

Erosion der betrieblichen Mitbestimmung – Welche Rolle spielt der Strukturwandel?

Nicht nur die Tarifbindung, auch die betriebliche Mitbestimmung verliert offensichtlich an Boden. Das wirft die Frage auf, inwieweit es die veränderten Einstellungen der Beschäftigten sind, die zu diesem Schwund an Betrieben mit Betriebsrat führen, oder ob es nicht vielmehr Veränderungen der Betriebslandschaft sind, die quasi als Nebenprodukt diesen Rückgang bewirken. Mit Daten des IAB-Betriebspanels für einen relativ langen Beobachtungszeitraum (1998 – 2014) versuchen wir zu klären, ob und welche strukturellen Veränderungen hinter der Erosion der betrieblichen Mitbestimmung stecken.

PETER ELLGUTH, RAINER TRINCZEK

1. Einleitung

In den letzten Dekaden bestand Konsens in der Scientific Community, dass die Erosion des dualen Systems der Interessenvertretung in Deutschland wesentlich der Erosion des Flächentarifsystems geschuldet war – wohingegen die betriebliche Mitbestimmung (zumindest in quantitativer Hinsicht) als weitgehend stabile Institution galt. Zwar wurde wiederholt die These vertreten, Betriebsräte seien im Kontext der lang anhaltenden Arbeitsmarktkrise innerbetrieblich zunehmend in die Defensive geraten (vgl. pars pro toto Kotthoff 1998). Gleichwohl schienen die Daten des IAB-Betriebspanels zu bestätigen, dass es keinen nachhaltigen Trend abnehmender Verbreitung von Betriebsräten in Deutschland gibt – weder in West- noch in Ostdeutschland: „Die Anteilswerte (der Betriebe mit Betriebsrat [die Verf.]) bewegen sich seit einigen Jahren in beiden Landesteilen zwischen 9 und 10 %“ (Ellguth/Kohaut 2014, S. 291) – auch wenn die entsprechenden Werte 1996 noch 11 % (Ost) bzw. 12 % (West) betragen hatten.¹

Als weit weniger stabil erweist sich die betriebliche Mitbestimmung jedoch, wenn man zum einen die Reichweite betrachtet, also den Anteil der Beschäftigten, die in Betrieben mit Betriebsrat arbeiten, und zum anderen differenziert nach Betriebsgrößenklassen analysiert. So ist die Reichweite in Gesamtdeutschland zwischen 1996 und 2014 – zunächst sehr verhalten, dann aber in den letzten Jahren doch

beschleunigt – von 50 auf 41 % der Beschäftigten zurückgegangen, wobei der Rückgang in Ostdeutschland (von einem ohnehin niedrigeren Ausgangsniveau) nochmals stärker ausfiel als in Westdeutschland (Tabelle 1).

Auffällig ist zugleich, dass die Veränderungen nicht gleichmäßig über alle Betriebsgrößen hinweg ausfallen, sondern sich markante Unterschiede ergeben: In den mittelgroßen Betrieben mit einer Beschäftigtenanzahl von 51 – 500 sind sie besonders gravierend – das betrifft sowohl die auf Beschäftigte bezogene Reichweite der betrieblichen Mitbestimmung („Abdeckquote“) als auch die Verbreitung von Betriebsräten (Anteil der Betriebe) (vgl. bereits Ellguth/Kohaut 2012). Während insgesamt in Deutschland der Anteil der Betriebe mit Betriebsrat zwischen 1996 und 2014 um drei Prozentpunkte zurückging, betrug der Rückgang in diesem spezifischen Betriebsgrößensegment 13 Prozentpunkte.

Diese Erosionstendenzen werfen natürlich Fragen nach den Ursachen auf. Sind es die Belegschaften, die in zunehmendem Maß auf die Gründung bzw. die Wiederwahl einer betrieblichen Interessenvertretung verzichten? Nimmt mög-

1 Hassel (1999) konstatiert für den früheren Zeitraum von 1981 bis 1994 eine „continuing erosion of the German works council system“ (S. 488), allerdings (mit den Betriebsratsstatistiken von Einzelgewerkschaften) auf einer problematischen Datenbasis.

licherweise das Management zunehmend mitbestimmungsfeindliche Positionen ein? Haben wir es also mit den Folgen veränderter handlungsrelevanter Einstellungen zur Mitbestimmung zu tun? Oder sind es vielmehr strukturelle Veränderungen in der Betriebslandschaft, die quasi als Nebenprodukt zu einer geringeren Verbreitung von Betriebsräten führen? Dies wäre z. B. der Fall, wenn sich die Branchenstruktur verschiebt hin zu Wirtschaftszweigen, in der die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betriebsrat existiert, geringer ist.

Unter Nutzung der Daten des IAB-Betriebspanels wird daher im Folgenden – mit Fokus auf das offensichtlich besonders interessante Segment mittelgroßer Betriebe – der Frage nachgegangen, welchen Anteil strukturelle Veränderungen an der abnehmenden Verbreitung von Betriebsräten haben und welche Faktoren das im Einzelnen sind. Methodisch gehen wir dabei den Weg der Dekompositionsanalyse. Hierzu steht im IAB-Betriebspanel eine ganze Reihe betrieblicher Kenngrößen zur Verfügung. Komplementär wird sich auch zeigen, welcher Anteil der quantitativen Veränderung sich nicht durch solche Strukturveränderungen erklären lässt. Für diesen verbleibenden ungeklärten Anteil kämen dann Einstellungs- bzw. Verhaltensänderungen als Ursache infrage. Allerdings können über veränderte Motivlagen bei den Protagonisten und deren Wahrnehmung von Mitbestimmung (jenseits struktureller Veränderungen in der Zusammensetzung der Belegschaften) auf Basis einer Betriebsbefragung natürlich keine Aussagen getroffen werden – dies bleibt anderen Untersuchungen vorbehalten. Mit den Daten des IAB-Betriebspanels kann lediglich gezeigt werden, dass sich „der Betrieb“ – aus welchen Gründen auch immer – anders verhält.

Die Relevanz der Befunde ist offensichtlich: Sollte sich herausstellen, dass es wesentlich strukturelle Veränderungen in der Betriebslandschaft sind, die zur (quantitativen) Erosion der betrieblichen Mitbestimmung geführt haben, würden sich weitergehende Untersuchungen über Einstellungs- bzw. Verhaltensänderungen von Beschäftigten und/oder des Managements gegenüber betrieblicher Mitbestimmung größtenteils erübrigen.

2. Vorliegende Forschungsergebnisse

In der Literatur werden zahlreiche theoriegeleitete und/oder empirische Argumente angeführt, die für oder gegen die Wahrscheinlichkeit der Existenz eines Betriebsrates sprechen. Neben wohlfahrtsökonomischen Argumentationen sind dabei insbesondere wirtschaftswissenschaftliche Ansätze prominent, die auf die ökonomischen Folgen einer betrieblichen Interessenvertretung für den Betrieb verweisen (vgl. etwa Freeman/Lanzear 1995; Kaufman/Levine 2000, und zusammenfassend für Deutschland Jirjahn 2010). Dabei wird der Betriebsrat entweder als Mechanismus – vor

allem: personalwirtschaftlicher – Effizienzsteigerung angesehen (etwa Frick/Sadowski 1995; Müller 2005), wobei häufig mit dem Transaktionskosten-Theorem operiert wird oder auf das Collective-Voice-Modell bzw. auf Informationsasymmetrien zwischen dem Arbeitgeber und Beschäftigten abgestellt wird (etwa Dilger 2002). Mindestens ebenso häufig wird in wirtschaftswissenschaftlich inspirierten Analysen allerdings auch auf profitabilitätskritische Effekte von Betriebsräten verwiesen (Addison et al. 2001), wodurch möglicherweise betriebsratskritische Einstellungen des Managements begründet oder verstärkt werden. Jirjahn (2009) macht daneben das Argument stark, dass Neugründungen von Betriebsräten insbesondere auf dem Interesse von Beschäftigten nach *rent-protection* in ökonomisch wenig erfolgreichen Firmen basieren, wohingegen Artus et al. (2015; sowie in diesem Heft) in einer qualitativen Untersuchung auf ganz unterschiedliche Gründungskonstellationen verweisen.

Typisch für statistisch-empirische Analysen zur (Nicht-)Existenz von Betriebsräten ist der Vergleich betrieblicher Rahmenbedingungen von Betrieben, die typischerweise eine betriebliche Interessenvertretung aufweisen, mit solchen, wo dies typischerweise nicht der Fall ist. Argumentativer Hintergrund dieser (und auch der hier vorgelegten) Untersuchungen ist eine Annahme, die Dilger folgendermaßen zusammengefasst hat: „Even though the employees are founding (or not founding) a works council, they are influenced in this decision by characteristics of the firm“ (Dilger 2003, S. 392). In dieser Perspektive sind in den letzten Jahren zahlreiche Untersuchungen mit unterschiedlichen methodischen Designs vorgelegt worden, die sich insgesamt zu einem vergleichsweise klaren Bild relevanter und wohl begründbarer Strukturvariablen verdichten, die für die (Nicht-)Existenz von Betriebsräten von Bedeutung sind (vgl. Abschnitt 3).

In methodischer Perspektive gibt es im Kontext der Industrial-Relations-Forschung einige wenige empirische Studien, die ähnlich vorgehen wie die hier vorgelegte, also mit einer Dekompositionsanalyse operieren, um Veränderungen im Zeitverlauf zu identifizieren; allerdings liegt deren inhaltlicher Schwerpunkt jeweils nicht auf der betrieblichen Interessenvertretung. So widmen sich Schnabel und Wagner (2007) der Gewerkschaftszugehörigkeit der Beschäftigten und fragen, wie es um den gewerkschaftlichen Organisationsgrad in Ostdeutschland bestellt wäre, wenn westdeutsche Charakteristika der Beschäftigten unterstellt würden (und umgekehrt) bzw. wie der Organisationsgrad 2004 aussähe mit Beschäftigtenmerkmalen von 1992 (und umgekehrt). Auch sie verwenden – unter Nutzung der Daten des ALLBUS – die Dekompositionsanalyse und finden, „dass Unterschiede im Organisationsgrad im Zeitverlauf sowie zwischen West- und Ostdeutschland zum größten Teil nicht durch unterschiedliche Merkmale der Beschäftigten erklärt werden können“ (Schnabel/Wagner 2007, S. 118).

Das gleiche Thema behandeln Fitzenberger et al. (2011). Auch in dieser Studie werden – auf Basis der Daten ►

des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) – die sozioökonomischen und betrieblichen Faktoren analysiert, die hinter der Erosion des gewerkschaftlichen Organisationsgrades zwischen 1985 (Ost: 1993) und 2003 stehen. Der West-Ost-Unterschied wird ebenfalls mit ins Visier genommen. Methodisch wird hier zwar ein etwas anderer Weg gegangen, in dem der Panelcharakter der Daten bei den Schätzungen zur Gewerkschaftsmitgliedschaft genutzt wird, es wird aber eine ähnliche Dekompositionstechnik verwendet. Die Ergebnisse stimmen weitgehend mit denen von Schnabel und Wagner (2007) überein.

Addison et al. (2011) kommen unserem Vorhaben am nächsten, in dem sie den betrieblichen Deckungsgrad von Tarifverträgen (mit einer Unterscheidung von sektoralen und betrieblichen Vereinbarungen) zum Gegenstand ihrer Analysen machen. Sie beschäftigen sich mit den Unterschieden zwischen Deutschland und Großbritannien, berücksichtigen aber auch die zeitliche Entwicklung, d. h. konkret den Rückgang der Tarifbindung (*union coverage*) in beiden Ländern zwischen 1998 und 2004. Die Autoren kommen zu folgendem Ergebnis: “We have found that the decline in collective bargaining incidence in both countries is mostly due to changes in behaviour rather than to compositional effects“ (Addison et al. 2011, S. 510). Die verwendeten Strukturvariablen konnten also kaum zur Erklärung der schwindenden Tarifbindung beitragen. In ihrem 2010er IZA-Diskussionspapier schließen die Autoren auch die Verbreitung von Betriebsräten resp. Works Councils noch in ihre Analysen ein, verzichten in der späteren Veröffentlichung aber darauf. Betrachtet man das Diskussionspapier, so liegt die Vermutung nahe, dass der Betrachtungszeitraum von 1998 bis 2004 vermutlich zu kurz ist und zu früh liegt, um in Deutschland einen relevanten Rückgang identifizieren und in seine Komponenten zerlegen zu können.

Im Grunde liegt gegenwärtig keine empirische Analyse zur abnehmenden Verbreitung von Betriebsräten vor, die die Veränderungen im Zeitverlauf methodisch differenziert adressiert. Daher bedarf es noch einer Klärung, inwieweit und welche strukturelle(n) Veränderung(en) für die Erosion der betrieblichen Mitbestimmung verantwortlich sind.

3. Analytische Vorüberlegungen

Ziel des Aufsatzes ist – wie oben bereits erwähnt – zu bestimmen, inwieweit die Abnahme der Verbreitung von Betriebsräten und der Abdeckquote betrieblicher Interessenvertretungen zwischen 1998 und 2014 auf strukturelle Veränderungen in der Betriebslandschaft zurückzuführen ist. Um diese schlichte Frage zu beantworten, bedarf es keiner aufwändigen theoriegestützten Modellbildung, denn: Die Strukturvariablen, die die Frage der

(Nicht-)Existenz eines Betriebsrates wesentlich beeinflussen, sind in der Zwischenzeit wohl bekannt und hinreichend als valide getestet (vgl. etwa bereits Addison et al. 2003). Addison et al. (2011) sprechen – allerdings mit Blick auf die Tarifbindung von Betrieben – von einem „common model of the determinants“ (ebd., S. 490); eine solche Bezeichnung als empirisch breit abgesichertes „common model“ ist erst recht angemessen für das bewährte Set an Determinanten zur Existenz von Betriebsräten, da dieses bekanntlich einen sehr viel höheren Anteil der Varianz erklärt als die entsprechenden Determinanten im etablierten Modell zur Erklärung betrieblicher Tarifbindung.

Hinsichtlich der Existenz von Betriebsräten gelten folgende Faktoren als zentrale Determinanten:

(1) *Betriebsgröße*: Transaktionskosten- und governance-theoretisch lässt sich die mit der Mitarbeiterzahl zunehmende Verbreitung von Betriebsräten auf die erhöhte Komplexität betrieblicher Abläufe zurückführen, was eine institutionalisierte Form der Mitarbeitervertretung zur Vereinfachung der Kommunikation und Interessenaus-handlung nahelegt. Bekanntlich schrumpft in Deutschland der Anteil an Großbetrieben zugunsten von Klein- und Kleinstbetrieben (z. B. Bosch 2013). Diese Tendenz sollte sich ceteris paribus auch in einer schrumpfenden Verbreitung und Abdeckquote der betrieblichen Mitbestimmung niederschlagen.

(2) *Branche*: Unterschiedliche, historisch gewachsene Mitbestimmungskulturen gelten gemeinsam mit der häufig kovariierenden Belegschaftsstruktur als wesentliche Gründe für die unterschiedliche Verbreitung von Betriebsräten über die Branchen. Damit wird auch auf branchenspezifische Besonderheiten im Sinne organisationaler Felder (Scott 1982) verwiesen. So werden etwa Beschäftigte in Dienstleistungsbetrieben durchschnittlich seltener von einem Betriebsrat vertreten als solche im Verarbeitenden Gewerbe (Ellguth/Kohaut 2014, S. 294). Da nun aber dieses zugunsten des Dienstleistungssektors schrumpft, lässt sich auch hieraus eine Tendenz zur abnehmenden Verbreitung betrieblicher Mitbestimmungsinstitutionen ableiten.

Allerdings ist man hier mit dem Problem konfrontiert, dass es im IAB-Betriebspanel (wie auch in anderen Datensätzen) keine über alle Erhebungswellen hinweg konsistente Brancheneinteilung gibt. Durch die Veränderungen bei der Klassifikation der Wirtschaftszweige (Umstieg von der WS73 auf die WZ93 und von der WZ03 auf die WZ08) gibt es echte Strukturbrüche, da viele Betriebe plötzlich anderen Wirtschaftszweigen zugeordnet wurden. Diesen Diskontinuitäten kann mit Bordmitteln nur sehr unzureichend begegnet werden, da bei allen Umschlüsselungsversuchen immer ein größerer Anteil Betriebe verbleibt, der willkürlich zugeordnet werden muss. Insofern sind die Ergebnisse zum Einfluss der Branchenstruktur mit Vorsicht zu genießen.

(3) *Beschäftigtenstruktur*: Berufskulturelle Orientierungsmuster und Interessenlagen sowie mit der Qualifikation verbundene Machtressourcen stellen den argumentativen Hintergrund für diese Determinante dar. Bestimmten Beschäftigten wird eine geringe Bindung an Erwerbsarbeit bzw. an den Betrieb und damit ein geringeres Interesse an einer wie auch immer gearteten betrieblichen Mitarbeitervertretung bescheinigt; dies bezieht sich einmal auf Frauen, aber auch auf geringfügig und befristet Beschäftigte. Gleichzeitig wird Hochqualifizierten regelmäßig zugeschrieben, dass sie eher dazu neigen, auf andere Formen der Interessenartikulation zu setzen als den Betriebsrat (z. B. Schmierl 2006). Danach vertrauen sie entweder auf hinreichende Primärmacht und neigen daher zu einer Präferenz der Eigeninteressenvertretung; oder sie finden andere Modi der Interessenartikulation attraktiv, wie sie etwa im Rahmen von „modernen“ Human-Resource-Ansätzen vom Management angeboten werden („Runde Tische“ etc.). Daher wird – die Richtigkeit und Konstanz dieser Beobachtungen unterstellt – über die Feminisierung des Arbeitsmarktes und den Trend zur Höherqualifizierung bei gleichzeitigem Ausbau des Niedriglohnssektors in Deutschland die soziale Basis institutionalisierter Mitbestimmung sukzessive ausgehöhlt.

Die den Hochqualifizierten unterstellte Distanz zur kollektiven (und gewerkschaftsnahen) Interessenartikulation als Triebkraft für die abnehmende Verbreitung von Betriebsräten lässt sich leider für unseren Beobachtungszeitraum mit den zur Verfügung stehenden Daten des IAB-Betriebspanels nicht überprüfen. Zur Berücksichtigung der Qualifikationsstruktur steht in der 1998er Welle des IAB-Betriebspanels nur der Anteil der Beschäftigten für qualifizierte Tätigkeiten zur Verfügung.²

(4) *Konzernabhängigkeit und Eigentumsverhältnisse*: Ebenfalls transaktionskosten- und governancetheoretisch sowie über Pfadabhängigkeiten wird begründet, warum Zweigbetriebe größerer Unternehmenseinheiten eine höhere Wahrscheinlichkeit der Existenz eines Betriebsrates aufweisen als andere Betriebe. Bei traditionell mitbestimmungsaversen eigentümergeführten Unternehmen wird hingegen klassischerweise auf die Spezifika der Sozialverfassung von Familienbetrieben verwiesen. Veränderungen in den Eigentums- und Abhängigkeitsverhältnissen von Betrieben (etwa durch organisatorische Dezentralisierung von Großbetrieben oder den Aufkauf vormals selbstständiger Betriebe durch andere Unternehmen) müssten entsprechende Veränderungen bei der Verbreitung von Betriebsräten nach sich ziehen.

(5) *Räumliche Verortung*: Es ist bekannt, dass es ein Stadt-/Land-Gefälle bei der Verbreitung betrieblicher Interessenvertretungen gibt. Als Erklärung für die höhere Präsenz von Betriebsräten in städtischen Agglomerationen wird neben historisch-kulturellen Gründen (etwa: über Generationen gewachsene Industriekultur) insbesondere auf die dichtere Anbindung der städtischen Betriebe an die gewerkschaftliche Infrastruktur verwiesen. Veränderungen in der Ansied-

lungspolitik von Unternehmen, z. B. aufgrund knapper Gewerbeflächen in Metropolen, könnten sich demnach in einer veränderten Verbreitung von Betriebsräten im Zeitverlauf niederschlagen.

Neben der Stadt-/Landfrage ist die Ost-/West-Determinante die zweite wichtige räumliche Strukturvariable. Mit Blick auf die Mitbestimmungsinstitutionen lassen sich nach wie vor erhebliche Differenzen zwischen Betrieben in West- und in Ostdeutschland feststellen. Relative Verschiebungen in der Verortung von Betrieben zwischen Ost- und Westdeutschland aufgrund unterschiedlicher Dynamiken der ökonomischen Entwicklung sollten auch auf die Verbreitung von Betriebsräten in Deutschland durchschlagen.

(6) *Betriebsalter*: In der Forschung zu Betriebsbiografien wird die These vertreten, dass das Alter eines Betriebes Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Gründung eines Betriebsrates hat. Hintergrund ist ein Modell „betrieblicher Reifung“, nach dem Betriebsratsgründungen in der Entstehungs- und prekären Frühphase von Betrieben eher unwahrscheinlich sind, dann aber im Übergang zum etablierten Normalbetrieb wahrscheinlicher werden. Mit Veränderungen in der Altersstruktur der Betriebe durch „Reifung“, Neugründungen und/oder Betriebsschließungen würde sich damit auch die Wahrscheinlichkeit der Existenz von Betriebsräten ändern.

(7) *Tarifbindung*: Obwohl es weder rechtlich noch politisch einen zwingenden Konnex zwischen Tarifautonomie und Betriebsverfassung gibt, dürfte die faktische Kovarianz beider Ebenen des dualen Systems der Interessenvertretung bei abnehmender Bedeutung des Flächentarifvertrags auch zu einer Abnahme institutionalisierter betrieblicher Interessenvertretung führen.

Allerdings lässt sich mit Blick auf die Tarifbindung der Betriebe argumentieren, dass diese (oder deren Fehlen) nicht zwingend eine strukturelle Einflussgröße auf die Entwicklung der betrieblichen Mitbestimmung darstellen muss. Möglicherweise findet der Rückgang der Tarifbindung nur zeitgleich mit dem der Verbreitung von Betriebsräten ►

2 Erst ab der Befragungswelle 2002 wurde im IAB-Betriebspanel zwischen Beschäftigten für Tätigkeiten, „die eine abgeschlossene Lehre oder eine vergleichbare Berufsausbildung erfordern“ und solchen, „die einen Hochschul- oder Fachhochschulabschluss erfordern“, unterschieden. Interessanterweise ergibt sich auf Grundlage der vorhandenen „gröberen“ Daten ein positiver Zusammenhang zwischen einem hohen Anteil qualifizierter Beschäftigter und der Existenz eines Betriebsrats (Ellguth 2005, S. 176). Insofern ist es vermutlich kein Handicap, „nur“ den zusammengefassten Qualifiziertenanteil in die Schätzungen aufzunehmen. Die zugrunde liegende Hypothese geht dann aber in die entgegengesetzte Richtung: ein zunehmender Anteil Beschäftigter für qualifizierte Tätigkeiten wirkt dem Trend einer abnehmenden Reichweite der betrieblichen Mitbestimmung entgegen.

statt, bzw. es könnte gar eine umgekehrte Kausalität gegeben sein: Rückläufige Betriebsratsquoten würden in dieser Perspektive dann zu einer Abnahme der Tarifbindung der Betriebe führen. Auch wenn die Entscheidung, sich an einen Tarifvertrag zu binden, exklusiv dem Management obliegt, und die Wahl eines Betriebsrats Sache der Belegschaft ist (abgesehen von Verhinderungsstrategien des Managements), ist die Tarifbindung möglicherweise kein exogener Faktor für die betriebliche Mitbestimmung, da beide Größen Ausdruck einer generellen Haltung der betrieblichen Akteure zu kollektiver Interessenvertretung und damit wechselseitig aufeinander verwiesen sein könnten (Schmidt/Trinczek 1991). Angesichts dieser Problematik haben wir die Tarifbindung in einem ersten Modell als bestimmendes Merkmal mit aufgenommen. In einem alternativen Modell bleiben die entsprechenden Variablen aber außen vor, um nur im engeren Sinne strukturelle Veränderungen zu berücksichtigen.

Weitere betriebliche Merkmale jenseits der soeben genannten werden darüber hinaus als Kontrollvariablen in unseren Schätzungen berücksichtigt. Unser besonderes Interesse gilt natürlich dem Zeitfaktor, der in Form einer Dummy-Variablen für die Erhebungswelle 2014 Eingang findet.

4. Empirische Analyse

4.1 Datengrundlage

Als Datenquelle für die empirische Analyse dient der vorliegenden Untersuchung das IAB-Betriebspanel, eine seit 1993 in Westdeutschland und ab 1996 auch in Ostdeutschland jährliche Befragung von mittlerweile knapp 16.000 Betrieben aller Branchen und Größenklassen, die Informationen zu einer breiten Palette betrieblicher Strukturen und Kenngrößen liefert. Fragen zur Existenz eines Betriebsrats (und zur Tarifbindung der Betriebe) gehören zum Standardprogramm des IAB-Betriebspanels und werden jedes Jahr gestellt.

Ziehungsgrundlage für die Stichprobe ist die aus der Beschäftigtenstatistik aggregierte Betriebsdatei der Bundesagentur für Arbeit (BA), die alle Betriebe/Dienststellen mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthält.³ Die Betriebe werden nach dem Prinzip der optimalen Schichtung gezogen, wobei die Ziehungswahrscheinlichkeit mit der Betriebsgröße steigt. Als Schichtungsvariablen dienen zehn Betriebsgrößenklassen, 19 Branchen und die Bundesländer. Um Neugründungen abzubilden und die Folgen der Panelmortalität auszugleichen, wird die Stichprobe jährlich um zusätzliche Betriebe ergänzt. Zum Ausgleich der Disproportionalität der Zufallsstichprobe werden die deskriptiven Ergebnisse je-

weils auf die Eckwerte der Grundgesamtheit laut Betriebsdatei der Bundesagentur für Arbeit (BA) hochgerechnet.⁴ Unser Untersuchungsfeld ist auf die bundesdeutsche Privatwirtschaft begrenzt. Wie weiter unten noch näher ausgeführt wird, beschränken wir uns bei der Analyse auf das Größensegment mit 51 bis 500 Beschäftigten.

Während in der deskriptiven Darstellung 1996 als Startjahr für den Vergleich mit 2014 herangezogen wird, geht die multivariate Analyse vom Startjahr 1998 aus. Dies ist dem Umstand geschuldet, dass die Abfrage der Tarifbindung, konkret die Geltung eines Firmen-/Haustarifvertrags erst ab 1998 in der auch am aktuellen Rand noch erfragten Form vorliegt. Da wir auf diese Variable nicht verzichten wollen, nehmen wir bewusst den um zwei Jahre verkürzten Beobachtungszeitraum in Kauf. Unsere Analyse beeinträchtigt u. E. dieser Verzicht nur unwesentlich. Die Ergebnisse sind aber vermutlich etwas weniger prononciert.

4.2 Zur quantitativen Entwicklung der betrieblichen Mitbestimmung

Belastbare Zahlen zur Verbreitung der Mitbestimmungsinstitutionen liegen für die beiden Landesteile Deutschlands ab Mitte der 1990er Jahre vor. Seither werden im IAB-Betriebspanel entsprechende Daten erhoben und regelmäßig in den WSI-Mitteilungen veröffentlicht (zuletzt: Ellguth/Kohaut 2015). In unserem Zusammenhang relevante Informationen zur quantitativen Entwicklung der betrieblichen Mitbestimmung liefern Ellguth/Kohaut (2014) mit einer Zeitreihe von 1996 bis 2013, in der die auf Beschäftigte bezogene Reichweite von Betriebsräten (Anteil der Beschäftigten in Betrieben mit Betriebsrat) für verschiedene betriebliche Größensegmente dargestellt wird. Die Autoren weisen darauf hin, dass es im Grunde das Segment zwischen 51 und 500 Beschäftigten ist, das für den insgesamt beobachtbaren Rückgang betrieblicher Mitbestimmung verantwortlich ist. Im Kleinbetrieblichen Bereich ist über die Jahre weitgehend unverändert ein Betriebsrat eher die Ausnahme (mit ca. 10 % der Beschäftigten), unter den Großbetrieben dagegen nach wie vor fast eine Selbstverständlichkeit, mit Anteilswerten über 90 % (ebd., S. 291ff.).

Da es uns um die betriebliche Entscheidung für oder gegen einen Betriebsrat geht, müssen die entsprechenden betrieblichen Anteilswerte in Augenschein genommen werden. In *Tabelle 1* ist für 1996, 1998 (das Startjahr unserer Dekompositionsanalyse) und die aktuelle Erhebungswelle 2014 die Entwicklung der betrieblichen Mitbestimmung

3 Ein-Personen-Betriebe oder solche mit ausschließlich geringfügiger Beschäftigung werden nicht erfasst, was für unsere Zwecke jedoch von untergeordneter Bedeutung ist.

4 Für weitere Informationen zum IAB-Betriebspanel siehe Ellguth et al. (2014).

TABELLE 1

Verbreitung eines Betriebsrats nach Betriebsgröße, 1996, 1998 und 2014*

	Betriebe mit Betriebsrat					Beschäftigte in Betrieben mit Betriebsrat				
	Anteil in %			in Prozentpunkten		Anteil in %			in Prozentpunkten	
	1996	1998	2014	Differenz 96–14	Differenz 98–14	1996	1998	2014	Differenz 96–14	Differenz 98–14
Ostdeutschland										
5–50	7	6	6	–1	0	12	11	10	–2	–1
51–500	55	55	39	–16	–16	65	63	48	–17	–15
51 bis 100	46	46	31	–16	–15	48	47	33	–14	–14
101 bis 199	63	67	45	–17	–21	65	68	48	–17	–20
200 bis 500	85	76	62	–23	–15	85	77	65	–21	–12
501 u.m.	87	92	92	5	0	92	93	92	0	–1
insgesamt	11	9	9	–2	–0	43	40	33	–11	–7
Westdeutschland										
5–50	8	6	5	–3	–1	14	12	8	–5	–3
51–500	61	62	48	–12	–13	70	72	58	–12	–14
51 bis 100	49	49	38	–10	–11	49	50	39	–10	–11
101 bis 199	71	76	56	–15	–20	71	77	57	–14	–20
200 bis 500	84	86	74	–10	–11	85	86	75	–10	–11
501 u.m.	91	92	87	–4	–4	95	95	91	–3	–3
insgesamt	12	10	9	–3	–1	51	50	43	–8	–7
Gesamtdeutschland										
5–50	8	6	6	–3	–1	13	11	9	–5	–3
51–500	60	60	47	–13	–14	69	70	56	–13	–14
51 bis 100	48	48	37	–11	–12	49	50	38	–11	–11
101 bis 199	70	74	54	–16	–20	70	75	55	–15	–20
200 bis 500	84	84	72	–13	–12	85	85	73	–12	–12
501 u.m.	91	92	88	–3	–4	94	95	91	–3	–3
insgesamt	12	10	9	–3	–1	50	48	41	–9	–7

* Basis: privatwirtschaftliche Betriebe ab 5 Beschäftigte; ohne Landwirtschaft und Organisationen ohne Erwerbszweck.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1996, 1998, 2014.

WSI Mitteilungen

(Betriebs- und Beschäftigtenquote) ersichtlich. Insgesamt bestätigt sich das schon beschriebene Bild. Größere Bewegungen zeigen sich nur im mittleren Größensegment mit einem Rückgang von 13 Prozentpunkten. Deutlich wird in dieser Darstellung auch die starke Diskrepanz zwischen den beiden Betrachtungsweisen hinsichtlich der Gesamtwerte. Der beträchtliche Rückgang unter den Betrieben mit 51 und 500 Beschäftigten führt zu einer spürbaren Reduzierung beim Beschäftigtenanteil. In Betriebsperspektive bestimmt dagegen die große Anzahl der Kleinbetriebe das Gesamtbild. Der vergleichbare Rückgang im mittleren Segment macht sich hier kaum in den (niedrigen) Gesamtzahlen bemerkbar.

Aus den präsentierten Zahlen wird deutlich, dass bei einer Analyse der Bestimmungsgründe für die Existenz eines Betriebsrats und vor allem bei dem Versuch, strukturelle Faktoren zu identifizieren, die für den beobachtbaren Rückgang in der Verbreitung von Betriebsräten verantwortlich sind, insbesondere die Betriebe im mittleren Größen-

segment ins Auge gefasst werden müssen. Bei der Abgrenzung unseres Untersuchungsfeldes für die ökonomische Analyse haben wir uns zunächst an Ellguth/Kohaut (2014) orientiert, da es uns sinnvoll erscheint, sich nur auf das Größensegment zu konzentrieren, in dem tatsächlich ein Rückgang der betrieblichen Mitbestimmung zu verzeichnen ist. Zur Vergewisserung haben wir aber eine differenziertere Kategorisierung der Betriebsgröße und damit auch andere Abgrenzungen bzw. Subgruppen unseres Untersuchungsfeldes betrachtet (Tabelle 1). Deutlich wird hierdurch einerseits, dass auch eine kleinteiligere Betrachtung entlang der Beschäftigtenzahl ein relativ konsistentes Bild der quantitativen Veränderung zwischen 1996/1998 und 2014 liefert. Es gibt zwar eine gewisse Spitze in der Größenklasse von 101–199, in allen Kategorien (zwischen 51 und 500 Beschäftigten) bewegen sich aber die Verluste im zweistelligen Bereich und heben sich stark von den Veränderungen in den anderen Betriebsgrößenklassen ab. Zusätzlich ha-

ben wir auch unsere Dekompositionsanalysen mit verschiedenen Größenabgrenzungen durchgeführt. Die Ergebnisse der verschiedenen Modelle zeigen keine wesentlichen Abweichungen, sodass uns eine separate Darstellung für verschiedene Größenabgrenzungen nicht angezeigt erscheint.⁵

4.3 Ökonometrische Analyse

4.3.1 Methodisches Vorgehen

In einem ersten Schritt werden zunächst Probitanalysen durchgeführt, um die betrieblichen Charakteristika zu identifizieren, die die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betriebsrat existiert, bestimmen. Bei der Auswahl der unabhängigen Variablen orientieren wir uns an den weiter oben diskutierten analytischen Vorüberlegungen. Konkret werden zwei getrennte Schätzungen mit den Daten der 1998er und 2014er Welle durchgeführt sowie eine gepoolte Schätzung mit beiden Erhebungswellen, die eine entsprechende Dummy-Variable für die zeitliche Dimension (das Erhebungsjahr 2014) enthält. Auf diese Weise lässt sich feststellen, welche Rolle der Zeitfaktor (unter sonst gleichen Bedingungen) für die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betriebsrat existiert, spielt.

Auf eine Einschränkung muss in diesem Zusammenhang hingewiesen werden. Im IAB-Betriebspanel stehen am aktuellen Rand einige Variablen zur Verfügung, die 1998 noch nicht zum Fragenprogramm gehörten, die aber vermutlich im Zusammenhang mit der Existenz eines Betriebsrats stehen. Zu denken ist hierbei vor allem an die Frage der Manager- bzw. Eigentümerführung des Betriebs (Jirahn/Smith 2006), ob es sich um einen Handwerksbetrieb handelt und ob sich der Betrieb in ausländischem Eigentum befindet (Ellguth 2005). In eine (alleinige) Schätzung zu den Determinanten der Existenz eines Betriebsrats für 2014 würden wir die entsprechenden Variablen einbeziehen. Für eine gepoolte Schätzung mit Fällen aus 1998 und 2014 müssen wir uns auf Variablen beschränken, die in beiden Erhebungswellen vorliegen – quasi den kleinsten gemeinsamen Nenner an Variablen. Insofern berücksichtigen wir zu Vergleichszwecken in der Probitschätzung für 2014 ebenfalls nur die in beiden Jahren zur Verfügung stehenden Variablen.⁶

Um in einem zweiten Schritt der Frage nachzugehen, inwieweit der Rückgang in der Verbreitung von Betriebsräten durch Unterschiede in der Zusammensetzung der Betriebslandschaft hervorgerufen wird oder aber Veränderungen im „Verhalten“ der Betriebe geschuldet ist, bietet es sich an, auf statistische Methoden zurückzugreifen, die in anderen arbeitsmarktpolitischen Fragestellungen häufig Verwendung finden. Die sogenannte Dekompositionstechnik, wie sie von Blinder (1973) und Oaxaca (1973) eingeführt wurde, ist vor allem durch ihre Nutzung bei der Bestimmung des „gender-pay-gaps“ bekannt. Dabei erfolgt eine Zerlegung der vorhandenen Lohn-Unterschiede in einen, durch die beobachtbaren Charakteristika erklärten Teil und einen, der auf Unterschieden in den Regressionskoeffizienten, sprich im Ertrag dieser Charakteristika (z. B.

Bildungsjahre), basiert. Dieser nicht erklärte Teil wird in den entsprechenden Analysen in der Regel unter dem Begriff „Diskriminierung“ subsumiert.

Diese Technik der Dekomposition kann auch auf unser Interessengebiet übertragen werden, wenngleich es sich in unserem Fall nicht um kontinuierliche Ergebnisvariablen handelt. Für diese Problemstellung mit binären endogenen Variablen gibt es mittlerweile eine entsprechende Zerlegungsmethode (Fairlie 2005). Dabei wird die für den Betrachtungszeitraum zu konstatierende Abnahme des Anteils der Betriebe mit Betriebsrat in zwei Komponenten zerlegt. Die erste Komponente bezeichnet den Teil des Rückgangs, der auf Veränderungen in den beobachtbaren betrieblichen Merkmalen zurückzuführen ist. Das ist der Teil, dem unser Interesse gilt. Die zweite Komponente stellt den verbleibenden unerklärten Anteil des Rückgangs dar.

In der konkreten Umsetzung der Methode wird ein Erhebungsjahr (1998) als Referenz definiert und für die betreffende Betriebsgruppe die Wahrscheinlichkeit für die Existenz eines Betriebsrats geschätzt. Für die Vergleichsgruppe (2014) werden dann die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten auf Basis der geschätzten Koeffizienten für die Referenzgruppe berechnet. Es wird also betrachtet, wie das Vorhandensein eines Betriebsrats in der Vergleichsgruppe (2014) aussehen würde, wenn dort die gleichen betrieblichen Charakteristika vorliegen würden wie in der Referenzgruppe (1998).

Die nicht erklärte Restgröße, also der nicht durch die einbezogenen Variablen erklärte Teil der Differenz, wird gemeinhin als Gruppen- oder Verhaltenseffekt bezeichnet. In dieser Größe können aber natürlich auch weitere Strukturmerkmale stecken, die den erklärten Anteil erhöhen würden, so sie denn zur Verfügung stünden. Insofern ist die Aussage, dass der unerklärte Rest Verhaltensänderungen repräsentiert, nicht unproblematisch. Hinzu kommt, dass nicht zwangsläufig jede fehlende Variable bei ihrer Berücksichtigung den erklärten Anteil erhöhen würde. Das käme ganz darauf an, welchen Einfluss diese Variable jeweils auf die abhängige Variable hat und wie sich die Bedeutung dieses Merkmals verändert.

5 Die Ergebnisse der Dekompositionsanalysen mit verschiedenen Größenabgrenzungen sind auf Wunsch bei den Autoren erhältlich.

6 Eine Probitschätzung für 2014 inklusive der 1998 noch nicht vorliegenden Variablen kann zur Information bei den Autoren angefordert werden. Die Ergebnisse zeigen, dass deren Berücksichtigung keine dramatischen Veränderungen mit sich bringt. Die Variablen „Managerführung“ und „Handwerksbetrieb“ zeigen einen hochsignifikanten positiven bzw. negativen Einfluss. Ausländisches Eigentum steht in keinem signifikanten Zusammenhang mit der Existenz eines Betriebsrats. Im Gegenzug sind es in erster Linie die Strukturvariable „Zweigstelle/Mittelinstantz“, die an positiver Wirkung verliert sowie der Frauenanteil, der stärker negativ wirkt.

4.3.2 Bestimmungsgründe für die Existenz eines Betriebsrats

In *Tabelle 2* werden die Ergebnisse der Probitschätzungen zu den Determinanten der Existenz eines Betriebsrats für Betriebe mit 51 bis 500 Beschäftigten präsentiert, und zwar zeitlich gepoolt für 1998 und 2014 sowie separat für die beiden Jahre. Insgesamt haben die Schätzungen eine hohe Erklärungskraft und fast alle einbezogenen Variablen zeigen einen hochsignifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betriebsrat existiert.

Angesichts unserer Themenstellung – uns interessieren die betrieblichen Merkmale, die für den Rückgang in der Verbreitung von Betriebsräten verantwortlich sind – soll an dieser Stelle nicht auf die Befunde der Probitschätzungen im Detail eingegangen werden. Insgesamt bestätigt die Analyse in weiten Teilen die bereits bekannten Zusammenhänge. Die Wahrscheinlichkeit der Existenz eines Betriebsrates steigt mit der Betriebsgröße, ist höher, wenn ein Branchen- oder Firmentarifvertrag vorhanden ist, der Betrieb zu einer größeren wirtschaftlichen Einheit gehört und in einem Ballungszentrum und in Westdeutschland liegt. Der Qualifiziertenanteil und der Anteil regulärer Teilzeitbeschäftigter stehen ebenfalls in einem positiven Zusammenhang mit der Existenz eines Betriebsrates. Ein hoher technischer Stand der Anlagen, eine ausgeprägte Randbelegschaft und eine nicht weit zurückliegende Betriebsgründung erweisen sich hingegen als Handikap. Was die Schätzergebnisse auch bestätigen, ist der Rückgang zwischen 1998 und 2014 in Form eines hochsignifikant negativen Jahres-dummy für 2014 mit einem marginalen Effekt von rund 10%.

Wie die Probitschätzungen auch zeigen, bestehen 1998 und 2014 mit wenigen Ausnahmen die gleichen Zusammenhänge zwischen der Existenz eines Betriebsrats und den berücksichtigten Merkmalen, wenngleich die Effektstärke im Einzelnen variiert. Ausnahmen bilden der Frauen- und der Teilzeitanteil. Vor allem Letzterer hat sich im Betrachtungszeitraum auch deutlich erhöht. Auffällig ist auch, dass junge Betriebe (bis zu fünf Jahre) mittlerweile eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit als 1998 aufweisen, über einen Betriebsrat zu verfügen.

Die folgende Dekompositionsanalyse geht nun der Frage nach, inwieweit der Rückgang in der Verbreitung eines Betriebsrats zwischen 1998 und 2014 durch Strukturveränderungen – in Form der berücksichtigten Merkmale – erklärt werden kann.

4.3.3 Dekomposition der zeitlichen Differenz in der Existenz eines Betriebsrats

In *Tabelle 3* sind die Ergebnisse der Dekompositionsanalysen (mit und ohne Berücksichtigung einer Tarifbindung der Betriebe) dargestellt. Die erste Spalte der Tabelle gibt Auskunft über den erklärten Anteil am Rückgang der betrieblichen Mitbestimmung, wenn in einem sehr weiten Ver-

TABELLE 2

Determinanten der Existenz eines Betriebsrats 1998 und 2014, Probitschätzung – marginale Effekte*

	1998 und 2014	1998	2014
Unabhängige Variablen	Koeff.	Koeff.	Koeff.
Beschäftigtenzahl (log)	0,244 +++	0,230 +++	0,247 +++
Zweigstelle, Mittelinstanz	0,158 +++	0,130 +++	0,173 +++
Technischer Stand (sehr gut/gut = 1)	-0,088 ---	-0,071 ---	-0,110 ---
Anteil geringfügig Beschäftigter	-0,552 ---	-0,420 ---	-0,665 ---
Anteil befristet Beschäftigter	-0,572 ---	-0,599 ---	-0,329 ---
Anteil Qualifizierter	0,264 +++	0,221 +++	0,283 +++
Frauenanteil	0,024	0,120 ++	-0,053
Teilzeitanteil	0,132 +++	-0,148 -	0,362 +++
Siedlungsdichte (Kernbereich = 1)	0,061 +++	0,066 +++	0,046 ++
Betriebsgründung in den letzten 5 J.	-0,073 --	-0,039	-0,101 --
Betriebsteile ausgegründet	0,060	0,077 +	0,011
Branchentarifvertrag	0,261 +++	0,314 +++	0,250 +++
Firmentarifvertrag	0,315 +++	0,266 +++	0,358 +++
Standort in Westdeutschland	0,104 +++	0,080 +++	0,114 +++
Jahr 2014	-0,101 ---		
Bergbau, Energie, Wasservers.	0,275 +++	0,194 ++	0,323 +++
Verarbeitendes Gewerbe	0,222 +++	0,176 +++	0,246 +++
Handel	0,036	0,022	0,051
Verkehr und Nachrichtenübermittlung	0,124 +++	0,108 ++	0,113 +
Finanz- und Versicherungs DL	0,027	0,091	-0,081
Gast- und Beherbergungsgewerbe	0,020	-0,057	0,174 ++
Gesundheitswesen	0,203 +++	0,187 +++	0,157 ++
Dienstleistungen	0,058 +	0,090 ++	0,029
Organisationen ohne Erwerbszweck	0,088 +	0,114 ++	0,134
(Referenz: Baugewerbe)			
Dummies für Wirtschaftszweige	ja	ja	ja
Wald Chi ²	1324,6	528,2	821,2
Pseudo R ²	0,26	0,30	0,25
Fallzahl (Betriebe)	5149	2031	3118

* Basis: privatwirtschaftliche Betriebe mit 51 – 500 Beschäftigten.

Anmerkung: +++/++/+ bzw. ---/--/- signalisieren einen signifikant positiven bzw. negativen Zusammenhang auf dem 1 %-/5 %-/10 %-Niveau.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1998, 2014; Schätzungen der Autoren.

WSI Mitteilungen

ständnis von Strukturveränderungen die Tarifbindung mit berücksichtigt wird.

In dieser Variante zeigt sich, dass der zwischen 1998 und 2014 beobachtbare Rückgang von 11,3 Prozentpunkten⁷ einen erklärten Anteil von 6,6 Prozentpunkten enthält. D. h. 58,5 % des Rückgangs werden durch den Struktureffekt erklärt. Die restlichen 41,5 % können Verhaltensänderungen bzw. nicht berücksichtigten Variablen zugeschrieben werden. Mit anderen Worten: Wenn die Betriebe 2014 die ▶

7 Abweichungen zur Deskription in Tabelle 1 ergeben sich dadurch, dass bei der Dekompositionsanalyse nicht hochgerechnete Daten verwendet werden.

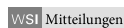
TABELLE 3

Dekomposition des Zeiteffekts in der Existenz eines Betriebsrats*

Referenz: 2014	mit Berücksichtigung einer Tarifbindung	ohne Berücksichtigung einer Tarifbindung
Betriebe mit Betriebsrat 2014 (in %)	57,2	57,2
Betriebe mit Betriebsrat 1998 (in %)	68,4	68,4
Differenz (in %-Punkten)	-11,3	-11,3
erklärter Anteil (in %-Punkten)	-6,6	-1,6
nicht erklärter Anteil (in %-Punkten)	-4,7	-9,6
Struktureffekt (in %)	58,5	14,4
Rest- (Verhaltens)effekt (in %)	41,5	85,6
<i>Detaillierte Dekomposition des Struktureffekts</i>		
Beschäftigtenzahl (log)	-0,028 ***	-0,033 ***
Zweigstelle, Mittelinstanz	0,003 ***	0,006 ***
Technischer Stand (sehr gut/gut=1)	0,002 ***	0,002 ***
Anteil geringfügig Beschäftigter	-0,007 ***	-0,008 ***
Anteil befristet Beschäftigter	-0,001	-0,002 *
Anteil Qualifizierter	0,010 ***	0,009 ***
Frauenanteil	0,001 *	0,001
Teilzeitanteil	-0,004 *	-0,003
Siedlungsdichte (Kernbereich=1)	-0,003 ***	-0,003 ***
Betrieb in den letzten 5 J. gegründet	-0,001	0,002 *
Betriebsteile ausgegründet	-0,002 *	-0,003 **
Branchentarifvertrag	-0,072 ***	
Firmentarifvertrag	0,004 ***	
Branchen	-0,027 ***	-0,015 **

* Basis: privatwirtschaftliche Betriebe mit 51 – 500 Beschäftigten (1998 und 2014 gepoolte Daten). Anmerkung: ***/**/* bedeutet Signifikanz der Koeffizienten auf dem 1%/-5%/-10%-Niveau.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1998, 2014; Schätzungen der Autoren.



gleichen Merkmalsausprägungen aufweisen würden wie 1998, betrüge die Differenz nicht 11,3 sondern nur 4,7 Prozentpunkte. Unter diesen (unveränderten) Bedingungen gäbe es noch in 63,7 % der Betriebe einen Betriebsrat (im betrachteten Größensegment).

Welchen Anteil haben hier nun die einzelnen betrieblichen Merkmale am Rückgang – genauer gesagt: am erklärten Anteil des Rückgangs – der Verbreitung von Betriebsräten? Den mit Abstand stärksten Einfluss hat die Abnahme der Branchentarifbindung mit einem Erklärungsbeitrag so groß wie der aller übrigen Merkmale zusammengenommen (Tabelle 3, erste Spalte, unterer Teil). Veränderungen der Größenstruktur sowie der Branchenzusammensetzung sind die beiden anderen Faktoren, die einen spürbaren (wenn auch jeweils deutlich geringeren) Beitrag leisten. Der wachsende Anteil geringfügiger Beschäftigung hat ebenfalls noch eine gewisse Bedeutung. Weitere Variablen liefern zwar mehr oder weniger signifikante Koeffizienten, deren Effekte aber im Vergleich äußerst gering sind. Insgesamt wird deutlich, dass strukturelle Veränderungen im engeren Sinne eine eher bescheidene Rolle spielen.

Wie am Vorzeichen der einzelnen Koeffizienten zu sehen ist, gibt es auch Faktoren, die dem negativen Trend entgegenlaufen; deren Effektstärke hält sich aber ebenfalls in engen Grenzen. Das ist vor allem der wachsende Anteil Beschäftigter für Tätigkeiten, die mindestens eine berufliche Ausbildung erfordern. Interessant ist hier noch die Rolle der Firmentarifbindung. Der Anteil der Betriebe mit Firmen- oder Haus-tarifvertrag hat sich im Beobachtungszeitraum nur wenig geändert. Nichtsdestoweniger sorgt sie – in geringem Maße – tendenziell dafür, dass die Betriebsratsdichte steigt.

Eine genauere Betrachtung der Brancheneffekte (ohne Tabelle) zeigt, nicht unerwartet, dass es die Abnahme des Verarbeitenden Gewerbes und die deutliche Zunahme des Dienstleistungsbereichs sind, die hauptsächlich für den insgesamt negativen Effekt der Branchenveränderungen verantwortlich sind. Interessanterweise haben die Schrumpfung des Bausektors sowie das Wachsen des Gesundheitsbereichs einen dämpfenden Einfluss auf den Rückgang der Verbreitung von Betriebsräten. D. h. hätte sich die Bedeutung dieser beiden Branchen seit 1998 nicht verändert, wäre ein noch geringerer Anteil an Betrieben mit Betriebsrat zu erwarten. Wie schon gesagt, liefern die Branchenveränderungen (wie auch die übrigen Strukturvariablen) aber nur einen sehr kleinen Erklärungsbeitrag für die Erosion der betrieblichen Mitbestimmung.

In Spalte 2 der Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Dekomposition ohne Berücksichtigung der Tarifbindung dargestellt. Wie sich zeigt, verbleibt ein durch strukturelle Faktoren erklärter Rückgang von nur noch 1,6 Prozentpunkten. Damit werden in diesem Modell nicht einmal 15 % der Abnahme von betriebsratsgebundenen Betrieben durch den Struktureffekt erklärt. Die restlichen 85 % können Verhaltensänderungen, zu denen hier nun auch die Bindung an einen Branchentarifvertrag zählt, bzw. nicht berücksichtigten Variablen zugeschrieben werden. Wenn die Betriebe 2014 die gleichen Merkmalsausprägungen aufweisen würden wie 1998 (ohne Berücksichtigung der Geltung eines Branchentarifs), wäre es um die Verbreitung eines Betriebsrats nicht wesentlich besser bestellt. Statt 11,3 Prozentpunkte betrüge der Rückgang „nur“ 9,7 Prozentpunkte.⁸

In der Gesamtschau ergibt sich folgendes Bild: Abhängig davon, wie mit den Variablen zur Tarifbindung der Betriebe umgegangen wird, lassen sich knapp 60 % bzw. nicht einmal 15 % des zwischen 1998 und 2014 zu beobachtenden Rückgangs in der Verbreitung von Betriebsräten durch die einbezogenen Variablen erklären.

Vielfach wird argumentiert, dass gerade mit Blick auf die kollektive Interessenvertretung eine getrennte Betrachtung West- und Ostdeutschlands angezeigt sei. Dass es sich hier nach wie vor um – wenn nicht getrennte so doch – verschiedene Welten handelt, würde allein schon durch die

8 Die Bedeutung der einzelnen Variablen muss hier nicht im Detail besprochen werden, da die Ergebnisse weitgehend mit der bereits besprochenen Variante übereinstimmen.

noch immer bestehenden beträchtlichen Unterschiede in der Verbreitung der Mitbestimmungsinstitutionen (ohne erkennbaren Trend zur Konvergenz) ersichtlich. Aus diesem Grund haben wir unsere Analysen auch getrennt für West- und Ostdeutschland durchgeführt.

Schon die Probitanalysen der Determinanten der Existenz eines Betriebsrats weisen eine ähnlich hohe Erklärungskraft der Modelle und eine weitgehende Übereinstimmung der signifikanten Variablen auf. Die getrennten Dekompositionsanalysen zeigen dann einen ähnlich hohen Erklärungsanteil der Strukturvariablen am Rückgang der betrieblichen Mitbestimmung in beiden Landesteilen (sowohl in den Modellen mit Berücksichtigung der Tarifbindung als „Strukturvariable“ als auch in denen ohne), und dass es die gleichen Strukturveränderungen sind, die zu einem (bescheidenen) Anteil für den Rückgang verantwortlich sind. Allerdings können in Westdeutschland Strukturvariablen einen etwas höheren Erklärungsbeitrag liefern als in Ostdeutschland. Insgesamt betrachtet rechtfertigen u. E. die vorhandenen Unterschiede keine für beide Landesteile getrennte Analyse.⁹

5. Fazit

In der vorliegenden Analyse sind wir den Faktoren nachgegangen, die für die abnehmende Reichweite der betrieblichen Mitbestimmung verantwortlich sind. Dazu haben wir zunächst den Blick geschärft auf das Segment der Betriebslandschaft, in dem sich tatsächlich etwas bewegt. Es sind die Betriebe mittlerer Größe zwischen 51 und 500 Beschäftigten, in denen ein Betriebsrat weder die seltene Ausnahme noch quasi selbstverständlich ist, wo in den letzten 15 – 20 Jahren ein nicht unbeträchtlicher Schwund stattfand.

Die Ergebnisse unserer Dekompositionsanalyse für dieses Segment zeigen zum einen, welche Bedeutung die Tarifbindung für die Entwicklung der Verbreitung eines Betriebsrats hat. Zum anderen wird klar, dass strukturelle Faktoren im engeren Sinne (zumindest die in quantitativen Erhebungen verfügbaren) nur zu einem geringen Anteil für die Erosion der betrieblichen Mitbestimmung verantwortlich sind.

Als nicht (auch nicht durch eine Tarifbindung) erklärte, für den beobachtbaren Rückgang verantwortliche Restgrößen können veränderte Einstellungen bzw. Verhaltensweisen betrieblicher Akteure – von Beschäftigten wie aus dem Management – verantwortlich sein. Damit sind solche Änderungen nicht gemeint, die sich möglicherweise durch Verschiebungen in der Zusammensetzung der Belegschaften ergeben. Diese werden ja – soweit möglich – in unseren Schätzungen als Strukturvariablen abgebildet. Es müsste sich also um Einstellungsänderungen innerhalb dieser Gruppen handeln, die die Beschäftigten dazu bringen, in

Betrieben ohne Betriebsrat den Schritt hin zur Wahl eines Betriebsrats nicht zu wagen bzw. einen bestehenden Betriebsrat aufzugeben.

Die vorliegende Forschung zu den Interessenlagen der Beschäftigten und deren Einstellungen zur Mitbestimmung geben keine klaren Hinweise auf ein schwindendes Interesse an einer kollektiven Interessenvertretung (Wilkesmann et al. 2011). Was hier u. U. mit bedacht werden sollte, ist der in letzter Zeit verstärkt berichtete Widerstand von Arbeitgeberseite zur Verhinderung von Betriebsratsgremien (Behrens/Dribbusch 2014). Es ist schwer zu beurteilen, inwieweit Berichte von aktiven Verhinderungsaktionen einen neuen oder zumindest verstärkten Trend anzeigen, oder ob diese (vielleicht schon immer) stattgefundenen Aktionen gegenwärtig lediglich erhöhte Aufmerksamkeit erfahren. Die offensive Werbung von Rechtsanwaltskanzleien für Beratungsleistungen zur effektiven Verhinderung von Betriebsratswahlen – die häufig nicht nur von Gewerkschaftsseite als klare Aufforderung zum Rechtsbruch gesehen wird – ist sicherlich in dieser Form ein neues Phänomen. Klar ist, dass – auch wenn allein die Beschäftigten über die Wahl eines Betriebsrats entscheiden – die Arbeitgeber auf diese Entscheidung Einfluss nehmen können und somit veränderte Einstellungen auf deren Seite auch zur Erosion der betrieblichen Mitbestimmung beitragen können.

Wie dem auch sei, über Einstellungsänderungen bei den Protagonisten als Ursache für die schwindende Reichweite der betrieblichen Mitbestimmung lassen sich auf Basis von Betriebsdaten keine gesicherten Aussagen treffen. Wozu wir etwas sagen können, sind die strukturellen Verschiebungen, die insgesamt zu knapp 60 % (inklusive Tarifbindung) bzw. zu ca. 15 % (ohne Tarifbindung) für diese Entwicklung verantwortlich sind. Hier spielen wie vermutet der Trend zu kleineren Betriebseinheiten und der Bedeutungsgewinn des Dienstleistungsbereichs eine – wenn auch nicht sehr große – Rolle. Folgt man Prognosen zur Wirkung von Industrie 4.0 auf Arbeitsmarkt und Wirtschaft in Deutschland (Wolter et al. 2015), wird sich letztere Entwicklung noch beschleunigen – im Grunde keine guten Aussichten für die Zukunft der betrieblichen Mitbestimmung, allerdings von eher begrenzter Bedeutung.

Den mit Abstand größten Einfluss hat aber der Rückgang der Branchentarifbindung. Die komplementäre Struktur des dualen Systems der Interessenvertretung zeigt sich offensichtlich auch in unseren Ergebnissen. Die beiden Regelungsebenen scheinen nach wie vor trotz – oder gerade wegen – der vorhandenen Erosions-, Differenzierungs-, und Heterogenisierungstendenzen wechselseitig aufeinander verwiesen und angewiesen zu sein. Diese wechselseitige Abhängigkeit bedeutet, dass Verluste der einen Ebene auf Dauer auch zu Erosionstendenzen auf der anderen ▶

9 Die Ergebnisse der Probitanalysen sowie der Dekompositionsanalysen für West- und Ostdeutschland sind auf Wunsch von den Autoren erhältlich.

führen. Auch wenn unsere Analyse den Einfluss der schwindenden Branchentarifbindung auf die betriebliche Mitbestimmung nahelegen, lassen sich die Ergebnisse natürlich nicht kausal interpretieren. Die zur Verfügung stehenden langen Zeitreihen geben aber den Eindruck, dass die Reichweite der Branchentarifbindung schon deutlich zurückging, als der Deckungsgrad der Betriebsräte (auch im relevanten Größensegment) noch weitgehend stabil war (bis ca. 2002). ■

LITERATUR

Addison, J. T./Schnabel, C./Wagner, J. (2001): Works councils in Germany: their effects on establishment performance, in: *Oxford Economic Papers* 53, S. 659–694

Addison, J. T./Bellmann, L./Schnabel, C./Wagner, J. (2003): German works councils old and new: incidence, coverage and determinants, in: *Schmollers Jahrbuch* 123 (3), S. 339–358

Addison, J. T./Bryson, A./Teixeira, P./Pahnke, A. (2011): Slip sliding away: further union decline in Germany and Britain, in: *Scottish Journal of Political Economy* 58 (4), S. 490–518

Artus, I./Kraetsch, C./Röbenack, S. (2015): Betriebsratsgründungen. Typische Prozesse, Strategien und Probleme – eine Bestandsaufnahme, Baden-Baden

Behrens, M./Dribbusch, H. (2014): Arbeitgebermaßnahmen gegen Betriebsräte: Angriffe auf die betriebliche Mitbestimmung, in: *WSI-Mitteilungen* 67 (2), S. 140–148, http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_45981_46028.htm

Blinder, A. S. (1973): Wage discrimination: reduced form and structural variables, in: *Journal of Human Resources* 8 (4), S. 436–455

Bosch, G. (2013): Normalarbeitsverhältnis, in: Hirsch–Kreinsen, H./Minssen, H. (Hrsg.): *Lexikon der Arbeits- und Industriosozilogie*, Berlin, S. 376–382

Dilger, A. (2002): Ökonomik betrieblicher Mitbestimmung, München/Mering

Dilger, A. (2003): Payment schemes, returns and works councils, in: *Schmollers Jahrbuch* 123 (3), S. 383–395

Ellguth, P. (2005): Betriebe ohne Betriebsrat – welche Rolle spielen betriebspezifische Formen der Mitarbeitervertretung?, in: *Industrielle Beziehungen* 12 (2), S. 149–176

Ellguth, P./Kohaut, S. (2012): Tarifbindung und betriebliche Interessenvertretung. Aktuelle Ergebnisse aus dem IAB–Betriebspanel 2011, in: *WSI-Mitteilungen* 65 (4), S. 297–305, http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_39698_39705.htm

Ellguth, P./Kohaut, S. (2014): Tarifbindung und betriebliche Interessenvertretung. Ergebnisse aus dem IAB–Betriebspanel 2013, in: *WSI-Mitteilungen* 67 (4), S. 286–295, http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_47210_47220.htm

Ellguth, P./Kohaut, S. (2015): Tarifbindung und betriebliche Interessenvertretung. Ergebnisse aus dem IAB–Betriebspanel 2014, in: *WSI-Mitteilungen* 68 (4), S. 290–297, http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_54287_54297.htm

Ellguth, P./Trinczek, R. (2012): Das duale System der Interessenvertretung in Deutschland: Gibt es wirklich einen Ost–Effekt bei der Verbreitung der zentralen Institutionen? Eine Analyse auf der Grundlage des IAB–Betriebspanel. Beitrag zur GIRA–Jahrstagung 2012 (Ms.), Nürnberg/Erlangen

Ellguth, P./Kohaut, S./Möller, I. (2014): The IAB Establishment Panel – methodological essentials and data quality, in: *Journal of Labour Market Research* 47 (1–2), S. 27–41

Fairlie, R. W. (2005): An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and probit models, in: *Journal of Economic and Social Measurement* 30 (4), S. 305–316

Fitzsenberger, B./Kohn, K./Wang, Q. (2011): The erosion of union membership in Germany: determinants, densities, decompositions, in: *Journal of Popular Economics* 24 (1), S. 141–165

Freeman, R. B./Lazear, E. P. (1995): An economic analysis of works councils, in: Rogers, J./Streeck, W. (Hrsg.): *Works councils: consultation, representation, and cooperation in industrial relations*, Chicago, S. 27–52

Frick, B./Sadowski, D. (1995): Works councils, unions, and firm performance. The impact of workers' participation in Germany, in: Buttler, F./Franz, W./Schettkat, R./Soskice, D. (Hrsg.): *Institutional frameworks and labor market performance: comparative views on the U.S. and German economies*, London/New York, S. 46–81

Hassel, A. (1999): The erosion of the German system of industrial relations, in: *British Journal of Industrial Relations* 37 (3), S. 483–505

Jirjahn, U. (2009): The introduction of works councils in German establishments – rent seeking or rent protection?, in: *British Journal of Industrial Relations* 47 (3), S. 521–545

Jirjahn, U. (2010): Ökonomische Wirkungen der Mitbestimmung in Deutschland. Ein Update, HBS-Arbeitspapier (186), Düsseldorf

Jirjahn, U./Smith, C. (2006): What factors lead management to support or oppose employee participation – with and without works councils? Hypotheses and evidence from Germany, in: *Industrial Relations* 45 (4), S. 650–680

Kaufman, B. E./Levine, D. I. (2000): An economic analysis of employee representation, in: Kaufman, B. E./Levine, D. I. (Hrsg.): *Nonunion employee representation: history, contemporary practice, and policy*, New York, S. 149–175

Kotthoff, H. (1998): Mitbestimmung in Zeiten interessenpolitischer Rückschritte – Betriebsräte zwischen Beteiligungsofferten und gnadenlosem Kostensenkungsdiktat, in: *Industrielle Beziehungen* 5 (5), S. 76–100

Müller, M. (2005): Die Institution Betriebsrat aus personalwirtschaftlicher Sicht, in: *WSI-Mitteilungen* 58 (10), S. 554–560, http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_24626_24636.htm

Oaxaca, R. (1973): Male–female wage differentials in urban labor markets, in: *International Economic Review* 14 (3), S. 693–709

Schmidt, R./Trinczek, R. (1991): Duales System: Tarifliche und betriebliche Interessenvertretung, in: Müller–Jentsch, W. (Hrsg.): *Konfliktpartnerschaft. Akteure und Institutionen der industriellen Beziehungen*, München/Mering, S. 167–199

Schmierl, K. (2006): Neue Muster der Interessendurchsetzung in der Wissens- und Dienstleistungsökonomie – Elemente einer Hybridisierung industrieller Beziehungen, in: Artus, I./Böhm, S./Lücking, S./Trinczek, R. (Hrsg.): *Betriebe ohne Betriebsrat? Informelle Interessenvertretung in Unternehmen*, Frankfurt a. M./New York, S. 171–194

Schnabel, C./Wagner, J. (2007): The persistent decline in unionization in Western and Eastern Germany, 1980–2004: What can we learn from a decomposition analysis?, in: *Industrielle Beziehungen* 14 (2), S. 118–132

Scott, W. R. (1982): *Organisations: rational, natural and open systems*, Englewood Cliffs, New York

Wilkesmann, U./Wilkesmann, M./Virgillito, A./Bröcker, T. (2011): *Erwartungen an Interessenvertretungen*, Düsseldorf

Wolter, M. I./Mönnig, A./Hummel, M./Schneemann, C./Weber, E./Zika, G./Helmrich, R./Maier, T./Neuber-Pohl, C. (2015): *Industrie 4.0 und die Folgen für Arbeitsmarkt und Wirtschaft. Szenario–Rechnungen im Rahmen der BIBB–IAB–Qualifikations– und Berufsfeldprojektionen*, IAB–Forschungsbericht 08/2015, Nürnberg

AUTOREN

PETER ELLGUTH, Wissenschaftlicher Mitarbeiter im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesagentur für Arbeit im Forschungsbereich Betriebe und Beschäftigung. Arbeitsschwerpunkte: Arbeitsbeziehungen, betriebliche Arbeitszeitpolitik und Survey Methodologie.

@ peter.ellguth@iab.de

RAINER TRINCZEK, Prof. Dr., Hochschullehrer mit Schwerpunkt Arbeit und Organisation am Institut für Soziologie der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg. Arbeitsschwerpunkte: Arbeits- und Organisationssoziologie, Industrial Relations, Managementsoziologie und qualitative Methoden der empirischen Sozialforschung.

@ rainer.trinczek@fau.de