

Fitzenberger, Bernd; Franz, Wolfgang

**Working Paper**

## Dezentrale versus zentrale Lohnbildung in Europa: Theoretische Aspekte und empirische Evidenz

Diskussionspapier, No. 9

**Provided in Cooperation with:**

Department of Economics, University of Konstanz

*Suggested Citation:* Fitzenberger, Bernd; Franz, Wolfgang (1993) : Dezentrale versus zentrale Lohnbildung in Europa: Theoretische Aspekte und empirische Evidenz, Diskussionspapier, No. 9, Universität Konstanz, Forschungsschwerpunkt Internationale Arbeitsmarktforschung, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/92434>

**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  
Wolfgang Franz

Dezentrale versus zentrale  
Lohnbildung in Europa:  
Theoretische Aspekte und  
empirische Evidenz

Postfach 5560 D 139  
78 434 Konstanz  
Deutschland / Germany

Diskussionspapier  
9 – 1993

FEB. 1994 Weltwirtschaft  
Kiel

452 (9) ~~JK~~

**Dezentrale versus zentrale Lohnbildung  
in Europa:  
Theoretische Aspekte und empirische Evidenz**

**Bernd Fitzenberger**

**Wolfgang Franz**

520 842

W 752 (9)



**Diskussionspapier**

**Nr. 9**

**Dezember 1993**

## Zusammenfassung

Dieser Beitrag behandelt die Problemstellung des Zentralisierungsgrades der Lohnverhandlungen (ZGL) im Rahmen der europäischen Integration. Ausgehend von der bekannten Hypothese von Calmfors und Driffill, 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, erfolgt zunächst eine kritische Übersicht der theoretischen und empirischen Literatur zu dem gestellten Thema. Dem schließt sich eine empirische Studie an, in der die sektorale Lohnbildung für sieben der zwölf EG-Staaten untersucht wird. Dabei werden testbare Implikationen verschiedener Lohnbildungshypothesen im Zusammenhang mit dem ZGL einer ökonometrischen Überprüfung unterzogen.

Die empirischen Ergebnisse zeigen, daß für die Lohnbildung in den betrachteten Ländern vor allem der reine Phillipskurveneffekt in Form eines signifikant negativen Zusammenhanges zwischen sektoralem Lohnwachstum und gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit in Verbindung und eine Tendenz hin zu einer festen intersektoralen Lohnstruktur von Bedeutung sind. Es konnten keine signifikanten Unterschiede zwischen Ländern mit eher zentralisierter bzw. dezentraler Lohnfindung festgestellt werden. Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse schließen wir, daß die Frage nach dem ZGL für die Funktionsfähigkeit von Arbeitsmärkten bei zunehmender europäischer Integration keine dominierende Rolle spielen wird.

# 1 Einführung<sup>1)</sup>

Während insbesondere die Geldverfassung und die realwirtschaftlichen Anpassungsvorgänge im Mittelpunkt akademischer und öffentlicher Diskussionen im Zusammenhang mit der Vollendung des europäischen Binnenmarktes und der Europäischen Union standen, sind entsprechende Studien über die Arbeitsmarktwirkungen weit weniger zahlreich. Dies ist umso erstaunlicher, als einschlägige Einlassungen zu diesem Aspekt zwischen euphorischen Einschätzungen über zu erwartende Wachstums- und Beschäftigungsschübe einerseits und sorgenvollen Bekundungen über die Gefahr eines "Sozialdumpings" andererseits schwanken.

Unbestritten ist dabei, daß der Lohnhöhe bei der Beurteilung der Integrationswirkungen eine größere Rolle zukommt als sie schon bisher in den nationalen Volkswirtschaften besaß. In einer Wirtschafts- und Währungsunion (WWU) stehen weder eine nationale Zentralbank noch Wechselkursänderungen zur Verfügung, welche Fehlverhalten in der nationalen Lohnpolitik zu heilen versuchen können: "In einer Währungsunion ist Geldlohnpolitik immer in dem Bewußtsein zu führen, daß sie Reallohnpolitik ist. Denn die das Niveau der Güterpreise bestimmenden monetären Bedingungen, unter denen die Arbeitskräfte des einzelnen Landes im intra-europäischen Wettbewerb antreten, können nicht länger auch in Abhängigkeit davon verändert werden, welche Geldlöhne diese (kollektiv) verlangen... Wer die Geldlöhne bestimmt, bestimmt zugleich die Reallöhne – und die Beschäftigung."<sup>2</sup> O. Sievert (1992) stellt in diesem Zusammenhang die Prognose, daß "es, allmählich zwar, doch verlässlich, zu Verhaltensänderungen in der Lohnpolitik kommen (wird). Das kartellartige Ritual nationaler Lohnrunden als Streit um die Einkommensverteilung wird mehr und mehr geprägt sein vom Wettbewerb der Länder und Regionen um Arbeitsplätze."

Gegen diese Ansicht könnte eingewandt werden, daß ein Beschäftigungsproblem – verursacht beispielsweise durch einen ungünstigen, asymmetrischen Schock – auch durch Arbeitskräftemobilität abgefedert werden kann. Wie jedoch in empirischen Studien z.B. von B. Eichengreen (1990) gezeigt und auch von der EG-Kommission in ihrem Bericht "Ein Markt, eine Währung" konzediert wird, ist die Binnenwanderung innerhalb der EG etwa im Vergleich zu den USA zu begrenzt, um eine nachhaltige Angleichung der Arbeitslosenquoten herbeizuführen: "Wenn der Beitrag der Wanderungsbewegungen zum Rückgang der Streuung der Arbeitslosenquoten in der Gemeinschaft substantiell gesteigert werden soll, würde dies entweder einen erheblichen Abbau der Kulturschranken oder eine erhebliche Senkung im Niveau der sozialen Sicherheit in der Gemeinschaft erfordern."<sup>3</sup>

Somit verbleibt die (Nominal-) Lohnflexibilität als "Schock-Absorber" in einer WWU – in Anlehnung an das obige Zitat von O. Sievert. In der Vergangenheit wiesen die verschiedenen europäischen Länder höchst unterschiedliche nationale Ar-

<sup>1</sup> Beitrag für das 23. Wirtschaftswissenschaftliche Seminar Ottobeuren im September 1993.

Wir danken Jörg Breitung, Werner Smolny, unseren Diskutanten Michael Burda und Joachim Möller sowie den Teilnehmern des Seminars Ottobeuren für wertvolle Kommentare.

<sup>2</sup> Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium für Wirtschaft 1989, S. 25.

<sup>3</sup> EG-Kommission 1990, S. 168ff.

beitsmarktstrukturen auf. Insbesondere waren Unterschiede im Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen zu beobachten. Durch einen vereinten europäischen Arbeitsmarkt verändert sich zum einen der relative Zentralisierungsgrad nationaler Verhandlungen und zum anderen kann es zu Reaktionen der nationalen Lohnpolitiken auf die europäische Integration kommen. Beispielsweise stellt sich die Frage, ob supranationale Industriegewerkschaften flächendeckende Tarifverträge mit entsprechend organisierten Arbeitgeberverbänden aushandeln sollten, oder ob die Lohnfindung eher auf der betrieblichen Ebene anzusiedeln sei. Gerade die harten Auseinandersetzungen in der ostdeutschen Metallindustrie, welche im Mai 1993 zu Streiks geführt haben, waren hauptsächlich durch den Streit darüber gekennzeichnet, ob und inwieweit in ansonsten überbetrieblich geltende Tarifverträge die Möglichkeit einer Flexibilisierung in Form auch untertariflicher Löhne eingebaut werden sollte. Bekanntlich bestand ein Ergebnis dieses Konfliktes in dem Novum einer "Härteklausel", nach der in extremen Situationen (z.B. drohende Insolvenzen oder Entlassungen) Unternehmensleitung und/oder Betriebsrat bei den Tarifparteien eine untertarifliche Bezahlung beantragen können.

Die wissenschaftliche Diskussion zum Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen wurde durch einen Beitrag von L. Calmfors und J. Driffill (1988) neu belebt. Stark vereinfachend lautet das Resultat ihrer Untersuchung, daß zwischen dem Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen (ZGL) und der Beschäftigung ein Zusammenhang besteht, der durch ein U beschrieben werden kann. M.a.W. für eine geschlossene Volkswirtschaft liefern die beiden Extreme "völlige Dezentralisierung" und "vollständige Zentralisierung" auf der makroökonomischen Ebene den höchsten Beschäftigungsstand, während Zwischenlösungen als inferior eingestuft werden.

Mit den folgenden Ausführungen soll ein Beitrag zu dieser Problemstellung geliefert werden. Im Abschnitt 2 erfolgt zunächst eine Übersicht der Literatur, der sich eine kritische Einschätzung der verschiedenen Ansätze anschließt. In Abschnitt 3, wird die Lohnbildung für einige EG-Staaten empirisch untersucht, wobei testbare Implikationen verschiedener Lohnbildungshypothesen im Zusammenhang mit dem Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen einer ökonometrischen Überprüfung unterzogen werden. Abschnitt 4 beschließt die Arbeit mit einer Bewertung der empirischen Ergebnisse und ihrer Implikationen für Lohnverhandlungen in einem integrierten Europa und zeigt einige offene Fragen auf, die weiterer Forschung bedürfen. Der Anhang gibt Informationen über die verwendeten Daten.

## **2 Zentralisierungsgrad und Lohnbildung: Eine Bestandsaufnahme neuerer Literatur**

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.

## 2.1 Theoretische Analyse

Wie bereits in der Einführung erwähnt, ist die Diskussion über dieses Thema durch einen Beitrag von Calmfors und Driffill (1988) neu belebt worden, welcher daher einen geeigneten Ausgangspunkt für die folgende Übersicht darstellt.<sup>4</sup>

Das Ergebnis der Überlegungen dieser Autoren 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 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 Nominallohnerhöhungen 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 vergehenwärtigen Gewerkschaften eher die mit der Teuerung einhergehenden Reallohn-einbußen, so daß sie nunmehr in größerem Umfang die Inflationswirkungen 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

---

<sup>4</sup>In einer neueren, äußerst informativen Übersicht diskutiert Calmfors (1993) zentralisierte Lohnverhandlungen im Zusammenhang mit verschiedenen Aspekten, jedoch nicht mit der Frage der Europäischen Integration.

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 lohdämpfend wirkende Preiseffekt bei einem hohen ZGL. Dieses Ergebnis wird von Calmfors und Driffill im Rahmen ihres Modells für bestimmte Parameterkonstellationen abgeleitet und impliziert den U-förmigen Verlauf zwischen ZGL und Beschäftigungshöhe.

Für eine kritische Einschätzung der vorgetragenen Argumente ist ein vertiefter Blick auf die Theorie erforderlich. Den Modellrahmen bei Calmfors und Driffill (1988) bilden insgesamt 64 einzelne Industriezweige, die nun ihrerseits aus einer großen Zahl von Firmen bestehen, die Preisnehmer sind und mit einem festen Kapitalbestand, aber variablem Arbeitseinsatz gemäß einer CES-Produktionsfunktion produzieren (welche auch für den Industriezweig gilt). Alle Arbeitsanbieter gehören einer Gewerkschaft an, wobei in die Zielfunktion der Gewerkschaften sowohl die Beschäftigung als auch der Konsumlohn (d.h. Nominallohn deflationiert mit dem Preisindex für Konsumgüter) eingehen. Arbeitslose Arbeitsanbieter erhalten Arbeitslosenunterstützung in Abhängigkeit vom herrschenden Nominallohn.

Das Modell ist als Gleichgewichtsmodell auf den Gütermärkten formuliert. Lohnerhöhungen in einem Wirtschaftsbereich führen zu Preiserhöhungen in diesem Bereich über die induzierte Güterangebotsreaktion. Diese Preise auf anderen Märkten erhöhen sich aufgrund der Substitutionsbeziehungen in der Nachfrage. Es wird eine verschachtelte (CES-) Güterstruktur auf der Seite der Konsumentennachfrage unterstellt, die eine einfache konsistente Aggregation für Lohnverhandlungen auf verschiedenen Ebenen der Güterstruktur ermöglicht.

Zwei theoretische Ansätze gewerkschaftlichen Verhaltens werden getrennt behandelt. Der erste Fall einer Monopolgewerkschaft ist dadurch gekennzeichnet, 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. Im zweiten Fall, dem sogenannten "right-to-manage"-Modell, bestimmen die Unternehmen nach wie vor die Höhe der Beschäftigung, indessen erfolgt die Lohnsetzung nunmehr über Verhandlungen zwischen Arbeitgebern bzw. deren Verbänden und Gewerkschaften.

ten. In beiden Fällen lautet die Zielfunktion der Gewerkschaften:

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

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, der aus dem Erhalt von  
Arbeitslosenunterstützung resultiert.

Im folgenden beschränken wir uns in der Darstellung auf den Fall der Monopolgewerkschaften. Die Ergebnisse für das "right-to-manage"-Modell sind qualitativ identisch.<sup>5</sup> Wenn im Fall der Monopolgewerkschaften 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 Nachfragereaktionen 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

<sup>5</sup>Siehe Calmfors und Driffill (1988), Appendix (5).

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 Kreuz Einkommenseffekt 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.<sup>6</sup>

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 unterschiedlichen Makroergebnisse 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)<sup>7</sup>. 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.

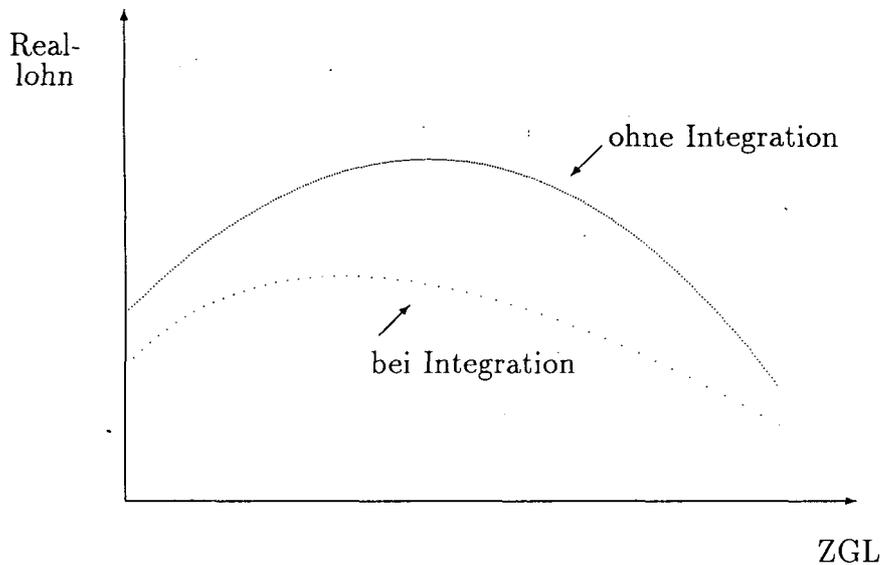
Bei einer Europäischen Union sind weitergehende Gesichtspunkte bezüglich des ZGL zu berücksichtigen. In den Arbeiten von Danthine et al (1990) und Danthine und Hunt (1992) wird der Fall zunehmender (europäischer) Integration im Rahmen des einfachen Calmfors-Driffill-Modells untersucht. Die beiden aggregierten Güter repräsentieren hier zwei Länder und die Autoren modellieren zunehmende Integration als betragsmäßige Abnahme der Substitutionselastizität der Nachfrage nach den aggregierten Gütern der beiden Länder. Nach Einschätzung von Calmfors und Driffill befinden sich die meisten EG-Staaten eher im mittleren Bereich der beiden Extreme des ZGL. Diese Länder gewinnen bei einer Integration, durch die sich die Beschäftigung erhöht. Anders ist die Situation für die Länder mit bereits "effizientem" Zentralisierungsgrad zu beurteilen: Bei einer Integration verändert sich der ZGL eines zentralisierten Landes, so daß dieses mit Ineffizienzen und damit mit Beschäftigungsverlusten konfrontiert sein könnte, da sich der relative ZGL im Rahmen der größeren Volkswirtschaft verringert hat.

Jedoch bleibt der erwähnte, invers U-förmige Verlauf zwischen ZGL und Lohnhöhe von einer Integration nicht unberührt, sondern wird einerseits flacher und

<sup>6</sup>Es sei erwähnt, daß im Modell von Calmfors und Driffill das nominelle Gesamteinkommen konstant gehalten ist.

<sup>7</sup>So auch in Danthine et al (1990) sowie Danthine und Hunt (1992).

Abbildung 1: Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und ZGL



verlagert andererseits seinen Hochpunkt hin zu einem dezentralen Lohnfindungsprozeß (siehe Abbildung 1). Die Begründung für den flacheren Verlauf liegt in dem mit der Integration einhergehenden schärferen Wettbewerb, welcher einen geringeren Spielraum für regionale Lohnerhöhungen läßt. Die Verlagerung des Hochpunkts hat für eine Volkswirtschaft, die sich mehr (aber nicht vollständig) im Bereich eines hohen ZGL befindet und damit eine vergleichsweise geringere Beschäftigung aufweist, eine Verbesserung der Beschäftigungssituation bei zunehmender Integration zur Folge, während vorher für eine zentralisierte Volkswirtschaft keine oder nur sehr geringe Beschäftigungsverluste auftreten. Diese optimistische Einschätzung beruht, so betonen die Autoren, jedoch auf der Annahme rational und flexibel handelnder Gewerkschaften, die sofort optimal auf die neue Situation reagieren. Kritisch ist jedoch dem Ansatz der Autoren anzumerken, daß der methodische Ansatz, die europäische Integration als eine Veränderung der Substitutionselastizität der Nachfrage zu modellieren, einerseits den Integrationsprozeß in ein sehr enges, wenn nicht sogar unrealistisches formales Prokrustesbett zwingt und andererseits das Ergebnis der Analyse präjudiziert: Der U-förmige Verlauf kommt gerade dadurch zustande, daß die betragsmäßigen Substitutionselastizitäten für Güter auf einem höheren Aggregationsniveau geringer sind als für Güter auf einem niedrigeren Aggregationsniveau. Werden nun die Substitutionselastizitäten auf dem höchsten Aggregationsniveau erhöht, verringert sich somit automatisch die U-Form.

Eine aus unserer Sicht adäquatere Modellierung der Interaktion zwischen europäischer Integration und dem ZGL erfolgt 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>8</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>9</sup> Dies führt zur Abwertung der inländischen Währung, wodurch das ursprüngliche Absinken des Konsumentenpreisindex abgeschwächt wird. Dezentrale und internationale Gewerkschaften haben im Modell keinen Anlaß, den Konsumlohn zu ändern, d.h. die Beschäftigung steigt aufgrund der Verringerung des Produktlohnes. Durch allgemeine Zöllsenkungen 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 Zöllsenkungen zu höheren Löhnen bei zentralisierten nationalen Gewerkschaften führt, relativiert sich jedoch, da das Modell keine unvollständige Konkurrenz bzw. Spezialisierung auf unvollkommen substituierbare 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

---

<sup>8</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>9</sup>Zölle repräsentieren in diesem Modell jede Art von Wettbewerbsbeschränkungen.

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 ist die Messung des ZGL. Soweit überhaupt eine empirische Analyse vorgenommen 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

ten 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), Danthine et al (1990), Danthine und Hunt (1992), Rowthorn (1992) und Driffill und van der Ploeg (1993) wählen indessen einen anderen Weg, indem sie ein einfaches makroökonomisches Modell kalibrieren. Wie bereits erwähnt, werden der Fall der Monopolgewerkschaft und der einer Nash-Verhandlungslösung betrachtet. Für beide Fälle lassen sich dann Parameterkonstellationen finden, in denen der im vorigen Abschnitt diskutierte U-förmige Verlauf als Resultat auftritt. Dies ist dann der Fall, wenn die Substitutionselastizitäten der Nachfrage zwischen Gütern auf höheren Aggregationsstufen geringer werden.

In Ergänzung bzw. als Ersatz für die dargestellte Rangskala wird in den Arbeiten von Rowthorn (1992) und Freeman (1988) die Lohndispersion als Indikator für den ZGL bzw. den Korporatismusgrad verwendet. Die zuerst genannte Studie erweitert den Ansatz von Calmfors und Driffill um die sektorale Lohndispersion (gemessen als gewichteter Variationskoeffizient), die in drei Komponenten zerlegt wird: Veränderung der Beschäftigtenzahl und der geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede sowie eine Residualgröße, wobei der zweiten Komponente die quantitativ größte Bedeutung zukommt. Das Resultat dieser Studie von Rowthorn ist sowohl eine hohe Korrelation zwischen der Lohndispersion und der von Calmfors und Driffill aufgestellten Rangskala, wie auch ein U-förmiger 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 findet sich nach Berücksichtigung der Rangskala jedoch kein robuster Effekt der Lohndispersion. Zu einer etwas zurückhaltenderen Einschätzung gelangt Freeman. Als Hauptresultat seiner empirischen Studie ergibt sich eine U-förmige Beziehung direkt zwischen der Lohndispersion und dem Beschäftigungsgrad, jedoch ist diese Relation weniger ausgeprägt für den Zusammenhang zwischen Lohndispersion und Lohnhöhe.

### **2.3 Kritische Einschätzung**

Eine kritische Einschätzung<sup>10</sup> der vorgestellten Literaturbeiträge hat mit der Feststellung zu beginnen, daß es nicht darum gehen kann, die "Exportfähigkeit von Institutionen"<sup>11</sup> zu testen und ggf. zu proklamieren, und dies schon gar nicht auf der Basis diverser Rangordnungen bzw. Lohndispersionsmaße. Die Fragwürdigkeit der letzteren Variable zeigt sich beispielsweise aus empirischer Sicht schon

<sup>10</sup>Siehe auch die "positivere" Einschätzung in Calmfors (1993).

<sup>11</sup>Freeman (1988), S. 78.

darin, daß Österreich als ein Land mit vergleichsweise ausgeprägtem korporativem Verhalten der Tarifparteien in der Studie von Freeman (1988) eine hohe Lohndispersion aufweist. Weiterhin stellt es dann schon eine Herausforderung an die ökonomische Analyse dar zu erklären, wieso zwar kaum ein Zusammenhang zwischen Lohndispersion und Lohnhöhe, wohl aber ein solcher zwischen Lohndispersion und Beschäftigung bestehen soll.

Aber auch die verschiedenen Rangskalen sind alles andere als zuverlässige Indikatoren für den ZGL. Es entbehrt nicht einer gewissen Ironie, daß sich, trotz lobender Bekundungen, die Diskutanten der Studie von Calmfors und Driffill (1988) mit der vorgenommenen Eingruppierung in die Rangskala ausgerechnet der eigenen Herkunftsländer, bei denen detaillierte Kenntnisse am ehesten vorausgesetzt werden können, nicht abfinden können. Abgesehen von unterschiedlichen subjektiven Bewertungen der Funktionsweise einzelner institutioneller Arrangements läßt dies unmittelbar die Vermutung aufkommen, daß eine eindimensionale Abbildung des ZGL ein aussichtsloses Unterfangen darstellen dürfte.

Des komparativen Vorteils willen kann dies am Beispiel der Lohnverhandlungen in Deutschland veranschaulicht werden. Einen gegebenen ZGL zunächst einmal unterstellt, muß das politische Umfeld, insbesondere die politische Ausrichtung der Regierungsparteien, ebenfalls in Rechnung gestellt werden. Dafür gibt es historische Beispiele, wobei der Übergang zur sozialliberalen Koalition 1969 wohl am besten geeignet ist, wie die exorbitanten und ökonomisch nicht gerechtfertigten Lohnerhöhungen 1970 belegen. Objektiviert wird diese Beurteilung durch ökonometrische Lohnanalysen, welche sich trotz zahlreicher Versuche außerstande sehen, diese Lohnexplosionen durch ökonomische Variable zu erklären, sondern sich mit "Lohnpush-Dummies" behelfen bzw. Strukturbrüche konstatieren müssen.<sup>12</sup> M.a.W. ein und derselbe ZGL, welcher sich zwischen den sechziger und siebziger Jahren nicht geändert hat, kann je nach Ausmaß einer Unterstützung durch die Regierung(-sparteien) unterschiedliche Lohnentwicklungen bewirken.

Desweiteren ist bei der Evaluierung des ZGL insbesondere in Deutschland zwischen institutionellen Arrangements und faktischen Abläufen zu differenzieren. Zwar finden Tarifverhandlungen auf regionaler und sektoraler Ebene statt, gleichwohl werden die Lohnabschlüsse einer Branche in der Regel völlig oder mit nur geringen Modifikationen in den anderen Tarifgebieten übernommen und besitzen einen ausgeprägten Pilotcharakter für die nachfolgenden Lohnverhandlungen anderer Branchen, wie z.B. die empirischen Studien über die Lohnführerschaft der Metallindustrie bzw. des öffentlichen Dienstes aufzeigen.<sup>13</sup> Weiterhin ist der in die Berechnung der Rangskala meistens eingehende gewerkschaftliche Organisationsgrad für deutsche Verhältnisse nahezu, wenn nicht sogar völlig irrelevant. Angesichts des Rechts der negativen Koalitionsfreiheit, d.h. des Verbots eines Organisationszwanges, gelten die Lohnabschlüsse auch für die nicht-organisierten Arbeitnehmer. Für rund 90 v.H. aller Arbeiter und Angestellten bestehen Tarifverträge, wobei von den in Westdeutschland Ende 1989 gültigen 32 Tsd. Ta-

<sup>12</sup>Vgl. Abschnitt 3 sowie Franz und Gordon (1993), Möller (1993) und umfassender Gärtner (1980).

<sup>13</sup>Vgl. beispielsweise Meyer (1990).

rifverträgen gut 500 für allgemeinverbindlich erklärt wurden, die etwa 4.5 Mio. Arbeitnehmer erfassen, von denen jedoch bei ca. 3.5 Mio. Arbeitnehmern die Tarifverträge ohnehin angewandt wurden, weil sie bei tarifgebundenen Arbeitgebern beschäftigt waren.<sup>14</sup>

Prima facie mögen diese Gegebenheiten für einen hohen deutschen ZGL sprechen,<sup>15</sup> jedoch steht dem eine nicht unerhebliche Differenzierung zwischen Effektiv- und Tariflöhnen im Wege. Diese Lohnspanne – bzw. bei einer Betrachtungsweise in Wachstumsraten: die Lohndrift – ist eine freiwillige übertarifliche Zusatzleistung, die meistens auf Unternehmensebene zusammen mit dem Betriebsrat vereinbart wird. Die Lohndrift weist eine beträchtliche negative Korrelation mit den Tariflohnzuwachsrate auf, dient mithin teilweise als Korrektur der Tarifabschlüsse. Andererseits reflektiert sie auch Effizienzlohnaspekte wie die Studie von Gahlen und Ramser (1987) nahelegt. Wie dem auch sein mag, die auf Unternehmensebene vereinbarte Lohndrift stellt angesichts ihrer quantitativen Bedeutung ein nicht vernachlässigbares dezentrales Element im deutschen Lohnbildungsprozeß dar.

Schließlich ist als i.w. deutsches Spezifikum zu beachten, daß insbesondere in den achtziger Jahren sowohl über die Lohnhöhe als auch über die Arbeitszeit z.T. mit einer für deutsche Verhältnisse eher ungewohnte Schärfe gestritten wurde, wie z.B. der Streik 1984 in der Metallindustrie zeigte. Trotz gegenteiliger Beteuerungen der Gewerkschaften fand eine Arbeitszeitverkürzung mit vollem Lohnausgleich nicht statt, sondern nur partiell, gleichwohl beeinträchtigt diese Besonderheit den beobachteten Zusammenhang zwischen ZGL und Lohnentwicklung.<sup>16</sup>

Daß der ZGL, wenn überhaupt, nur unter größten Schwierigkeiten zu messen ist, stellt natürlich noch kein Verdikt über die Theorie eines möglichen Zusammenhanges mit der Lohnhöhe dar. Allerdings kann auch hier von überzeugenden Entwürfen keine Rede sein. Calmfors und Driffill (1988) präsentieren selbst in redlicher Offenheit eine nahezu erdrückende Liste von Desiderata an die Theorie, die von einer Einbeziehung monopolistischer Konkurrenz über die Berücksichtigung des öffentlichen Sektors bis hin zur Diskussion von Hysterese-Effekten reicht. Ohne Beckmesserei betreiben zu wollen, läßt sich ihre Aufstellung ergänzen. Allgemein ist zunächst auf den Produktivitätsgewinn hinzuweisen, der mit einer Verlagerung von Verteilungskonflikten aus der betrieblichen Ebene auf die Verbandsebene einhergeht. Noch speziellere theoretische Aspekte beziehen sich auf eine stochastische Modellierung mit firmenspezifischen Produktivitätsschocks, alternative gewerkschaftliche Nutzenfunktionen (wie z.B. im Rahmen der Insider-Outsider-Hypothese), die Erklärung des oben diskutierten Phänomens der Lohndrift sowie Interaktionen der Lohnverhandlungen in verschiedene Sektoren, um nur einige

<sup>14</sup>Quellen für die Zahlenangaben bzw. Berechnungen sind in Franz (1991), S. 226f. enthalten.

<sup>15</sup>Soskice (1990) unterscheidet beispielsweise zwischen koordinierten und nicht koordinierten Marktwirtschaften. Dabei werden verschiedene Gegebenheiten der betrachteten Volkswirtschaften berücksichtigt, unter anderem der ZGL. Zu der Gruppe der koordinierten Marktwirtschaften zählt er von ihrem ZGL her so unterschiedliche Länder wie Schweden, Westdeutschland, Japan und die Schweiz.

<sup>16</sup>Zum Zusammenhang zwischen Arbeitszeitverkürzung und Lohnentwicklung vgl. Franz und Smolny (1993).

Beispiele zu nennen.

### **3 Empirische Analyse der Lohnbildung in sieben EG-Staaten**

Angesichts der im vorigen Abschnitt aufgezeigten theoretischen und insbesondere auch empirischen Probleme, die mit der Implementierung des Zusammenhanges zwischen ZGL und Beschäftigung verbunden sind, erscheint es müßig, die Literatur durch zusätzliche eigene und zwangsläufig ebenso spekulative Einlassungen zu dieser Relation anzureichern. Stattdessen wird eine andere, im Anspruch wesentlich bescheidenere Strategie gewählt, indem mit Hilfe ökonometrisch geschätzter sektoraler Lohnfunktionen für verschiedene Länder untersucht wird, ob und inwieweit bei der nationalen Lohnbildung eher sektorspezifische und/oder gesamtwirtschaftliche Einflußfaktoren von Bedeutung sind, sowie, ob und wie sich dabei Unterschiede im ZGL auswirken. Die Frage nach Unterschieden im ZGL zielt letztendlich darauf ab, die unterschiedliche Entwicklung der Arbeitslosigkeit zu erklären. Dabei stellt der gewerkschaftliche Einfluß auf die Lohnbildung den Transmissionsmechanismus dar. Die Analyse auf sektoraler Ebene ermöglicht, die Interaktionen zwischen der aggregierten Ebene und der sektoralen Ebene zu untersuchen.

Wie aus der vorangegangenen Literaturübersicht hervorgegangen sein dürfte, spielt die Frage der aggregierten versus sektoralen Lohnfindung bei der Beurteilung des Zusammenhanges zwischen Lohnhöhe und ZGL eine nicht unerhebliche Rolle, wenn auch nochmals hervorgehoben werden soll, daß mit der hier untersuchten Problemstellung nur ein Beitrag zu der angesprochenen Gesamthematik geleistet werden kann, allerdings auf einem sichereren Fundament als einige Aspekte der diskutierten Modelle es zu liefern imstande sind.

Die Lohnbildung wird für die folgenden sieben EG-Staaten in den 70er und 80er Jahren empirisch untersucht: Deutschland, Frankreich, Italien, die Niederlande, Belgien, Großbritannien und Dänemark. Nach den Einstufungen 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 empirische Spezifikation folgt Franz und Gordon (1993) sowie Franz und Smolny (1993). Für eine adäquate statistische Inferenz wird die neue Methode des Moving Blocks Bootstrap verwendet, die in Fitzenberger (1993) im Regressionszusammenhang analysiert wird und in MaCurdy und Mroz (1991) erstmals zur Inferenz in Längs-Querschnittsanalysen verwendet wird. Die Schätzergebnisse erlauben das Ausmaß der Unterschiede in der Lohnbildung in den verschiedenen EG-Ländern zu charakterisieren und somit die Relevanz der Unterschiede im ZGL abzuschätzen. Auf dem Hintergrund dieser Ergebnisse und der in Abschnitt 2 diskutierten theoretischen Ansätze läßt sich über die Bedeutung des ZGL für den Zusammenschluß der verschiedenen Länder spekulieren. Wesentliches Ergeb-

nis der Schätzungen ist jedoch, daß die Lohnbildung über die Länder hinweg große Gemeinsamkeiten aufweist und sektorale Einflüsse auf die Lohnbildung nur eine untergeordnete Rolle spielen.

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, Daten 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 das Verfahren des Moving Blocks Bootstrap verwendet.

In der empirische Analyse wird 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

$$\begin{aligned} \Delta w_{i,t} = & \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}\Delta w_{i,t-1} + \alpha_{i,2}\Delta w_{i,t-2} + \alpha_{i,3}UR_{t-1} + \alpha_{i,4}\Delta UR_t \\ & + \alpha_{i,5}l_{i,t-1} + \alpha_{i,6}\Delta p_{i,t-1} + \alpha_{i,7}\Delta pc_{t-1} + \alpha_{i,8}\Delta pgdp_{t-1} \\ & + \alpha_{i,9}\Delta\theta_{i,t-1} + \alpha_{i,10}(w_i - p_i - \theta_i)_{t-1} + \alpha_{i,11}(w_i - p - \theta)_{t-1} \\ & + \alpha_{i,12}(w_i - w)_{t-1} + \alpha_{i,13}(pc - p_i)_{t-1} + \alpha_{i,14}(pgdp - p_i)_{t-1} \\ & + \alpha_{i,15}Dum_{70} + \alpha_{i,16}Dum_{Mitte-Links} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

wobei	$w_{i,t}$	Lohn in Sektor $i$
	$p_{i,t}$	Outputpreis in Sektor $i$
	$p_t$	(Aggregierter) Outputpreis im gesamten verarbeitenden Gewerbe ("Total Manufacturing")
	$pc_t$	Konsumentenpreisindex
	$pgdp_t$	BIP-Deflator
	$w_t$	(Aggregierter) Lohn im gesamten verarbeitenden Gewerbe ("Total Manufacturing")
	$\theta_{i,t}$	Arbeitsproduktivität in Sektor $i$
	$\theta_t$	(Aggregierte) Arbeitsproduktivität im gesamten verarbeitenden Gewerbe ("Total Manufacturing")
	$l_{i,t}$	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>17</sup> Im folgenden werden die einzelnen Einflußfaktoren in Gleichung 5 diskutiert.

Ausgangspunkt der Analyse ist ein reines Phillipskurvenmodell, in dem das Niveau der Arbeitslosenquote in der Vorperiode,  $UR_{t-1}$ , bzw. deren Abweichung von der "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 und damit zur Hysterese bzw. Persistenz von Arbeitslosigkeit beitragen, dann kann die Veränderungsrate der Arbeitslosenquote,  $\Delta UR_t$ , 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 (Hysterese),
- 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).

Mit Hilfe der Regressorvariablen verzögerte sektorale Beschäftigung,  $l_{i,t-1}$ , läßt sich ein Aspekt des Insider-Outsider-Phänomens erklären: 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.

Kurzfristig spielen für die Lohnentwicklung im Sektor *i* möglicherweise auch die Entwicklung des Konsumentenpreisindex,  $\Delta pc_{t-1}$ , oder des BIP-Deflators,  $\Delta pgdp_{t-1}$ , eine Rolle. 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 Angebots-

<sup>17</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).

schock, wie z.B. die beiden OPEC-Schocks, von Bedeutung, der ein Absinken des inländischen Produktlohnes notwendig macht, um erhöhte Arbeitslosigkeit zu vermeiden.

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>18</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 Reallohnleichung 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>19</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 werden nach dieser Literatur mit "politischen Gegenleistungen erkaufte."<sup>20</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 nur die Lohnwachstumsrate, nicht aber das Lohnniveau.<sup>21</sup> Mit der Einführung von Fehlerkorrekturtermen, wie  $(w_i - p_i - \theta_i)_{t-1}$ ,  $(w_i - p - \theta)_{t-1}$  und  $(w_i - w)_{t-1}$ , erfolgt jedoch auch eine Beeinflussung des Lohnniveaus. Bei negativem Koeffizienten repräsentiert der Term  $(w_i - p_i - \theta_i)_{t-1}$  eine Lohnanpassung in Abhängigkeit von der 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  $pc_{t-1}$

<sup>18</sup>Vgl. u.a. Franz und Gordon (1993, S.30) sowie die Diskussion in Abschnitt 2.3.

<sup>19</sup>Vgl. u. a. Soskice (1990).

<sup>20</sup>Ebda. S. 199.

<sup>21</sup>Jedoch gilt dies mit Ausnahme der Dummyvariablen, der verzögerten Beschäftigungshöhe und der verzögerten Arbeitslosenquote, die auch als Teil der Fehlerkorrekturterme angesehen werden können.

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,  $(w_i - p - \theta)_{t-1}$ , und/oder an dem relativen Lohnniveau in einem Sektor,  $(w_i - \bar{w})_{t-1}$ , orientieren. Die drei diskutierten Fehlerkorrekturterme können als das Ergebnis eines Reallohn-Verhandlungs-Modells 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 sollte nur  $(w_i - p_i - \theta_i)_{t-1}$  mit negativem Vorzeichen signifikant sein, was einer Ausrichtung an der sektoralen Lohnquote entspricht. Orientieren sich Gewerkschaften bzw. Arbeitgeber an dem aggregierten Lohnniveau, dann erklärt dies die Signifikanz von  $(w_i - \bar{w})_{t-1}$  mit negativem Vorzeichen. Dies läßt sich z.B. damit begründen, daß sektorale oder zentralisierte Gewerkschaften eine Vorliebe für geringere intersektorale Lohndispersion 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>22</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.<sup>23</sup> 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 Lohndispersion haben und sich gleichzeitig an der aggregierten Preis- und Produktivitätsentwicklung 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 statisti-

<sup>22</sup>Vgl. u.a. Meyer (1990), Kapitel 6.

<sup>23</sup>Vgl. Burda (1991). Im Rahmen von Schätzungen mit Individualdaten werden jedoch oft umgekehrt Effizienzlohnargumente als Begründung für sektorale Lohnunterschiede herangezogen. Burda argumentiert, daß bei adäquater statistischer Modellierung die sektoralen Lohnunterschiede wesentlich geringer sind, als frühere Studien angenommen hatten. Allerdings findet auch er Evidenz für eine Version der Effizienzlohnhypothese zur Erklärung der sektoralen Lohnunterschiede.

schen Überprüfung verschiedener Hypothesen lassen sich im Rahmen dieses Ansatzes die Lohnbildungssysteme der sieben verschiedenen EG-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.

Unsere empirische Analyse verwendet Jahresdaten für jeweils dreizehn Sektoren in jedem der sieben Länder: Deutschland, Frankreich, Italien, die Niederlande, Belgien, Großbritannien und Dänemark. Die Daten entstammen dem internationalen statistischen Jahrbuch, von DSI (1992).<sup>24</sup> Für jedes Land wird im Rahmen einer Längs-Querschnittsanalyse die Wachstumsrate der Entlohnung eines Beschäftigten in einem Sektor und Jahr erklärt.<sup>25</sup> Die Länge der verfügbaren Zeitreihen für die verschiedenen Sektoren in einem Land unterscheidet sich in einigen Fällen sehr stark.<sup>26</sup> Über die Länder hinweg schwankt die Länge der einzelnen Zeitreihen für die verschiedenen Sektoren zwischen 10 und 27 Beobachtungen.

Angesichts der Kürze der Zeitreihen in vielen Sektoren erscheint es wenig sinnvoll, die spezifische Lohnentwicklung in jedem Sektor erklären zu wollen. Daher beruht die Schätzung für ein Land auf den Beobachtungen über alle Sektoren hinweg im Rahmen einer gepoolten Längs-Querschnittsanalyse, und es wird die folgende vereinfachte 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,

<sup>24</sup>Genauere Informationen zu den Daten sind im Anhang, Abschnitt 5, beschrieben.

<sup>25</sup>In DSI (1992) sind keine Stundenlöhne für einen ausreichend langen Zeitraum über die Länder hinweg verfügbar.

<sup>26</sup>Vgl. Anhang, Abschnitt 5.

indem die Hypothese  $\alpha_{j,i} = 0$  für alle  $i$  überprüft wird,<sup>27</sup> d.h. der Fall eines nur aggregierten Effektes ist als Spezialfall in Gleichung 6 enthalten.

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>28</sup>

In dieser Situation bietet sich der Moving Blocks Bootstrap (MBB) als neues robustes Verfahren zur Schätzung der Standardfehler an. Dieses Verfahren wurde von MaCurdy und Mroz (1991) in einer Längs-Querschnittsanalyse verwendet. In Fitzenberger (1993) werden die theoretischen und Kleine-Stichproben-Eigenschaften des MBB 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 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

<sup>27</sup>Man beachte, daß auch im restringierten Modell sektorenspezifischen Bedingungen über sektorspezifische Werte der Regressoren Rechnung getragen wird.

<sup>28</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).

Schätzung für die wahre Verteilung des Stichprobenschätzers darstellt. Nach dem MBB-Verfahren werden bei der Bildung der Resamples statt einzelner Beobachtungen ganze Blöcke von Beobachtungen mit Zurücklegen auf zufällige Weise gezogen. Das Ziehen von Blöcken "benachbarter" Beobachtungen ermöglicht die Berücksichtigung der Abhängigkeit zwischen diesen Beobachtungen.<sup>29</sup> Dabei sind die zu ziehenden Blöcke so zu wählen, daß Beobachtungen, zwischen denen eine Abhängigkeit vermutet wird, gemeinsam gezogen werden.<sup>30</sup> 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.

### 3.2 Schätzergebnisse

Dieser Abschnitt gibt die Ergebnisse für die Schätzung der Lohngleichung 5 wieder und stellt sie, soweit vergleichbar, Ergebnissen in der Literatur gegenüber. Die Schätzung 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 für die dreizehn Sektoren.<sup>31</sup> Zur besseren Vergleichbarkeit der Resultate wurde eine möglichst gleiche Spezifikation für alle Länder gewählt. Tabelle 1 weist die Ergebnisse für die präferierte Spezifikation der Lohngleichung aus. Die in Klammern ausgewiesenen  $t$ -Werte beruhen auf mit dem Moving Blocks Bootstrap Verfahren geschätzten Standardfehlern, wobei jeweils 5000 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 gewählte Spezifikation ist das Resultat systematischer Tests auf Signifikanz von aggregierten und sektorspezifischen Effekten. Fast alle der ausgewiesenen Koeffizienten erweisen sich als äußerst robust gegenüber Veränderungen der Spezifikation.<sup>32</sup>

Um weiter die Güte der Schätzgleichung beurteilen zu können, weist Tabelle 3 die Ergebnisse von marginalen Signifikanztests für alle erklärenden Variablen aus, wobei die Test jeweils auf die in Tabellen 1 und 2 ausgewiesene Spezifikation bezogen sind. Bis auf die Dummyvariablen  $Dum_{Mitte-Links}$  und  $Dum_{70}$  wird für jede

<sup>29</sup>Vgl. hierzu Kapitel 1 in Fitzenberger (1993).

<sup>30</sup>Das Problem der Wahl der Blockgröße ist eng mit dem Problem der Wahl eines Bandbreitensparameters im Rahmen von nicht parametrischen Schätzungen verwandt. Typischerweise gilt, daß je größer der Block desto geringer die Verzerrung, aber desto größer die Varianz der Schätzung. Vgl. hierzu Fitzenberger (1993).

<sup>31</sup>Die Schätzzeiträume für die einzelnen Länder und Sektoren finden sich im Anhang, Abschnitt 5.

<sup>32</sup>Die wichtigste Ausnahme betrifft den aggregierten Koeffizienten von  $UR_{t-1}$  für Frankreich. Die geschätzte Gleichung erweist sich in einigen Fällen als nicht robust gegenüber dem Hinzufügen anderer sich selbst als insignifikant erweisender Regressoren.

Tabelle 1: Geschätzte aggregierte Koeffizienten der Lohngleichung

Regressor	D	F	I	NL	B	GB	DK
$\Delta w_{i,t-1}$		.1088 (.9)					-.1615 (2.3)
$\Delta w_{i,t-2}$		-.1100 (1.1)					
$UR_{t-1}$	-.0059 (4.0)	-.0057 (2.4)	-.0145 (2.4)	-.0084 (3.8)	-.0144 (6.3)	-.0091 (4.2)	-.0119 (5.4)
$\Delta UR_t$	-.0126 (2.3)						
$\Delta p_{i,t-1}$							.1090 (2.5)
$\Delta pc_{t-1}$		.5513 (3.9)		.2508 (1.4)	.4788 (2.9)		.3375 (2.0)
$\Delta pgdp_{t-1}$	.6520 (2.5)		.7485 (1.7)				.5535 (3.1)
$\Delta \theta_{i,t-1}$	.0904 (2.5)			.0728 (1.5)			
$(w_i - p - \theta)_{t-1}$		-.1571 (2.0)					
$(w_i - w)_{t-1}$	-.3337 (5.1)		-.5909 (3.8)	-.2963 (2.3)	-.3782 (4.8)	-.6184 (2.7)	-.5580 (4.2)
$(pc - p_i)_{t-1}$					.1009 (3.8)	.1777 (2.1)	.1130 (2.5)
$Dum_{70}$	.0550 (11.2)						
Zahl der Beobachtungen	325	221	182	200	292	260	286
$R^2$	0,76	0,65	0,56	0,62	0,52	0,60	0,94
<p>(Durchschnittliche) Geschätzte Koeffizienten über die Sektoren hinweg (t-Werte in Klammern : Die Standardfehler werden nach dem Moving Blocks Bootstrap Verfahren geschätzt. Dabei wird zwischen den Sektoren die Abhängigkeit in der gleichen Zeitperiode berücksichtigt. Die Schätzung der Standardfehler basiert auf 5000 Resamples.), vgl. Abschnitt 3.1. Absolutglieder sind nicht ausgewiesen.</p>							

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

Regressor	D	F	I	NL	B	GB	DK
$Dum_i$	44,9	25,4	50,6	30,6	85,6	39,0	39,4
$\Delta w_{i,t-1}$	-	30,4	-	-	-	-	-
$\Delta w_{i,t-2}$	-	24,5	-	-	-	-	-
$UR_{t-1}$	-	-	-	27,3	-	25,0	-
$\Delta UR_t$	47,4	-	-	-	-	-	-
$\Delta p_{i,t-1}$	-	-	-	-	-	-	26,2
$\Delta pc_{t-1}$	-	27,3	-	-	27,3	-	-
$\Delta pgdp_{t-1}$	-	-	48,6	-	-	-	-
$\Delta \theta_{i,t-1}$	30,6	-	-	22,9	-	-	-
$(w_i - w)_{t-1}$	42,9	-	42,3	-	65,1	32,5	26,4
$(pc - p_i)_{t-1}$	-	-	-	-	-	28,6	41,4

Teststatistiken sind asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt mit zwölf Freiheitsgraden. Kritische Werte sind:  $\chi^2_{90\%}(12) = 18,5$ ,  $\chi^2_{95\%}(12) = 21,0$  und  $\chi^2_{99\%}(12) = 26,2$ . Zur Schätzung der Standardfehler siehe Tabelle 1.

Variable getestet, ob in einer Schätzung mit sektorspezifischen Effekten dieser Variablen alle Koeffizienten, d.h. aggregierte und sektorspezifische, null sind [ $\chi^2(13)$ ], und ob die sektorspezifischen für sich allein null sind [ $\chi^2(12)$ ]. Damit läßt sich beurteilen, ob eine Variable nur einen aggregierten oder auch sektorspezifischen Einfluß ausübt. Für die beiden Dummyvariablen,  $Dum_{70}$  und  $Dum_{Mitte-Links}$ , wird nur auf Signifikanz des reinen aggregierten Einflusses getestet [ $\chi^2(1)$ ].<sup>33</sup>

Im folgenden werden die wesentlichen Charakteristika der Schätzergebnisse diskutiert, ohne jedoch zu sehr auf Länder- und Sektorspezifika eingehen zu wollen. Die Arbeitslosenquote,  $UR_{t-1}$ , weist über alle Länder und Sektoren hinweg einen gleichförmigen, signifikant negativen Einfluß auf. Die Veränderung der Arbeitslosenquote,  $\Delta UR_t$ , ist dagegen nur in einem Land von Bedeutung und die verzögerte sektorale Beschäftigungshöhe,  $l_{i,t-1}$ , weist, wenn überhaupt, nur ein signifikant positives Vorzeichen auf. Es findet sich daher keine Evidenz für Insider-Outsider- und Hysterese-Effekte in der Lohnbildung, in der Form wie sie in Abschnitt 3.1 diskutiert worden sind. Die Ergebnisse entsprechen zum größten Teil denen in Franz und Smolny (1993) sowie Holmlund und Zetterberg (1991), widersprechen allerdings denen in Coe (1990).<sup>34</sup> Die Größenordnungen der Koeffizienten von  $UR_{t-1}$

<sup>33</sup>Variablen, die keinen signifikanten aggregierten Koeffizienten aber signifikante sektorspezifischen Koeffizienten aufwiesen, wurden nicht in die in Tabelle 1 aufgeführte Spezifikation aufgenommen. Ebenso wurden in einigen Fällen Variablen ausgeschlossen, wenn sich der aggregierte Koeffizient als signifikant erwies, aber ein theoretisch nicht zu begründendes Vorzeichen hatte. Diese wenigen Fälle sind in Tabelle 3 speziell gekennzeichnet.

<sup>34</sup>Holmlund und Zetterberg sowie Coe schätzen Reallohnleichungen auf sektoraler Basis für mehrere Länder. Coe verwendet Jahreslöhne, während die beiden anderen Arbeiten Stundenlöhne verwenden. Keine der Arbeiten führt Tests auf sektorspezifische Effekte durch.

stehen in keinem direkten Zusammenhang mit dem ZGL der Länder, was eine mögliche Implikation der Calmfors und Driffill (1988)-Analyse wäre. Allerdings sind die unterschiedlichen Inflationsraten der einzelnen Länder zu berücksichtigen, da die endogene Variable die Nominallohnsteigerung repräsentiert.

Die Arbeitsproduktivität spielt kurzfristig nur in zwei Ländern eine Rolle und auch dort nur mit einem sehr geringen Koeffizienten. Die kurzfristigen Preiseffekte sind bis auf Dänemark (in der Summe) kleiner als eins. Für Dänemark sind kurzfristig alle drei Preiseffekte von Bedeutung, allerdings weist der sektorale Outputpreis,  $\Delta p_{i,t-1}$ , nur einen sehr kleinen Koeffizienten auf.<sup>35</sup> Letztere Variable weist für die anderen sechs Länder keinen signifikanten Einfluß auf. Für Frankreich, die Niederlande und Belgien spielen kurzfristig nur der Konsumentenpreisindex,  $\Delta pc_{t-1}$ , eine Rolle mit geschätzten Koeffizienten zwischen 0,25 und 0,55, d.h. Importpreiserhöhungen führen in diesen Ländern kurzfristig zu Lohnerhöhungen. Für Deutschland und Italien ist kurzfristig nur der BIP-Deflator von Bedeutung mit geschätzten Koeffizienten zwischen 0,65 und 0,75.

Unter den Fehlerkorrekturtermen erweist sich der relative Lohnterm in fast allen Ländern als signifikanter Einflußfaktor. Mit Ausnahme von Frankreich zeigt er sich als deutlich signifikant mit Koeffizienten zwischen -0,62 und -0,30. Von den beiden anderen Fehlerkorrekturtermen spielt nur  $(w_i - p - \theta)_{t-1}$  für Frankreich eine Rolle. Von den geschätzten Koeffizienten der verzögerten Preisscheren ("Price-Wedges"),  $(pc - p_i)_{t-1}$ ,  $(pgdp - p_i)_{t-1}$  und  $(pc - pgdp)_{t-1}$ , sind nur für Belgien, Großbritannien und Dänemark die Koeffizienten von  $(pc - p_i)_{t-1}$  signifikant, allerdings von vergleichsweise geringer Größe. Dies spricht für schwache, aber deutliche permanente Effekte von Importpreiserhöhungen auf die Löhne in diesen drei Ländern.

Der geschätzte positive Koeffizient der Dummy für 1970 erweist sich einmal mehr als deutsches Spezifikum – nur für Großbritannien und Belgien finden sich noch signifikante, aber negative Koeffizienten.<sup>36</sup> Und per se zeigen Mitte-Links-Regierungen in keinem Land außer in Dänemark einen Effekt auf die Lohnbildung und dort ist der geschätzte Koeffizient negativ, was dem in Abschnitt 3.1 diskutierten Korporatismus-Modell entspräche.

Tabelle 4 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>37</sup>

Die Ergebnisse der Tests auf sektorspezifische Effekte, die in den Tabellen 2 und 3 ausgewiesen sind, 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 Ar-

<sup>35</sup>Die Summe ist nicht signifikant von eins verschieden. Tabelle 1 zeigt die Schätzung für Dänemark unter dieser Restriktion.

<sup>36</sup>Siehe Tabelle 3.

<sup>37</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 Frankreich nur eine scheinbare negative Korrelation geschätzt wird. Wir danken Jörg Breitung und Olaf Hübler für ihre Hinweise zu diesem Punkt. Siehe Breitung (1992), S. 51-52.

Tabelle 3: Marginale Tests auf Signifikanz von Regressorvariablen  
 (bezogen auf die Endgleichung) -  
 $\chi^2(13)$  für aggregierten und sektorspezifischen Einfluß  
 $\chi^2(12)$  nur für sektorspezifischen Einfluß  
 $\chi^2(1)$  nur für aggregierten Einfluß

Regressor	Test	D	F	I	NL	B	GB	DK
$\Delta w_{i,t-1}$	$\chi^2(13)$	5,8	37,5	7,8	6,5	9,9	9,9	27,2
	$\chi^2(12)$	5,7	30,4	3,9	5,2	9,9	5,6	11,1
$\Delta w_{i,t-2}$	$\chi^2(13)$	-	27,5	-	-	-	-	15,6
	$\chi^2(12)$	-	24,5	-	-	-	-	11,2
$UR_{t-1}$	$\chi^2(13)$	39,9	49,2	19,8	46,3	101,5	97,7	53,7
	$\chi^2(12)$	18,4	16,8	16,2	27,3	15,8	25,0	12,9
$\Delta UR_t$	$\chi^2(13)$	52,6	3,6	12,4	11,5	11,1	15,7	19,7
	$\chi^2(12)$	47,4	3,6	8,7	11,4	9,0	15,6	17,4
$l_{i,t-1}$	$\chi^2(13)$	20,0	28,7 <sup>a</sup>	7,9	8,8	19,1	19,1	15,5
	$\chi^2(12)$	19,3	24,9	6,6	8,2	18,6	18,5	13,5
$\Delta p_{i,t-1}$	$\chi^2(13)$	8,0	7,9	12,1	18,4	8,1	18,6	25,9
	$\chi^2(12)$	7,9	7,1	10,8	18,3	7,6	18,4	25,7
$\Delta pc_{t-1}$	$\chi^2(13)$	6,9	58,4	33,2 <sup>ac</sup>	26,6	60,7	10,0	20,6
	$\chi^2(12)$	4,3	27,3	23,4	9,1	27,3	10,0	10,6
$\Delta pgdp_{t-1}$	$\chi^2(13)$	31,9	14,9	49,8	5,6	15,3	10,5	21,4
	$\chi^2(12)$	10,4	14,9	48,6	5,6	14,5	10,2	9,6
$\Delta \theta_{i,t-1}$	$\chi^2(13)$	31,3	11,6	11,0	23,1	10,6	4,6	9,6
	$\chi^2(12)$	30,9	11,5	11,0	22,9	10,2	3,8	6,7
$(w_i - p_i - \theta_i)_{t-1}$	$\chi^2(13)$	26,4 <sup>a</sup>	10,6	7,0	39,2 <sup>ab</sup>	28,8 <sup>ab</sup>	19,8	11,4
	$\chi^2(12)$	25,0	4,3	5,5	4,6	28,6	19,1	11,3
$(w_i - p - \theta)_{t-1}$	$\chi^2(13)$	20,4	16,9	21,4	6,6	37,3 <sup>ab</sup>	16,7	18,6
	$\chi^2(12)$	19,6	9,4	20,9	5,8	35,0	16,1	18,3
$(w_i - w)_{t-1}$	$\chi^2(13)$	64,4	9,3	39,3	22,2	128,4	82,2	51,4
	$\chi^2(12)$	42,9	8,4	20,1	6,1	65,1	32,5	26,4
$(pc - p_i)_{t-1}$	$\chi^2(13)$	23,4 <sup>ac</sup>	34,2 <sup>ac</sup>	24,7 <sup>ac</sup>	14,2	60,0	36,7	43,7
	$\chi^2(12)$	22,1	33,4	22,5	9,5	16,1	28,6	41,4
$(pc - pgdp)_{t-1}$	$\chi^2(13)$	12,6	12,4	20,3	8,3	9,2	18,0	21,4
	$\chi^2(12)$	11,7	9,5	19,4	5,8	8,3	17,4	21,4
$Dum_{70}$	$\chi^2(1)$	124,7	-	2,6	0,5	7,1 <sup>c</sup>	9,6 <sup>c</sup>	2,9 <sup>c</sup>
$Dum_{Mitte-Links}$	$\chi^2(1)$	1,1	0,4	-	0,3	0,4	1,0	3,0 <sup>c</sup>
Teststatistiken sind asymptotisch $\chi^2$ -verteilt mit dreizehn, zwölf oder einem Freiheitsgrad(en). Kritische Werte sind: $\chi^2_{90\%}(1)=2,7$ , $\chi^2_{95\%}(1)=3,8$ , $\chi^2_{99\%}(1)=6,6$ , $\chi^2_{90\%}(12)=18,5$ , $\chi^2_{95\%}(12)=21,0$ , $\chi^2_{99\%}(12)=26,2$ , $\chi^2_{90\%}(13)=19,8$ , $\chi^2_{95\%}(13)=22,4$ und $\chi^2_{99\%}(13)=27,7$ . Zur Schätzung der Standardfehler siehe Tabelle 1.								
a: Aggregierter Effekt nicht signifikant b: Aggregierter Effekt mit positivem Vorzeichen c: Aggregierter Effekt mit negativem Vorzeichen								

Tabelle 4: Schätzung von aggregierten AR(1)-Koeffizienten für die Residuen der Lohngleichung (Endgleichung)

Spezifikation	D	F	I	NL	B	GB	DK
(1)	0,039 (0,5)	-0,223 (1,8)	-0,216 (1,4)	0,032 (0,3)	0,016 (0,2)	0,137 (1,4)	-0,021 (0,3)
(2)	0,039 (0,5)	-0,221 (1,8)	-0,219 (1,6)	0,035 (0,3)	0,015 (0,2)	0,137 (1,4)	-0,021 (0,3)
(3)	0,072 (1,2)	-0,212 (2,5)	-0,136 (1,7)	-0,043 (0,5)	0,045 (0,7)	0,124 (1,7)	-0,022 (0,4)
Geschätzte Gleichungen sind AR(1)-Modelle für die Residuen (t-Werte in Klammern). Zur Schätzung der Standardfehler siehe Tabelle 1							
(1) : Aggregierte Spezifikation							
(2) : Sektorspezifische Absolutglieder							
(3) : Sektorspezifische Absolutglieder und AR(1)-Koeffizienten.							

beitslosenquote,  $UR_{t-1}$ , und den relativen Lohn,  $(w_t - w)_{t-1}$ . Zusammengenommen weist dies darauf hin, daß für die Lohnentwicklung vor allem der reine Phillipskurveneffekt in Verbindung mit einer Tendenz hin zu einer festen Lohnstruktur<sup>38</sup> von Bedeutung ist, und das unabhängig vom ZGL in den einzelnen Ländern.

Zum Abschluß dieses Abschnittes sollen die Schätzergebnisse mit den Ergebnissen früherer Studien verglichen werden. Newell und Symons (1985) und (1987), Bean und Layard (1986) und Bjørn und Pedersen (1993) schätzen aggregierte Reallohnleichungen für einige der in dieser Arbeit berücksichtigten Länder, wobei die Arbeitslosenquote und Wedgevariablen die wichtigsten Regressoren sind.<sup>39</sup> In diesen früheren Arbeiten waren die Größenordnungen der Koeffizienten der Arbeitslosenquote ähnlich, allerdings schwanken sie wesentlich stärker über die Länder hinweg und für einige Länder ergeben sich auch keine signifikanten Effekte. Die Ergebnisse in unserer 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. Es wird zudem deutlich, daß sich die kurzfristige Lohndynamik signifikant von einer Spezifikation in Reallöhnen unterscheidet. In den Arbeiten von Coe (1990) und Holmlund und Zetterberg (1992) werden sektorale Reallohnleichungen für das Lohnwachstum in einigen der von uns berücksichtigten Länder geschätzt. In diesen Arbeiten, wie auch in Bjørn und Pedersen (1993), werden Insider-Outsider- bzw. Hysterese-Effekte berücksichtigt. Die Ergebnisse unserer Schätzungen unterscheiden sich stark von den Ergebnissen in Coe (1990), der für die meisten

<sup>38</sup>Von einer Tendenz zum Ausgleich von Lohnunterschieden wäre nur in dem extremen Fall auszugehen, in dem keine sektorspezifischen Koeffizienten (einschließlich der Absolutglieder) vorkommen. Wir danken Joachim Möller für seine Hinweise zu diesem Punkt.

<sup>39</sup>Im Gegensatz zu allen anderen hier berichteten Schätzungen schätzen Newell und Symons Niveaugleichungen.

Länder starke Evidenz für Insider–Outsider– bzw. Hysterese–Effekte sowie für eine langfristige Orientierung des Lohnwachstums an der Arbeitsproduktivität findet. Die beiden Effekte findet sich kaum in unseren Ergebnissen wieder. Bezüglich der Insider–Outsider bzw. Hysterese–Effekte entspricht dies den Ergebnissen in Holmlund und Zetterberg (1992) sowie Franz und Smolny (1993) für Deutschland sowie Bjørn und Pedersen (1993) für Dänemark. Ebenso wie Holmlund und Zetterberg sowie Franz und Smolny finden wir Produktivitätseffekte für Deutschland, im Gegensatz zu Bjørn und Pedersen jedoch keine für Dänemark.

## 4 Schlußbemerkungen

Der vorliegende Beitrag nahm zu der Thematik Stellung, ob aus der Sicht der theoretischen und ökonomischen Arbeitsmarktökonomik eher zentralisierte oder dezentralisierte Lohnverhandlungen im Rahmen einer europäischen Integration präferabel sind.

Das Resultat der zunächst vorgestellten Literatur lautet, daß von einer auch nur ansatzweise befriedigenden Beantwortung dieser Frage beim gegenwärtigen Stand der Diskussion keine Rede sein kann. Dabei liegen nach unserer Einschätzung die prinzipiellen Schwierigkeiten nicht vornehmlich im Bereich der theoretischen Analyse, obwohl auch hier eine stattliche Liste von Desiderata zahlreiche Mängel der bisher entwickelten Modelle offenkundig werden läßt. Unter diesem Vorbehalt weist die Theorie mit plausiblen Argumenten immerhin auf die Möglichkeit hin, daß aus makroökonomischer Sicht für nationale Volkswirtschaften sowohl hochzentralisierte wie auch dezentrale Lohnbildungsprozesse zu gesamtwirtschaftlich optimalen Ergebnissen beispielsweise in Form eines hohen Beschäftigungsstandes führen können, während “Zwischenlösungen” eher als suboptimal einzustufen wären. Wenn sich diese theoretische Aussage zumindest in ihrer Tendenz empirisch bestätigen ließe, wäre damit für die aktuelle Diskussion einiges gewonnen.

Jedoch liegt gerade hier die Hauptschwierigkeit. Abgesehen davon, daß bisherige Einlassungen zur Frage, wie denn einzelne Länder bezüglich des Zentralisierungsgrades ihrer Lohnverhandlungen (ZGL) eingestuft werden könnten, als ziemlich subjektiv, wenn nicht spekulativ zu charakterisieren sind, erscheint es als nahezu aussichtslos, den Typus eines nationalen Lohnbildungsprozesses an einem Kriterium festmachen zu wollen. Gerade auch die institutionellen Gegebenheiten in Deutschland lassen eine solche eindimensionale Betrachtungsweise als dubios erscheinen. Es ist wohl nicht übertrieben, wenn diesbezüglichen Bemühungen bedauernd ein “dead end” bescheinigt werden muß.

Aus unserer Sicht bieten sich zwei Wege aus dieser Misere an. Zum einen könnte versucht werden, aus einer umfänglichen Aufarbeitung nationaler Spezifika der Lohnfindungsprozesse einen Katalog von Charakteristika heraus zu destillieren, der Auskunft darüber gibt, auf welcher Ebene der Lohnfindungsprozeß bei Zugrundelegung welcher Kriterien anzusiedeln wäre. Bei genügender internationaler und/oder intertemporaler Variabilität dieser Eigenschaften könnte dann erneut eine ökonomische Überprüfung in Angriff genommen werden. Wenn auch wohl

ziemlich aufwendig, so erachten wir ein solches Vorhaben als nicht von vorneherein aussichtslos. Möglicherweise hilft statt einer ökonomischen Analyse auch zunächst eine vorsichtige Kalibrierung der Zusammenhänge.

Die zweite Strategie verfolgt einen wesentlich bescheideneren Anspruch, indem aus der theoretischen Analyse empirisch testbare Implikationen herausgearbeitet und ökonomisch überprüft werden. In diesem Beitrag haben wir dazu einen ersten Anlauf unternommen und für verschiedene Länder sektorale Lohnfunktionen geschätzt. Dabei stand im Hinblick auf die theoretische Diskussion über den Zusammenhang zwischen ZGL und Beschäftigung die Frage im Vordergrund, ob in den nationalen Lohnverhandlungen eher sektorspezifische oder gesamtwirtschaftliche Effekte den höheren Erklärungswert besitzen. Daneben haben wir für die Lohnfunktion eine flexible Form gewählt, so daß einige unterschiedliche theoretische Hypothesen über den Lohnbildungsprozeß mit Hilfe von Parameterrestriktionen getestet werden konnten. Außerdem ermöglicht die Spezifikation der Lohnfunktionen als Fehlerkorrekturmodell eine adäquate Unterscheidung von Wachstumsraten- und Niveaueffekten. Schließlich haben wir besonderes Gewicht auf die statistische Inferenz gelegt und in dieser Arbeit unseres Wissens erstmalig die Methode der Moving Blocks Bootstrap (MBB) zur Schätzung der Standardfehler bei Lohnfunktionen angewandt.

Dessen ungeachtet kann nicht deutlich genug hervorgehoben werden, daß es nicht unser Ziel ist, schon jetzt Bekundungen zur Frage des Verlaufs eines möglichen Zusammenhanges zwischen ZGL und Beschäftigung im Rahmen der europäischen Integration laut werden zu lassen, von einer abschließenden Beurteilung erst gar nicht zu reden. Unsere Analyse zeigt vielmehr nur, daß für die aggregierte Lohnbildung in sieben der zwölf EG-Länder vor allem der reine Phillipskurveneffekt in Form eines signifikant negativen Zusammenhanges zwischen sektoralem Lohnwachstum und gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit in Verbindung mit einer Tendenz hin zu einer festen intersektoralen Lohnstruktur von Bedeutung ist. Dabei konnten keine signifikanten Unterschiede zwischen Ländern mit eher zentralisierter bzw. dezentraler Lohnfindung festgestellt werden. Anders formuliert ist es nicht so, daß die Länder im Hinblick auf ihren ZGL eindeutig danach klassifiziert werden können, ob die Tarifparteien bei der Lohnfindung sektorale oder gesamtwirtschaftliche Variablen in Rechnung stellen. Wenn sich dieses Ergebnis in weiteren Untersuchungen bestätigen sollte – es ist geplant, die Schätzung mit Hilfe eines OECD-Datensatzes und weiterer erklärender Variabler zu überprüfen –, dann muß aus empirischer Sicht eine andere testbare Wirkungskette zwischen ZGL und Beschäftigung identifiziert werden. Vor dem Hintergrund unserer bisherigen Untersuchung schließen wir somit, daß die Frage nach dem ZGL für die Funktionsfähigkeit von Arbeitsmärkten bei zunehmender europäischer Integration keine dominierende Rolle spielen wird. Dies entspricht im übrigen der Einschätzung in Calmfors (1992), wonach für Schweden die allgemeine Makropolitik von weitaus größerer Bedeutung für die günstige Arbeitsmarktentwicklung in den 70er und 80er Jahren war als der ZGL.

## 5 Anhang

### Definition der Variablen und Herkunft der Daten: <sup>40</sup>

Variablenkürzel	Bezeichnung	Quelle bzw. Definition
$L_{i,t}$	Beschäftigung in Sektor i	UNIDO
$WB_{i,t}$	Jahresbruttolohn- und gehaltsumme in Sektor i	UNIDO
$W_{i,t}$	Jahreslohn pro Beschäftigten	$WB_{i,t}/L_{i,t}$
$W_t$	Jahreslohn im gesamten verarbeitenden Gewerbe ("Total Manufacturing")	$WB_t/L_t$
$PC_t$	Konsumentenpreisindex	Eurostat
$PGDP_t$	BIP-Deflator	Eurostat
$P_{i,t}$	Produzentenpreisindex in Sektor i, 1985=100	Eurostat
$P_t$	Produzentenpreisindex im gesamten verarbeitenden Gewerbe ("Total Manufacturing") 1985=100	Eurostat
$YR_{i,t}$	Reale Wertschöpfung in Sektor i zu Preisen von 1985	Eurostat
$\Theta_{i,t}$	Arbeitsproduktivität in Sektor i	$YR_{i,t}/L_{i,t}$
$\Theta_t$	Arbeitsproduktivität im gesamten verarbeitenden Gewerbe ("Total Manufacturing")	$YR_t/L_t$
$UR_t$	Arbeitslosenquote in v.H.	DIW, OECD und Eurostat
$Dum_{70}$	Dummy für das Jahr 1970	-
$Dum_{Mitte-Links}$	Dummy für eine Mitte-Links-Regierung	Zeitarchiv

Quelle: DSI (1992) und Zeitarchiv (1992) - OECD steht für die "Main-Economic Indicators" der OECD, DIW für die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung des Deutschen Institutes für Wirtschaftsforschung. Alle Daten sind Jahresdaten.

### Verwendete Zeitspanne der Dummyvariablen für eine Mitte-Links-Regierung

D	F	I	NL	B	GB	DK
69-81	81-85	-	71-76	66-79	66-69	66-72
	88-89		81	87-89	74-78	74-81

Quelle: Zeitarchiv (1992)

<sup>40</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 Rohdaten 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
Total Manufacturing	63-89	70-89	67-89	63-89	63-88	68-89	66-89
Fuel and Power Products	63-89	70-89	67-89	63-89	63-88	68-89	66-89
Non-Metallic Minerals and Mineral Products	63-89	70-89	67-89	80-89	63-88	68-89	66-89
Chemical Products	63-89	70-89	67-89	80-89	65-88	68-89	66-89
Metal Products, except Machinery and Transport Equipment	63-89	70-89	80-89	80-89	65-88	68-89	66-89
Agricultural and Industrial Machinery	63-89	70-89	80-89	80-89	65-88	68-89	66-89
Office and Data Processing Machines, Precision and Optical Instruments	63-89	70-89	80-89	80-89	65-88	68-89	66-89
Electrical Goods	63-89	70-89	80-89	63-89	65-88	68-89	66-89
Transport Equipment	63-89	70-89	67-89	63-89	65-88	68-89	66-89
Food, Beverages, Tobacco	63-89	70-89	67-89	63-89	63-88	68-89	66-89
Textiles and Clothing, Leather and Footwear	63-89	70-89	67-89	63-89	63-88	68-89	66-89
Paper and Printing Products	63-89	70-89	80-89	63-89	63-88	68-89	66-89
Rubber and Plastic Products	63-89	70-89	80-89	80-89	65-88	68-89	66-89
Other Manufactured Products	63-89	70-89	80-89	80-89	63-88	68-89	66-89

Quelle: Eurostat - Bezeichnungen nach NACE-Clio - DSI (1992)

Länderkürzel

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

## Literatur

- [1] **Bean, C.R. und P.R.G. Layard** (1986). The Rise in Unemployment: A Multi-country Study. *Economica*, 53:1–22.
- [2] **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.
- [3] **Breitung, J.** (1992). Dynamische Modelle für die Paneldatenanalyse. Schriften zur angewandten Ökonometrie, Heft 24, Haag und Herchen Verlag, Frankfurt/M.
- [4] **Burda, M.C.** (1991). Some New Insights on the Interindustry Wage Structure from the German Socioeconomic Panel. *Diskussionspapier, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin*, 30.
- [5] **Calmfors, L.** (1992). Lessons from the Macroeconomic Experience of Sweden. *Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Seminar Paper*, No. 522.
- [6] **Calmfors, L.** (1993). Centralisation of Wage Bargaining and Macroeconomic Performance: A Survey. *OECD, Economics Department, Working Paper*, 131.
- [7] **Calmfors, L. und J. Driffill** (1988). Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance. *Economic Policy*, 6:14–61.
- [8] **Coe, D.T.** (1990). Insider–Outsider Influences on Industry Wages. *Empirical Economics*, 15:163–183.
- [9] **Danthine, J.–P., Bean, C., Bernholz, P., und E. Malinvaud** (1990). European Labour Markets: A long Run View, EG–Kommission, A Report by the CEPS Macroeconomic Policy Group. *CEPS paper*, 78.
- [10] **Danthine, J.–P. und J. Hunt** (1992). Wage Bargaining Structure, Employment and Economic Integration. *Center for Economic Policy Research, Discussion Paper*, 694.
- [11] **Driffill, J. und F. van der Ploeg** (1992). Trade Liberalisation with Imperfect Competition in Goods and Labour Markets. *TRACE Discussion Paper*, TI 93–2.
- [12] **Driffill, J. und F. van der Ploeg** (1993). Monopoly Unions and the Liberalisation of International Trade. *Economic Journal*, 102:379–385.
- [13] **DSI** (1992). Das internationale statistische Jahrbuch auf CD-ROM. *Data Service & Information GmbH, Rheinberg*.
- [14] **EG–Kommission** (1990). Ein Markt, eine Währung. *Europäische Wirtschaft, Brüssel*, 44.

- [15] **Eichengreen, B.** (1990). One Money for Europe? Lessons from the US Currency Union. *Economic Policy*, 10:118–187.
- [16] **Fitzenberger, B.** (1993). Two Essays on The Moving Blocks Bootstrap and Robust Inference in Linear Regressions. *Dissertation, Department of Economics, Stanford University*.
- [17] **Franz, W.** (1991). *Arbeitsmarktökonomik*. Springer Verlag, Berlin, Heidelberg, New York.
- [18] **Franz, W. und R.J. Gordon** (1993). German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes. *European Economic Review*, 37:719–754.
- [19] **Franz, W. und W. Smolny** (1993). Sectoral Wage and Price Formation and Working Time in Germany: An Econometric Analysis. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, (erscheint demnächst).
- [20] **Freeman, R.** (1988). Labor Market Institutions and Economic Performance. *Economic Policy*, 6:64–80.
- [21] **Gahlen, B. und H.J. Ramser** (1987). Effizienzlohn, Lohndrift und Beschäftigung. In G. Bombach, B. Gahlen, und A.E. Ott, Hrsg., *Arbeitsmärkte und Beschäftigung – Fakten, Analysen, Perspektiven*, Seiten 129–160. Mohr und Siebeck, Tübingen.
- [22] **Gärtner, M.** (1980). Politisch-ökonomische Determinanten der Lohnentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland: Monographien: Ergebnisse der Sozialwissenschaften, Hain Verlag, Königstein/Ts.
- [23] **Holmlund, B. und J. Zetterberg** (1991). Insider Effects in Wage Determination: Evidence from Five Countries. *European Economic Review*, 35:1009–1034.
- [24] **MaCurdy, T.E. und T. Mroz** (1991). Measuring Macroeconomic Trends in Wages from Cohort Specifications. *Mimeo, Stanford University*.
- [25] **Meyer, W.** (1990). Bestimmungsfaktoren der Tariflohnbewegung. Eine empirische mikroökonomische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. *Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung*, Bd. 19, Campus Verlag, Frankfurt/M.
- [26] **Möller, J.** (1993). Das Hysteresis-Phänomen in Arbeitsmarkt- und Inflationsmodellen (erscheint demnächst).
- [27] **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*.

- [28] Newell, A. und J.S.V. Symons (1987). Corporatism, the Laissez-Faire and the Rise in Unemployment. *European Economic Review*, 31:260-282.
- [29] Rowthorn, R.E. (1992). Centralisation, Employment, and Wage Dispersion. *Economic Journal*, 102:506-523.
- [30] Sievert, O. (1992). Geld, das man selbst nicht herstellen kann. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 225:13.
- [31] 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.
- [32] **Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium für Wirtschaft**, (1989). Gutachten: Europäische Währungsordnung. *BMWI-Studienreihe*, Bonn, 61.
- [33] **Zeitarchiv** (1992). Internationales Handbuch. *Munzinger Archiv*, Ravensburg.