



## **Freistellung für Betriebsräte - eine Beschäftigungsbremse?**

Koller, Lena; Schnabel, Claus; Wagner, Joachim

*Publication date:*  
2007

*Document Version*  
Verlags-PDF (auch: Version of Record)

[Link to publication](#)

*Citation for published version (APA):*

Koller, L., Schnabel, C., & Wagner, J. (2007). *Freistellung für Betriebsräte - eine Beschäftigungsbremse?* (Working paper series in economics; Nr. 64). Institut für Volkswirtschaftslehre der Universität Lüneburg.

### **General rights**

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

### **Take down policy**

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

**Freistellung von Betriebsräten – Eine  
Beschäftigungsbremse?**

von  
Lena Koller, Claus Schnabel  
& Joachim Wagner

University of Lüneburg  
Working Paper Series in Economics

**No. 64**

November 2007

[www.leuphana.de/vwl/papers](http://www.leuphana.de/vwl/papers)

ISSN 1860 - 5508

## Freistellung von Betriebsräten – Eine Beschäftigungsbremse?\*

Lena Koller<sup>a</sup>, Claus Schnabel<sup>a</sup> und Joachim Wagner<sup>b</sup>

**ZUSAMMENFASSUNG:** Gemäß Betriebsverfassungsgesetz müssen in Deutschland Betriebe ab einer bestimmten Größe Betriebsräte von ihrer beruflichen Tätigkeit freistellen. Anhand einer Vollerhebung aller betroffenen Betriebe wird in dieser Arbeit der Frage nachgegangen, ob die (mit Kosten verbundene) Freistellung des ersten Betriebsratsmitglieds eine bremsende Wirkung auf die Beschäftigungsdynamik von Betrieben hat. Weiterhin wird untersucht, ob die im Juli 2001 erfolgte Herabsetzung des Schwellenwerts von 300 auf 200 Arbeitnehmer zu einer Veränderung des Beschäftigungswachstums von Betrieben an diesen Schwellen geführt hat. Sowohl deskriptive als auch die ökonometrische Analysen deuten darauf hin, dass weder die alte noch die neue Freistellungsschwelle einen Einfluss auf das Beschäftigungswachstum von Betrieben hatte. Gleiches gilt für die gesetzliche Änderung des Schwellenwerts.

**ABSTRACT:** According to the German Works Constitution Act, establishments above certain thresholds defined by the number of employees must release members of their works councils from work and enable them to do a full-time job as works councilors. Using a full sample of all establishments affected, we analyse whether making provision for the first full-time works councilor dampens employment growth. We also investigate whether the change of the threshold value from 300 to 200 employees that came into effect in July 2001 changed employment growth at these thresholds. Descriptive as well as econometric analyses suggest that neither the old nor the new threshold value has affected establishments' employment growth. The same holds for the legal reform of this threshold value.

---

\* Dieser Beitrag entstand im Rahmen des DFG-Projektes SCHN 730/3-2 bzw. WA 610/4-2 im Schwerpunktprogramm „Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten“. Wir danken der DFG für die finanzielle Förderung sowie Stefan Bender, Agnes Dundler und Anja Spengler für die Unterstützung bei der Datenauswertung. Ferner danken wir Jens M. Schubert für hilfreiche Hinweise zu arbeitsrechtlichen Aspekten sowie unserem Korreferenten Gerd Ronning und den anderen Teilnehmern des siebten Arbeitstreffens des DFG-Schwerpunktprogramms am 4.10.2007 in Nürnberg für hilfreiche Kommentare und Anregungen.

<sup>a</sup> Dipl.-Sozw. Lena Koller und Prof. Dr. Claus Schnabel, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik, Lange Gasse 20, D-90403 Nürnberg; lena.koller@wiso.uni-erlangen.de bzw. claus.schnabel@wiso.uni-erlangen.de

<sup>b</sup> Prof. Dr. Joachim Wagner, Leuphana Universität Lüneburg, Institut für Volkswirtschaftslehre, Campus 4.210, D-21332 Lüneburg, wagner@uni-lueneburg.de

## 1. MOTIVATION

Im Juli 2001 trat nach langen kontroversen Debatten das *Gesetz zur Reform des Betriebsverfassungsgesetzes* (BetrVerf-Reformgesetz; vgl. BGBl. I: 1852 vom 27. Juli 2001) in Kraft. Neben zahlreichen weiteren Änderungen<sup>1</sup> enthält dieses Gesetz auch eine Neuregelung der so genannten Freistellungsschwelle für Betriebsräte: Statt wie zuvor in Betrieben ab 300 Arbeitnehmern ist bereits in Betrieben ab 200 Arbeitnehmern ein Betriebsratsmitglied bei Zahlung seines vollen Arbeitsentgelts von seiner beruflichen Tätigkeit freizustellen (Artikel 1 Nr. 30 BetrVerf-Reformgesetz bzw. §38 BetrVG). Auf den Kostenanstieg, der mit dieser Absenkung der Freistellungsschwelle für Betriebe mit 200 bis 299 Beschäftigten, in denen ein Betriebsrat vorhanden ist, verbunden ist, wurde in der öffentlichen Diskussion bereits vor der Verabschiedung des Gesetzes deutlich hingewiesen. So argumentierten z.B. Schnabel und Wagner (2001: 242): „Eine besonders kostspielige Neuerung ist die frühere Freistellung eines Betriebsratsmitglieds von der Arbeit, die nun bereits in Betrieben mit 200 (statt bisher 300) Beschäftigten vorgeschrieben ist. Wenn der freigestellte Betriebsrat den Durchschnittslohn erhält, bedeutet dies für einen derartigen Betrieb mit 200 Mitarbeitern eine nicht unbedeutende Kostensteigerung in Höhe von 0,5 Prozent der Lohnsumme.“

Aus ökonomischer Sicht liegt hier eine Veränderung eines der zahlreichen im deutschen Arbeits- und Sozialrecht vorzufindenden Schwellenwerte vor, nach denen gesetzliche Regelungen erst ab einer vorgegebenen Anzahl von Beschäftigten im Betrieb oder im Unternehmen gelten.<sup>2</sup> Wie bei jedem Schwellenwert ist auch hier die Möglichkeit gegeben, dass von ihm Anreize für die Unternehmer oder Manager ausgehen, die Belegschaft nicht über den kritischen Wert ansteigen zu lassen oder unter diesen Wert abzusenken, um so die Kosten dieser Schwelle zu vermeiden. Auch auf diese möglichen negativen Konsequenzen einer Absenkung der Freistellungsschwelle für die Beschäftigungsdynamik wurde bereits frühzeitig hingewiesen (vgl. z.B. Wagner 2001: 20). Nach in Kraft treten des Gesetzes erschienen Presseberichte, in denen Fälle beschrieben werden, die genau eine solche Reaktion von Unternehmern beschreiben. Ein Beispiel findet sich im Magazin DER SPIEGEL vom 4. Februar 2002 (Niemann et al. 2002: 82):

„Für Andrea Ruhstrat war der 28. Juli 2001, an dem Riesters große Mitbestimmungsreform in Kraft trat, ebenfalls ein einschneidendes Datum:

---

<sup>1</sup> Vgl. für eine Übersicht und Diskussion dieser Änderungen aus ökonomischer Sicht Addison/Bellmann/Schnabel/Wagner (2004).

<sup>2</sup> Eine Übersicht über die rund 160 geltenden Schwellenwerte findet sich bei Koller (2007); Koller/Schnabel/Wagner (2007) fassen vorliegende empirische Befunde zu den Wirkungen dieser Schwellenwerte zusammen.

Vor dem Stichtag beschäftigte die Unternehmerin in ihrem Installationsbetrieb 210 Mitarbeiter, danach nur noch 194. In der Göttinger Firma entfaltet die reformerische Höchstleistung des Arbeitsministers ihre Wirkung als Jobkiller: Nach dem Riester-Gesetz hätte Ruhstrat ihren Betriebsrat von der Arbeit freistellen müssen, denn die entsprechende Grenze ist von 300 auf 200 Mitarbeiter abgesenkt worden. Doch mit 50000 Euro im Jahr würde ein freigestellter Betriebsrat so viel wie ein neues EDV-System kosten. Zu teuer für die Unternehmerin, die seither ein Dutzend Auszubildende weniger beschäftigt – um auf jeden Fall unter der Riester-Schwelle zu bleiben.“

Anekdotische Evidenz wie diese kann wertvolle Hinweise auf Tatbestände liefern, die eine umfassende ökonomische Analyse erfordern. Allerdings stellt sich hierbei immer die Frage nach der Allgemeingültigkeit solcher Fälle. Will man untersuchen, ob und in welchem Ausmaß die Freistellungsschwellen des Betriebsverfassungsgesetzes dämpfend auf die Arbeitsplatzdynamik in den betroffenen Betrieben wirken, so sind hierfür ökonometrische Studien auf der Basis repräsentativer Daten erforderlich. Solche Untersuchungen fehlen bisher, und mit unserem hier vorgelegten Beitrag wollen wir dazu beitragen, diese Lücke zu schließen. Hierfür können wir erstmals Daten für sämtliche Betriebe in Deutschland mit sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten heranziehen, wobei die Informationen als Panel für die Jahre von 1999 bis 2003 – und damit für Jahre vor und nach der Änderung der Freistellungsschwelle – vorliegen. Mit diesen Daten kann empirisch geprüft werden, ob sich Betriebe unmittelbar vor der Freistellungsschwelle bei Einstellungen systematisch anders verhalten als Betriebe, die weiter von dieser Schwelle entfernt sind und für die ein Anstieg der Anzahl der Beschäftigten nicht mit einer Erhöhung der Kosten aufgrund der Schwellenwertvorgaben verbunden ist.

Der Beitrag beginnt mit einer Darstellung der rechtlichen Regelungen und ihren möglichen ökonomischen Konsequenzen. Anschließend wird in Kapitel 3 auf die verwendeten Daten eingegangen. In Kapitel 4 werden die den Analysen zu Grunde liegenden Hypothesen erläutert und deskriptive wie auch ökonometrische Ergebnisse vorgestellt. Eine Interpretation der Ergebnisse in Kapitel 5 rundet den Beitrag ab.

## 2. FREISTELLUNG VON BETRIEBSRÄTEN: RECHTLICHE REGELUNG UND ÖKONOMISCHE IMPLIKATION

Das Betriebsverfassungsgesetz (BetrVG) regelt als arbeitsrechtliche Grundordnung die Zusammenarbeit zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern in einem Betrieb. Durch die darin enthaltenen Mitwirkungs- und Mitbestimmungsrechte des Betriebsrats soll die Vertretung der Interessen der Arbeitnehmer in dem Betrieb gewährleistet werden. Der Betriebsrat ist somit das zentrale Vertretungsorgan der Arbeitnehmer. Da die Aufgaben eines Betriebsrats mit zunehmender Betriebsgröße steigen, ist im BetrVG geregelt, dass ab einer bestimmten Betriebsgröße ein Betriebsrat von seiner beruflichen Tätigkeit freigestellt werden muss, um sich vollkommen seinen Aufgaben und Pflichten als Betriebsrat widmen zu können. Diese Freistellung von Betriebsräten ist in §38 BetrVG geregelt. Demnach musste bis Juli 2001 in Betrieben mit in der Regel 300 bis 600 Arbeitnehmern mindestens ein Betriebsratsmitglied von seiner beruflichen Tätigkeit freigestellt werden. In Betrieben, in denen mehr als 600 Arbeitnehmer beschäftigt waren, stieg die Anzahl der freizustellenden Betriebsräte mit der Größe des Betriebes an.<sup>3</sup> Am 23. Juli 2001 wurde diese Regelung durch den Beschluss des *Gesetzes zur Reform des Betriebsverfassungsgesetzes* geändert. Mit in Kraft treten der Regelung zum 28. Juli 2001 wurden u.a. die Schwellenwerte zur Freistellung von Betriebsräten herabgesetzt, um die Rechte des Betriebsrats zu stärken.<sup>4</sup> So muss seitdem bereits in Betrieben mit 200 bis 500 Arbeitnehmern ein Betriebsrat freigestellt werden.<sup>5</sup> Zwar müssen nach §37 BetrVG auch in Betrieben unterhalb der Schwelle Betriebsräte von ihrer beruflichen Tätigkeit freigestellt werden, jedoch nicht permanent und vollständig, sondern nur, wenn und soweit es zur ordnungsgemäßen Durchführung ihrer Aufgaben erforderlich ist.

Als Arbeitnehmer gelten nach §5 BetrVG „Arbeiter und Angestellte einschließlich der zu ihrer Berufsausbildung Beschäftigten, unabhängig davon, ob sie im Betrieb,

---

<sup>3</sup> So waren in Betrieben mit 601 bis 1.000 Arbeitnehmern zwei Betriebsräte und in Betrieben mit 1.001 bis 2.000 Arbeitnehmern drei Betriebsräte von der Arbeit freizustellen. In Betrieben mit 2.000 bis 10.000 Arbeitnehmern war für je angefangene weitere 1.000 Arbeitnehmer ein weiteres Betriebsratsmitglied freizustellen, in Betrieben mit mehr als 10.000 Arbeitnehmern für je angefangene weitere 2.000 Arbeitnehmer ein weiterer Betriebsrat.

<sup>4</sup> Gleichzeitig wurden auch die Schwellenwerte herabgesetzt, welche die Anzahl der Betriebsratsmitglieder festlegen. So verringerte sich z.B. die Schwelle, ab welcher die Anzahl der Betriebsratsmitglieder von sieben auf neun Mitglieder steigt, durch die Gesetzesreform von 301 Arbeitnehmern auf 201 Arbeitnehmer.

<sup>5</sup> In Betrieben mit 501 bis 900 Arbeitnehmern sind zwei Betriebsräte, in Betrieben mit 901 bis 1.500 Arbeitnehmern drei Betriebsräte und in Betrieben mit 1.501 bis 2.000 Arbeitnehmern vier Betriebsräte von ihrer beruflichen Tätigkeit freizustellen. In Betrieben mit 2.000 bis 10.000 Arbeitnehmern ist für je angefangene weitere 1.000 Arbeitnehmer ein weiteres Betriebsratsmitglied freizustellen, in Betrieben mit mehr als 10.000 Arbeitnehmern für je angefangene weitere 2.000 Arbeitnehmer ein weiterer Betriebsrat.

im Außendienst oder mit Telearbeit beschäftigt werden. Als Arbeitnehmer gelten auch die in Heimarbeit Beschäftigten, die in der Hauptsache für den Betrieb arbeiten.“ Eine spezielle Anrechnung von Teilzeitbeschäftigten, wie etwa im Kündigungsschutzgesetz, gibt es nicht. Unabhängig von den geleisteten Stunden werden alle Arbeitnehmer voll mitgezählt. Nicht mitgerechnet werden hingegen Leitende Angestellte und (nach einem Beschluss des Bundesarbeitsgerichts vom 22.10.2003) Leiharbeiter.

Stellt ein Betrieb mit Betriebsrat und einer Beschäftigtenzahl über dem Schwellenwert einen Betriebsrat von seiner beruflichen Tätigkeit frei, so ergeben sich für den Betrieb zusätzliche Kosten. Zum einen muss er dem freigestellten Betriebsrat weiterhin sein volles Arbeitsentgelt zahlen, ohne dass er diesen im Produktionsprozess einsetzen kann. Zum anderen kommt hinzu, dass der freigestellte Betriebsrat auch einen entsprechenden Arbeitsplatz sowie Arbeitsmittel benötigt. In dem eingangs erwähnten Beispiel beliefen sich die Gesamtkosten auf 50.000 Euro im Jahr. Die Höhe der zusätzlichen Kosten lässt sich aber auch durch einen Vergleich von Betriebsratskosten von Betrieben unter- und oberhalb des Schwellenwerts verdeutlichen. Friedrich und Hägele (1997) fanden über Befragungen von 1.500 kleinen und mittleren Unternehmen heraus, dass die Betriebsratskosten durch die Schwellenüberschreitung sprunghaft um 50 Prozent anstiegen. So betragen die Kosten der Betriebsrats-tätigkeit (Sach-, Zeit- und Personalkosten) 1996 in Westdeutschland in Betrieben, die sich mit 299 Arbeitnehmern direkt vor der damaligen Schwelle von 300 Arbeitnehmern befanden, 98.000 DM. In Betrieben, die mit 300 Arbeitnehmern direkt hinter der Schwelle lagen, betragen sie dagegen 148.000 DM. In Ostdeutschland lagen die Betriebsratskosten bei Betrieben mit 299 Arbeitnehmern zwar nur bei 75.000 DM, stiegen bei Betrieben hinter der Schwelle jedoch ebenfalls um 50 Prozent auf 113.000 DM. Die Betriebsratskosten entsprachen damit bei Betrieben mit 300 Arbeitnehmern einem Anteil an der Bruttolohn- und -gehaltssumme von 0,8 Prozent im produzierenden Gewerbe und 1,4 Prozent im Handwerk (Friedrich/Hägele 1997: 44). Die in dieser Untersuchung erfragten Kosten von Betriebsräten berücksichtigen jedoch nicht die Kosten, welche den Betrieben durch eine etwaige Umverteilung von Renten entstehen mögen. Auch diese Kosten dürften durch die Freistellung steigen, da ein freigestellter Betriebsrat zusätzliche Ressourcen zur Verfügung hat, mit denen er stärker eine Umverteilung der Renten anstreben und somit die Gewinne der Arbeitgeber verringern kann.

Besonders bedeutsam sind die zusätzlichen Kosten durch die Freistellung für Betriebe, welche direkt vor einer Schwelle zur Freistellung eines (weiteren)

Betriebsrats stehen.<sup>6</sup> Die Einstellung eines weiteren Arbeitnehmers erhöht nun die gesamten Arbeitskosten nicht nur um dessen Entgelt samt Nebenkosten, sondern zusätzlich auch um die Kosten, die sich durch die Betriebsratstätigkeit ergeben. Möchte beispielsweise ein Betrieb, der mit 199 Arbeitnehmern vor der Schwelle zur Freistellung des ersten Betriebsrats steht, auf Grund einer gestiegenen Güternachfrage seine Produktion ausdehnen, so hat er unter dieser Bedingung nach der ökonomischen Theorie folgende Möglichkeiten:

- Da die zusätzlichen Betriebsratskosten den Produktionsfaktor Arbeit im Vergleich zu Kapital verteuern, könnte es langfristig gesehen sinnvoll sein, Arbeitnehmer durch Maschinen zu substituieren (Substitutionseffekt). Die Produktionsausweitung wäre mit einer Kapitalintensivierung verbunden. Die Schwelle zur Freistellung würde damit nicht überschritten werden.
- Ist der Kapitalbestand jedoch kurzfristig gegeben, so kann der Betrieb die Produktion ausweiten, indem er das Arbeitsvolumen erhöht. Dazu kann er zum einen die Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden erhöhen und Überstunden anordnen. Da Überstundenzuschläge jedoch sehr teuer sind, mag es sein, dass die Ausweitung des Arbeitsvolumens dadurch gebremst wird. Die geleisteten Arbeitsstunden können ferner durch eine Aufstockung der Stundenzahl von Teilzeitbeschäftigten gesteigert werden. Dies setzt allerdings die Einwilligung der Teilzeitbeschäftigten voraus. Der Betrieb kann zur Produktionserhöhung aber auch auf Leiharbeiter zurückgreifen oder zusätzliche Arbeitnehmer einstellen. Im letzteren Fall wird der Schwellenwert überschritten. Stellt ein Betrieb mit 199 Arbeitnehmern nur einen weiteren Arbeitnehmer ein, so hat er dann zwar 200 Beschäftigte, da aber ein Betriebsrat von seiner beruflichen Tätigkeit freigestellt werden muss, können in dem Betrieb weiterhin nur 199 Arbeitnehmer produktiv tätig sein. Eine Produktionsausweitung wäre somit nicht möglich. Aber auch wenn der Betrieb mehrere zusätzliche Arbeitnehmer einstellt, kann der Arbeitskostenanstieg durch die Freistellung so hoch sein, dass sich die gewinnmaximale Ausbringungsmenge verringert und auf eine Produktionsausweitung verzichtet werden muss (Skaleneffekt).

Ob ein Schwellenwert überschritten wird, hängt auch von dem Ausmaß des positiven Güternachfrageschocks ab. Je größer dieser ist, umso mehr verlieren die zusätzlichen Kosten durch die Freistellung an Bedeutung. Je geringer dieser ist, umso stärker dürften die Kosten für den Betrieb eine Rolle bei der Beschäftigungsentscheidung spielen und umso eher dürfte der Betrieb auf die

---

<sup>6</sup> Im Folgenden wird davon ausgegangen, dass in dem Betrieb ein Betriebsrat existiert. In Kapitel 3 werden die theoretischen Überlegungen auch auf Betriebe ausgeweitet, in denen (noch) kein Betriebsrat existiert.



Einstellung zusätzlicher Arbeitskräfte verzichten. Um die Überschreitung des Schwellenwerts zu vermeiden, können Betriebe jedoch auch generell die Produktion nicht ausweiten – sei es, indem sie auf Aufträge verzichten oder indem sie die Erfüllung ihrer Produktionsaufträge zeitlich strecken. Letzteres ist jedoch nur zur Überbrückung kurzfristiger Auftragspitzen sinnvoll und nur möglich, wenn kein Termindruck existiert.

Zwar mag die Einrichtung eines Betriebsrates und die Freistellung eines Betriebsratsmitglieds auch positive (Produktivitäts-)Wirkungen auf den Betrieb haben, wenn dadurch die Präferenzen der Arbeitnehmer besser kommuniziert, die Arbeitsmoral verbessert und die Fluktuation gesenkt werden.<sup>7</sup> Allerdings stehen in der Unternehmenspraxis – wie auch in dieser Analyse – in erster Linie die Kosten eines Betriebsrates im Zentrum der Aufmerksamkeit, insbesondere dort, wo sie an einer Schwelle sprunghaft ansteigen.

Vor dem Hintergrund der obigen Überlegungen kann vermutet werden, dass die Schwellenwerte zur Freistellung von Betriebsräten und ihre gesetzliche Änderung das Beschäftigungswachstum von Betrieben direkt an den Schwellen beeinflussen. Derartige Vermutungen wurden zwar schon häufiger geäußert, bislang jedoch noch nicht ökonometrisch untersucht. Dies wird im vorliegenden Beitrag nun an Hand der Analyse der Wirkungen der Freistellung des ersten Betriebsrats auf die Beschäftigungsdynamik nachgeholt. Gegenstand der Untersuchung sind dabei sowohl die Wirkungen des neuen Schwellenwerts von 200 Arbeitnehmern und des alten Schwellenwerts von 300 Arbeitnehmern als auch die Auswirkungen der gesetzlichen Absenkung dieses Schwellenwerts.

### 3. DATEN

Um die Beschäftigungswirkungen des Freistellungsschwellenwerts sowie dessen Veränderung analysieren zu können, wird ein Datensatz benötigt, der mehrere Eigenschaften aufweist. Erstens müssen es Daten auf Betriebsebene sein, da sich die Regelung auf Betriebe bezieht und nicht auf Unternehmen oder Arbeitgeber. Zweitens sind Längsschnittdaten erforderlich, damit die Beschäftigungsveränderung der Betriebe im Zeitablauf verfolgt werden kann. Drittens müssen im Datensatz genügend viele Betriebe enthalten sein, die sich im Bereich der alten und

---

<sup>7</sup> Für ausführliche Diskussionen des theoretischen und empirischen Forschungsstandes zu den ökonomischen Wirkungen der Arbeitnehmermitbestimmung in Deutschland sei auf Dilger (2002), Addison/Schnabel/Wagner (2004) und Jirjahn (2006) verwiesen.

neuen Schwelle befinden. Viertens sollten die Daten für einen längeren Zeitraum vorhanden sein, um für konjunkturelle Einflüsse zu kontrollieren und zu vermeiden, dass zufällige Besonderheiten eines Jahres als allgemeingültig dargestellt werden.

All diese Anforderungen erfüllt das Betriebs-Historik-Panel der Bundesagentur für Arbeit (BHP), das über das Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung zugänglich ist (vgl. Dundler/Stamm/Adler 2006). Bei diesem Datensatz wurden die Stichtagsangaben zum 30. Juni eines Jahres aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse aus der Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik (BLH)<sup>8</sup> an Hand der Betriebsnummer auf Betriebsebene für die Jahre 1993 bis 2003 aggregiert. Das BHP stellt somit eine Vollerhebung aller Betriebe in Deutschland dar, die zum Stichtag mindestens einen Beschäftigten hatten, der sozialversicherungspflichtig war. Im BHP sind sowohl betriebsspezifische Angaben enthalten, wie der Wirtschaftszweig und der Kreis, in dem der Betrieb angesiedelt ist, als auch Angaben, die über die Beschäftigungsverhältnisse aggregiert wurden, wie etwa die Anzahl der Beschäftigten, Informationen zur Beschäftigungsstruktur (Anzahl der Beschäftigten nach Qualifikationsgruppen, Teilzeitgruppen, Altersgruppen und Stellung im Beruf) und zum Bruttotagesentgelt der Vollzeitbeschäftigten.

Obwohl die Angaben im BHP bis ins Jahr 1993 zurückreichen, wurde der Datensatz auf die Jahre 1999 bis 2003 beschränkt. Das hat den Hintergrund, dass geringfügig Beschäftigte zwar nach §5 BetrVG zu den Arbeitnehmern zu zählen sind, allerdings erst seit dem 1. April 1999 der Meldepflicht zur Sozialversicherung unterliegen. Daher wurden in der Analyse nur die Jahre berücksichtigt, in denen diese Gruppe auch in der Anzahl der Beschäftigten eines Betriebes enthalten ist. Die Daten enthalten somit sowohl Angaben aus dem Zeitraum, als der Schwellenwert noch bei 300 Arbeitnehmern lag, als auch Angaben aus dem Zeitraum nach der Herabsetzung des Schwellenwerts auf 200 Arbeitnehmer. Um die Auswirkungen der beiden Schwellenwerte bzw. deren Änderung auf die Beschäftigungsdynamik bei Betrieben untersuchen zu können, wurde der Datensatz auf Betriebe beschränkt, die in den jeweiligen Jahren eine Beschäftigtenzahl in der Nähe der beiden Schwellen hatten. Damit sind in den Daten nur Betriebe enthalten, deren Beschäftigtenzahl im jeweiligen Jahr zwischen 280 und 320 Arbeitnehmern bzw. zwischen 180 und 220 Arbeitnehmern lag. So soll verhindert werden, dass das Beschäftigungswachstum von Betrieben

---

<sup>8</sup> Die BLH umfasst sowohl die Meldungen der Sozialversicherungsträger an die Bundesagentur für Arbeit (BA) als auch Angaben zu Personen, die Lohnersatzleistungen von der BA erhalten haben (siehe hierzu Drews et al. 2006).

sehr unterschiedlicher Größe miteinander verglichen wird. Weiterhin wurden bei den Analysen Betriebe aus den Non-Profit-Sektoren<sup>9</sup> ausgeschlossen, da in den theoretischen Überlegungen davon ausgegangen wird, dass die Betriebe bei ihren Beschäftigungsentscheidungen das Ziel der Gewinnmaximierung zugrunde legen. Insgesamt standen für die Analysen der Beschäftigungsentwicklung an der alten Schwelle (280 bis 320 Arbeitnehmer) Angaben von jährlich 1.563 bis 2.077 Betrieben und zur Analyse der neuen Schwelle (180 bis 220 Arbeitnehmer) Angaben von jährlich 3.984 bis 5.057 Betrieben zur Verfügung.

Leider enthält der BHP-Datensatz keine Information darüber, ob in einem Betrieb ein Betriebsrat eingerichtet ist. Allerdings hatten im Jahr 2002 nach Angaben des IAB-Betriebspanels 88 Prozent der westdeutschen Betriebe ab 200 Arbeitnehmern und 81 Prozent der entsprechenden Betriebe in Ostdeutschland einen Betriebsrat (vgl. Ellguth 2003). Bei diesen Betrieben müsste sich die Bremswirkung des Schwellenwerts unmittelbar zeigen. Bei den Betrieben, die keinen Betriebsrat haben, kann man allerdings vermuten, dass der Schwellenwert bei den Beschäftigungsentscheidungen ebenfalls eine Rolle spielt. Denn die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betriebsrat eingerichtet wird, dürfte steigen, wenn der Betrieb über die Freistellungsschwelle wächst und damit die Einflussmöglichkeiten des Betriebsrats zunehmen. Da die Neueinrichtung eines Betriebsrats mit noch höheren Kosten für die Betriebe verbunden ist als die Freistellung eines Mitglieds, wirkt sich der Schwellenwert somit implizit auch auf diese Betriebe aus. Unabhängig davon, ob in einem Betrieb nun ein Betriebsrat existiert oder nicht, dürfte allein die Möglichkeit einer Freistellung, die nach Überschreitung des Schwellenwerts besteht, eine bremsende Wirkung auf das Wachstum von Betrieben unterhalb der Schwelle haben.<sup>10</sup>

#### **4. EMPIRISCHE ANALYSEN**

Wie in Kapitel 2 erläutert, ist das Beschäftigungswachstum über die Schwelle zur Freistellung des ersten Betriebsrats hinaus für die Betriebe mit zusätzlichen Kosten verbunden. Diese zusätzlichen Kosten können sich auf das Beschäftigungswachstum von Betrieben mit einer Beschäftigtenzahl unterhalb

---

<sup>9</sup> U.a. Kirchen, Betriebe des Öffentlichen Dienstes sowie Betriebe ohne Erwerbscharakter.

<sup>10</sup> Dies gilt auch dann, wenn berücksichtigt wird, dass die gesetzlichen Freistellungsmöglichkeiten nicht in jedem Fall auch genutzt werden. Nach Angaben des Deutschen Gewerkschaftsbundes machen in Betrieben mit 200 bis 500 Beschäftigten nur 47 Prozent der Betriebsräte von der Möglichkeit der (Voll-)Freistellung Gebrauch (vgl. FAZ vom 20.8.2005, S. 12).

dieser Schwelle auswirken. Ausgehend von den Überlegungen in Kapitel 2 lässt sich folgende Hypothese formulieren:

*Hypothese 1:*

*Die Wahrscheinlichkeit, die Anzahl der Arbeitnehmer zu erhöhen, ist c. p. bei Betrieben, welche vor der Schwelle zur Freistellung des ersten Betriebsratsmitglieds stehen, geringer als bei anderen Betrieben.<sup>11</sup>*

Da der Untersuchungszeitraum die Jahre 1999 bis 2003 umfasst, können nicht nur die Beschäftigungswirkungen des neuen Schwellenwerts von 200 Arbeitnehmern untersucht werden, sondern auch jene des alten Schwellenwerts von 300 Arbeitnehmern. So müssten bis Juli 2001 Betriebe, die geringfügig unter der alten Schwelle lagen, mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit gewachsen sein als Betriebe, die entweder mit ihrer Beschäftigtenzahl weit unter dem Schwellenwert lagen (da bei diesen die Wahrscheinlichkeit, über die Schwelle zu wachsen sehr gering war), oder welche die Schwelle bereits überschritten und somit keine zusätzlichen Kosten zu erwarten hatten. Ähnliches gilt für Betriebe, die nach Juli 2001 eine Beschäftigtenzahl knapp unterhalb der neuen Schwelle, also mit geringfügig weniger als 200 Arbeitnehmern, aufwiesen. Wenn von den Schwellenwerten tatsächlich eine Bremswirkung ausgeht, sollte diese umso deutlicher zu sehen sein, je näher die Betriebe an der Schwelle sind und je wahrscheinlicher somit ein Wachstum über die Schwelle hinaus wird. Am deutlichsten müsste die Bremswirkung bei Betrieben mit 299 bzw. 199 Beschäftigten sichtbar sein, weil diese bei einem Beschäftigungsaufbau auf jeden Fall die jeweilige Schwelle überschreiten würden.

Mit den vorliegenden Daten kann nicht nur die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums an der alten und neuen Schwelle untersucht werden, sondern auch eine etwaige Veränderung der Beschäftigung in Folge der Änderung des Schwellenwerts. Die Herabsetzung des Schwellenwerts im Juli 2001 stellt damit ein natürliches Experiment dar, dessen Auswirkungen mittels eines Vergleichs der Wachstumswahrscheinlichkeiten vor und nach der Änderung untersucht werden sollen.

Von dieser Änderung des Schwellenwerts von 300 auf 200 Beschäftigte waren zwei Gruppen von Betrieben in unterschiedlicher Weise betroffen: Für Betriebe mit

---

<sup>11</sup> Ob es stattdessen häufiger zu Ausweichstrategien wie der Ausweitung von Überstunden, dem Rückgriff auf zusätzliche Leiharbeiter oder langfristig zu einer stärkeren Kapitalintensivierung kommt, kann auf Grund des Fehlens entsprechender Variablen im Datensatz in dieser Arbeit nicht untersucht werden.

einer Beschäftigtenzahl unterhalb von 300 Arbeitnehmern war bis Juli 2001 ein Beschäftigungswachstum über die Schwelle hinaus mit zusätzlichen Kosten durch die Freistellung verbunden gewesen. Diese Schwelle fiel jetzt weg, und damit auch eine mögliche Beschäftigungsbremse an dieser Stelle.<sup>12</sup> Deshalb dürfte sich nach Juli 2001 kein Unterschied mehr im Wachstumsverhalten von Betrieben knapp unterhalb der irrelevant gewordenen 300er-Schwelle und anderen Betrieben weiter unterhalb und oberhalb dieses Schwellenwertes zeigen.

Betrieben, die eine Beschäftigtenzahl von weniger als 200 Arbeitnehmern hatten, entstanden dagegen bis Juli 2001 keine zusätzlichen Kosten, falls sie auf 200 oder mehr Arbeitnehmer wuchsen, da erst ab 300 Arbeitnehmern ein Betriebsrat freigestellt werden musste. Durch die Herabsetzung des Schwellenwerts auf 200 Arbeitnehmer werden Betriebe, die knapp unterhalb dieser neuen Schwelle sind und wachsen wollen, seit Juli 2001 mit zusätzlichen Kosten durch die Freistellung konfrontiert. Die Wahrscheinlichkeit zu wachsen müsste deshalb bei diesen Betrieben nach der Herabsetzung geringer ausfallen als vorher.

Ausgehend von diesen Überlegungen lassen sich zwei weitere Hypothesen formulieren:

*Hypothese 2:*

*Betriebe, die vor der alten Schwelle von 300 Arbeitnehmern stehen, haben nach der gesetzlichen Änderung des Schwellenwerts vom Juli 2001 c.p. eine höhere Wahrscheinlichkeit, die Beschäftigung auszuweiten, als vorher.*

*Hypothese 3:*

*Betriebe, die vor der neuen Schwelle von 200 Arbeitnehmern stehen, haben nach der gesetzlichen Änderung des Schwellenwerts vom Juli 2001 c.p. eine geringere Wahrscheinlichkeit, die Beschäftigung auszuweiten, als vorher.*

Um diese drei Hypothesen zu überprüfen, wurden verschiedene empirische Analysen durchgeführt. Nach einer ersten deskriptiven Auswertung folgen Probit-schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums an den beiden Schwellen.<sup>13</sup> Abschließend werden die Auswirkungen der Herabsetzung

---

<sup>12</sup> Stattdessen kamen auf die Betriebe mit 200 bis 299 Arbeitnehmern zusätzliche Kosten zu, da sie jetzt einen Betriebsrat freistellen mussten.

<sup>13</sup> Alle Berechnungen wurden im Forschungsdatenzentrum des IAB mit Stata/SE 8.2 durchgeführt. Die Do-Files sind auf Anfrage von der ersten Verfasserin erhältlich.

des Schwellenwerts mittels verschiedener Difference-in-Difference-Schätzungen dargestellt.

#### **4.1 DESKRIPTIVE AUSWERTUNG**

Einen ersten Einblick in die Beschäftigungswirkung der Freistellung des ersten Betriebsratsmitglieds von der beruflichen Tätigkeit geben die folgenden deskriptiven Analysen. In den Abbildungen 1 und 2 sind die Anzahl der Betriebe nach Betriebsgröße für den Untersuchungszeitraum 1999 bis 2003 dargestellt. Abbildung 1 zeigt Betriebe, die in den jeweiligen Jahren zwischen 290 bis 310 Arbeitnehmer hatten, also eine Beschäftigtenzahl im Bereich der alten Schwelle aufwiesen. Ausgehend von den theoretischen Überlegungen wird erwartet, dass sich in den Jahren, in denen die Freistellungsschwelle noch bei 300 Arbeitnehmern lag, einerseits eine Anhäufung von Betrieben (direkt) vor der Schwelle zeigt, da die Betriebe nach Möglichkeit unter der Schwelle bleiben. Andererseits müsste die Anzahl der Betriebe mit exakt 300 Arbeitnehmern sehr gering sein, da – wie in Kapitel 2 erläutert – in diesen Betrieben faktisch nur 299 Arbeitnehmer für den Betrieb beruflich tätig sind, während der 300. Arbeitnehmer als Betriebsrat freigestellt ist (und somit eine Verringerung der Belegschaftsstärke auf 299 Mitarbeiter nahe liegt). In den Jahren nach der Herabsetzung der Schwelle dürfte sich ein derartiges Bild nicht zeigen. Wie Abbildung 1 verdeutlicht, sind allerdings weder im Zeitraum vor der Änderung des Schwellenwerts noch danach besondere Auffälligkeiten zu sehen, die auf Schwellenwerteffekte hindeuten könnten.

(Abbildungen 1 und 2 ungefähr hier, beide auf einer Seite)

Bei der zweiten Gruppe von Betrieben mit einer Beschäftigtenzahl rund um den neuen Schwellenwert (190 bis 210 Arbeitnehmer) dürfte es dagegen bis 2001 keine Auffälligkeiten in der Häufigkeit der Betriebe geben. Erst in den Jahren 2002 und 2003 müsste sich eine Anhäufung von Betrieben vor der Schwelle zeigen und eine geringe Anzahl an Betrieben, die eine Beschäftigtenzahl von exakt 200 Arbeitnehmern haben. Abbildung 2 zeigt in der Tat, dass im Jahr 2003 mit 164 Betrieben verhältnismäßig viele Betriebe 199 Arbeitnehmer hatten, während nur 120 bzw. 127 Betriebe einen Beschäftigten weniger bzw. mehr hatten. Diese Anhäufung ist allerdings nur im Jahr 2003 und nicht auch 2002 zu beobachten. Sie kann damit allenfalls als schwacher Hinweis dafür interpretiert werden, dass der 200er-Schwellenwert einen Einfluss auf die Belegschaftsstärke von Betrieben haben mag.

Aufschlussreicher für die Analyse der Beschäftigungswirkungen der Freistellung könnten Auswertungen des Beschäftigungswachstums von Betrieben sein. Die beiden nachfolgenden Abbildungen 3 und 4 zeigen den Anteil der Betriebe, die von einem Jahr auf das folgende gewachsen sind, nach der Betriebsgröße im Ausgangsjahr. Trifft die Hypothese zu, dass die Betriebe vermeiden, über die Schwelle zu wachsen, müsste der Anteil der gewachsenen Betriebe umso geringer sein, je näher die Beschäftigtenzahl an der Schwelle liegt. Insbesondere bei den Betrieben, die direkt vor der Schwelle liegen, sollte der Anteil sehr gering sein, da diese bei einem Wachstum die Schwelle überschreiten.<sup>14</sup>

(Abbildungen 3 und 4 ungefähr hier, beide auf einer Seite)

In Abbildung 3 sind Betriebe mit 290 bis 310 Arbeitnehmern abgetragen. Hier müsste der Anteil der Betriebe, die von 1999 auf 2000 und von 2000 auf 2001 gewachsen sind, bei den Betrieben mit einer Beschäftigtenzahl unterhalb der Schwelle geringer sein als bei den anderen Betrieben. In den Jahren 2001 auf 2002 und 2002 auf 2003 dürften sich dagegen keine Unterschiede bei den Anteilen zwischen den verschiedenen Betriebsgrößen zeigen, da der Schwellenwert in diesen Jahren bei 200 Arbeitnehmern lag. Umgekehrt dürften sich in Abbildung 4, die sich auf Betriebe an der neuen Schwelle bezieht, im Wachstum von 1999 auf 2000 und 2000 auf 2001 keine Unterschiede zwischen den Betrieben zeigen. Erst nach der Herabsetzung des Schwellenwertes in 2001 müsste der Anteil der gewachsenen Betriebe vor der neuen Schwelle verhältnismäßig geringer sein.

Keine der beiden Abbildungen zeigt die erwarteten, schwellenwertspezifischen Ergebnisse. Es fällt lediglich auf, dass in den Jahren 1999 auf 2000 und 2000 auf 2001 der Anteil der Betriebe, die gewachsen sind, generell höher ist als in den darauffolgenden Jahren. Dies dürfte an der besseren konjunkturellen Lage in diesen Jahren liegen. Die deskriptiven Auswertungen können somit die Vermutung, dass die Freistellung des ersten Betriebsrats eine Beschäftigungsbremse darstellt, nicht bestätigen.

---

<sup>14</sup> Aussagekräftiger wäre zwar eine Abbildung des Anteils der Betriebe, welche über die Schwelle gewachsen sind. Eine derartige Auswertung ist jedoch wegen der geringen Fallzahl aus datenschutzrechtlichen Gründen ebenso wenig möglich wie eine Darstellung von Übergangsmatrizen der Betriebe von einer Beschäftigtenzahl im Basisjahr auf die Beschäftigtenzahl im Folgejahr.

## 4.2 ÖKONOMETRISCHE ANALYSE

Da deskriptive Ergebnisse nur einen Anhaltspunkt dafür geben können, ob der Schwellenwert der Freistellung eine Beschäftigungsbremse darstellt, und das Beschäftigungswachstum auch von anderen Faktoren wie z.B. der Zugehörigkeit zu einer bestimmten Branche abhängen kann, wurden die Wirkungen des Schwellenwerts in weiteren Schritten ökonometrisch analysiert. Dazu wurden verschiedene Probitschätzungen der Beschäftigungsänderung – aufgrund der immer noch unterschiedlichen Arbeitsmärkte getrennt für West- und Ostdeutschland – durchgeführt.<sup>15</sup> Im Folgenden werden die exogenen Variablen, die in allen Schätzungen enthalten sind, vorgestellt. Im Anschluss daran wird auf die einzelnen Schätzungen mit ihren endogenen und speziellen exogenen Variablen eingegangen. Als Kontrollvariablen wurden die folgenden, als exogen betrachteten Variablen in alle Probitschätzungen einbezogen, die in erster Linie für die Beschäftigtenstruktur, die Branchenzugehörigkeit und die bisherige Entwicklung des Betriebs kontrollieren:

- Vier Qualifikationsvariablen, die angeben, wie hoch der Anteil der Beschäftigten mit einer bestimmten Qualifikation (Hoch-, Mittel-, Unqualifizierte (Referenzgruppe) und Qualifikation unbekannt gemäß BHP-Abgrenzung) im Betrieb im Ausgangsjahr war.
- Zwei Teilzeitvariablen, die Aufschluss darüber geben, wie hoch im Ausgangsjahr der Anteil der Teilzeitbeschäftigten war, die „weniger als 20 Stunden pro Woche“ bzw. „mehr als 20 Stunden pro Woche“ beschäftigt waren. Damit wird berücksichtigt, dass positive Nachfrageschocks durch Ausweitung der Arbeitszeiten von Teilzeitbeschäftigten auch ohne eine Erhöhung der Beschäftigtenzahl in eine höhere Produktion umgesetzt werden können.
- Das Durchschnittsalter der Beschäftigten im Ausgangsjahr als weiterer Indikator des Humankapitalbestands.
- Das durchschnittliche Bruttotagesentgelt der Vollzeitbeschäftigten im Ausgangsjahr als grober Arbeitskostenindikator.

---

<sup>15</sup> Wir sind uns bewusst, dass es sich bei dieser an den jeweils verfügbaren Daten orientierten Vorgehensweise nicht um eine explizit aus dem Gewinnmaximierungskalkül der Firmen hergeleitete Modellierung einer optimalen dynamischen Anpassung der Arbeitsnachfrage an ökonomische Schocks handelt. Eine empirische Umsetzung und Überprüfung entsprechender Modelle ist mit den vorhandenen Datensätzen kaum möglich, da u.a. Daten zum Kapitalstock, zu Überstunden und zu den Anpassungskosten fehlen. Ein entsprechender, aber letztlich nicht überzeugender Versuch der Schätzung einer dynamischen Arbeitsnachfragefunktion zur Identifizierung von Schwellenwerteffekten wurde – im Zusammenhang mit dem Schwerbehindertengesetz – von Kölling/Schnabel/Wagner (2001) unternommen.



- Eine Dummyvariable, die den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb bereits im Vorjahr gewachsen ist, und Null, wenn dies nicht der Fall war. Damit soll für idiosynkratische Schocks kontrolliert werden.
- Acht Branchendummies zur Kontrolle spezifischer konjunktureller und struktureller Entwicklungen.

Die Ergebnisse der ersten Probitschätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums von Betrieben im Bereich der alten und neuen Freistellungsschwelle sind in den Tabellen 1 und 2 dargestellt. Die endogene Variable ist jeweils eine Dummyvariable, welche den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb von einem Jahr auf das Folgejahr gewachsen ist, und Null, wenn sich die Beschäftigtenzahl nicht verändert oder verringert hat.

Da der Schwellenwert der Freistellung im Juli 2001 geändert wurde, wurde der Datensatz in zwei Zeiträume gesplittet. Der erste Zeitraum gibt Auskunft über die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums vor der Herabsetzung des Schwellenwerts, also von 1999 auf 2000 und von 2000 auf 2001.<sup>16</sup> Der zweite gibt Auskunft über die Wachstumswahrscheinlichkeit im Zeitraum nach der Änderung, also von 2001 auf 2002 und von 2002 auf 2003. Als exogene Variablen wurde neben den bereits erwähnten Variablen noch jeweils ein Jahresdummy aufgenommen, um für jahresspezifische (konjunkturelle) Einflüsse zu kontrollieren. Für den Zeitraum vor der Änderung nimmt dieser den Wert Eins an, wenn das Ausgangsjahr 2000 war und Null, wenn es 1999 war. Im Zeitraum nach der Änderung nimmt der Jahresdummy den Wert Eins an, wenn das Ausgangsjahr 2001 war und Null, wenn es 2002 war. Zudem wurden noch 40 Dummyvariablen in die Schätzungen einbezogen, die angeben, welche Beschäftigtenzahl der Betrieb im Ausgangsjahr hatte. Die Referenzkategorie bildet in den jeweiligen Schätzungen die Beschäftigtenzahl, welche die Schwelle darstellt. Deskriptive Statistiken zu den verwendeten Variablen finden sich in den Anhangstabellen A1 und A2.

In Tabelle 1 sind die marginalen Effekte der Probitschätzungen der Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums von Betrieben mit 280 bis 320 Arbeitnehmern abgetragen. Die Referenzkategorie bei den Beschäftigtendummies gibt an, ob der Betrieb im Ausgangsjahr mit 300 Arbeitnehmern direkt hinter der Schwelle lag. Gemäß den theoretischen Überlegungen müsste die Wahrschein-

---

<sup>16</sup> Da die Angaben für 2001 die Betriebsgröße zum 30. Juni 2001 enthalten und die Gesetzesänderung erst zum 28. Juli 2001 in Kraft trat, zählt die Beschäftigungsveränderung von 2000 auf 2001 zum Zeitraum vor der Gesetzesänderung.

lichkeit eines Beschäftigungswachstums im Zeitraum vor der Änderung (die beiden Spalten in der linken Hälfte der Tabelle) bei den Betrieben direkt vor der Schwelle und insbesondere bei den Betrieben mit 299 Arbeitnehmern signifikant negativ sein. Im Zeitraum nach der Herabsetzung des Schwellenwerts auf 200 Arbeitnehmer (die beiden Spalten rechts) dürften sich hingegen keine signifikanten Unterschiede zwischen Betrieben mit 299 und 300 Arbeitnehmern zeigen.

(Tabelle 1 ungefähr hier)

Tabelle 1 zeigt, dass fast keine der abgebildeten Beschäftigungsgrößenvariablen das Beschäftigungswachstum signifikant beeinflusst (wobei für den Zeitraum nach der Änderung sogar die gesamte Schätzung für Ostdeutschland insignifikant ist).<sup>17</sup> Von den übrigen exogenen Variablen ist neben einigen Branchendummies lediglich die Variable, die angibt, ob ein Betrieb im Vorjahr gewachsen ist, in fast allen Schätzungen signifikant. So weisen z.B. westdeutsche Betriebe, die im Vorjahr gewachsen sind, eine um 19,2 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit auf, im Zeitraum 1999 bis 2001 zu wachsen, als ansonsten vergleichbare andere Betriebe. Insgesamt wird deutlich, dass die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums stärker von der Branchenzugehörigkeit sowie der Beschäftigungsentwicklung in der Vergangenheit abhängt als von einer bestimmten Betriebsgröße, und dass Bremseffekte des 300er-Schwellenwerts nicht festzustellen sind.

In Tabelle 2 sind die Schätzergebnisse zur Wachstumswahrscheinlichkeit an der neuen Schwelle aufgeführt. In diesen Schätzungen müssten entsprechend den theoretischen Überlegungen die Beschäftigungsdummies direkt vor der Schwelle und insbesondere bei Betrieben mit 199 Arbeitnehmern im Zeitraum vor der Änderung (die beiden Spalten links in der Tabelle) nicht signifikant sein. Im Zeitraum nach der Änderung (die beiden Spalten rechts) müssten sie jedoch auf Grund der Freistellungsschwelle eine signifikant geringere Wachstumswahrscheinlichkeit haben als Betriebe mit 200 Arbeitnehmern, welche die Referenzkategorie bilden. Die Schätzungen zeigen, dass auch bei Betrieben zwischen 180 und 220 Arbeitnehmern kaum ein Beschäftigungsdummy signifikant ist. Vielmehr wird auch bei diesen Betrieben die Wachstumswahrscheinlichkeit stärker durch die Branchenzugehörigkeit und das vorangegangene Wachstum beeinflusst als durch die Betriebsgröße.

---

<sup>17</sup> Aus Platzgründen sind in den Tabellen nur die Schätzkoeffizienten für die Beschäftigungsdummies 295 bis 305 (Tabelle 1) bzw. 195 bis 205 Arbeitnehmer (Tabelle 2) abgebildet.

(Tabelle 2 ungefähr hier)

Die Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums liefern somit keine Hinweise darauf, dass die Freistellung von Betriebsräten eine Beschäftigungsbremse darstellt. Weder Betriebe vor der alten Schwelle noch Betriebe vor der neuen Schwelle weisen eine geringere Wahrscheinlichkeit zu wachsen auf als andere Betriebe. Die erste Hypothese kann somit nicht bestätigt werden.

Zwar liefern die ersten beiden Tabellen bereits erste Hinweise darauf, dass die zweite und dritte Hypothese ebenfalls nicht belegt werden können, tatsächlichen Aufschluss darüber sollen jedoch Difference-in-Difference-Schätzungen (DID) geben. In den beiden folgenden Tabellen sind die Ergebnisse der DID-Schätzungen zur Veränderung der Wachstumswahrscheinlichkeiten von Betrieben an der alten (Tabelle 3) und neuen Schwelle (Tabelle 4) abgebildet, die durch die Herabsetzung des Schwellenwerts induziert wurden. Bei den DID-Schätzungen wird die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungsaufbaus von Betrieben vor der jeweiligen Schwelle vor und nach der Herabsetzung des Schwellenwerts mit der Beschäftigungsentwicklung anderer Betriebe im gleichen Zeitraum verglichen.<sup>18</sup> Dadurch werden zeitkonstante Einflüsse innerhalb beider Gruppen sowie Faktoren, welche über die Zeit hinweg in beiden Gruppen variieren, eliminiert. Veränderungen in den Wachstumswahrscheinlichkeiten können somit auf einen Einfluss der veränderten Freistellungsschwelle zurückgeführt werden.

Die Schätzungen wurden jeweils mit zwei verschiedenen abhängigen Variablen durchgeführt. In den beiden linken Spalten der Tabellen gibt die abhängige Variable wie bisher an, ob ein Betrieb von einem auf das Folgejahr gewachsen ist oder nicht. In den beiden rechten Spalten der Tabellen nimmt die abhängige Variable dagegen den Wert Eins an, wenn der Betrieb über die Schwelle von 300 Arbeitnehmern (Tabelle 3) bzw. 200 Arbeitnehmern (Tabelle 4) gewachsen ist (und Null, wenn nicht). In diesen Schätzungen sind daher die Fallzahlen geringer, da nur Betriebe mit einer Beschäftigtenzahl unterhalb der Schwelle, also mit 280 bis 299 bzw. mit 180 bis 199 Arbeitnehmern, enthalten sind.

Als unabhängige Variablen wurden von den Beschäftigungsgrößendummies nur die drei aufgenommen, die direkt unterhalb des Schwellenwerts liegen, also in Tabelle 3 die Dummies für 297 bis 299 Arbeitnehmer und in Tabelle 4 die Dummies für 197 bis 199 Arbeitnehmer. Da die Schätzungen mit dem gepoolten

---

<sup>18</sup> Vgl. Meyer (1995). Eine Anwendung dieses Ansatzes auf die Änderung des Schwellenwerts im Kündigungsschutzgesetz findet sich bei Bauer/Bender/Bonin (2007).

Datensatz, in dem alle Jahre enthalten sind, durchgeführt wurden, ist weiterhin eine Zeitdummyvariable enthalten, die den Wert Eins annimmt, wenn die Beobachtung im Zeitraum nach der Gesetzesänderung 2001 lag. Zur Durchführung der DID-Schätzungen wurden zusätzlich drei Interaktionsterme gebildet, bei welchen die Beschäftigungsdummies mit der Zeitdummy multipliziert wurden. Sie nehmen nur dann den Wert Eins an, wenn sowohl der jeweilige Beschäftigungsdummy als auch der Zeitdummy den Wert Eins haben.<sup>19</sup> Da sowohl für die Beschäftigtenzahl als auch für den Zeitraum separat kontrolliert wird, kann an den Interaktionstermen der Einfluss der Änderung des Schwellenwerts auf die Wachstumswahrscheinlichkeit von Betrieben abgelesen werden.<sup>20</sup>

Die beiden Spalten in der linken Hälfte von Tabelle 3 zeigen die marginalen Effekte der Probitschätzungen zur Wachstumswahrscheinlichkeit an der alten Schwelle in Ost- und Westdeutschland. Den theoretischen Überlegungen zufolge müssten die Betriebe mit 297 bis 299 Arbeitnehmern nach der Änderung des Schwellenwerts eine höhere Wachstumswahrscheinlichkeit haben als vorher, da bei einem Wachstum keine zusätzlichen Kosten mehr entstehen. Die Interaktionsterme – insbesondere der Interaktionsterm für Betriebe mit 299 Arbeitnehmern – sollten signifikant positiv sein. Tabelle 3 zeigt, dass auch in diesen Modellschätzungen die Beschäftigtendummies nicht signifikant sind. Dagegen ist die Zeitdummyvariable signifikant negativ, d.h. die Wachstumswahrscheinlichkeit ist nach 2001 niedriger als zuvor. Die Interaktionsterme sind allerdings in keinem Fall signifikant positiv. Die Herabsetzung des Schwellenwerts hatte also nicht die erwartete Auswirkung auf die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums für die Betriebe, die sich vor der alten Schwelle befanden.

(Tabelle 3 ungefähr hier)

Die beiden Spalten rechts in Tabelle 3 zeigen die marginalen Effekte der Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums über die 300er-Schwelle. Hier ist zu erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit, auf mindestens 300 Arbeitnehmer zu wachsen, höher ist als in der Referenzkategorie der Betriebe mit 280 bis 296 Beschäftigten und zwar umso höher, je näher die Beschäftigtenzahl im Ausgangsjahr an der 300er-Schwelle war. Letzteres ist

---

<sup>19</sup> Zur Überprüfung konjunktureller Einflüsse wurden in einer erweiterten Schätzung statt der Zeitdummyvariablen vier Dummyvariablen für die jeweiligen Jahrespärchen aufgenommen. Die Interaktionsterme wurden dann aus den Beschäftigungsdummies und den einzelnen Jahresdummies gebildet. Die Ergebnisse unterscheiden sich kaum von den hier präsentierten.

<sup>20</sup> Da die Größe der Schätzkoeffizienten der Interaktionsterme sowie deren Vorzeichen bei nichtlinearen Schätzungen nicht immer zuverlässige Aussagen erlauben (vgl. Ai/Norton 2003), wurden alle Schätzungen mit linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen wiederholt. Die Ergebnisse unterscheiden sich nicht wesentlich von den hier vorgestellten.

jedoch in Westdeutschland nur tendenziell und in Ostdeutschland gar nicht der Fall. Der Zeitdummy ist wiederum in jeder Schätzung signifikant negativ. Entscheidend ist jedoch, dass die Interaktionsterme nicht signifikant positiv sind. Die Änderung des Schwellenwerts hatte somit nicht den erwarteten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, auf mindestens 300 Arbeitnehmer zu wachsen.

Die Ergebnisse der DID-Schätzungen zur Wachstumswahrscheinlichkeit von Betrieben vor der neuen 200er-Schwelle zeigt Tabelle 4. Hier müssten die Interaktionsterme signifikant negativ sein, da die Betriebe mit einer Beschäftigtenzahl knapp unterhalb von 200 Arbeitnehmern nach der Gesetzesänderung von 2001 bei einem Wachstum zusätzliche Kosten zu erwarten hatten. Dies sollte sich hemmend auf das Wachstum auswirken. In den beiden Spalten links in Tabelle 4 sind wiederum die Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums abgebildet. Auch hier ist keiner der Beschäftigungsgrößendummies statistisch signifikant. Wenn die Beobachtung im Zeitraum nach der Änderung lag, hat dies einen signifikant negativen Effekt auf die Wachstumswahrscheinlichkeit. Von hauptsächlichem Interesse sind jedoch die Interaktionsterme aus Beschäftigungsdummy und Zeitdummy. Hier sind zwar einige der Interaktionsterme wie erwartet negativ, aber nicht statistisch signifikant. Somit lassen sich keine Bremswirkungen der Schwellenwertänderung feststellen.

(Tabelle 4 ungefähr hier)

Im rechten Teil der Tabelle 4 sind die Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit, über die Schwelle von 200 Arbeitnehmern zu wachsen, aufgeführt. Die Beschäftigungsdummies sind in Westdeutschland signifikant positiv und in Ostdeutschland meist insignifikant, der Zeitdummy ist nur noch in Westdeutschland signifikant negativ. Bei den Interaktionstermen zeigt nur der Interaktionsterm mit der Beschäftigungsgröße 197 in Ostdeutschland den erwarteten signifikant negativen Effekt. Dieses Ergebnis ist allerdings nicht robust, da dieser Koeffizient bei anderen, nicht abgedruckten Spezifikationen der Schätzung (mit ungepoolten Daten) insignifikant wird. Deshalb kann der Schluss gezogen werden, dass die Änderung des Schwellenwerts keine deutlichen Auswirkungen auf die Beschäftigungsdynamik der Betriebe gehabt haben dürfte.

## 5. ABSCHLIEßENDE ÜBERLEGUNGEN

In dieser Arbeit wurde der Frage nachgegangen, ob die Freistellung des ersten Betriebsratsmitglieds von der beruflichen Tätigkeit eine bremsende Wirkung auf das Beschäftigungswachstum von Betrieben hat. Weiterhin wurde untersucht, ob die im Juli 2001 erfolgte Herabsetzung des Schwellenwerts von 300 auf 200 Arbeitnehmer zu einer Veränderung des Beschäftigungswachstums von Betrieben an diesen Schwellen geführt hat. Datenbasis der Analyse war eine Vollerhebung aller Betriebe in Deutschland, die von der Freistellungsschwelle betroffen waren. Sowohl die deskriptiven als auch die ökonometrischen Analysen deuten darauf hin, dass weder die alte noch die neue Freistellungsschwelle einen Einfluss auf das Beschäftigungswachstum von Betrieben hatte. Gleiches gilt für die Veränderung des Schwellenwerts.<sup>21</sup>

Dieses Ergebnis könnte in Zusammenhang mit der Datenstruktur des BHP stehen, welche die Bremseffekte des Schwellenwerts etwas verwischen mag. Zwar ist das BHP der am besten geeignete Datensatz zur Überprüfung unserer Fragestellung, da sich die Vorgaben des Betriebsverfassungsgesetzes zur Abgrenzung der schwellenwertrelevanten Beschäftigtenzahlen (wie z.B. die Berücksichtigung geringfügig Beschäftigter) hier relativ exakt abbilden lassen. Allerdings können auch mit diesem Datensatz Leitende Angestellte nicht herausgerechnet werden, die nach den gesetzlichen Vorgaben nicht zu den Arbeitnehmern zu zählen sind. Dadurch kann es zu einer Überschätzung der Beschäftigtenzahl kommen, und Auffälligkeiten im Wachstumsverhalten müssten dann bei Betrieben weiter unterhalb der Schwelle festzustellen sein. Darauf gibt es aber keine Hinweise in unseren Schätzungen, bei denen ja 20 Beschäftigtendummies unterhalb des jeweiligen Schwellenwerts einbezogen wurden.<sup>22</sup>

Weiterhin unterscheidet sich der Betriebsbegriff im BHP vom Betriebsbegriff nach dem BetrVG. Nach dem BetrVG gelten auch Betriebsteile als eigenständige Betriebe, die räumlich weit vom Hauptbetrieb entfernt sind oder auf Grund des Aufgabenbereichs als eigenständig bezeichnet werden können. Betriebe im BHP müssen jedoch sowohl regional als auch wirtschaftlich abgegrenzt sein, um eine

---

<sup>21</sup> Zusätzliche, nicht abgedruckte Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungsabbaus von Betrieben kurz hinter den Schwellen lieferten ebenfalls keine Hinweise darauf, dass die zusätzlichen Kosteneinsparungen, die sich durch einen Beschäftigungsabbau unter die Schwelle ergeben, die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungsabbaus erhöhen.

<sup>22</sup> Ein weitere, nicht überwindbare Ungenauigkeit besteht darin, dass das BHP Stichtagsangaben zum 30. Juni eines jeden Jahres enthält, die gesetzliche Regelung sich allerdings bei der Berechnung der Beschäftigtenzahl auf die „in der Regel“ beschäftigten Arbeitnehmer bezieht.

eigene Betriebsnummer zu erhalten. Ein Betrieb kann daher aus mehreren Niederlassungen bestehen, wenn die Filialen nicht den gleichen Wirtschaftszweig und die gleiche Gemeinde aufweisen und sowohl der Arbeitgeber als auch die Krankenkasse ihre Einwilligung geben. Dadurch kann es zu Verzerrungen kommen, wenn Filialen zwar eine eigene BHP-Betriebsnummer haben, aber zum Betrieb nach dem BetrVG zählen. Dann werden die Beschäftigten in dieser Filiale irrtümlicherweise nicht zum Hauptbetrieb gerechnet, sondern als Beschäftigte in einem eigenständigen Betrieb gewertet. Umgekehrt kann ein Betrieb nach dem BetrVG als eigenständig gelten, aber keine eigene Betriebsnummer im BHP haben, da er die Bedingungen dafür nicht erfüllt. Da dies jedoch hauptsächlich bei Betrieben des Öffentlichen Dienstes, Kreditinstituten, Versicherungsorganisationen sowie Organisationen ohne Erwerbscharakter der Fall ist und die meisten derartigen Betriebe nicht in dem hier verwendeten Sample enthalten sind, dürften die durch den Betriebsbegriff erzeugten Verzerrungen nicht allzu stark sein.

Wie bereits angeführt, sind in den Daten keine Informationen darüber enthalten, ob in dem Betrieb ein Betriebsrat existiert. Zwar kann davon ausgegangen werden, dass auch das Wachstumsverhalten von Betrieben, in denen bislang noch kein Betriebsrat existiert, von der Freistellungsschwelle beeinflusst wird. Ganz auszuschließen ist jedoch nicht, dass es auf Grund dieser Betriebe zu Verzerrungen der Schätzergebnisse kommen kann. Die Daten enthalten zudem kaum Informationen über die wirtschaftliche Lage der Betriebe und über Ausweichstrategien der Arbeitgeber (wie z.B. Überstunden und Leiharbeit), die bei der Beschäftigungsdynamik ebenfalls eine Rolle spielen. Derartige Informationen – ebenso wie die Information darüber, ob in dem Betrieb ein Betriebsrat existiert – ließen sich aus dem IAB-Betriebspanel zuspielen. Die Fallzahlen in diesem neuen gematchten Datensatz wären allerdings so gering, dass kaum noch eine Aussage über das Beschäftigungswachstum möglich wäre. Insgesamt gesehen dürften die durch Unzulänglichkeiten des Datensatzes entstehenden Verzerrungen nicht so stark sein, dass sie einen Bremseffekt durch die Freistellung gänzlich verdecken würden.

Ein weiterer Grund für die fehlende empirische Relevanz der betrachteten Schwellenwerte könnte darin bestehen, dass die zusätzlichen Kosten durch die Freistellung bei den beschäftigungspolitischen Überlegungen eine geringe Rolle spielen. Dies mag insbesondere bei solchen Betrieben der Fall sein, die eine längerfristige Wachstumsstrategie verfolgen oder die kapitalintensiv produzieren und deren Personalkosten nur einen geringen Anteil an den Gesamtkosten bzw. am Umsatz ausmachen. Umgekehrt müsste dann jedoch der Schwellenwert in

Betrieben, die einen hohen Lohnkostenanteil aufweisen, eine stärkere Wirkung haben. Dies dürfte insbesondere im Dienstleistungssektor, in welchem arbeitsintensiver produziert wird, der Fall sein. Wiederholungen der DID-Schätzungen mit zusätzlichen Interaktionstermen, welche den Wert Eins annehmen, wenn der Betrieb eine Beschäftigtenzahl knapp unterhalb des Schwellenwerts hatte, die Beobachtung im Zeitraum nach der Änderung war und der Betrieb aus dem Dienstleistungssektor kam, zeigen allerdings, dass auch hier die Interaktionsterme nicht statistisch signifikant sind (siehe Tabellen A3 und A4 im Anhang). Auch in Betrieben, in denen die zusätzlichen Kosten durch die Freistellung stärker ins Gewicht fallen, hat der Schwellenwert somit keine beschäftigungsbremsende Wirkung.

Weiterhin ist es möglich (aber nur durch anekdotische Evidenz belegt), dass das Überschreiten der Schwelle für einen Betrieb gar keine zusätzlichen Kosten verursacht. Dies wäre dann der Fall, wenn es betriebliche Absprachen gibt, nur unter der Bedingung zusätzliche Arbeitnehmer einzustellen, dass dafür kein Betriebsrat freigestellt wird. Selbst wenn Kosten für eine Freistellung anfallen, mögen diese von den betroffenen Betrieben geringer eingeschätzt werden als der zusätzliche Nutzen (z.B. verbesserte Kommunikation zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern), der daraus entsteht. Dies würde im Einklang mit dem Teil der Literatur zum Betriebsverfassungsgesetz stehen, der davon ausgeht, dass die Vorteile eines Betriebsrats die durch ihn verursachten Kosten überwiegen (vgl. den Forschungsüberblick von Jirjahn 2006). In beiden Fällen gibt es für die Betriebe keinen Grund, ihre Beschäftigungsdynamik an Schwellenwerten zu bremsen.

Zusätzliche Kosten durch eine Freistellung bei Überschreiten der Schwelle entstehen auch dann nicht (oder nur in geringem Maße), wenn – was nach Berichten aus der betrieblichen Praxis gelegentlich der Fall ist – es in Betrieben knapp unterhalb dieser Schwelle in erheblichem, teils strategisch motiviertem Umfang zu sogenannten Bedarfsfreistellungen nach §37 Abs. 2 BetrVG kommt. Diese Bedarfsfreistellungen, die sich aus dem Arbeitsanfall bei einem Betriebsrat ergeben können, sind ebenfalls mit Kosten für den Betrieb verbunden. Hierbei kann der Punkt erreicht werden, an dem es für den Betrieb berechenbarer und kostengünstiger ist, ein Betriebsratsmitglied voll freizustellen anstelle Teilfreistellungen von unterschiedlichen Personen aus unterschiedlichen Abteilungen zu unterschiedlichen Zeiten abzufangen. Da die Kosten der Bedarfsfreistellungen in der Summe den Umfang der Kosten einer Freistellung erreichen können, und da diese Bedarfsfreistellungen und die mit ihnen



verbundenen Kosten bei Freistellung eines Betriebsratsmitglieds ganz entfallen oder doch zumindest deutlich sinken, ist ein Kostenanstieg durch die Freistellung bei Überschreiten der Schwelle nicht (oder zumindest nur in deutlich geringerem Maße als in einer Situation ohne eine Substitution von Bedarfsfreistellungen durch eine Freistellung) zu erwarten. Dies könnte eine fehlende Bremswirkung der Freistellungsschwelle mit erklären.<sup>23</sup>

Das Ergebnis unserer ökonometrischen Analysen, dass der Schwellenwert zur Freistellung des ersten Betriebsrats das Beschäftigungswachstum an dieser Stelle nicht dämpft, steht im Widerspruch zu vielfach geäußerten Vermutungen und vereinzelt angeführter anekdotischer Evidenz zu negativen Beschäftigungswirkungen von Schwellenwerten. Allerdings steht dieses Ergebnis im Einklang mit den bisherigen Erkenntnissen aus der wissenschaftlichen Schwellenwertliteratur, wonach negative Effekte nur selten zu finden bzw. von geringer Bedeutung sind (vgl. Koller/Schnabel/Wagner 2007). Zwar erlauben unsere Analysen keine Aussagen über die einzel- und gesamtwirtschaftlichen Effizienzwirkungen des Betriebsverfassungsgesetzes und der Freistellung von Betriebsräten. Sie mögen aber zu einer Versachlichung dieser Diskussion wie auch der Schwellenwertdebatte allgemein beitragen.

## LITERATUR

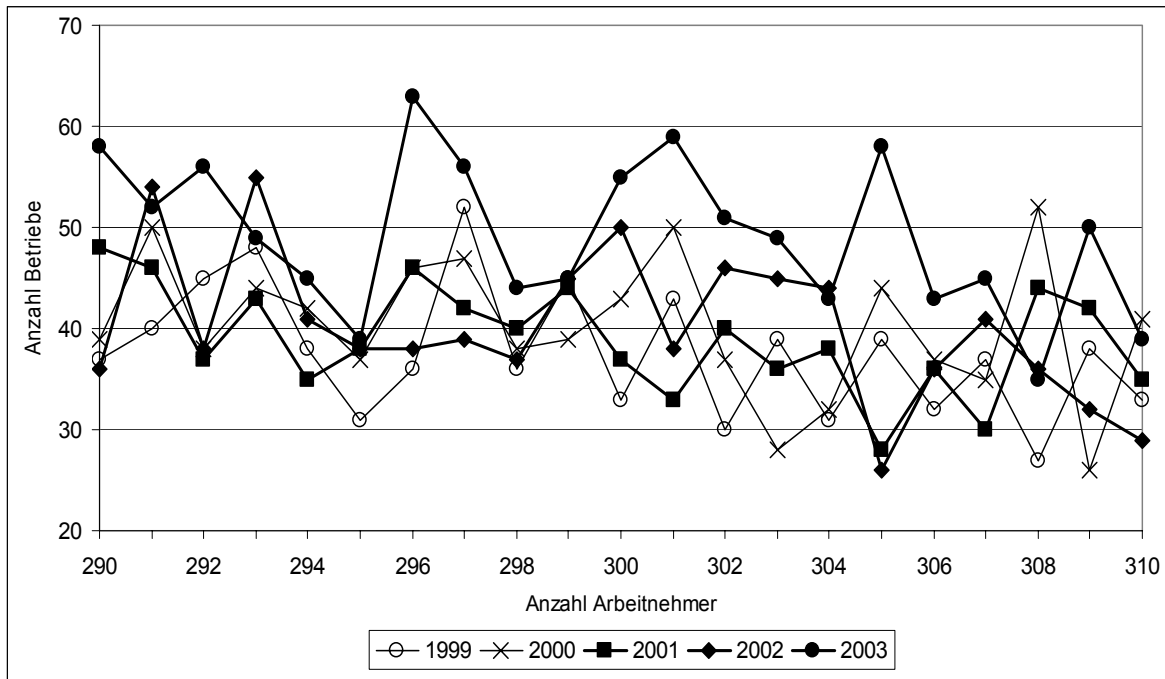
- Addison, J. T. / L. Bellmann / C. Schnabel / J. Wagner* (2004): The Reform of the German Works Constitution Act: A Critical Assessment. In: *Industrial Relations*, 43(2), 392–420.
- Addison, J. T. / C. Schnabel / J. Wagner* (2004): The Course of Research into the Economic Consequences of German Works Councils. In: *British Journal of Industrial Relations*, 42, 255–281.
- Ai, C. / E. C. Norton* (2003): Interaction terms in logit and probit models. In: *Economics Letters*, 80, 123–129.
- Bauer, T. / S. Bender / H. Bonin* (2004): Dismissal Protection and Worker Flows in Small Establishments. In: *Economica*, 74 (2007), 804-821.
- Dilger, A.* (2002): *Ökonomik betrieblicher Mitbestimmung*, München und Mering.

---

<sup>23</sup> Die Wirkung der von uns betrachteten Schwellenwerte könnte ferner dadurch verwischt werden, dass nach §38 Abs. 1 S.4 BetrVG Abweichungen von den gesetzlich geregelten Freistellungsschwellen durch Tarifverträge oder Betriebsvereinbarungen möglich sind. Allerdings gibt es keine Informationen darüber, inwieweit davon in der Praxis Gebrauch gemacht wird.

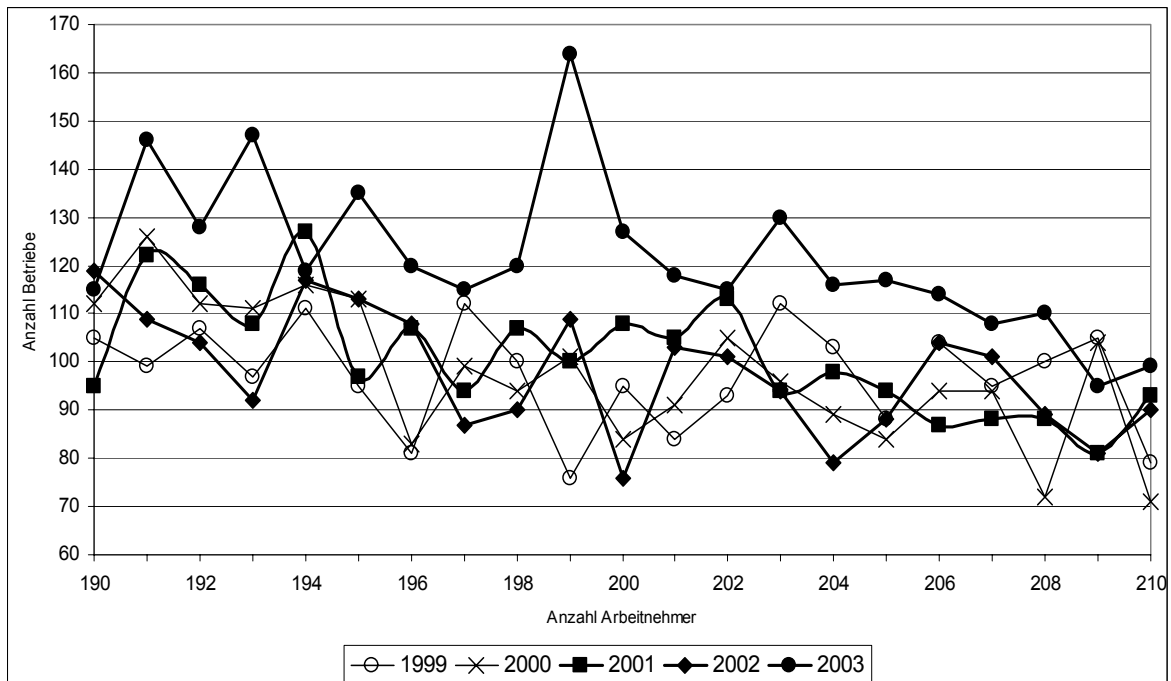
- Drews, N. / S. Hamann / M. Köhler / C. Wübbecke / Autorengemeinschaft "ITM-Benutzerhandbücher* (2006): Variablen der schwach anonymisierten Version der IAB-Beschäftigten-Stichprobe 1975-2001. FDZ Datenreport Nr. 1.
- Dundler, A. / M. Stamm / S. Adler* (2006): Das Betriebs-Historik-Panel - BHP 1.0. FDZ Datenreport Nr. 3.
- Ellguth, P.* (2003): Quantitative Reichweite der betrieblichen Mitbestimmung. In: WSI Mitteilungen, 56(3), 194–199.
- Friedrich, W. / H. Hägele* (1997): Ökonomische Konsequenzen von Schwellenwerten im Arbeits- und Sozialrecht sowie die Auswirkungen dieser Regelungen. In: Studien der ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik, Bd. 20, Köln.
- Jirjahn, U.* (2006): Ökonomische Wirkungen der Mitbestimmung in Deutschland: Überblick über den Stand der Forschung und Perspektiven für zukünftige Studien. In: Sozialer Fortschritt, 55, 215–226.
- Koller, L.* (2007): *Schwellenwerte* im Arbeitsrecht – Regelungen an der Schwelle zur Unüberschaubarkeit. In: J. Merz (Hrsg.): Fortschritte in der Mittelstandsforschung, Münster: Lit-Verlag, 281–305.
- Koller, L. / C. Schnabel / J. Wagner* (2007): Schwellenwerte im Arbeitsrecht: Höhere Transparenz und Effizienz durch Vereinheitlichung. In: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 8(3), 242–255.
- Kölling, A. / C. Schnabel / J. Wagner* (2001): Bremst das Schwerbehindertengesetz die Arbeitsplatzdynamik in Kleinbetrieben? Eine empirische Untersuchung mit Daten des IAB-Betriebspanels. In: Bellmann, L. / K. Gerlach / O. Hübler / W. Meyer (Hrsg.): Beschäftigungseffekte betrieblicher Arbeitszeitgestaltung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 251. Nürnberg, 183–205.
- Meyer, B. D.* (1995): Natural and Quasi-Experiments in Economics. In: Journal of Business and Economic Statistics, 13(3), 151-161.
- Niemann, S. / M. Sauga / C. Schlegel* (2002): Die deutsche Krankheit, DER SPIEGEL Nr. 6 vom 4. Februar 2002, 82–90.
- Schnabel, C. / J. Wagner* (2001): Die betriebsratsfreie Zone und die Novellierung des Betriebsverfassungsgesetzes aus ökonomischer Sicht. Theoretische Überlegungen und empirische Befunde. In: Gewerkschaftliche Monatshefte, 52(4), 237–243.
- Wagner, J.* (2001): Zur Reform des Betriebsverfassungsgesetzes: Anmerkungen aus ökonomischer Sicht. In: Wirtschaftsdienst, 81(1), 18–20.
- White, H.* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: Econometrica, 48(4), 817–838.

Abbildung 1: Anzahl der Betriebe in der Nähe der 300er-Schwelle, 1999-2003



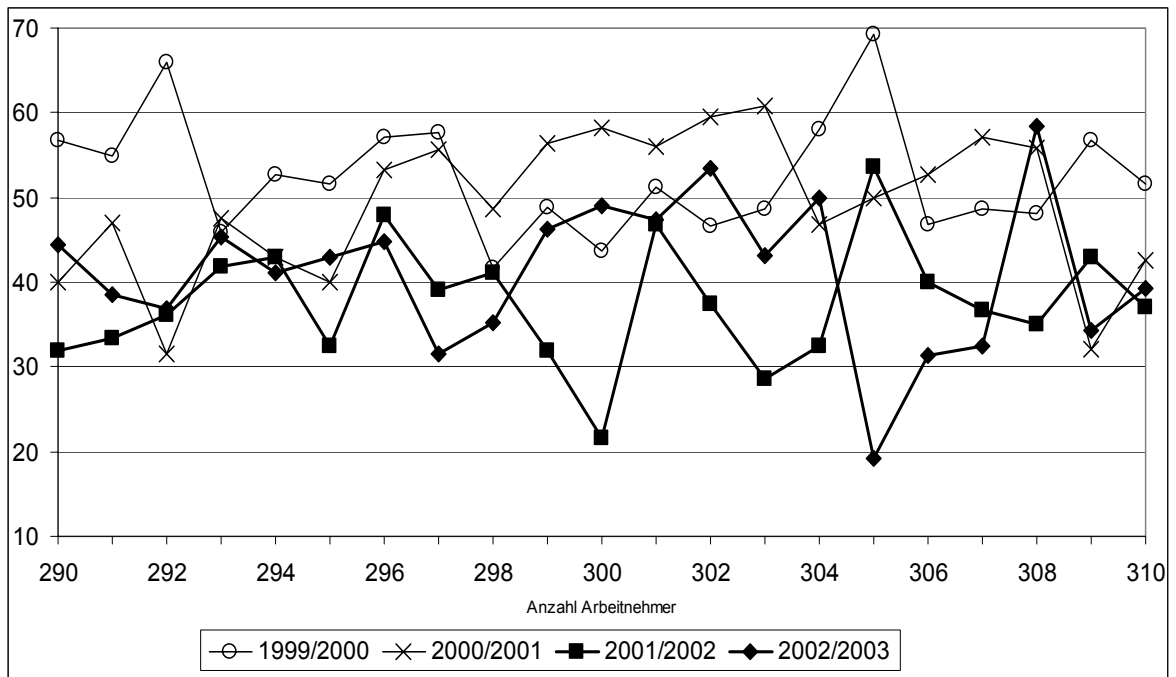
Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Anzahl der Betriebe in der Nähe der 200er-Schwelle, 1999-2003



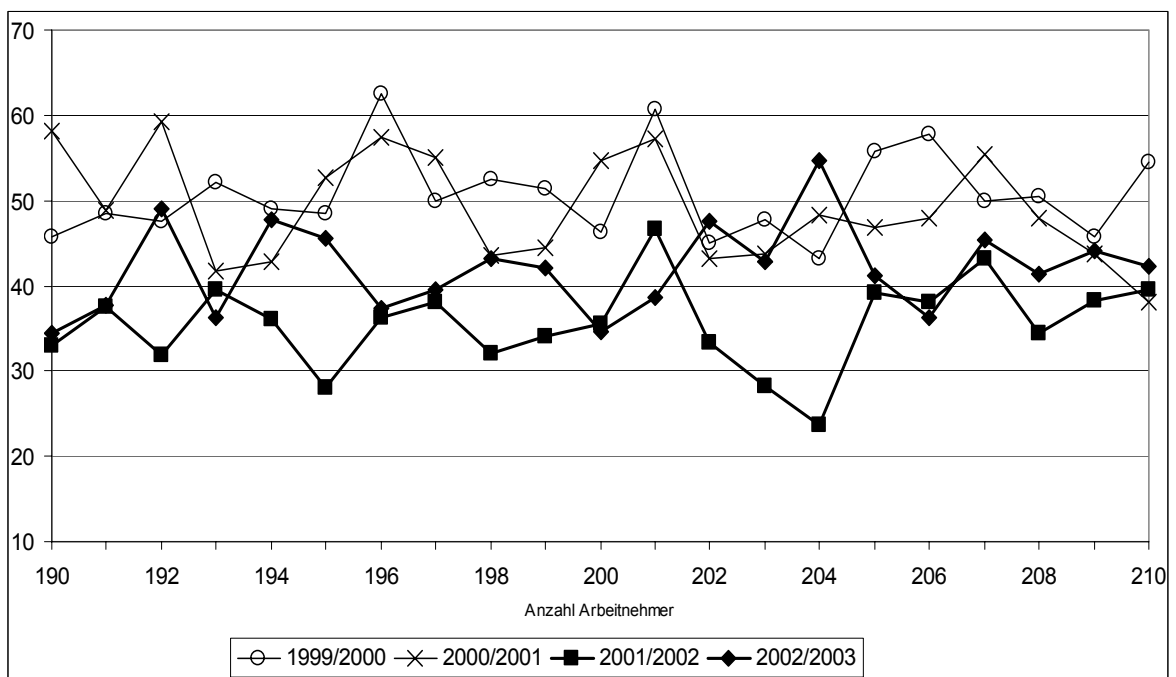
Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Anteil gewachsener Betriebe in der Nähe der 300er-Schwelle, in Prozent, 1999/2000 – 2002/2003



Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Abbildung 4: Anteil gewachsener Betriebe in der Nähe der 200er-Schwelle, in Prozent, 1999/2000 – 2002/2003



Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Tabelle 1: Probitschätzungen der Wahrscheinlichkeit einer Beschäftigungsveränderung von einem Jahr auf das folgende in Betrieben mit 280-320 Beschäftigten im Ausgangsjahr (marginale Effekte) – Abhängige Variable: Betrieb ist gewachsen (ja=1)

	1999/2000 - 2000/2001		2001/2002 - 2002/2003	
	West	Ost	West	Ost
295 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,058 (-0,618)	0,052 (0,203)	0,053 (0,608)	0,044 (0,183)
296 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,032 (0,358)	0,156 (0,666)	0,111 (1,316)	0,090 (0,495)
297 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,051 (0,596)	0,261 (1,486)	0,056 (0,674)	-
298 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,028 (-0,298)	0,054 (0,252)	0,053 (0,616)	0,119 (0,583)
299 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,084 (0,975)	-0,011 (-0,057)	0,046 (0,546)	0,071 (0,367)
Ref. 300 Beschäftigte im Ausgangsjahr				
301 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,038 (0,440)	0,007 (0,038)	0,190** (2,181)	-0,035 (-0,170)
302 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,013 (0,133)	0,220 (1,131)	0,157* (1,846)	0,057 (0,288)
303 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,006 (-0,061)	0,157 (0,633)	0,076 (0,861)	-0,043 (-0,233)
304 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,008 (-0,082)	0,329** (1,972)	0,098 (1,175)	0,011 (0,040)
305 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,078 (0,888)	0,146 (0,752)	0,009 (0,092)	0,185 (0,856)
Ausgangsjahr 2000	-0,008 (-0,395)	0,010 (0,191)		
Ausgangsjahr 2001			-0,059*** (-3,082)	-0,011 (-0,102)
Ref. Anteil Geringqualifizierter				
Anteil Mittelqualifizierter	0,002*** (3,527)	-0,002 (-1,089)	0,001 (1,330)	-0,001 (-0,540)
Anteil Hochqualifizierter	0,002 (1,386)	0,000 (0,140)	0,002 (1,621)	0,001 (0,407)
Anteil mit Ausbildung unbekannt	0,002*** (2,599)	-0,001 (-0,663)	0,001 (1,342)	-0,000 (-0,120)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (<=20 Std./W)	-0,001* (-1,854)	0,002 (1,532)	0,001 (0,904)	-0,000 (-0,133)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W)	-0,001 (-0,727)	0,002* (1,755)	0,000 (0,494)	0,000 (0,110)
Durchschnittsalter im Betrieb	-0,009*** (-3,309)	0,002 (0,265)	-0,008*** (-2,961)	0,000 (0,099)
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen	0,192*** (8,897)	0,118** (1,974)	0,153*** (8,042)	0,045 (0,380)
Durchschnittslohn eines Vollzeitbeschäftigten im Betrieb	0,000 (0,041)	0,000 (0,111)	0,000 (0,506)	0,001 (0,123)
Branchendummies	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***
Zahl der Beobachtungen n	2.676	440	2.764	385
Pseudo R <sup>2</sup>	0,053	0,185	0,039	0,027
Prob Chi	0,000	0,000	0,000	1,000
Anteil gewachsener Betriebe	0,523	0,486	0,396	0,343

Hinweis: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen statistische Signifikanz auf einem Fehlniveau von 1%; 5%; 10%. Werte in Klammern sind Werte der z-Statistik, wobei heteroskedastie-konsistente Werte nach dem Verfahren von White (1980) ausgewiesen werden.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Tabelle 2: Probitschätzungen der Wahrscheinlichkeit einer Beschäftigungsveränderung von einem Jahr auf das folgende in Betrieben mit 180-220 Beschäftigten im Ausgangsjahr (marginale Effekte) – Abhängige Variable: Betrieb ist gewachsen (ja=1)

	1999/2000 - 2000/2001		2001/2002 - 2002/2003	
	West	Ost	West	Ost
195 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,009 (0,169)	0,163 (1,054)	0,003 (0,047)	0,125 (0,910)
196 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,082 (1,415)	0,310** (2,433)	-0,019 (-0,347)	0,205 (1,417)
197 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,003 (0,061)	0,218 (1,602)	0,017 (0,302)	0,026 (0,182)
198 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,021 (-0,369)	0,057 (0,321)	0,008 (0,148)	0,170 (1,194)
199 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,037 (-0,633)	0,044 (0,273)	-0,031 (-0,579)	0,198 (1,417)
Ref. 200 Beschäftigte im Ausgangsjahr				
201 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,062 (1,058)	0,110 (0,708)	0,109* (1,919)	-0,041 (-0,286)
202 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,084 (-1,494)	0,177 (1,276)	0,021 (0,376)	0,210 (1,468)
203 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,013 (-0,232)	-0,117 (-0,746)	-0,026 (-0,477)	0,209 (1,415)
204 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,068 (-1,208)	0,093 (0,565)	-0,002 (-0,044)	0,203 (1,364)
205 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,029 (-0,500)	0,236* (1,706)	0,049 (0,837)	0,106 (0,701)
Ausgangsjahr 2000	-0,015 (-1,179)	-0,026 (-0,799)		
Ausgangsjahr 2001			-0,068*** (-5,522)	-0,079** (-2,575)
Ref. Anteil Geringqualifizierter				
Anteil Mittelqualifizierter	0,000 (0,126)	0,003** (2,366)	-0,001 (-1,515)	0,001 (1,250)
Anteil Hochqualifizierter	0,001 (1,188)	0,004* (1,721)	0,002** (2,321)	0,003* (1,886)
Anteil mit Ausbildung unbekannt	0,000 (0,989)	0,004*** (3,132)	-0,000 (-0,193)	0,000 (0,147)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (<=20 Std./W)	-0,000 (-0,502)	0,001 (1,416)	0,001** (2,466)	0,004*** (3,457)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W)	-0,001** (-2,210)	0,001 (1,226)	0,000 (1,010)	-0,000 (-0,366)
Durchschnittsalter im Betrieb	-0,009*** (-5,611)	-0,007 (-1,527)	-0,006*** (-3,791)	-0,005 (-1,339)
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen	0,129*** (9,466)	0,139*** (4,111)	0,128*** (10,364)	0,139*** (4,524)
Durchschnittslohn eines Vollzeitbeschäftigten im Betrieb	0,002*** (4,960)	-0,000 (-0,156)	0,001 (1,581)	-0,002 (-1,620)
Branchendummies	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***
Zahl der Beobachtungen n	6.611	1.072	6.563	1.153
Pseudo R <sup>2</sup>	0,033	0,074	0,029	0,081
Prob Chi	0,000	0,000	0,000	0,000
Anteil gewachsener Betriebe	0,507	0,468	0,377	0,406

Hinweis: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen statistische Signifikanz auf einem Fehlniveau von 1%; 5%; 10%. Werte in Klammern sind Werte der z-Statistik, wobei heteroskedastie-konsistente Werte nach dem Verfahren von White (1980) ausgewiesen werden.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Tabelle 3: Difference-in-Difference-Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums in Betrieben in der Nähe der 300er-Schwelle (marginale Effekte der Probitschätzungen)

	abhängige Variable: Betrieb ist gewachsen (ja=1)		abhängige Variable: Betrieb ist über die Schwelle gewachsen (ja=1)	
	West	Ost	West	Ost
297 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,025 (0,446)	0,220 (1,592)	0,216*** (3,734)	0,428*** (3,043)
298 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,055 (-0,855)	0,040 (0,231)	0,146** (2,188)	0,104 (0,651)
299 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,060 (1,006)	-0,077 (-0,549)	0,261*** (4,274)	0,063 (0,459)
Beobachtung nach 2001	-0,101*** (-6,992)	-0,145*** (-3,936)	-0,063*** (-3,249)	-0,120** (-2,476)
Interaktionsterm: 297 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,042 (-0,518)	-	-0,082 (-1,289)	-
Interaktionsterm: 298 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	0,025 (0,274)	0,068 (0,277)	-0,014 (-0,174)	0,042 (0,194)
Interaktionsterm: 299 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,090 (-1,089)	0,155 (0,682)	-0,097 (-1,520)	0,139 (0,625)
Ref. Anteil Geringqualifizierter				
Anteil Mittelqualifizierter	0,001*** (3,357)	-0,002 (-1,327)	0,001* (1,905)	-0,001 (-0,596)
Anteil Hochqualifizierter	0,001* (1,716)	0,003 (1,449)	0,003*** (2,660)	0,005* (1,772)
Anteil mit Ausbildung unbekannt	0,001*** (2,626)	-0,000 (-0,387)	0,001*** (2,711)	0,001 (0,334)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (≤20 Std./W)	-0,000 (-0,758)	0,002* (1,651)	-0,000 (-0,599)	0,001 (0,594)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W)	-0,000 (-0,214)	0,001 (1,597)	-0,000 (-0,338)	0,001 (0,505)
Durchschnittsalter im Betrieb	-0,009*** (-4,570)	-0,006 (-1,260)	-0,010*** (-4,118)	-0,001 (-0,097)
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen	0,163*** (11,611)	0,108*** (2,877)	0,147*** (8,380)	0,074 (1,577)
Durchschnittslohn eines Vollzeit- beschäftigten im Betrieb	0,000 (0,719)	-0,002 (-1,593)	-0,001 (-1,058)	-0,004*** (-2,789)
Branchendummies	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***
Zahl der Beobachtungen n	5.440	834	2.874	422
Pseudo R <sup>2</sup>	0,044	0,103	0,058	0,134
Prob Chi	0,000	0,000	0,000	0,000
Anteil gewachsener Betriebe	0,458	0,415	0,308	0,284

Hinweis: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen statistische Signifikanz auf einem Fehlniveau von 1%; 5%; 10%. Werte in Klammern sind Werte der z-Statistik, wobei heteroskedastie-konsistente Werte nach dem Verfahren von White (1980) ausgewiesen werden.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Tabelle 4: Difference-in-Difference-Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums in Betrieben in der Nähe der 200er-Schwelle (marginale Effekte der Probitschätzungen)

	abhängige Variable: Betrieb ist gewachsen (ja=1)		abhängige Variable: Betrieb ist über die Schwelle gewachsen (ja=1)	
	West	Ost	West	Ost
197 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,019 (0,506)	0,052 (0,526)	0,182*** (4,810)	0,290*** (2,905)
198 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,008 (-0,217)	-0,128 (-1,062)	0,207*** (5,199)	0,107 (0,834)
199 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,024 (-0,589)	-0,113 (-1,118)	0,206*** (4,868)	0,125 (1,205)
Beobachtung nach 2001	-0,114*** (-12,409)	-0,060*** (-2,696)	-0,072*** (-6,339)	-0,003 (-0,109)
Interaktionsterm: 197 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,013 (-0,237)	-0,149 (-1,264)	-0,013 (-0,289)	-0,167*** (-3,089)
Interaktionsterm: 198 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	0,001 (0,021)	0,170 (1,047)	-0,025 (-0,562)	0,045 (0,310)
Interaktionsterm: 199 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,023 (-0,409)	0,210 (1,527)	-0,033 (-0,760)	0,136 (0,971)
Ref. Anteil Geringqualifizierter				
Anteil Mittelqualifizierter	-0,000 (-0,641)	0,002** (2,081)	0,000 (0,792)	0,001 (1,469)
Anteil Hochqualifizierter	0,001*** (2,668)	0,003** (2,034)	0,003*** (5,256)	0,004*** (2,790)
Anteil mit Ausbildung unbekannt	0,000 (0,827)	0,002* (1,835)	0,001*** (4,087)	0,001 (0,540)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (≤20 Std./W)	0,000 (1,247)	0,002*** (3,415)	0,000 (0,373)	0,003*** (4,199)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W)	-0,000 (-0,691)	0,000 (0,402)	0,000 (0,082)	-0,000 (-0,340)
Durchschnittsalter im Betrieb	-0,008*** (-6,523)	-0,005* (-1,918)	-0,009*** (-6,711)	-0,007** (-2,245)
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen	0,123*** (13,632)	0,127*** (5,802)	0,094*** (8,875)	0,083*** (3,313)
Durchschnittslohn eines Vollzeit- beschäftigten im Betrieb	0,001*** (4,603)	-0,001 (-1,209)	-0,000 (-0,180)	-0,002** (-2,562)
Branchendummies	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***
Zahl der Beobachtungen n	13.174	2.225	7.181	1.263
Pseudo R <sup>2</sup>	0,034	0,046	0,058	0,071
Prob Chi	0,000	0,000	0,000	0,000
Anteil gewachsener Betriebe	0,442	0,436	0,255	0,253

Hinweis: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen statistische Signifikanz auf einem Fehlerniveau von 1%; 5%; 10%. Werte in Klammern sind Werte der z-Statistik, wobei heteroskedastie-konsistente Werte nach dem Verfahren von White (1980) ausgewiesen werden.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.



## ANHANG

Tabelle A1: Deskriptive Statistiken der Variablen in den Schätzungen in Tabelle 1 aus dem Zeitraum, als der Schwellenwert bei 300 Arbeitnehmern lag (1999-2001)

	West		Ost	
	Mittelwert	Standard- abweichung	Mittelwert	Standard- abweichung
Betrieb ist gewachsen (ja=1)	0,52	0,50	0,49	0,50
295 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,13
296 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,02	0,13
297 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,17	0,03	0,18
298 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,03	0,16
299 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,03	0,17
300 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,04	0,19
301 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,17	0,03	0,16
302 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,14	0,02	0,14
303 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,13
304 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,14	0,02	0,13
305 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,03	0,16
Ausgangsjahr 1999 (ja=1)	0,49	0,50	0,48	0,50
Ausgangsjahr 2000 (ja=1)	0,51	0,50	0,52	0,50
Anteil Geringqualifizierter (%)	21,56	21,29	9,90	16,01
Anteil Mittelqualifizierter (%)	57,30	26,43	65,47	31,00
Anteil Hochqualifizierter (%)	6,85	11,69	8,45	12,38
Anteil mit Ausbildung unbekannt (%)	14,28	28,06	16,19	31,61
Anteil Teilzeitbeschäftigter (<=20 Std./W) (%)	12,51	23,24	13,26	27,23
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W) (%)	9,52	13,41	13,39	22,08
Durchschnittsalter im Betrieb	38,72	3,80	39,93	5,17
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen (ja=1)	0,68	0,47	0,66	0,47
Durchschnittslohn eines Vollzeitbeschäftigten im Betrieb (in €)	87,12	21,78	65,39	19,52
Zahl der Beobachtungen n	2.676		440	

Tabelle A2: Deskriptive Statistiken der Variablen in den Schätzungen in Tabelle 2 aus dem Zeitraum, als der Schwellenwert bei 200 Arbeitnehmern lag (2001-2003)

	West		Ost	
	Mittelwert	Standard- abweichung	Mittelwert	Standard- abweichung
Betrieb ist gewachsen (ja=1)	0,38	0,48	0,41	0,49
195 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,03	0,17
196 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,02	0,14
197 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,15
198 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,03	0,16
199 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,03	0,16
200 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,15
201 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,02	0,15
202 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,03	0,16	0,02	0,15
203 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,14
204 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,13
205 Beschäftigte im Ausgangsjahr (ja=1)	0,02	0,15	0,02	0,14
Ausgangsjahr 2001 (ja=1)	0,51	0,50	0,50	0,50
Ausgangsjahr 2002 (ja=1)	0,49	0,50	0,50	0,50
Anteil Geringqualifizierter (%)	20,86	21,19	11,39	16,61
Anteil Mittelqualifizierter (%)	58,27	26,34	68,59	28,14
Anteil Hochqualifizierter (%)	6,60	11,95	8,61	12,89
Anteil mit Ausbildung unbekannt (%)	14,27	27,09	11,40	25,88
Anteil Teilzeitbeschäftigter (<=20 Std./W) (%)	12,15	21,44	8,78	19,16
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W) (%)	10,24	14,37	13,31	21,91
Durchschnittsalter im Betrieb	39,12	4,21	39,85	4,78
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen (ja=1)	0,50	0,50	0,52	0,50
Durchschnittslohn eines Vollzeitbeschäftigten im Betrieb (in €)	88,04	22,91	65,33	20,27
Zahl der Beobachtungen n	6.563		1.153	

Tabelle A3: Difference-in-Difference-Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums in Betrieben in der Nähe der 300er-Schwelle (marginale Effekte der Probitschätzungen)

	abhängige Variable: Betrieb ist gewachsen (ja=1)		abhängige Variable: Betrieb ist über die Schwelle gewachsen (ja=1)	
	West	Ost	West	Ost
297 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,025 (0,450)	0,220 (1,592)	0,216*** (3,741)	0,428*** (3,046)
298 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,054 (-0,853)	0,041 (0,236)	0,146** (2,191)	0,106 (0,658)
299 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,060 (1,008)	-0,078 (-0,552)	0,261*** (4,275)	0,062 (0,452)
Beobachtung nach 2001	-0,101*** (-6,995)	-0,145*** (-3,929)	-0,063*** (-3,253)	-0,119** (-2,452)
Interaktionsterm: 297 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,019 (-0,218)	-	-0,070 (-0,993)	-
Interaktionsterm: 298 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	0,043 (0,447)	0,049 (0,186)	0,002 (0,028)	0,047 (0,198)
Interaktionsterm: 299 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,074 (-0,816)	0,227 (0,873)	-0,080 (-1,117)	0,259 (0,994)
Interaktionsterm: 297 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001 * Dienstleistung	-0,099 (-0,770)	-	-0,057 (-0,518)	-
Interaktionsterm: 298 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001 * Dienstleistung	-0,087 (-0,530)	0,066 (0,165)	-0,078 (-0,591)	-0,019 (-0,060)
Interaktionsterm: 299 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001 * Dienstleistung	-0,059 (-0,426)	-0,133 (-0,486)	-0,068 (-0,613)	-0,152 (-1,021)
Ref. Anteil Geringqualifizierter				
Anteil Mittelqualifizierter	0,001*** (3,344)	-0,002 (-1,314)	0,001* (1,877)	-0,001 (-0,553)
Anteil Hochqualifizierter	0,001* (1,703)	0,003 (1,481)	0,003*** (2,624)	0,005* (1,864)
Anteil mit Ausbildung unbekannt	0,001*** (2,640)	-0,000 (-0,385)	0,001*** (2,729)	0,001 (0,359)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (≤20 Std./W)	-0,000 (-0,802)	0,002* (1,690)	-0,000 (-0,657)	0,001 (0,677)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W)	-0,000 (-0,239)	0,001 (1,616)	-0,000 (-0,376)	0,001 (0,554)
Durchschnittsalter im Betrieb	-0,009*** (-4,587)	-0,006 (-1,314)	-0,010*** (-4,150)	-0,001 (-0,215)
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen	0,163*** (11,589)	0,108*** (2,859)	0,146*** (8,353)	0,072 (1,528)
Durchschnittslohn eines Vollzeit- beschäftigten im Betrieb	0,000 (0,728)	-0,002 (-1,612)	-0,001 (-1,027)	-0,004*** (-2,852)
Branchendummies	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***
Zahl der Beobachtungen n	5.440	834	2.874	422
Pseudo R <sup>2</sup>	0,044	0,103	0,058	0,135
Prob Chi	0,000	0,000	0,000	0,000
Anteil gewachsener Betriebe	0,458	0,415	0,308	0,284

Hinweis: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen statistische Signifikanz auf einem Fehlniveau von 1%; 5%; 10%. Werte in Klammern sind Werte der z-Statistik, wobei heteroskedastie-konsistente Werte nach dem Verfahren von White (1980) ausgewiesen werden.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

Tabelle A4: Difference-in-Difference-Schätzungen zur Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungswachstums in Betrieben in der Nähe der 200er-Schwelle (marginale Effekte der Probitschätzungen)

	abhängige Variable: Betrieb ist gewachsen (ja=1)		abhängige Variable: Betrieb ist über die Schwelle gewachsen (ja=1)	
	West	Ost	West	Ost
197 Beschäftigte im Ausgangsjahr	0,019 (0,507)	0,052 (0,528)	0,182*** (4,810)	0,290*** (2,907)
198 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,008 (-0,218)	-0,128 (-1,062)	0,207*** (5,198)	0,106 (0,826)
199 Beschäftigte im Ausgangsjahr	-0,024 (-0,589)	-0,113 (-1,118)	0,206*** (4,868)	0,125 (1,206)
Beobachtung nach 2001	-0,114*** (-12,410)	-0,060*** (-2,698)	-0,072*** (-6,341)	-0,003 (-0,109)
Interaktionsterm: 197 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,006 (-0,093)	-0,052 (-0,358)	0,002 (0,048)	-0,135* (-1,750)
Interaktionsterm: 198 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,010 (-0,161)	0,178 (1,005)	-0,036 (-0,772)	0,017 (0,111)
Interaktionsterm: 199 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001	-0,012 (-0,198)	0,186 (1,154)	-0,021 (-0,433)	0,134 (0,835)
Interaktionsterm: 197 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001 * Dienstleistung	-0,029 (-0,299)	-0,272** (-2,141)	-0,056 (-0,804)	-0,142 (-1,477)
Interaktionsterm: 198 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001 * Dienstleistung	0,040 (0,423)	-0,022 (-0,116)	0,044 (0,529)	0,076 (0,416)
Interaktionsterm: 199 Beschäftigte * Beobachtung nach 2001 * Dienstleistung	-0,036 (-0,422)	0,053 (0,274)	-0,040 (-0,626)	0,003 (0,019)
Ref. Anteil Geringqualifizierter				
Anteil Mittelqualifizierter	-0,000 (-0,645)	0,002** (2,116)	0,000 (0,787)	0,001 (1,485)
Anteil Hochqualifizierter	0,001*** (2,664)	0,003** (2,058)	0,003*** (5,258)	0,004*** (2,808)
Anteil mit Ausbildung unbekannt	0,000 (0,824)	0,002* (1,846)	0,001*** (4,089)	0,001 (0,525)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (≤20 Std./W)	0,000 (1,249)	0,002*** (3,435)	0,000 (0,379)	0,003*** (4,217)
Anteil Teilzeitbeschäftigter (>20 Std./W)	-0,000 (-0,686)	0,000 (0,458)	0,000 (0,097)	-0,000 (-0,278)
Durchschnittsalter im Betrieb	-0,008*** (-6,526)	-0,005* (-1,951)	-0,009*** (-6,725)	-0,007** (-2,249)
Betrieb ist im Vorjahr gewachsen	0,123*** (13,624)	0,128*** (5,807)	0,093*** (8,854)	0,083*** (3,313)
Durchschnittslohn eines Vollzeit- beschäftigten im Betrieb	0,001*** (4,604)	-0,001 (-1,206)	-0,000 (-0,183)	-0,002** (-2,553)
Branchendummies	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***	enthalten ***
Zahl der Beobachtungen n	13.174	2.225	7.181	1.263
Pseudo R <sup>2</sup>	0,035	0,046	0,058	0,072
Prob Chi	0,000	0,000	0,000	0,000
Anteil gewachsener Betriebe	0,442	0,436	0,255	0,253

Hinweis: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen statistische Signifikanz auf einem Fehlniveau von 1%; 5%; 10%. Werte in Klammern sind Werte der z-Statistik, wobei heteroskedastie-konsistente Werte nach dem Verfahren von White (1980) ausgewiesen werden.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (BHP), eigene Berechnungen.

# Working Paper Series in Economics

(see [www.leuphana.de/vwl/papers](http://www.leuphana.de/vwl/papers) for a complete list)

---

- No.63: *Anne-Kathrin Last*: The Monetary Value of Cultural Goods: A Contingent Valuation Study of the Municipal Supply of Cultural Goods in Lueneburg, Germany, October 2007
- No.62: *Thomas Wein und Heike Wetzel*: The Difficulty to Behave as a (regulated) Natural Monopolist – The Dynamics of Electricity Network Access Charges in Germany 2002 to 2005, September 2007
- No.61: *Stefan Baumgärtner und Martin F. Quaas*: Agro-biodiversity as natural insurance and the development of financial insurance markets, September 2007
- No.60: *Stefan Bender, Joachim Wagner, Markus Zwick*: KombiFiD - Kombinierte Firmendaten für Deutschland, September 2007
- No.59: *Jan Kranich*: Too much R&D? - Vertical differentiation in a model of monopolistic competition, August 2007
- No.58: *Christian Papilloud und Ingrid Ott*: Convergence or mediation? Experts of vulnerability and the vulnerability of experts' discourses on nanotechnologies – a case study, July 2007
- No.57: *Ingrid Ott und Susanne Soretz*: Governmental activity, integration and agglomeration, July 2007
- No.56: *Nils Braakmann*: Struktur und Erfolg von Ich-AG-Gründungen: Ergebnisse einer Umfrage im Arbeitsagenturbezirk Lüneburg, Juli 2007
- No.55: *Nils Braakmann*: Differences in the earnings distribution of self- and dependent employed German men – evidence from a quantile regression decomposition analysis, July 2007
- No.54: *Joachim Waagner*: Export entry, export exit, and productivity in German Manufacturing Industries, June 2007
- No.53: *Nils Braakmann*: Wirkungen der Beschäftigungspflicht schwerbehinderter Arbeitnehmer – Erkenntnisse aus der Einführung des „Gesetzes zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit Schwerbehinderter“, Juni 2007
- No.52: *Jan Kranich und Ingrid Ott*: Regionale Spitzentechnologie auf internationalen Märkten, Juni 2007
- No.51: *Joachim Wagner*: Die Forschungspotenziale der Betriebspaneldaten des Monatsberichts im Verarbeitenden Gewerbe, Mai 2007
- No.50: *Stefan Baumgärtner, Frank Jöst und Ralph Winkler*: Optimal dynamic scale and structure of a multi-pollution economy, May 2007
- No.49: *Helmut Fryges und Joachim Wagner*: Exports and productivity growth – First evidence from a continuous treatment approach, May 2007
- No.48: *Ulrich Kaiser und Joachim Wagner*: Neue Möglichkeiten zur Nutzung vertraulicher amtlicher Personen- und Firmendaten, April 2007
- No.47: *Joachim Wagner*: Jobmotor Mittelstand? Arbeitsplatzdynamik und Betriebsgröße in der westdeutschen Industrie, April 2007
- No.46: *Christiane Clemens und Maik Heinemann*: Credit Constraints, Idiosyncratic Risks, and the Wealth Distribution in a Heterogenous Agent Model, March 2007
- No.45: *Jan Kranich*: Biotechnologie und Internationalisierung. Ergebnisse der Online-Befragung, März 2007

- No.44: *Joachim Wagner*: Entry, exit and productivity. Empirical results for German manufacturing industries, March 2007
- No.43: *Joachim Wagner*: Productivity and Size of the Export Market Evidence for West and East German Plants, 2004, March 2007
- No.42: *Joachim Wagner*: Why more West than East German firms export, March 2007
- No.41: *Joachim Wagner*: Exports and Productivity in Germany, March 2007
- No.40: *Lena Koller, Klaus Schnabel und Joachim Wagner*: Schwellenwerte im Arbeitsrecht. Höhere Transparenz und Effizienz durch Vereinheitlichung, Februar 2007  
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 8 (2007), 3, 242-255]
- No.39: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber*: Sind ausbildende Handwerksbetriebe erfolgreicher?, Januar 2007
- No.38: *Joachim Wagner*: Institut für Volkswirtschaft: Forschungsbericht 2006, Januar 2007
- No.37: *Nils Braakmann*: The impact of September 11<sup>th</sup>, 2001 on the job prospects of foreigners with Arab background – Evidence from German labor market data, January 2007
- No.36: *Jens Korunig*: Regulierung des Netzmonopolisten durch Peak-load Pricing?, Dezember 2006
- No.35: *Nils Braakmann*: Die Einführung der fachkundigen Stellungnahme bei der Ich-AG, November 2006
- No.34: *Martin F. Quaas and Stefan Baumgärtner*: Natural vs. financial insurance in the management of public-good ecosystems, October 2006  
[forthcoming in: Ecological Economics]
- No.33: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas*: The Private and Public Insurance Value of Conservative Biodiversity Management, October 2006
- No.32: *Ingrid Ott and Christian Papilloud*: Converging institutions. Shaping the relationships between nanotechnologies, economy and society, October 2006  
[forthcoming in: Bulletin of Science, Technology & Society]
- No.31: *Claus Schnabel and Joachim Wagner*: The persistent decline in unionization in western and eastern Germany, 1980-2004: What can we learn from a decomposition analysis?, October 2006  
[published in: Industrielle Beziehungen/The German Journal of Industrial Relations 14 (2007), 118-132]
- No.30: *Ingrid Ott and Susanne Soretz*: Regional growth strategies: fiscal versus institutional governmental policies, September 2006  
[forthcoming in: Economic Modelling]
- No.29: *Christian Growitsch and Heike Wetzel*: Economies of Scope in European Railways: An Efficiency Analysis, July 2006
- No.28: *Thorsten Schank, Claus Schnabel and Joachim Wagner*: Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data, June 2006  
[published in in: Journal of International Economics 72 (2007), 1, 52-74]
- No.27: *Joachim Wagner*: Markteintritte, Marktaustritte und Produktivität  
Empirische Befunde zur Dynamik in der Industrie, März 2006  
[erscheint in: Allgemeines Statistisches Archiv, Heft 3/2007]

- No.26: *Ingrid Ott and Susanne Soretz*: Governmental activity and private capital adjustment, March 2006  
[forthcoming in: *Icfai Journal of Managerial Economics*]
- No.25: *Joachim Wagner*: International Firm Activities and Innovation: Evidence from Knowledge Production Functions for German Firms, March 2006
- No.24: *Ingrid Ott und Susanne Soretz*: Nachhaltige Entwicklung durch endogene Umweltwahrnehmung, März 2006  
publiziert in: Clemens, C., Heinemann, M. & Soretz, S., *Auf allen Märkten zu Hause* (Gedenkschrift für Franz Haslinger), Marburg: Metropolis, 2006, 233-256
- No.23: *John T. Addison, Claus Schnabel, and Joachim Wagner*: The (Parlous) State of German Unions, February 2006  
[forthcoming in: *Journal of Labor Research* 28 (2007), 3-18]
- No.22: *Joachim Wagner, Thorsten Schank, Claus Schnabel, and John T. Addison*: Works Councils, Labor Productivity and Plant Heterogeneity: First Evidence from Quantile Regressions, February 2006  
[published in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226 (2006), 505 - 518]
- No.21: *Corinna Bunk*: Betriebliche Mitbestimmung vier Jahre nach der Reform des BetrVG: Ergebnisse der 2. Befragung der Mitglieder des Arbeitgeberverbandes Lüneburg Nordostniedersachsen, Februar 2006
- No.20: *Jan Kranich*: The Strength of Vertical Linkages, July 2006
- No.19: *Jan Kranich und Ingrid Ott*: Geographische Restrukturierung internationaler Wertschöpfungsketten – Standortentscheidungen von KMU aus regionalökonomischer Perspektive, Februar 2006
- No.18: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber*: Handwerksreform 2004 – Rückwirkungen auf das Ausbildungsverhalten Lüneburger Handwerksbetriebe?, Februar 2006
- No.17: *Wiebke B. Röber und Thomas Wein*: Mehr Wettbewerb im Handwerk durch die Handwerksreform?, Februar 2006
- No.16: *Joachim Wagner*: Politikrelevante Folgerungen aus Analysen mit wirtschaftsstatistischen Einzeldaten der Amtlichen Statistik, Februar 2006  
[publiziert in: *Schmollers Jahrbuch* 126 (2006) 359-374]
- No.15: *Joachim Wagner*: Firmenalter und Firmenperformance  
Empirische Befunde zu Unterschieden zwischen jungen und alten Firmen in Deutschland, September 2005  
[publiziert in: Lutz Bellmann und Joachim Wagner (Hrsg.), *Betriebsdemographie* (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 305), Nürnberg: IAB der BA, 83-111]
- No.14: *Joachim Wagner*: German Works Councils and Productivity: First Evidence from a Nonparametric Test, September 2005  
[forthcoming in: *Applied Economics Letters*]
- No.13: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner*: Arbeitsrechtliche Schwellenwerte und betriebliche Arbeitsplatzdynamik: Eine empirische Untersuchung am Beispiel des Schwerbehindertengesetzes, August 2005  
[publiziert in: *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung/ Journal for Labour Market Research* 39 (2006), 181-199]

- No.12: *Claus Schnabel and Joachim Wagner: Who are the workers who never joined a union? Empirical evidence from Germany*, July 2005  
[published in: *Industrielle Beziehungen/ The German Journal of Industrial Relations* 13 (2006), 118-131]
- No.11: *Joachim Wagner: Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1995 – 2004)*, June 2005  
[publiziert in: *Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Statistische Berichte Niedersachsen, Sonderausgabe: Tagung der NLS am 9. März 2006, Globalisierung und regionale Wirtschaftsentwicklung - Datenlage und Datenbedarf in Niedersachsen.* Hannover, Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Juli 2006, 18 – 29]
- No.10: *Joachim Wagner: Der Noth gehorchend, nicht dem eignen Trieb. Nascent Necessity and Opportunity Entrepreneurs in Germany. Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM)*, May 2005  
[published in: *RWI: Mitteilungen. Quarterly* 54/ 55 (2003/04), 287-303  
{published June 2006}]
- No. 9: *Gabriel Desgranges and Maik Heinemann: Strongly Rational Expectations Equilibria with Endogenous Acquisition of Information*, March 2005
- No. 8: *Joachim Wagner: Exports, Foreign Direct Investment, and Productivity: Evidence from German Firm Level Data*, March 2005  
[published in: *Applied Economics Letters* 13 (2006), 347-349]
- No. 7: *Thomas Wein: Associations' Agreement and the Interest of the Network Suppliers – The Strategic Use of Structural Features*, March 2005
- No. 6: *Christiane Clemens and Maik Heinemann: On the Effects of Redistribution on Growth and Entrepreneurial Risk-Taking*, March 2005
- No. 5: *Christiane Clemens and Maik Heinemann: Endogenous Redistributive Cycles – An overlapping Generations Approach to Social Conflict and Cyclical Growth*, March 2005
- No. 4: *Joachim Wagner: Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data*, March 2005  
[published in: *The World Economy* 30 (2007), 1, 60-82]
- No. 3: *Thomas Wein and Reimund Schwarze: Is the Market Classification of Risk Always Efficient? - Evidence from German Third Party Motor Insurance*, March 2005
- No. 2: *Ingrid Ott and Stephen J. Turnovsky: Excludable and Non-Excludable Public Inputs: Consequences for Economic Growth*, June 2005 (Revised version)  
[published in: *Economica* 73 (2006), 292, 725-742  
also published as CESifo Working Paper 1423]
- No. 1: *Joachim Wagner: Nascent and Infant Entrepreneurs in Germany. Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM)*, March 2005  
[published in: *Simon C. Parker (Ed.), The Life Cycle of Entrepreneurial Ventures (International Handbook Series on Entrepreneurship, Volume 3)*, New York etc.: Springer, 2006, 15-37]



Universität Lüneburg  
Institut für Volkswirtschaftslehre  
Postfach 2440  
D-21314 Lüneburg  
Tel.: ++49 4131 677 2321  
email: brodt@leuphana.de  
[www.leuphana.de/vwl/papers](http://www.leuphana.de/vwl/papers)