

# DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG

# WOCHENBERICHT 38/2001

Berlin

20. September 2001

68. Jahrgang

## Inflationsunterschiede im Euroraum: Muss die EZB ihr Stabilitätsziel revidieren?

*Die Inflationsunterschiede zwischen den Ländern des Euroraums haben sich nach einem beispiellosen Konvergenzprozess im Vorfeld der Währungsunion zuletzt wieder vergrößert. Die Abweichung zwischen der höchsten und der niedrigsten Teuerungsrate betrug im August dieses Jahres mehr als 3 Prozentpunkte, nach nur 0,6 Prozentpunkten im Jahre 1997.*

*Zur Erklärung wird häufig darauf verwiesen, dass es in wirtschaftlich aufholenden Ländern zwangsläufig zu relativ hohen Inflationsraten kommt, da die kräftigen Lohnzuwächse in produktiven Sektoren auf unproduktivere Bereiche übergreifen. Dies schlägt sich in einer höheren Inflationsrate des gesamten Währungsraums nieder. Teilweise wird gefordert, dass die Geldpolitik dem Rechnung trägt, indem das Stabilitätsziel entsprechend großzügig bemessen wird; für die EZB würde dies eine Erhöhung von 2 % auf 2 ½ % bedeuten.<sup>1</sup> Eine Analyse für Spanien, dem mit Abstand größten der aufholenden Länder, zeigt jedoch, dass der Inflationsunterschied nicht mit dem Aufholprozess, sondern mit einer stabilitätswidrigen Lohnpolitik erklärt werden muss.*

Zwei Jahre nach der Einführung des Euro und der Übernahme der Geldpolitik durch die Europäische Zentralbank (EZB) ist die Europäische Währungsunion wieder durch deutliche Inflationsdifferenziale gekennzeichnet. Aufbauend auf theoretischen Überlegungen von Balassa<sup>2</sup> und Samuelson<sup>3</sup> (Kasten 1) wird häufig argumentiert, dass die Inflationsdifferenziale letztlich die Folge einer nachholenden Entwicklung sind. Es wird im Rahmen dieser Ansätze davon ausgegangen, dass sich jede Volkswirtschaft in einen Sektor handelbarer und in einen nicht handelbarer Güter aufteilt. Dabei ist der Sektor handelbarer Güter durch relativ höhere Produktivitätszuwächse gekennzeichnet.

Der Produktivitätsfortschritt in diesem Bereich erlaubt entsprechend höhere Lohnsteigerungen, ohne dass die internationale Wettbewerbsfähigkeit der Anbieter beein-

trächtigt wird. Bei einem einheitlichen nationalen Arbeitsmarkt ist zu erwarten, dass auch im Sektor der nicht handelbaren Güter die Löhne entsprechend stärker anziehen. Da dort die Produktivitätszuwächse aber deutlich geringer ausfallen, erhöhen sich die Lohnstückkosten merklich. Verluste der Unternehmen lassen sich dann nur dadurch vermeiden, dass die Preise entsprechend stärker angehoben werden. Damit ergeben sich nicht nur höhere sektorale Preissteigerungen, sondern auch eine höhere gesamt-

<sup>1</sup> Vgl. H.-W. Sinn und M. Reutter: The Minimum Inflation Rate for Euroland. CES-ifo Working Paper No. 377. München, Dezember 2000.

<sup>2</sup> B. Balassa: The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. In: Journal of Political Economy, Vol. 72, 1964.

<sup>3</sup> P. Samuelson: Theoretical Notes on Trade Problems. In: Review of Economics and Statistics, Vol. 46, 1964.

wirtschaftliche Inflationsrate. Sie ist umso höher, je ausgeprägter die Produktivitätsunterschiede zwischen den Sektoren sind und je größer der Bereich der nicht handelbaren Güter im Vergleich zu dem der handelbaren ist.

### Kein Balassa-Samuelson-Effekt in Spanien

Spanien, das seine Preissteigerungsrate bis 1997 auf das durchschnittliche EWU-Niveau gesenkt hatte, weist nun wieder — mit zuletzt 3,6 % — eine deutlich höhere Inflation als der Euroraum insgesamt auf (Abbildung 1).

Betrachtet man für dieses Land die Produktivitäts- und die Preisentwicklung in den Bereichen der handelbaren und der nicht handelbaren Güter (Abbildungen 2a und 2b), so zeigt sich auf den ersten Blick die für den Balassa-Samuelson-Effekt typische Entwicklung.<sup>4</sup> Mit den geringeren Produktivitätszuwächsen in den Bereichen Energieversorgung, Bauwirtschaft sowie Dienstleistungen (Sektor der

nicht handelbaren Güter) gehen entsprechend stärkere Preissteigerungen einher. Für die Landwirtschaft und die Industrie ist ein entgegengesetztes Verhältnis zwischen Produktivitätsfortschritt und Preisentwicklung zu erkennen. Der Balassa-Samuelson-Effekt impliziert, dass es einen langfristig stabilen Zusammenhang zwischen der relativen Produktivitätsentwicklung der beiden Sektoren und ihren relativen Preisen gibt (Abbildung 2c). Untersucht man die-

<sup>4</sup> Im Unterschied zu früheren Untersuchungen basiert die Analyse auf der vierteljährlichen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für Spanien für den Zeitraum von 1980 bis zum ersten Quartal dieses Jahres. Dabei wurden die Landwirtschaft sowie die Industrie (ohne Energie) als Bereiche definiert, in denen handelbare Güter produziert werden. Alle übrigen Bereiche (Energie, Bau und Dienstleistungen) wurden dem Sektor der nicht handelbaren Güter zugerechnet. Die hier gewählte Unterteilung ist nicht unüblich. Sie liegt auch der Untersuchung von Sinn und Reutter zugrunde. Alberola-Ila und Tyrväinen berücksichtigen zusätzlich noch das Transportgewerbe im Bereich der handelbaren Güter; vgl. E. Alberola-Ila und T. Tyrväinen: Is There Scope for Inflation Differentials in EMU? Banco de España Documento de Trabajo Nr. 9823. Madrid, 1998.

Abbildung 1

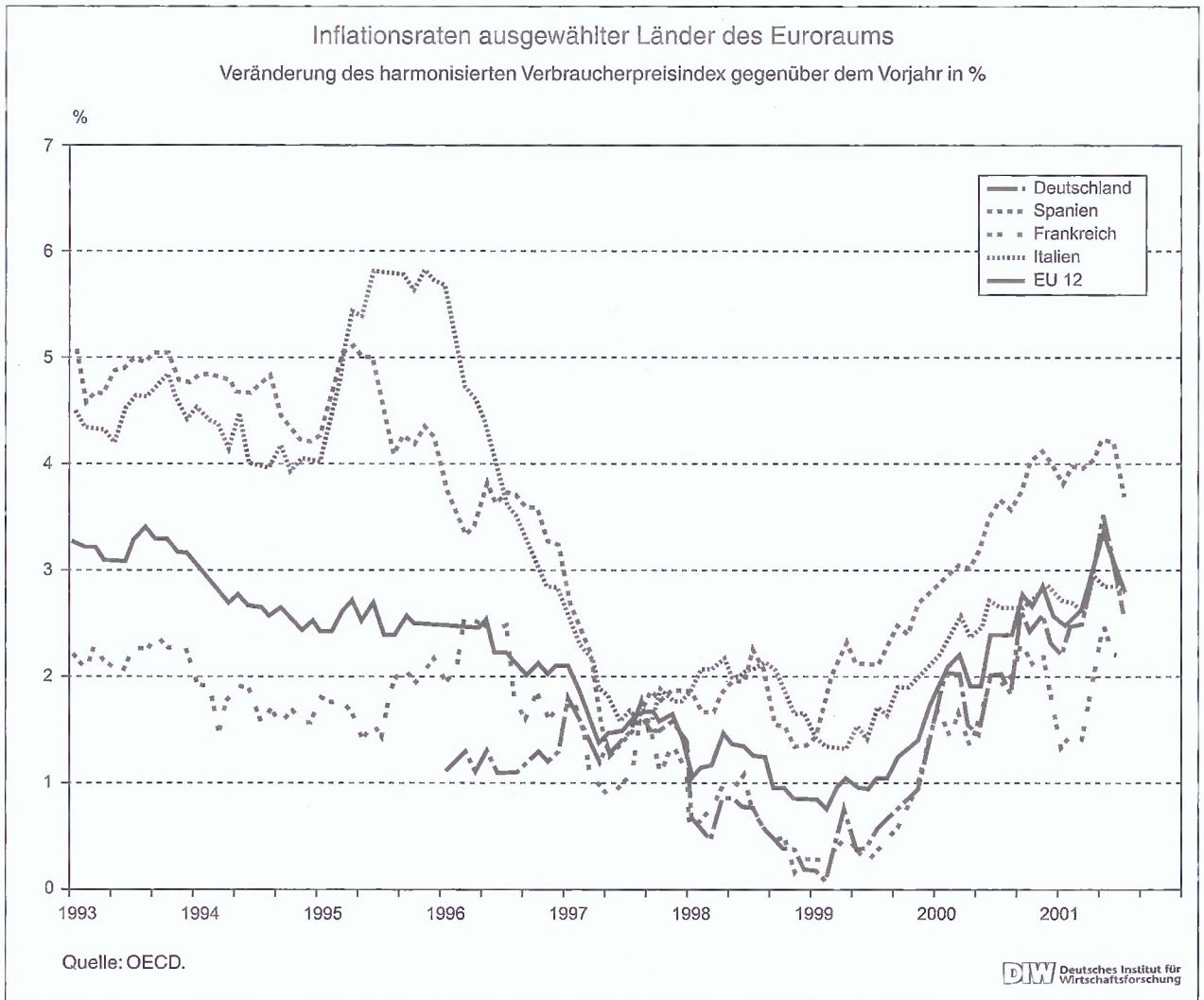
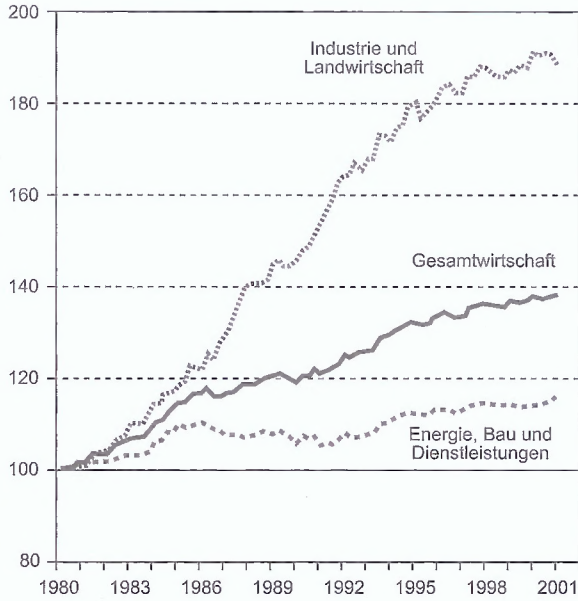


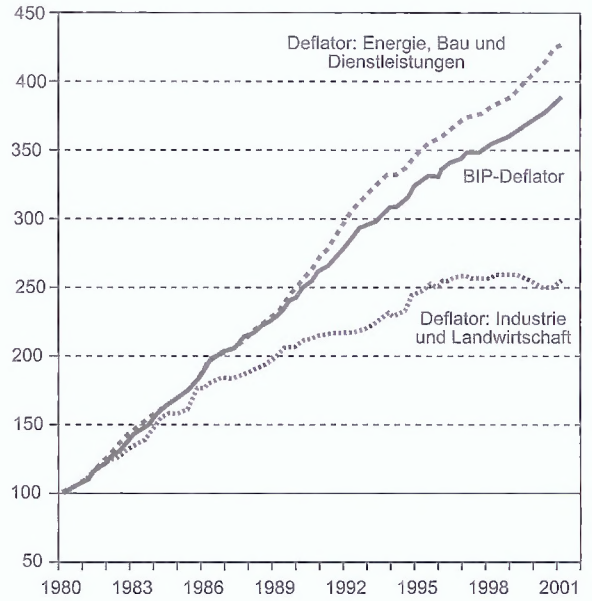
Abbildung 2

Empirische Untersuchung der Balassa-Samuelson-These<sup>1)</sup> für Spanien

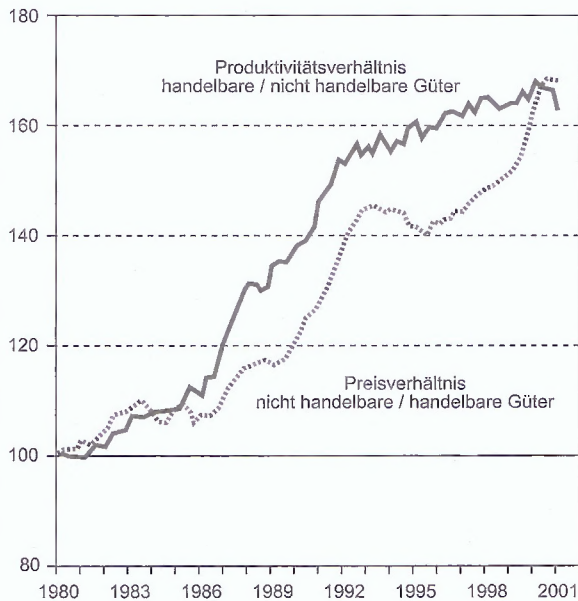
a) Produktivitätsentwicklung nach Bereichen  
1. Quartal 1980 = 100



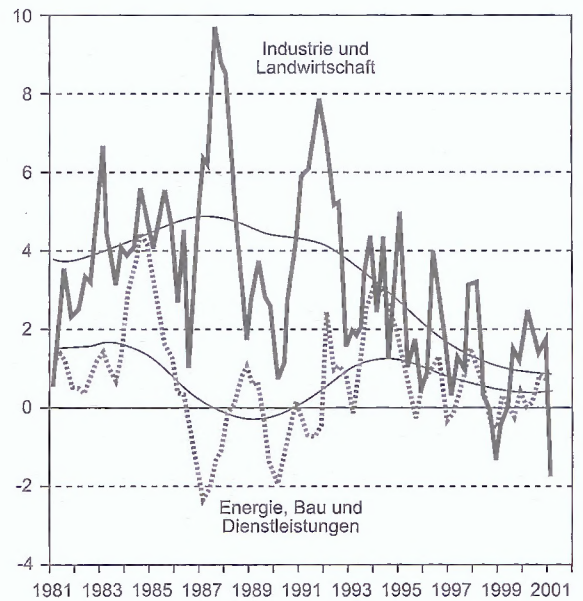
b) Entwicklung der Deflatoren nach Bereichen  
1. Quartal 1980 = 100



c) Langfristiger Zusammenhang zwischen Produktivitäts- und Preisentwicklung  
1. Quartal 1980 = 100



d) Produktivitätszuwachs und -trend<sup>2)</sup> im Vergleich  
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %



<sup>1)</sup> Die These impliziert, dass es einen langfristigen Zusammenhang zwischen dem Produktivitätsverhältnis von handelbaren und nicht handelbaren Gütern und ihrem umgekehrten Preisverhältnis gibt. — <sup>2)</sup> Der Trend wurde mit dem Hodrick-Prescott-Filter berechnet.

Quellen: INE; Berechnungen des DIW Berlin.

**Produktivitätsentwicklung<sup>1)</sup> in ausgewählten Ländern des Euroraums**

Durchschnittliche jährliche Veränderungsrate in %

	1987–1994	1994–2000	1987–2000
Spanien	2,3	0,8	1,6
Belgien	1,9	1,7	1,8
Deutschland <sup>2)</sup>	2,0	1,2	1,6
Finnland	2,8	2,7	2,7
Frankreich	1,8	1,3	1,6
Irland	3,4	3,8	3,6
Italien	2,0	1,4	1,7
Niederlande	1,7	0,9	1,3
Euroraum <sup>2)</sup>	1,9	1,2	1,6

<sup>1)</sup> Reales Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen. — <sup>2)</sup> Bis einschließlich 1991 Westdeutschland.

Quelle: OECD.

sen Zusammenhang statistisch für Spanien, zeigen sich jedoch keine eindeutigen Ergebnisse (Kasten 2). Der Balassa-Samuelson-Effekt lässt sich somit für Spanien nicht hinreichend sicher nachweisen.

Starke Zweifel am Balassa-Samuelson-Effekt für Spanien ergeben sich vor allem aus der Produktivitätsentwicklung in den letzten Jahren. Der Effekt erfordert nämlich deutliche Unterschiede in der Produktivitätsentwicklung zwischen den beiden Sektoren handelbarer und nicht handelbarer Güter. Die noch in den 80er Jahren beträchtlichen Unterschiede in der trendmäßigen Produktivitätsentwicklung verringern sich seit Mitte der 90er Jahre — mithin auch zu Beginn der Währungsunion — zunehmend. In den vergangenen beiden Jahren betrug der Unterschied zwischen den trendmäßigen Produktivitätszuwächsen nur noch 0,4 Prozentpunkte (Abbildung 2d).

Im internationalen Vergleich müsste — folgt man den theoretischen Überlegungen — der Produktivitätsanstieg in Spanien hoch sein. Untersuchungen der OECD zeigen jedoch, dass Spanien bei der Produktivitätsentwicklung im Euroraum seit Mitte der 90er Jahre eher zu den Schlusslichtern gehört (Tabelle). Zwar erzielte Spanien in den vergangenen Jahren gesamtwirtschaftliche Wachstumsraten, die deutlich über dem EWU-Durchschnitt lagen (Abbildung 3), diese waren aber von einem entsprechenden Beschäftigungsanstieg begleitet. Somit blieb die Produktivitätsentwicklung verhalten. Auch dieser Befund ist mit dem Balassa-Samuelson-Effekt nicht vereinbar.

**Die Rolle der Lohnpolitik**

Bei der Erklärung der Inflationsdifferenz durch den Balassa-Samuelson-Effekt wird die Lohnpolitik meist ausgeblendet. Eine wesentliche Frage ist jedoch, ob die im Rahmen der theoretischen Ansätze hergeleitete Lohnentwicklung auch gesamtwirtschaftlich stabilitätsgerecht ist.

Dies wäre auf jeden Fall gewährleistet, wenn sich die Lohnentwicklung am gesamtwirtschaftlichen Produktivitätsfortschritt orientierte. In der Balassa-Samuelson-Theorie richtet sich aber die Lohnentwicklung der ganzen Volkswirtschaft an der Produktivitätsentwicklung im Bereich der handelbaren Güter aus.

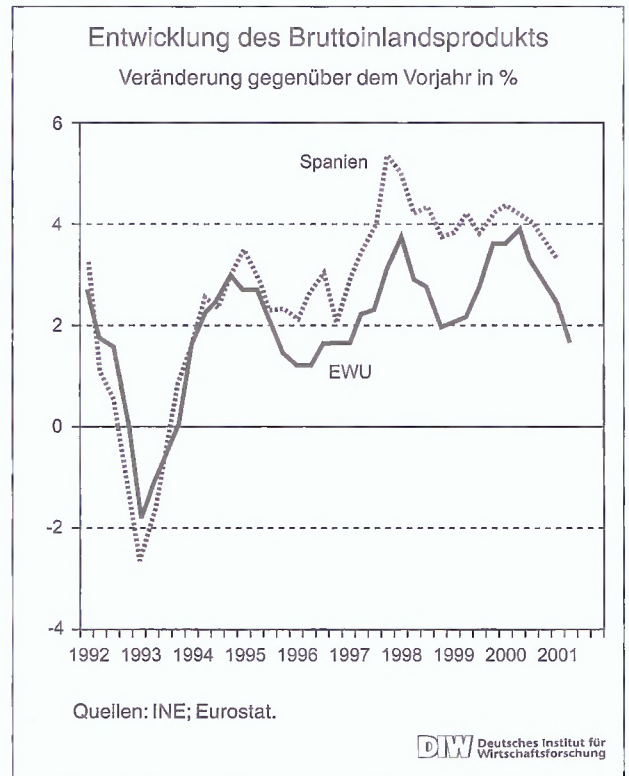
Eine nicht nur sektoral, sondern insgesamt schwache Produktivitätsentwicklung — wie in den letzten Jahren in Spanien — würde eine entsprechende Lohnzurückhaltung in *allen* Wirtschaftsbereichen erfordern, um den Anstieg der Lohnstückkosten in Grenzen zu halten und die Preisstabilität nicht zu gefährden. Eine solche stabilitätsorientierte Lohnpolitik ist aber bei der gegebenen Ausgestaltung der Lohnbildung kaum zu erreichen.

Das komplexe System mit Verhandlungen auf mehreren Ebenen begünstigt nach Analysen der OECD<sup>5</sup> ohnehin inflationäre Tendenzen. Das Hauptproblem besteht jedoch in den Indexierungsklauseln, die für rund 70 % der tarifgebundenen Arbeitnehmer gelten.<sup>6</sup>

<sup>5</sup> Vgl. OECD: Economic Surveys: Spain. Paris, 2001, S. 14 und 55.

<sup>6</sup> Vgl. OECD, a. a. O., S. 56. Nach Angaben des spanischen Arbeitgeberverbandes Confederación Española de Organizaciones Empresariales (CEOE) waren 1999 90 % aller Arbeitnehmer tarifgebunden; vgl. CEOE: Results of the CEOE Survey on Collective Bargaining 1999, Structure and Content of Collective Bargaining Agreements in Spain, Madrid, o. J. Das European Industrial Relations Observatory (EIRO) beziffert den Anteil der tarifgebundenen Arbeitnehmer auf 82 % für 1999 und 70 % für 2000 (<http://www.eiro.eurofound.ie>).

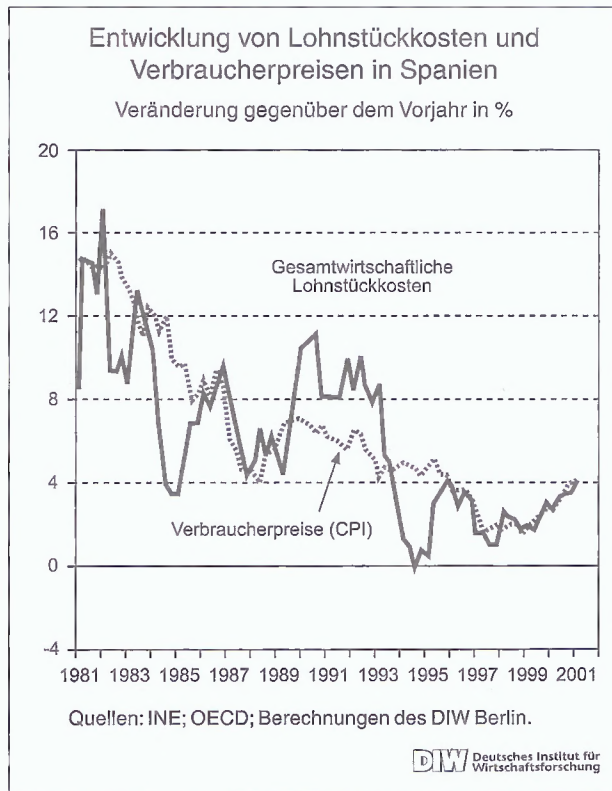
Abbildung 3



Danach können die Arbeitnehmer Nachschläge in Höhe der Abweichung der tatsächlichen Inflationsrate von der offiziellen Prognose der Regierung verlangen. Ursprünglich waren die Indexierungsklauseln zur Unterstützung der Disinflationpolitik der Banco de España im Vorfeld der EWU eingeführt worden. Erreichte die Geldpolitik eine niedrigere Inflationsrate, passte sich die Lohnentwicklung unvermeidlich an.

Mit der Indexierung gelang es damals tatsächlich, überzogene Lohnforderungen zu vermeiden, inflationäre Erwartungen zu brechen und somit die Glaubwürdigkeit der Inflationsziele der Banco de España zu stärken. Dieser Disinflationprozess war allerdings 1997 abgeschlossen. Seither nimmt die Gefahr einer Lohn-Preis-Spirale deutlich zu. Die Lohnindexierung in Spanien sowie zunehmend auch Tarifabschlüsse, die sich direkt an der aktuellen Inflationsrate orientieren, bewirken, dass einmalige Preisschübe wie die Ölpreiserhöhungen sich in dauerhafte Preissteigerungen übersetzen.

Abbildung 4



Die mangelnde Orientierung der Lohnerhöhungen an der Produktivitätsentwicklung zeigt sich in einer deutlichen Zunahme der Lohnstückkosten in den vergangenen beiden Jahren (Abbildung 4). Insbesondere gegenüber den EWU-Ländern führt diese Entwicklung zu einem Verlust an Wettbewerbsfähigkeit. Dies ist umso gravierender, als die Lohnstückkosten in Spanien bereits seit Mitte der 90er Jahre deutlich stärker gestiegen sind als im Rest der EWU.

### Lohnpolitischer Handlungsbedarf

Die Analyse hat gezeigt, dass das Inflationsdifferential zwischen Spanien und der EWU in der zweiten Hälfte der 90er Jahre mit dem Balassa-Samuelson-Effekt nicht hinreichend erklärt werden kann. Es ist nicht als die unvermeidbare Begleiterscheinung eines langfristigen Aufholprozesses zu interpretieren, die von der Politik hinzunehmen ist.

Um deflationäre Tendenzen in Ländern mit niedrigen Inflationsraten zu vermeiden, wird gefordert, das Stabilitätsziel großzügiger zu setzen. Diese Forderung ist jedoch nicht gerechtfertigt. Die Geldpolitik kann den mit Aufholprozessen möglicherweise verbundenen Inflationsunterschieden nicht Rechnung tragen. Vielmehr ist vor allem eine lohnpolitische Reaktion in den betroffenen Ländern erforderlich.

Gerade im Falle Spaniens zeigen sich die Folgen einer Lohnpolitik, die sich von der Produktivitätsentwicklung abkoppelt – und zwar in der gesamten Volkswirtschaft. Die Hauptursache dafür ist im Lohnbildungsmechanismus zu suchen. Dieser birgt die Gefahr einer Lohn-Preis-Spirale, die die Wettbewerbsfähigkeit Spaniens vor allem innerhalb der Eurozone dauerhaft beeinträchtigen kann.

Mit dem Beginn der Währungsunion hat sich die Rolle der Lohnpolitik grundsätzlich gewandelt. Seither erfolgt die Sanktionierung einer nicht stabilitätskonformen Lohnpolitik in einem Land nicht mehr primär durch eine restriktive Geldpolitik der Zentralbank, sondern über den unmittelbaren Verlust an Wettbewerbsfähigkeit, den zu starke Lohnerhöhungen mit sich bringen. Dabei wird der Spielraum für Lohnerhöhungen nicht nur durch die eigene Produktivitätsentwicklung bestimmt, sondern auch durch die Lohnstückkostenentwicklung in den übrigen Ländern.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Vgl. zur Lohnpolitik in der Währungsunion auch G.-A. Horn, W. Scheremet und R. Zwiener: Wages and the Euro. Heidelberg, 1999, S. 23.

### Balassa-Samuelson-Effekt

Der auf Balassa und Samuelson zurückgehende Effekt ist eine angebotsseitige Erklärung für Änderungen der relativen Preise zwischen handelbaren und nicht handelbaren Gütern. Unter der Annahme vollkommener Konkurrenz auf den Güter- und Faktormärkten ist der relative Preis von handelbaren im Vergleich zu nicht handelbaren Gütern ausschließlich durch die Angebotsbedingungen bestimmt. Der Balassa-Samuelson-Effekt besagt, dass es zu Änderungen der relativen Preise kommt, wenn sich die Produktivität in beiden Sektoren unterschiedlich entwickelt. Aufgrund des internationalen Preiszusammenhangs wird die stärker steigende Produktivität im Bereich der handelbaren Güter — der übliche Fall — nicht zu Preissenkungen führen, sondern steigende Nominallöhne mit sich bringen. Da die Lohnentwicklung annahmegemäß für die gesamte Volkswirtschaft einheitlich ist, führt das zu einer relativen Verteuerung der nicht handelbaren Güter.

Der Balassa-Samuelson-Effekt kann anhand eines Modells einer offenen Ökonomie dargestellt werden. Es werden folgende Annahmen getroffen:

1. Es werden handelbare Güter und nicht handelbare Güter produziert.
2. Die Angebotsseite kann über zwei (unterschiedliche) Produktionsfunktionen beschrieben werden, in die die Faktoren Kapital und Arbeit eingehen und die durch konstante Skalenerträge gekennzeichnet sind.
3. Der Preis der handelbaren Güter wird über den internationalen Preiszusammenhang in einem einheitlichen Markt bestimmt. Für die handelbaren Güter gilt damit das Gesetz des einheitlichen Preises.
4. Es besteht ein international einheitlicher Kapitalmarkt. Der Zinssatz ist somit für das Inland exogen vorgegeben.
5. Der Kapitalstock ist für beide Sektoren kurzfristig festgelegt.
6. Im Inland besteht ein einheitlicher Arbeitsmarkt. Löhne im Bereich der handelbaren Güter werden entsprechend dem Grenzprodukt gezahlt; diese Löhne gelten auch für den Bereich der nicht handelbaren Güter.

Exogen gegeben sind somit der Kapitalstock, die Preise der handelbaren Güter und der Zinssatz. Zusätzlich ist für den Sektor der nicht handelbaren Güter der Lohnsatz vorgegeben.

Das Verhältnis zwischen den Preisen handelbarer und nicht handelbarer Güter ergibt sich aus den Bedingungen des Gewinnmaximums für die Unternehmen und ist insofern ein mikroökonomisch begründetes Gleichgewichtsphänomen.

Die Beziehung zwischen dem Preisverhältnis und dem Verhältnis der Produktivitäten wird aus den Gleichgewichtsbedingungen für die Arbeitsnachfrage hergeleitet. Das Gleichsetzen der Bedingungen zum Ausgleich der Faktorkosten und des Grenzprodukts der Arbeit ergibt, dass die Grenzprodukte der Arbeit in umgekehrtem Verhältnis zu den Preisen stehen

$$\frac{\partial Y_h / \partial L_h}{\partial Y_{nh} / \partial L_{nh}} = \frac{P_{nh}}{P_h}.$$

Eine stärker steigende Produktivität im Bereich der handelbaren Güter wird sich somit in relativ steigende Preise der nicht handelbaren Güter übersetzen.

Solange es zu einer Anpassung des nominalen Wechselkurses kommen kann und die Preise handelbarer Güter im Inland nicht nach unten starr sind, ist für die Anpassung der relativen Preise nicht zwangsläufig ein Anstieg des Preisniveaus erforderlich. Wenn jedoch die Preise der handelbaren Güter nach unten rigide sind, dann wird die Änderung der relativen Preise mit einem Anstieg des Preisniveaus verbunden sein. Ebenso werden sich im Fall eines festen Wechselkurses (oder einer Währungsunion) unterschiedliche Produktivitätsfortschritte in der Produktion handelbarer Güter zwischen zwei Ökonomien in unterschiedlichen Preisniveauentwicklungen widerspiegeln.

### Empirische Untersuchung zur Kointegrationsbeziehung zwischen dem Verhältnis der sektoralen Preise und dem umgekehrten Produktivitätsverhältnis

Wenn der Balassa-Samuelson-Effekt wirkt, dann muss es zwischen dem Verhältnis der Produktivitäten der beiden betrachteten Sektoren handelbarer und nicht handelbarer Güter und dem umgekehrten Verhältnis ihrer Preise einen stabilen langfristigen Zusammenhang geben. Ökonometrisch gesprochen bedeutet dies, dass zwischen den genannten Größen, die bei Wirken des Balassa-Samuelson-Effektes instationäre Variablen sind, eine Kointegrationsbeziehung bestehen muss.

Ob dies der Fall ist, kann mit verschiedenen Verfahren getestet werden. In der vorliegenden Untersuchung wurden drei verschiedene Tests durchgeführt, die zu jeweils unterschiedlichen Ergebnissen geführt haben.

#### 1. Zweistufiger Granger-Test<sup>1</sup>

Der Text führte zu dem Ergebnis, dass die Null-Hypothese der Nichtstationarität für beide untersuchten Perioden nicht abgelehnt werden konnte.

##### *Ergebnisse des Augmented-Dickey-Fuller-Tests der Residuen*

Periode 1981–2000	–0,737
Periode 1985–1995	–2,015
Kritische Werte: 10 %: –3,05; 5 %: –3,34; 1 %: –3,90.	

#### 2. Johansen-Kointegrationstest<sup>2</sup>

Auch die Ergebnisse dieses Tests erlauben nicht den Schluss, dass zwischen den oben genannten Größen eine Kointegrationsbeziehung besteht. Allerdings muss einschränkend festgestellt werden, dass die Ergebnisse nicht robust sind und von der gewählten Anzahl der Verzögerungen abhängen.

##### *Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests*

Periode 1981–2000	Trace-Statistik	14,27
Periode 1985–1995	Trace-Statistik	12,35
Kritische Werte für das Bestehen einer Kointegrationsbeziehung: 5 %: 15,41; 1 %: 20,04. — Die Anzahl der Verzögerungen wurde mit Hilfe des AIC-Kriteriums bestimmt.		

#### 3. Schätzen einer Fehlerkorrekturgleichung<sup>3</sup>

Im vorliegenden Fall konnte für den gesamten Untersuchungszeitraum eine Fehlerkorrekturgleichung gefunden werden:

$$\Delta PV_t = 1,845 - 0,067 (PV_{t-1} - 0,768 \text{ PRODV}_{t-1}) + 0,516 \Delta PV_{t-1} + 0,306 \Delta PV_{t-2} - 0,247 \Delta \text{PRODV}_{t-5}$$

Dabei ist PV das Verhältnis zwischen den Preisindizes in den Bereichen der handelbaren und der nicht handelbaren Güter. PRODV bezeichnet das umgekehrte Verhältnis der Produktivitäten dieser Sektoren (beide normiert auf I/1980 = 100). Der Index t bzw. t–i bezeichnet die jeweilige Periode.

Der hier geschätzte Koeffizient von –0,067 ist mit einem T-Wert von 3,30 signifikant auf dem 5%-Niveau. Das Ergebnis ist dennoch nicht robust in Bezug auf die Zahl der Beobachtungen. Lässt man beispielsweise das letzte Quartal oder mehrere Quartale weg, so kann mit dieser Methode keine Kointegration mehr nachgewiesen werden. Für noch kürzere Zeiträume ist das Ergebnis dann wieder signifikant.

Als Ergebnis ist daher festzuhalten, dass eine Kointegrationsbeziehung zwischen dem Verhältnis der Produktivitäten und der Preise nicht eindeutig nachgewiesen werden kann.

<sup>1</sup> R. F. Engle und C. W. J. Granger: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. In: *Econometrica*, 55, 1987, S. 251–276.

<sup>2</sup> S. Johansen: *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, 1995.

<sup>3</sup> A. Banerjee, J. J. Dolado und R. Mestre: Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. In: *Journal of Time Series Analysis*, 19, 1998, S. 267–283.

# Aus den Veröffentlichungen des DIW

## Beiträge zur Strukturforschung

Erscheinen seit 1967.

- Heft 172 **Situation und Perspektiven der deutschen Raumfahrtindustrie — Eine ordnungspolitische Analyse.** Von Bernhard Wieland, Talat Mahmood und Lars-Hendrick Röller, Projektleitung: Kurt Hornschild. 210 S. 1998. (3-428-09440-9). DM 142,— / öS 1.037,— / sFr 126,50.
- Heft 173 **Auswertung von Statistiken über die Vermögensverteilung in Deutschland.** Von Klaus-Dietrich Bedau. 127 S. 1998. (3-428-09481-6). DM 112,— / öS 818,— / sFr 99,50.
- Heft 174 **Effizienz von Maßnahmen zur Verbrauchseinschränkung bei Mineralölversorgungsstörungen.** Von Rainer Hopf, Jutta Kloas, Heilwig Rieke, Martin Schmied und Franz Wittke (DIW); Klaus Lindner und Dieter Merten (IE). 239 S. 1998. (3-428-09482-4). DM 156,— / öS 1.139,— / sFr 138,—.
- Heft 175 **Wirkung und Wirksamkeit der EU-Binnenmarktmaßnahmen — Evaluierung des Studienprogramms der Europäischen Kommission.** Von Christian Weise, Stefan Bach, Heike Link, Uta Möbius, Bernhard Seidel, Wolfgang Seufert und Harald Trabold. 173 S. 1998. (3-428-09579-0). DM 132,— / öS 964,— / sFr 117,50.
- Heft 176 **Zum Einfluß betrieblicher und sektoraler Differenzierung der Arbeitskosten und sonstiger Regelungen auf die Beschäftigung im Strukturwandel.** Von Bernd Görzig, Wolfgang Scheremet und Frank Stille. 315 S. 1998. (3-428-09580-4). DM 178,— / öS 1.299,— / sFr 158,—.
- Heft 177 **Zur internationalen Wettbewerbsfähigkeit der Metallhütten in der Gemeinschaft Unabhängiger Staaten (GUS).** Von Peter Eggert, Ilse Häusser, Bernd-Michael Kruse, Jochen Parchmann, Sighelm Thede und Eberhard Wettig. 341 S. 1998. (3-428-09682-7). DM 188,— / öS 1.372,— / sFr 167,50.
- Heft 178 **Die wirtschaftliche Bedeutung Berlins für den Verflechtungsraum Berlin-Brandenburg.** Von Alexander Eickelpasch und Ingo Pfeiffer. 158 S. 1998. (3-428-09745-9). DM 136,— / öS 993,— / sFr 121,—.
- Heft 179 **Deutschland im Strukturwandel — Strukturberichterstattung 1997.** Von Dietmar Edler, Bernd Görzig, Dieter Schumacher, Frank Stille (Koordination), Dieter Teichmann, Dieter Vesper und Rudolf Zwiener. 400 S. 1998. (3-428-09766-1). DM 212,— / öS 1.548,— / sFr 188,—.
- Heft 180 **Der deutsche Dienstleistungshandel im internationalen Vergleich.** Von Siegfried Schultz und Christian Weise unter Mitarbeit von Dietmar Schumacher. 151 S. 1999. (3-428-09845-5). DM 140,— / öS 1.022,— / sFr 124,—.
- Heft 181 **Der Dienstleistungssektor in Hamburg — Stand, Verflechtung, Qualifikation und Entwicklungschancen.** Von Martin Gornig, Peter Ring und Reiner Stäglin. 230 S. 1999. (3-428-09901-X). DM 156,— / öS 1.139,— / sFr 138,—.
- Heft 182 **Ökonomische Wirkungen der Städtebauförderung in Mecklenburg-Vorpommern.** Von Lorenz Blume (Universität Gh Kassel), Klaus-Peter Gaulke (DIW) und Josef Rother (GEFAK). Projektleitung: Rolf-Dieter Postlep (DIW). 108 S. 1999. (3-428-09915-X). DM 132,— / öS 964,— / sFr 117,50.
- Heft 183 **Unternehmensbezogene Dienstleistungen im Land Brandenburg — Strukturen, Defizite und Entwicklungsmöglichkeiten.** Von Kurt Geppert. 122 S. 1999. (3-428-09941-9). DM 132,— / öS 964,— / sFr 117,50.
- Heft 184 **Auswirkungen der weltweiten Konzentration in der Bergbauproduktion auf die Rohstoffversorgung der deutschen Wirtschaft.** Von Peter Eggert, Alfred Haid, Eberhard Wettig (DIW), Manfred Dahlheimer, Manfred Kruszona, Hermann Wagner (BGR). 398 S. 2000. (3-428-10273-8). DM 198,— / öS 1.145,— / sFr 176,—.
- Heft 185 **Kommunalfinanzen und kommunaler Finanzausgleich in Brandenburg.** Von Dieter Vesper. 164 S. 2000. (3-428-10274-6). DM 148,— / öS 964,— / sFr 131,—.
- Heft 186 **Aktuelle steuerliche Rahmenbedingungen für den privaten Mietwohnungsbau — Wirkungen und Alternativen.** Von Stefan Bach und Bernd Bartholmai. 127 S. 2000. (3-428-10382-3). DM 138,— / sFr 122,—.

— Einer Teilaufgabe liegt ein Prospekt des Verlages Duncker & Humblot bei —

---

Herausgeber: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Königin-Luise-Str. 5, D-14195 Berlin  
Telefon (0 30) 89 789-0 — Telefax (0 30) 89 789-200  
DIW-Internet-Homepage: <http://www.diw-berlin.de>

Präsident: Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann

Abteilungsleiterkollegium: Dr. Gustav A. Horn, Dr. Kurt Hornschild, Prof. Dr. Ulrich Kamecke (kommissarisch),  
Prof. Dr. Hans-Georg Petersen (kommissarisch), Wolfram Schrettl, Ph. D., Dr. Bernhard Seidel,  
Prof. Dr. Gert G. Wagner, Dr. Hans-Joachim Ziesing

Präsident und Abteilungsleiter sind gemeinsam für die wissenschaftliche Leitung verantwortlich  
Schriftleitung: Kurt Geppert, Jochen Schmidt, Dieter Teichmann

*Inflationsunterschiede im Euroraum: Muss die EZB ihr Stabilitätsziel revidieren?*  
Bearbeitet von Katja Rietzler und Kirsten Lommatzsch

Verlag Duncker & Humblot GmbH, Carl-Heinrich-Becker-Weg 9, D-12165 Berlin, Telefon (0 30) 7 90 00 60  
Nachdruck und sonstige Verbreitung — auch auszugsweise — nur mit Quellenangabe zulässig  
Druck: Druckerei Conrad GmbH, Oranienburger Str. 172, D-13437 Berlin  
Bezugspreis für den Jahrgang DM 210,—, vierteljährlich DM 65,—, Einzelnummer DM 15,—  
Zuzüglich Versandkosten

ISSN 0012-1304

	Arbeitslose		Offene Stellen		Auftragseingang (Volumen) <sup>2)</sup>														
					Verarbeitendes Gewerbe						Vorleistungsgüter- produzenten	Investitionsgüter- produzenten	Gebrauchsgüter- produzenten	Verbrauchsgüter- produzenten					
	Insgesamt		Inland		Ausland														
	in 1000				1995 = 100														
	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	
1999 J	4 114		443		108,9		101,3		122,5		106,1		115,1		94,4		100,3		
F	4 110	4 112	447	444	107,6	108,1	99,2	100,3	122,7	122,0	103,5	105,2	115,2	114,6	92,8	93,1	98,4	99,3	
M	4 091		452		107,9		100,6		120,9		106,0		113,5		91,9		99,2		
A	4 094		450		110,5		101,4		126,8		107,4		117,1		94,8		102,1		
M	4 110	4 101	446	449	108,0	109,9	99,3	101,1	123,8	125,8	104,7	106,6	115,0	117,0	92,5	94,9	99,6	99,9	
J	4 109		447		111,2		102,5		126,8		107,8		119,0		97,2		97,8		
J	4 102		453		112,7		102,7		130,7		110,4		119,6		96,2		100,5		
A	4 098	4 101	458	456	116,3	115,0	104,9	104,0	136,8	134,8	111,7	111,5	126,4	123,8	97,4	97,3	100,6	99,9	
S	4 097		465		116,0		104,3		136,9		112,4		125,2		98,3		98,7		
O	4 086		473		116,9		106,6		135,3		114,0		125,4		98,7		100,5		
N	4 057	4 066	480	476	118,9	117,4	106,9	106,3	140,6	137,4	116,4	115,5	127,1	125,1	100,5	99,2	102,5	100,5	
D	4 011		486		116,5		105,4		136,3		116,0		123,0		98,4		98,6		
2000 J	3 985		487		118,6		105,7		141,9		114,8		129,0		98,8		98,8		
F	3 958	3 975	490	489	122,5	121,7	109,2	107,6	146,5	147,2	119,4	117,9	132,6	132,5	102,2	101,5	101,0	100,0	
M	3 954		492		124,0		107,8		153,1		119,5		135,9		103,5		100,3		
A	3 936		503		124,6		110,0		150,9		119,5		137,6		103,2		99,1		
M	3 900	3 918	515	508	126,8	126,2	111,9	111,1	153,6	153,3	122,7	121,2	139,0	139,1	103,9	102,8	101,2	100,9	
J	3 881		520		127,0		111,2		155,5		121,5		140,7		101,3		102,3		
J	3 865		525		126,6		110,4		155,7		120,8		140,5		103,0		101,2		
A	3 846	3 855	526	526	125,4	126,2	109,8	110,2	153,5	155,0	121,1	121,1	137,3	138,9	103,8	103,3	101,1	102,0	
S	3 825		531		126,5		110,3		155,8		121,5		139,1		103,1		103,7		
O	3 804		532		128,5		110,0		161,9		121,5		143,7		104,5		102,9		
N	3 796	3 802	534	533	128,4	130,2	110,7	111,6	160,3	163,7	119,5	121,0	145,8	147,8	103,4	104,6	100,7	103,1	
D	3 787		535		133,6		114,0		169,0		122,1		153,9		105,9		105,8		
2001 J	3 794		533		129,4		111,8		160,9		121,7		145,0		105,8		103,9		
F	3 803	3 798	536	535	127,1	127,3	109,9	110,7	157,9	156,9	118,8	119,1	143,1	143,1	102,7	103,4	102,7	103,0	
M	3 810		534		125,3		110,5		151,9		116,7		141,2		101,7		102,3		
A	3 814		523		122,7		106,8		151,2		116,3		135,6		101,1		102,9		
M	3 831	3 824	508	516	125,4	123,7	106,9	105,9	158,9	155,7	116,9	116,2	141,1	137,8	102,8	102,0	103,8	103,8	
J	3 846		503		123,0		104,0		157,1		115,4		136,6		102,3		104,7		
J	3 854		495		122,1		105,3		152,3		113,9		136,2		102,3		103,9		
A	3 854		492																
S																			
O																			
N																			
D																			

<sup>1)</sup> Saisonbereinigt nach dem Berliner Verfahren (BV4). Dieses Verfahren hat die Eigenschaft, dass sich beim Hinzufügen eines neuen Wertes davor liegende saisonbereinigte Werte in der Zeitreihe auch dann ändern können, wenn deren Ursprungswert unverändert geblieben ist. Die Vierteljahreswerte wurden aus den saisonbereinigten Monatswerten errechnet. — <sup>2)</sup> Außerdem arbeitstäglich bereinigt.

## DEUTSCHLAND

noch: Ausgewählte saisonbereinigte Konjunkturindikatoren<sup>1)</sup>

	Beschäftigte im Bergbau und im verarbeitenden Gewerbe		Produktion <sup>2)</sup>										Umsätze des Einzelhandels		Außenhandel (Spezialhandel) <sup>2)</sup>			
			Verarbeitendes Gewerbe		Investitionsgüterproduzenten		Gebrauchsgüterproduzenten		Verbrauchsgüterproduzenten		Bauhauptgewerbe				Ausfuhr		Einfuhr	
	in 1000		1995 = 100										1995 = 100		Mrd. DM			
	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.
1999 J	6 407		109,9		115,8		99,6		102,7		89,1		100,2		78,7		66,8	
F	6 401	6 402	108,4	109,2	115,0	115,2	96,9	98,4	102,4	102,9	82,4	86,4	99,2	100,9	79,3	236,8	69,6	205,3
M	6 393		109,2		114,7		98,7		103,5		87,8		103,2		78,7		68,9	
A	6 372		111,3		118,6		100,0		103,4		89,8		99,4		80,9		70,1	
M	6 366	6 372	108,0	110,1	114,0	117,0	96,0	99,5	101,9	102,6	84,9	87,9	97,7	99,7	79,2	241,4	71,2	211,9
J	6 362		111,1		118,5		102,5		102,4		88,8		102,1		81,4		70,5	
J	6 356		111,0		117,3		100,1		103,5		87,7		101,8		83,3		72,2	
A	6 354	6 356	112,6	112,1	120,2	118,9	103,7	102,1	103,9	103,8	87,8	87,9	100,4	100,7	84,0	252,5	74,0	220,5
S	6 355		112,8		119,2		102,5		104,0		88,3		99,9		85,2		74,3	
O	6 353		113,3		120,9		102,3		104,6		88,2		101,9		83,1		73,4	
N	6 354	6 354	114,1	113,4	121,7	120,5	105,0	103,8	104,9	104,4	87,0	87,3	101,9	102,3	88,0	258,2	76,0	223,3
D	6 354		112,9		118,9		104,2		103,8		86,7		102,9		87,1		73,9	
2000 J	6 349		114,1		123,3		102,4		103,3		85,7		100,5		89,2		79,7	
F	6 351	6 352	116,6	115,7	126,1	125,5	106,3	104,1	104,5	104,0	90,8	87,7	104,9	102,1	90,3	273,2	78,7	242,4
M	6 355		116,5		127,0		103,5		104,2		86,5		100,9		93,7		84,0	
A	6 367		117,1		127,2		105,1		105,3		85,0		103,1		92,5		82,1	
M	6 374	6 369	120,6	118,8	132,6	129,8	110,1	106,1	106,5	106,2	88,4	85,4	106,0	103,6	96,7	286,2	86,7	255,3
J	6 378		118,5		129,5		103,0		106,8		82,9		101,7		97,0		86,5	
J	6 381		119,9		131,6		107,1		105,9		82,9		101,0		96,8		87,6	
A	6 383	6 381	119,8	120,2	131,8	132,9	105,5	106,0	106,1	106,1	84,3	83,0	104,9	103,5	98,1	294,5	88,3	266,5
S	6 381		121,0		135,4		105,5		106,3		81,8		104,5		99,6		90,6	
O	6 389		121,3		133,6		108,1		106,7		81,2		102,1		106,2		94,7	
N	6 394	6 391	121,7	122,7	135,4	136,8	105,0	106,9	106,0	106,7	83,1	83,0	103,6	102,5	102,3	313,9	95,1	288,2
D	6 398		125,2		141,2		107,4		107,4		84,8		101,9		105,3		98,4	
2001 J	6 411		123,3		138,5		110,4		106,4		79,4		106,2		104,2		92,4	
F	6 414	6 410	122,4	122,7	137,2	137,6	107,5	109,3	106,6	106,3	78,4	77,6	101,2	104,0	105,3	312,8	94,8	276,3
M	6 412		122,3		137,1		110,0		105,9		75,0		104,5		103,3		89,1	
A	6 415		119,8		133,6		107,3		104,7		73,3		104,7		105,6		94,7	
M	6 412	6 412	119,8	120,1	133,0	133,6	105,8	107,5	105,0	104,9	74,6	74,3	104,8	104,9	104,4	314,9	89,6	277,5
J	6 407		120,7		134,2		109,4		105,1		75,1		105,4		104,9		93,2	
J			118,7		132,0		106,4		104,8		75,3		105,2		105,7		91,7	
A																		
S																		
O																		
N																		
D																		

<sup>1)</sup> Saisonbereinigt nach dem Berliner Verfahren (BV4). Dieses Verfahren hat die Eigenschaft, dass sich beim Hinzufügen eines neuen Wertes davor liegende saisonbereinigte Werte in der Zeitreihe auch dann ändern können, wenn deren Ursprungswert unverändert geblieben ist. Die Vierteljahreswerte wurden aus den saisonbereinigten Monatswerten errechnet. — <sup>2)</sup> Außerdem arbeitstäglich bereinigt.

Quellen: Bundesanstalt für Arbeit; Statistisches Bundesamt.