriebe, die von den Teilzeit- ansprüchen betroffen sind	Betriebe, die von den Teilzeit- ansprüchen nicht betroffen sind	
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,36	0,25	0,00
Quote der Auszubildenden	0,05	0,07	0,00
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	38,68	39,70	0,00
Branchendummies			
Gastronomie	0,01	0,06	0,00
Handel	0,13	0,22	0,00
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,05	0,02	0,00
Urproduktion	0,07	0,04	0,00
Gesundheitssektor	0,11	0,08	0,02
Sonstige Dienstleistungen	0,16	0,22	0,00
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	0,76	-1,21	0,00
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	$6 \cdot 10^{-5}$	$5 \cdot 10^{-5}$	0,13
Regionale Arbeitslosenquote	12,60	13,54	0,00
Frauenquote	0,37	0,43	0,00
Ostdeutschland (Dummy)	0,50	0,60	0,00
Differenz Teilzeitquoten (1999–2000)	$-4 \cdot 10^{-3}$	$-5 \cdot 10^{-3}$	0,92
Differenz Teilzeitquoten (1998–1999)	$-2 \cdot 10^{-3}$	-0,01	0,02
Jahr 1996 (Betrieb wurde beobachtet)	0,75	0,59	0,00
Jahr 1997 (Betrieb wurde beobachtet)	0,78	0,84	0,00
Jahr 2001 (Betrieb wurde beobachtet)	1,00	1,00	1,00
Jahr 2002 (Betrieb wurde beobachtet)	0,89	0,92	0,02
Jahr 2003 (Betrieb wurde beobachtet)	0,76	0,74	0,13
Jahr 2004 (Betrieb wurde beobachtet)	0,75	0,83	0,00
Jahr 2005 (Betrieb wurde beobachtet)	0,69	0,78	0,00
Jahr 2006 (Betrieb wurde beobachtet)	0,53	0,58	0,01
Betriebsrat (Dummy)	0,63	0,05	0,00
<i>Fallzahl</i>	<i>2.118</i>	<i>1.311</i>	
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–2006.			

Tabelle A4-4a: Koeffizienten der DvD-Schätzungen nach dem Matching auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell ⁺	Zero-Truncated-Negative-Binomial Regression [#]
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	0,95***	0,39***
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 1998 Eins)	0,15***	0,08*
Interaktionsterm <i>BT</i>	0,43***	0,02
Konstante	-0,05	-2,36***
Offset Variable (ln(Anzahl der Beschäftigten))	-	auf Eins restringiert
<i>Fallzahl</i>	14.193	8.528
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels 1996–1999.		
+ abhängige Variablen Logit-Modell: Setzt der Betrieb Teilzeitbeschäftigte ein? Dummy (ja = 1)		
[#] abhängige Variable Zero-Truncated-Negative-Binomial-Regression: Anzahl der Teilzeitbeschäftigten		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle A4–5: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell alle Beobachtungen	Logit-Modell nur Beobachtungen, die in Betrieben mit mindestens einem Teilzeitbeschäftigten gemacht werden
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	-1,26**	0,05
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	-0,65	0,33***
Interaktionsterm <i>BT</i>	1,02*	-0,16
Alter in Jahren	-0,18***	-0,17***
Alter in Jahren zum Quadrat	$3 \cdot 10^{-3}$ ***	$3 \cdot 10^{-3}$ ***
Frau (Dummy)	0,97***	0,94***
Tagesentgelt in der Vorperiode	-0,01***	-0,01***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,38***	0,41***
Quote der Auszubildenden	0,02	-0,35
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,03	-0,02
Branchendummies		
Gastronomie	-0,13	-0,14
Handel	0,11	0,10
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,50***	0,46***
Urproduktion	0,19*	0,17
Gesundheitssektor	0,52***	0,47***
Sonstige Dienstleistungen	0,22**	0,16
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	$-1 \cdot 10^{-3}$	$-1 \cdot 10^{-3}$
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	$2 \cdot 10^{-9}$	$2 \cdot 10^{-9}$
Regionale Arbeitslosenquote	-0,01	-0,01
Frauenquote	0,49***	0,51***
Ostdeutschland (Dummy)	-0,19**	-0,16*
Betriebsrat (Dummy)	0,30***	0,27***
Konstante	-0,04	-1,39*
<i>Fallzahl</i>	7.444.200	6.701.816
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.		
Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr (<i>t-1</i>) auf Teilzeit in <i>t</i> gewechselt ist.		
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau		

Tabelle A4-6: DvD-Schätzung für den Placebo-Test auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell alle Beobachtungen
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	-1,52
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	0,71
Interaktionsterm <i>BT</i>	0,59
Alter in Jahren	-0,12***
Alter in Jahren zum Quadrat	2*10 ⁻³ ***
Frau (Dummy)	1,09***
Tagesentgelt in der Vorperiode	-0,01***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,24
Quote der Auszubildenden	1,84
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	0,03
Branchendummies	
Gastronomie	-0,53
Handel	0,26*
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,60***
Urproduktion	0,20
Gesundheitssektor	0,75***
Sonstige Dienstleistungen	0,49**
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	2*10 ⁻³
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	1*10 ⁻⁹
Regionale Arbeitslosenquote	2*10 ⁻³
Frauenquote	0,36*
Ostdeutschland (Dummy)	-0,43***
Betriebsrat (Dummy)	-0,14
Konstante	-3,55***
<i>Fallzahl</i>	1.737.963
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–1999.	
Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr (<i>t</i> -1) auf Teilzeit in <i>t</i> gewechselt ist.	
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau	

Tabelle A4-7: DvD-Schätzungen auf der Grundlage des LIAB (Berücksichtigung eines zusätzlichen Dummies, der den Wert Eins annimmt, wenn die Person in einem Betrieb beobachtet wird, der im Jahr 2000 keine Teilzeitbeschäftigten einsetzt) (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	-3,59***
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	-1,88***
Interaktionsterm <i>BT</i>	2,37***
Teilzeitdummy <i>P</i> (ist Eins, wenn Betrieb im Jahr 2000 Teilzeitbeschäftigte eingesetzt hat)	-2,66***
Interaktionsterm <i>PB</i>	3,56***
Interaktionsterm <i>PT</i>	2,18***
Interaktionsterm <i>PBT</i>	-2,19***
Alter in Jahren	-0,17***
Alter in Jahren zum Quadrat	3*10 ⁻³ ***
Frau (Dummy)	0,96***
Tagesentgelt in der Vorperiode	-0,01***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,28***
Quote der Auszubildenden	0,10***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,02
Branchendummies	
Gastronomie	-0,20
Handel	0,07
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,49***
Urproduktion	0,19
Gesundheitssektor	0,48***
Sonstige Dienstleistungen	0,17
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	-8*10 ⁻⁴
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	2*10 ⁻⁹
Regionale Arbeitslosenquote	-0,01
Frauenquote	0,52***
Ostdeutschland (Dummy)	-3,08***
Betriebsrat (Dummy)	-0,24***
Konstante	1,20
<i>Fallzahl</i>	5.681.710
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.	
Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr (<i>t</i> -1) auf Teilzeit in <i>t</i> gewechselt ist.	
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau	

Tabelle A4-8: DvD-Schätzung zur Bestimmung von Betriebsgrößenunterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitanprüche auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell
Betriebsgrößendummy <i>B1</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 und höchstens 49 Mitarbeiter hat)	-2,32***
Betriebsgrößendummy <i>B2</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 49 und höchstens 199 Mitarbeiter hat)	-2,49***
Betriebsgrößendummy <i>B3</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 199 und höchstens 499 Mitarbeiter hat)	-1,77**
Betriebsgrößendummy <i>B4</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 499 Mitarbeiter hat)	-2,61***
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	-0,98*
Interaktionsterm <i>B1T</i>	1,52***
Interaktionsterm <i>B2T</i>	1,56***
Interaktionsterm <i>B3T</i>	1,09*
Interaktionsterm <i>B4T</i>	1,09*
Teilzeitdummy <i>P</i> (ist Eins, wenn Betrieb im Jahr 2000 Teilzeitbeschäftigte eingesetzt hat)	-1,49**
Interaktionsterm <i>PB1</i>	2,11***
Interaktionsterm <i>PB2</i>	2,25***
Interaktionsterm <i>PB3</i>	1,71***
Interaktionsterm <i>PB4</i>	2,65***
Interaktionsterm <i>PT</i>	1,18**
Interaktionsterm <i>PB1T</i>	-1,51***
Interaktionsterm <i>PB2T</i>	-1,56***
Interaktionsterm <i>PB3T</i>	-0,83
Interaktionsterm <i>PB4T</i>	-0,82
Alter in Jahren	-0,17
Alter in Jahren zum Quadrat	3*10 ⁻³ ***
Frau (Dummy)	0,96***
Tagesentgelt in der Vorperiode	-0,01***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,26***
Quote der Auszubildenden	0,35
Normalarbeitszeit	-0,01

Fortsetzung Tabelle A4-8

Branchendummies	
Gastronomie	-0,22
Handel	0,11
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,46***
Urproduktion	0,17
Gesundheitssektor	0,44***
Sonstige Dienstleistungen	0,18
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	$2 \cdot 10^{-3}$
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	$1 \cdot 10^{-9}$
Regionale Arbeitslosenquote	$-5 \cdot 10^{-3}$
Frauenquote	0,53***
Ostdeutschland (Dummy)	-0,21**
Betriebsrat (Dummy)	0,06
Konstante	-0,22
<i>Fallzahl</i>	5.681.710

Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.

Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr ($t-1$) auf Teilzeit in t gewechselt ist.

***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau

Tabelle A4-9: DvD-Schätzung zur Bestimmung von West/Ost-Unterschieden hinsichtlich der Wirkung der Teilzeitanprüche auf der Grundlage des LIAB (β -Koeffizienten)

	Logit-Modell
Betriebsgrößendummy <i>B</i> (ist Eins, wenn Betrieb mehr als 15 Mitarbeiter hat)	-3,59***
Zeitdummy <i>T</i> (ist ab 2001 Eins)	-1,88***
Interaktionsterm <i>BT</i>	2,37***
Ostdeutschland (Dummy) <i>E</i>	-3,08***
Interaktionsterm <i>BE</i>	3,21***
Interaktionsterm <i>TE</i>	2,78***
Interaktionsterm <i>BTE</i>	-2,88***
Teilzeitdummy <i>P</i> (ist Eins, wenn Betrieb im Jahr 2000 Teilzeitbeschäftigte eingesetzt hat)	-2,66***
Interaktionsterm <i>PB</i>	3,56***
Interaktionsterm <i>PT</i>	2,18***
Interaktionsterm <i>PBT</i>	-2,19***
Interaktionsterm <i>PE</i>	3,23***
Interaktionsterm <i>PBE</i>	-3,51***
Interaktionsterm <i>PTE</i>	-2,88***
Interaktionsterm <i>PBTE</i>	2,87***
Alter in Jahren	-0,17***
Alter in Jahren zum Quadrat	3*10 ⁻³ ***
Frau (Dummy)	0,96***
Tagesentgelt in der Vorperiode	-0,01***
Quote der qualifizierten Mitarbeiter	0,28***
Quote der Auszubildenden	0,10***
Normalarbeitszeit (in Stunden pro Woche)	-0,02
Branchendummies	
Gastronomie	-0,20
Handel	0,07
Kreditwirtschaft und Versicherungen	0,49***
Urproduktion	0,19
Gesundheitssektor	0,48***
Sonstige Dienstleistungen	0,17
Geschäftserwartungen (Entwicklung des Geschäftsvolumens in diesem Jahr im Vergleich zum Vorjahr in %)	-8*10 ⁻⁴

Fortsetzung Tabelle A4-9	
Geschäftstätigkeit (Umsatz pro Beschäftigten)	2*10 ⁻⁹
Regionale Arbeitslosenquote	-0,01
Frauenquote	0,52***
Betriebsrat (Dummy)	0,24***
Konstante	1,20
<i>Fallzahl</i>	5.681.710
Eigene Berechnungen auf der Grundlage des LIAB 1996–2006.	
Die abhängige Variable in den Schätzungen ist ein Dummy, der angibt, ob eine Person von Vollzeit im Vorjahr ($t-1$) auf Teilzeit in t gewechselt ist.	
***) Signifikant auf dem 1 %-Niveau, **) 5 %-Niveau und *) 10 %-Niveau	

Kurzfassung

Fragen der Arbeitszeit sind ein wirtschafts- und tarifpolitischer Dauerbrenner. Während es allerdings in den 80er und 90er Jahren noch eher um Fragen der Arbeitszeitverkürzung ging, sind in jüngerer Zeit zunehmend Fragen der Flexibilisierung und der Verlängerung der Arbeitszeit ins Zentrum des Interesses geraten. Trotz ihrer großen politischen Bedeutung wurden die ökonomischen Auswirkungen von Arbeitszeitverlängerungen und Arbeitszeitflexibilisierungen empirisch bisher nur relativ selten erforscht. An diesem Forschungsdefizit setzt die vorliegende empirisch angelegte Dissertation an. Im Einzelnen enthält die Arbeit drei voneinander unabhängige empirische Studien auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels und des Linked-Employer-Employee-Datensatzes (LIAB) des Forschungsdatenzentrums der Bundesagentur für Arbeit.

Dabei setzt sich die erste Studie, die aus einer Zusammenarbeit mit Martyn Andrews (University of Manchester), Thorsten Schank (Universität Erlangen-Nürnberg) und Richard Upward (University of Nottingham) entstanden ist, mit den Beschäftigungseffekten verlängerter Wochenarbeitszeiten auseinander. Es zeigen sich insgesamt keine Anhaltspunkte für beschäftigungsschädliche Effekte, die von den Gegnern einer solchen Politik befürchtet werden. Im Gegenteil: Für Überstundenbetriebe zeigt sich sogar ein (schwach signifikant) positiver Beschäftigungseffekt. Eine Erklärung hierfür kann darin bestehen, dass sich Überstundenbetriebe durch eine Arbeitszeiterhöhung einen Teil der Überstundenzuschläge sparen, was einen Anreiz zum Beschäftigungsaufbau induziert.

In der zweiten empirischen Untersuchung wird u. a. der Frage nachgegangen, ob Arbeitszeitkonten zu einer verbesserten Effizienz führen. Es zeigt sich dabei zwar in einem ersten Schritt, dass Betriebe mit Arbeitszeitkonten eine höhere Effizienz aufweisen. Eine Einführung oder Abschaffung dieses personalpolitischen Instruments lässt die betriebliche Effizienz allerdings unberührt, so dass es schwer fällt, die höhere Effizienz, die sich im ersten Schritt gezeigt hat, kausal auf die Existenz von Arbeitszeitkonten zurückzuführen. Noch unklarer ist der Zusammenhang zwischen der Existenz von Arbeitszeitkonten und der Gewinnsituation und der Existenz von Arbeitszeitkonten und der Beschäftigungsentwicklung.

Die letzte Studie setzt sich schließlich mit den Auswirkungen der Teilzeitanprüche auf den betrieblichen Einsatz Teilzeitbeschäftigter auseinander. Zentral ist dabei der allgemeine Teilzeitanpruch aus § 8 Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) und der Elternteilzeitanpruch aus § 15 Bundeserziehungsgeldgesetz (BERzGG.) Beide Normen, am 01.01.2001 eingeführt, begründen unter bestimmten Voraussetzungen für die Beschäftigten einen Anspruch auf Teilzeitbeschäftigung. Da die Teilzeitanprüche lediglich für Betriebe mit mehr als 15 Beschäftigten gel-

ten, handelt es sich hierbei im Prinzip um ein natürliches Experiment. Differenz-von-Differenzen-Ansätze auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels und auf der Grundlage des LIAB zeigen schließlich, dass die Teilzeitanprüche insbesondere in solchen Betrieben eine positive Wirkung entfaltet haben, die vor der Einführung der beiden Gesetze keine Teilzeitbeschäftigten einsetzten.

Als Gesamtergebnis der Analysen, die hier vorgelegt werden, lässt sich festhalten, dass Arbeitszeitpolitik etwas zu bewirken scheint. Darauf lassen zumindest die Untersuchungen über die Wirkung von Arbeitszeitverlängerungen und die Effekte der Teilzeitanprüche schließen. Die Auswertungen zu den Arbeitszeitkonten liefern allerdings weniger klare Ergebnisse.