

Fitzenberger, Bernd

**Working Paper**

## Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen und Lohnbildung in Ländern der Europäischen Union

Diskussionspapier, No. 20

**Provided in Cooperation with:**

Department of Economics, University of Konstanz

*Suggested Citation:* Fitzenberger, Bernd (1994) : Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen und Lohnbildung in Ländern der Europäischen Union, Diskussionspapier, No. 20, Universität Konstanz, Forschungsschwerpunkt Internationale Arbeitsmarktforschung, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/92432>

**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.*

Forschungsschwerpunkt  
"Internationale Arbeitsmarktforschung"

---

Center for International Labor Economics  
( CILE )

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik  
Universität Konstanz

Bernd Fitzenberger

Zentralisierungsgrad von  
Lohnverhandlungen und Lohnbildung  
in Ländern der Europäischen Union

30. JAN. 1995 Weltwirtschaft  
Kiel  
W 752 C 20) ghi br sig gla

Postfach 5560 D 139  
78434 Konstanz  
Deutschland / Germany

Diskussionspapier  
20 – 1995

# Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen und Lohnbildung in Ländern der Europäischen Union

Bernd Fitzenberger

W 752 (20)



85736

Diskussionspapier

Nr. 20

Januar 1995

# Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen und Lohnbildung in Ländern der Europäischen Union

Bernd Fitzenberger<sup>1</sup>

August 1994

Universität Konstanz

---

## Zusammenfassung

Dieser Beitrag untersucht theoretische und empirische Aspekte des Zusammenhangs zwischen dem Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen (ZGL) und der Lohnbildung. Zuerst erfolgt eine kritische Übersicht der theoretischen und empirischen Literatur, die von der bekannten Hypothese von Calmfors und Driffill ausgeht, nach der eine invers U-förmige Beziehung zwischen dem ZGL und der Lohnhöhe und damit eine U-förmige Beziehung zwischen dem ZGL und der Beschäftigungshöhe besteht. Während die meisten empirischen Arbeiten zu diesem Thema den Einfluß des ZGL auf Indikatoren der makroökonomischen Entwicklung zu messen versuchen, konzentriert sich diese Arbeit auf den Zusammenhang zwischen dem ZGL und der Lohnbildung. Als Hauptbeitrag dieser Studie werden sektorale Lohnfunktionen für sieben EU-Staaten geschätzt. Dabei werden testbare Implikationen verschiedener Lohnbildungshypothesen im Zusammenhang mit dem ZGL einer ökonometrischen Überprüfung unterzogen.

Die empirischen Ergebnisse zeigen, daß keine deutlichen Zusammenhänge zwischen dem ZGL und der Lohnbildung bestehen. Trotz der Unterschiede im ZGL, weisen die geschätzten Lohnfunktionen eine ähnliche Struktur auf, da sich die sektorale Lohnbildung über die Länder hinweg überwiegend an den gleichen aggregierten Variablen orientiert. Von Bedeutung für die sektorale Lohnbildung über alle Länder hinweg sind der reine Phillipskurveneffekt in Form eines signifikant negativen Zusammenhanges zwischen sektoralem Lohnwachstum und gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit und eine Tendenz hin zu einer festen intersektoralen Lohnstruktur bzw. einem festen Reallohn.

---

<sup>1</sup>Dieser Beitrag erscheint im Sammelband für das Seminar der Hanns-Martin-Schleyer-Stiftung zum Thema "Die europäischen Arbeitsmärkte im Systemwettbewerb", das in Jena vom 21. bis 23. Juli 1994 stattfand. Die Arbeit baut sehr stark auf der Arbeit in Fitzenberger und Franz (1994) auf. Es erfolgt ebenfalls eine empirische Analyse der sektoralen Lohnbildung, jedoch mit einem anderen, umfangreicheren Datensatz. Für wertvolle Kommentare danke ich Jörg Breitung, Michael Burda, Wolfgang Franz, Joachim Möller, Notburga Ott und Werner Smolny, sowie den Teilnehmern des Seminars der Hanns-Martin-Schleyer-Stiftung und des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren 1993. Alle Unzulänglichkeiten gehen jedoch zu meinen Lasten.

# 1 Einführung

Die 90er Jahre begannen wie die 80er Jahre für die Industrieländer mit einer tiefgreifenden Rezession in Verbindung mit einem starken Anstieg der Arbeitslosigkeit. In den 80er Jahren bildete sich in vielen Staaten eine hohe Sockelarbeitslosigkeit, die trotz des lang anhaltenden Aufschwungs während des zweiten Teils der 80er Jahre nicht verschwand. Über die Länder hinweg waren gravierende Unterschiede in der Arbeitsmarktentwicklung zu beobachten und eine umfangreiche Literatur führte die Fehlentwicklungen am Arbeitsmarkt auf ein Fehlverhalten der jeweiligen nationalen Lohnpolitik zurück.<sup>2</sup> In Reaktion auf die beiden durch die OPEC in den 70er und 80er Jahren ausgelösten Angebotsschocks war (Real-) Lohnzurückhaltung erforderlich, um einen hohen Beschäftigungsstand aufrecht zu erhalten. Der Erfolg der verschiedenen Industrieländer war dabei recht unterschiedlich.

Institutionelle Unterschiede in der Struktur der Arbeitsmärkte gehören auf der Makroebene zu den stärksten zu konstatierenden Unterschieden zwischen den Industrieländern. Unterschiede bestehen insbesondere bezüglich der Lohnbildung in Form von Lohnverhandlungen. Es war naheliegend, die unterschiedlichen Arbeitsmarktentwicklungen in den 80er Jahren auf Unterschiede in den Arbeitsmarktinstitutionen zurückzuführen. Daher ist zu untersuchen, welche institutionellen Arrangements der Lohnbildungssysteme zu besseren makroökonomischen Ergebnissen führten, und ob diese "erfolgreichen" Institutionen im Zeitablauf im Sinne eines Systemwettbewerbs, vgl. u.a. Streit (1994), durch ökonomischen oder politischen Wettbewerbsdruck stärkere Verbreitung fanden.

Bruno und Sachs (1985) und Soskice (1990) betonen den positiven Einfluß des Korporatismusgrades einer Volkswirtschaft auf das Maß an Reallohnzurückhaltung. Calmfors und Driffill (1988) stellen einen stärkeren Einfluß des Zentralisierungsgrades der Lohnverhandlungen (ZGL) auf die makroökonomische Entwicklung fest. Jedoch zeigt sich kein monotoner Zusammenhang, sondern Calmfors und Driffill finden, daß zwischen dem ZGL und der Lohnhöhe bzw. der Beschäftigung ein Zusammenhang besteht, der durch ein U bzw. ein inverses U beschrieben werden kann. M.a.W. für eine geschlossene Volkswirtschaft liefern die beiden Extreme "völlige Dezentralisierung" und "vollständige Zentralisierung" auf der makroökonomischen Ebene die stärkste (Real-) Lohnzurückhaltung bzw. den höchsten Beschäftigungsstand, während Zwischenlösungen als inferior eingestuft werden. Obwohl für die Länder der EU im Zeitablauf eine leichte Tendenz zu

<sup>2</sup> Aktuelle Beispiele von Mehr-Länder-Studien, in denen die Lohnpolitik eine prominente Rolle spielt, sind Fröhlich et al. (1994) sowie Huckemann und Van Suntum (1994). Die Analyse von Bruno und Sachs (1985) steht am Anfang umfangreicher internationaler Studien über die Frage, ob die beobachteten Löhne oberhalb der Vollbeschäftigungslöhne liegen (Lohnlücke). Nachdem sich die empirisch gemessenen Lohnlücken in der zweiten Hälfte der 80er Jahre verringerten, während die Sockelarbeitslosigkeit blieb, wurden in der Literatur sogenannte Hystereseeffekte (Humankapitalentwertung bei Arbeitslosigkeit, Insider-Outsider-Problematik), vgl. Möller (1994), und Fehlentwicklungen in der Lohnstruktur, vgl. SVR (1988), als Gründe für die weiterhin hohe Arbeitslosigkeit diskutiert. Einen Überblick der theoretischen und empirischen Literatur zur Erklärung von Arbeitslosigkeit liefert Franz (1991, Kapitel 9).

eher dezentralen Verhandlungssystemen zu beobachten ist, vgl. Fröhlich et al. (1994, S. 62), blieben insgesamt die institutionellen Unterschiede in der Lohnbildung trotz gravierender Arbeitsmarktprobleme innerhalb der EU weiterhin bestehen. Ergänzend ist jedoch anzumerken, daß möglicherweise historisch gewachsene Arbeitsmarktinstitutionen nicht auf andere Länder übertragbar sind, und daß institutionelle Unterschiede fundamental gleichlaufende ökonomische Zusammenhänge verdecken können.

Angesichts der europäischen Integration kommt funktionierenden Arbeitsmärkten ein hoher Stellenwert zu. Bei festen Wechselkursen sind Nominallöhne zugleich Reallöhne, denn es fehlt ein Wechselkursmechanismus, der Fehlentwicklungen in der nationalen Lohnpolitik korrigieren kann.<sup>3</sup> Es stellt sich die Frage, wie sich Unterschiede in den Arbeitsmarktinstitutionen innerhalb der EU bei sich verstärkender ökonomischer Integration auswirken. Einerseits sollte der insbesondere auf den Güter- und Kapitalmärkten verstärkte Wettbewerb mehr (Real-) Lohnzurückhaltung in den einzelnen Ländern induzieren, andererseits kann sich bei Gültigkeit der Calmfors-Driffill'schen U-Hypothese der relative ZGL der einzelnen Länder verändern und es bestehen möglicherweise Anreize EU-weite Tarifverhandlungen durchzuführen. Im Sinne eines Institutionenwettbewerbs könnte auch verstärkte Migration des Faktors Arbeit zu einem verstärkten Wettbewerb der Arbeitsmarktinstitutionen führen. Allerdings wird im allgemeinen die Migration innerhalb der EU dafür als zu gering erachtet, vgl. Eichengreen (1990).

Die empirische Überprüfung der Calmfors-Driffill'schen U-Hypothese erfolgte bisher hauptsächlich in Form einer Rangkorrelationsanalyse, in der eine Rangskala der Länder nach ihrem ZGL verschiedenen Indikatoren der makroökonomischen Entwicklung gegenübergestellt wurde.<sup>4</sup> Auf der Arbeit in Fitzenberger und Franz (1994) aufbauend, wird in dieser Studie zu dieser Vorgehensweise kritisch Stellung genommen, und es erfolgt als Hauptbeitrag eine empirische Analyse der Lohnbildung auf sektoraler Ebene in sieben EU-Staaten, in der versucht wird testbare Implikationen verschiedener Lohnbildungshypothesen im Zusammenhang mit dem ZGL einer ökonometrischen Überprüfung zu unterziehen. Dieser Vorgehensweise liegt die Überlegung zugrunde, daß ein Einfluß des ZGL auf die makroökonomische Entwicklung im allgemeinen und auf die Beschäftigungsentwicklung im besonderen über die Lohnbildung gehen müsste. Für die empirische Analyse wird der Datensatz "International Sectoral Database" der OECD verwendet, bei dessen Konzeption ein besonderes Augenmerk auf die Vergleichbarkeit über die Länder hinweg gelegt wurde.

Die weiteren Ausführungen sind wie folgt aufgebaut. Im Abschnitt 2 erfolgt eine kritische Bestandsaufnahme der theoretischen und empirischen Literatur zu dem Zusammenhang zwischen ZGL und Lohnbildung sowie anderen makroökonomischen Variablen. Abschnitt 3 stellt eine eigene empirische Analyse der Lohnbildung in sieben EU-Staaten vor und diskutiert deren Ergebnisse. Die Ausführungen schließen mit der Zusammenfassung in Abschnitt 4. Informationen zu den Daten

---

<sup>3</sup>Calmfors (1993a) betont die Bedeutung von Abwertungen für den beschäftigungspolitischen Erfolg in Schweden während der 80er Jahre.

<sup>4</sup>Siehe u.a. Calmfors und Driffill (1988) und Schnabel (1993).

und weitere Schätzergebnisse finden sich im Anhang.

## **2 Bestandsaufnahme neuerer Erklärungsversuche und Analysen**

Dieser Abschnitt verfolgt das Ziel, die jüngere theoretisch und empirisch orientierte Literatur zum Zusammenhang zwischen Lohnbildung und Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen (ZGL) kritisch aufzuarbeiten. Dabei ist mit dem zuletzt genannten Terminus das Ausmaß gemeint, in dem verschiedene Gewerkschaften und Arbeitgeber(-verbände) jeweils untereinander und miteinander im Prozeß der Lohnbildung kooperieren. Im Rahmen dieser Arbeit soll unter dezentralen Lohnverhandlungen, Verhandlungen für alle Arbeitnehmer in einer Firma verstanden werden. Unter einem Anstieg des ZGL wird der Zusammenschluß von Firmen in einer Industrie zum Zwecke der Lohnverhandlungen verstanden, wobei zugelassen sei, daß in der Extremform zentralisierte Verhandlungen für alle Arbeitnehmer einer Volkswirtschaft durchgeführt werden. Bei dieser Sichtweise werden andere Dimensionen des ZGL ausgeschlossen, z.B. Zusammenschlüsse von einzelnen Berufsgruppen oder von Arbeitnehmern in einer Region.<sup>5</sup> Empirisch ist in den EU-Ländern zu beobachten, daß sich die Tarifvertragsparteien zum größten Teil an der Branchenstruktur der Volkswirtschaften ausrichten.<sup>6</sup>

### **2.1 Theoretische Analyse**

Wie bereits in der Einführung erwähnt, ist die Diskussion über die Auswirkungen der Unterschiede im ZGL durch einen Beitrag von Calmfors und Driffill (1988) neu belebt worden, welcher daher einen geeigneten Ausgangspunkt für die folgende Übersicht darstellt. In einer neueren, äußerst informativen Arbeit gibt Calmfors (1993b) eine aktuelle Übersicht zum Thema.

Das Ergebnis der Überlegungen von Calmfors und Driffill besteht in der Hypothese eines Zusammenhanges zwischen Lohnhöhe und ZGL in Form eines umgekehrten U's bzw. eines U's für die Relation zwischen ZGL und Beschäftigung, d.h. die Extreme "völlige Dezentralisierung" und "völlige Zentralisierung" liefern makroökonomisch die für die Beschäftigungslage besten Resultate. Grob gesprochen liegt die Begründung für diesen Verlauf eines Zusammenhanges zunächst in den beiden folgenden gegenläufigen Effekten. Einerseits kann bei einer dezentralen Lohnbildung den firmenspezifischen Erfordernissen z.B. im Hinblick auf die Produktivitätsentwicklung stärker Rechnung getragen werden. Lohnerhöhungen sind nur in eingeschränktem Umfang möglich, wenn sich die Firma auf dem Absatzmarkt starkem Konkurrenzdruck ausgeliefert sieht. Mit zunehmendem Zentralisierungsgrad schwindet dieser Vorteil, weil die Gewerkschaften nun für mehrere oder sämtliche Unternehmen eines Industriezweiges Lohnerhöhungen durchsetzen

<sup>5</sup>Siehe hierzu Calmfors (1993b, Abschnitt IV.).

<sup>6</sup>Siehe beispielsweise die Übersicht in Fröhlich et al (1994), S. 59.

können, so daß die erwähnte Wettbewerbseinbuße der Firma entfällt. Mit zunehmendem ZGL kontrolliert die Gewerkschaft überdies in größerem Umfang das für die Firmen relevante Arbeitsangebot. Im Ergebnis läßt dies einen positiven (negativen) Zusammenhang zwischen ZGL und Lohnhöhe (Beschäftigung) vermuten.

Der gegenläufige Effekt entspringt der Überlegung, daß bei sehr dezentralen Lohnverhandlungen die Gewerkschaften davon ausgehen können, daß Nominalloohnerhöhungen gleich hohe Reallohnzuwächse bedeuten, weil die Auswirkungen der eigenen Lohnerhöhung auf das aggregierte Konsumgüterpreisniveau vernachlässigbar gering sind, so daß sich Lohnerhöhungen nahezu vollständig in Steigerungen des Konsumlohns niederschlagen. Bei zunehmendem ZGL hingegen vergegenwärtigen Gewerkschaften eher die mit der Teuerung einhergehenden Reallohn-einbußen, so daß sie nunmehr in größerem Umfang die Inflationwirkungen von Lohnerhöhungen einkalkulieren und zu niedrigeren Lohnabschlüssen tendieren. Von daher gesehen, könnte auf einen eher negativen (positiven) Zusammenhang zwischen ZGL und Lohnhöhe (Beschäftigung) geschlossen werden.

Calmfors und Driffill (1988) beobachten empirisch einen Zusammenhang in Form eines umgekehrten U's zwischen ZGL und Veränderung der Arbeitslosigkeit für die OECD-Länder infolge des ersten Ölpreisschocks. Sie leiten diesen Zusammenhang im Rahmen eines stilisierten Modells ab. Die Analyse geht von einer Volkswirtschaft mit einer verschachtelten Güterstruktur aus. Die Autoren unterstellen je nach Aggregationsniveau unterschiedliche Substitutionselastizitäten in der Nachfrage nach den einzelnen Gütern bzw. Gütergruppen. Auf der untersten Aggregationsebene der Güterstruktur befinden sich Produkte mit einer vergleichsweise hohen Substitutionselastizität (z.B. Butter und Margarine). Bei zunehmender Aggregation zu Gütergruppen (z.B. Brotaufstrich und Brot, Milcherzeugnisse und Backwaren, Nahrungsmittel und Bekleidung, Konsum- und Investitionsgüter) nimmt die Substitutionselastizität (absolut betrachtet) ab.

Der Zusammenschluß von Einzelgewerkschaften erfolgt in dem Modell auf der jeweils nächsthöheren Aggregationsstufe der Güter. Dabei kommen zwei gegenläufige Effekte zum Tragen. Lohnerhöhungen in einem Produktionsbereich führen bei Kooperation der Gewerkschaften, d.h. einem höheren ZGL, auch zu Lohnerhöhungen im Konkurrenzbereich. Somit verringert sich die Substitution hin zu anderen Gütern gegenüber dem Fall, in dem nur die Löhne in den betreffenden Produktionsbereich erhöht werden. Jedoch steigen bei Kooperation der Gewerkschaften auch die Preise für andere Güter, so daß Nominalloohnerhöhungen weniger starke Realloohnerhöhungen bedeuten. Aufgrund der Annahmen über die Substitutionselastizitäten dominiert der lohnsteigernd wirkende Substitutionseffekt bei einem niedrigem ZGL und der lohndämpfend wirkende Preiseffekt bei einem hohen ZGL. Dieses Ergebnis wird von Calmfors und Driffill im Rahmen ihres Modells für bestimmte ("realistische") Parameterkonstellationen abgeleitet und impliziert den U-förmigen Verlauf zwischen ZGL und Beschäftigungshöhe.

Calmfors und Driffill (1988) behandeln unter anderem den Fall einer Monopolverwerkschaft, der dadurch gekennzeichnet ist, daß die Gewerkschaft einseitig den Lohn festsetzt und die Firmen daraufhin über die Höhe der Beschäftigung entscheiden, wobei diese invers vom Produktlohn (d.h. Nominallohn deflationiert mit



dem Produktpreis) abhängt. Die Zielfunktion der Gewerkschaften eines Sektors lautet:

$$U_i = L_i \cdot v(W_i/P) + (\bar{L}_i - L_i) \cdot \bar{v} \quad (1)$$

mit  $U_i$  : Nutzen der Gewerkschaft  $i$   
 $L_i$  : Beschäftigung im Sektor  $i$   
 $v^i(\cdot)$  : Nutzen eines Beschäftigten im Sektor  $i$   
 $W_i$  : Nominallohn im Sektor  $i$   
 $P$  : Konsumentenpreisindex  
 $\bar{L}_i$  : Arbeitsanbieter, die in der Gewerkschaft  $i$  organisiert sind  
 $\bar{v}$  : Nutzen aus dem Erhalt von Arbeitslosenunterstützung

Wenn jede Gewerkschaft unabhängig agiert, maximiert sie die Zielfunktion (1) bei gegebenen Nominallöhnen in allen anderen Sektoren. Das Modell unterstellt Gleichgewicht zwischen Angebot und Nachfrage auf allen Gütermärkten. Lohnerhöhungen in einem Sektor führen unmittelbar zu einer Angebotsverschiebung und damit einer Preiserhöhung in diesem Sektor. Mittelbar erfolgen Nachfragerreaktionen über Verschiebungen der Nachfrage nach den in anderen Sektoren angebotenen Gütern, welche auch dort zu Preisveränderungen führen. Die Monopolgewerkschaft berücksichtigt diese Gleichgewichtseffekte auf den Konsumentenpreisindex  $P = P(W_i)$  bei der Lohnsetzung. Man erhält als notwendige Bedingung für das Nutzenmaximum der Gewerkschaft:

$$\frac{\partial U^i}{\partial W_i} = (v^i - \bar{v}) \cdot \frac{\partial L_i}{\partial W_i} + L_i \cdot \frac{\partial v^i}{\partial W_i} = 0 \quad (2)$$

Kooperierende Gewerkschaften maximieren in diesem Modell die ungewichtete Summe der Nutzen der einzelnen Gewerkschaften. Für den Fall zweier Gewerkschaften  $i$  und  $j$ , wählt die Gewerkschaft den Lohn, welcher der notwendigen Bedingung:

$$\frac{\partial U^i}{\partial W_i} + \frac{\partial U^j}{\partial W_i} = 0 \quad (3)$$

gehört, wobei

$$\frac{\partial U^j}{\partial W_i} = (v^j - \bar{v}) \cdot \frac{\partial L_j}{\partial W_i} + L_j \cdot \frac{\partial v^j}{\partial W_i} \quad (4)$$

gilt. Entsprechendes gilt für die Gewerkschaft  $j$ . Das Vorzeichen von  $\partial U^j / \partial W_i$  bei Nichtkooperation bestimmt, ob die Kooperation der Monopolgewerkschaften zu höheren bzw. niedrigeren Löhnen führt. Gilt  $\partial U^j / \partial W_i > (<) 0$ , so ist mit höheren (niedrigeren) Löhnen zu rechnen. Die oben erwähnten Substitutionselastizitäten der Nachfrage beeinflussen das Vorzeichen von  $\partial U^j / \partial W_i$ . Ein positives Vorzeichen erfordert beispielsweise, daß der erste Term in Gleichung (4), der positive Kreuzbeschäftigungseffekt, größer ist als der zweite Term, der negative Kreuzkommenseffekt. Der Kreuzbeschäftigungseffekt hängt davon ab, wie enge Substitute die Güter  $i$  und  $j$  sind. In je höherem Maße das der Fall ist, umso mehr steigt die Nachfrage nach Gut  $j$  und damit die Arbeitsnachfrage in diesem Sektor bei einer

Lohnerhöhung in Sektor  $i$ . Der Kreuzeinkommenseffekt hängt von den Substitutionsbeziehungen von allen Gütern zum Gut  $i$  und den jeweiligen Budgetanteilen ab. Die von der Lohnerhöhung in Sektor  $i$  induzierten generellen Preiserhöhungen in allen Sektoren führen zu einer Erhöhung des Konsumentenpreisindex, die den Gewerkschaftsnutzen reduziert.

Die Kooperation von Gewerkschaften führt zu einer Internalisierung der externen Effekte von Lohnverhandlungen. Neben dem direkten Kreuzbeschäftigungseffekt in der obigen Darstellung, fällt der Kreuzeinkommenseffekt als "Consumer-Price-Externality" in die umfangreiche Liste der von Calmfors (1993b, S. 6-7) identifizierten Externalitäten von Lohnerhöhungen. Um nur einige weitere Beispiele zu nennen, auf der Liste erscheinen auch die "Input-Price-Externality", Lohnerhöhungen in einer Firma, die ein Input-Gut einer zweiten Firma produziert, führen zur Verteuerung dieses Inputgutes, die "Fiscal Externality", alle Arbeitnehmer müssen die fiskalischen Kosten der Arbeitslosigkeit tragen, die durch Lohnerhöhungen in einem Bereich der Volkswirtschaft verursacht wurde, und die direkte "Unemployment Externality", nach der die durch höhere Löhne in einem Bereich verursachte Arbeitslosigkeit, die Beschäftigungschancen aller Arbeitslosen mindert. Calmfors hält es für möglich, daß die drei zuletzt genannten Externalitäten bei höherem ZGL durch höhere Reallohnzurückhaltung stärker internalisiert werden.

Während vor 1973 die makroökonomische Entwicklung in den OECD-Ländern wenige Unterschiede aufwies und insbesondere die Arbeitslosigkeit relativ niedrig war, änderte sich das Bild infolge des ersten OPEC-Schocks. Das einfache Calmfors-Driffill-Modell kann die unterschiedliche makroökonomische Entwicklung nach 1973 erklären. Da sich in den 70er Jahren die ZGL's in verschiedenen Ländern wenig änderten, läßt sich in diesem Rahmen jedoch nicht begründen, warum vor 1973 keine großen Unterschiede zwischen den Ländern bestanden. Das Modell kann durch die Berücksichtigung weiterer Aspekte modifiziert werden. Rowthorn (1992) läßt explizit die Möglichkeit unterschiedlicher Zentralisierungsgrade in verschiedenen Bereichen der Volkswirtschaft zu (asymmetrische Verhandlungsstruktur). Bei diesem Ansatz gehen in die Zielfunktion der einzelnen Monopolgewerkschaften die Nutzen der übrigen Gewerkschaften mit einem Gewichtungsfaktor ein, welcher eine weitere Form des kooperativen Verhaltens reflektiert. Bei starker Gewichtung des Nutzens anderer Gewerkschaften zeigt Rowthorn, daß alle ZGL fast zum gleichen Makroergebnis führen. Die unterschiedliche Entwicklung nach 1973 innerhalb verschiedener OECD-Länder ließe sich demnach konsistent im Rahmen dieses Modells durch eine Veränderung des Gewichtungsparameters in der gewerkschaftlichen Zielfunktion hin zu weniger kooperativem Verhalten nach dem ersten Ölpreisschock erklären.

Angesichts der Tatsache, daß Lohnverhandlungen in der EU trotz sich im Zeitablauf verstärkender wirtschaftlicher Integration bisher nur national erfolgen, bedarf die bisherige Analyse des ZGL einiger Ergänzungen. Die oben diskutierten verschiedenen Externalitäten der Lohnbildung sind auch im internationalen Zusammenhang von Bedeutung. Eine gelungene theoretische Modellierung von Aspekten der Interaktion zwischen europäischer Integration und dem ZGL er-

folgt in zwei neueren Arbeiten von Driffill und van der Ploeg (1992) und (1993). Ausgehend von einem Zwei-Ländermodell mit Monopolgewerkschaften gehen die Autoren den Fragen nach, wie sich bei zunehmender Liberalisierung des internationalen Handels die Lohnniveaus je nach ZGL verändern und ob sich für nationale Gewerkschaften ein Anreiz ergibt, mit ausländischen Gewerkschaften zu kooperieren. In Driffill und van der Ploeg (1993) unterscheiden die Autoren drei Varianten eines ZGL: dezentrale nationale Gewerkschaften, welche den Konsumpreisindex als Datum betrachten; zentralisierte nationale Gewerkschaften, welche die Konsumentenpreis- und Wechselkurseffekte im eigenen Land als Resultat ihrer Lohnpolitik internalisieren; internationale Gewerkschaften, die zentralisiert sind, mit ausländischen Gewerkschaften kooperieren und Wirkungen einer nationalen Lohnerhöhung sowohl auf das eigene, wie auch auf das ausländische Konsumentenpreisniveau berücksichtigen. Außenwirtschaftliches Gleichgewicht stellt sich durch einen flexiblen Wechselkurs ein. Auch in diesem Modellrahmen ergibt sich ein nunmehr internationaler Zusammenhang in Form eines U's zwischen ZGL und Lohnhöhe, wobei die internationale Gewerkschaft und die dezentrale Gewerkschaft dieselbe Lohnhöhe aushandeln, während die nationale zentralisierte Gewerkschaft das höhere Lohnniveau aufweist. Lohnerhöhungen üben einen negativen Effekt auf den inländischen Konsumentenpreisindex aus,<sup>7</sup> den die zentralisierte Gewerkschaft bei ihrem Verhalten berücksichtigt. Dezentrale Gewerkschaften setzen die Konsumlöhne nur in Abhängigkeit der Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage. Internationale Gewerkschaften berücksichtigen die Rückwirkungen auf das inländische und das ausländische Konsumentenpreisniveau. Im symmetrischen Gleichgewicht heben sich jedoch die beiden Effekte gerade auf.

Eine allgemeine Reduktion von Importzöllen senkt das Konsumentenpreisniveau, erhöht die Nachfrage nach ausländischen Produkten, während die nach heimischen Gütern sinkt.<sup>8</sup> Dies führt zur Abwertung der inländischen Währung, wodurch das ursprüngliche Absinken des Konsumentenpreisindex abgeschwächt wird. Dezentrale und internationale Gewerkschaften sehen im Modell keinen Anlaß, den Konsumlohn zu ändern, d.h. die Beschäftigung steigt aufgrund der Verringerung des Produktlohnes. Durch allgemeine Zollsenkungen erhöht sich für zentralisierte nationale Gewerkschaften die Elastizität des Konsumentenpreisindex auf Änderungen des Lohnniveaus und somit wächst der Lohnunterschied zwischen zentralisierten nationalen Gewerkschaften und den beiden anderen Gewerkschaftstypen. Allerdings steigt auch der Anreiz zu internationaler Kooperation.

Das bemerkenswerte Ergebnis, daß Zollsenkungen zu höheren Löhnen bei zentralisierten nationalen Gewerkschaften führt, relativiert sich jedoch, da das Modell keine unvollständige Konkurrenz bzw. Spezialisierung auf unvollkommen substitu-

---

<sup>7</sup>Dieser Effekt kommt durch den Wechselkurseffekt von Lohnerhöhungen zustande, wobei zu berücksichtigen ist, daß zur Berechnung des Konsumentenpreisindex das inländische Gut als Numéraire verwendet wird. Eine Erhöhung des inländischen Produktlohnes führt zu einer Güterangebotsreaktion im Inland und wegen der Gleichgewichtsannahmen im Modell erfolgt eine Aufwertung der inländischen Währung. Daher sinkt der inländische Konsumentenpreisindex.

<sup>8</sup>Zölle repräsentieren in diesem Modell jede Art von Wettbewerbsbeschränkungen.

ierbare Güter kennt, wodurch die Monopolmacht der Gewerkschaften unabhängig von der Intensität des internationalen Wettbewerbes ist. Diese wichtigen Aspekte werden in der zweiten Arbeit von Driffill und van der Ploeg berücksichtigt.

In der 1992 erschienenen Arbeit analysieren die Autoren die Rückwirkungen von Zollsenkungen in einem Modell mit unvollständiger Konkurrenz auf den Märkten für differenzierte Güter. Deren Produktion weist steigende Skalenerträge auf. Daneben existiert ein auf dem Güter- und Arbeitsmarkt kompetitiver Sektor, der ein homogenes Gut mit konstanten Skalenerträgen produziert und überschüssige Arbeitskräfte absorbiert. Mit den differenzierten Gütern findet internationaler (intra-sektoraler) Handel statt. Nur in diesem Sektor setzen Monopolgewerkschaften die Löhne.

Analog zu Driffill und van der Ploeg (1993) erfolgt die Analyse der gewerkschaftlichen Lohnsetzung im Sektor der differenzierten Güter für die drei Organisationsstrukturen: Dezentrale, auf der Firmenebene agierende Gewerkschaften, zentralisierte; nationale (Industrie-) Gewerkschaften, und international agierende Gewerkschaften. Das Modell wird für verschiedene plausible Modellparameter und unterschiedliche Zollsätze simuliert. Dabei ergeben sich folgende Ergebnisse: Internationale Gewerkschaften setzen höhere Löhne als dezentrale Gewerkschaften. Die Lohnhöhe, die internationale und dezentrale Gewerkschaften setzen, reagiert kaum auf Änderungen der Zollsätze, und nationale zentralisierte Gewerkschaften setzen wesentlich höhere Löhne bei hohen Zöllen, d.h. Zölle schützen die Arbeiter im Gewerkschaftssektor auf Kosten der Arbeiter im kompetitiven Sektor. Bei niedrigen Zöllen und der Berücksichtigung des Markteintrittes/-austrittes von Firmen setzen nationale zentralisierte Gewerkschaften niedrigere Löhne als dezentrale Gewerkschaften. Bei gegebenem Lohnniveau sind die Wohlfahrtsgewinne aus dem Abbau von Handelsbarrieren sehr gering. Sie beruhen zum größten Teil auf den Lohnanpassungen bei nationalen Gewerkschaften. Es besteht ein Anreiz zu internationaler Kooperation der Gewerkschaften. Schließlich ergibt sich keine notwendigerweise U-förmige Beziehung zwischen ZGL und Beschäftigung wie im vorherigen Modell.

Im Gegensatz zu Driffill und van der Ploeg (1993) bestätigt sich in der 1992 erschienenen Arbeit nicht die aus der Analyse von Calmfors und Driffill resultierende mögliche "Befürchtung", daß sich bei geringer werdenden Handelsbarrieren der ZGL bei zentralisierten nationalen Lohnverhandlungssystemen "ungünstig entwickelt". Nationale Gewerkschaften erfahren eine "größere Disziplinierung" durch den erhöhten Konkurrenzdruck. Positiv bleibt an diesem Ansatz festzuhalten, daß Gewerkschaftsverhalten und Integration von Gütermärkten realistischer als in den vorhergehenden Arbeiten analysiert werden. Als ein gravierender Mangel ist jedoch zu konstatieren, daß es aufgrund der Existenz eines kompetitiven Sektors keine Arbeitslosigkeit in der Modellökonomie gibt.

## 2.2 Empirische Analyse

Essentiell für eine direkte empirische Überprüfung der vorgestellten Hypothesen erscheint die Messung des ZGL. Soweit überhaupt eine empirische Analyse vor-

genommen wird, beschränkt sich die Quantifizierung des ZGL hauptsächlich auf eine Rangordnung von Ländern nach ihrem (vermuteten) ZGL. Kriterium ist dabei das Ausmaß der Kooperation innerhalb der Gewerkschaften bzw. Arbeitgeberverbände bei den Lohnverhandlungen, wobei den institutionellen Besonderheiten einzelner Länder durch subjektive, wenn auch nicht unplausible Bewertungen Rechnung getragen wird. Im Ergebnis rangieren bei Calmfors und Driffill (1988) Österreich und die skandinavischen Länder an der Spitze des ZGL, während die Schweiz, die USA und Kanada die Schlußlichter bilden. Deutschland führt das Mittelfeld an.

Angesichts der Tatsache, daß es die Autoren bei einer zeitinvarianten Rangordnung belassen, scheidet eine reine Zeitreihenanalyse für ein Land unter Verwendung einer solchen Rangordnung aus. Bestenfalls ist an eine kombinierte Zeitreihen-Querschnitts-Analyse zu denken. Calmfors und Driffill (1988, Abschnitt 3.2) stellen einige Indikatoren der makroökonomischen Entwicklung der OECD-Länder verschiedenen Rangskalen nach dem ZGL gegenüber und bestätigen hiermit ihre Hypothese einer U-förmigen Verlaufs für die Indikatoren Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, und zwar sowohl für Durchschnitte von 1974 bis 1985, wie auch für Veränderungsraten der Durchschnitte von 1974 bis 1985 bezogen auf Durchschnitte von 1963 bis 1973. Zur Überprüfung des U-förmigen Verlaufes wird eine Rangskala verwendet, nach der das am stärksten dezentrale und das am stärksten zentralisierte Land ganz vorne stehen, dann folgen das zweitstärksten dezentrale und das zweitstärkste zentralisierte Land usw., so daß die Länder nach ihrem Abstand von den Extremen aufgereiht werden.

Ausgehend von der Überlegung das die Lohnbildung den Transmissionsmechanismus der ZGL auf die allgemeine makroökonomische Entwicklung bildet, stellen Fröhlich et al. (1993, S. 63) eine Rangordnung des ZGL dem Reallohnwachstum von 1960 bis 1992 in verschiedenen OECD-Ländern gegenüber. Dabei zeigt sich kein erkennbarer positiver oder negativer Zusammenhang. Ähnlich der Vorgehensweise von Calmfors und Driffill (1988) werden in der Studie von Schnabel (1993) die Auswirkungen von Korporatismus<sup>9</sup> und ZGL auf eine umfangreiche Zahl von makroökonomischen Indikatoren in einer Rangkorrelationsanalyse untersucht. Auch hier finden sich keine signifikanten Zusammenhänge der verschiedenen Rangordnungen mit dem Nominal- und dem Reallohnwachstum.

Alle Untersuchungen, die Rangordnungen von Ländern verschiedenen Maßen der makroökonomischen Entwicklung gegenüber stellen, leiden unter verschiedenen methodischen Problemen. Erstens, basieren die gewählten Rangordnungen auf zum Teil subjektiven Eingruppierungen der Länder, wie die Autoren meist selbst betonen. Zweitens, eine Rangkorrelationsanalyse ermöglicht nur eine Querschnittsanalyse, in der die Zeitreiheninformation in den Daten verloren geht. Dies führt zu einer äußerst geringen Zahl an Beobachtungen, die eine solche nichtparametrische Analyse zusätzlich in Frage stellt. Drittens, eine reine Rangkorrelationsanalyse beschränkt sich darauf einen monokausalen Zusammenhang zu finden, ohne eine

<sup>9</sup>Hierbei wird der Korporationsindex nach Bruno und Sachs (1985) verwendet. Bruno und Sachs argumentieren, daß korporatistische Ökonomien größere Lohnzurückhaltung und damit geringere Arbeitslosigkeit aufweisen.

explizite Analyse der wichtigsten sonstigen Erklärungsfaktoren der Entwicklung eines bestimmten makroökonomischen Maßes zu versuchen. In der Sprache der Ökonometrie liegt hier das potentielle Problem eines "Omitted-Variables-Bias" vor. Viertens, eine Rangskala der ZGL reduziert die institutionellen Unterschiede in der Lohnbildung zwischen verschiedenen Ländern auf eine eindimensionale Skala. Die Problematik einer solchen Vorgehensweise wird schon von Calmfors und Driffill (1988) selbst diskutiert, z.B. finden sich die beiden Länder Schweiz und Österreich gerade auf entgegengesetzten Extremen der Rangskala des ZGL. Beide weisen jedoch einen vergleichsweise starken korporatistischen Charakter auf. Zudem ist die Lohn dispersion in Österreich sehr hoch. Es ist auch davor zu warnen, die institutionellen Arrangements mit den faktischen Abläufen gleich zu setzen. Z.B. weist Deutschland einen mittleren Zentralisierungsgrad auf, aber einerseits werden oft sogenannte Pilotabschlüsse einer Branche und Region in anderen Bereichen übernommen,<sup>10</sup> und andererseits besteht durch die Lohnspanne zwischen Tarif- und Effektivlohn ein Mechanismus der eine dezentrale Einflußnahme oberhalb der durch die Tarifverträge gegebenen Mindestlöhne ermöglicht.

In Ergänzung bzw. als Ersatz für eine Rangskala verwenden Rowthorn (1992) und Freeman (1988) die Lohn dispersion als Indikator für den ZGL (bzw. den Korporatismusgrad) der verschiedenen Länder. Rowthorn findet sowohl eine hohe Korrelation zwischen der Lohn dispersion und der von Calmfors und Driffill aufgestellten Rangskala, wie auch einen U-förmigen Zusammenhang zwischen dieser Rangskala und der Beschäftigungsentwicklung für die Jahre 1973 und 1985 für verschiedene OECD-Staaten. In einer Regression mit der Beschäftigung als erklärter Variable ergibt sich nach Berücksichtigung der Rangskala jedoch kein robuster zusätzlicher Effekt der Lohn dispersion. Neben der oben genannten empirischen Analyse auf Basis einer Rangskala, erscheint die Verwendung in einer kardinalen Regressionsanalyse zusätzlich problematisch. Zu einer etwas zurückhaltenderen Einschätzung gelangt Freeman. Als Hauptresultat seiner empirischen Studie ergibt sich eine U-förmige Beziehung direkt zwischen der Lohn dispersion und dem Beschäftigungsgrad, jedoch ist diese Relation weniger ausgeprägt für den Zusammenhang zwischen Lohn dispersion und Lohnhöhe.

Calmfors und Driffill (1988), Rowthorn (1992) und Driffill und van der Ploeg (1993) wählen einen anderen Weg, indem sie ein einfaches makroökonomisches Modell kalibrieren. Im Rahmen der im Abschnitt 2.1 diskutierten Modelle lassen sich Parameterkonstellationen finden, in denen sich der diskutierte U-förmige Verlauf ableiten läßt. Entscheidend für das Resultat ist die Bedingung, daß die Substitutionselastizitäten der Nachfrage zwischen Gütern auf höherer Aggregationsstufe geringer werden. Diese Vorgehensweise liefert ein konsistentes Szenario, im Rahmen dessen sich die U-form ableiten läßt und liefert somit eine stärkere theoretische Fundierung der Hypothese, da versucht wird mit "realistischen Parametern" zu arbeiten. Hierdurch läßt sich jedoch die schwierige empirische Überprüfung nicht völlig ersetzen.

---

<sup>10</sup>Vgl. beispielsweise Meyer (1990).

### 3 Schätzung sektoraler Lohnfunktionen

Angesichts der im vorigen Abschnitt aufgezeigten empirischen Probleme, die mit der Untersuchung des Zusammenhanges zwischen ZGL und Lohnbildung sowie Beschäftigung in Form von Rangkorrelationsanalysen verbunden sind, wird hier eine im Anspruch wesentlich bescheidenere Strategie gewählt, indem mit Hilfe ökonometrisch geschätzter sektoraler Lohnfunktionen für verschiedene Länder untersucht wird, ob und wie sich dabei Unterschiede im ZGL auswirken. Der Einfluß des ZGL auf die Lohnbildung stellt den Transmissionsmechanismus des ZGL auf andere makroökonomische Variablen dar. Die empirische Analyse überprüft somit, ob sich angesichts der deutlichen Unterschiede der Arbeitsmarktinstitutionen in den verschiedenen Ländern Unterschiede in der Lohnbildung messen lassen. Die Schätzergebnisse erlauben das Ausmaß der Unterschiede in der Lohnbildung in den verschiedenen EU-Ländern zu charakterisieren und somit die Relevanz der Unterschiede im ZGL abzuschätzen. Um das wesentliche Ergebnis vorwegzunehmen, die Lohnbildung weist über die Länder hinweg große Gemeinsamkeiten auf und sektorale Einflüsse spielen nur eine untergeordnete Rolle für die Lohnbildung.

Die Vorgehensweise in diesem Abschnitt entspricht im wesentlichen dem Ansatz in Fitzenberger und Franz (1994), allerdings werden andere sektorale Daten verwendet.<sup>11</sup> Die Lohnbildung wird für sieben EU-Staaten empirisch untersucht. Für eine adäquate statistische Inferenz wird ein Block-Bootstrap-Verfahren verwendet.

Abschnitt 3.1 beschreibt die Spezifikation der Lohngleichung und die verwendeten Daten und stellt eine Schätz- und Teststrategie für die Analyse vor. In Abschnitt 3.2 werden die Schätzergebnisse ausgewiesen und diskutiert.

#### 3.1 Empirische Spezifikation und Schätzstrategie

In diesem Abschnitt wird die gewählte Spezifikation der Lohngleichung erläutert. Eine kurze Beschreibung der verwendeten Daten schließt sich an. Schließlich wird eine der durchgeführten Längs-Querschnittsanalyse angepasste Schätz- bzw. Teststrategie vorgestellt, die ein Block-Bootstrap-Verfahren verwendet.

Aufbauend auf Franz und Gordon (1993) sowie Franz und Smolny (1993) wird in der empirische Analyse die folgende Lohngleichung für einen Sektor  $i$  in einem Land geschätzt. Die Wachstumsrate der Entlohnung eines Beschäftigten im Jahr  $t$  und Sektor  $i$  wird erklärt als

$$\begin{aligned} \Delta w_{i,t} = & \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}\Delta w_{i,t-1} + \alpha_{i,2}UR_{t-1} + \alpha_{i,3}\Delta UR_t + \alpha_{i,4}l_{i,t-1} \\ & + \alpha_{i,5}\Delta p_{i,t-1} + \alpha_{i,6}\Delta pc_{i,t-1} + \alpha_{i,7}\Delta pgdp_{t-1} + \alpha_{i,8}\Delta\theta_{i,t-1} + \alpha_{i,9}\Delta\theta_{t-1} \\ & + \alpha_{i,10}(w_i - p_i)_{t-1} + \alpha_{i,11}\theta_{i,t-1} + \alpha_{i,12}(w_i - p)_{t-1} + \alpha_{i,13}\theta_{t-1} \\ & + \alpha_{i,14}(w_i - w)_{t-1} + \alpha_{i,15}(w_i - pgdp)_{t-1} + \alpha_{i,16}(w_i - pc)_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

<sup>11</sup>In Fitzenberger und Franz (1994) werden Lohnfunktionen auf Basis von sektoralen Daten aus der Eurostat und der Unido geschätzt, wobei die beiden Datenquellen verknüpft werden mußten. In dieser Arbeit stammen alle sektoralen Daten aus der "International Sectoral Database" der OECD.

$$+ \alpha_{i,17}Dum_{70} + \alpha_{i,18}Dum_{Mitte-Links} + u_{i,t}$$

wobei	$w_{i,t}$	Lohn in Sektor i
	$p_{i,t}$	Erzeugerpreis in Sektor i
	$p_t$	(Aggregierter) Erzeugerpreis für alle Industrien ("Total Industries")
	$pc_t$	Konsumentenpreisindex
	$pgdp_t$	BIP-Deflator
	$w_t$	(Aggregierter) Lohn für alle Industrien ("Total Industries")
	$\theta_{i,t}$	Arbeitsproduktivität in Sektor i
	$\theta_t$	(Aggregierte) Arbeitsproduktivität für alle Industrien ("Total Industries")
	$l_{i,t}$	Beschäftigung in Sektor i
	$UR_t$	Arbeitslosenquote
	$Dum_{70}$	Dummy für 1970
	$Dum_{Mitte-Links}$	Dummy für eine Mitte-Links-Regierung
	$u_{i,t}$	Störterm

Für die genaue Definition der Variablen sei auf den Anhang verwiesen. Alle Bezeichnungen in Kleinbuchstaben stehen für die Logarithmen der betreffenden Variablen.

Gleichung 5 ist als Fehler-Korrekturmodell spezifiziert. Die kurzfristige Lohn-dynamik wird dabei sowohl durch die kurzfristige Dynamik einiger erklärender Variablen wie auch durch die Anpassung an eine Langfristbeziehung (Fehlerkorrekturterm) erklärt. Wie in Franz und Gordon (1993) sowie Franz und Smolny (1993) beschrieben, ermöglicht die empirische Spezifikation verschiedene Hypothesen über die Lohnbildung zu testen.<sup>12</sup> Im folgenden werden die einzelnen Einflußfaktoren in Gleichung 5 diskutiert, wobei nicht alle Variablen in einer Gleichung gleichzeitig auftreten müssen.

Ausgangspunkt der Analyse ist ein reines Phillipskurvenmodell, in dem das Niveau der Arbeitslosenquote in der Vorperiode,  $UR_{t-1}$ , bzw. deren Abweichung von der sogenannten "natürlichen" Arbeitslosenquote, das Lohnwachstum negativ beeinflusst. Im weiteren wirken die sektorale Outputpreissteigerung,  $\Delta p_{i,t-1}$ , und die Produktivitätssteigerung,  $\Delta \theta_{i,t-1}$ , positiv auf das Lohnwachstum. In der Schätzung wird für den kurzfristigen Preiseffekt, d.h. für den Einfluß von  $\Delta p_{i,t-1}$ , ein Koeffizient von eins nicht von vornherein unterstellt, sondern als testbare Hypothese offen gelassen. Berücksichtigt man ferner, daß Langzeitarbeitslose möglicherweise keinen oder einen geringeren Effekt auf das Lohnwachstum haben, sei es weil ihr Humankapital sich auf Grund der Dauer der Arbeitslosigkeit entwertet oder sei es weil sie als Outsider keinen Einfluß auf die Lohnsetzung der Arbeitsplatzbesitzer (Insider) haben, und damit zur Hysterese bzw. Persistenz von Arbeitslosigkeit beitragen, dann kann die Veränderungsrate der Arbeitslosenquote,

<sup>12</sup>In Gleichung 5 werden nur verzögerte Preisvariablen als Regressoren verwendet. Bei gleichzeitigen Lohn- und Preisveränderungen bleibt ökonomisch unklar, welche Variable kausal ist. Vgl. Franz und Gordon (1993, S. 12) und Franz und Smolny (1993, S.14).



$\Delta UR_t$ , für das Lohnwachstum von Bedeutung sein. Bezüglich des Einflusses von  $UR_{t-1}$  und  $\Delta UR_t$  können drei Fälle unterschieden werden:

- nur  $\Delta UR_t$  zeigt einen signifikanten Einfluß (Hysteresis),
- sowohl das Niveau  $UR_{t-1}$  als auch die Veränderungsrate der Arbeitslosenquote  $\Delta UR_t$  sind von Bedeutung (Persistenz),
- nur das Niveau  $UR_{t-1}$  der Arbeitslosenquote zeigt einen signifikanten Einfluß (reines Phillipskurvenmodell).

Kurzfristig können für die Lohnentwicklung im Sektor  $i$  auch die Entwicklung des Konsumentenpreisindex,  $\Delta pc_{t-1}$ , oder des BIP-Deflators,  $\Delta pgdp_{t-1}$ , eine Rolle spielen. Während in Lohnverhandlungen für die Arbeitgeber der Produktlohn von Bedeutung ist, spielt für Gewerkschaften der Konsumlohn ihrer Mitglieder die entscheidende Rolle. Inwieweit Gewerkschaften zwischen einer Importpreiserhöhung und einer inländischen Preiserhöhung, die sich beide auf den Konsumlohn auswirken, unterscheiden, erklärt den jeweiligen Einfluß von  $\Delta pgdp_{t-1}$  und  $\Delta pc_{t-1}$  auf die Lohnbildung. Falls z.B. nur  $\Delta pc_{t-1}$  von Bedeutung ist, dann ist zu vermuten, daß die Gewerkschaften Importpreiserhöhungen in gleicher Weise wie inländische Preiserhöhungen in Lohnsteigerungen umzusetzen versuchen. Dies ist insbesondere für die Anpassung an einen negativen, externen Angebotsschock, wie z.B. die beiden OPEC-Schocks, von Bedeutung, der ein Absinken des inländischen Produktlohnes notwendig macht, um erhöhte Arbeitslosigkeit zu vermeiden.

Vor dem Hintergrund der Diskussion um den ZGL ergibt sich für das Auftreten von aggregierten versus sektoralen Variablen eine neue Sichtweise. Es ist zu erwarten, daß sich Lohnverhandlungen bei hohem ZGL eher an aggregierten Variablen orientieren, während bei niedrigem ZGL eher sektorale Variablen von Bedeutung sein sollten. Insbesondere gilt dies für die Variablen Produktivität und Erzeugerpreise als Indikatoren der wirtschaftlichen Situation in einem Sektor bzw. einer Volkswirtschaft.

In Form der Regressorvariablen verzögerte sektorale Beschäftigung,  $l_{i,t-1}$ , kann eine Variante der Insider-Outsider-Theorie zum Tragen kommen: Falls Insider im Betrieb oder im Sektor die Lohnverhandlungen bestimmen, hängt die Lohnsetzung unter anderem von der (Wieder-)Beschäftigungswahrscheinlichkeit für die Insider ab, die wiederum ceteris paribus negativ von der aktuellen Beschäftigung abhängt. Dies erklärt ein möglicherweise negatives Vorzeichen von  $l_{i,t-1}$  in Gleichung 5, welches im Gegensatz zum Phillipskurvenmodell steht. Um es vorweg zu nehmen, diese Implikation der Insider-Outsider-Theorie wird in der empirischen Analyse in dieser Studie verworfen. Das Ergebnis überrascht jedoch nicht, denn es findet sich auch in verschiedenen anderen Studien.<sup>13</sup> In der Literatur werden jedoch zwei weitere Varianten des Einflusses der Insider-Outsider-Theorie im Rahmen von Lohngleichungen analysiert. Zum einen wird oft argumentiert, daß sich der Einfluß von Insidern daran messen ließe, mit welchem Gewicht firmenspe-

<sup>13</sup>Siehe beispielsweise Holmlund und Zetterberg (1991), Franz und Smolny (1993), Chamin und Pucci (1993) sowie Fitzenberger und Franz (1994), um nur einige Studien zu nennen.

zifische (bzw. sektorspezifische) Variablen die Lohnbildung beeinflussen.<sup>14</sup> Dieser Test erweist sich jedoch im Rahmen einer Untersuchung zum ZGL als wenig aussagekräftig, da unter Annahme von Heterogenität der Arbeitnehmer und Firmen bei dezentralen Verhandlungen auch firmenspezifische (bzw. sektorspezifische) Variablen eine Rolle spielen sollten. In einer weiteren Variante der Insider-Outsider-Theorie wird argumentiert, daß Insider antizipierte Schocks in die Lohnbildung eingehen lassen, um ihre Beschäftigung zu sichern, während bei dann fixen Löhnen nicht-antizipierte Schocks nur auf die Beschäftigung wirken.<sup>15</sup> Allerdings läßt sich Persistenz in der Beschäftigung auch auf andere Weise ökonomisch begründen, beispielsweise mit dem Vorliegen von firmenspezifischem Humankapital oder von Einstell- und Entlaßkosten. Lohnverhandlungen finden ex ante statt und können daher nur vorhersehbare Entwicklungen berücksichtigen, auch wenn kein Insider-Outsider-Mechanismus wirksam ist. Meiner Einschätzung nach erlaubt nur der Test auf die verzögerte Beschäftigung (oder eine andere Variable, die die Zahl der Insider angibt) die eindeutige Überprüfung von Insider-Outsider-Mechanismen.

Die Regressoren  $Dum_{70}$  und  $Dum_{Mitte-Links}$  in Gleichung 5 dienen der Überprüfung, ob das Jahr 1970 bzw. eine Mitte-Links-Regierung einen autonomen, d.h. über den der anderen erklärenden Variablen hinausgehenden Einfluß auf das Lohnwachstum in einem Land haben. Die empirische Literatur über die Lohnbildung für die Bundesrepublik Deutschland berücksichtigt regelmäßig eine Dummy für 1970.<sup>16</sup> Die hohen Lohnzuwachsrate in diesem Jahr werden oft mit dem politischen Klima in Verbindung gebracht. Zudem argumentieren Newell und Symons (1987), daß zu Beginn der 70er Jahre für die meisten OECD-Länder ein besonderer "Gewerkschaftsmilitanzeffekt" vorlag, den sie mit einer flexiblen Dummy für einen länderspezifischen Zeitraum in einer Reallohngleichung für fünf OECD-Länder abzubilden versuchen. Das gewählte Verfahren erscheint jedoch problematisch, da sich der für die Dummy verwendete Zeitbereich nach der bestmöglichen Anpassung der Gleichung bemißt. Darüber hinaus verwenden Newell und Symons noch weitere Dummvariablen für das politische Klima, wie z.B. eine "Thatcher"-Dummy für Großbritannien. Als direkter Test für das politische Umfeld, wird im Rahmen der Schätzungen im folgenden Abschnitt überprüft, ob eine Mitte-Links-Regierung per se für die Lohnbildung von Bedeutung ist. In Bezug auf die politische Orientierung der Regierung werden in der Literatur zwei gegenläufige Hypothesen vertreten, die prinzipiell testbar sind.<sup>17</sup> Zum einen wird angeführt, daß Mitte-Links-Regierungen mit einer Stärkung der Gewerkschaftsmacht einhergehen, was zu höheren Lohnzuwachsrate führt. Zum anderen wird in der Korporatismus-Literatur die Möglichkeit diskutiert, daß eine Mitte-Links-Regierung eher in der Lage ist, die Gewerkschaften von (Nominal-)Lohnzurückhaltung zu überzeugen, wenn dies ökonomisch erforderlich ist. Diese Zugeständnisse der Gewerkschaften

<sup>14</sup>Siehe unter anderem Jackman et al. (1991), S. 185 ff, und Möller und Beißinger (1994).

<sup>15</sup>Siehe hierzu Andersen und Hylleberg (1993). Eine Überprüfung dieser Hypothese bezüglich der Beschäftigungsentwicklung erfolgt in Burda (1990).

<sup>16</sup>Vgl. u.a. Franz und Gordon (1993, S.30) sowie die Diskussion in Abschnitt 2.3.

<sup>17</sup>Vgl. u. a. Soskice (1990).

werden nach dieser Literatur mit "politischen Gegenleistungen erkaufte."<sup>18</sup> Für das erste Argument werden oft die hohen Lohnzuwachsrate in der Bundesrepublik 1970 und 1974 herangezogen, während für das zweite der beschäftigungspolitische Erfolg von Schweden und Österreich infolge der OPEC-Schocks genannt wird.

Die bisherigen Argumente von Gleichung 5 erklären die Lohnwachstumsrate, nicht aber das Lohnniveau. Mit der Einführung von Fehlerkorrekturtermen, wie  $(w_i - p_i)_{t-1}$ ,  $(w_i - p)_{t-1}$ ,  $(w_i - pc)_{t-1}$ ,  $(w_i - pgdp)_{t-1}$  und  $(w_i - w)_{t-1}$ , erfolgt jedoch auch eine Beeinflussung des Lohnniveaus. Bei negativem Koeffizienten repräsentiert der Term  $(w_i - p_i)_{t-1}$  eine Lohnanpassung hin zu einem festen Reallohn. Weist zusätzlich die sektorale Arbeitsproduktivität,  $\theta_{i,t-1}$ , einem dem Betrage nach gleichen, positiven Koeffizienten auf, erfolgt eine Anpassung hin zu einer festen sektoralen Lohnquote. Möglicherweise spielen jedoch nicht nur die sektorale Produktivität und der sektorale Outputpreis für die sektorale Lohnentwicklung eine Rolle. Zum einen können der BIP-Deflator  $pgdp_{t-1}$  und der Konsumentenpreisindex  $pc_{t-1}$  analog zur obigen Argumentation für die verzögerten ersten Differenzen von Bedeutung sein. Allerdings wird a priori für die Fehlerkorrekturterme die lineare Homogenität der Preiseffekte unterstellt. Zum anderen kann sich die Lohnanpassung an dem aggregierten Preis- und Produktivitätsniveau,  $(w_i - p)_{t-1}$  und  $\theta_{t-1}$ , und/oder an dem relativen Lohnniveau in einem Sektor,  $(w_i - w)_{t-1}$ , orientieren. Die diskutierten Fehlerkorrekturterme können als das Ergebnis eines Reallohnverhandlungsmodells interpretiert werden, nach dem Gewerkschaften bzw. Arbeitgeber bestimmte lohnpolitische Ziele verfolgen, denen sich in jeder Periode die Löhne mit einem bestimmten Prozentsatz hin annähern. Spielen dabei nur sektorale Effekte eine Rolle, dann sollten nur  $(w_i - p_i)_{t-1}$  bzw.  $\theta_{i,t-1}$  mit negativem bzw. positivem Vorzeichen signifikant sein. Orientieren sich Gewerkschaften bzw. Arbeitgeber an dem aggregierten Lohnniveau, dann erklärt dies die Signifikanz von  $(w_i - w)_{t-1}$  mit negativem Vorzeichen. Dies läßt sich z.B. damit begründen, daß sektorale oder zentralisierte Gewerkschaften eine Vorliebe für geringere intersektorale Lohn dispersion haben, oder daß Gewerkschaften in bestimmten Sektoren die Lohnführerschaft übernehmen, deren Lohnabschlüsse mit zeitlicher Verzögerung in den anderen Sektoren übernommen werden, ein Phänomen, das oft als charakteristisch für die Bundesrepublik Deutschland herausgestellt wird.<sup>19</sup> Auch können für die Arbeitgeber Effizienzlohnaspekte von Bedeutung sein. Liegt beispielsweise der sektorale Lohn unterhalb des aggregierten Lohnes, so können Arbeitgeber geneigt sein, einer Anpassung an das aggregierte Niveau zuzustimmen, um negative Anreize auf ihre Beschäftigten oder die Abwanderung der qualifizierteren Beschäftigten zu vermindern. Dabei ist zu berücksichtigen, daß Firmen und Arbeitnehmer bei Kündigung die Investition in firmenspezifisches Humankapital verlieren. Schließlich können aggregierte Preis- und Produktivitätseffekte von Bedeutung sein, falls zentralisierte oder sich koordinierende Arbeitgeberverbände und Gewerkschaften die Löhne festsetzen, oder falls bei sektoralen Verhandlungen die Gewerkschaften wiederum eine Vorliebe für eine geringere Lohn dispersion haben und sich gleichzeitig an der aggregierten Preis- und Produktivitätsentwicklung

<sup>18</sup>Ebda. S. 199.

<sup>19</sup>Vgl. u.a. Meyer (1990), Kapitel 6.

orientieren. Eine Verwendung von aggregierten Variablen als Richtschnur kann zum einen dafür sprechen, daß die Macht von (sektoralen) Insidern gering ist und die Lohnbildung sich an den gesamtwirtschaftlichen (Arbeitsmarkt-)Bedingungen orientiert. Zum anderen wird damit jedoch die Befürchtung verknüpft, daß eine Kompression der Lohnstruktur (auf einem möglicherweise zu hohen Niveau) zu einer Erhöhung der Arbeitslosigkeit führt.

Insgesamt bleibt festzuhalten, daß Gleichung 5 eine Zusammenfassung verschiedener Aspekte der Lohnbildung in einem Land ermöglicht. Mit der statistischen Überprüfung verschiedener Hypothesen lassen sich im Rahmen dieses Ansatzes die Lohnbildungssysteme der sieben verschiedenen EU-Länder besser charakterisieren, als dies eine ausschließliche Beschränkung auf den ZGL ermöglicht. Es soll jedoch versucht werden, die Schätzergebnisse mit dem ZGL in Zusammenhang zu bringen und damit indirekt die Relevanz des ZGL-Konzeptes auf die Lohnbildung und damit auf die Arbeitslosigkeit zu überprüfen.

Die empirische Analyse versucht nicht die spezifische Lohnentwicklung in jedem Sektor erklären zu wollen, ein zudem aussichtsloses Unterfangen angesichts der Kürze der Zeitreihen für einige der Sektoren.<sup>20</sup> Die Schätzung für ein Land basiert auf den Beobachtungen über alle Sektoren hinweg im Rahmen einer gepoolten Längs-Querschnittsanalyse, und es wird die folgende einfache Schätzstrategie verwendet: Für jede Regressorvariable erfolgt entweder die Schätzung unter der Restriktion, daß die geschätzten Koeffizienten für alle Sektoren gleich sind, oder alternativ, daß für jeden Sektor ein separater Koeffizient zu schätzen ist. Im letzteren Fall wird für den Einfluß eines Regressors sowohl der Durchschnittseffekt über alle Sektoren hinweg ausgewiesen wie auch die sektorspezifischen Abweichungen von diesem Durchschnitt. Dies bedeutet, daß die Gleichung mit dem Regressor und allen Produkten von Sektor-Dummyvariablen und Regressor geschätzt wird, und zwar unter der Restriktion, daß sich die Koeffizienten der Interaktionsterme zu Null addieren. Für einen Regressor  $x_{j,i,t}$  wird somit

$$\Delta w_{i,t} = \bar{\alpha}_j x_{j,i,t} + \sum_i \alpha_{j,i} Dum_i x_{j,i,t} \quad (6)$$

unter der Restriktion

$$\sum_i \alpha_{j,i} = 0$$

geschätzt, wobei  $i$  den Sektor sowie  $j$  den Regressor indizieren,  $Dum_i$  die Dummy für Sektor  $i$  und  $\bar{\alpha}_j$  den durchschnittlichen, aggregierten Effekt des Regressors  $x_{j,i,t}$  auf des Lohnwachstum bezeichnen. Auf diese Form gebracht, läßt sich auf einfache Weise testen, ob sektorspezifische Effekte des Regressors  $x_{j,i,t}$  vorliegen, indem die Hypothese  $\alpha_{j,i} = 0$  für alle  $i$  überprüft wird,<sup>21</sup> d.h. der Fall eines nur aggregierten Effektes ist als Spezialfall in Gleichung 6 enthalten.<sup>22</sup>

<sup>20</sup>Vgl. Anhang dieser Arbeit.

<sup>21</sup>Man beachte, daß auch im restringierten Modell sektorenspezifischen Bedingungen über sektorspezifische Werte der Regressoren Rechnung getragen wird.

<sup>22</sup>Eine vom Ansatz her ähnliche Schätzstrategie wird in Chambin und Pucci (1993) verfolgt. Die Autoren analysieren die Streuung einzelner Koeffizienten über die Sektoren. Jedoch fin-

Im folgenden Abschnitt 3.2 wird der Einfluß jeder Regressorvariablen in zwei Schritten untersucht. Im ersten Schritt wird überprüft, ob ein aggregierter, d.h. für alle Sektoren gleicher Effekt vorliegt, und im zweiten Schritt, ob sektorspezifische signifikante Einflüsse der Regressorvariablen gefunden werden können. A priori wird in der Schätzung jedoch immer ein sektorspezifisches Absolutglied verwendet. Der Fall, daß sektorspezifische Effekte eines Regressors signifikant sind, während der durchschnittliche aggregierte Koeffizient,  $\bar{\alpha}_j$ , nicht signifikant von Null verschieden ist, wird nicht weiter betrachtet, da im Rahmen der Analyse in dieser Arbeit die reinen sektorspezifischen Entwicklungen nicht adäquat modelliert werden können.

Durch das Poolen der Beobachtungen gewinnt die Analyse erheblich an Freiheitsgraden. Allerdings sollte dies nicht zu voreiligen Schlußfolgerungen über die Güte einer Schätzung verleiten, denn es könnte "more of the same" sein, oder ökonometrisch formuliert, die Störterme für die verschiedenen Sektoren zu einem Zeitpunkt könnten stark korreliert sein. Diesem Problem kann mit Verfahren der robusten Inferenz in linearen Regressionen Rechnung getragen werden, ohne die möglicherweise komplexe Korrelationsstruktur modellieren zu müssen. Es zeigt sich in der empirischen Analyse, daß konventionelle Standardfehler wesentlich häufiger die Signifikanz einer Variablen anzeigen, als dies bei der Verwendung eines robusten Verfahrens erfolgt. Dies ist ein starkes Anzeichen dafür, daß nennenswerte Korrelation in den Störtermen vorliegt.<sup>23</sup>

In dieser Situation bietet sich ein Block-Bootstrap-Verfahren als robustes Verfahren zur Schätzung der Standardfehler an. In Fitzenberger (1993) werden die theoretischen und Kleine-Stichproben-Eigenschaften eines Block-Bootstrap-Verfahrens in der Zeitreihendimension untersucht. Das Verfahren stellt eine Erweiterung der Standard-Bootstrap-Methode dar. Um Aussagen über die wahre Verteilung des Koeffizientenschätzers, z.B. über seine Standardfehler, machen zu können, werden im Rahmen der Bootstrap-Methode auf zufällige Weise neue

---

den Paneldatenmethoden Anwendung, die die gleiche Länge der Zeitreihen für alle Sektoren verlangen, was die Zahl der verfügbaren Beobachtungen stark reduzieren würde. Im Rahmen ihrer Analyse modellieren Chambin und Pucci einen unbeobachteten (aggregierten) Zeiteffekt und führen eine entsprechende GLS-Korrektur durch. Hierbei ist jedoch zu beachten, daß die Zeitreihendimension der Daten recht kurz ist im Vergleich zu anderen Panelschätzungen, die unbeobachtete Individualeffekte mit einer großen Zahl von Individuen modellieren. Angesichts der Methodik überrascht das Ergebnis dieser Studie wenig, nach dem vor allem sektorspezifische Variablen für die Lohnbildung von Bedeutung sind. Die Autoren werten dieses Ergebnis als Evidenz für die Insider-Outsider-Theorie.

<sup>23</sup>Coe (1990) führt eine gepoolte Längs-Querschnittsanalyse der Lohnbildung über Länder und Sektoren hinweg durch. Dabei konstatiert er auf S. 180 statistisch signifikante Unterschiede in den Gleichungen zwischen den Ländern bzw. Sektoren. Er hält diese statistischen Unterschiede jedoch nicht für plausibel, da die Schätzgleichungen sehr ähnlich sind, und argumentiert, daß die Unterschiede eher auf die große Zahl von Beobachtungen zurückzuführen sind. Unserer Ansicht nach ist jedoch eher davon auszugehen, daß konventionelle Standardfehler für die angeführten Tests nicht adäquat sind. Robustere Inferenzverfahren könnten ebenso in diesem Fall zu höheren Werten der geschätzten Standardfehler führen und damit die Differenzen zwischen den Gleichungen als nicht signifikant erscheinen lassen. Vgl. auch die Simulationsstudie in Fitzenberger (1993).

Stichproben (Resamples) gezogen und für jedes dieser Resamples wird der Schätzer erneut berechnet. Diese Vorgehensweise liefert eine Verteilung des Schätzers über die Resamples, die nach der Bootstrap-Methode eine gute Schätzung für die wahre Verteilung des Stichprobenschätzers darstellt. Bei einem Block-Bootstrap-Verfahren werden bei der Bildung der Resamples statt einzelner Beobachtungen ganze Blöcke von Beobachtungen mit Zurücklegen auf zufällige Weise gezogen. Das Ziehen von Blöcken ermöglicht die Berücksichtigung der Abhängigkeit zwischen den Beobachtungen. Dabei sind die zu ziehenden Blöcke so zu wählen, daß Beobachtungen, zwischen denen eine Abhängigkeit vermutet wird, gemeinsam gezogen werden. Für die im folgenden Abschnitt vorgestellten Ergebnisse wurde Blöcke in folgender Weise gezogen. Zuerst wurde zufällig eine Beobachtung aus der Stichprobe gezogen, dann wurden die Beobachtungen für alle anderen Sektoren im gezogenen Zeitpunkt (sofern vorhanden) gezogen. Mit dieser Vorgehensweise sollte die Korrelation über die Sektoren in einem gegebenen Zeitpunkt berücksichtigt werden. Das Verfahren ermöglicht im Gegensatz zu Schätzungen nach dem "Seemingly-Unrelated-Regressions"-Verfahren die Schätzung mit einer unterschiedlichen Zahl von Beobachtungen für die einzelnen Sektoren.

### 3.2 Ergebnisse

Dieser Abschnitt gibt die Ergebnisse für die Schätzung der Lohngleichung 5 wieder und stellt sie, soweit vergleichbar, Ergebnissen in der Literatur gegenüber. Dabei wird ein Hauptaugenmerk darauf gelegt, inwieweit sich Evidenz für einen Einfluß des ZGL auf die Lohnbildung in den einzelnen Ländern finden läßt.

Die Schätzung auf Basis von Jahresdaten erfolgte für jedes der sieben Länder Deutschland (D), Frankreich (F), Italien (I), die Niederlande (NL), Belgien (B), Großbritannien (GB) und Dänemark (DK) im Rahmen einer gepoolten Längs-Querschnittsanalyse. Nach der Einstufung in der Literatur umfaßt diese Gruppe sowohl Länder mit hohem wie auch Länder mit niedrigem ZGL. Calmfors und Driffill (1988) rechnen Dänemark zu der Gruppe der Länder mit hohem ZGL, Deutschland, die Niederlande und Belgien zu der Gruppe mit mittlerem ZGL und Frankreich, Italien und Großbritannien zu der Gruppe mit niedrigem ZGL.

Die sektoralen Daten stammen aus der "International Sectoral Database" der OECD, einem Datensatz, bei dem ein besonderes Augenmerk auf die Vergleichbarkeit der Daten über die Länder hinweg gelegt wurde. Im Gegensatz zu Fitzenberger und Franz (1994) können auch Daten für Sektoren verwendet werden, die nicht dem verarbeitenden Gewerbe zuzurechnen sind, und es sind meist längere Zeitreihen für die einzelnen Sektoren verfügbar, so daß der hier verwendete Datensatz wesentlich größer ist.<sup>24</sup> Für jedes Land wird im Rahmen einer Längs-Querschnittsanalyse die Wachstumsrate der Entlohnung eines Beschäftigten in einem Sektor und Jahr erklärt. Die Länge der verfügbaren Zeitreihen für die verschiedenen Sektoren in einem Land unterscheidet sich in einigen Fällen sehr stark.

<sup>24</sup>Genauere Informationen zu den Daten und weiteren ergänzenden Datenquellen finden sich im Anhang.

Tabelle 1: Geschätzte aggregierte Koeffizienten der Lohngleichung

Regressor	D	F	I	NL	B	GB	DK
<i>Absolutglied</i>	.0544 ( 2.5)	-1.4461 ( 2.3)	.2533 ( 4.6)	1.9806 ( 1.6)	.1605 ( 6.3)	.2065 ( 7.2)	-.6886 ( 1.0)
$\Delta w_{i,t-1}$	-.1734 ( 2.1)	-	-	-	-	-	-
$UR_{t-1}$	-.4264 ( 3.1)	-1.4451 ( 5.0)	-1.7008 ( 4.2)	-.8302 ( 5.1)	-1.0778 ( 5.9)	-.9296 ( 4.0)	-1.1098 ( 4.4)
$\Delta UR_t$	-1.1969 ( 2.1)	-	-3.2112 ( 3.5)	-	-.9881 ( 1.6)	-	-
$\Delta pgdp_{t-1}$	1.1109 ( 3.7)	-	.4062 ( 2.8)	.4320 ( 2.3)	-	-	1.1131 ( 4.9)
$\Delta pc_{t-1}$	-	.8238 ( 4.2)	-	-	.7366 ( 3.1)	-	.4999 ( 2.2)
$\Delta \theta_{i,t-1}$	.1043 ( 3.1)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \theta_{t-1}$	.3150 ( 2.1)	-	-	-	-	-	-
$(w_i - w)_{t-1}$	-.3562 ( 5.6)	-.5985 ( 7.1)	-.2555 ( 2.9)	-	-.4690 ( 3.3)	-.4273 ( 6.0)	-
$(w_i - p - \theta)_{t-1}$	-	-.2701 ( 2.0)	-	-	-	-	-
$(w_i - pgdp)_{t-1}$	-	-	-	-.3311 ( 3.1)	-	-	-.5872 ( 5.4)
$\theta_{i,t-1}$	-	.1170 ( 2.2)	-	-	-	-	-
$\theta_{t-1}$	-	-	-	.1504 ( 1.5)	-	-	.6145 ( 5.4)
<i>Dum<sub>70</sub></i>	.0662 (13.8)	-	-	-	-	-	-
<i>Dum<sub>Mitte--Links</sub></i>	-	-	-	-.0132 ( 1.9)	-	-	-
Zahl der Beobachtungen	514	306	287	205	304	304	414
$R^2$	.73	.77	.80	.88	.63	.56	.79
(Durchschnittliche) Geschätzte Koeffizienten über die Sektoren hinweg (t-Werte in Klammern: Die Standardfehler werden nach einem Block-Bootstrap-Verfahren geschätzt. Dabei wird zwischen den Sektoren die Abhängigkeit in der gleichen Zeitperiode berücksichtigt. Die Schätzung der Standardfehler basiert auf 2000 Resamples.), vgl. Abschnitt 3.1.							

Die Zielsetzung der empirischen Analyse besteht darin, mit Hilfe ökonometrisch geschätzter sektoraler Lohnfunktionen zu untersuchen, ob und wie sich Unterschiede im ZGL auf die Lohnbildung in den betrachteten Ländern auswirken. Die Analyse auf sektoraler Ebene ermöglicht, die Interaktionen zwischen der aggregierten und der sektoralen Ebene zu untersuchen. Neben den schon im Abschnitt 3.1 im Zusammenhang mit verschiedenen Lohnbildungshypothesen diskutierten Aspekten, werden hier insbesondere die folgenden drei Gesichtspunkte untersucht, die nach ihrer Wichtigkeit geordnet sind. Erstens wird untersucht, ob und inwieweit für die nationale Lohnbildung eher sektorspezifische und/oder gesamtwirtschaftliche Einflußfaktoren von Bedeutung sind. Zweitens, ob der Einfluß eines Regressors für alle Sektoren gleich ist (aggregierte Spezifikation) oder ob Unterschiede zwischen den Sektoren bestehen (sektorspezifische Spezifikation). Dieser Gesichtspunkt ist insbesondere für aggregierte Variablen von Interesse, da hier der Regressor für alle Sektoren die gleichen Werte annimmt. Schließlich ist drittens von Bedeutung, ob die Größenordnung der geschätzten Koeffizienten in einem meßbaren Zusammenhang mit dem ZGL steht.

Tabelle 1 weist die Ergebnisse für die präferierte Spezifikation der Lohngleichung aus. Die in Klammern ausgewiesenen t-Werte beruhen auf mit dem Block-Bootstrap-Verfahren geschätzten Standardfehlern, wobei jeweils 2000 Resamples gezogen wurden. Jede Schätzung erfolgt mit sektorspezifischen Absolutgliedern,  $Dum_i$ . Die Schätzungen beinhalten für einige Regressoren sektorspezifische Effekte gemäß der Zerlegung in Gleichung 6. Tabelle 2 weist diese Regressoren aus und gibt die Ergebnisse der Tests auf sektorspezifische Effekte wieder. Die ausgewiesenen Spezifikationen in Tabelle 1 sind das Ergebnis systematischer Tests auf Signifikanz von aggregierten und sektorspezifischen Effekten. Fast alle der ausgewiesenen Koeffizienten erweisen sich als äußerst robust gegenüber Veränderungen der Spezifikation.

Als weitere Kriterien zur Beurteilung der Güte der Schätzgleichungen enthält Tabelle 5 im Anhang die Ergebnisse von marginalen Signifikanztests für alle erklärenden Variablen, wobei die Tests jeweils auf die in den Tabellen 1 und 2 ausgewiesenen Spezifikationen bezogen sind. Bis auf die Dummyvariablen  $Dum_{Mitte-Links}$  und  $Dum_{70}$  wird für jede Variable getestet, ob in einer Schätzung mit sektorspezifischen Effekten dieser Variablen alle Koeffizienten, d.h. aggregierte und sektorspezifische, null sind, und es wird der geschätzte aggregierte Effekt des Regressors angegeben. Damit läßt sich beurteilen, ob eine Variable nur einen aggregierten oder auch einen sektorspezifischen Einfluß ausübt. Für die beiden Dummyvariablen,  $Dum_{70}$  und  $Dum_{Mitte-Links}$ , wird nur der reine aggregierte Einfluß berücksichtigt.<sup>25</sup> Im folgenden werden die wichtigsten Charakteristika der aggregierten Schätzergebnisse diskutiert, ohne jedoch zu sehr auf Länder- und Sektorspezifika eingehen zu wollen. Die Ergebnisse in Fitzenberger und Franz (1994) werden im wesentlichen bestätigt.

Die Arbeitslosenquote,  $UR_{t-1}$ , weist über alle Länder und Sektoren hinweg

<sup>25</sup>Variablen, die keinen signifikanten aggregierten Koeffizienten, aber signifikante sektorspezifischen Koeffizienten aufwiesen, wurden nicht in die in Tabelle 1 aufgeführte Spezifikation aufgenommen.



Tabelle 2: Tests für Sektorspezifische Effekte in der Lohngleichung (Endgleichung)

Regressor	D	F	I	NL	B	GB	DK
$Dum_i$	61,0**	44,3**	45,0**	66,0**	92,5**	127,4**	65,2**
$UR_{t-1}$	88,8**	-	-	-	169,4**	67,2**	52,0**
$\Delta UR_t$	34,6**	-	79,7**	-	-	-	-
$\Delta pc_{t-1}$	-	76,5**	-	-	58,6**	-	50,1**
$\Delta pgdp_{t-1}$	76,2**	-	58,0**	71,6**	-	-	98,9**
$\theta_{i,t-1}$	-	45,3**	-	-	-	-	-
$\theta_{t-1}$	-	-	-	66,2**	-	-	30,6*
$(w_i - w)_{t-1}$	43,8**	64,1**	-	-	-	41,5**	-
$(w_i - pgdp)_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	51,8**
Zahl der Sektoren	18	18	17	13	16	16	18
Teststatistiken sind asymptotisch $\chi^2$ -verteilt. Die Freiheitsgrade entsprechen der Zahl der Sektoren minus 1. Zur Schätzung der Standardfehler siehe Tabelle 1. Für die $\chi^2$ -Teststatistiken steht * für Signifikanz auf dem 5%-Niveau und ** für Signifikanz auf dem 1%-Niveau.							

einen signifikant negativen Einfluß auf. Die Veränderung der Arbeitslosenquote,  $\Delta UR_t$ , ist dagegen nur in drei Ländern von Bedeutung und die verzögerte sektorale Beschäftigungshöhe,  $l_{i,t-1}$ , ist für kein Land signifikant. Es findet sich daher keine eindeutige Evidenz für Insider-Outsider- und Hysterese-Effekte in der Lohnbildung. Die Ergebnisse entsprechen zum großen Teil denen in Franz und Smolny (1993) sowie Holmlund und Zetterberg (1991), widersprechen allerdings denen in Coe (1990).<sup>26</sup> Allerdings sind die unterschiedlichen Inflationsraten der einzelnen Länder zu berücksichtigen, da die endogene Variable die Nominallohnsteigerung repräsentiert. Die sektorale und die aggregierte Arbeitsproduktivität spielen kurzfristig nur in Deutschland eine Rolle, wobei der aggregierte Einfluß wesentlich stärker ist. Die kurzfristigen Preiseffekte sind bis auf Dänemark (in der Summe) kleiner als eins, wobei die verzögerte Endogene für Deutschland zu berücksichtigen ist. Der sektorale Erzeugerpreis,  $\Delta p_{i,t-1}$ , weist für kein Land einen signifikanten Einfluß auf. Für Frankreich und Belgien spielen kurzfristig nur der Konsumentenpreisindex,  $\Delta pc_{t-1}$ , eine Rolle, d.h. Importpreiserhöhungen führen in diesen Ländern kurzfristig zu Lohnerhöhungen. Für Deutschland, die Niederlande, Italien und Dänemark ist kurzfristig nur der BIP-Deflator von Bedeutung. Für Großbritannien finden sich überraschenderweise keine signifikanten kurzfristigen Preiseffekte. Unter den Fehlerkorrekturtermen erweist sich der relative Lohnterm in fünf der sieben Länder als signifikanter Einflußfaktor. Mit Ausnahme der Niederlande und Dänemark zeigt er sich als deutlich signifikant. Von den anderen

<sup>26</sup>Holmlund und Zetterberg sowie Coe schätzen Reallohnleichungen auf sektoraler Basis für mehrere Länder. Coe verwendet Jahreslöhne, während Holmlund und Zetterberg mit Stundenlöhnen arbeiten. Keine der Arbeiten führt Tests auf sektorspezifische Effekte durch.

Tabelle 3: Schätzung von aggregierten AR(1)-Koeffizienten für die Residuen der Lohngleichung (Endgleichung) und Tests auf Gesamteinfluß der verzögerten, sektorspezifischen Residuen.

Spezifikation	D	F	I	NL	B	GB	DK
(1)	-.1244 (.6)	-.1142 (.8)	-.0484 (.3)	-.2071 (1.1)	-.2873 (1.5)	.0130 (.1)	-.2643 (1.9)
(2)	-.1351 (.6)	-.0693 (.3)	-.0795 (.0)	-.2204 (.2)	-.2674 (1.7)	.0112 (.1)	-.2516 (2.0)
(3)	13,9 (18)	17,7 (18)	6,7 (17)	7,8 (13)	15,7 (16)	2,8 (16)	38,5** (18)

In geschätzten Gleichungen werden die Residuen auf alle Regressoren und die einfach verzögerten Residuen regressiert. Zur Schätzung der Standardfehler siehe Tabelle 1

(1) : Aggregierte Spezifikation in verzögertem Residuum (t-Werte in Klammern)

(2) : Sektorspezifische Spezifikation in verzögertem Residuum (t-Werte in Klammern)

(3) : Test, ob in Spezifikation (1) aggregierter und sektorspezifischer Effekt signifikant -  $\chi^2$ -Teststatistik mit Zahl der Sektoren als Freiheitsgraden (Freiheitsgrade in Klammern). Für die  $\chi^2$ -Teststatistiken steht \* für Signifikanz auf dem 5%-Niveau und \*\* für Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

Fehlerkorrekturtermen spielt  $(w_i - p - \theta)_{t-1}$  für Frankreich eine Rolle und für die Niederlande und Dänemark besteht eine Orientierung am BIP-Deflator. Ergänzt werden die langfristigen Einflüsse in den Fehlerkorrekturtermen durch den Effekt der Arbeitslosenquote,  $UR_{t-1}$ , in allen Ländern, aber auch der langfristigen aggregierten Produktivitätsentwicklung,  $\theta_{t-1}$ , für die Niederlande und Dänemark, sowie der langfristigen sektoralen Produktivitätsentwicklung,  $\theta_{i,t-1}$ , für Frankreich. Der geschätzte positive Koeffizient der Dummy für 1970 erweist sich einmal mehr als deutsches Spezifikum. Und per se zeigen Mitte-Links-Regierungen in keinem Land außer in den Niederlanden einen Effekt auf die Lohnbildung und dort ist der geschätzte Koeffizient negativ, was am ehesten dem in Abschnitt 3.1 diskutierten Korporatismus-Modell entspräche. Bezogen auf das erste oben genannte Kriterium eines möglichen Einflusses des ZGL auf die Lohnbildung läßt sich hier feststellen, daß die geschätzten Lohnfunktionen in Tabelle 1 eine über die Länder hinweg ähnliche Struktur aufweisen, da sich die sektorale Lohnbildung überwiegend an den gleichen aggregierten Variablen orientiert.

Im folgenden soll auf das zweite oben genannte Kriterium eingegangen werden. Ein Blick auf Tabelle 2 zeigt, daß einige sektorspezifische Schätzungen von Koeffizienten notwendig sind, zumeist aber für aggregierte Variablen. Die meisten sektorspezifischen Unterschiede in den Koeffizienten ergeben sich für Dänemark und Deutschland, d.h. zwei Länder, deren relativer ZGL sogar als vergleichsweise hoch einzuschätzen ist. Die Ergebnisse der Tests in den Tabellen 2 und 5 lassen den Schluß zu, daß die Lohnbildung in einem Land über die Sektoren hinweg

ziemlich gleichartig erfolgt. Dieser Eindruck verstärkt sich noch angesichts der fast gleichförmigen Ergebnisse im Hinblick auf die Arbeitslosenquote,  $UR_{t-1}$ , und den relativen Lohn,  $(w_i - w)_{t-1}$ . Zusammengenommen weist dies darauf hin, daß für die Lohnentwicklung vor allem der reine Phillipskurveneffekt in Verbindung mit einer Tendenz hin zu einer festen Lohnstruktur von Bedeutung ist, und das unabhängig vom ZGL in den einzelnen Ländern. Von einer Tendenz zum Ausgleich von Lohnunterschieden wäre nur in dem extremen Fall auszugehen, in dem keine sektorspezifischen Koeffizienten (einschließlich der Absolutglieder) vorkommen, was jedoch gemäß Tabelle 2 für keines der betrachteten Länder der Fall zu sein scheint.

Tabelle 3 gibt die Ergebnisse von Schätzungen der Autokorrelation 1. Ordnung in den Residuen der Schätzgleichung für alle Sektoren eines Landes wieder. Es findet sich kein Indiz für ausgeprägte Autokorrelation in den Residuen.<sup>27</sup>

Bezugnehmend auf das dritte oben genannte Kriterium eines möglichen Einflusses des ZGL auf die Lohnbildung soll schließlich untersucht werden, ob die Größenordnung der geschätzten Koeffizienten in einem Zusammenhang mit dem ZGL steht, obwohl angesichts der Struktur der geschätzten Lohnfunktionen bisher wenig dafür spricht, daß der ZGL einen großen Einfluß auf die Lohnbildung aufweist. In Tabelle 4 wird eine Gegenüberstellung einzelner Schätzergebnisse aus Tabelle 1 und der Rangfolge der Länder nach ihrem ZGL in Calmfors und Driffill (1988) versucht. Hierzu werden auf Basis der geschätzten Koeffizienten Maße berechnet, die in der Literatur zur Messung der Lohnflexibilität von Volkswirtschaften verwendet wurden.<sup>28</sup> Um die systematischen Einflüsse des ZGL zu erkennen, werden die Maße mit Hilfe von Dreier-Durchschnitten geglättet.<sup>29</sup> Diese Vorgehensweise unterscheidet sich stark von der in Abschnitt 3.2 kritisierten Gegenüberstellung einzelner Maße der makroökonomischen Entwicklung und einer Rangskala des ZGL, da hier durch die ökonometrische Schätzung für die meßbaren Einflußfaktoren auf die Lohnbildung im Rahmen einer Längs-Querschnittsanalyse kontrolliert wurde. Allerdings besteht auch hier das Problem die Rangskala des ZGL richtig zu messen.

Die Größenordnungen der Koeffizienten von  $UR_{t-1}$  scheinen mit stärker dezentralen Verhandlungen anzusteigen, was eine möglichen Implikation der Calmfors und Driffill (1988)-Analyse darstellt. Auch der notwendige Anstieg der Arbeitslosigkeit um Preiserhöhungen zu kompensieren ist in Ländern mit niedrigem ZGL

<sup>27</sup>Zur Schätzung der Autokorrelation ist zu berücksichtigen, daß bei Panelschätzungen mit relativ geringer Zeitreihendimension deutliche negative Verzerrungen in der Schätzung der Koeffizienten auftreten. Von daher gehen wir davon aus, daß für Dänemark nur eine scheinbare negative Korrelation geschätzt wird. Siehe Breitung (1992), S. 51-52. Nach Einfügen einer einfach verzögerten Endogenen veränderten sich zudem die anderen geschätzten Koeffizienten nur unmerklich.

<sup>28</sup>Siehe u.a. Franz (1989, Abschnitt II) und Fröhlich et al. (1994, S.80).

<sup>29</sup>In ihrem Koreferat kritisiert Notburga Ott richtigerweise die Annahme der Äquidistanz der Ränge für die Berechnung der gleitenden Dreier-Durchschnitte. Im Falle einer monotonen (linearen) Beziehung erscheint mir die Vorgehensweise bei Wahl einer adäquaten "Bandbreite" jedoch als unproblematisch.

Tabelle 4: Gegenüberstellung von Schätzergebnissen mit der Rangfolge der Länder nach ihrem ZGL in Calmfors und Driffill (1988)

Maß	DK	D	NL	B	F	GB	I
(A)	-1.11	-0.43	-0.83	-1.08	-1.45	-0.93	-1,70
Gleitender Dreierdurchschnitt	-	-0.79	-0.78	-1.12	-1.15	-1.36	-
(B)	1.45	0.93	0.52	0.75	0.57	0.00	0.13
Gleitender Dreierdurchschnitt	-	0.97	0.73	0.61	0.44	0.23	-
(C)	1.45	2.61	0.52	0.68	0.57	0.00	0.24
Gleitender Dreierdurchschnitt	-	1.53	1,27	0.59	0.42	0.27	-
(D)	-0,94	-0.15	-3.38	-0.35	0.59	0.08	-0.17
Gleitender Dreierdurchschnitt	-	-1.49	-1,29	-1.05	0.11	0.17	-

(A) : Geschätzter Koeffizient von  $UR_{t-1}$   
(B) : Anstieg der Arbeitslosenquote in Prozentpunkten in einer Periode der nötig ist, um die Lohnwirkungen eines einmaligen einprozentigen Preisanstiegs auszugleichen, siehe Fröhlich et al. (1994, S. 80), d.h. Anstieg von  $UR$  (bzw.  $\Delta UR$ , falls als Regressor vorhanden), der in Periode  $t$  nötig ist, um den Effekt des Preisanstieges in Periode  $t-1$  auf die Veränderungsrate des Lohnes in Periode  $t$  zu kompensieren.  
(C) : Dauerhafter Anstieg der Arbeitslosenquote in Prozentpunkten, der nötig ist, um die Lohnwirkungen einer permanent um ein Prozent höheren Inflationsrate auszugleichen, siehe Fröhlich et al. (1994, S. 80), d.h. permanenter Anstieg von  $UR$ , der ab Periode  $t$  nötig ist, um den Effekt des permanenten Preisanstieges ab Periode  $t-1$  auf die Veränderungsrate des Lohnes ab Periode  $t$  zu kompensieren.  
(D) : Lohnflexibilität bei Angebotsschock, die sich als Summe des Betrages der Elastizität der Lohninflation bezüglich der Arbeitslosenquote plus der Elastizität bezüglich der Veränderungsrate der Arbeitslosenquote plus der Elastizität bezüglich der Arbeitsproduktivität plus der Elastizität bezüglich der Veränderungsrate der Arbeitsproduktivität minus der Elastizität bezüglich der Preise minus der Elastizität bezüglich der Veränderungsrate der Preise ergibt. Siehe Franz (1989, Abschnitt II), der eine Gleichung in ersten Differenzen der Löhne, Produktivitäten und Preise schätzt. Die zuvor beschriebene Summe von maximal sechs Elastizitäten stellt den Versuch, das Konzept auf die Schätzung in Tabelle 1 anzupassen. Für die Elastizitätsberechnung werden Semielastizitäten berechnet, wenn der Regressor eine Niveauvariable ist und für Variablen in ersten Differenzen werden wirkliche Elastizitäten unter Verwendung von Durchschnitts über den Stichprobenzeitraum verwendet. Die Verwendung von Elastizitäten bei Veränderungsrate entspricht der Vorgehensweise von Franz, die Verwendung von Semielastizitäten bei Niveauvariablen erfolgte, da alle Niveauvariablen selbst Logarithmen oder Prozentwerte ( $UR$  geht in v.H. ein) repräsentieren. Für Deutschland wird der "langfristige Effekt" über die verzögerte Endogene berücksichtigt.

geringer als in Ländern mit hohem.<sup>30</sup> Die Maße (A) bis (C) berücksichtigen nur Teilaspekte der Lohnbildung, während das modifizierte Maß der Reallohnflexibilität (D) die gesamte Lohngleichung zusammenfassen soll. Auch hier spricht die Analyse für eine höhere Reallohnflexibilität in eher dezentralen Volkswirtschaften. Dieses Ergebnis ist jedoch mit größter Vorsicht zu bewerten, da es alleine aufgrund des Effekts der Niederlande zustande kommt. Insgesamt bleibt festzuhalten, daß der Gesamteindruck in Tabelle 4 eher für einen monotonen Zusammenhang, anstelle eines U-förmigen, zwischen ZGL und Lohnbildung spricht, und zwar mit einem besseren Funktionieren der eher dezentral organisierten Arbeitsmärkte. Dieses Ergebnis sollte jedoch aus mehreren, zum Teil schon genannten Gründen

<sup>30</sup>Allerdings ist zu beachten, daß sich für Großbritannien keine Preisvariable als signifikant erwies. Dieses Ergebnis ist wenig plausibel und führt meiner Ansicht nach für dieses Land zu einer Überschätzung der Lohnflexibilität durch die Maße (B) bis (D).

nicht überinterpretiert werden. Es bleibt die Frage, warum sich keine dahingehenden Unterschiede nach den beiden anderen oben diskutierten Kriterien in den Lohngleichungen finden lassen, und warum die Arbeitslosigkeit der eher dezentral organisierten Länder in der jüngeren Vergangenheit mindestens ebenso hoch wie in den anderen Ländern in unserer Stichprobe war.

Zum Abschluß dieses Abschnittes sollen die Schätzergebnisse mit den Ergebnissen früherer Studien verglichen werden. Newell und Symons (1985) und (1987), Bean und Layard (1986) sowie Bjørn und Pedersen (1993) schätzen aggregierte Reallohnleichungen für einige der in dieser Arbeit berücksichtigten Länder. In diesen früheren Arbeiten waren die Größenordnungen der Koeffizienten der Arbeitslosenquote ähnlich, allerdings schwanken sie wesentlich stärker über die Länder hinweg. Die Ergebnisse in dieser Arbeit erweisen sich jedoch als wesentlich homogener, dergestalt daß die Arbeitslosenquote in allen Ländern über die Sektoren hinweg einen signifikant negativen Koeffizienten in ähnlicher Größenordnung aufweist. In den Arbeiten von Coe (1990), Holmlund und Zetterberg (1992) sowie Chambin und Pucci (1993) werden sektorale Reallohnleichungen für das Lohnwachstum in einigen der hier berücksichtigten Länder geschätzt. In diesen Arbeiten, wie auch in Bjørn und Pedersen, werden Insider-Outsider- bzw. Hysterese-Effekte berücksichtigt. Die Ergebnisse der hier vorgestellten Schätzungen unterscheiden sich stark von den Ergebnissen in Coe, der für die meisten Länder starke Evidenz für Insider-Outsider- bzw. Hysterese-Effekte sowie für eine langfristige Orientierung des Lohnwachstums an der Arbeitsproduktivität findet, und den Ergebnissen in Chambin und Pucci, die vor allem sektorspezifische Einflüsse finden und dies als Evidenz für die Insider-Outsider-Theorie werten. Die beiden Effekte finden sich kaum in den hier vorgestellten Ergebnissen wieder. Bezüglich der Insider-Outsider bzw. Hysterese-Effekte entspricht dies Holmlund und Zetterberg sowie Franz und Smolny (1993) für Deutschland sowie Bjørn und Pedersen für Dänemark. Ebenso wie Holmlund und Zetterberg sowie Franz und Smolny finden sich hier Produktivitätseffekte für Deutschland, aber im Gegensatz zu Bjørn und Pedersen nicht für Dänemark.

## **4 Zusammenfassung**

Der vorliegende Beitrag nahm zu der Thematik Stellung, welche Zusammenhänge aus theoretischer und empirischer Sicht zwischen dem Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen (ZGL) und der Lohnbildung bestehen. Im Rahmen der Bestandsaufnahme der theoretischen Literatur konnte überzeugend gezeigt werden, daß es angesichts der mit Lohnverhandlungen einhergehenden Externalitäten gute Gründe gibt einen Zusammenhang zwischen dem ZGL und der Lohnbildung zu vermuten. Über den Zusammenhang mit der Lohnbildung entsteht damit auch ein Zusammenhang mit anderen makroökonomischen Variablen. Der von Calmfors und Driffill (1988) in die Diskussion gebrachte invers U-förmige Zusammenhang zwischen ZGL und Lohnhöhe ergibt sich bei Simulation komplexer ökonomischer Modelle mit "realistischen" Parametern, was allerdings nicht als Evidenz im stren-

gen Sinne gewertet werden kann. Durch Modellierung der Wechselwirkungen zwischen dem ZGL und der ökonomischen Integration von Volkswirtschaften wurde versucht die Zusammenhänge zur europäischen Währungsunion herzustellen, allerdings weisen die Arbeiten von Driffill und van der Ploeg (1992 und 1993) darauf hin, daß keine eindeutigen Aussagen darüber möglich sind, wie Volkswirtschaften mit einem hohen ZGL auf eine verstärkte ökonomische Integration reagieren.

Die Übersicht der empirischen Literatur zeigt, daß von einer eindeutigen Bestätigung der Calmfors-Driffill'schen U-Hypothese nicht die Rede sein kann. Die meisten bisherigen Studien verwenden eine Rangskala, die die Länder nach ihrem ZGL einstuft, und führen eine Rangkorrelationsanalyse mit anderen makroökonomischen Variablen durch. Die Problematik dieser Vorgehensweise liegt in dem spekulativen Charakter einer solchen Rangskala, die den Typus der nationalen Lohnbildungsprozesse an einem eindimensionalen Kriterium festmachen soll, und dem Problem in einer Querschnittsanalyse der Länder reine bivariaten Zusammenhänge zu modellieren.

Aufgrund der geschilderten Probleme, erfolgt als Hauptbeitrag der Studie eine empirische Analyse der sektoralen Lohnbildung in sieben Ländern der EU. Es werden verschiedene Lohnbildungshypothesen in Verbindung mit dem ZGL analysiert und einer empirischen Überprüfung unterzogen. Es zeigt sich, daß keine deutlichen Zusammenhänge zwischen dem ZGL und der Lohnbildung bestehen. Trotz der Unterschiede im ZGL, weisen die geschätzten Lohnfunktionen eine ähnliche Struktur auf, da sich die sektorale Lohnbildung über die Länder hinweg überwiegend an den gleichen aggregierten Variablen orientiert. Von Bedeutung über alle Länder hinweg sind der reine Phillipskurveneffekt in Form eines signifikant negativen Zusammenhanges zwischen sektoralem Lohnwachstum und gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit und eine Tendenz hin zu einer festen intersektoralen Lohnstruktur bzw. einem festen Reallohn. Nach diesen Ergebnissen kommt dem ZGL nicht die bedeutende Rolle für die Lohnbildung und damit für die allgemeine makroökonomische Entwicklung zu, die ihm in Teilen der Literatur zugeschrieben wird.

Angesichts der empirischen Ergebnisse scheint es wichtig zwischen institutionellen Gegebenheiten – dem ZGL – und faktischen Abläufen der Lohnbildung zu differenzieren. Der Tenor der empirischen Ergebnisse in dieser Studie entspricht im übrigen Calmfors (1993a) und Meyer (1992). Calmfors argumentiert, daß für Schweden die allgemeine Makropolitik von weitaus größerer Bedeutung für die günstige Arbeitsmarktentwicklung in den 70er und 80er Jahren war als der ZGL. Meyer findet in einer empirischen Analyse keine signifikanten Unterschiede in der Lohnbildung zwischen Tarifverträgen auf Sektorenebene und Firmentarifverträgen. Für eine weitergehende Analyse des Einflusses des ZGL auf die Lohnbildung erscheint es mir wichtig die Lohnbildung auf Firmenebene über verschiedene Länder hinweg zu untersuchen, um die Robustheit der hier erzielten Resultate zu untersuchen.

## Anhang

Definition der Variablen und Herkunft der Daten: <sup>31</sup>

Variablenkürzel	Bezeichnung (gemäß Quelle)	Quelle bzw. Definition
$L_{i,t}$	(Number of Employees in Sector i)	OECD-ISDB
$WB_{i,t}$	(Compensation of Employees) (Current Prices in Sector i)	OECD-ISDB
$W_{i,t}$	Jahreslohnkosten pro Beschäftigten	$WB_{i,t}/L_{i,t}$
$W_t$	Jahreslohn in der gesamten Industrie (Total Industries)	$WB_t/L_t$
$PC_t$	Konsumentenpreisindex	Eurostat
$PGDP_t$	Preisindex des Bruttoinlandsprodukts	Eurostat
$GDP_{i,t}$	(Gross Domestic Product, Current Prices)	OECD-ISDB
$GDPV_{i,t}$	(Gross Domestic Product, 1985 Prices)	OECD-ISDB
$P_{i,t}$	Erzeugerpreisindex in Sektor i, 1985=100	$GDP_{i,t}/GDPV_{i,t}$
$P_t$	Erzeugerpreisindex in der gesamten Industrie, 1985=100, (Total Industries)	$GDP_t/GDPV_t$
$\Theta_{i,t}$	Arbeitsproduktivität in Sektor i	$GDPV_{i,t}/L_{i,t}$
$\Theta_t$	Arbeitsproduktivität in der gesamten Industrie (Total Industries)	$GDPV_t/L_t$
$UR_t$	Arbeitslosenquote	DIW, OECD-MEI und Eurostat
$Dum_{70}$	Dummy für das Jahr 1970	–
$Dum_{Mitte-Links}$	Dummy für eine Mitte-Links-Regierung	Zeitarchiv

Quelle: DSI (1992), OECD, International Sectoral Database und Zeitarchiv (1992) – OECD-ISDB steht für die “International Sectoral Database” der OECD, OECD-MEI steht für die “Main-Economic Indicators” der OECD, DIW für die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung des Deutschen Institutes für Wirtschaftsforschung. Alle Daten sind Jahresdaten.

<sup>31</sup>Die Arbeitslosenquoten für Frankreich, Italien, Niederlande, Belgien und Großbritannien sind die standardisierten Arbeitslosenquoten der OECD. Die Arbeitslosenquote für Dänemark wurde der Eurostat entnommen, da die OECD keine standardisierte Quote für dieses Land ausweist. Für Deutschland wurde die Standardisierte Arbeitslosenquote der OECD auf die Quote regressiert, die sich aus den Arbeitslosen und der Zahl der Erwerbstätigen in der DIW-Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ergibt. Die Originaldaten der OECD weisen für die Mitte der 80er Jahre unglaubliche Sprünge auf.

Betrachtete Sektoren und Zeitspanne des verwendeten Datensatzes

Name des Sektors	D	F	I	NL	B	GB	DK
Mining and Quarrying	60-90	70-88	-	-	-	-	66-90
Food, beverages and tobacco	60-90	70-88	70-90	69-90	70-90	70-90	66-90
Textiles	60-90	70-88	70-90	69-90	70-90	70-90	66-90
Wood and Products	60-90	70-88	70-90	-	-	-	66-90
Paper, printing and publishing	60-90	70-88	70-90	69-90	70-90	70-90	66-90
Chemicals	60-90	70-88	70-90	80-90	70-90	70-90	66-90
Non-metallic mineral products	60-90	70-88	70-90	80-90	70-90	70-90	66-90
Basic metal products	60-90	70-88	70-90	69-90	70-90	70-90	66-90
Metal products except machinery and transport	60-90	70-88	80-90	80-90	70-90	70-90	66-90
Agricultural and industrial machinery	60-90	70-88	80-90	80-90	70-90	70-90	66-90
Office and data processing machines, precision and optical instruments	60-90	70-88	80-90	-	70-90	70-90	66-90
Electrical goods	60-90	70-88	80-90	69-90	70-90	70-90	66-90
Transport equipment	60-90	70-88	70-90	69-90	70-90	70-90	66-90
Other manufactured products	60-90	70-88	70-90	80-90	70-90	70-90	66-90
Electricity, gas and water	60-90	70-88	70-91	69-90	70-90	70-90	66-90
Construction	60-91	70-88	70-91	69-90	70-90	70-90	66-90
Wholesale, retail trade, restaurants and hotels	70-90	70-88	70-91	-	70-90	70-90	66-90
Transport, storage and communication	60-91	70-88	70-91	-	70-90	70-90	66-90
Total industries	60-91	70-88	70-91	69-90	70-90	70-90	66-90

Quelle: OECD, International Sectoral Database

Verwendete Zeitspanne der Dummyvariablen für eine Mitte-Links-Regierung

D	F	I	NL	B	GB	DK
66-81	81-85	-	71-72	70-72	74-78	66-72
	88		77-80	79-80		74-81
			89-90	88-90		

Quelle: Zeitarchiv (1992)



Länderkürzel

D : Bundesrepublik Deutschland vor dem 3. Oktober 1990  
 F : Frankreich  
 I : Italien  
 NL : Niederlande  
 B : Belgien  
 GB : Großbritannien  
 DK : Dänemark

Tabelle 5: Marginale Tests auf Signifikanz von Regressorvariablen  
 (bezogen auf die Endgleichung in Tabelle 1)  
 A-K: Geschätzter aggregierter Koeffizient (t-Statistik in Klammern)  
 AS: Test für aggregierten und sektorspezifischen Einfluß

Regressor	Test	D	F	I	NL	B	GB	DK
$\Delta w_{i,t-1}$	A-K	-.1902 ( 2.1)	.0444 ( .6)	.0221 ( .1)	-.0590 ( .5)	-.1119 ( 1.2)	.0300 ( .2)	-.0833 ( .9)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	38,3**	43,6**	13,8	7,4	29,9*	9,0	31,4*
$UR_{t-1}$	A-K	-.4123 ( 3.0)	-1.3078 ( 4.0)	-1.5386 ( 2.9)	-.7886 ( 4.7)	-1.0779 ( 5.9)	-.9296 ( 3.9)	-1.1098 ( 4.3)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	124,5**	68,4**	84,9**	34,4**	163,4**	184,4**	160,3**
$\Delta UR_t$	A-K	-1.1481 ( 2.0)	-.2729 ( .2)	-3.0991 ( 3.3)	-.2506 ( .4)	-.9887 ( 1.6)	.4180 ( .7)	.4525 ( 1.1)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	34,1*	48,2**	139,3**	15,6	64,5**	15,0	41,9**
$\Delta p_{i,t-1}$	A-K	.0169 ( .4)	.0585 ( .9)	.0698 ( .7)	.0063 ( .2)	-.0794 ( .8)	-.0287 ( .3)	-.0746 ( 2.1)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	38,8**	20,8	6,3	11,1	21,2	12,2	55,9**
$\Delta pc_{t-1}$	A-K	.1776 ( .6)	.8238 ( 4.2)	.1365 ( .2)	-.3319 ( .7)	.7366 ( 3.2)	.0165 ( .1)	.4999 ( 2.3)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	45,6**	110,3**	13,0	60,6**	137,3**	13,2	51,1**
$\Delta pgdp_{t-1}$	A-K	1.1131 ( 3.5)	.0928 ( .2)	.6104 ( 2.0)	.4320 ( 2.3)	.3799 ( .6)	.0160 ( .1)	1.1131 ( 5.0)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	57,1**	65,0**	176,9**	72,4**	84,6**	11,9	209,7**
$\Delta \theta_{i,t-1}$	A-K	.0858 ( 2.1)	.0429 ( .6)	-.0273 ( .2)	-.0059 ( .2)	-.0742 ( 1.6)	-.2130 ( 1.4)	.0483 ( 1.8)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	32,5*	11,2	5,7	16,3	18,1	22,9	28,1
$\Delta \theta_{t-1}$	A-K	.3531 ( 2.0)	.1368 ( .3)	.1320 ( .1)	.0724 ( .4)	-.3650 ( 1.6)	-.6976 ( 1.5)	-.0900 ( .3)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	60,9**	50,8**	13,6	8,3	43,6**	26,6*	55,8**
$(w_i - w)_{t-1}$	A-K	-.3313 ( 4.8)	-.5082 ( 7.0)	-.5179 ( 2.2)	-.1507 ( .6)	-.4303 ( 6.1)	-.4273 ( 6.1)	-.1063 ( .3)
AS	$\chi^2$ (n.o.s.)	81,5**	116,4**	21,5	10,7	104,2**	164,1**	15,0

< Fortsetzung Tabelle 5 >

Regressor	Test	D	F	I	NL	B	GB	DK
$(w_i - p_i - \theta_i)_{t-1}$	A-K	.0191	-.0547	-.0346	.0138	.0483	.0414	-.0233
		(.6)	(.7)	(.1)	(.3)	(1.0)	(.5)	(.4)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	28,5	42,7**	4,4	12,8	24,3	24,4	12,8
$(w_i - p - \theta)_{t-1}$	A-K	.1237	-.2915	-.0526	.1317	.0421	.1453	.0300
		(1.6)	(1.9)	(.1)	(.8)	(.2)	(.6)	(.1)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	50,0**	82,3**	39,3**	35,0**	60,0**	22,9	19,7
$l_{i,t-1}$	A-K	-.0200	.0476	.0194	-.0650	.0360	-.0495	.0413
		(.7)	(.4)	(.1)	(.5)	(.6)	(.6)	(.7)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	33,9*	65,8**	9,0	11,1	56,8**	31,2*	23,7
$\theta_{i,t-1}$	A-K	.0084	.0670	.0053	.0215	-.0091	.0645	.0422
		(.4)	(1.1)	(.0)	(.4)	(.2)	(1.1)	(1.4)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	43,6**	42,2**	3,3	23,9*	39,7**	18,4	35,2**
$\theta_{t-1}$	A-K	.0197	.0266	.0212	.1612	-.0567	.0782	.4870
		(.8)	(.1)	(.0)	(1.6)	(.6)	(1.1)	(4.4)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	52,1**	77,2**	12,7	16,3	43,9**	43,9**	90,5**
$(w_i - p_i)_{t-1}$	A-K	.0083	-.1086	.0078	.0119	-.0140	.0502	.0990
		(.5)	(1.1)	(.0)	(.2)	(.3)	(.7)	(1.9)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	35,1**	17,2	3,5	5,4	30,1*	28,1*	21,5
$(w_i - pc)_{t-1}$	A-K	.0088	.0665	.0846	.0654	-.0830	.1253	.0306
		(.5)	(.5)	(.1)	(.1)	(.6)	(1.3)	(.2)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	47,6**	41,1**	4,0	13,9	44,4**	44,5**	39,5**
$(w_i - pgdp)_{t-1}$	A-K	.0106	.0106	.1107	-.3891	-.1080	.1829	-.5872
		(.5)	(.0)	(.1)	(2.7)	(.9)	(1.4)	(5.4)
AS	$\chi^2(\text{n.o.s.})$	44,0**	30,2*	3,8	34,4**	29,9*	46,8**	107,3**
$Dum_{70}$	A-K	.0645	-	-	-	-	-	-.0112
		(13.3)						(1.2)
$Dum_{Mitte-Links}$	A-K	-.0025	-.0018	-	-.0146	-.0091	.0080	.0040
		(.3)	(.1)		(2.3)	(.5)	(.3)	(.3)
Zahl der Sektoren (n.o.s.)		18	18	17	13	16	16	18
<p>Teststatistiken sind asymptotisch <math>\chi^2</math>-verteilt. Die Freiheitsgrade entsprechen der Zahl der Sektoren (n.o.s.) für die Tests auf den Gesamteinfluß, der Zahl der Sektoren für die Tests auf sektorspezifische Effekte und 1 für die Tests der Dummies <math>Dum_{70}</math> und <math>Dum_{Mitte-Links}</math>. Zur Schätzung der Standardfehler siehe Tabelle 1. Für die <math>\chi^2</math>-Teststatistiken steht * für Signifikanz auf dem 5%-Niveau und ** für Signifikanz auf dem 1%-Niveau.</p>								

## Literatur

- [1] **Andersen, T.W. und S. Hylleberg** (1993). Testing for Insider–Outsider Effects. *Institute of Economics, University of Aarhus, Paper presented at ESEM 1993.*
- [2] **Appelbaum, E. und R. Schettkat** (1993). Employment Developments in Industrialized Economies: Explaining Common and Diverging Trends. *Discussion Paper, Research Area: Labour Market and Employment, Wissenschaftszentrum Berlin, FS I 93–313.*
- [3] **Bean, C.R. und P.R.G. Layard** (1986). The Rise in Unemployment: A Multi–Country Study. *Economica*, 53:1–22.
- [4] **Bjørn, N.H. und T.M. Pedersen** (1993). Insiders and Outsiders in the Danish Labour Market – An Empirical Study. *Centre for Labour Economics, University of Aarhus and Aarhus School of Business, Working Paper*, 93–1.
- [5] **Breitung, J.** (1992). Dynamische Modelle für die Paneldatenanalyse. Schriften zur angewandten Ökonometrie, Heft 24, Haag und Herchen Verlag, Frankfurt am Main.
- [6] **Bruno, M. und J.D. Sachs** (1985). Economics of Worldwide Stagflation. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- [7] **Burda, M.C.** (1990). Some Evidence on the Membership Hysteresis Hypothesis in Europe. *Empirical Economics*, 15:143–161.
- [8] **Calmfors, L.** (1993). Lessons from the Macroeconomic Experience of Sweden. *European Journal of Political Economy*, 9:25–72.
- [9] **Calmfors, L.** (1993). Centralisation of Wage Bargaining and Macroeconomic Performance: A Survey. *OECD, Economics Department, Working Paper*, 131.
- [10] **Calmfors, L. und J. Driffill** (1988). Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance. *Economic Policy*, 6:14–61.
- [11] **Chambin, M. und M. Pucci** (1993). Can Insider–Outsider Models Account for Sectoral Wage and Employment Dynamics? *Discussion Paper, Université de Paris, Paper presented at ESEM 1993.*
- [12] **Coe, D.T.** (1990). Insider–Outsider Influences on Industry Wages. *Empirical Economics*, 15:163–183.
- [13] **Driffill, J. und F. van der Ploeg** (1992). Trade Liberalisation with Imperfect Competition in Goods and Labour Markets. *TRACE Discussion Paper, Tinbergen Institute, University of Amsterdam*, 93–2.
- [14] **Driffill, J. und F. van der Ploeg** (1993). Monopoly Unions and the Liberalisation of International Trade. *Economic Journal*, 102:379–385.

- [15] **DSI** (1992). Das internationale statistische Jahrbuch auf CD-ROM. *Data Service & Information GmbH, Rheinberg.*
- [16] **Eichengreen, B.** (1990). One Money for Europe? Lessons from the US Currency Union. *Economic Policy*, 10:118–187.
- [17] **Fitzenberger, B.** (1993). Two Essays on The Moving Blocks Bootstrap and Robust Inference in Linear Regressions. *Dissertation, Department of Economics, Stanford University.*
- [18] **Fitzenberger, B. und W. Franz** (1994). Dezentrale versus zentrale Lohnbildung in Europa: Theoretische Aspekte und empirische Evidenz. In Gahlen, B., Hesse, H., und H.J. Ramser, Hrsg., *Europäische Integrationsprobleme aus wirtschaftswissenschaftlicher Sicht*, Seiten 321–353. J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen, Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Band 23.
- [19] **Franz, W.** (1989). Beschäftigungsprobleme auf Grund von Inflexibilitäten auf Arbeitsmärkten? In H. Scherf, Hrsg., *Beschäftigungsprobleme hochentwickelter Volkswirtschaften*, Seiten 304–340. Duncker und Humblot, Berlin.
- [20] **Franz, W.** (1991). Arbeitsmarktökonomik. Berlin, Heidelberg, New York.
- [21] **Franz, W. und R.J. Gordon** (1993). German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes. *European Economic Review*, 37:719–754.
- [22] **Franz, W. und W. Smolny** (1994). Sectoral Wage and Price Formation and Working Time in Germany: An Econometric Analysis. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, (erscheint demnächst).
- [23] **Fröhlich, H.-P., Klös, H.-P., Kroker, R., Link, F. J., und C. Schnabel** (1994). Lohnpolitik in der Europäischen Währungsunion – Gutachten, Beiträge zur Wirtschafts- und Sozialpolitik, 215. Institut der deutschen Wirtschaft, Köln.
- [24] **Freeman, R.** (1988). Labor Market Institutions and Economic Performance. *Economic Policy*, 6:64–80.
- [25] **Holmlund, B. und J. Zetterberg** (1991). Insider Effects in Wage Determination: Evidence from Five Countries. *European Economic Review*, 35:1009–1034.
- [26] **Huckemann, S. und Van Suntum, U.** (1994). Beschäftigungspolitik im internationalen Vergleich. Verlag Bertelsmann Stiftung, Gütersloh.
- [27] **Layard, R., Nickell, S., und R. Jackman** (1991). Unemployment – Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford University Press, Oxford.

- [28] Meyer, W. (1990). Bestimmungsfaktoren der Tariflohnbewegung. Eine empirische mikroökonomische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung, Bd. 19, Campus Verlag, Frankfurt/M.
- [29] Meyer, W. (1992). Abschlußebene und Lohndynamik Eine vergleichende empirische Analyse von Firmen- und Branchentarifabschlüssen. *Zeitschrift für Wirtschafts und Sozialwissenschaften*, 112:59-74.
- [30] Möller, J. (1994). Das Hysteresis-Phänomen in Arbeitsmarkt- und Inflationsmodellen (erscheint demnächst).
- [31] Möller, J. und T. Beißinger (1994). Sektorale Preis- und Lohnbildung in der Bundesrepublik Deutschland. *Diskussionsbeiträge zur Wirtschaftswissenschaft, Universität Regensburg*, 260.
- [32] Newell, A. und J.S.V. Symons (1985). Wages and Employment in the O.E.C.D. Countries. *Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper No. 219*.
- [33] Newell, A. und J.S.V. Symons (1987). Corporatism, the Laissez-Faire and the Rise in Unemployment. *European Economic Review*, 31:260-282.
- [34] Rowthorn, R.E. (1992). Centralisation, Employment, and Wage Dispersion. *Economic Journal*, 102:506-523.
- [35] Schnabel, C. (1993). Korporatismus, zentralisierte Tarifverhandlungen und makroökonomische Performance. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 3:259-272.
- [36] Soskice, D. (1990). Reinterpreting Corporatism and Explaining Unemployment: Co-ordinated and Non-co-ordinated Market Economies. In Brunetta, R. und Dell'Aringa, C., Hrsg., *Labour Relations and Economic Performance - Proceedings of a Conference held by the International Economic Association in Venice, Italy*, Seiten 170-211. International Economic Association, London.
- [37] Streit, M.E. (1994). Westeuropas Wirtschaftsverfassungen unter dem Druck des Systemwettbewerbs. *List-Forum*, 2:11-20.
- [38] Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (1988). Arbeitsplätze im Wettbewerb. Jahresgutachten 1988/89. Stuttgart und Mainz.
- [39] Zeitarchiv (1992). Archiv für publizistische Arbeit / Internationales Handbuch - Zeitarchiv. *Munzinger Archiv*, Ravensburg.