

Arbeitsmarktinstitutionen sind eine wichtige Determinante der Leistungsfähigkeit der Arbeitsmärkte. Im folgenden Beitrag wird für 17 OECD-Länder untersucht, wie sich der Kündigungsschutz (gemessen durch den Employment Protection Index der OECD) im Zeitraum von 1970 bis 2002 auf die Beschäftigungsschwelle im privaten Sektor ausgewirkt hat. Die Beschäftigungsschwelle ist diejenige Wachstumsrate der Produktion, die mindestens erreicht werden muss, damit die Beschäftigung steigt. Sie hängt unter anderem von den relativen Kosten des Einsatzes der Produktionsfaktoren und damit möglicherweise indirekt von Arbeitsmarktinstitutionen ab. Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass ein stärker ausgeprägter Kündigungsschutz signifikant die Beschäftigungsschwelle erhöht. In den neunziger Jahren betrug die Beschäftigungsschwelle in Deutschland 2,4%. Wäre die Intensität des Kündigungsschutzes ähnlich wie in Großbritannien gewesen, hätte bereits ein Wachstum von 1,2% ausgereicht, um die Beschäftigung zu erhöhen. Das Arbeitsvolumen wäre dann zwischen 1991 und 2002 nicht in acht, sondern nur in vier Jahren zurückgegangen.

Institutionelle Regelungen spielen eine herausragende Rolle bei der Erklärung der international und intertemporal unterschiedlichen Entwicklung der Arbeitslosenquote (für eine Übersicht vgl. Nickell 2003). Zu diesen Regelungen gehören zum Beispiel die Höhe und die Dauer der Zahlung von Arbeitslosengeld, die Belastung des Faktors Arbeit mit Steuern und Abgaben, die Art der Lohnfindung (Koordinierungs- und Zentralisationsgrad, Bindung an Tarifverträge usw.), die Gewerkschaftsmacht und die Art und Intensität des Kündigungsschutzes.

In der Literatur wurde bisher vor allem die Abhängigkeit der Arbeitslosenquote von Arbeitsmarktinstitutionen untersucht (vgl. Nickell 1997; Blanchard und Wolfers 2000; Nickell und Layard 1999 sowie Berthold und Fehn 2002). Arbeitsmarktinstitutionen haben auch Einfluss auf andere Leistungsindikatoren des Arbeitsmarktes. So finden beispielsweise Gomez-Salvador, Messina und Vallanti (2004), dass ein höherer Kündigungsschutz und eine großzügigere Arbeitslosenunterstützung einen negativen Effekt auf die Anzahl der neu entstehenden Arbeitsplätze haben. Die Studie von Messina (2004) zeigt, dass eine höhere Gewerkschaftsmacht und ein höherer Kündigungsschutz negativ auf die Expansion der Beschäftigung im Dienstleistungssektor wirken.

Der Kündigungsschutz steht in diesem Beitrag im Mittelpunkt des Interesses. Wir analysieren, wie sich der Kündigungsschutz

auf die Arbeitsintensität des Wachstums auswirkt, konkret, wie die so genannte Beschäftigungsschwelle von der Intensität des Kündigungsschutzes abhängt.

Die Beschäftigungsschwelle

Unter der Beschäftigungsschwelle versteht man die Wachstumsrate des BIP, bei der sich die Beschäftigung nicht ändert. Wächst das BIP stärker, steigt die Beschäftigung, wächst das BIP langsamer, sinkt sie. Die Beschäftigungsschwelle ist aber keine exogene Variable, sondern hängt von einer Reihe ökonomischer Faktoren ab. Dies sieht man am einfachsten, wenn man sie explizit aus einer Arbeitsnachfragefunktion herleitet. Berücksichtigt man beispielsweise als Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital, ist bei einem kostenminimierenden Verhalten die Wachstumsrate des Arbeitseinsatzes gegeben durch:

$$(1) \quad w_L = -\alpha + \beta w_I + \gamma w_Y.$$

α ist die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität, β (< 0) ist die Elastizität der Arbeitsnachfrage bezüglich des Lohnsatzes und γ (> 0) diejenige bezüglich der Produktion. w_L bezeichnet die Wachstumsrate des Arbeitseinsatzes, w_I die Wachstumsrate des relativen Inputpreises Lohn/Kapitalnutzungskosten und w_Y die Wachstumsrate der Produktion.

* Horst Rottmann ist Professor für Volkswirtschaftslehre, Finanzmärkte und Statistik an der Fachhochschule Amberg-Weiden. Er verbringt zurzeit einen Forschungsaufenthalt am ifo Institut.

Die Beschäftigungsschwelle erhält man, indem man in Gleichung (1) die Wachstumsrate der Beschäftigung, w_L , gleich null setzt. Der Wert von w_Y , der diese Gleichung löst, ist die Beschäftigungsschwelle, die im Folgenden mit BS bezeichnet wird. Sie ist gegeben durch

$$(2) \quad BS = (\alpha - \beta w_Y) / \gamma.$$

Die maßgeblichen Faktoren für die Beschäftigungsschwelle sind der technische Fortschritt und die Wachstumsrate des Lohns (relativ zu den Kapitalnutzungskosten). Steigt die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität oder des Lohns, erhöht sich die Beschäftigungsschwelle. Änderungen von relativen Inputpreisen können aber auch die Arbeitsnachfrageelastizitäten β und γ beeinflussen (für eine allgemeine Diskussion dieser Aspekte und verschiedener Erweiterungen vgl. Flaig und Rottmann 2001).

In diesem Beitrag verzichten wir darauf, strukturelle Arbeitsnachfragefunktionen zu schätzen, sondern spezifizieren die Schätzgleichung als

$$(3) \quad w_{L,t} = \beta_{1,t} + \beta_2 w_{Y,t},$$

wobei der Koeffizient $\beta_{1,t}$ sich über die Zeit verändern darf. Da dieser Parameter den Term $-\alpha + \beta w_Y$ aus Gleichung (1) repräsentiert, ist unmittelbar einsichtig, dass Schwankungen der Wachstumsrate des Lohnsatzes und der totalen Faktorproduktivität eine zeitliche Variation von β_1 implizieren. Die Entwicklung dieses Parameters wird durch einen Random Walk zweiter Ordnung modelliert. Wir haben auch getestet, ob β_2 zeitlich variiert. Dabei hat sich aber gezeigt, dass dieser Parameter zwar zwischen den Ländern unterschiedlich, innerhalb eines Landes über den Schätzzeitraum aber praktisch konstant ist. Die Schätzung erfolgt im Rahmen eines so genannten Strukturellen Zeitreihenmodells (für eine einführende Darstellung vgl. Flaig 2003).

Die Beschäftigungsschwelle ist damit auch zeitlich variabel und gegeben durch

$$(4) \quad BS_t = -\beta_{1,t} / \beta_2.$$

Da die Parameter β_1 und β_2 zwischen den Ländern unterschiedlich sind, unterscheiden sich auch die Beschäftigungsschwellen. Wie bereits erwähnt, soll im Folgenden analysiert werden, welche Effekte der Kündigungsschutz auf die Beschäftigungsschwelle hat. Ein hoher Kündigungsschutz kann über mehrere Kanäle auf die Arbeitsnachfrage und damit auf die Beschäftigungsschwelle wir-

ken. Zum einen erhöht ein intensiver Kündigungsschutz bei gegebenem Lohnsatz die Kosten des Faktors Arbeit, da die Unternehmen mit höheren Anpassungskosten bei Beschäftigungsflektuationen rechnen müssen. Zum anderen führt der Schutz der beschäftigten Insider zu einem höheren Lohndruck und zu Inflexibilitäten. Dies alles senkt die Arbeitsintensität der Produktion und kann dazu führen, dass die Unternehmen auf eine Ausweitung der Produktion weniger mit einer Beschäftigungserhöhung, sondern verstärkt mit einer Ausdehnung des Kapitalstocks und Intensivierung des Outsourcing reagieren. Technisch gesprochen sinkt der Parameter β_2 und die Beschäftigungsschwelle steigt.

Die Entwicklung der Beschäftigungsschwelle

Die Gleichung (3) haben wir für die 17 OECD-Länder, die in Tabelle 1 aufgeführt sind, mit Jahresdaten für den Zeitraum von 1971 bis 2002 geschätzt. Die abhängige Variable ist die Wachstumsrate des Arbeitsvolumens im Unternehmenssektor, die erklärende Variable die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung im Unternehmenssektor (Quelle der Angaben: OECD, Economic Outlook). Produktion und Beschäftigung im Staatssektor sind also nicht enthalten. Die Daten für Deutschland beziehen sich bis einschließlich 1990 auf Westdeutschland, danach auf Gesamtdeutschland. Die Gebietstandsveränderung wurde durch eine Dummy-Variablen aufgefangen.

Tabelle 1 gibt für verschiedene OECD-Länder und unterschiedliche Zeiträume die durchschnittlichen Beschäfti-

Tab. 1

Die Entwicklung der Beschäftigungsschwellen (in %)

Land	Zeitraum			
	1971–1980	1981–1990	1991–2002	1971–2002
Australien	1,4	1,2	1,1	1,2
Belgien	6,0	3,9	1,5	3,6
Kanada	1,7	1,0	1,3	1,3
Dänemark	4,6	2,5	2,3	3,0
Finnland	4,2	3,8	3,3	3,7
Frankreich	4,7	3,5	2,2	3,4
Deutschland	5,4	1,6	2,4	3,1
Irland	6,5	3,9	1,0	3,6
Italien	6,6	2,2	1,3	3,3
Japan	4,0	2,1	3,3	3,2
Niederlande	4,2	3,0	1,6	2,8
Neuseeland	-1,4	1,6	-4,0	-1,4
Norwegen	6,1	2,7	2,8	3,8
Spanien	4,7	3,0	1,2	2,8
Schweden	3,4	2,1	2,0	2,4
Großbritannien	3,4	2,3	1,6	2,4
USA	1,4	0,5	1,5	1,1
Total	3,9	2,4	1,5	2,6

Quelle: Berechnungen der Autoren.

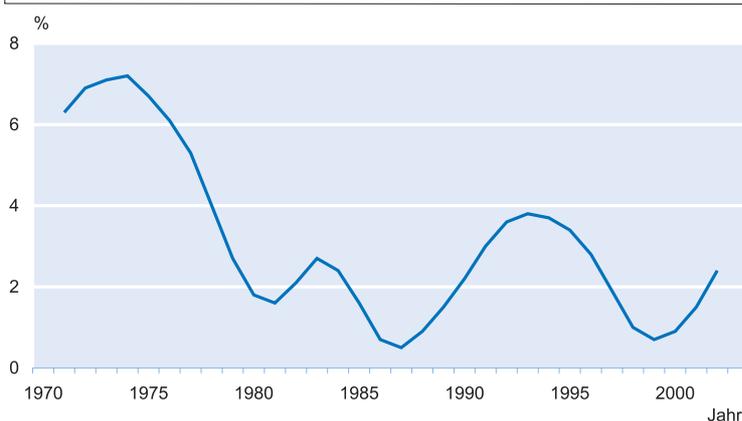
gungsschwellen für die private Wirtschaft wieder. In den meisten Ländern sind die Beschäftigungsschwellen während des gesamten Zeitraums gesunken. So betrug der ungewichtete Durchschnitt der Beschäftigungsschwellen in den siebziger Jahren 3,9%, in den achtziger Jahren 2,4% und danach 1,5%. In Deutschland, den USA und Japan waren die Beschäftigungsschwellen in den neunziger Jahren durchschnittlich um etwa einen Prozentpunkt höher als in den achtziger Jahren. Dabei wiesen die USA aber eine relativ niedrige Beschäftigungsschwelle in Höhe von 1,5% auf und hatten in den achtziger Jahren eine außergewöhnlich niedrige Beschäftigungsschwelle von 0,5%, so dass diese Entwicklung auch als eine gewisse Normalisierung betrachtet werden kann.

Auffallend sind die relativ hohen durchschnittlichen Beschäftigungsschwellen in den kontinentaleuropäischen Ländern im Vergleich zu Australien, Kanada, Schweden, Großbritannien und den USA. Neuseeland stellt eine klare Sonder-situation dar. Selbst bei einer starken Rezession (bei einem Schrumpfen der Wirtschaft bis zu 4%) würde dort das Arbeitsvolumen in der privaten Wirtschaft zunehmen. Dieses Bild deckt sich mit der häufig geäußerten Meinung von den relativ starren und stark regulierten kontinentaleuropäischen Arbeitsmärkten. Damit es nicht nur bei reinen Vermutungen bleibt, muss anhand von empirischen Analysen untersucht werden, inwieweit die institutionellen Regelungen der Arbeitsmärkte tatsächlich für die unterschiedliche Höhe und Entwicklung der Beschäftigungsschwelle verantwortlich sind.

Die deutsche Situation ist in der Abbildung 1 im Detail wieder-gegeben. Auffallend ist der starke Wiederanstieg der Beschäftigungsschwelle Anfang der neunziger Jahre auf fast 4%. Seit 2000 nimmt die Beschäftigungsschwelle ebenfalls wieder zu. Die Zunahme am Anfang der neunziger Jahre geht vermutlich auf das relativ hohe Wachstum der Arbeitskosten in diesen Zeiträumen zurück.

Abb. 1

Die Beschäftigungsschwelle in Deutschland



Quelle: Berechnungen der Autoren.

Der Einfluss des Kündigungsschutzes

Im Folgenden wollen wir die Auswirkungen des Kündigungsschutzes auf die Beschäftigungsschwellen näher untersuchen. Den Employment Protection Index¹ haben wir für die Jahre von 1970 bis 1995 von Nickell (2001) und Blanchard und Wolfers (2000) übernommen. Diese Wissenschaftler verwenden den Employment Protection Index I (EPI I)² der OECD für die Zeit nach 1984 und verknüpfen diesen mit den Angaben von Lazear (1990) für den davor liegenden Zeitraum, wobei sie Werte für die nicht vorhandenen Jahre interpolieren. Von 1996 bis 2002 verwenden wir die neuen Erhebungen der OECD (2004) und die Angaben in Nickell (2003), die sich ebenfalls auf Berechnungen der OECD stützen.³ Die OECD-Daten beruhen im Vergleich zu den Angaben von Lazear auf einer umfassenderen Bewertung der verschiedenen Dimensionen des Kündigungsschutzes. Deshalb stellt diese Zeitreihe nur eine grobe Annäherung an die tatsächliche Entwicklung des Kündigungsschutzes in den jeweiligen Ländern dar. Unser Index ist auf das Intervall von null bis zwei normiert, wobei zwei den maximal möglichen Kündigungsschutz darstellt.

Der EPI-Index der OECD beinhaltet verschiedene institutionelle Regelungen, die bei Einstellungen und Entlassungen berücksichtigt werden müssen. Das Ausmaß des Kündigungsschutzes in den einzelnen Ländern ergibt sich nicht nur aus den einschlägigen Gesetzen, sondern auch durch die Rechtsprechung und die tariflichen Vereinbarungen. Die OECD berücksichtigt bei der Berechnung ihres EPI sowohl institutionelle Regelungen für unbefristete Verträge als auch Regelungen für befristete Arbeitsverträge und für Leiharbeit. Bei den unbefristeten Verträgen werden beispielsweise die Höhe der Abfindungszahlungen und die Kündigungsfristen berücksichtigt. Der Index beinhaltet aber auch schwieriger zu quantifizierende Regelungen wie etwa die formalen und inhaltlichen Voraussetzungen dafür, dass eine Kündigung

wirksam wird oder die verschiedenen Einspruchsmöglichkeiten der Arbeitnehmer gegen die Kündigung und die Möglichkeiten zur Anrufung des Arbeitsgerichts. In Deutschland muss zum Beispiel eine Kündigung »sozial gerechtfertigt« sein (§1 des Kündigungsschutzgesetzes). Auch bei den befristeten Beschäftigungsverhältnissen berück-

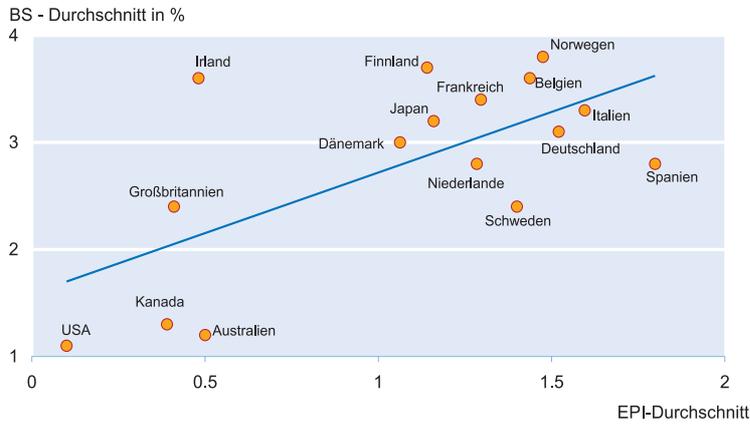
¹ Eine adäquate Übersetzung des Begriffs Employment Protection wäre Beschäftigungsschutz. Wir verwenden im Folgenden aber häufig den Begriff Kündigungsschutz, obwohl der Employment Protection Index mehr umfasst als die reinen Regelungen zum Kündigungsschutz (siehe hierzu die Ausführungen weiter unten).

² Die OECD berechnet auch einen EPI II, der noch umfassender als der EPI I ist. Allerdings gibt es diesen Index erst seit Ende der neunziger Jahre (OECD 1999).

³ Werte für die nicht vorhandenen Jahre interpolierten wir linear.

Abb. 2

Kündigungsschutz und Beschäftigungsschwelle



Quelle: Berechnungen der Autoren.

sichtigt die OECD eine Vielzahl von Indikatoren, wie beispielsweise die maximale Dauer der Befristung, die mögliche Anzahl der aufeinander folgenden befristeten Verträge oder inhaltliche Voraussetzungen für eine Befristung. Die einzelnen Indikatoren werden von der OECD gewichtet und abschließend zu einem umfassenden Index aggregiert.

Die Abbildung 2 stellt den Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsschwelle und dem EPI dar, indem sie für beide Variablen die landesspezifischen Durchschnitte wiedergibt. Deutschland gehört zu der Gruppe der Länder mit den restriktivsten Kündigungsschutzregeln. Die USA, Großbritannien, Australien und Kanada weisen dagegen einen relativ geringen Kündigungsschutz auf. Der positive Zusammenhang zwischen den beiden Variablen ist an der eingezeichneten Regressionsgeraden leicht erkennbar. Der Korrelationskoeffizient beträgt 0,65 und ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent signifikant von null verschieden.

Die Botschaft der Abbildung 2 bestätigt sich auch, wenn man mit etwas differenzierteren empirischen Methoden als mit einem einfachen Streudiagramm der landesspezifischen Durchschnitte die Daten analysiert. Die Ergebnisse der Regressions-schätzung für einen gepolten Zeit-Länder-Querschnitt (17 Länder über 32 Jahre) sind in der Tabelle 2 dargestellt. Die Schätzungen beinhalten einen linearen Trend, da die Beschäftigungsschwellen im Zeitablauf tendenziell zurückgegangen sind (vgl. Tab. 1).⁴ Der Trend ist hoch signifikant. Ein stärker ausgeprägter Kündigungsschutz erhöht signifikant die Beschäftigungsschwelle. Steigt der EPI um einen Punkt, so erhöht sich nach unserer Schät-

⁴ Die Einführung eines linearen Trends ist allerdings eine sehr restriktive Annahme. Deswegen haben wir das Modell auch mit Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre geschätzt, um mögliche Schocks zu erfassen. Die fixen Zeiteffekte erwiesen sich insgesamt als hochsignifikant. Allerdings ändern sich die Aussagen bezüglich des EPI nicht. Der Koeffizient beträgt nun 1,285 und ist ebenfalls hochsignifikant (t-Wert = 10,2).

zung die Beschäftigungsschwelle um 1,2 Prozentpunkte. Deutschland hatte zwischen 1991 und 2002 im Durchschnitt eine Beschäftigungsschwelle von 2,4% im privaten Sektor. Wäre in Deutschland in diesem Zeitraum der Kündigungsschutz ähnlich wie in Großbritannien (EPI = 0,4 anstatt 1,4 für Deutschland) gewesen, so hätte seine Beschäftigungsschwelle nur 1,2% betragen. Das Wachstum hätte also nur halb so hoch sein müssen, damit es zu einer Ausweitung der Beschäftigung in den privaten Unternehmen gekommen wäre. In den Jahren von 1991 bis 2002 wuchs die private Wirtschaft in acht Jahren um weniger als 2,4%, aber nur in vier Jahren um weniger als 1,2%. Die Beschäftigung wäre mit britischen Kündigungsschutzregelungen in Deutschland also nicht in acht, sondern nur

in vier Jahren zurückgegangen. Dabei wäre die Belegung des Arbeitsmarktes wahrscheinlich noch höher ausgefallen, da wir nur den partiellen Effekt der Beschäftigungsintensität des Wachstums berücksichtigen. So ist damit zu rechnen, dass ein geringerer Kündigungsschutz zusätzlich das Wachstum erhöht (Blanchard und Portugal 2001) und nicht nur die Beschäftigungsintensität des Wachstums.

Die vorliegenden Ergebnisse sollten als erster Schritt einer umfassenden Analyse der Einflussfaktoren auf die Beschäftigungsschwelle betrachtet werden, da die Höhe der Beschäftigungsschwelle sicherlich auch noch von anderen institutionellen Arbeitsmarktregelungen als dem Kündigungsschutz abhängt. Die Autoren arbeiten gerade daran, weitere potentielle Einflussfaktoren, beispielsweise den gewerkschaftlichen Organisationsgrad oder die Abgabenlast auf den Faktor Arbeit, in ihre Analysen mit einzubeziehen. Erste Ergebnisse weisen darauf hin, dass auch diese Variablen einen Einfluss auf die Beschäftigungsschwelle haben, wobei der signifikante Effekt des Kündigungsschutzes aber erhalten bleibt. Eine Lockerung des Kündigungsschutzes senkt die Beschäftigungsschwelle und leistet einen Beitrag zur Entspannung des Arbeitsmarktproblems. Lockerungen des gesetzlichen Kündigungsschutzes sollten

Tab. 2
Beschäftigungsschwelle und Kündigungsschutz

Beschäftigungsschwelle	Koef.	t-Wert
EPI	1.215	9.34
Trend	-.105	-11.12
Konstante	3.015	12.23
Regression mit robusten Standardfehlern		
Beobachtungen = 543		
R ² = 0.3058		

Quelle: Berechnungen der Autoren.

daher einen hohen Stellenwert in der arbeitsmarktpolitischen Reformdiskussion haben (für konkrete Vorschläge vgl. bspw. Sachverständigenrat 2003).

Literatur

- Berthold, N. und R. Fehn (2002), »Arbeitsmarktpolitik in der Europäischen Währungsunion«, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 3, 317–345.
- Blanchard, O. und J. Wolfers (2000), »The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence«, *Economic Journal* 110, C1–C33.
- Blanchard, O. und P. Portugal (2001), »What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets«, *American Economic Review*, 187–207.
- Flaig, G. (2003), »Strukturelle Zeitreihenmodelle. Spezifikation, Schätzung und Anwendungen«, *WiSt* 32, 258–263.
- Flaig, G. und H. Rottmann (2001), »Input Demand and the Short- and Long-Run Employment Thresholds: An Empirical Analysis for the German Manufacturing Sector«, *German Economic Review* 2, 367–384.
- Gomez-Salvador, R., J. Messina und G. Vallanti (2004), »Gross Job Flows and Institutions in Europe«, *ECB Working Paper* No. 318.
- Lazear, E. (1990), »Job Security Provision and Employment«, *Quarterly Journal of Economics* 105(3), 699–725.
- Messina, J. (2004), »Institutions and Service Employment: A Panel Study for OECD Countries«, *ECB Working Paper* No. 320.
- Nickell, S. (1997), »Unemployment and Labour Market Rigidities: Europe versus North America«, *Journal of Economic Perspectives* 11, 55–74.
- Nickell, S. (2001), *Labour Market Institutions Database*, Version 2.00, [www://cep.lse.ac.uk/pubs/download/data0502.zip](http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/data0502.zip).
- Nickell, S. (2003), »Labour Market Institutions and Unemployment in OECD Countries«, *CESifo DICE Report* 1(2), 13–26.
- Nickell, S. and R. Layard (1999), »Labour Market Institutions and Economic Performance«, in: O. Ashenfelter und D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland, Amsterdam.
- OECD (1999), *OECD Employment Outlook*, Paris.
- OECD (2004), *OECD Employment Outlook*, Paris.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2003), *Jahresgutachten 2003/04: Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersysteme reformieren*, Stuttgart.