

### Betriebsräte und Beschäftigungswachstum: spielt die Spezifikation der Betriebsgröße eine Rolle für den geschätzten Zusammenhang?

Jirjahn, Uwe

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Rainer Hampp Verlag

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jirjahn, U. (2008). Betriebsräte und Beschäftigungswachstum: spielt die Spezifikation der Betriebsgröße eine Rolle für den geschätzten Zusammenhang? *Industrielle Beziehungen : Zeitschrift für Arbeit, Organisation und Management*, 15(3), 279-291. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-352353>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Uwe Jirjahn\*

## **Betriebsräte und Beschäftigungswachstum: Spielt die Spezifikation der Betriebsgröße eine Rolle für den geschätzten Zusammenhang? \*\***

**Zusammenfassung** – Neuere ökonometrische Untersuchungen zeichnen ein neutrales bis positives Bild der ökonomischen Konsequenzen betrieblicher Mitbestimmung. Demgegenüber gelangt ein Beitrag von Addison und Teixeira (2006) zu einer überraschend pessimistischen Einschätzung. Das Vorhandensein eines Betriebsrats ist hiernach negativ mit dem betrieblichen Beschäftigungswachstum verbunden. Vor diesem Hintergrund beschäftigt sich die vorliegende Untersuchung mit der Frage, inwieweit der geschätzte Wachstumseffekt des Betriebsrats von der Spezifikation der Betriebsgröße abhängt. Ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen Betriebsräten und betrieblicher Beschäftigungsentwicklung zeigt sich nur, wenn die Betriebsgröße linear in die Schätzgleichung einfließt. Wird demgegenüber für die logarithmierte Betriebsgröße kontrolliert, ist kein signifikanter Wachstumseffekt betrieblicher Mitbestimmung festzustellen. Die Ergebnisse sprechen dafür, dass die scheinbar negative Beziehung zwischen Betriebsräten und Beschäftigungswachstum auf eine Fehlspezifikation der Betriebsgröße zurückzuführen ist. Da das Vorhandensein eines Betriebsrats positiv mit der Betriebsgröße korreliert ist, spiegelt sich bei einer Fehlspezifikation der negative Wachstumseffekt der Betriebsgröße im geschätzten Betriebsratskoeffizienten wider.

### **Works Councils and Employment Growth: Does the Specification of Firm Size Influence the Estimated Statistical Relationship?**

**Abstract** – Recent econometric studies show a neutral-to-positive effect of workplace co-determination on economic outcomes. In contrast, a study by Addison and Teixeira (2006) obtains surprisingly pessimistic results: works councils have a negative effect on employment growth. Consequently, the present study investigates how far this effect is to be explained by the model's specification of employment size. It finds that works councils have a negative effect on employment growth only when employment size is measured as a linear effect. When it is measured in proportional, logarithmic, form, the study finds no effect on employment growth. These results mean that the apparently negative effect of works councils on employment growth is the result of specification errors. The existence of a positive relationship between works council presence and firm size accounts for the apparently negative relationship between employment growth and works councils.

Key words: **Works Council, Employment Growth, Establishment Size, Misspecification Error**

---

\* PD Dr. Uwe Jirjahn, Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Institut für Arbeitsökonomik, Königsworther Platz 1, D – 30167 Hannover.  
E-mail: jirjahn@ewifo.uni-hannover.de.

\*\* Artikel eingegangen: 11.7.2008, akzeptiert: 1.8.2008.

## 1. Einleitung

Mitbestimmung ist zentraler Bestandteil einer Demokratisierung und Humanisierung der Arbeitswelt. Unter ökonomischen Gesichtspunkten stellt sich jedoch die Frage, unter welchen Bedingungen Mitbestimmung zu einer Steigerung der Leistungs- und Wettbewerbsfähigkeit von Betrieben beiträgt und somit Kompatibilität mit marktwirtschaftlichen Prinzipien aufweist. Angesichts anhaltender Arbeitsmarktprobleme in der Bundesrepublik betrifft dies insbesondere auch die Frage nach möglichen Einflüssen der Mitbestimmung auf die Beschäftigungsentwicklung.

Aus theoretischer Sicht sind die Arbeitsmarkteffekte betrieblicher Mitbestimmung nicht eindeutig bestimmbar. Auf der einen Seite sprechen theoretische Überlegungen dafür, dass Betriebsräte das Potenzial haben, die ökonomische Leistungsfähigkeit von Betrieben zu steigern. Betriebsräte können vertrauensvolle Beziehungen in den Betrieben fördern und die Kooperationsbereitschaft der Arbeitnehmer erhöhen (Smith 1991; Freeman/Lazear 1995; Kaufman/Levine 2000; Hogan 2001). Empirische Untersuchungen zeigen in der Tat einen neutralen bis positiven Einfluss von Betriebsräten auf Weiterbildung, Arbeitszeitflexibilisierung, leistungsorientierte Entlohnungsformen, Innovationen und Produktivität (für einen Überblick vgl. Jirjahn 2005, 2006; Frick 2008). Vor diesem Hintergrund ist ein positiver oder zumindest doch neutraler Effekt auf die betriebliche Arbeitsnachfrage zu erwarten. Unter theoretischen Gesichtspunkten ist jedoch auch denkbar, dass Betriebsräte sich primär in Umverteilungsaktivitäten engagieren. Sie könnten primär die Interessen der im Betrieb beschäftigten Insider durchsetzen und die Neueinstellung von Outsidern behindern. Dies würde für negative Beschäftigungseffekte betrieblicher Mitbestimmung sprechen.

Während neuere ökonometrische Untersuchungen insgesamt doch ein eher positives Bild der ökonomischen Effekte betrieblicher Mitbestimmung zeichnen, gelangen Addison und Teixeira (2006) auf Basis des IAB-Betriebspanels zu einer sehr pessimistischen Einschätzung. Ihren Ergebnissen zufolge ist das Vorhandensein eines Betriebsrats mit einer Verlangsamung der betrieblichen Beschäftigungsentwicklung verbunden. Die Untersuchung von Addison und Teixeira (2006) hat die wirtschaftspolitische Diskussion bereits im Vorfeld ihrer Publikation beeinflusst. So hat das Mitglied des Sachverständigenrats Wolfgang Franz (2005) unter anderem unter Bezug auf diese Untersuchung für eine Neuausrichtung der betrieblichen Mitbestimmung plädiert.

Bei näherer Betrachtung stellt sich jedoch die Frage, inwiefern das Ergebnis von Addison und Teixeira (2006) durch eine Fehlspezifikation der Betriebsgröße in der Schätzgleichung zustande kommt. Die Autoren gehen von einem linearen Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungswachstum aus und gelangen zu dem Resultat, dass größere Betriebe eine höhere Wachstumsrate der Beschäftigung haben. Der Beitrag von Addison und Teixeira (2006) steht damit im Widerspruch zu einschlägigen internationalen Studien, die eine nichtlineare Beziehung zwischen Größe und Beschäftigungsentwicklung nachweisen und zeigen, dass größere Betriebe durch ein geringeres Beschäftigungswachstum gekennzeichnet sind (z.B. Evans 1987 für die USA; Dunne/Hughes 1994 für Großbritannien; Blanchflower/Burgess 1998 für Australien; Harhoff et al. 1998 für Deutschland).

Eine Fehlspezifikation der Betriebsgröße kann erhebliche Konsequenzen für den geschätzten Betriebsratseffekt haben. Dies ergibt sich daraus, dass das Vorhandensein eines Betriebsrats in starkem Maße von der Betriebsgröße abhängt.<sup>1</sup> Betriebsräte finden sich deutlich häufiger in größeren Betrieben. Wird keine korrekte Spezifikation der Betriebsgröße vorgenommen, dann wird im geschätzten Betriebsratskoeffizienten der Betriebsratseffekt mit dem Betriebsgrößeneffekt vermengt. Der gefundene negative Zusammenhang zwischen Betriebsratsexistenz und Beschäftigungsentwicklung spiegelt somit möglicherweise die negative Beziehung zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungswachstum wider, die sich bei korrekter Spezifikation im geschätzten Koeffizienten für die Betriebsgröße zeigen würde.

Der vorliegende Beitrag untersucht, inwiefern der geschätzte Wachstumseffekt des Betriebsrats von der Spezifikation der Betriebsgröße abhängt. Ebenfalls auf Basis des IAB-Betriebspanels werden die Determinanten der betrieblichen Beschäftigungsentwicklung für den Zeitraum 1993 bis 2001 geschätzt. Bei einer linearen Spezifikation der Betriebsgröße ergibt sich wie bei Addison und Teixeira ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen der Existenz eines Betriebsrats und dem betrieblichen Beschäftigungswachstum. Wird demgegenüber ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen der Größe des Betriebs und seiner Beschäftigungsdynamik durch Kontrolle für die logarithmierte Mitarbeiterzahl berücksichtigt, dann zeigt sich keine signifikante Beziehung zwischen betrieblicher Mitbestimmung und Beschäftigungsentwicklung. Darüber hinaus bestätigt sich bei nichtlinearer Spezifikation der Betriebsgröße das aus anderen Studien bekannte Resultat, dass größere Betriebe langsamer wachsen. Die Schätzungen der vorliegenden Untersuchung verdeutlichen, dass eine korrekte Spezifikation der Betriebsgröße für die Schätzung der Beschäftigungseffekte von Betriebsräten eine wichtige Rolle spielen kann.

Im folgenden Abschnitt 2 werden der Datensatz, die Variablen und das methodische Vorgehen beschrieben. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung werden in Abschnitt 3 präsentiert. Abschnitt 4 enthält die Schlussbemerkungen.

## 2. Datensatz, Variablen und Methode

Die vorliegende Untersuchung basiert auf dem IAB-Betriebspanel (Bellmann 2002). Es handelt sich hierbei um eine jährliche Wiederholungsbefragung, die seit 1993 für die alten und seit 1996 für die neuen Bundesländer durchgeführt wird. Grundgesamtheit sind alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Das IAB-Betriebspanel umfasst Betriebe aller Betriebsgrößen und aller Wirtschaftssektoren. In Anlehnung an Addison und Teixeira (2006) konzentriert sich die folgende Analyse auf westdeutsche Betriebe und regressiert die betriebliche Beschäftigungsentwicklung im 8-Jahres-Zeitraum 1993 bis 2001 auf betriebliche Charakteristika des Jahres 1993. Betriebe, die dem Sektor „Organisationen ohne Erwerbscharakter, private Haushalte“ oder dem Sektor „Gebietskörperschaften und Sozialversicherun-

---

<sup>1</sup> Der Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Betriebsratsexistenz wird von Addison et al. (1997, 2003) eingehender analysiert.

gen“ zuzurechnen sind, werden aus der Analyse ausgeschlossen.<sup>2</sup> Des Weiteren werden nur privatwirtschaftliche Betriebe betrachtet, da diese Betriebe unter Marktbedingungen bestehen müssen. D.h., Beobachtungen, bei denen es sich z.B. um kommunale Versorgungsbetriebe, gemeinnützige Einrichtungen oder Verbände handelt, werden nicht berücksichtigt. Schließlich werden nur Betriebe mit mindestens fünf Beschäftigten in die Analyse einbezogen. Eine Beschreibung der verwendeten Variablen und die deskriptiven Statistiken finden sich in Tabelle 1.

**Tab. 1: Variablenbeschreibung und deskriptive Statistiken**

Variable	Beschreibung (Mittelwert; Standardabweichung)
Wachstumsrate 1	Wachstumsrate der Beschäftigung entsprechend Gleichung (1) (-0,1498; 0,4610).
Wachstumsrate 2	Wachstumsrate der Beschäftigung entsprechend Gleichung (2) (-0,1820; 0,6132).
Betriebsrat	Dummyvariable = 1, wenn in 1993 ein Betriebsrat existiert (0,5695; 0,4954).
Beschäftigte	Anzahl der der Beschäftigten in 1993 (828,9; 3133,9).
Beschäftigte quadriert	Quadrierte Anzahl der Beschäftigten in 1993.
Ln(Beschäftigte)	Logarithmierte Anzahl der Beschäftigten in 1993.
Kurzarbeit	Dummyvariable = 1, wenn es im 1. Halbjahr 1993 Kurzarbeit gab (0,2064; 0,4049).
Überstunden	Dummyvariable = 1, wenn im 1. Halbjahr 1993 Überstunden geleistet wurden (0,6755; 0,4684).
Schichtarbeit	Dummyvariable = 1, wenn es in 1993 ein Schichtsystem gibt (0,4338; 0,4959).
Samstagsarbeit	Dummyvariable = 1, wenn im 1. Halbjahr in 1993 samstags gearbeitet wurde (0,5993; 0,4903).
Aktiengesellschaft	Dummyvariable = 1, wenn der Betrieb in 1993 die Rechtsform einer Aktiengesellschaft hat (0,1545; 0,3616).
Technologischer Stand Anlagen	Klassierte Variable für den technischen Stand der Anlagen im Vergleich zu anderen Betrieben in der Branche; 1 = völlig veraltet, ..., 5 = auf dem neuesten Stand (4,039; 0,7813).
Auszubildende	Anteil der Auszubildenden an allen Beschäftigten in 1993 (0,0524; 0,0721).
Geringqualifizierte gewerbliche Arbeitnehmer	Anteil der geringqualifizierten gewerblichen Arbeitnehmer an allen Beschäftigten in 1993 (0,2635; 0,2618).
Qualifizierte gewerbliche Arbeitnehmer	Anteil der Facharbeiter an allen Beschäftigten in 1993 (0,2580; 0,2390).
Dummyvariablen für Wirtschaftssektoren	Neun Dummyvariablen für Wirtschaftssektoren.
Dummyvariablen für Bundesländer	Neun Dummyvariablen für Bundesländer bzw. Stadtstaaten in Westdeutschland.
Beobachtungen	906

Basierend auf Davis und Haltiwanger (1992) wird folgende Wachstumsrate der Beschäftigung verwendet:

<sup>2</sup> Ohne Angabe eines spezifischen Grundes schließen Addison und Teixeira (2006) zusätzlich auch die Sektoren „Land- und Forstwirtschaft, Gartenbau, Tierhaltung und Fischerei“ und „Kreditinstitute und Versicherungsgewerbe“ aus. Die im vorliegenden Beitrag präsentierten Analysen berücksichtigen diese beiden Sektoren. Als Robustheitscheck wurden die Analysen auch ohne diese Sektoren durchgeführt. Die zentralen Ergebnisse bleiben hiervon unberührt.

$$g_1 = \frac{\text{Beschäftigte}_{2001} - \text{Beschäftigte}_{1993}}{0,5 \cdot (\text{Beschäftigte}_{2001} + \text{Beschäftigte}_{1993})}. \quad (1)$$

Dabei bezeichnet  $\text{Beschäftigte}_{2001}$  die Zahl der Beschäftigten in 2001 und  $\text{Beschäftigte}_{1993}$  die Zahl der Beschäftigten in 1993. Bei dieser Wachstumsrate werden Veränderungen der Beschäftigung zur durchschnittlichen Beschäftigung in Beziehung gesetzt. Ein Vorteil dieser Wachstumsrate kann darin gesehen werden, dass sie weniger anfällig gegenüber Ausreißern ist. Alternativ lässt sich die Wachstumsrate durch die Differenz der logarithmierten Beschäftigtenzahlen approximieren (Evans 1987):

$$g_2 = \ln(\text{Beschäftigte}_{2001}) - \ln(\text{Beschäftigte}_{1993}). \quad (2)$$

Da die in (2) definierte Wachstumsrate in der Literatur sehr häufig Verwendung findet, werden als Robustheitscheck zusätzlich auch Regressionen mit dieser Wachstumsrate geschätzt.

Um zu überprüfen, inwieweit die Spezifikation der Betriebsgröße einen Einfluss auf den geschätzten Wachstumseffekt betrieblicher Mitbestimmung ausübt, werden mittels OLS verschiedene Regressionen durchgeführt. Im ersten Schritt wird eine Gleichung geschätzt, die von einem linearen Zusammenhang zwischen der – an der Beschäftigtenzahl gemessenen – Größe des Betriebs und dem betrieblichen Beschäftigungswachstum ausgeht:

$$g = \beta_1 \cdot \text{Betriebsrat} + \beta_2 \cdot \text{Beschäftigte} + \varphi' \cdot x + \varepsilon. \quad (3)$$

Dabei ist  $\text{Betriebsrat}$  eine Dummyvariable für die Existenz eines Betriebsrats in 1993 und  $\text{Beschäftigte}$  die Zahl der Beschäftigten in 1993.<sup>3</sup>  $\beta_1$  und  $\beta_2$  sind die dazugehörigen Koeffizienten.  $x$  ist Vektor sonstiger betrieblicher Charakteristika in 1993 mit dem entsprechenden Koeffizientenvektor  $\varphi$ . Zufallseinflüsse werden durch  $\varepsilon$  bezeichnet. Gleichung (3) kann mit dem von Addison und Texeira (2006) gewählten Vorgehen verglichen werden. Wie bereits in der Einleitung ausgeführt wurde, ergibt sich eine verzerrte Schätzung, wenn (3) fehlspezifiziert ist und kein linearer Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungswachstum besteht. Die Verzerrung betrifft dabei nicht nur den geschätzten Einfluss der Betriebsgröße, sondern aller Voraussicht nach auch den geschätzten Wachstumseffekt des Betriebsrats. Da die Existenz eines Betriebsrats positiv mit der Betriebsgröße korreliert ist, besteht die Gefahr, dass der ermittelte Betriebsratskoeffizient den üblicherweise gefundenen negativen Einfluss der Betriebsgröße widerspiegelt.

Ein erster Schritt zur Berücksichtigung eines nichtlinearen Größeneffekts kann darin bestehen, dass zusätzlich auch die quadrierte Beschäftigtenzahl in die Schätzgleichung aufgenommen wird:

---

<sup>3</sup> Der Index für das Jahr 1993 wird zur Schreibvereinfachung unterdrückt.

$$g = \beta_1 \cdot \text{Betriebsrat} + \beta_2 \cdot \text{Beschäftigte} + \beta_3 \cdot (\text{Beschäftigte})^2 + \varkappa' \cdot x + \varepsilon \quad (4)$$

Alternativ kann eine mögliche Nichtlinearität berücksichtigt werden, indem die logarithmierte Beschäftigtenzahl als erklärende Variable in die Schätzgleichung einfließt:

$$g = \beta_1 \cdot \text{Betriebsrat} + \beta_2 \cdot \ln(\text{Beschäftigte}) + \varkappa' \cdot x + \varepsilon \quad (5)$$

Zu den sonstigen betrieblichen Charakteristika, für die in allen Schätzungen kontrolliert wird, zählen mehrere Proxyvariablen für die Bedingungen auf den Absatzmärkten der Betriebe. Um die Produktion steigern zu können, erhöhen Betriebe die Beschäftigtenzahl bei einer hohen Nachfrage nach ihren Produkten und Dienstleistungen. Dies ist mit einer höheren Kapazitätsauslastung verbunden. Bei einer geringen Produktnachfrage bauen Betriebe die Beschäftigung ab. Für ungünstige Absatzmarktbedingungen wird durch eine Dummyvariable für Kurzarbeit kontrolliert. Günstige Produktmarktbedingungen werden in Form von Dummyvariablen für die betriebliche Nutzung von Überstunden, Schichtarbeit sowie Samstagsarbeit berücksichtigt. Die Beschäftigungsentwicklung dürfte zudem auch von der technologischen Wettbewerbsfähigkeit des Betriebs abhängen. Zu diesem Zweck wird eine klassierte Variable für den technologischen Stand der Anlagen in die Schätzungen aufgenommen. Des Weiteren wird für allgemeine betriebliche Rahmenbedingungen in Form einer Dummyvariable für die Rechtsform einer Aktiengesellschaft kontrolliert. Die Belegschaftsstruktur wird durch die Beschäftigtenanteile der Auszubildenden, der ungelerten sowie der qualifizierten gewerblichen Arbeitnehmer erfasst. Für sektorale Einflüsse (wie z.B. unterschiedliche Wettbewerbsbedingungen) wird in Form von neun Branchendummies kontrolliert. Schließlich finden regionale Einflussfaktoren (wie z.B. Unterschiede in der Infrastruktur oder Wirtschaftsförderung) durch neun Dummyvariablen für Bundesländer bzw. Stadtstaaten Berücksichtigung.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> An dieser Stelle ist ein kurzer Vergleich mit der von Addison und Teixeira (2006) gewählten Spezifikation angebracht. Wie in der hier vorliegenden Untersuchung werden Variablen für die Rechtsform, den technologischen Stand der Anlagen und die Sektorzugehörigkeit der Betriebe verwendet, wobei von den Autoren aber eine gröbere Sektoreinteilung gewählt wird. Für regionale Einflussfaktoren wird in ihren Schätzungen nicht kontrolliert. Ebenso wenig finden sich in ihren Regressionen Variablen für die Absatzmarktbedingungen der Betriebe. Eine von den Autoren verwendete Variable für Einzelbetriebe erweist sich in ihren Schätzungen als fast durchgängig insignifikant. Die Belegschaftsstruktur wird bei den Autoren durch die Beschäftigtenanteile der Frauen und Teilzeitbeschäftigten berücksichtigt. Diese Variablen erweisen sich in den Schätzungen von Addison und Teixeira (2006) häufig ebenfalls als insignifikant. Schließlich wird von den Autoren eine Lohnvariable verwendet, die allerdings nicht näher beschrieben wird. Die geschätzten Koeffizienten für diese Variable reichen von signifikant negativ über insignifikant bis hin zu signifikant positiv. Insbesondere die Verwendung der Lohnvariable erscheint als problematisch, da sie – etwa aufgrund eines betrieblichen Rent Sharing – endogen sein dürfte und ein Betriebsratseffekt auf das Beschäftigungswachstum zudem gerade über die Löhne laufen könnte. Als Robustheitscheck wurden die von Addison und Teixeira (2006) verwendeten Variablen auch in die hier vorliegende Untersuchung einbezogen. Die Variablen erwiesen sich jedoch als insignifikant.

### 3. Ergebnisse

#### 3.1 Basisschätzungen

Tabelle 2 stellt die Regressionsergebnisse dar. Abhängige Variable ist die in Gleichung (1) definierte Wachstumsrate. Drei der vier Proxyvariablen für die Bedingungen auf den Absatzmärkten des Betriebs haben statistisch signifikante Koeffizienten. Kurzarbeit steht in negativer Beziehung zum betrieblichen Beschäftigungswachstum, während Samstagsarbeit und Schichtarbeit positiv mit der betrieblichen Beschäftigungsentwicklung verbunden sind. Betriebe mit einer modernen Produktionstechnologie weisen ebenfalls ein höheres Beschäftigungswachstum auf. Die Rechtsform der Aktiengesellschaft erweist sich als negative Determinante. Der Anteil der Auszubildenden ist positiv mit der Beschäftigungsentwicklung verbunden.

**Tab. 2: Determinanten des Beschäftigungswachstums**

Erklärende Variablen	(a)	(b)	(c)
Betriebsrat	-0,1075 (2,69)***	-0,1052 (2,64)***	-0,0465 (0,94)
Beschäftigte	8,21e-07 (0,28)	-0,00001 (0,83)	-----
Beschäftigte quadriert	-----	2,63e-10 (1,07)	-----
Ln(Beschäftigte)	-----	-----	-0,0348 (2,29)**
Kurzarbeit	-0,1351 (2,89)***	-0,1307 (2,80)***	-0,1110 (2,39)**
Überstunden	0,0348 (0,97)	0,0360 (1,00)	0,0492 (1,39)
Schichtarbeit	0,0497 (1,12)	0,0559 (1,25)	0,0887 (1,88)*
Samstagsarbeit	0,0756 (2,21)**	0,0771 (2,24)**	0,0787 (2,31)**
Aktiengesellschaft	-0,1345 (2,65)***	-0,1219 (2,30)**	-0,0987 (1,87)*
Technologischer Stand Anlagen	0,0726 (3,77)***	0,0727 (3,77)***	0,0769 (4,00)***
Auszubildende	0,4985 (2,54)**	0,4956 (2,52)**	0,5033 (2,57)**
Geringqualifizierte gewerbliche Arbeitnehmer	-0,0672 (0,81)	-0,0622 (0,78)	-0,0484 (0,60)
Qualifizierte gewerbliche Arbeitnehmer	-0,0086 (0,09)	-0,0058 (0,06)	0,0028 (0,03)
Konstante	-0,7316 (3,70)***	-0,7376 (3,74)***	-0,6749 (3,36)***
Dummyvariablen für Wirtschaftssektoren	Ja	Ja	Ja
Dummyvariablen für Bundesländer	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	906	906	906
R <sup>2</sup>	0,1158	0,1168	0,1218

Abhängige Variable ist die in Gleichung (1) definierte Wachstumsrate. Methode: OLS. Absolute t-Werte in Klammern basieren auf robusten Standardirrtümern. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ .

Betrachten wir die für uns zentralen Variablen, dann zeigt sich bei linearer Spezifikation der Betriebsgröße in Regression (a) kein signifikanter Einfluss der Beschäftigtenzahl. Vor dem Hintergrund einschlägiger internationaler Studien, die einen nega-



tiven Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungswachstum zeigen, ist dies überraschend. Der geschätzte Wachstumseffekt des Betriebsrats ist wie bei Addison und Teixeira (2006) signifikant negativ. Um zu überprüfen, inwiefern dieses Ergebnis auf eine Fehlspezifikation der Betriebsgröße zurückzuführen ist, wird im nächsten Schritt berücksichtigt, dass ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und betrieblicher Beschäftigungsentwicklung bestehen könnte. In Regression (b) wird zusätzlich zur Beschäftigtenzahl die quadrierte Beschäftigtenzahl in die Schätzung aufgenommen. Die Regression zeigt keine Änderung in den zentralen Ergebnissen. Die Betriebsgröße hat weiterhin keinen signifikanten Einfluss und das Vorhandensein eines Betriebsrats erscheint nach wie vor als signifikant negative Determinante des betrieblichen Beschäftigungswachstums.<sup>5</sup> Der in (b) geschätzte Koeffizient für den Betriebsrat verändert sich im Vergleich zu (a) kaum. Jedoch mag die in (b) gewählte funktionale Form einer möglichen Nichtlinearität noch immer nicht in angemessener Weise Rechnung tragen. In Regression (c) wird daher die logarithmierte Beschäftigtenzahl als erklärende Variable aufgenommen. Hierdurch ergeben sich bemerkenswerte Änderungen in den Resultaten. Die Betriebsgröße ist nun statistisch signifikant und zeigt den erwarteten negativen Einfluss auf das betriebliche Beschäftigungswachstum. Im Vergleich zu den vorangegangenen Schätzungen fällt der geschätzte Koeffizient für den Betriebsrat betragsmäßig um mehr als die Hälfte und ist nun nicht länger statistisch signifikant.<sup>6</sup>

Damit sprechen die in Tabelle 2 präsentierten Ergebnisse für die Hypothese, dass eine korrekte Spezifikation der Betriebsgröße für die Schätzung des Wachstumseffekts betrieblicher Mitbestimmung eine wichtige Rolle spielt. Bei einer Fehlspezifikation fließt der negative Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungsentwicklung in den geschätzten Koeffizienten für den Betriebsrat ein. Wird demgegenüber eine geeignete funktionale Form für die Betriebsgröße gewählt, dann zeigt sich der erwartete negative Wachstumseffekt der Betriebsgröße, und die betriebliche Mitbestimmung erweist sich nicht länger als negative Determinante des Beschäftigungswachstums.

---

<sup>5</sup> In ähnlicher Weise findet auch Gold (1999) bei Berücksichtigung der quadrierten Betriebsgröße einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen Betriebsräten und betrieblichem Beschäftigungswachstum.

<sup>6</sup> Dieses Ergebnis stimmt mit den Studien von Gerlach und Jirjahn (1999) sowie Meyer und Pfeifer (2005) überein. In den beiden genannten Beiträgen zeigt sich kein signifikanter Beschäftigungseffekt von Betriebsräten, wobei in beiden Untersuchungen ebenfalls für die logarithmierte Beschäftigtenzahl kontrolliert wird. Bei Gerlach und Jirjahn (1999) wird zusätzlich auch die quadrierte logarithmierte Beschäftigtenzahl berücksichtigt. Als Robustheitscheck wurden in der präsentierten Untersuchung die Regressionen ebenfalls mit der quadrierten logarithmierten Beschäftigtenzahl als zusätzlicher erklärender Variable geschätzt. Diese erwies sich jedoch als insignifikant. Insgesamt sprechen die Ergebnisse somit dafür, dass die in Regression (c) gewählte Spezifikation die angemessene funktionale Form ist.

### 3.2 Ergänzende Schätzungen

Es wurden verschiedene ergänzende Schätzungen durchgeführt, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen. Addison und Teixeira (2006) schließen aus ihrer Analyse Betriebe aus, bei denen es während des betrachteten 8-Jahres-Zeitraums in irgendeinem der Jahre zu einem Wechsel im Betriebsratsstatus, d.h. zu einer Einführung oder zu einer Abschaffung des Betriebsrats gekommen ist. Die Regressionen in Tabelle 3 folgen diesem Vorgehen.<sup>7</sup> Es werden nur Betriebe berücksichtigt, die über die betrachteten acht Jahre hinweg entweder kontinuierlich einen Betriebsrat hatten oder aber kontinuierlich keinen Betriebsrat hatten. Im Vergleich zu der in Tabelle 2 präsentierten Analyse fällt die Fallzahl nun von 906 auf 705. Die Verringerung der Fallzahl ist zum größten Teil darauf zurückzuführen, dass die Analyse nun auf Betriebe beschränkt ist, die in jedem der acht Jahre am IAB-Betriebspanel teilgenommen haben. Ein Wechsel im Betriebsratsstatus kommt demgegenüber eher selten vor. Die Ergebnisse in Tabelle 3 sind denen in Tabelle 2 sehr ähnlich.

**Tab. 3: Determinanten des Beschäftigungswachstums; nur Betriebe ohne Wechsel im Betriebsratsstatus**

Erklärende Variablen	(a)	(b)	(c)
Betriebsrat	-0,0905 (2,00)**	-0,0883 (2,08)**	-0,0092 (0,16)
Beschäftigte	-1,12e-06 (0,30)	-0,00001 (0,86)	----
Beschäftigte quadriert	----	2,58e-10 (1,02)	----
Ln(Beschäftigte)	----	----	-0,0391 (2,39)**
Beobachtungen	705	705	705
R <sup>2</sup>	0,1330	0,1340	0,1406

Abhängige Variable ist die in Gleichung (1) definierte Wachstumsrate. Methode: OLS. Absolute t-Werte in Klammern basieren auf robusten Standardirrtümern. \*\*\*,  $\alpha = 0,01$ ; \*\*,  $\alpha = 0,05$ ; \*,  $\alpha = 0,1$ . Alle anderen in Tabelle 2 aufgelisteten erklärenden Variablen sind in den Regressionen enthalten. Die Ergebnisse zu diesen Variablen werden nicht ausgewiesen, um Platz zu sparen.

In einem weiteren Schritt wird überprüft, ob die gewonnenen Ergebnisse von der verwendeten Wachstumsrate abhängen. Zu diesem Zweck wird die in Gleichung (2) definierte Wachstumsrate als abhängige Variable verwendet. Die Ergebnisse dieses Robustheitschecks werden in Tabelle 4 präsentiert. Es zeigt sich, dass sich das Muster der Resultate auch bei Verwendung der alternativen Wachstumsrate nicht ändert.

Schließlich werden die Schätzungen auf Betriebe mit 21 bis 100 Beschäftigten beschränkt. Diese Beschränkung findet sich in der Literatur des Öfteren, da die Rechte der Betriebsräte in dieser Größenklasse konstant sind. Die Ergebnisse finden sich in

<sup>7</sup> In der Tabelle 3 sowie in den folgenden Tabellen werden nur die Ergebnisse für die primär interessierenden Variablen ausgewiesen. Alle anderen in Tabelle 2 aufgeführten Kontrollvariablen sind in den in Tabelle 3 bis 5 präsentierten Regressionen enthalten. Zum Zwecke der Platzersparnis werden die Ergebnisse für die Kontrollvariablen nicht ausgewiesen.

Tabelle 5. Ungeachtet der Spezifikation der Beschäftigtenzahl zeigt sich weder ein signifikanter Einfluss des Betriebsrats noch ein signifikanter Einfluss der Betriebsgröße. Dies mag darauf zurückzuführen sein, dass die Beschränkung zu einer deutlichen Verringerung der Fallzahl führt, was eine präzise Schätzung der Zusammenhänge erschweren kann.

**Tab. 4: Determinanten des Beschäftigungswachstums; alternative Wachstumsrate**

Erklärende Variablen	(a)	(b)	(c)
Betriebsrat	-0,1299 (2,60)**	-0,1253 (2,51)**	-0,0483 (0,75)
Beschäftigte	-9,87e-08 (0,02)	-0,00002 (0,95)	-----
Beschäftigte quadriert	-----	5,15e-10 (1,14)	-----
Ln(Beschäftigte)	-----	-----	-0,0465 (2,19)**
Beobachtungen	906	906	906
R <sup>2</sup>	0,0944	0,0967	0,1006

Abhängige Variable ist die in Gleichung (2) definierte Wachstumsrate. Methode: OLS. Absolute t-Werte in Klammern basieren auf robusten Standardirrtümern. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ . Alle anderen in Tabelle 2 aufgelisteten erklärenden Variablen sind in den Regressionen enthalten. Die Ergebnisse zu diesen Variablen werden nicht ausgewiesen, um Platz zu sparen.

**Tab. 5: Determinanten des Beschäftigungswachstums; nur Betriebe mit 21 bis 100 Beschäftigten**

Erklärende Variablen	(a)	(b)	(c)
Betriebsrat	-0,0740 (0,87)	-0,0716 (0,85)	-0,0821 (0,99)
Beschäftigte	0,008 (0,48)	0,0114 (1,58)	-----
Beschäftigte quadriert	-----	-0,0001 (1,46)	-----
Ln(Beschäftigte)	-----	-----	0,0641 (0,82)
Beobachtungen	237	237	237
R <sup>2</sup>	0,2273	0,2356	0,2291

Abhängige Variable ist die in Gleichung (1) definierte Wachstumsrate. Methode: OLS. Absolute t-Werte in Klammern basieren auf robusten Standardirrtümern. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ . Alle anderen in Tabelle 2 aufgelisteten erklärenden Variablen sind in den Regressionen enthalten. Die Ergebnisse zu diesen Variablen werden nicht ausgewiesen, um Platz zu sparen.

#### 4. Schlussbemerkungen

Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung sprechen für die Hypothese, dass sich der negative Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungswachstum bei einer Fehlspezifikation der Betriebsgröße im geschätzten Wachstumseffekt betrieblicher Mitbestimmung widerspiegelt. Wird demgegenüber ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Beschäftigungsentwicklung berücksichtigt,

dann ist in der Tat ein negativer Wachstumseffekt der Betriebsgröße und kein negativer Wachstumseffekt betrieblicher Mitbestimmung festzustellen. Insgesamt zeigt sich somit keine Evidenz dafür, dass betriebliche Mitbestimmung eine Bremse für das Beschäftigungswachstum darstellt.<sup>8</sup> Dies steht im Einklang mit neueren ökonometrischen Untersuchungen, die ein neutrales bis positives Bild der ökonomischen Effekte von Betriebsräten zeichnen.

Abschließend sei darauf hingewiesen, dass der Fokus der hier vorliegenden Untersuchung ausschließlich auf der Spezifikation der Betriebsgröße lag. Bei der Analyse der ökonomischen Konsequenzen von Betriebsräten ist zweifelsohne eine Reihe weiterer Aspekte zu beachten, die Gegenstand künftiger Untersuchungen sein sollten. Ein zentraler Aspekt besteht darin, dass die Effekte von Betriebsräten von den betrieblichen Rahmenbedingungen abhängen können. So haben Untersuchungen mit dem Hannoveraner Firmenpanel gezeigt, dass sich Betriebsräte stärker in produktiven Aktivitäten und weniger in Umverteilungsaktivitäten engagieren, wenn der Betrieb an einen Tarifvertrag gebunden ist (Hübler/Jirjahn 2003; Jirjahn 2003). Vor diesem Hintergrund kann erwartet werden, dass Betriebsräte eher in tarifgebundenen Betrieben einen positiven Wachstumseffekt entfalten können. Addison und Teixeira (2006) kommen auf der Basis ergänzender Schätzungen demgegenüber zu dem Ergebnis, dass Betriebsräte in tarifgebundenen Betrieben einen stärker negativen Wachstumseffekt entfalten. Das Verwunderliche ist jedoch, dass die Befragungswelle 1993 des IAB-Betriebspanels gar keine Information zur Tarifbindung enthält. Es wurde lediglich erfragt, ob es in der Branche einen Tarifvertrag gibt. Dies hat offensichtlich wenig mit der Tarifbindung eines Betriebs zu tun. Ob die Autoren diese Information verwendet haben oder Informationen aus späteren Jahren zugespielt haben, lässt sich leider nicht beantworten. Bemerkenswert und aus ökonomischer Sicht überraschend ist zudem, dass ihre Schätzungen auf einen direkten positiven Wachstumseffekt der „Tarifbindung“ hindeuten.

Schließlich wird in der hier vorliegenden Untersuchung auch nicht das Problem einer möglichen Endogenität von Betriebsräten thematisiert. Der hier ermittelte Betriebsratseffekt könnte weiterhin verzerrt sein, wenn es unbeobachtete Faktoren gibt, die sowohl die Existenz eines Betriebsrats als auch das betriebliche Beschäftigungswachstum beeinflussen. So gelangt Jirjahn (2008) auf Basis des Hannoveraner Firmenpanels zu dem Ergebnis, dass positive Beschäftigungseffekte betrieblicher Mitbestimmung in einfachen OLS-Regressionen unterschätzt werden. Betriebsräte scheinen von den Beschäftigten als Schutzmechanismus eher in wirtschaftlich ungünstigen Zeiten implementiert zu werden. Wird diesem Aspekt keine Rechnung getragen, dann kann sich im geschätzten Betriebsratskoeffizienten der Einfluss der ungünstigen wirtschaftlichen Lage des Betriebs widerspiegeln. So zeigen OLS-

---

<sup>8</sup> Anzumerken ist dabei, dass sich die vorliegende Untersuchung auf einen Zeitraum vor der Novellierung des BetrVG bezieht. Ein aktueller Beitrag von Koller et al. (2008) beschäftigt sich mit den Beschäftigungseffekten veränderter Schwellenwerte bei der Freistellung von Betriebsräten. Die Autoren gelangen zu dem Ergebnis, dass die mit der Novellierung verbundenen Änderungen in den Schwellenwerten keinen Effekt auf die Beschäftigungsdynamik haben.

Schätzungen bei Jirjahn (2008) einen insignifikanten Wachstumseffekt von Betriebsräten, wohingegen sich ein signifikant positiver Effekt ergibt, wenn das Endogenitätsproblem Berücksichtigung findet. Eine spannende Frage für künftige Studien dürfte sein, ob sich dieses Ergebnis auch mit dem IAB-Betriebspanel bestätigen lässt.

## Literatur

- Addison, J.T./Bellmann, L./Schnabel, C./Wagner, J. (2003): German Works Councils Old and New – Incidence, Coverage and Determinants. In: Schmollers Jahrbuch, 123: 339-358.
- Addison, J.T./Schnabel, C./Wagner, J. (1997): On the Determinants of Mandatory Works Councils in Germany. In: Industrial Relations, 36: 419-445.
- Addison, J.T./Teixeira, P. (2006): The Effect of Works Councils on Employment Change. In: Industrial Relations, 45: 1-25.
- Blanchflower, D.G./Burgess, S. (1998): New Technology and Jobs: Comparative Evidence from a Two Country Study. In: Economics of Innovation and New Technology, 52: 109-138.
- Bellmann, L. (2002): Das IAB Betriebspanel. Konzeption und Anwendungsbereiche. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 86: 177-188.
- Davis, S.J./Haltiwanger, J. (1992): Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation. In: Quarterly Journal of Economics, 107: 819-864.
- Dunne, P./Hughes, A. (1994): Age, Size, Growth and Survival: UK Companies in the 1980s. In: Journal of Industrial Economics, 42: 115-140.
- Evans, D. (1987): Tests of Alternative Theories of Firm Growth. In: Journal of Political Economy, 95: 657-674.
- Franz, W. (2005): Die deutsche Mitbestimmung auf dem Prüfstand – Bilanz und Vorschläge für eine Neuausrichtung. In: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, 38: 268-283.
- Freeman, R./Lazear, E. (1995): An Economic Analysis of Works Councils. In: Rogers, J./Streeck, W. (Eds.): Works Councils – Consultation, Representation and Cooperation in Industrial Relations. University of Chicago Press: 27-52.
- Frick, B. (2008): Betriebliche Mitbestimmung unter Rechtfertigungsdruck – Die relative Bedeutung von Produktivitäts- und Umverteilungseffekten. In: Industrielle Beziehungen, 15: 164-177.
- Gerlach, K./Jirjahn, U. (1999): Längerfristige Beschäftigung, personalpolitische Konzepte und Beschäftigungsentwicklung. In: Gijssels, P. et al. (Hrsg.): Ökonomie und Gesellschaft. Jahrbuch 15: Unternehmensverhalten und Arbeitslosigkeit. Campus, Frankfurt a.M.: 180-215.
- Gold, M. (1999): Innerbetriebliche Einflüsse auf die Beschäftigungsanpassung – Eine empirische Analyse mit den Daten des Hannoveraner Firmenpanels. In: Bellmann, L./Kohaut, S./Lahner, M. (Hrsg.): Zur Entwicklung von Lohn und Beschäftigung auf der Basis von Betriebs- und Unternehmensdaten. Nürnberg, BeitrAB: 99-122.
- Harhoff, D./Stahl, K./Woywode, M. (1998): Legal Form, Growth and Exit of West German Firms – Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries. In: Journal of Industrial Economics, 46: 453-488.
- Hogan, C. (2001): Enforcement of Implicit Contracts Through Unions. In: Journal of Labor Economics, 19: 171-195.
- Hübler, O./Jirjahn, U. (2003): Works Councils and Collective Bargaining in Germany: The Impact on Productivity and Wages. In: Scottish Journal of Political Economy, 50: 1-21.
- Jirjahn, U. (2003): Produktivitätswirkungen betrieblicher Mitbestimmung – Welchen Einfluss haben Betriebsgröße und Tarifbindung? In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 73: 63-85.
- Jirjahn, U. (2005): Ökonomische Wirkungen des novellierten Betriebsverfassungsgesetzes – Was können wir vor dem Hintergrund zunehmender Globalisierung und veränderter arbeitsorganisatorischer Bedingungen erwarten? In: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, 38: 241-267.
- 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.
- Jirjahn, U. (2008): Works Councils and Employment Growth in German Establishments. Arbeitspapier, Leibniz Universität Hannover.

- Kaufman, B./Levine, D. (2000): An Economic Analysis of Employee Representation. In: Kaufman, B./Levine, D. (Eds.): *Nonunion Employee Representation: History, Contemporary Practice and Policy*. New York, M.E. Sharpe: 149-175.
- Koller, L./Schnabel, C./Wagner, J. (2008): Freistellung von Betriebsräten – Eine Beschäftigungsbremse? In: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, im Erscheinen.
- Meyer, W./Pfeifer, C. (2005): Flexiblere Anpassung mit befristeten Beschäftigungsverhältnissen? Eine empirische Analyse mit Firmendaten für Niedersachsen. In: Bellmann, L./Hübler, O./Meyer, W./Stephan, G. (Hrsg.), *Institutionen, Löhne und Beschäftigung*. Nürnberg, BeitrAB 294: 175-188.
- Smith, S.C. (1991): On the Economic Rationale for Codetermination Law. In: *Journal of Economic Behavior and Organization*, 12: 261-281.