

Möller, Joachim

Article

Industrierenten und Lohnsetzungsverhalten: gibt es Indizien für die Insider-Outsider Hypothese?

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

Suggested Citation: Möller, Joachim (2005) : Industrierenten und Lohnsetzungsverhalten: gibt es Indizien für die Insider-Outsider Hypothese?, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 38, Iss. 2/3, pp. 147-164

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158598>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Industrierenten und Lohnsetzungsverhalten – Gibt es Indizien für die Insider-Outsider Hypothese?

Joachim Möller*

Die Insider-Outsider-Theorie ist einer der Ansätze, mit denen sich die Persistenz von Arbeitslosigkeit begründen lässt. Die zentrale Hypothese besagt, dass die Insider, also die „Arbeitsplatzbesitzer“, das Lohnniveau über das markträumende Niveau treiben und somit eine Barriere schaffen, die Neueinstellungen verhindert. Aufgrund der Existenz von Einstellungskosten, z. B. für Suche und Einarbeitung, sowie Entlassungskosten, z. B. für Abfindungszahlungen, besitzen Insider Marktmacht. Der Insider-Outsider-Theorie zufolge nutzen Insider diese Marktmacht aus, um sich Renten anzueignen.

Der vorliegende Beitrag fragt zunächst, ob es Hinweise für die Existenz solcher Renten gibt. Neueren Beiträgen in der Literatur folgend, messen wir deren Höhe und zeitlichen Verlauf auf der Grundlage interindustrieller Lohndifferenziale. Diese werden mit Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe geschätzt und analysiert. Weiterhin gehen wir der aus der Insider-Outsider-Theorie abzuleitenden Hypothese nach, dass Industriezweige mit vergleichsweise hohen Renten eine hohe durchschnittliche Beschäftigungsdauer aufweisen. Und schließlich testen wir ein bei Insiderverhalten zu erwartendes spezifisches Lohnbildungsmuster (vergleichsweise hohe Lohnaufschläge in expansiven Konjunkturphasen).

Im Ergebnis sprechen einige Indizien in der Tat dafür, dass „Arbeitsplatzbesitzer“ in gewissem Umfang Renten abschöpfen. In den Wirtschaftssektoren mit hohen Renten gibt es Hinweise für überhöhte Lohnsteigerungen gerade in Expansionsphasen. Allerdings sind die Schätzergebnisse statistisch teilweise nur schwach gesichert. Es ist deshalb noch weitere Forschung nötig, um die empirische Evidenz für die Insider-Outsider-Hypothese zu erhärten (oder zu entkräften).

Gliederung	3.1	Das Muster der Industriedifferenziale in der Zeit
1 Einleitung		
2 Messkonzepte, Datenquelle und Schätzansatz	3.2	Berechnung der Indikatoren für Renten in den Industriezweigen
2.1 Der Ansatz über die Industriedifferenziale nach Saint-Paul (2004)	3.3	Die Plausibilität der Rentenindikatoren
2.2 Zur Datenquelle und Datenselektion	3.4	Ein Test des Insider-Verhaltens
2.3 Zum Schätzansatz	4	Fazit und Implikationen für die Wirtschaftspolitik
3 Empirische Ergebnisse		Literatur

* Korrespondenzadresse: Prof. Dr. Joachim Möller, Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Regensburg, Universitätsstraße 31, D-93053 Regensburg, E-mail: joachim.moeller@wiwi.uni-regensburg.de, Tel: +49 (941) 943-2550, Fax: +49 (941) 943-2735.

Die Arbeit entstand in dem durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) geförderten Projekt MO523/41 „Flexibilität der Lohnstruktur, Ungleichheit und Beschäftigung – Eine vergleichende Mikrodatenuntersuchung für die USA und Deutschland“.

Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

1 Einleitung

Die Entwicklung der deutschen Arbeitslosigkeit mit ihren sprunghaften Anstiegen zur ersten und zweiten Ölpreiskrise Mitte der siebziger Jahre und Anfang der achtziger Jahre des vergangenen Jahrhunderts sowie dann in der schwersten Nachkriegsrezession 1993/94 ist oft beschrieben worden. In anderen Ländern, allen voran den USA, ist der Anstieg der Arbeitslosigkeit im Gefolge der Ölpreiskrisen in ähnlicher Höhe oder sogar noch massiver erfolgt, hat sich aber danach – in etwa symmetrisch zum Anstieg – wieder zurückgebildet. In Deutschland war dies nicht der Fall. Beobachtet wird ein ausgeprägter Sperrklinkeneffekt (ratchet effect)¹, hinter dem eine Asymmetrie in den Anpassungen steht: Die Erhöhung der Arbeitslosigkeit infolge massiver adverser Schocks erfolgt unmittelbar, während umgekehrt bei günstigen ökonomischen Rahmenbedingungen große Zeitverzögerungen auftreten und sich die Lage – wenn überhaupt – nur außerordentlich träge wieder zum Besseren wendet. Diese „Sperrklinken nach unten“ ist ein Phänomen, das einer Erklärung bedarf. Jede wirtschaftspolitische Analyse der Arbeitslosigkeit in Deutschland muss dieser Tatsache Rechnung tragen.

Der Sperrklinkeneffekt steht mit einem anderen Erklärungsmuster in enger Beziehung, dem der Pfadabhängigkeit oder Hysteresis. Systeme mit Hysteresis haben die Eigenschaft, dass temporäre Schocks Dauerwirkungen nach sich ziehen. Formal bedeutet dies, dass das Modellgleichgewicht von den jeweiligen Anfangsbedingungen mitbestimmt wird. Die quasi-gleichgewichtige oder inflationsstabile Arbeitslosenquote u^* (Layard et al. 1990) ist damit nicht nur mehr durch einen Kranz von exogenen Variablen bestimmt, sondern auch durch die Vergangenheitswerte der tatsächlichen Arbeitslosigkeit („*history matters*“).

Traditionell sind drei Ansätze diskutiert worden, die eine Pfadabhängigkeit der gleichgewichtigen Arbeitslosigkeit erzeugen: Die Kapitalmangelhypothese, die Hypothese der schleichenden Dequalifikation bei Arbeitslosigkeit und die Insider-Outsider-Hypothese. Die Kapitalmangelhypothese geht von einer Unterinvestition sowie von Kapitalzerstörung beispielsweise durch Konkurse in Phasen tiefer Rezession aus. Im Wiederaufschwung fehlt dieses Kapital, die Ökonomie gerät an ihre Kapazitätsgrenzen, es werden inflationäre Tendenzen ausgelöst. Die Hypothese der schleichenden Dequalifikation

hat mehrere Facetten.² Längerfristige Arbeitslosigkeit führt zum einen zur Entwöhnung vom Berufsleben, es gehen nicht nur betriebsspezifische Kenntnisse, sondern auch Basisqualifikationen verloren. Die oft dokumentierte psychische Belastung durch Arbeitslosigkeit kann persönliche Destabilisierungsprozesse auslösen, die auf die Produktivität zurückschlagen. Zum anderen kann die „Verhärtung“ von Arbeitslosigkeit auch durch Arbeitslosigkeit im Umfeld verstärkt werden. Es kann sich in Gebieten mit stark erhöhter Arbeitslosigkeit eine „Kultur der Arbeitslosigkeit“ entwickeln, die Mutlosigkeit verstärkt und Initiativen lähmt. Der soziale Erosionsprozess bei Arbeitslosigkeit kommt noch hinzu und wirkt sich möglicherweise sogar auf die nachfolgende Generation als Folge von Verwahrlosungstendenzen aus.

Der dritte Ansatz, die Insider-Outsider-Hypothese, ist der Gegenstand dieses Beitrags. Die Insider-Outsider-Hypothese, die auf Arbeiten von Lindbeck, Snower (1988 a und b)³ zurückgeht, bezieht sich auf die Lohnbildung. Die Insider sind die Arbeitsplatzbesitzer. Sie gehören den Kernbelegschaften an und genießen einen relativ hohen Schutz vor Entlassungen. Die Outsider sind die Arbeitslosen oder Angehörige der Randbelegschaften. Outsider versuchen Mitglieder der Kernbelegschaft zu werden und haben ein objektives Interesse an Lohnmäßigung im primären Arbeitsmarkt. Der Grund dafür liegt darin, dass zurückhaltende Lohnpolitik die Aussicht der Outsider auf einen begehrten Arbeitsplatz im Kernbereich erhöht. Die Lohnpolitik wird aber der Theorie zufolge durch die Insider bestimmt. Diese haben nicht eine Ausweitung der Kernarbeitsplätze zum Ziel, sondern verfolgen eine Lohnmaximierung, bei der sie nur darauf achten, ihre eigenen Arbeitsplätze nicht zu gefährden. Im einfachsten Fall lässt sich die Situation so modellieren, dass die Insider vollkommene Lohnsetzungsmacht besitzen, während die Unternehmen vollständiger Konkurrenz auf dem Gütermarkt unterliegen. Dann führt ein Anstieg des Wertgrenzprodukts der Arbeit, der beispielsweise durch eine Senkung des Preises eines anderen Produktionsfaktors wie Energie oder Öl hervorgerufen wird, unmittelbar zu einer erhöhten Lohnforderung der Insider. Das Optimum der Lohnforderung liegt für die Insider beim Wertgrenzprodukt der Kernbelegschaft und damit über dem Wertgrenzprodukt bei Vollbeschäftigung.

In der frühen Insider-Outsider-Literatur ist diskutiert worden, inwieweit diese Konstruktion einer In-

¹ Siehe z. B. Franz (2005).

² Eine Modellierung findet sich beispielsweise bei Möller (1990).

³ Für eine Lehrbuch-Darstellung siehe Franz (2003).

sider-dominierten Lohnpolitik tragfähig ist.⁴ Warum unterbieten die Outsider die Insider nicht, um selber auch Insider-Status zu erlangen? Worauf beruht die starke Stellung der Insider, warum besitzen sie „Marktmacht“? Die Anhänger der Insider-Outsider-Theorie begründen die Machtposition der Insider mit dem Argument, dass unter normalen Umständen der *status quo*, also die Weiterbeschäftigung einer bereits eingestellten Person, für ein Unternehmen günstiger kommt als die Rückfallposition, d.h. Entlassung eines bereits Beschäftigten und Einstellung einer anderen Person. Die Bewertung der Rückfallposition unterscheidet sich vom *status quo* im Wesentlichen durch drei Kostenarten: Kosten der Mitarbeitersuche, der Einarbeitung und der Entlassung.⁵

Für die erste Kostenart lässt sich auf die Suchtheorie verweisen. Wenn ein Unternehmen eine beschäftigte Person nur nach einer aufwändigen Suche auf dem Arbeitsmarkt ersetzen kann, so ist diese Person auch in der Lage, sich einen Teil dieser Suchkosten anzueignen. Es ist evident, dass dieser Ansatz eine prozyklische Reaktion der Renten und damit der Löhne impliziert. Bei angespannter Arbeitsmarktlage werden die Unternehmen längere Suchzeiten bzw. höhere Suchkosten in Kauf nehmen müssen. Die Arbeitnehmer antizipieren dies, erkennen die Verbesserung ihrer Machtstellung und setzen höhere Löhne durch. Die relative Machtposition der beschäftigten Arbeitnehmer liegt weiterhin in der Tatsache begründet, dass sie „eingearbeitet“ sind, also im Gegensatz zu Outsidern über betriebspezifisches Humankapital verfügen. Für die Firma sind die Einarbeitungskosten versunkene Kosten, d.h. sie gehen verloren, wenn ein Mitarbeiter die Firma verlässt. Gilles Saint-Paul (2004: 3) fasst dies wie folgt zusammen:

„The insider-outsider theory tells us that firms have sunk specific investments in locating and training workers, which generates a hold-up problem. Once the investment is paid for, the worker can expropriate part of it by asking above-market clearing wages.“

Die Konsequenzen sind damit ähnlich wie die der Effizienzloohnhypothese.⁶

Von Bedeutung sind auch die institutionellen Rahmenbedingungen. Der Insidereinfluss kann deshalb

zwischen einzelnen Ländern erheblich variieren. Unter anderem sind Einstellungs- und Entlassungsbedingungen ebenso wie die Transparenz des Arbeitsmarktes und damit die Suchkosten durch institutionelle Regelungen geprägt. Beispielsweise lässt sich argumentieren, dass die Verhandlungsmacht der zur Stammbesellschaft zählenden Arbeitnehmer durch strikte Kündigungsschutzbestimmungen noch gestärkt wird. Diese implizieren ja, dass ein Unternehmen mit – unter Umständen erheblichen – Kosten der Auflösung von Arbeitskontrakten rechnen muss, falls es sich zur Trennung von Insidern entschließen sollte (Abfindungszahlungen, Kosten von Verfahren der Arbeitsgerichtsbarkeit usw.). Aus Sicht der Insider-Outsider-Theorie sind die Möglichkeiten der Rentenaneignung deshalb umso höher, je stärker der Schutz vor Entlassung ist.

Die Aneignung und Entstehung von Renten lässt sich aber nicht allein durch Unvollkommenheiten des Arbeitsmarktes begründen. Hinzukommen müssen Wettbewerbseinschränkungen auf den Gütermärkten. Wie in üblichen Lohnverhandlungsmodellen leicht zu zeigen ist, hängt der Aufschlag, den Arbeitnehmer auf ihr Grenzprodukt durchsetzen können, invers von der Preiselastizität der Güternachfrage und damit auch von der Stärke der Konkurrenz ab.

Im Folgenden soll untersucht werden, inwieweit die Implikationen der Insider-Outsider-Theorie empirisch bestätigt werden können. Abschnitt 2 beschäftigt sich zunächst mit Konzepten zur Messung von Renten und greift dazu einen Ansatz von Gilles Saint-Paul auf. Es folgt die Beschreibung der Datenquelle und des Schätzansatzes. Abschnitt 3 ist dann den empirischen Ergebnissen gewidmet. Dabei wird auch der Versuch unternommen, die Implikationen der Insider-Outsider-Theorie direkt zu erfassen. Abschnitt 4 diskutiert die Hauptidee und einige mögliche Schlussfolgerungen für die Wirtschaftspolitik.

2 Messkonzepte, Datenquelle und Schätzansatz

2.1 Der Ansatz über die Industriedifferenziale nach Saint-Paul (2004)

Zur Analyse von Renten in einzelnen Industrien liegt es nahe, die intersektoralen Unterschiede in der Entlohnung heranzuziehen. Die Pionierarbeit auf dem Gebiet der interindustriellen Lohndifferenziale stammt von Krueger, Summers (1988). Diese Untersuchung hat eine Vielzahl von Nachfolgestu-

⁴ Kritisch z.B. Fehr (1990).

⁵ Siehe hierzu ausführlicher Möller (1991).

⁶ Siehe zum theoretischen Ansatz Schlicht (1978), Solow (1979) und Shapiro, Stiglitz (1984). Eine empirische Untersuchung dieser Hypothese für Deutschland findet sich z.B. bei Hübler, Gerlach (1990).

dien angeregt, die die interindustriellen Lohndifferenziale innerhalb und zwischen verschiedenen Volkswirtschaften untersucht haben.⁷

Ein zentrales Ergebnis der Analysen ist, dass hohe interindustrielle Lohndifferenziale für ansonsten beobachtungsäquivalente Arbeitnehmer existieren. Das Ausmaß dieser Differenziale variiert zwischen den Ländern. Der empirische Befund weist auf tendenziell niedrige Werte in Schweden und hohe in den USA hin. Zwischen den Differenzialen in verschiedenen Ländern zeigen sich ebenso Korrelationen wie zwischen den Differenzialen verschiedener Qualifikationsgruppen in derselben Industrie.

Die Lohndifferenziale lassen sich nicht oder zumindest nicht vollständig durch Unterschiede in den Arbeitsbedingungen, der Fluktuation und anderen Eigenschaften der Arbeitsplätze erklären. Untersuchungen von Situationen, in denen der Industriezweigwechsel z.B. durch Betriebsschließungen oder andere exogene Einflüsse erzwungen erfolgt, kommen zu dem Ergebnis, dass die Industrielohndifferenziale nicht ausschließlich durch einen Selektionsprozess verursacht sind.⁸ Die unterschiedliche Entlohnung von Beschäftigten mit identischen Beobachtungsmerkmalen in unterschiedlichen Industrien lässt sich somit allenfalls teilweise auf unbeobachtete Heterogenität der Arbeitnehmer zurückführen. Nach der Ausschaltung anderer Alternativen liegt es nahe, die Existenz ausgeprägter Industrielohndifferenziale als Ausdruck einer Rententeilung (*rent-sharing*) zu betrachten. Gilles Saint-Paul (2004) schreibt in diesem Zusammenhang: „(Inter-industry wage differentials, J. M.) are correlated with a number of industry characteristics such as union density, capital intensity, product market competition, and so on, that are likely to be associated with the rent that can be extracted by workers and their power to do so. In other words, there is a strong presumption that differences in wages between industries are differences in rents rather than anything else.“

Wenn diese These korrekt ist, ergibt sich eine einfache Möglichkeit der Rentenmessung: Zu betrachten wäre dazu die Spreizung oder Dispersion der interindustriellen Lohndifferenziale. Die Industrie mit dem geringsten interindustriellen Lohndifferenzial wird als der Zweig betrachtet, in dem Quasi-Wettbewerbsverhältnisse bestehen. Das Ausmaß der Ren-

ten in den anderen Sektoren der Wirtschaft bestimmt sich dann relativ zu diesem Referenzsektor. Saint-Paul schlägt zwei alternative Maße vor. Das erste ist einfach die Differenz zwischen dem höchsten und niedrigsten Industrielohndifferenzial, das sich aus einer Lohngleichung berechnet:

$$SPREAD_t := \max_i c_{it} - \min_i c_{it}, \quad (1)$$

wobei c_{it} den Koeffizienten einer (0,1)-Dummy der Industrie i zum Zeitpunkt t bezeichnet.

Der zweite Indikator beschreibt eine Durchschnittsrente mit Hilfe von Beschäftigungsgewichten:

$$AR_i = \sum_{i=1}^I \omega_{it} \left(c_{it} - \min_j c_{jt} \right) \text{ mit } \omega_{it} := \frac{n_{it}}{\sum_{i=1}^I n_{it}}. \quad (2)$$

Der Ansatz erscheint auf den ersten Blick bestechend, weist jedoch auch Schwachstellen auf. Ein Problem besteht darin, dass die Koeffizienten der Industriedummies nur fehlerbehaftet geschätzt werden. Dies wirkt sich insbesondere dann stark aus, wenn der Industrieeffekt für die Referenzbranche sehr unsicher ist. Dieser Fehler könnte beide Rentenmaße mehr oder weniger deutlich verzerren.

Ein anderer Kritikpunkt betrifft den Charakter der Industrielohndifferenziale im Zeitablauf. Auf kurze Sicht können die Differenziale auch eine Lenkungs-funktion besitzen. Lohnaufschläge könnten einen erhöhten Beschäftigungsbedarf der Industrie signalisieren. Ihre Funktion bestünde somit darin, Arbeitskräfte aus anderen Bereichen zu attrahieren. Der Rentencharakter der Industrielohndifferenziale wäre demnach allenfalls an der langfristigen, d.h. von zyklischen Einflüssen bereinigten Komponente der Lohndifferenziale abzulesen.

Industrielohndifferenziale könnten aber auch bestimmte ungünstige Merkmale in den einzelnen Industrien kompensieren (z.B. schlechte Arbeitsbedingungen, eine hohe Instabilität der Beschäftigungsverhältnisse oder geringe Aufstiegsmöglichkeiten).

Aus den einzelnen Kritikpunkten folgt, dass eine Überprüfung der Plausibilität der berechneten Rentenindikatoren erforderlich ist.

2.2 Zur Datenquelle und Datenselektion

Im Folgenden verwenden wir die Regionalstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsfors-

⁷ Siehe Edin/Zetterberg (1992) für einen Vergleich USA/Schweden sowie Bellmann, Möller (1995) für einen Vergleich USA/Deutschland. Wagner (1990) vergleicht neben den USA und Deutschland noch drei weitere Länder.

⁸ Etwa Gibbons, Katz (1992).

schung, Nürnberg (IAB-REG). IAB-REG ist eine 2-Prozent Zufallsstichprobe, die alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und Leistungsempfänger in Deutschland im Zeitraum 1975 bis 2001 umfasst.⁹ Es ist zu beachten, dass die Daten keine Informationen über Selbständige und mithelfende Familienangehörige sowie Beamte enthalten. Auch geringfügig Beschäftigte sind erst seit dem Jahr 1999 in der Datenquelle erfasst und werden in der folgenden Analyse grundsätzlich nicht betrachtet. Mit Ausnahme des öffentlichen Sektors ist der Deckungsgrad von IAB-REG in den einzelnen Industriezweigen sehr hoch und beträgt typischerweise mehr als 80 Prozent.

Die Originalstichprobe enthält tagesgenau Beginn und Ende der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse. Diese Angaben sind in der anonymisierten Stichprobe, die für wissenschaftliche Auswertungen zur Verfügung steht, zufällig variiert, ohne jedoch die Strukturmerkmale der Grundgesamtheit zu verfälschen. Die verfügbaren Variablen in IAB-REG beschreiben eine Reihe von Merkmalen der Beschäftigten (Qualifikation, Beruf, Alter, Geschlecht, Nationalität, Zivilstand und Kinderzahl) und geben einige Informationen über den Arbeitgeber wie Industriezweig und Standort. Quantitative Informationen über die Arbeitszeit der Beschäftigten fehlen. Verfügbar ist allerdings eine Variable, die angibt, ob die betreffende Person mit mehr oder weniger als 50 Prozent der üblichen Arbeitszeit beschäftigt ist. Die Entgeltinformation errechnet sich aus dem gemeldeten Bruttoentgelt geteilt durch die Kalendertage, für die das Beschäftigungsverhältnis bestand.

Die Angaben über Verdienste, die als Grundlage der Sozialversicherungssysteme dienen, sind sehr verlässlich. Ein Nachteil besteht allerdings darin, dass die Verdienstdaten an der Sozialversicherungspflichtgrenze zensiert sind. Wegen einer gravierenden Änderung der Einkommensdefinition ist zu beachten, dass die Verdienstdaten von 1984 mit denen nach diesem Zeitraum nur eingeschränkt vergleichbar sind.

Im Folgenden schließen wir Personen mit mehr als einem Beschäftigungsverhältnis zum gleichen Zeitpunkt ebenso aus wie Auszubildende und Personen über 60 Jahre. Nicht betrachtet werden außerdem Beschäftigte in den neuen Bundesländern.

⁹ IAB-REG ist als scientific use file seit November 2004 über das Forschungsdatenzentrum im IAB zu beziehen. Für eine Beschreibung der Vorgängerversion der Stichprobe siehe Bender/Haas (2002).

2.3 Zum Schätzansatz

Um den Ansatz von *Saint-Paul* zu verfolgen, sollen zunächst die Industrielohndifferenziale in Westdeutschland im Zeitraum 1984 bis 2001 berechnet werden. Im Unterschied zu dem genannten Autor, dessen empirische Analyse auf dem Europäischen Haushaltspanel beruht, haben wir mit IAB-REG eine weitaus umfassendere und bezüglich der Beschäftigungsverhältnisse und Verdienstinformation verlässlichere Datenquelle zur Verfügung. Ein Vorteil besteht auch darin, dass ein längerer Zeitraum erfasst wird, so dass längerfristige Trends besser erkennbar sind.

Der Schätzansatz basiert auf einer Lohngleichung nach *Mincer* (1974), die allerdings durch einige zusätzliche Erklärungsvariablen „angereichert“ wurde. Anstelle der Ausbildungszeiten im ursprünglichen Mincer-Ansatz verwenden wir geschlechtsspezifische Dummy-Variablen für drei Qualifikationsgruppen (gering-, mittel- und hochqualifizierte Arbeitnehmer). Es wurde weiterhin zugelassen, dass der Einfluss der (potenziellen) Berufserfahrung (*EXP*), die im Mincer-Ansatz mit einem Polynom zweiten Grades erfasst wird, geschlechts- und qualifikationspezifisch variieren kann. Neben der formalen Qualifikation wurde der Status der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer (Facharbeiter, Meister, Angestellte) berücksichtigt. Teilzeitbeschäftigte wurden für die Analyse der Branchenlohndifferenziale ausgeschlossen. In den Schätzansatz wurden ferner (0,1)-Dummy-Variablen für den Regionstyp aufgenommen, in dem der Arbeitsplatz angesiedelt ist. Dazu wurde eine Unterteilung nach neun verschiedenen Kreistypen verwendet, die Unterschiede in der Bevölkerungsdichte und Zentralität der untersuchten Region erfassen.¹⁰ Für die Industrieinformationen stehen im scientific-use-File der IAB-REG nur 16 vergleichsweise hoch aggregierte Sektoren zur Verfügung. Für diese Industriezweige wurden jeweils (0,1)-Dummy-Variablen in den Schätzansatz eingefügt. Die Schätzgleichung für das nominale Bruttotagesentgelt $\ln w_i$ lässt sich unter Vernachlässigung des Zeitindex demnach wie folgt beschreiben:

$$\ln w_i = a_0 + a_1 EXP_i + a_2 EXP_i^2 + \sum_{j=2}^6 b_j DSKILL_{ij} + \sum_{j=2}^9 c_j DRTYP_{ij} + \sum_{j=2}^{16} d_j DIND_{ij} + \sum_{j=2}^4 e_j DSTATUS_{ij} + (3) \\ + \text{Interaktionen zwischen } EXP \text{ und } EXP^2 \text{ mit} \\ \text{Qualifikation und Geschlecht} + \varepsilon_i$$

Hierbei bezeichnen *DSKILL*, *DRTYP*, *DIND* und *DSTATUS* jeweils (0,1)-Dummy-Variablen für die

¹⁰ Vgl. Görmar/Irmen (1991).

bereits beschriebenen Merkmale. Die Schätzung wurde für jedes der Jahre 1984 bis 2001 separat durchgeführt.¹¹ Dabei wurden alle Datensätze aus IAB-REG verwendet, die den 30.06. des jeweiligen Jahres als Stichtag einschlossen.

Durchgeführt wurde eine verallgemeinerte Tobit-Schätzung, die eine Zensierung der Daten am linken Rand (Geringfügigkeitsgrenze) sowie am rechten Rand (Sozialversicherungspflichtgrenze) zu berücksichtigen vermag. Die Schätzparameter, die hier nicht im Einzelnen dokumentiert werden sollen, sind ausnahmslos hoch signifikant und entsprechen in Vorzeichen und Größenordnung den theoretischen Erwartungen. Entscheidend für den Ansatz der Rentenbestimmung sind die Industrielohndifferenziale. Um die Beliebigkeit bei der Wahl der Basiskategorie auszuschalten, verwenden wir im Folgenden die bei Green, Seaks (1991) beschriebene Normalisierungsmethode, welche die Industrieeffekte als Abweichungen vom nationalen Mittel ermittelt. Der Ansatz ermöglicht zugleich die Berechnung der entsprechenden Standardfehler.

3 Empirische Ergebnisse

3.1 Das Muster der Industrielohndifferenziale in der Zeit

Abbildung 1 zeigt das Muster der Industrielohndifferenziale für die ausgewählten Jahre 1984, 1990, 1995 und 2001. Die stärksten positiven Abweichungen vom gewichteten Durchschnitt finden wir in allen Jahren in den Branchen des Verarbeitenden Gewerbes mit Ausnahme des Nahrungs- und Genussmittelgewerbes. Die stärksten negativen Differenziale werden für drei Bereiche des Dienstleistungssektors bestimmt (Haushaltsbezogene Dienstleistungen, Einzelhandel sowie Reinigungsgewerbe u. ä.).

Tabelle 1 zeigt die Korrelationen zwischen den geschätzten Industrielohndifferenzialen für die ausgewählten Jahre. Diese Korrelation ist mit Werten zwischen 0.92 und 0.99 sehr hoch. Das Ergebnis unterstreicht die zeitliche Stabilität der Differenziale, die bereits in früheren Studien auf unterschiedlichem Aggregationsniveau gefunden wurde.¹² Die zykli-

¹¹ Der Schätzansatz verzichtet hier auf die Berücksichtigung der Panelstruktur des Datensatzes. Bei der Interpretation muss beachtet werden, dass für unbeobachtete Heterogenität der Individuen nicht kontrolliert wurde.

¹² Vgl. Bellmann/Möller (1995) und Möller, Bellmann (1996).

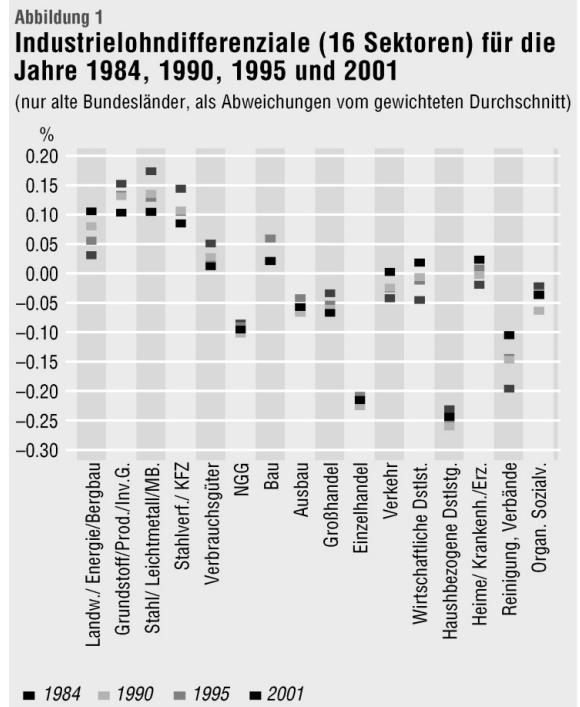


Tabelle 1
Korrelationsmatrix der Industrielohndifferenziale 1984, 1990, 1995 und 2001

	1990	1995	2001
1984	0.985	0.973	0.918
1990	.	0.992	0.968
1995	.	.	0.973

sche Komponente ist demnach nicht stark ausgeprägt.

Abbildung 1 gibt einige Hinweise darauf, dass das Ausmaß der Industrielohndifferenziale im Zeitablauf tendenziell zugenommen hat. So lagen die Verdienste von Vollzeitbeschäftigten im Stahl-/Leichtmetall-/Maschinenbau im Jahre 1984 um etwa 10 Prozent über dem gewichteten Mittel aller Branchen, im Jahre 2001 aber um mehr als 15 Prozent. Die Negativabweichung in Industriesektor 15 (Reinigung u. ä.) ist von etwa 10 Prozent auf 20 Prozent im selben Zeitraum angewachsen.

Tabelle 2 enthält neben den geschätzten Industrielohndifferenzialen und ihren Standardfehlern für die Jahre 1984, 1990, 1995 und 2001 die Minimal- und Maximalwerte, die Differenz zwischen beiden (*spread*) sowie die Standardabweichung. Es zeigt

Tabelle 2

Geschätzte Industrielohndifferenziale und Standardfehler für die Jahre 1984, 1990, 1995 und 2001
 (alte Bundesländer, als Abweichungen vom gewichteten Durchschnitt aller Branchen)

Kurz- bez.	Sektor	geschätzte Koeffizienten				95%-Konfidenz-Intervall							
						untere Grenze				obere Grenze			
		1984	1990	1995	2001	1984	1990	1995	2001	1984	1990	1995	2001
PRIM	Landw./ Energ./ Bergb.	0.106	0.080	0.056	0.031	0.100	0.074	0.049	0.023	0.112	0.086	0.062	0.039
GRP	Grundstoff/ Prod./ Inv.G..	0.103	0.131	0.134	0.153	0.100	0.128	0.130	0.148	0.107	0.135	0.138	0.158
KFZ	Stahl/ Leichtm./ MB.	0.105	0.135	0.129	0.174	0.102	0.132	0.125	0.170	0.108	0.138	0.132	0.178
STAHL	Stahlverf./ KFZ	0.085	0.107	0.105	0.144	0.082	0.104	0.101	0.140	0.088	0.110	0.108	0.148
VG	Verbrauchsg.	0.012	0.028	0.026	0.051	0.008	0.024	0.022	0.046	0.016	0.032	0.030	0.056
NGG	Nahrungs-/ Genussmittel	-0.095	-0.102	-0.089	-0.085	-0.101	-0.108	-0.096	-0.093	-0.089	-0.096	-0.083	-0.078
Bau	Bau	0.021	0.020	0.060	0.020	0.017	0.015	0.055	0.014	0.026	0.025	0.065	0.027
Ausbau	Ausbau	-0.057	-0.067	-0.042	-0.060	-0.064	-0.073	-0.048	-0.068	-0.051	-0.060	-0.036	-0.052
GH	Großhandel	-0.067	-0.060	-0.053	-0.034	-0.072	-0.064	-0.057	-0.039	-0.062	-0.055	-0.049	-0.029
EINZH	Einzelhandel	-0.215	-0.226	-0.208	-0.208	-0.219	-0.230	-0.212	-0.213	-0.211	-0.221	-0.204	-0.203
VER	Verkehr	0.003	-0.024	-0.025	-0.042	-0.002	-0.029	-0.030	-0.048	0.008	-0.019	-0.020	-0.036
WDST	Wirtsch. Dstlstg.	0.019	-0.006	-0.012	-0.045	0.015	-0.010	-0.015	-0.048	0.022	-0.003	-0.009	-0.042
HDST	Haushbez. Dstlstg.	-0.244	-0.260	-0.247	-0.231	-0.249	-0.265	-0.253	-0.238	-0.238	-0.254	-0.241	-0.224
KRAN	Heime/ Krankenh./ Erz.	0.024	-0.003	0.008	-0.019	0.019	-0.007	0.005	-0.024	0.028	0.001	0.012	-0.015
REI	Reinigung, Verbände	-0.105	-0.147	-0.144	-0.196	-0.111	-0.153	-0.149	-0.202	-0.099	-0.141	-0.138	-0.190
ORG	Organ. Sozialv.	-0.037	-0.063	-0.033	-0.022	-0.041	-0.067	-0.038	-0.027	-0.033	-0.059	-0.029	-0.016
	MIN	-0.244	-0.260	-0.247	-0.231								
	MAX	0.106	0.135	0.134	0.174								
	SPREAD	0.349	0.395	0.381	0.405								
	STABW	0.106	0.117	0.111	0.122								

sich, dass die Spanne zwischen der stärksten Negativ- und der stärksten Positivabweichung im Zeitablauf von 0.35 auf 0.40 zunimmt, wobei sich die stärkste Veränderung bereits in den achtziger Jahren abgespielt zu haben scheint. Auch die Standardab-

weichung der geschätzten Differenziale nimmt im Zeitablauf leicht zu. Interessant erscheint, dass die Ausweitung der Spanne nicht durch eine Veränderung im unteren, sondern im oberen Bereich zustande gekommen ist.

Folgt man der Argumentation von *Gilles Saint-Paul*, so deutet dieses Ergebnis auf einen tendenziellen Anstieg der Renten hin, die Arbeitnehmer in bestimmten Industriebranchen – insbesondere im Verarbeitenden Gewerbe – realisieren können. Hinzuweisen ist auf die hohe Zahl der den Schätzungen zugrunde liegenden Beobachtungen, die zu sehr geringen Standardfehlern der Industrielohndifferenziale führt.

3.2 Berechnung der Indikatoren für Renten in den Industriezweigen

Um einen Eindruck von der zeitlichen Stabilität der Resultate zu gewinnen, wurde aus den entsprechenden Schätzergebnissen die Spreizung der Industrielohndifferenziale für jedes Jahr im Zeitraum 1984 bis 2001 berechnet. Weiterhin wurde auch das zweite Maß für die Bestimmung der Arbeitnehmerrenten von *Saint-Paul* gemäß (2) in Betracht gezogen, das die durchschnittliche Höhe der Renten anhand eines gewichteten Indikators bestimmt.

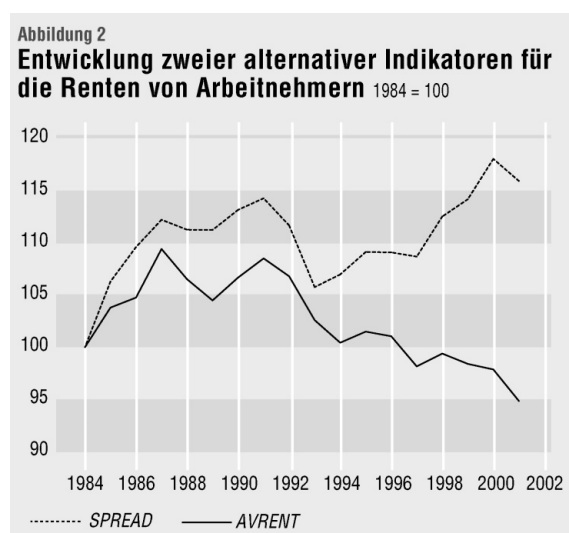
Abbildung 2 stellt die Ergebnisse für den Zeitraum 1984 bis 2001 dar. Beide Indikatoren entwickeln sich im Zeitraum 1984 bis 1992 in etwa parallel, driften aber danach immer weiter auseinander. Demnach scheint es in den achtziger Jahren zu einer Erhöhung der Arbeitnehmerrenten bzw. implizit der Insidermacht gekommen zu sein. Dieser Anstieg fällt aber zu Beginn der neunziger Jahre abrupt wieder zurück. Seit diesem Zeitpunkt ist der empirische Befund uneindeutig. Der Spreizungs-Indikator (SPREAD) weist für den weiteren Verlauf in den neunziger Jahren deutlich nach oben und ist bis zum Ende des Beobachtungszeitraums um mehr als

15 Prozent über den Ausgangswert angestiegen. Der Indikator der gewichteten Durchschnittsrente (AVRENT) fällt hingegen stetig ab und liegt im Jahr 2001 um ca. fünf Prozent unter dem Ausgangsniveau im Jahre 1984. Aufgrund des fehlenden Gleichlaufs dieser beiden Maßzahlen erscheint es auf den ersten Blick fragwürdig, auf dieser Basis auf eine Entwicklung der Insidermacht in die eine oder andere Richtung schließen zu wollen. Allerdings ist zu betonen, dass die beiden Indikatoren von ihrem Ansatz her unterschiedliche Dinge messen. Beiden Indikatoren liegt die Annahme zugrunde, dass die Industrie mit der höchsten Negativabweichung dem Wettbewerbsfall am nächsten kommt. Während aber der Indikator SPREAD die Spanne zwischen den Renten in dem Industriezweig mit der höchsten und der niedrigsten Insidermacht erfasst, bezieht sich AVRENT auf eine mit dem Beschäftigungsanteil gewichtete Durchschnittsgröße der Insidermacht in allen Industrien. Vor diesem Hintergrund wäre das Ergebnis wie folgt zu deuten: Seit Beginn der neunziger Jahre hat die Macht der Insider in bestimmten Bereichen des Verarbeitenden Gewerbes, in denen sie immer schon eine starke Position inne hatten, noch zugenommen. Entsprechend hebt sich das Industrielohndifferenzial in diesen Insider-dominierten Industrien am Ende des Beobachtungszeitraums noch stärker vom allgemeinen Durchschnitt ab als Mitte der achtziger Jahre. In der Gesamtschau aller Industrien und unter angemessener Berücksichtigung ihrer jeweiligen Größe ergibt sich aber tendenziell ein Rückgang der Insidermacht in der Ökonomie. Anders ausgedrückt: Während das Feld zusammenrückt, gelingt es einer Spitzengruppe zunehmend, sich von den übrigen abzusetzen.

Diese Interpretation setzt natürlich voraus, dass die von *Gilles Saint-Paul* getroffenen Annahmen und entsprechend die von ihm vorgegebenen Interpretationsmuster korrekt sind. An dieser Stelle erhebt sich die Frage, ob sich weitere empirische Evidenz für den postulierten Zusammenhang zwischen Industrielohndifferenzialen und den Renten der Arbeitnehmer finden lässt. Dies soll im folgenden Abschnitt näher untersucht werden.

3.3 Die Plausibilität der Rentenindikatoren

Aus der ökonomischen Analyse folgt, dass die marginalen Beschäftigten in einer Wettbewerbsindustrie indifferent zwischen Arbeit und Nicht-Arbeit sind. Personen, die nahe an der Marginalsituation sind, sollten demnach eine vergleichsweise geringe Bindung an die Beschäftigung in dieser Wettbewerbsindustrie aufweisen. Umgekehrt ist die Situation in ei-



ner Industrie, die eine Aneignung von Renten durch ihre Beschäftigten ermöglicht. Dort ist ein Arbeitsplatzverlust für einen Beschäftigten auch mit einem unter Umständen empfindlichen Wohlfahrtsverlust verbunden, da er die Renten einbüßt.

Zusammen mit der Rentendeutung der Industrielohnendifferenziale lässt sich hieraus eine klare Hypothese ableiten: Industrien mit substanzieller Rententeilung sollten vergleichsweise geringe Fluktuationen ihrer Mitarbeiter aufweisen, Wettbewerbsindustrien hingegen durch hohe Fluktuation gekennzeichnet sein. Wir bezeichnen diese Hypothese im Folgenden als Bindungshypothese.

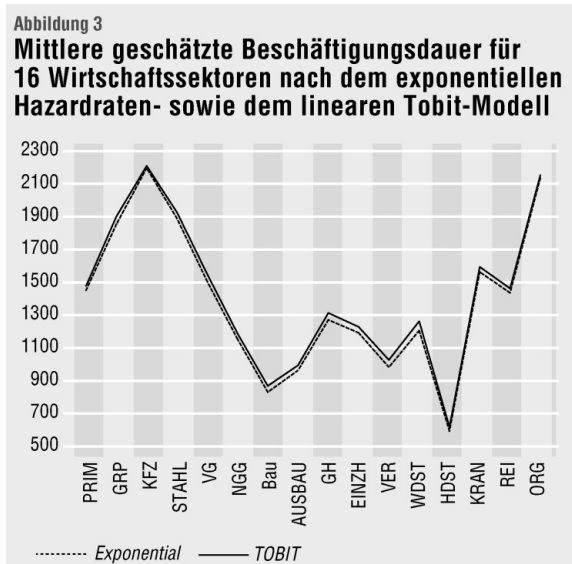
Natürlich könnte die Fluktuation der Beschäftigung auch durch andere Faktoren beeinflusst sein, z. B. durch eine stärkere Konjunkturabhängigkeit, die zu einer stärker schwankenden Güter- und demzufolge auch Beschäftigungsnachfrage führt. Eine Gegenthese könnte deshalb lauten: Stark konjunkturabhängige Industrien müssen ihre Beschäftigten für die unsichere Beschäftigungssituation bzw. das höhere Risiko des Arbeitsplatzverlustes durch einen angemessenen Lohnaufschlag entschädigen. Demzufolge sollten positive Industrielohnendifferenziale mit hoher Fluktuation zusammenfallen. Die entsprechende Hypothese sei als Kompensationshypothese angesprochen.

Bindungs- und Kompensationshypothese lassen sich anhand der empirischen Evidenz überprüfen. Hierzu gehen wir wie folgt vor: Um die Fluktuation in den einzelnen Industrien zu messen, wurde die durchschnittliche Beschäftigungsdauer bestimmt. Dazu wurde die Dauer von Beschäftigungsverhältnissen im Zeitraum 1975 bis 2001 analysiert.¹³ Um Verlaufsdauern zu schätzen, wurde aus dem Datensatz eine Unterstichprobe gezogen, für die jede zehnte Person ausgewählt wurde.¹⁴ Unmittelbar aufeinander folgende Beschäftigungsperioden wurden zusammengezogen. Die Zahl der Beobachtungen für etwa 107 000 unterschiedliche Personen betrug danach noch etwa 361 000. Als Ende eines Beschäftigungsverhältnisses in einem Industriezweig wurde eine mindestens einwöchige Unterbrechung definiert. Dabei spielte es keine Rolle, ob die Person eine Beschäftigung in derselben Industrie oder einer anderen wiederaufgenommen hat bzw. arbeitslos geworden ist oder aus dem Arbeitsmarkt ausgeschieden ist. Mit Hilfe der Verlaufsdaueranalyse wurde

dann mit zwei alternativen Ansätzen (exponentielles Hazardratenmodell und lineares Tobitmodell) eine sektorspezifische durchschnittliche Dauer der Beschäftigungsverhältnisse geschätzt, die ein inverses Maß für die Fluktuationen in dieser Industrie ist.

Tabelle 3 enthält die Ergebnisse, die sich zwischen den beiden hier verwendeten Modellvarianten nicht substantiell unterscheiden. Wir sehen, dass sich die Inzidenzrate, – d.h. die Wahrscheinlichkeit eines wie hier definierten Beschäftigungswechsels pro Person und Tag, – zwischen Werten von unter 0,5 Promille im vom Öffentlichen Dienst dominierten Sektor 16 (Organisation, Gebietskörperschaften und Sozialversicherungen) sowie dem Stahl-/Leichtmetall-/Maschinenbausektor 3 auf der einen und dem mehr als dreifach so hohen Wert von etwa 1,7 Promille im Sektor 13 (vorwiegend Haushalts- und Gesellschaftsbezogenen Dienstleistungen, unter anderem Hotel und Restaurants) auf der anderen Seite bewegt. Entsprechend liegt die geschätzte durchschnittliche Dauer eines ununterbrochenen Beschäftigungsverhältnisses entsprechend unserer Definition in der Spannweite zwischen etwa 600 Tagen im Sektor 13 und über 2100 Tagen in den Sektoren 3 und 16 (siehe Abbildung 3).

Zur Untersuchung der Bindungs- bzw. Kompensationshypothese dient Abbildung 4, in der auf der horizontalen Achse die an den Industriedifferenzialen gemessenen Renten abgetragen sind und auf der vertikalen die Beschäftigungsdauer. Es zeigt sich, dass zwischen beiden Variablen ein hoch signifikanter positiver Zusammenhang besteht. Auf der einen Seite weisen die Industriegruppen 2, 3 und 4 (Grundstoff- und Produktionsgüter, Stahl-, Leicht-



¹³ Teilzeitbeschäftigte wurden hierbei einbezogen.

¹⁴ Die Gesamtzahl der Spells im IAB-REG-Datenfile übersteigt 15 Millionen.

Tabelle 3

Inzidenzrate des Beschäftigungswechsels und geschätzte durchschnittliche Beschäftigungsdauer nach Industriezweigen (1975 bis 2001)

Industriezweig	N in Personen	Inzidenzrate eines Beschäftigungs- wechsels × 10 ⁻³	Durchschnittl. Dauer eines Beschäftigungsverhältnisses	
			Exponentialmodell in Tagen	Tobit-Modell in Tagen
1. Landwirtschaft/ Energie/ Bergbau	4 934	0.689	1 450.7	1 476.9
2. Grundstoff/ Produktion/ Inv.	13 011	0.540	1 850.5	1 897.6
3. Stahl/ Leichtmetall/ Maschinenbau	15 696	0.456	2 192.0	2 205.2
4. Stahlverf./ KFZ	16 103	0.530	1 886.1	1 923.1
5. Verbrauchsgüterindustrie	14 385	0.665	1 503.3	1 548.3
6. Nahrungs- und Genussmittel	8 321	0.866	1 154.2	1 188.0
7. Bau	10 355	1.202	832.2	869.8
8. Ausbau	6 881	1.037	964.3	995.2
9. Großhandel	14 782	0.787	1 270.5	1 312.6
10. Einzelhandel	19 321	0.839	1 192.0	1 228.1
11. Verkehr	10 760	1.017	983.2	1 027.2
12. Wirtschaftsbezogene Dstlstg.	24 700	0.829	1 206.3	1 262.2
13. Haushalts-/ Gesellschaftsbezogene Dstlstg.	14 365	1.678	596.1	620.7
14. Heime/ Krankenhäuser/ Erziehung	16 180	0.641	1 561.3	1 592.2
15. Reinigung, Verbände	10 062	0.697	1 434.7	1 461.4
16. Organ., Gebietskörpersch. u. Sozialvers.	10 866	0.470	2 129.9	2 148.1
Insgesamt	210 722	0.756	1 322.8	1 366.7

Anmerkungen:

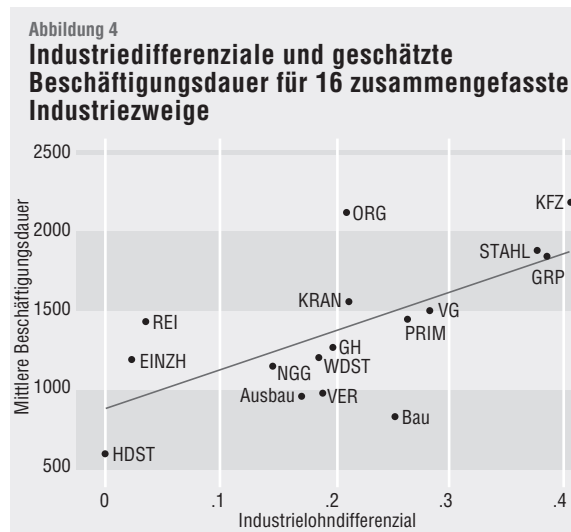
Zur Schätzung des Exponentialmodells wurde ein in Bezug auf die Industriezweige stratifizierter Hazardratenansatz verwendet, der die Links- und Rechtszensierung der Spells berücksichtigt. Das Tobit-Modell verwendet eine lineare Spezifizierung, bei der die Länge der Beschäftigungsperiode auf eine Konstante und 15 Industriezweigdummies regressiert wurde. Beobachtungen die am 01.01.1975 begannen und/ oder am 31.12.2001 endeten wurden dabei als zensiert betrachtet. Die Schätzung wertet 360 981 Spells aus, von denen 50 264 zensiert sind.

metall- und Maschinenbau sowie Stahlverformung und Kfz-Industrie) die höchsten Lohndifferenziale und zugleich die abgesehen von Sektor 16 höchste durchschnittliche Beschäftigungsdauer auf. Auf der anderen Seite liegen die Industriegruppen 10, 13 und 15 (Einzelhandel, Haushalts- und Gesellschaftsbezogene Dienstleistungen sowie Dienstleistungen im Reinigungsbereich) am unteren Ende der Skala der Industrielohndifferenziale und sind zugleich durch eine niedrige Beschäftigungsbindung gekennzeichnet.

Der empirische Befund unterstützt demnach eindeutig die Bindungshypothese, während die Kompensationshypothese zurückgewiesen wird. Dies

spricht grundsätzlich für die Deutung der Industrielohndifferenziale als Renten.

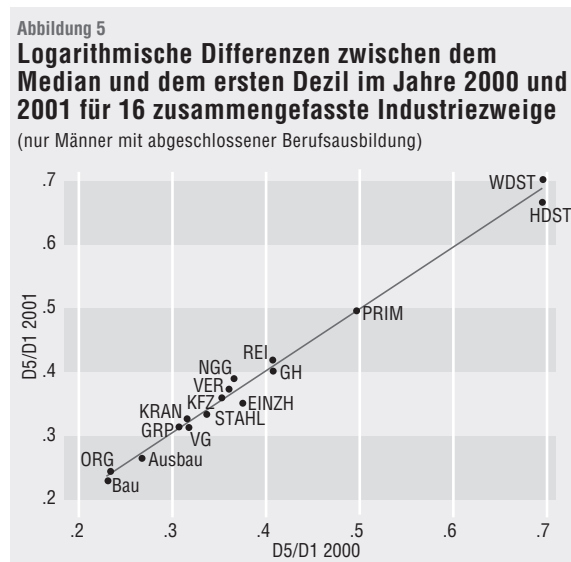
Ein weiterer Prüfstein besteht in der Untersuchung der Lohnungleichheit. Es ist davon auszugehen, dass sich Insider-dominierte Lohnbildung besonders dort findet, wo ein hoher Organisationsgrad der Beschäftigten besteht. Dies ist besonders bei männlichen Arbeitnehmern mit abgeschlossener Berufsausbildung der Fall („Facharbeiter“). Die Hypothese ist, dass Insider versuchen werden, eine höhere Lohn-differenzierung im unteren Bereich der Lohnverteilung zu verhindern. Niedrige Einstiegsgehälter und -gehälter könnten nämlich den Outsidern, die noch über kein firmen- oder branchenspezifisches Hu-



mankapital verfügen und deren Grenzprodukt deshalb niedriger ist, den Zugang zu Sektoren mit Rentenzahlungen ermöglichen, was nicht im Interesse der Insider liegt.

Für die 16 Industriegruppen wurde die logarithmische Differenz zwischen dem Median und dem ersten Dezil für Männer der mittleren Qualifikationskategorie (abgeschlossene Berufsausbildung ohne FH oder Universitätsabschluss) als Maß für die Lohn dispersion unterhalb des Medians berechnet. Natürlich ist dieses Maß unvollkommen, da es auch durch die unterschiedliche Heterogenität der in den Gruppen zusammengefassten Industrien beeinflusst wird.

Zunächst wurde die zeitliche Stabilität der logarithmischen Dezildifferenzen betrachtet. Anhalts-

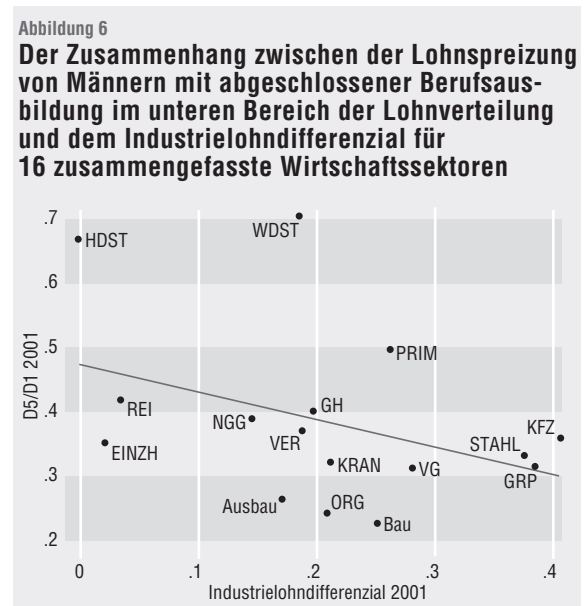


punkte für eine hohe Volatilität dieses Maßes ergeben sich nicht, da die Werte für zwei benachbarte Jahre jeweils hoch korrelieren – Abbildung 5 zeigt dies beispielsweise für die Jahre 2000 und 2001.¹⁵ Die geringste Spreizung wird für das Bau- und Ausbaugewerbe sowie die Industriegruppe 16 (Organisationen, Gebietskörperschaften und Sozialversicherungen) ermittelt, die höchsten für die haushalts- und Gesellschafts- sowie die Wirtschaftsbezogenen Dienstleistungen.

Wird dieses Ungleichheitsmaß auf die Industrielohndifferenziale regressiert, so ergibt sich ein negativer Zusammenhang. Tendenziell wird also bestätigt, dass Industriegruppen mit hohen Renten eine vergleichsweise geringe Lohnspreizung im unteren Bereich der Lohnverteilung aufweisen. Allerdings zeigt Abbildung 6 keine sehr starke Korrelation, der Zusammenhang ist nur auf dem 10 %-Niveau signifikant. Bei der hier gewählten hohen Aggregationsstufe und der Heterogenität der zusammengefassten Industriegruppen ist dies wohl auch nicht anders zu erwarten.¹⁶

3.4 Ein Test des Insider-Verhaltens

Eine wesentliche Implikation der Insider/Outsider-Theorie ist, dass die Arbeitsplatzbesitzer in einer



¹⁵ Die Ergebnisse sind für andere benachbarte Jahre ähnlich.
¹⁶ Auf der Basis einer Regression mit einer Schätzung des Standardfehlers nach Huber/White. Der Zusammenhang ist erweist sich als wenig robust. Bei Nicht-Berücksichtigung der Ausreißerwerte „HDST“ und „WDST“ ergibt sich kein signifikanter Zusammenhang mehr.

Tabelle 4

Ergebnisse der Panelschätzung für das Lohnwachstum

	Abhängige Variable: $\Delta \ln w_{it}$	
	Koeffizient	t-Stat.
$\Delta \ln$	0.08295	2.74
$\Delta \ln n \text{ DN}^+$	-0.39729	-3.05
$\Delta \ln n_1 \text{ DN}_1^+$	0.06783	0.11
$\Delta \ln n_2 \text{ DN}_2^+$	0.19530	0.74
$\Delta \ln n_3 \text{ DN}_3^+$	0.45444	3.21
$\Delta \ln n_4 \text{ DN}_4^+$	0.25842	1.76
$\Delta \ln n_5 \text{ DN}_5^+$	0.21422	1.03
$\Delta \ln n_6 \text{ DN}_6^+$	-0.02671	-0.09
$\Delta \ln n_7 \text{ DN}_7^+$	0.81851	3.32
$\Delta \ln n_8 \text{ DN}_8^+$	0.29300	1.96
$\Delta \ln n_9 \text{ DN}_9^+$	0.20641	1.34
$\Delta \ln n_{10} \text{ DN}_{10}^+$	0.15467	0.84
$\Delta \ln n_{11} \text{ DN}_{11}^+$	0.22792	1.54
$\Delta \ln n_{12} \text{ DN}_{12}^+$	0.22999	1.79
$\Delta \ln n_{13} \text{ DN}_{13}^+$	0.40275	2.93
$\Delta \ln n_{15} \text{ DN}_{15}^+$	0.29639	2.26
$\Delta \ln n_{16} \text{ DN}_{16}^+$	0.42496	2.42
D86	0.00443	1.54
D87	-0.00209	-0.76
D88	-0.00418	-1.53
D89	0.00263	0.97
D90	0.02170	7.41
D91	0.03465	12.35
D92	0.02442	8.97
D93	0.00713	2.67
D94	-0.00908	-3.39
D95	0.00274	1.03
D96	-0.01367	-5.12
D97	-0.01886	-7.05
D98	-0.01435	-5.38
D99*	-0.67903	-253.12
D00	-0.01056	-3.89
D01	-0.01000	-3.67
Konstante	0.02848	14.08
N	272	
RMSE	0.748	

Anmerkungen:
Eigene Berechnung auf Grundlage von IAB-BST. *: hoher Wert durch Umstellung der Verdienstangaben von DM auf Euro.

von ihnen antizipierten Aufschwungsphase Lohnerhöhungen durchsetzen, die eine für die Unternehmen sonst rentable Ausweitung der Beschäftigung verhindern. Dabei ist allerdings davon auszugehen, dass eine solche Strategie nur partiell erfolgreich sein kann, da die Insidermacht in den einzelnen Firmen unterschiedlich stark ist und sich positive Güternachfrageentwicklungen nicht überall vollständig antizipieren lassen. Andernfalls müsste man auch in guten Konjunkturphasen eine völlig starre Beschäftigung erwarten, was nicht realistisch erscheint.

Die anhand der vorliegenden Daten überprüfbare Hypothese über das Insiderverhalten lässt sich vor diesem Hintergrund wie folgt formulieren: In von Insidern dominierten Bereichen sollte es in expansiven Phasen zu weniger Beschäftigungsexpansion und zu stärkeren Lohnerhöhungen kommen als in Wettbewerbsindustrien.

Bei der empirischen Untersuchung beschränken wir uns auf männliche Arbeitnehmer mit abgeschlossener Berufsausbildung, die Gruppe also, die traditionell den höchsten gewerkschaftlichen Organisationsgrad aufweist. Für diese Gruppe wurde aus der Beschäftigtenstichprobe der Median der Verdienste von Vollzeitbeschäftigten für die Jahre 1984 bis 2001 in den 16 Industriegruppen sowie die Zahl der Beschäftigten berechnet. Der Panelschätzansatz bestimmt sich dann wie folgt:

$$\Delta \ln w_{it} = a_0 + a_1 \Delta \ln n_{it} + a_2 \Delta \ln n_{it} * DN_{it}^+ + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 13}}^{16} b_j \Delta \ln n_{it} * DN_{it}^+ + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

wobei w_{it} für den Median der Verdienste und n_{it} für die Zahl der Beschäftigten in Industriegruppe i zum Zeitpunkt t stehen und DN^+ eine (0,1)-Dummy-Variable bezeichnet, die den Wert 1 annimmt, wenn die jeweilige Beschäftigungsentwicklung in der Industriegruppe bzw. im Aggregat positiv ist. Die Größen α_i und β_t sind industriegruppen- und zeitspezifische feste Effekte. Als Alternative zu dem hier spezifizierten Modell mit festen Effekten wurde ein Panelansatz mit zufälligen Koeffizienten geprüft, nach einem entsprechenden Hausman-Test jedoch verworfen.

Aufgrund eines Wald-Tests lässt sich schließen, dass die industriegruppenspezifischen festen Effekte keinen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern. Sie wurden deshalb aus der weiteren Analyse ausgeschlossen. Von besonderem Interesse sind die Koeffizienten b_j , die das Insider-typische Lohnsetzungsverhalten beschreiben sollen. Von diesen Koeffizienten

sind neun von 15 individuell signifikant. Aufgrund eines Wald-Tests kann die Hypothese, dass von dieser Gruppe von Variablen insgesamt kein Einfluss auf das industriegruppenspezifische Lohnwachstum ausgeht, allerdings nur auf einem Signifikanzniveau von 10 % zurückgewiesen werden ($p\text{-value} = 0.0604$).

Der entscheidende Test der Insider-dominierten Lohnpolitik ergibt sich nun aus der Verknüpfung der Schätzung für die Interaktionseffekte b_j mit den anhand der Industrielohndifferenziale ermittelten Renten. Den Überlegungen zufolge sollte ein positiver Zusammenhang bestehen, da hohe Renten in Insider-dominierten Bereichen zu vermuten sind. Das Ergebnis wird in Abbildung 7 gezeigt. In der Tat existiert ein positiver Zusammenhang zwischen dem Rentenmaß und dem das Insiderverhalten beschreibenden Koeffizienten. Der Zusammenhang ist allerdings wiederum nur auf dem 10 %-Niveau signifikant.¹⁷

Eine besonders starke Abweichung von der Regressionsgeraden ist für den Bausektor zu erkennen. Hier spielen möglicherweise Sonderfaktoren eine Rolle. Zu erinnern ist daran, dass unsere Datenquelle keine quantitative Information über die Arbeitszeit enthält. Eine hohe Reagibilität der Verdienste auf die sektorspezifische Konjunktur könnte somit auch durch Arbeitszeiteffekte mit verursacht

sein. Der eigentliche Effekt des Insiderverhaltens würde dementsprechend überlagert.

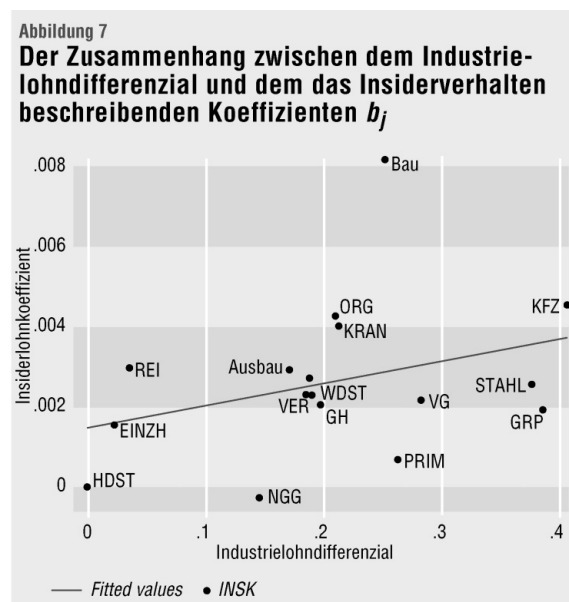
4 Fazit und Implikationen für die Wirtschaftspolitik

Die Grundthese der Insider-Outsider-Hypothese ist, dass Arbeitsplatzbesitzer durch Ausübung ihrer Marktmacht ein überhöhtes Lohn- und ein suboptimales Beschäftigungsniveau hervorrufen. Sie sind deshalb in der Lage, Renten abzuschöpfen. Insider-typischen Verhalten sollte sich besonders in Aufschwungsphasen als hohe Lohnreagibilität auf positive Beschäftigungssignale zeigen. Die Antizipation einer höheren Beschäftigungsnachfrage durch die Insider führt somit zu einem Lohnanstieg, der den ursprünglich beschäftigungsfördernden Impuls abschwächt oder im Grenzfall sogar vollständig neutralisiert.

Es wurde hier der Ansatz von *Gilles Saint-Paul* verfolgt, der in der Tradition von *Krueger, Summers* (1988) eine Deutung von Industrielohndifferenzialen als Maß für Renten vorschlägt. In der Tat lassen sich einige Anhaltspunkte finden, die eine solche Deutung unterstützen. So ist beispielsweise die durchschnittliche Beschäftigungsdauer in den Sektoren mit hohen Industrielohndifferenzialen höher als in solchen mit geringen. Auch die Tatsache, dass die Lohnspreizung am unteren Ende der Lohnverteilung mit dem Rentenmaß (schwach) negativ korreliert, kann als ein Indiz für das vorgeschlagene Interpretationsmuster betrachtet werden.

Über den Ansatz von *Saint-Paul* hinausgehend, versuchen wir hier auch einen direkten Test des Insider-dominierten Lohnsetzungsverhaltens. Die Hypothese der in expansiven Phasen höheren Lohnreagibilität kann mit Hilfe eines Panelschätzansatzes mit festen Effekten und einer Interaktionsvariable überprüft werden. Es zeigt sich, dass zwischen den geschätzten Koeffizienten dieser das Insider-Verhalten beschreibenden Variable und den Industrielohndifferenzialen ein positiver Zusammenhang im Sinne der theoretischen Postulate besteht. Demnach finden sich Indizien für Insider-dominiertes Verhalten tendenziell dort, wo man es erwarten sollte, d.h. in Industriegruppen mit vergleichsweise hohen Renten für die Stammebelegschaften. Allerdings ist der Zusammenhang nur schwach signifikant.

Darüber hinaus sollten einige Defizite der hier vorgelegten Analyse nicht verschwiegen werden. Beispielsweise erlaubt unser Datensatz keine quantitative Bestimmung der Arbeitszeit. In Branchen,



¹⁷ Auf der Basis einer Regression mit einer Schätzung des Standardfehlers nach Huber/White. Bei Nicht-Berücksichtigung des Ausreißerwertes für „BAU“ wird das 10 %-Signifikanzniveau knapp verfehlt.

deren Arbeitszeit stärker prozyklisch verläuft als in anderer Bereichen der Wirtschaft, könnten sich systematische Verzerrungen ergeben, die tendenziell das als Insider-Lohnbildung apostrophierte Verhalten überzeichnen. Weiterhin ist die Frage, ob die Industriegruppenklassifikation in der uns zur Verfügung stehenden anonymisierten Version der Beschäftigungsstichprobe nicht zu grob ist, da sie teilweise sehr heterogene Bereiche zusammenfasst. Insofern wäre sicherlich eine Wiederholung der Analyse mit feinerer Branchenstruktur von großem Interesse.

Auch wenn die hier vorgelegten Ergebnisse aufgrund des geringen Signifikanzniveaus und teilweise fehlender Robustheit nicht als ein harter ökonomischer Beleg für die Insider-Outsider-Theorie zu werten sind, so zeigen sich umgekehrt auch keine Widersprüche gegen die Sichtweise, dass „Arbeitsplatzbesitzer“ in gewissem Umfang Renten abschöpfen und tendenziell durch Lohnerhöhungen in Expansionsphasen Neueinstellungen verhindern könnten. Weitere Forschungen müssen klären, ob die empirische Evidenz nicht auch mit bestimmten Varianten der Effizienzlohntheorie kompatibel ist. So könnten Unternehmen in Expansionsphasen Lohnerhöhungen vornehmen, um Abwerbungen zu verhindern. Ferner sollte betont werden, dass die Ausnutzung von Marktmacht durch die Beschäftigten nur eine Seite der Medaille ist. Renten können nur dort in bedeutendem Umfang entstehen, wo *die Unternehmen* auf dem Gütermarkt Marktmacht ausüben. In diesem Sinne würde eine konsequente Wettbewerbspolitik zugleich auch den Spielraum für Insiderverhalten einengen. Aufschlussreich wären in diesem Zusammenhang internationale und intertemporale Vergleichsstudien, um die Auswirkungen beispielsweise von Deregulierung oder anderen den Wettbewerb erhöhenden Maßnahmen näher zu analysieren.

Wirtschaftspolitische Maßnahmen zur Eindämmung des Insiderverhaltens auf dem Arbeitsmarkt können überall dort ansetzen, wo die Quelle der Machtposition der Insider liegt, d.h. an den Einstellungs- und Entlassungskosten. Hier lässt sich ein ganzes Spektrum von Möglichkeiten diskutieren, das vom verstärkten Einsatz von Einarbeitungszuschüssen u.ä. über Maßnahmen zur Verringerung der Suchkosten für die Arbeitgeber bis hin zur weiteren Aufweichung des Kündigungsschutzes reicht.¹⁸ Interessant erscheint unter diesem Aspekt auch die Zunahme

¹⁸ Allerdings sind bei diesen Maßnahmen zum Teil auch weitere Zusammenhänge zu berücksichtigen. So gilt der Effekt einer Lockerung der Kündigungsschutzbestimmungen in der auf Bertola (1990) folgenden Literatur als theoretisch unbestimmt.

von Beschäftigung in Zeitarbeitsfirmen. Die Unternehmen vermeiden durch Nutzung von Leiharbeit die Such- und Entlassungskosten. Sie verzichten aber weitgehend auf die Vorteile, die durch den Erwerb von firmenspezifischem Humankapital bei der Stammebelegschaft entstehen.

Weiterhin lässt sich die These vertreten, dass durch Öffnung der Märkte und durch die Möglichkeit der Drohung von (Teil-)Produktionsverlagerungen die Macht der Insider entscheidend geschwächt wurde. Dies gilt zumindest dort, wo handelbare Güter hergestellt werden. Interessanterweise hat unsere Analyse in Abschnitt 3 Anhaltspunkte dafür ergeben, dass bei den Industrielohndifferenzialen das Feld zusammenrückt, während sich eine Spitzengruppe noch stärker absetzt. Die Bereiche, in denen es den hier berechneten Indikatoren zufolge zu hohen Renten kommt, gehören eher dem Verarbeitenden Gewerbe als dem Dienstleistungssektor an, sind also eher Sektoren mit handelbaren als solchen mit nicht-handelbaren Gütern zuzurechnen. Dies widerspricht tendenziell der These einer Schwächung der Insidermacht durch „Globalisierungskräfte“. Möglicherweise lassen sich auch durch standortgebundene Wissens- und Industriekulturen weiterhin Renten erzielen, die auch den dort beschäftigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern zugute kommen.

Literatur

- Bellmann, Lutz/Möller, Joachim* (1995): Institutional Influences on Interindustry Wage Differentials. 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: Routledge, S. 132–167.
- Bender, Stefan/Haas, Anette* (2002): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe. In: Kleinhenz, Gerhard (Hrsg.): IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 250, Nürnberg, S. 3–12.
- Bertola, Giuseppe* (1990): Job Security, Employment and Wages. In: European Economic Review, Vol. 34, 4 (June), S. 851–79.
- Edin, P. A./Zetterberg, J.* (1992): Interindustry Wage Differentials: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States. In: American Economic Review, Vol. 82, No. 5, S. 1341–1349.
- Fehr, Ernst* (1990): Cooperation, Harassment and Involuntary Unemployment? In: American Economic Review, Vol. 80, No. 3, S. 624–630 und Vol. 81, No. 1, 1991, S. 384.
- Franz, Wolfgang* (2005): Arbeitsmarktforschung und Arbeitsmarktstatistik aus der Sicht der wirtschaftspoliti-

- schen Beratung: Erfahrungen und Perspektiven. Erscheint in: Allgemeines Statistisches Archiv.
- Franz, Wolfgang* (2003): Arbeitsmarktökonomik, 5. Auflage, Heidelberg: Springer.
- Gibbons, R. S./Katz, L. F.* (1992): Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials? In: Review of Economic Studies, Vol. 59, S. 515–535.
- Görmar, W./Irmen, E.* (1991): Nichtadministrative Gebietsgliederungen und -kategorien für die Regionalstatistik. Die siedlungsstrukturelle Gebietstypisierung der BfLR. In: Raumforschung und Raumordnung 6, S. 387–394.
- Greene, W. H./Seaks, T. G.* (1991): The Restricted Least Squares Estimator: A Pedagogical Note. In: The Review of Economics and Statistics, Vol. 73, S. 563–567.
- Hübler, Olaf/Gerlach, Knut* (1990): Sectoral Wage Patterns, Individual Earnings and the Efficiency Wage Hypothesis. In: König, Heinz (Hrsg.): Economics of Wage Determination. Berlin: Springer-Verlag, S. 105–128.
- Katz, L. F./Summers, L. H.* (1989): Industry Rents: Evidence and Implications. Brookings Papers on Economic Activity (Microeconomics), S. 209–275.
- Krueger, Alan/Summers, Lawrence* (1988): Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure. In: Econometrica, Vol. 56, 2, S. 259–293.
- Layard, Richard/Nickell, Steven/Jackman, Richard* (1990): Unemployment. Oxford: Oxford University Press.
- Lindbeck, Assar/Snowder, Dennis J.* (1988a): The insider-outsider theory of employment and unemployment. Cambridge, Mass. and London: MIT Press.
- Lindbeck, Assar/Snowder, Dennis* (1988b): The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment. Cambridge.
- Möller, Joachim/Bellmann, Lutz* (1996): Qualifikations- und industriespezifische Lohnunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland – Eine Untersuchung für das Verarbeitende Gewerbe auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe. ifo-Studien, 42(2), S. 235–272.
- Möller, Joachim* (1991): Die Insider-Outsider Theorie. In: WiSt, Bd. 20, S. 333–339.
- Möller, Joachim* (1990): Unemployment and Deterioration of Human Capital. In: Empirical Economics, 15, S. 199–215.
- Mortensen, Dale/Pissarides, Christopher* (1994): Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. In: Review of Economic Studies, Vol. 61, 3, S. 397–415.
- Nickell, Steven* (2003): Labour market institutions and unemployment in OECD countries. CES-Ifo DICE Report, 2, 2003.
- Saint-Paul, Gilles* (2004): Did European Labor Markets Become More Competitive in the 1990s? Evidence from Estimated Worker Rents. IZA Discussion Paper No. 1067, March.
- Saint-Paul, Gilles* (2000): The political economy of labour market institutions. Oxford: Oxford University Press.
- Schlicht, Ekkehart* (1978): Labour Turnover, Wage Structure and Natural Unemployment. In: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft (JITE) 134, 2, S. 337–346.
- Shapiro, Carl/Stiglitz, Joseph* (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. In: American Economic Review, Vol. 74, 3, S. 433–444.
- Solow, Robert* (1979): Another Possible Source of Wage Stickiness. In: Journal of Macroeconomics, Vol. 1, 1, S. 79–82.
- Wagner, Joachim* (1990): An International Comparison of Sector Wage Differentials. In: Economics Letters, Vol. 34, S. 93–97.

