

## **Betriebsräte und betriebliche Produktivität**

Von Steffen Müller\*

### **Abstract**

Employee participation via works councils is at the heart of the industrial relations in Germany. Despite considerable research, there is still no consensus on the effect works councils exert on establishment productivity. I estimate the statistical relationship between works council existence and establishment productivity using the most recent information from the IAB establishment panel and find that works council existence is related with a nine percent higher productivity. Based on the results of earlier studies, it is argued that the productivity effect of works councils exceeds the estimated statistical relationship.

### **Zusammenfassung**

Betriebliche Mitbestimmung der Arbeitnehmer durch Betriebsräte ist ein zentrales Element der industriellen Beziehungen in Deutschland. Dennoch besteht trotz langjähriger Forschung keine Einigkeit über ihre Wirkung auf die betriebliche Produktivität. In diesem Papier wird zunächst der statistische Zusammenhang zwischen Betriebsrat und Produktivität mit Hilfe des IAB Betriebspanels empirisch untersucht. Betriebe mit Betriebsrat erweisen sich als um 9 Prozent produktiver. Es wird anhand der Ergebnisse dieser und anderer Studien argumentiert, dass die Wirkung von Betriebsräten auf die Produktivität den geschätzten statistischen Zusammenhang übersteigt.

*JEL-Classification: D24, J53*

Received: 22. November 2010

Accepted: 17. February 2011

### **1. Einleitung**

Die Notwendigkeit von Betriebsräten wird häufig mit nichtökonomischen Argumenten begründet. So wird betriebliche Mitbestimmung z. B. als politisches Grundrecht der Beschäftigten dargestellt (Wever, 1994, 469). Inter-

---

\* Ich danke zwei anonymen Gutachtern und den Teilnehmern des Mitbestimmungsworkshops 2010 an der Universität Lüneburg für hilfreiche Kommentare.

ationale Studien finden zudem, dass die Einhaltung und Umsetzung gesetzlicher Vorgaben im Betrieb durch Mitbestimmung der Arbeitnehmer verbessert wird, z. B. im Hinblick auf Umweltschutz (Askildsen et al., 2006), Gleichberechtigung von Mann und Frau (Heywood/Jirjahn, 2009) und Gesundheits- und Arbeitsschutzbestimmungen (Weil, 1999).

Dennoch, gesetzlich legitimierte Mitbestimmung ist ein staatlicher Eingriff in das Wirtschaftsleben und die Freiheit der Unternehmer und muss sich daher auch einer ökonomischen Evaluation stellen. Die Frage ob und wie Betriebsräte die Produktivität ursächlich beeinflussen, ist ein aus ökonomischer Sicht zentrales Evaluationskriterium und es gibt im Hinblick auf die Produktivitätswirkungen von Betriebsräten theoretische Argumente sowohl für positive als auch für negative Effekte. Die meisten neueren empirischen Studien für Deutschland finden einen positiven Zusammenhang zwischen Betriebsräten und Produktivität (siehe Jirjahn, 2011 in diesem Heft). Ob dieser Zusammenhang als kausal zu interpretieren ist oder ob Betriebsräte eher in Betrieben existieren, die auch ohne Betriebsrat überdurchschnittlich produktiv wären, lassen diese Beiträge unbeantwortet.

Die vorliegende Studie trägt zur Diskussion dieser Fragestellung bei, indem explizit auf eine mögliche kausale Interpretation des geschätzten Zusammenhangs zwischen Betriebsrat und Produktivität eingegangen wird. Allerdings ist es mit den verfügbaren Daten nicht möglich, das Ausmaß des kausalen Effekts zu schätzen und ich werde mich stattdessen auf die Diskussion des Vorzeichens des Effekts beschränken. Die Bestimmung des Vorzeichens ist in vielerlei Hinsicht ausreichend für die Betriebsratsevaluation. Wenn Betriebsräte die Produktivität erhöhen, so darf, auch unter Berücksichtigung der oben genannten gesellschaftlich wünschenswerten Konsequenzen der betrieblichen Mitbestimmung, die Position der Betriebsratsgegner als deutlich geschwächt angesehen werden. Dies ist auch deswegen der Fall, weil die zusätzlichen Erträge einer höheren Produktivität prinzipiell zwischen Arbeitnehmern und der Kapitaleseite aufgeteilt und damit beide Seiten bessergestellt werden können. Eine Studie von Müller (2011) findet genau diese Situation. Über das Vorzeichen hinaus lassen meine Ergebnisse Rückschlüsse auf eine Untergrenze des Effekts zu.

## **2. Betriebsräte in Deutschland**

Das Betriebsverfassungsgesetz (BetrVG) bildet den rechtlichen Rahmen für die Arbeit der Betriebsräte. Ein Betriebsrat kann in allen Betrieben mit mindestens fünf wahlberechtigten Beschäftigten von den Mitarbeitern gewählt werden. Die Wahl erfolgt somit auf Initiative (von Teilen) der Belegschaft. Wenn diese Initiative unterbleibt, dann gibt es keinen Betriebsrat. Der Arbeitgeber darf die Wahl eines Betriebsrats nicht behindern und trägt zudem die Kosten

für dessen Wahl. Die Mitglieder des Betriebsrats werden für vier Jahre gewählt und genießen während dieser Zeit einen besonderen Kündigungsschutz. In Betrieben mit 200 oder mehr Beschäftigten wird ein Betriebsratsmitglied von seiner regulären Tätigkeit freigestellt und arbeitet als Vollzeitbetriebsrat. Je größer der Betrieb, desto mehr Betriebsräte und Freistellungen gibt es und umso stärker sind die Rechte des Betriebsrats.

Der Betriebsrat hat in ökonomischen und finanziellen Fragen weniger Rechte als in sozialen und personellen Belangen. Das BetrVG räumt Mitbestimmungsrechte z. B. in Fragen der Arbeitsplatzsicherheit, der Arbeitszeit- und Urlaubsregelungen, der Überwachung der Arbeitnehmer und bei der Aufstellung von Entlohnungsgrundsätzen ein. Informations- und Konsultationsrechte bestehen unter anderem in finanziellen Fragen sowie bei der Personalplanung und geplanten Änderungen der Arbeitsabläufe im Betrieb.

Das Gesetz verpflichtet den Betriebsrat zur vertrauensvollen und konstruktiven Zusammenarbeit mit Arbeitgeber, Gewerkschaften und Arbeitgeberverbänden zum Wohl der Arbeitnehmer und des Betriebs. Es wird explizit festgeschrieben, dass die Aufgaben der Gewerkschaften durch dieses Gesetz nicht berührt werden. Zudem wird den Betriebsräten nicht gestattet, über Löhne zu verhandeln oder Streiks zu organisieren. Diese Regelungen führen zu einem dualen System der industriellen Beziehungen, in dem Gewerkschaften das alleinige Recht zur Durchführung von Streiks und zum Abschluss von Branchentarifverträgen haben und Betriebsräte die Interessen aller Beschäftigten in einem Betrieb im Hinblick auf die jeweiligen betrieblichen Arbeitsbedingungen vertreten. Obwohl beide Institutionen formal unabhängig voneinander sind, ist die gegenseitige Beziehung eng. Gewerkschaften unterstützen Betriebsräte z. B. mit Weiterbildungsangeboten, während Betriebsräte häufig aktiv Gewerkschaftsmitglieder rekrutieren (Behrens, 2009). Zudem sind viele Betriebsräte gleichzeitig Gewerkschaftsmitglieder.

### **3. Theoretische Vorüberlegungen und Literaturüberblick**

Betriebsräte sind in der Lage, Informationsasymmetrien zwischen Belegschaft und Geschäftsleitung abzubauen. Ohne Betriebsrat könnte das Management den Beschäftigten wirtschaftliche Schwierigkeiten des Betriebes vortäuschen, um Zugeständnisse seitens der Belegschaft zu erzwingen. Die Arbeitnehmer würden solche Strategien antizipieren und Krisenmeldungen generell misstrauen. Im Falle einer wahren Krisenmeldung kann es dann zu vermeidbaren und ineffizienten Betriebsschließungen kommen. Betriebsräte mit Informationsrechten im Hinblick auf die wirtschaftliche Lage des Unternehmens können Krisenmitteilungen auf ihre Richtigkeit hin überprüfen und so das Kommunikationsproblem lösen (siehe z. B. Freeman / Lazear, 1995).

Die Fähigkeit des Betriebsrats, die Geschäftsleitung über die Präferenzen der Belegschaft zu informieren, verbessert die Entscheidungsgrundlage des Managements und lässt positive Produktivitätseffekte erwarten (z. B. im Zuge geplanter Änderungen von Arbeitsabläufen). Zudem besteht aufgrund der Mitbestimmungsrechte bei der Umsetzung von technischen Änderungen die Möglichkeit, dass Beschäftigte Wissen über produktivitätssteigernde Maßnahmen kommunizieren, welches sie ansonsten aus Furcht vor persönlichen Nachteilen nicht offenbart hätten.

Collective voice (siehe Freeman, 1976) gibt den Arbeitnehmern die Möglichkeit, ihre Unzufriedenheit besser zu artikulieren und kann daher zu einer Reduktion ineffizienter Trennungen führen. Hirsch et al. [2010] finden geringere Personalabgangsraten in Betriebsratsfirmen und substantielle collective voice Effekte für Beschäftigte mit geringer Betriebszugehörigkeitsdauer.

Betriebsräte haben nach §102 BetrVG Mitbestimmungsrechte bei Kündigungen. Widersprechen Sie einer Kündigung und klagt der Arbeitnehmer daraufhin gegen seine Kündigung, so wird diese erst nach einem Gerichtsentscheid wirksam. Betriebsräte können Kündigungen somit verteuern und erschweren.<sup>1</sup> Collective voice und Mitbestimmung bei Kündigung können bewirken, dass Arbeitgeber und Arbeitnehmer von vornherein von einer längerfristigen Zusammenarbeit ausgehen (Freeman / Lazear, 1995). Das erhöht die Anreize, in betriebliche Weiterbildung und vertrauensvolle Beziehungen zu investieren.<sup>2</sup>

Den potentiell positiven Produktivitätseffekten stehen negative gegenüber. Wenn Betriebsräte nicht vertrauensvoll und nicht im Sinne von Belegschaft und Betrieb agieren, haben sie das Potential, die betriebliche Leistungsfähigkeit zu verringern. Aber auch im besten Sinne des BetrVG arbeitende Betriebsräte besitzen per Definition produktivitätssenkende Eigenschaften: das Informieren des Betriebsrats kostet Zeit und Ressourcen, Konsultationen können Entscheidungen verzögern, Mitbestimmung kann zu ineffizienter Ressourcenallokation führen und ein hoher Kündigungsschutz kann die Leistungsbereitschaft der Belegschaft reduzieren. Ob positive oder negative Effekte überwiegen, ist letztendlich eine empirische Frage.

Neuere empirische Studien zum Zusammenhang zwischen Betriebsrat und betrieblicher Produktivität nutzen in der Regel entweder das Hannoveraner Firmenpanel (Addison et al., 2001; Huebler / Jirjahn, 2003; Jirjahn, 2003) oder das IAB Betriebspanel (z. B. Addison et al., 2006; Frick / Möller, 2003; Schank et al., 2002; Wolf / Zwick, 2008).<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Das collective voice Argument und/oder das Kündigungsschutzargument stützend, finden Frick (1996) und Addison et al. (2001) eine geringere Personalfuktuation in Betriebsratsfirmen.

<sup>2</sup> Bellmann/Ellguth (2006) finden eine höhere Weiterbildungsintensität in Betriebsratsfirmen. Dieses Ergebnis findet sich deskriptiv auch in der hier verwendeten Stichprobe.

Der geschätzte Zusammenhang ist in der Regel positiv und reicht von kleinen und insignifikanten Effekten in Addison et al. (2006) und Schank et al. (2002) hin zu großen Effekten von bis zu 15 Prozent in Addison et al. (2001) und Wolf/Zwick (2008) oder gar 30 Prozent in Frick/Möller (2003) oder Addison et al. (2006). In den Studien mit großen Produktivitätseffekten wurden meist einfache Kleinstquadrateschätzungen ( $KQ$ ) durchgeführt, in den anderen Studien wurden mittels Fixed-Effects Schätzern zeitinvariante unbeobachtete betriebliche Effekte heraus gerechnet. Daher kann der Unterschied durch unbeobachtete Betriebsunterschiede erklärt werden, welche die  $KQ$  Koeffizienten nach oben verzerren.

Allerdings sind auch die Fixed-Effects Ergebnisse angreifbar. Diese Methode verwendet nur die Information zur Identifikation der Regressionskoeffizienten, die in der Variation der Variablen innerhalb der einzelnen Betriebe über die Zeit enthalten ist. Die insignifikanten und sehr kleinen Parameter lassen sich also auch durch die Tatsache erklären, dass pro Jahr nur sehr wenige Betriebe einen Betriebsrat schließen oder gründen (Addison et al., 2006) und somit wenig Information in der Zeitdimension der Paneldaten steckt.

Keine der Studien hat explizit die Identifizierung des kausalen Effekts zum Ziel. Das liegt zum einen am Fehlen einer (quasi-)experimentellen Untersuchungssituation und möglicherweise auch am Fehlen exakter Informationen zum betrieblichen Kapitalstock. Letzteres macht es unmöglich, Endogenitätsprobleme zu lösen, die durch die Simultanität bei der Wahl der Input- und Outputmengen entstehen und unter anderem zu verzerrten Schätzungen des Betriebsratseinflusses führen können. Desweiteren sind Betriebsräte nicht zufällig auf die Betriebe verteilt und nur wenige Studien gehen auf dieses Selbstselektionsproblem ein. Die vorliegende Studie hat zum Ziel, diese und weitere potentielle Probleme früherer Studien durch Verwendung eines Approximationsverfahrens für den Kapitalstock und durch geeignete Schätzmethoden abzumildern und diskutiert Hinweise auf die Richtung einer möglichen Verzerrung des geschätzten Zusammenhangs infolge von Selbstselektion.

#### 4. Daten

Die Analyse wird mit Daten des IAB Betriebspanels durchgeführt. Das IAB Betriebspanel ist eine seit 1996 in Gesamtdeutschland jährlich durchgeführte Befragung. Befragungseinheit ist die Betriebsstätte und nicht das Unternehmen. Eine ausführliche Beschreibung findet sich in Koelling (2000).

Diese Analyse beschränkt sich auf das verarbeitende Gewerbe. Da in kleinen Betrieben mit 20 oder weniger Beschäftigten nur sehr selten ein Betriebsrat

---

<sup>3</sup> Addison et al. (2004) geben einen Überblick über die Ergebnisse früherer Studien mit kleineren Datensätzen.

existiert und da die Rechte des Betriebsrats ab einer Betriebsgröße von 21 ansteigen, beschränke ich die Untersuchung auf Betriebe mit stets mehr als 20 Mitarbeitern. Umgekehrt liegt die Wahrscheinlichkeit für die Existenz eines Betriebsrats in Betrieben des verarbeitenden Gewerbes mit mehr als 300 Beschäftigten bei circa 99 Prozent. Nimmt man solche Großbetriebe in die Stichprobe auf, besteht daher die Gefahr unbeobachtete Betriebsgrößeneffekte und Betriebsratsexistenz bei der Schätzung der Produktivität zu vermischen. Aus diesem Grund werden Betriebe mit mehr als 300 Mitarbeitern vorerst nicht betrachtet. Allerdings werden in Robustheitschecks am Ende des Beitrags Ergebnisse für verschiedene Betriebsgrößen ausgewiesen. Die Analyse wird für den Zeitraum von 1996 bis 2007 durchgeführt und nutzt somit alle zurzeit für Gesamtdeutschland vorliegenden Wellen des IAB Betriebspanels.<sup>4</sup>

Die abhängige Variable in der Produktionsfunktionsschätzung ist die (logarithmierte) Bruttowertschöpfung. Bruttowertschöpfung ist als Differenz zwischen Umsatz und Vorleistungen definiert. Trotz erheblichem Verlust an Beobachtungen aufgrund von fehlenden Werten in der Vorleistungsquote wird die Bruttowertschöpfung gegenüber dem Umsatz als abhängige Variable präferiert. Bei Verwendung des Umsatzes bestünde z. B. dann die Gefahr verzerrter Schätzergebnisse, wenn Betriebsratsexistenz und Vorleistungsquote in einem systematischen Zusammenhang stehen. Aufgrund fehlender Werte auch in anderen Variablen verbleiben für die Untersuchung je nach ökonometrischem Verfahren maximal 8.523 vollständige Beobachtungen von 1.628 Betrieben.<sup>5</sup>

Die Bruttowertschöpfung wird auf die Anzahl der Beschäftigten, den Wert des Kapitalstocks<sup>6</sup> und Betriebsratsexistenz regressiert. Kontrolliert wird für die Anteile von Teilzeitbeschäftigten, Leiharbeitern, Auszubildenden und qualifizierten Beschäftigten an der Gesamtbeschäftigung,<sup>7</sup> Tarifvertragsbindung, Weiterbildungsintensität, Branche, Standort in Ost- oder Westdeutschland, Beschäftigtenzahl maximal 100, technischen Stand des Kapitalstocks, Exporttätigkeit und Zugehörigkeit zu einem Unternehmensverbund.

Die theoretischen Vorüberlegungen legen nahe, dass der Verlust an firmenspezifischem Humankapital infolge von Personalfuktuation sowohl mit der Betriebsratsexistenz als auch mit der Produktivität zusammenhängt. In früheren

<sup>4</sup> Die Möglichkeit einer Änderung des Produktivitätszusammenhangs infolge der Reform des Betriebsverfassungsgesetzes im Jahre 2001 wurde durch einen Robustheitstest (s. Tabelle 4) überprüft.

<sup>5</sup> Da eines der verwendeten Verfahren zeitlich verzögerte Informationen benötigt, sinkt entsprechend die Beobachtungszahl.

<sup>6</sup> Die Daten enthalten keine direkten Informationen über den Wert des Kapitalstocks. Ich verwende einen Ansatz von Müller (2008) um den Kapitalstock aus Investitionsdaten zu approximieren. Die Methode inklusive STATA Programm ist in einem Methodenreport des Forschungszentrums am IAB dokumentiert (Müller, 2010).

<sup>7</sup> Qualifizierte Beschäftigte sind Facharbeiter oder andere Personen, die eine qualifizierte Tätigkeit ausführen, z. B. Hochschulabsolventen.

Studien wurde in der Regel für die Höhe der Belegschaft, aber nicht für Personalfluktuationen bei konstanter Beschäftigtenzahl kontrolliert. Um dieses möglicherweise wichtige Problem ausgelassener Variablen zu lösen, wird die sogenannte „Churning Rate“ (berechnet wie in Burgess et al. [2000]) als Regressor aufgenommen. Die Churning Rate misst die Anzahl der Personalabgänge denen Personalzugänge in gleicher Höhe gegenüberstehen als prozentualen Anteil an der Gesamtbelegschaft.<sup>8</sup>

## 5. Methodik

Ausgangspunkt ist die Schätzung einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion, die Bruttowertschöpfung ( $Y$ ), Arbeit ( $L$ ), Kapital ( $K$ ), Betriebsratsexistenz und Kontrollvariablen enthält.<sup>9</sup>

Die statische Cobb-Douglas Spezifikation ist

$$(1) \quad \ln(Y_{it}) = \alpha_0 + \alpha \ln(L_{it}) + \beta \ln(K_{it}) + \delta Z_i + \nu_i + m_i + \eta_{it}$$

mit  $\nu_i$  als betriebsspezifischem fixen Effekt. Zeitabhängige Schocks, die für alle Betriebe des gleichen Effekt haben, werden durch  $m_i$  abgebildet,  $\eta_{it}$  ist ein zufälliger idiosynkratischer Schock,  $\alpha$  und  $\beta$  sind die Outputelastizitäten von Arbeit und Kapital und  $\delta$  ist der Koeffizientenvektor zu  $Z_i$ , dem Vektor mit den zeitinvarianten Kontrollvariablen.

In der dynamischen Spezifikation

$$(2) \quad \ln Y_{it} = \pi_0 + \pi_1 \ln Y_{i,t-1} + \pi_2 \ln L_{it} + \pi_3 \ln L_{i,t-1} + \pi_4 \ln K_{it} + \pi_5 \ln K_{i,t-1} + \delta Z_i + \nu_i + m_i + \eta_{it}$$

werden Anpassungsprozesse an das gewünschte Produktionsniveau durch Hinzunahme der zeitlich verzögerten abhängigen Variable und der zeitlich verzögerten Inputfaktoren Arbeit und Kapital modelliert.<sup>10</sup> Da  $Z_i$  nicht über die Zeit variiert, geht  $Z_i$  nicht zeitlich verzögert in das Modell ein.

Bei der Schätzung einer Produktionsfunktion müssen unbeobachtete Betriebsheterogenität und Simultanität bei der Wahl der Input- und Outputmengen berücksichtigt werden. Bei der Schätzung von Betriebsratseffekten kommt er-

<sup>8</sup> Für deskriptive Statistiken der Betriebscharakteristika siehe Tabelle 2 auf Seite 83.

<sup>9</sup> Als Robustheitscheck wird ebenfalls eine Translog Spezifikation geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 ausgewiesen.

<sup>10</sup> Der zufällige und idiosynkratische Teil des Störterms wird der Einfachheit halber durch das gesamte Papier hindurch mit  $\eta_{it}$  bezeichnet, obwohl er sich je nach Gleichung aus anderen Komponenten zusammensetzt bzw. sich aufgrund der Hinzunahme weiterer Regressoren unterscheidet.

schwerend hinzu, dass der Betriebsratsstatus nahezu zeitinvariant ist und sogenannte Within-Schätzer keine bzw. keine belastbaren Ergebnisse erzielen können.<sup>11</sup>

Während Simultanität eine Korrelation zwischen  $\eta_{it}$  und den Regressoren (z. B. Kapital und Arbeit) darstellt, ist unbeobachtete zeitinvariante Heterogenität ein systematischer Zusammenhang zwischen erklärenden Größen und  $\nu_i$ . Durch Verwendung von zeitlich verzögerten Differenzen der endogenen Regressoren als Instrumente für die Niveaugrößen der Regressoren können beide Probleme gelöst werden. Leider sind diese technischen Instrumente oft nur schwach mit den endogenen Regressoren korreliert und das kann zu starken Verzerrungen der Ergebnisse führen.<sup>12</sup> Arellano und Bover (1995) schlagen daher den GMM-SYS Schätzer vor. Der GMM-SYS Schätzer mildert das Problem, indem zusätzlich eine Gleichung in ersten Differenzen geschätzt wird, in der zeitlich verzögerte Niveaus der Regressoren als Instrumente dienen. Da in jeder der beiden Gleichungen erste Differenzen enthalten sind, ist die Schätzung zeitinvarianter oder nahezu zeitinvarianter Variablen (wie z. B. Betriebsratsexistenz) jedoch immer noch problematisch.

Die Situation, in der manche Variablen endogen aber die interessierende Variable zeitinvariant ist, lässt sich durch einen zweistufigen Ansatz wie z. B. in Black und Lynch (2001) lösen. Auf der ersten Stufe werden, wie oben beschrieben, die Koeffizienten der endogenen zeitvarianten Regressoren mit Hilfe von technischen Instrumenten geschätzt. Die Residuen dieser Schätzung werden dann auf Betriebsebene gemittelt und dieses Durchschnittsresiduum wird in einer zweiten Stufe als abhängige Variable verwendet und auf die zeitinvarianten Merkmale regressiert. Im Folgenden wird ein solches zweistufiges Verfahren verwendet, da damit der Koeffizient des zeitinvarianten Merkmals Betriebsrat geschätzt werden kann während für den Einfluss der endogenen Variablen Arbeit und Kapital kontrolliert wird. Wenn die nahezu zeitinvarianten Merkmale selbst endogen sind, bleiben die Ergebnisse verzerrt.

In dieser Studie sind die in  $Z_i$  enthaltenen Größen vollständig oder nahezu zeitinvariant. Im Falle der nahezu zeitinvarianten Merkmale wird das arithmetische Mittel für jedes Merkmal auf Betriebsebene bestimmt und die Mittelwerte werden zusammen mit den zeitinvarianten Betriebscharakteristika als Regressoren auf der zweiten Stufe verwendet. Auf der ersten Stufe wird die Gleichung

<sup>11</sup> In meiner Stichprobe wird eine Änderung im Betriebsratsstatus in ca. 1,5 Prozent aller Beobachtungen angezeigt. In dieser Zahl nicht einberechnet sind unplausibel erscheinende Beobachtungen, bei denen auf die Einführung (Abschaffung) des Betriebsrats in einem Jahr die sofortige Abschaffung (Wiedereinführung) im direkt darauf folgenden Jahr zu beobachten ist. Würden diese Beobachtungen mitgezählt, stiege die Zahl auf 2,6 Prozent.

<sup>12</sup> Mehr Details zu den Folgen schwacher Instrumente finden sich z. B. in Angrist und Pischke (2009).

$$(3) \quad \ln Y_{it} = \pi_0 + \pi_1 \ln Y_{i,t-1} + \pi_2 \ln L_{it} + \pi_3 \ln L_{i,t-1} + \\ \pi_4 \ln K_{it} + \pi_5 \ln K_{i,t-1} + m_t + \eta_{it}$$

mittels GMM-SYS geschätzt, wobei der Störterm  $\eta_{it}$  neben idiosynkratischen und zeitvarianten Komponenten nun auch  $\delta Z_i + \nu_i$  enthält.<sup>13</sup> Die abhängige Variable auf der zweiten Stufe ist der zeitinvariante fixe Effekt der ersten Stufe. Um diesen zu erhalten, werden zunächst die vorhergesagten Werte für  $\ln Y_{it}$  von den tatsächlichen Werten abgezogen

$$(4) \quad \ln(Y_{it}) - \ln(\widehat{Y_{it}}) = \delta Z_i + \nu_i + \eta_{it} .$$

Anschließend wird diese Differenz über den gesamten Beobachtungszeitraum auf Betriebsebene gemittelt. Dieser Durchschnitt ist ein Schätzwert für den zeitinvarianten Teil des Residuums der ersten Stufe, d. h.  $\delta Z_i + \nu_i$ . Die Schätzgleichung der zweiten Stufe ist

$$(5) \quad R_i = \delta_0 + \delta Z_i + \nu_i + \eta_i$$

mit

$$R_i = \frac{1}{T} \sum_t \ln(Y)_{it} - \ln(\widehat{Y})_{it} .$$

Gleichung 5 kann prinzipiell mit  $KQ$  geschätzt werden. Eine interessante Alternative ist die Oaxaca-Blinder Zerlegung nach Oaxaca (1973) und Blinder (1973). Diese Methode zerlegt Outputunterschiede zwischen zwei Gruppen in einen erklärten und einen unerklärten Teil und ermöglicht die Aussage, wie viel Output die eine Gruppe erzielt hätte, hätte sie die Produktivität der anderen Gruppe. Die Outputdifferenz zwischen Betrieben mit Betriebsrat ( $B$ ) und Betrieben ohne Betriebsrat ( $N$ ) kann wie folgt zerlegt werden:

$$(6) \quad R_B - R_N = \delta_N (Z_B - Z_N) \\ + Z_B (\delta_B - \delta_N) .$$

$R_B$  und  $R_N$  sind die Mittelwerte der fixen Effekte  $R_i$  beider Gruppen. Somit misst  $R_B - R_N$  den durchschnittlichen Outputunterschied zwischen den Gruppen nach Kontrolle für Arbeit und Kapital.  $Z_B$  und  $Z_N$  sind Mittelwerte der erklärenden Variablen (ein Achsenabschnitt wird mitgeschätzt) und  $\delta_B$  und

<sup>13</sup> Als Robustheitscheck wird alternativ auch der standardmäßig verwendete Fixed-Effects Within Schätzer angewendet. Hierfür wird die statische Version der Cobb-Douglas Produktionsfunktion  $\ln(Y_{it}) = \alpha_0 + \alpha \ln(L_{it}) + \beta \ln(K_{it}) + m_t + \eta_{it}$  geschätzt, da strikt exogene Regressoren Voraussetzung für die Konsistenz der Fixed Effects Schätzung sind und  $\ln Y_{i,t-1}$  aus der dynamischen Spezifikation nicht strikt exogen ist.

$\delta_N$  sind geschätzte Koeffizientenvektoren. Gleichung 6 drückt aus, dass die Outputdifferenz in einen Ausstattungsteil (erklärter Teil) und einen Produktivitätsteil (unerklärter Teil) aufgespalten werden kann. Der Ausstattungsteil  $\delta_N(Z_B - Z_N)$  bewertet den Unterschied in den Betriebscharakteristika mit den Koeffizienten der Betriebe ohne Betriebsrat. Der Produktivitätsteil  $Z_B(\delta_B - \delta_N)$  bewertet den Unterschied in den Koeffizienten, also den Unterschied im Hinblick auf die Nutzung der Charakteristika, an den Merkmalen der Betriebsratsfirmen. Der Produktivitätsteil misst somit den (kontrafaktischen) Unterschied im Output der Betriebsratsfirmen wenn diese die Koeffizienten der Betriebe ohne Betriebsrat hätten. Das ist in dieser Studie der relevante Effekt, da die Wirkung des Betriebsrats auf die Betriebe gemessen werden soll, die tatsächlich einen Betriebsrat haben. Die alternative Form der Oaxaca-Blinder Zerlegung würde den (kontrafaktischen) Effekt des Betriebsrats auf die Betriebe messen, deren Belegschaft sich gegen die Einführung eines Betriebsrats entschieden hat.<sup>14</sup>

## 6. Ergebnisse

Als Referenzschätzung für den oben vorgestellten empirischen Ansatz wird zunächst eine KQ Schätzung von Gleichung 1 durchgeführt. Alle Kontrollvariablen sowie Jahres- und Branchendummies wurden berücksichtigt. Die Outputelastizität von Arbeit (Kapital) ist 0,89 (0,14) und der Koeffizient der Betriebsratsvariable ist 0,103.<sup>15</sup> Demnach sind Betriebe mit Betriebsrat in dieser Stichprobe mit einer um circa 10 Prozent höheren Bruttowertschöpfung assoziiert. Die genannten Koeffizienten sind auf dem 1 Prozent Niveau statistisch signifikant.

Die GMM-SYS Schätzergebnisse zu Gleichung 3 sind in Tabelle 1 angegeben.<sup>16</sup> Die firmenspezifischen Mittelwerte der Residuen aus dieser Regression ergeben einen durchschnittlichen Outputunterschied  $R_B - R_N$  von 21,9 Prozent.<sup>17</sup> Somit haben Betriebe mit Betriebsrat nach Kontrolle für Arbeit und Ka-

<sup>14</sup> Die Schätzergebnisse der alternativen Zerlegung sind in dieser Studie nicht signifikant von den auf Basis von Gleichung 6 geschätzten Ergebnissen verschieden und ändern die Schlussfolgerungen nicht.

<sup>15</sup> Für diese Ergebnisse wurde keine Tabelle erstellt.

<sup>16</sup> Als Instrumente für die GMM-SYS Schätzung in ersten Differenzen wurden doppelt und mehrfach verzögerte Niveaus der Outputvariable, mindestens dreifach verzögerte Niveaus der Arbeits- und Kapitalinputs sowie einfach verzögerte Niveaus der Jahresdummies verwendet. Mindestens einfach verzögerte erste Differenzen der Outputvariablen und mindestens zweifach verzögerte erste Differenzen von Arbeit und Kapital dienen als Instrumente in der Niveaugleichung. Insgesamt wurde 128 Instrumente verwendet, der Sargan Test auf Überidentifikation findet keine Anzeichen auf eine Fehlspezifikation ( $Prob > \chi^2 = 0.92$ ). Auch der Arellano-Bond-Test auf Autokorrelation in den ersten Differenzen des Störterms weist nicht auf Probleme hin ( $Prob > z = 0.17$ ).

<sup>17</sup> Siehe Tabelle 3.

pital im Mittel eine um 21,9 Prozent höhere Bruttowertschöpfung. Wird der Fixed-Effects Schätzer auf die statische Cobb-Douglas Produktionsfunktion angewendet, beträgt  $R_B - R_N$  49,2 Prozent.

*Tabelle 1*  
**GMM-SYS und Fixed Effects Schätzung**

|                             | GMM-SYS   |         | Fixed Effects |         |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|---------|
| L1.ln (Wertschöpfung)       | 0.408***  | (0.051) | –             | (–)     |
| log (Anzahl Beschäftigte)   | 0.545*    | (0.310) | 0.721***      | (0.050) |
| L1.ln (Anzahl Beschäftigte) | 0.000     | (0.317) | –             | (–)     |
| log (Kapitalstock)          | 0.478***  | (0.160) | 0.077***      | (0.021) |
| L1.ln (Kapitalstock)        | –0.434*** | (0.140) | –             | (–)     |
| Konstante                   | 5.857***  | (0.936) | 10.755***     | (0.339) |
| Beobachtungen               | 6520      |         | 8523          |         |
| Betriebe                    | 1513      |         | 1628          |         |

Es wird das IAB Betriebspanel der Jahre 1996–2007 benutzt. Die unterschiedlichen Fallzahlen ergeben sich aufgrund der Notwendigkeit zeitlich verzögerter Beobachtungen bei der GMM-SYS Schätzung. Abhängige Variable ist die Bruttowertschöpfung. Jahresdummies sind enthalten und L1 ist der Einjahres-Lag-Operator. Robuste Standardfehler in Klammern; \*\*\* und \* bedeuten Signifikanz am 1 bzw. 10 Prozentniveau.

*Tabelle 2*  
**Deskriptive Statistiken der Variablen der zweiten Stufe**

| Variable                                                | Betriebsrat |          | Kein Betriebsrat |          |
|---------------------------------------------------------|-------------|----------|------------------|----------|
|                                                         | Mittelwert  | Std.Abw. | Mittelwert       | Std.Abw. |
| Churning Rate (Prozent)                                 | 2.92        | 2.58     | 4.41             | 5.87     |
| Tarifvertragsbindung (ja = 1)                           | 0.73        | 0.40     | 0.32             | 0.38     |
| Ostdeutschland (ja = 1)                                 | 0.38        | 0.48     | 0.55             | 0.50     |
| Technologischer Stand<br>(Index: 1 = neu; 5 = veraltet) | 2.27        | 0.63     | 2.12             | 0.57     |
| 21–100 Beschäftigte (ja = 1)                            | 0.44        | 0.46     | 0.82             | 0.35     |
| Prozent Teilzeitbeschäftigte                            | 5.60        | 7.20     | 9.85             | 12.04    |
| Prozent Leiharbeiter                                    | 2.82        | 4.99     | 1.81             | 3.53     |
| Prozent Auszubildende                                   | 4.05        | 3.61     | 6.08             | 5.74     |
| Prozent Qualifizierte                                   | 76.04       | 22.76    | 76.01            | 23.81    |
| Prozent Weiterbildungsteilnehmer                        | 18.82       | 18.11    | 13.83            | 14.33    |
| Exporteur (ja = 1)                                      | 0.74        | 0.38     | 0.53             | 0.44     |
| Einzelfirma (ja = 1)                                    | 0.70        | 0.39     | 0.85             | 0.30     |
| Beobachtungen                                           | 762         |          | 654              |          |

Es wird das IAB Betriebspanel der Jahre 1996–2007 benutzt. Die Tabelle zeigt firmenspezifische Mittelwerte der Variablen der zweiten Schätzstufe. Verglichen mit den 1.513 Betrieben der GMM-SYS Erststufenschätzung verliere ich 97 Betriebe aufgrund fehlender Werte in den Variablen der zweiten Stufe.

Tabelle 3

Oaxaca-Blinder Zerlegung

|                             | GMM-SYS Residuum  | Fixed-Effects Residuum |
|-----------------------------|-------------------|------------------------|
| Unterschiede vor Zerlegung  |                   |                        |
| Vorhersage mit Betriebsrat  | 0.085*** (0.015)  | 0.227*** (0.027)       |
| Vorhersage ohne Betriebsrat | −0.135*** (0.017) | −0.265*** (0.023)      |
| Outputunterschied           | 0.219*** (0.023)  | 0.492*** (0.036)       |
| Zerlegung                   |                   |                        |
| Charakteristika (erklärt)   | 0.131*** (0.030)  | 0.302*** (0.051)       |
| Koeffizienten (unerklärt)   | 0.088** (0.036)   | 0.190*** (0.058)       |

Es wird das IAB Betriebspanel der Jahre 1996–2007 benutzt. Abhängige Variable ist das durchschnittliche firmenspezifische Residuum der GMM-SYS Schätzung bzw. Fixed-Effects Schätzung der ersten Schätzstufe. Es wird für 15 Branchendummies und die firmenspezifischen Mittelwerte aller in Tabelle 2 aufgeführten Variablen kontrolliert. Die Unterschiede in den Koeffizienten werden an den Charakteristika der Betriebsratsfirmen evaluiert (siehe Gleichung 6). Positive Zahlen bedeuten Vorteile für Betriebsratsfirmen. Robuste Standardfehler in Klammern; \*\*\* und \*\* bedeuten Signifikanz am 1 bzw. 5 Prozentniveau.

Die Zerlegung des Outputunterschieds in durch Betriebsmerkmale erklärbare Unterschiede und nicht erklärbare Unterschiede gemäß Gleichung 6 ergibt einen unerklärten Outputunterschied von 8,8 Prozent auf Basis der GMM-SYS Residuen bzw. von 19,0 Prozent auf Basis der Fixed-Effects Residuen.<sup>18</sup> Demnach lassen sich in beiden Fällen circa 60 Prozent des Gesamtunterschieds durch unterschiedliche beobachtete Betriebsmerkmale erklären und etwa 40 Prozent nicht. Wenn alle relevanten Betriebsmerkmale berücksichtigt wurden, ist der unerklärte Teil als Produktivitätsunterschied zwischen Betrieben mit und Betrieben ohne Betriebsrat interpretierbar. Im folgenden Abschnitt werden Robustheitschecks präsentiert und mögliche Verzerrungen der Schätzergebnisse diskutiert. Die dort vorgebrachten Argumente deuten darauf hin, dass die Ergebnisse dieser Studie den wahren Effekt von Betriebsräten auf die Produktivität unterschätzen.

7. Robustheit der Ergebnisse

Die Robustheitschecks sind Oaxaca-Blinder Zerlegungen der Residuen von GMM-SYS und Fixed-Effects Schätzungen und werden in Tabelle 4 präsentiert. Während die Spalten  $R_B - R_N$  die Differenz in den Gruppenmittelwerten

<sup>18</sup> Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 aufgeführt. Um Vergleichbarkeit herzustellen, werden für die Zerlegung nur die 1.416 Beobachtungen verwendet, die sowohl nach der Fixed-Effects Schätzung als auch nach der GMM-SYS Schätzung zur Verfügung stehen. Das sind genau die Betriebe, für die deskriptive Statistiken in Tabelle 2 ausgewiesen werden.

der abhängigen Variable (dem Residuum der ersten Stufe) zwischen Betrieben mit und ohne Betriebsrat beinhalten, geben die Spalten  $Z_B(\delta_B - \delta_N)$  den Produktivitätsunterschied, also den durch Betriebscharakteristika auf der zweiten Stufe nicht erklärten Teil dieser Differenz an. In der ersten Zeile wird zum Vergleich das Ergebnis der Hauptspezifikation nochmals wiedergegeben. Bei den ersten drei Robustheitschecks wurde die Betriebsgröße variiert, beim vierten wird auf der ersten Stufe anstatt einer Cobb-Douglas eine Translog Spezifikation verwendet und beim fünften werden die Jahre vor der Reform des BetrVG separat untersucht.<sup>19</sup>

*Tabelle 4*  
**Robustheitschecks (Oaxaca-Blinder Zerlegungen)**

| Spezifikation | GMM-SYS Residuum  |                            | Fixed-Effects Residuum |                            |
|---------------|-------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|
|               | $R_B - R_N$       | $Z_B(\delta_B - \delta_N)$ | $R_B - R_N$            | $Z_B(\delta_B - \delta_N)$ |
| 21–300        | .219 (.023)       | .088 (.036)                | .492 (.036)            | .190 (.058)                |
|               | Robustheitschecks |                            |                        |                            |
| 21–100        | .188 (.037)       | .048 (.046)                | .375 (.053)            | .176 (.068)                |
| 21–200        | .223 (.044)       | .086 (.037)                | .396 (.040)            | .176 (.057)                |
| 51–500        | .296 (.033)       | .118 (.050)                | .372 (.045)            | .171 (.075)                |
| Translog      | .159 (.023)       | .056 (.035)                | .463 (.036)            | .181 (.057)                |
| 1996–2001     | .154 (.039)       | .074 (.055)                | .455 (.056)            | .239 (.081)                |

Es wird das IAB Betriebspanel der Jahre 1996–2007 benutzt. Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von Oaxaca-Blinder Zerlegungen von Residuen aus GMM-SYS bzw. Fixed-Effects Produktionsfunktions-schätzungen der ersten Schätzstufe. Die Zerlegung wird für verschiedene Betriebsgrößen, eine alternative Spezifikation der Erststufenschätzung (Translog Produktionsfunktion) und eine alternative zeitliche Abgrenzung (Jahre 1996 bis 2001) durchgeführt.  $R_B - R_N$  ist die Differenz der Gruppenmittelwerte der durchschnittlichen Residuen zwischen Firmen mit und Firmen ohne Betriebsrat und  $Z_B(\delta_B - \delta_N)$  ist der durch unterschiedliche Firmencharakteristika *nicht* erklärbare Teil dieser Differenz (siehe Gleichung 6). Robuste Standardfehler in Klammern.

Für die GMM-SYS Residuen zeigt sich, dass die Outputlücke und ihr unerklärter Teil mit der Beschäftigtenzahl steigen. Für kleine Betriebe mit 21 bis maximal 100 Beschäftigten beträgt der Produktivitätsunterschied knapp 5 Prozent und ist insignifikant. Für größere Betriebe mit 51 bis 500 Mitarbeitern werden signifikante Produktivitätsunterschiede von 12 Prozent geschätzt. Dies kann bedeuten, dass Betriebsräte in größeren Betrieben effektiver sind als in kleineren oder es kann bedeuten, dass unbeobachtete Betriebsgrößeneffekte den Betriebsratseffekt nach oben verzerren. Eine solche Situation würde z. B.

<sup>19</sup> Für jedes der präsentierten Schätzergebnisse wurde das vollständige, im Methodenteil beschriebene, zweistufige Vorgehen auf die jeweils verwendete Stichprobenabgrenzung durchgeführt. Somit stammen zum Beispiel die Residuen der Spezifikation mit 21–200 Beschäftigten aus einer Erststufenschätzung für Betriebe mit 21–200 Beschäftigten.

dann vorliegen, wenn das Management großer Betriebe im Mittel eine höhere Qualität besäße. Die Fixed-Effects Ergebnisse unterscheiden sich hingegen kaum nach Betriebsgröße.

Bei GMM-SYS Schätzung der Translog Produktionsfunktion ergibt sich ein kleinerer Wert für  $R_B - R_N$  als im Cobb-Douglas Fall und auch der unerklärte Teil nach Oaxaca-Blinder-Zerlegung ist in diesem Fall geringer und insignifikant. Die Ergebnisse für den Zeitraum vor der Änderung des Betriebsverfassungsgesetzes (1996 – 2001) unterscheiden sich nicht signifikant von denen des gesamten Beobachtungszeitraums. Da die GMM-SYS Schätzungen bei beiden Robustheitschecks auf der ersten Stufe durchgängig insignifikante Koeffizienten ergeben, sollten beide Ergebnisse vorsichtig interpretiert werden. Bei Fixed-Effects Schätzungen zeigen sich auf beiden Schätzstufen mit den anderen Spezifikationen vergleichbare Ergebnisse.

Ein Vergleich der Ergebnisse nach der verwendeten Schätzmethode zeigt robuste Produktivitätsunterschiede beim Fixed-Effects Schätzer in der Größenordnung von 18 Prozent und im Mittel um 10 Prozentpunkte kleinere und von der Spezifikation abhängigere Resultate auf Basis des GMM-SYS Verfahrens. Da durch ihn der verzerrende Einfluss von über die Zeit veränderlichen unbeobachteten Betriebsmerkmalen eliminiert werden kann, ist der GMM-SYS Schätzer dem Fixed-Effects Schätzer methodisch überlegen. Dennoch ist der Fixed-Effects Schätzer aufgrund der im Vergleich höheren Gefahr von Fehlspezifikationen beim GMM-SYS Schätzer (Vgl. Roodman [2009]) eine interessante Alternative.<sup>20</sup> Unabhängig davon welcher Methode der Vorzug gegeben wird, deuten die Ergebnisse auf positive Produktivitätseffekte von Betriebsräten hin.

### **Verzerrung der Schätzergebnisse durch Selbstselektion**

Die Beschäftigten haben das Recht, einen Betriebsrat zu wählen, oder darauf zu verzichten. Sie werden sich für einen Betriebsrat entscheiden, wenn dessen Existenz einen positiven Nutzen für die Belegschaft hat. Eine Schätzung, die dieser Selbstselektion keine Rechnung trägt, führt zu verzerrten Schätzern für den Produktivitätseffekt des Betriebsrats, wenn es unbeobachtete Mechanismen gibt, die sowohl die Wahlentscheidung als auch die Produktivität beeinflussen.

In der Betriebsratsliteratur werden in diesem Zusammenhang vor allem zwei Gründe für die Betriebsratswahl diskutiert. Untersucht wurde, ob Betriebsräte gegründet werden, um Erträge zugunsten der Arbeitnehmer umzuverteilen, oder ob die Gründung vorgenommen wird, um die, z. B. durch Investitionen in betriebsspezifisches Humankapital entstandenen, Quasirenten der Belegschaft

<sup>20</sup> In dieser Studie kann der Unterschied zwischen den Ergebnissen beider Verfahren auch auf die Tatsache zurückzuführen sein, dass mit GMM-SYS die dynamische und mit Fixed-Effects die statische Version der Produktionsfunktion geschätzt wurde.

zu schützen. Jirjahn (2009) argumentiert, dass es bei Vorherrschen des Umverteilungsmotivs eher zu Betriebsratsgründungen in prosperierenden Unternehmen kommen sollte. Umgekehrt nimmt er an, dass der Schutz von Quasirenten als Gründungsmotiv in Betrieben mit wirtschaftlichen Problemen vorherrschen sollte. Aufbauend auf diesen Hypothesen findet er, dass Betriebsräte eher in Zeiten wirtschaftlicher Schwierigkeiten gegründet werden und schlussfolgert, dass der Schutz von Quasirenten als Gründungsgrund überwiegt. Die Ergebnisse von Kraft/Lang (2008) stützen diese Hypothese. Wenn Betriebsräte eher in Betrieben mit wirtschaftlichen Problemen entstehen, dann ist der in diesem Papier geschätzte Produktivitätsunterschied von 8,8 Prozent ein nach unten verzerrter Schätzer für den Effekt des Betriebsrats auf die Produktivität. Anders ausgedrückt: würden sich Betriebsräte zufällig auf die Betriebe verteilen, dann wären sowohl die Outputlücke  $R_B - R_N$  als auch der unerklärte Teil dieser Lücke größer. Die „Krisenbetriebe“ drücken demnach den Zusammenhang zwischen Produktivität und Betriebsrat, ohne dass die Krise kausal auf den Betriebsrat zurückzuführen ist.

## 8. Zusammenfassung

In dieser Studie wurde der Zusammenhang zwischen Betriebsrat und Produktivität im verarbeitenden Gewerbe mit Daten des IAB Betriebspanels untersucht. Dabei wird eine Produktionsfunktion mit Hilfe von GMM-SYS und Fixed-Effects Verfahren geschätzt. Die Residuen aus diesen Schätzungen werden dann durch andere Betriebscharakteristika, z. B. Betriebsratsstatus, erklärt. Durch alle empirischen Spezifikationen und Betriebsgrößen zeigt sich ein positiver Zusammenhang zwischen Betriebsrat und Produktivität. Die Ergebnisse fallen tendenziell höher aus, wenn größere Betriebe untersucht werden und liegen je nach Betriebsgröße, Methodik und zeitlicher Abgrenzung zwischen 5 und 24 Prozent. In der in dieser Studie präferierten Spezifikation wird ein Produktivitätsvorsprung von Betriebsratsfirmen in Höhe von 9 Prozent geschätzt. Mit Bezug auf die bestehende Betriebsratsliteratur wird argumentiert, dass die Entscheidung der Belegschaft über die Betriebsratsgründung eine Art der Selbstselektion darstellt, die zu einer Unterschätzung der in diesem Papier präsentierten Betriebsratskoeffizienten führt. Folgt man dieser Argumentation und den positiven Schätzergebnissen, so ist neben dem statistischen Zusammenhang auch der kausale Effekt von Betriebsräten auf die Produktivität positiv und liegt in einer ökonomisch relevanten Größenordnung. Ob diese Ergebnisse auch auf andere Branchen übertragbar sind, müssen weitere Analysen zeigen.

## Literatur

- Addison, J. T./Schank, T./Schnabel, C./Wagner, J. (2006): Works Councils in the Production Process, *Schmollers Jahrbuch* 126, 251 – 283.
- Addison, J. T./Schnabel, C./Wagner, J. (2001): Work Councils in Germany: Their Effects on Establishment Performance, *Oxford Economic Papers* 53 (4), 659 – 694.
- Addison, J. T./Schnabel, C./Wagner, J. (2004): The Course of Research into the Economic Consequences of German Works Councils, *British Journal of Industrial Relations* 42 (2), 255 – 281.
- Angrist, J./Steen Pischke, J. (2009): *Mostly harmless econometrics*, Princeton.
- Arellano, M./Bover, O. (1995): Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models, *Journal of Econometrics* 68 (1), 29 – 51.
- Askildsen, J. E./Jirjahn, U./Smith, S. C. (2006): Works Councils and Environmental Investment: Theory and Evidence from German Panel Data, *Journal of Economic Behavior and Organization* 60 (3), 346 – 372.
- Behrens, M. (2009): Still Married after all these Years? Union Organizing and the Role of Works Councils in German Industrial Relations, *Industrial and Labor Relations Review* 62 (3), 275 – 293.
- Bellmann, L./Ellguth, P. (2006): Works Council Presence and Impact on Training of the Workforce, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226 (5), 487 – 504.
- Black, S. E./Lynch, L. M. (2001): How to Compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity, *Review of Economics and Statistics* 83 (3), 434 – 445.
- Blinder, A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources* 8 (4), 436 – 455.
- Burgess, S./Lane, J./Stevens, D. (2000): Job Flows, Worker Flows and Churning, *Journal of Labor Economics* 18 (3), 473 – 502.
- Freeman, R. B. (1976): Individual Mobility and Union Voice in the Labor Market, *The American Economic Review* 66 (2), 361 – 368.
- Freeman, R. B./Lazear, E. (1995): An Economic Analysis of Works Councils, in: J. Rogers/W. Streeck (Hrsg.), *Works Councils: Consultation, Representation and Cooperation in Industrial Relations*, Chicago, 27 – 52.
- Frick, B. (1996): Co-determination and Personnel Turnover: The German Experience, *Labour* 10, 407 – 430.
- Frick, B./Möller, I. (2003): Mandated Works Councils and Firm Performance: Labor Productivity and Personnel Turnover in German Establishments, *Schmollers Jahrbuch* 3, 423 – 454.
- Heywood, J. S./Jirjahn, U. (2009): Family Friendly Practices and Worker Representation in Germany, *Industrial Relations* 48 (1), 121 – 145.
- Hirsch, B./Schank, T./Schnabel, C. (2010): Works Councils and Separations: Voice, Monopoly, and Insurance Effects, *Industrial Relations* 49 (4), 566 – 592.

- Hübler, O./Jirjahn, U. (2003): Works Councils and Collective Bargaining in Germany: The Impact on Productivity and Wages, *Scottish Journal of Political Economy* 50 (4), 471 – 491.
- Jirjahn, U. (2003): Executive incentives, works councils and firm performance, *Schmollers Jahrbuch* 123, 397 – 421.
- Jirjahn, U. (2009): The Introduction of Works Councils in German Establishments – Rent Seeking or Rent Protection?, *British Journal of Industrial Relations* 47 (3), 521 – 545.
- Jirjahn, U. (2011): Ökonomische Wirkungen der Mitbestimmung in Deutschland: Ein Update, *Schmollers Jahrbuch* 131 (1), 3 – 57.
- Kölling, A. (2000): The IAB-Establishment Panel, *Schmollers Jahrbuch* 120, 291 – 300.
- Kraft, K./Lang, J. (2008): The Causes and Consequences of Adopting a Works Council, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 228 (5 + 6), 512 – 532.
- Müller, St. (2008): Capital stock approximation using firm level panel data, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 228 (4), 357 – 371.
- Müller, St. (2010): Capital Stock Approximation with the Perpetual Inventory Method: Stata Code for the IAB Establishment Panel, *FDZ Methodenreport* 2/2010, Nürnberg.
- Müller, St. (2011): Works Councils and Firm Profits Revisited, *British Journal of Industrial Relations* 49 (vorab verfügbar unter <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8543.2010.00829.x>).
- Oaxaca, R. L. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review* 14 (3), 693 – 709.
- Roodman, D. (2009): A Note on the Theme of Too Many Instruments, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71 (1), 135 – 158.
- Schank, T./Schnabel, C./Wagner, J. (2004): Works Councils – Sand or Grease in the Operation of German Firms?, *Applied Economics Letters* 11 (3), 159 – 161.
- Weil, D. (1999): Are Mandated Health and Safety Committees Substitutes for or Supplements to Labor Unions?, *Industrial and Labor Relations Review* 52 (3), 339 – 360.
- Wever, K. S. (1994): Learning from Works Councils: Five Unspectacular Cases from Germany, *Industrial Relations* 33 (4), 467 – 481.
- Wolf, E./Zwick, T. (2008): Reassessing the Productivity Impact of Employee Involvement and Financial Incentives, *Schmalenbach Business Review* 60 (2), 160 – 181.