

Sektorale Preis- und Lohnbildung in der Bundesrepublik Deutschland

Joachim Möller, Thomas Beißinger

1995

Zu zitieren als:

Möller, Joachim, und Beißinger, Thomas (1995), "Sektorale Preis- und Lohnbildung in der Bundesrepublik Deutschland", in: Knut Gerlach, Ronald Schettkat (Hg.), Determinanten der Lohnbildung – Theoretische und empirische Untersuchungen, Berlin: Edition Sigma, pp. 159 - 183.

Sektorale Preis- und Lohnbildung in der Bundesrepublik Deutschland*

Joachim Möller und Thomas Beißinger

1. Einleitung

Modelle, die die Preisbildung auf der Basis monopolistischer Konkurrenz und die Lohnbildung als Ergebnis eines Verhandlungsprozesses analysieren, haben insbesondere im europäischen Kontext zunehmend an Einfluß gewonnen.¹ Dieser Ansatz, der von manchen Autoren wie Blanchflower et al. (1990) bereits als neues Konsensmodell bezeichnet wird, geht davon aus, daß sich die Unternehmen aufgrund ihrer Marktmacht auf den Gütermärkten Renten aneignen können. Das Verhalten der Firmen läßt sich durch eine Gleichung beschreiben, die die Beziehung zwischen Preissetzung und Produktion bzw. zwischen Preissetzung und Beschäftigung für ein bestimmtes Nominallohniveau wiedergibt. Für die Tatsache, daß auch der Arbeitsmarkt nichtkompetitive Charakteristika aufweist, wird eine Fülle von Erklärungen (z.B. im Rahmen von Effizienzlohn-, Insider/Outsider- oder Bargaining-Theorien) angeboten. Gemeinsames Merkmal dieser verschiedenen Ansätze ist, daß es zu einer Art von *rent-sharing* kommt, wobei die für die Aufteilung verantwortlichen Einflußgrößen differieren. Spielen Effizienzlohnüberlegungen eine Rolle, so kann eine gewisse Beteiligung der Arbeitnehmer an den erzielten Renten durchaus im Interesse der Unternehmer liegen. Der Umfang einer solchen Beteiligung bestimmt sich dann z.B. aus der jeweiligen Möglichkeit oder Notwendigkeit, durch Lohnanreize die Leistungsbereitschaft der Belegschaft zu verbessern oder die Fluktuation zu verringern. Darüber hinaus können Gewerkschaften bzw. die Insider versuchen, sich einen weiteren Teil der Renten über Lohnerhöhungen anzueignen. Dies wäre dann im Rahmen von Lohnverhandlungsmodellen zu analysieren, die im Ergebnis zu einem funktionalen Zusammenhang zwischen dem Lohn und solchen Variablen führen, die die Verhandlungsmacht von Gewerkschaften und Unternehmen beeinflussen.

* Vortrag auf der SAMF-Tagung „Neu-Keynesianische Beschäftigungstheorie“, Wissenschaftszentrum Berlin, 08/09.12.1993. Für wertvolle Hinweise danken wir den Teilnehmern der Tagung sowie Christoph Knoppik.

¹ Beispielhaft seien die Modelle von Layard et al. (1991), Manning (1993) und Lindbeck (1992) angeführt.

Phelps (1992) bezeichnet den geschilderten Ansatz als *strukturalistisch*, da er die Tendenz in sich trägt, die resultierende Arbeitslosigkeit aus institutionellen Gegebenheiten zu erklären. In diesem Zusammenhang werden dann international vergleichende Untersuchungen interessant. In zahlreichen Beiträgen ist beispielsweise der Frage nachgegangen worden, ob Unterschiede im Zentralisierungsgrad bei Lohnverhandlungen die unterschiedliche Entwicklung der Arbeitslosenquote in einzelnen Ländern zu erklären vermögen. Die Korporatismus-Literatur weist darauf, daß in Ländern mit hohem Zentralisierungsgrad eine günstigere Entwicklung der Beschäftigung zu erwarten ist, da bei den Lohnverhandlungen gesamtwirtschaftliche Aspekte stärker mitberücksichtigt werden. Calmfors, Driffill (1988) haben jedoch mit ihrer These eines U-förmigen Zusammenhangs zwischen Zentralisierungsgrad und wirtschaftlicher Entwicklung eine neue Debatte über die Auswirkungen unterschiedlicher institutioneller Gegebenheiten ausgelöst, deren Ergebnis nach wie vor offen scheint.² Die Bundesrepublik Deutschland befindet sich bei entsprechenden Rangordnungen nach dem Zentralisierungsgrad meistens im Mittelfeld, was nach der Interpretation von Calmfors, Driffill negative Auswirkungen auf die Beschäftigung haben dürfte.³ Aber auch nach der herkömmlichen Korporatismus-Literatur würden somit in Deutschland gesamtwirtschaftliche Aspekte bei den Lohnverhandlungen nicht in ausreichendem Maße berücksichtigt. In diesen Arbeiten zum Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen werden üblicherweise Korrelationskoeffizienten zwischen den einzelnen Rangordnungen und der wirtschaftlichen Entwicklung ermittelt. Die Ergebnisse hängen dann natürlich stark von der jeweiligen Einstufung der Länder ab. Zum Teil werden die Auswirkungen unterschiedlicher Zentralisierung auch durch einen in die Preis- oder Lohngleichung mehr oder weniger *ad hoc* eingeführten Korporatismus-Index modelliert. Aufgrund des vagen Korporatismus-Konzepts und der fehlenden theoretischen Fundierung können die Ergebnisse derartiger Studien aber als zweifelhaft gelten.⁴

Vielversprechender erscheinen Ansätze, in denen unmittelbar aus entsprechenden Lohnverhandlungsmodellen aufgezeigt wird, in welcher Form firmen- bzw. sektorspezifische (*inside forces*) und gesamtwirtschaftliche Faktoren (*outside forces*) in die Lohnbildung eingehen können. Aus den bei Layard et al. (1991)

zusammengestellten Ergebnissen verschiedener empirischer Studien deuten sich starke internationale Unterschiede in der relativen Bedeutung firmen- bzw. sektorspezifischer Faktoren für die Lohnbildung an. Während in den skandinavischen Ländern mit stark zentralisierter Lohnbildung innere Faktoren nahezu bedeutungslos sind, werden für Deutschland, Großbritannien und besonders für die USA deutliche Einflüsse innerer Faktoren auf die Lohnbildung ausgewiesen. Die hierbei übliche empirische Vorgehensweise ist aber teilweise zweifelhaft. Beispielsweise nehmen Holmlund, Zetterberg (1991) in ihrer international vergleichenden Studie keine Trennung von Kurz- und Langfristzusammenhängen vor, die Identifikationsproblematik wird nicht diskutiert, und die Spezifikation des empirischen Modells erfolgt weitgehend *ad hoc*. Demgegenüber ist ein von Franz, Gordon (1993) unter Bezug auf frühere Arbeiten (Blanchard [1987], Gordon [1988, 1990]) vorgestelltes Rahmenmodell für die Schätzung von Preis- und Lohngleichungen wesentlich überzeugender. Dieser Ansatz, der zunächst für die empirische Analyse auf aggregierter Ebene verwendet worden ist,⁵ wird dann in den Beiträgen von Fitzenberger, Franz (1993) und Franz, Smolny (1993) auf die Schätzung sektoraler Preis- und Lohngleichungen ausgeweitet.

Die folgende Untersuchung knüpft an diese Beiträge an. Im Gegensatz zu den genannten Arbeiten, die das Rahmenmodell in der ökonomischen Analyse durch *a-priori*-Annahmen zum Teil wieder einschränken, werden wir von einem möglichst allgemeinen nicht-strukturellen Modell ausgehen, um dann durch systematische Spezifikationstests zu überprüfen, welche Restriktionen dem datenerzeugenden Prozeß auferlegt werden können. Die Analyse basiert dabei auf gepoolten Sektordaten für 32 Branchen des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1970 bis 1991. Durch Verwendung der Kointegrationsanalyse erfolgt eine explizite Trennung zwischen Lang- und Kurzfristzusammenhängen.

Unser Beitrag ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 werden einige fundamentale Beziehungen zur Preis- und Lohnbestimmung theoretisch hergeleitet. Abschnitt 3 präsentiert das empirische Rahmenmodell auf sektoraler Ebene in allgemeiner Form. In Abschnitt 4 werden die Ergebnisse der empirischen Analyse für die Preis- und Lohngleichung vorgestellt. Eine Diskussion der Resultate findet sich in Abschnitt 5.

² Erweitert wird das Calmfors/Driffill - Modell beispielsweise von Rowthorn (1992) und Driffill, van der Ploeg (1993).

³ Kritik an einer derartigen Einordnung Deutschlands üben aber beispielsweise Fitzenberger, Franz (1993).

⁴ Ein Literaturüberblick zur Korporatismus-Literatur und eine Kritik an den damit einhergehenden empirischen Untersuchungen findet sich bei Calmfors, Driffill (1988) sowie Fitzenberger, Franz (1993). Für eine kritische Diskussion des Korporatismus-Begriffs siehe auch Soskice (1990).

⁵ Franz, Gordon (1993) präsentieren empirische Ergebnisse für die USA und die Bundesrepublik Deutschland.

2. Theoretischer Rahmen

2.1. Die Preisgleichung

Unterstellt sei ein Modell mit monopolistischer Konkurrenz auf dem Gütermarkt, wobei alle Firmen auf Sektorebene identisch sind. Die Güternachfrage y_i^d für jeden Sektor läßt sich in loglinearer Form bei Vernachlässigung des Zeitindex t durch

$$(1) \quad y_i^d = -\eta(p_i - p) + x$$

beschreiben. Mit p_i und p wird das sektorale bzw. das aggregierte Preisniveau, mit x ein Nachfrageindex und mit η die Preiselastizität der Nachfrage bezeichnet.

Eine loglineare Approximation einer beliebigen linear-homogenen Produktionsfunktion für den Sektor i gibt

$$(2) \quad y_i = \alpha_i n_i + (1 - \alpha_i) k_i,$$

wobei α_i für die Produktionselastizität der Beschäftigung an der Stelle der Linearisierung steht.

Im Gewinnmaximum resultiert eine Preisgleichung der Form

$$(3) \quad p_i = b_{0i} + w_i + b_{1i} \sigma_i^{-1} (y_i - k_i),$$

mit $b_{0i} = [\log(\eta / (\eta - 1)) - \log \alpha_i]$, $b_{1i} = (1 - \alpha_i) / \alpha_i$ und σ_i als der Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital.

Mit Hilfe der sich aus Gleichung (2) ergebenden Beziehung $y_i - k_i = -(y_i - n_i) / b_{1i}$ kann der empirisch schwer zu ermittelnde Kapitalstock aus der Preisgleichung eliminiert werden:

$$(4) \quad p_i = b_{0i} + w_i - \sigma_i^{-1} (y_i - n_i).$$

Dieser Zusammenhang impliziert somit generell die Homogenität zwischen Preisen und Nominallöhnen sowie für $\sigma_i = 1$ auch die Homogenität zwischen Prei-

sen, Nominallöhnen und Arbeitsproduktivität $y_i - n_i$. Allerdings wird in Gleichung (4) von jeglicher Anpassungsdynamik abstrahiert, so daß die entsprechende Beziehung nur im Sinne eines Langfristzusammenhangs gedeutet werden kann.

2.2. Die Lohngleichung

Für die Lohnbildung sind verschiedene Hypothesen denkbar. Im Rahmen eines stilisierten Insider/Outsider-Modells⁶ auf Sektorebene wird der Lohn derart festgesetzt, daß die Beschäftigung der Insider n_i^I im Mittel gesichert ist, d.h.

$$(5) \quad w_i^I = p_i - b_{oi} + \sigma_i^{-1} (y_i - n_i^I).$$

Sektorspezifische Produktivitätszuwächse würden sich somit ausschließlich in entsprechenden Lohnerhöhungen niederschlagen und die Beschäftigung unberührt lassen. Umfassen die Insider die Beschäftigten der Vorperiode, d.h. $n_i^I = n_{i,t-1}$, so ergibt sich

$$(6) \quad w_i^I = p_i - b_{oi} + \sigma_i^{-1} (y_i - n_i) + \sigma_i^{-1} \Delta n_i.$$

Einer alternativen Hypothese zufolge orientiert sich die sektorspezifische Lohnbildung am aggregierten Lohn, d.h.

$$(7) \quad w_i = c_{oi} + w.$$

Bei Holmlund, Zetterberg (1991) wird ein ähnlicher Ansatz mit dem Hinweis auf die Wirksamkeit von Lohnnormen begründet. Gleichung (7) läßt sich aber auch aus einem Monopolgewerkschaftsmodell ableiten, in dem der Lohn als Aufschlag über den Alternativlohn festgelegt wird.⁷

Der aggregierte Lohn ist von der Arbeitslosenquote u und von Variablen abhängig, die (wie z.B. die Höhe der Lohnersatzzahlungen ζ) die Ausgestaltung

⁶ Zu Varianten dieser Modellbildung siehe Lindbeck, Snower (1988).

⁷ Breitung, Meyer (1991) legen ihrer Untersuchung mit Panel-Daten einen analogen Zusammenhang zugrunde, den sie als *spillover*-Hypothese bezeichnen. Diese Autoren begründen den Ansatz damit, daß die Wohlfahrt von Arbeitnehmern durch ihre *relative* Lohnposition bestimmt wird.

des sozialen Netzes beschreiben. U.E. ist es aufgrund dieser funktionalen Beziehung nicht korrekt, zusätzlich zum aggregierten Lohnniveau noch die Variablen u und ζ aufzunehmen.

Die Lohnbildungshypothesen Gleichung (6) und Gleichung (7) lassen sich in einem hybriden Ansatz wie folgt zusammenfassen:

$$(8) \quad w_i = \lambda[p_i - b_{oi} + \sigma_i^{-1}(y_i - n_i) + \sigma_i^{-1}\Delta n_i] + (1 - \lambda)[c_{oi} + w].$$

Der empirisch zu ermittelnde Gewichtungsfaktor λ ist dabei als ein Maß für die relative Bedeutung der *inside forces* zu interpretieren.

3. Das empirische Rahmenmodell

Auf der Grundlage der im vorangegangenen Abschnitt präsentierten theoretischen Überlegungen soll im folgenden ein Rahmenmodell für die empirische Schätzung sektoraler Preis- und Lohnfunktionen entworfen werden. Gleichung (4) sowie Gleichung (8) schränken die im langfristigen Gleichgewicht relevanten Variablen auf den Vektor $y_t = (p_{it}, w_{it}, y_{it}, n_{it}, w_t)'$ ein. Bei unterstellter Log-Linearität ist eine sehr allgemeine Formulierung der relevanten Zusammenhänge durch ein autoregressives *distributed-lag*-(ADL-)Modell⁸ gegeben. Für die Preisentwicklung lautet ein solches Modell:

$$(9) \quad p_{it} = \tilde{A}_1(L)p_{i,t-1} + A_2(L)w_{it} + A_3(L)y_{it} + A_4(L)n_{it} + A_5(L)w_t + \varepsilon_{it},$$

wobei $\tilde{A}_1(L)$ und $A_i(L)$ Lagpolynome für die entsprechenden Variablen bezeichnen. Falls Gleichung (9) den datenerzeugenden Prozeß adäquat repräsentiert, lassen sich im Rahmen dieses Modells spezifische Hypothesen testen. Dabei ist zu betonen, daß die Auswahl der Preisvariablen als Regressand willkürlich erfolgt ist, es hätten z.B. auch die Löhne auf die linke Seite geschrieben werden können. Da die Menge der (potentiell) preisbeeinflussenden Variablen identisch ist mit der Menge der (potentiell) lohnbeeinflussenden Variablen, gilt „*there is no such thing as a separate wage equation*“ (Franz, Gordon [1993], 728). Diese Aussage knüpft an die insbesondere von Christopher Sims (1980, 1987) vorgebrachte Kritik an, derzufolge beim herkömmlichen ökonomischen Vorgehen Identifikation in simultanen Modellen auf unsicherem

Fundament steht, da sie durch Setzung theoretisch unbegründeter oder nicht glaubwürdig begründeter Ausschlußrestriktionen erfolgt.⁹ Ein möglicher rigoroser Ausweg aus dem Dilemma, der bei der Modellierung von Vektorautoregressiven Systemen (VAR) üblich geworden ist, besteht darin, Simultanität im Sinne von Haavelmo von vornherein auszuschalten. In unserem Beispiel geschieht dies durch bewußte Einschränkung der Allgemeinheit von Gleichung (9), indem jeweils das erste Element der Lagpolynome $A_2(L)$, $A_3(L)$ und $A_4(L)$ *a priori* Null gesetzt wird, d.h. der Ausdruck $A_2(L)w_{it}$ wird durch einen Ausdruck $\tilde{A}_2(L)w_{i,t-1}$ substituiert und analog für den Produktions- und Beschäftigungsterm. Nachdem die Gleichung nun als Preisgleichung festgelegt worden ist, kann unter Verweis auf Gleichung (4) auch das Lagpolynom $A_5(L)$ Null gesetzt werden. Der Ansatz läßt sich daher schreiben als:

$$(10) \quad p_{it} = \tilde{A}_1(L)p_{i,t-1} + \tilde{A}_2(L)w_{i,t-1} + \tilde{A}_3(L)y_{i,t-1} + \tilde{A}_4(L)n_{i,t-1} + \varepsilon_{it}.$$

Gleichung (10) wird im folgenden für die Durchführung von Spezifikationstests zugrundegelegt, mit denen weitere Einschränkungen der Allgemeinheit von Gleichung (10), die in der empirischen Literatur vorgenommen werden, überprüft werden sollen. Im Ansatz von Franz, Gordon (1993) etwa finden sich drei weitere *a priori* Restriktionen. Erstens wird von strikter Homogenität zwischen den Variablen y_{it} und n_{it} ausgegangen, was gleichbedeutend ist mit der Setzung $\tilde{A}_3(L)y_{i,t-1} + \tilde{A}_4(L)n_{i,t-1} = \tilde{A}_3(L)q_{i,t-1}$, wobei $q_{it} \equiv y_{it} - n_{it}$ die Produktivität bezeichnet. Zweitens wird unter der Annahme $\tilde{A}_3(L) = \tilde{A}_2(L)$ Homogenität auch zwischen den Löhnen und der Produktivität postuliert. Damit treten die Lohnstückkosten $\theta_{it} \equiv (w - q)_{it}$ als Regressor auf. Drittens wird unterstellt, daß die Preisgleichung in Wachstumsraten zu spezifizieren ist, d.h. $\tilde{A}_1(L) = I$ und $\tilde{A}_2(L) = 0$. In unserer Notation lautet der von Franz, Gordon (1993) formulierte Ansatz für die Preisbildung somit

$$(11) \quad \Delta p_{it} = A_1^*(L)\Delta p_{i,t-1} + A_2^*(L)\Delta \theta_{i,t-1} + \varepsilon_{it},$$

wobei $A_1^*(L)$ und $A_2^*(L)$ Lagpolynome bezeichnen, die die Wachstumsraten-Restriktion erfüllen. In Analogie zur Preisgleichung läßt sich ein Ansatz für eine

⁸ Siehe Hendry *et al.* (1984).

⁹ Für eine Diskussion der Identifikationsproblematik siehe auch Manning (1993) sowie Möller (1992).

Lohngleichung herleiten. Allerdings ist zu berücksichtigen, daß gemäß Gleichung (8) die aggregierten Löhne zusätzlich als Regressor auftreten. Werden die Überlegungen zur Identifikation übernommen,¹⁰ so stellt sich das Rahmenmodell für

die Lohngleichung wie folgt dar¹¹

$$(12) \quad w_{it} = \tilde{B}_1(L)w_{i,t-1} + \tilde{B}_2(L)p_{i,t-1} + \tilde{B}_3(L)y_{i,t-1} + \tilde{B}_4(L)n_{i,t-1} + \tilde{B}_5(L)w_{t-1} + \varepsilon_{it}.$$

Gelten hingegen die Homogenitätsannahmen und sind die Wachstumsraten-Restriktionen erfüllt, so resultiert

$$(13) \quad \Delta w_{it} = B_1^*(L)\Delta\theta_{i,t-1} + B_2^*(L)\Delta p_{i,t-1} + B_3^*(L)\Delta w_{t-1} + \varepsilon_{it}.$$

Eine äquivalente Formulierung von Gleichung (11) und Gleichung (13) erhält man, wenn durch geeignete Erweiterungen die Lohnstückkosten θ_{it} durch die Lohnquote $(\theta - p)_{it}$ ersetzt werden.

Im empirischen Teil soll überprüft werden, ob die in der Lohn- und Preisgleichung postulierten Strukturelemente von den Daten getragen werden. Beispielsweise wäre es möglich, daß das Rahmenmodell bei Franz, Gordon (1993) bereits zu einschränkend spezifiziert ist. In diesem Fall müßten auch die sich aus entsprechenden empirischen Analysen ergebenden Schlußfolgerungen in Zweifel gezogen werden.

4. Eine sektorale Untersuchung der Preis- und Lohnbildung

4.1. Die Daten

Die empirische Untersuchung wurde mit Jahresdaten für 32 Branchen des Verarbeitenden Gewerbes (Zweisteller in der Systematik für das Produzierende Gewerbe) im Beobachtungszeitraum 1970 bis 1991 durchgeführt. Für die Lohn- und Gehaltssummen sowie die Beschäftigtenstunden (Arbeitsvolumen) fanden Daten des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung¹² Verwendung. Die Bruttowertschöpfung zu laufenden und konstanten Preisen (Basisjahr 1991) wurde einer Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes¹³ entnommen. Als sektorale Preisvariablen benutzten wir die Deflatoren der Bruttowertschöpfung nach Wirtschaftsbereichen in der Berechnung für das Bruttoinlandsprodukt.

Alle im folgenden präsentierten Ergebnisse beruhen auf Schätzungen mit gepoolten Daten. Die maximale Laglänge in den dynamischen Spezifikationen wurde einheitlich für alle Berechnungen auf den Wert $m=3$ begrenzt, wobei der Schätzzeitraum dann entsprechend verkürzt wurde.¹⁴

4.2. Ergebnisse für die Preisgleichung

Wir begannen mit der Schätzung eines möglichst allgemeinen Niveaugrößen-Modells gemäß der Preisgleichungsvariante von Gleichung (10) mit autoregressiven Termen sowie verteilten Verzögerungen der erklärenden Variablen. Bekanntlich lassen sich im Rahmen eines solchen ADL-Modells eine Vielzahl üblicher Spezifikationen (z.B. die Wachstumsratenspezifikation, das partielle Anpassungsmodell sowie das Fehlerkorrekturmodell) als Spezialfälle darstellen (siehe Hendry et al. [1984]). Als entsprechendes Schätzmodell ergibt sich

$$(14) \quad p_{it} = a_{i0} + \sum_{j=1}^m a_j^1 p_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m a_j^2 w_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m a_j^3 y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m a_j^4 n_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

¹⁰ Für ein alternatives Vorgehen siehe Manning (1993). Dieser Autor spezifiziert eine strukturelle Lohngleichung auf der Grundlage einer Euler-Gleichung. Als zentral für die Identifizierbarkeit der Lohngleichung erweist sich bei Manning der Ausschluß der Produktivitätsvariablen.

¹¹ Franz, Gordon (1993) verwenden die Lohnstückkosten als Regressanden. In diesen sind implizit die kontemporären Variablen y_{it} und n_{it} enthalten. Diese Variablen sind in unserem Ansatz jedoch aufgrund der strikteren Identifikations-Restriktionen ausgeschlossen.

¹² Görtzig et al. (1992).

¹³ Fachserie 18, Reihe 1.3 (1992).

¹⁴ Franz, Gordon (1993) bestimmen auf aggregierter Ebene die optimale Laglänge auf 4 Quartale für die Bundesrepublik. Eine maximale Laglänge von 3 Jahren für das Ausgangsmodell sollte deshalb ausreichend sein.

wobei die a_{i0} sektorspezifische Absolutglieder, $a_j^1, a_j^2, a_j^3,$ und a_j^4 die Koeffizienten der Lag-Polynome $\tilde{A}_1(L), \tilde{A}_2(L), \tilde{A}_3(L)$ bzw. $\tilde{A}_4(L)$ bezeichnen und ε_{it} für einen Störterm mit den üblichen Eigenschaften steht.

Tabelle 1: Spezifikations-F-Tests für die Preisgleichung (ADL-Modell)

Hypothese	Verteilung	Testwert
Ausschlußrestriktionen:		
verzögerte Preisvariablen	F (3,564)	215.710**
Löhne	F (3,564)	3.477*
Produktion	F (3,564)	7.105**
Arbeitsvolumen	F (3,564)	4.184**
Produktion, Arbeitsvolumen	F (6,564)	3.901**
Homogenitätshypothesen:		
$\tilde{A}_3(L) = -\tilde{A}_4(L)$	F (3,564)	1.278
$\tilde{A}_3(L) = -\tilde{A}_4(L), \tilde{A}_2(L) = -\tilde{A}_3(L)$	F (6,564)	1.807
Wachstumsraten und Homogenität:		
$\tilde{A}_1(1) = 1, \tilde{A}_2(1) = 0, \tilde{A}_2(L) = -\tilde{A}_3(L) = \tilde{A}_4(L)$	F (8,564)	8.597**

Anmerkungen: *, **: Signifikanz auf dem 5- bzw. 1%-Niveau; in der Spalte „Verteilung“ sind die Freiheitsgrade der jeweiligen Verteilung in Klammern angegeben; Grundlage der Tests ist das allgemeine ADL-Modell mit sektorspezifischen Absolutgliedern; zur Formulierung der jeweiligen Hypothesen siehe Text.

Das ADL-Modell wird benutzt, um verschiedene Spezifikationstests durchzuführen. Die Ergebnisse dieser Tests sind in Tabelle 1 enthalten. Zunächst wurden Ausschlußrestriktionen geprüft. Es zeigt sich, daß sowohl von den verzögerten Endogenen, als auch von den Löhnen, der (realen) Produktion sowie vom Arbeitsvolumen signifikante Einflüsse auf die abhängige Variable ausgehen, da entsprechende Ausschlußhypothesen mindestens auf dem 5%-Niveau zurückgewiesen werden können. Von Interesse ist ferner, ob Homogenitätsannahmen zwischen Beschäftigung und Produktion auf der einen und Produktivität und Löhnen auf der anderen Seite von den Daten getragen werden. Aufgrund der in Tabelle 1 präsentierten Testergebnisse lassen sich die Lohnstückkosten $w - (y - n)$ als Re-

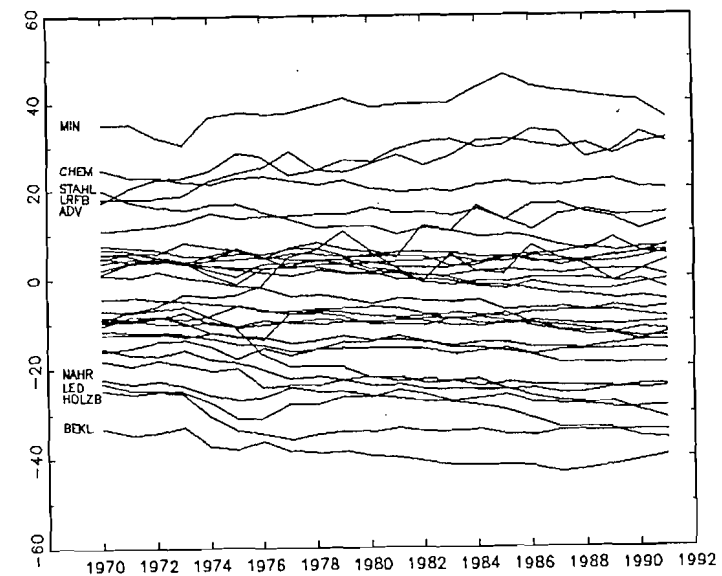
gressorvariable anstelle der separaten Variablen w, y und n verwenden. Die diesbezüglich bei Franz, Gordon (1993) *a priori* postulierten Parameterrestriktionen für die Preisgleichung werden also hier bestätigt. Zugleich impliziert dieses Ergebnis im Hinblick auf unser theoretisches Modell eine Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital von eins.

Schließlich wurde noch ein Test durchgeführt, ob zusätzlich zu den Homogenitätsannahmen die Preisgleichung in ersten Differenzen, also approximativ in Wachstumsraten, zu formulieren ist. Diese Hypothese impliziert, daß die Summe der Koeffizienten des Lagpolynoms für die verzögerten Endogenen den Wert Eins und die Summe der Koeffizienten der Lagpolynome anderer Erklärender den Wert Null annimmt. Dies bedeutet hier:

$$\tilde{A}_1(1) = 1, \tilde{A}_2(1) = 0$$

Wie aus Tabelle 1 zu entnehmen ist, muß eine solche Hypothese jedoch auf dem 1%-Signifikanzniveau zurückgewiesen werden.

Abbildung 1: Sektorale Lohnquoten (gleitende 3-er Durchschnitte) 1971-1990



Die langfristige Entwicklung

Mit der Information aus den Spezifikationstests kann im nächsten Schritt der Langfristzusammenhang zwischen sektoraler Preisentwicklung und Lohnstückkosten bestimmt werden. Wir gehen dabei von der Überlegung aus, daß sich das Zwei-Stufen-Verfahren zur Kointegrationsanalyse von Engle, Granger (1987) mit bestimmten Modifikationen auf die Analyse von Panel-Daten übertragen läßt. Dabei regressieren wir zur Bestimmung des Kointegrationsvektors im ersten Schritt die sektoralen Preisvariablen auf eine Konstante, Sektordummies und Lohnstückkosten ohne Berücksichtigung von Termen, die Zeitverzögerungen enthalten. Die Residuen dieser Kointegrationsregression werden dann mit Hilfe von Einheitswurzeltests auf Stationarität hin überprüft. Bei den entsprechenden Tests (z.B. nach Dickey/Fuller) sind allerdings spezielle kritische Werte heranzuziehen, da durch die Einführung der Sektordummies die Residuen der Kointegrationsregression „stationärer“ erscheinen, als sie es möglicherweise sind. Es gilt in diesem Zusammenhang die von Campbell, Perron (1991) formulierte Regel, derzufolge die kritischen Werte für den Dickey/Fuller (DF-) bzw. Augmented Dickey/Fuller (ADF-) Test im Absolutbetrag ansteigen, wenn deterministische Regressoren in die Testgleichung aufgenommen werden.¹⁵ Da in der Kointegrationsgleichung neben dem Absolutglied $n - 1 = 31$ weitere Sektordummies als Regressoren auftreten, kann dieser Effekt erheblich sein. Dies impliziert, daß die in der Literatur angegebenen kritischen Werte für den DF- bzw. ADF-Test in unserem Zusammenhang nicht verwendet werden können. Infolgedessen mußten zur Ermittlung der Quantile der empirischen Testwertverteilung für das hier verwendete Modell Simulationen durchgeführt werden (siehe Anhang).

Im oberen Teil von *Tabelle 2* sind die Ergebnisse der Kointegrationsregression enthalten. Aufgrund des DF-Tests ist auf hohem Signifikanzniveau die Hypothese nicht-stationärer Residuen der Langfristbeziehung zwischen sektoralen Preisen und sektoralen Lohnstückkosten zurückzuweisen, d.h. wir können auf einen Kointegrationszusammenhang zwischen diesen Variablen schließen. Die langfristige Elastizität der Preise in bezug auf die Lohnstückkosten liegt bei 0.984 und damit sehr nahe beim Wert Eins.

Auf Grundlage der Kointegrationsregression steht zu vermuten, daß ein enger Langfristzusammenhang zwischen sektoralen Preisen und Lohnstückkosten existiert und die entsprechende Elastizität den Wert Eins besitzt. In einem weiteren Schritt wurde deshalb die weitergehende Hypothese der Homogenität zwischen diesen beiden Variablen getestet, was einer langfristig konstanten Lohnquote entsprechen würde. *Abbildung 1* gibt einen Eindruck von der Entwicklung der Lohn-

¹⁵ Siehe Campbell, Perron (1991, 150).

Tabelle 2: Kointegrationsregression und Fehlerkorrekturmodell für die sektoralen Preise

Kointegrationsregression#								
$p_{it} = 7.411 + 0.984 \cdot [w - (y - n)]_{it}$								
DF-Test: -12.311**								
	Fehlerkorrekturmodell, abh. Var.: Δp_{it}							
	(1)#		(2)#		(3)		(4)	
	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.
Absolutglied	-0.270	1.489	0.021	1.898	-0.223	1.749	-0.417	4.049
$z_{i,t-1}^p$	-0.266	8.427	-0.269	8.499	-0.273	8.698	-0.272	9.624
$\Delta p_{i,t-1}$	0.008	0.169	0.009	0.206	0.076	1.770	0.065	1.722
$\Delta p_{i,t-2}$	-0.065	1.520	-0.092	2.196	0.014	0.351	-	-
$\Delta w_{i,t}$	0.543	6.452	0.587	7.162	0.580	6.904	0.589	8.537
$\Delta w_{i,t-1}$	0.090	0.950	0.069	0.737	0.079	0.825	-	-
$\Delta w_{i,t-2}$	-0.141	1.803	-0.182	2.473	-0.166	2.145	-0.144	2.587
$\Delta y_{i,t}$	-0.366	11.641	-0.349	11.789	-0.412	13.955	-0.400	14.376
$\Delta y_{i,t-1}$	-0.083	2.125	-0.050	1.340	-0.102	2.663	-0.098	3.091
$\Delta y_{i,t-2}$	0.005	0.124	0.029	0.820	0.003	0.079	-	-
$\Delta n_{i,t}$	0.401	6.488	0.501	9.001	0.436	7.567	0.456	8.686
$\Delta n_{i,t-1}$	-0.070	1.086	-0.044	0.717	-0.039	0.612	-	-
$\Delta n_{i,t-2}$	-0.021	0.343	-0.034	0.628	0.004	0.062	-	-
$x_{i,t}$	0.115	2.729	-	-	0.148	3.866	0.098	4.234
$x_{i,t-1}$	0.019	0.355	-	-	-0.010	0.186	-	-
$x_{i,t-2}$	-0.035	0.676	-	-	-0.058	1.102	-	-
$x_{i,t-3}$	-0.035	0.909	-	-	-0.028	0.744	-	-
σ	0.0409		0.0413		0.0413		0.0414	
k	48		44		17		9	
F-Test	-		3.809**		1.363		1.367	

Anmerkungen: Zahl der Beobachtungen: $T = 608$; t-Stat: Absolute t-Werte; Koeffizienten des Auslastungsgrades $\times 100$; *, **: Signifikanz auf dem 5- bzw. 1%-Niveau, kritische Werte für den DF-Test im Anhang; σ : Standardfehler der Regression; k: Zahl der Regressoren; #: sektorale Dummy-Variablen nicht aufgeführt; der F-Test bezieht sich auf die Schätzung des allgemeinen Modells in Spalte (1).

quoten in den 32 untersuchten Wirtschaftssektoren im Zeitraum 1971 bis 1990 (gleitende 3er Durchschnitte). Die Abbildung weist eine starke intersektorale Streuung der Lohnquote auf, die auf der einen Seite in kapitalintensiven Zweigen wie der Tabakverarbeitung oder der Mineralölverarbeitung unter 10% liegt und auf der anderen Seite in stark subventionierten Branchen wie dem Schiffbau oder Luft- und Raumfahrzeugbau Werte über 85% erreicht. Ein Trend der Lohnquoten ist insgesamt nicht erkennbar, wohl aber eine (anti-)zyklische Variabilität.

Die Hypothese einer langfristig insgesamt konstanten sektoralen Lohnquote würde - technisch gesprochen - die Stationarität der gepoolten Variablen implizieren. Die Stationarität kann durch die Zweistufenprozedur nach Campbell, Perron (1991) überprüft werden. Der Einheitswurzel-Test ergibt dem Betrag nach einen Wert von 9.910 und übersteigt damit deutlich den kritischen Wert auf dem 1%-Niveau (9.049). Die Hypothese der Stationarität der sektoralen Lohnquoten wird also bestätigt. Die langfristige Konstanz der funktionalen Verteilung kann demnach als ein zentrales Strukturmerkmal für das Verarbeitende Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland herausgestellt werden.

Die kurzfristige Entwicklung

Um die kurzfristige Dynamik zu analysieren, mit der sich die Preise an die Lohnstückkosten anpassen, wird das folgende Fehlerkorrekturmodell betrachtet:

$$(15) \quad \Delta p_{it} = \alpha_{i0} - \gamma_{i,t-1}^p + \tilde{C}_1(L) \Delta p_{i,t-1} + C_2(L) \Delta w_{i,t} + C_3(L) \Delta y_{i,t} + C_4(L) \Delta n_{i,t} + C_5(L) x_{i,t} + \varepsilon_{i,t},$$

wobei x_{it} den Auslastungsgrad des potentiellen Bruttowertschöpfungsvolumens bezeichnet, von dem wir annehmen, daß er ebenfalls die sektorale Preisentwicklung temporär beeinflussen kann.¹⁶ $C_i(L)$ ($i = 1, 2, \dots, 5$) stehen für entsprechende Lagpolynome.

Im unteren Teil von *Tabelle 2* sind die Ergebnisse für vier verschiedene Varianten des Fehlerkorrekturmodells aufgeführt. In Spalte (1) finden sich die Resultate für das Referenzmodell. Dieses Modell enthält neben einer Konstanten, sektoralen Dummies und dem Fehlerkorrekturterm $z_{i,t-1}^p$ verzögerte Endogene bis zum Lag 2, kontemporäre sowie einfach und zweifach verzögerte Differenzen-

¹⁶ Aufgrund eines Integrationstests kann auf die Stationarität dieser Variable geschlossen werden.

terme für die Löhne, die Produktion, die Beschäftigung und kontemporäre sowie einfach bis dreifach verzögerte Niveauterme für den Auslastungsgrad. Ergebnisse bei Ausschluß der letztgenannten Variable lassen sich aus Spalte (2) entnehmen. Ein entsprechender F-Test führt jedoch auf dem 1%-Niveau zur Zurückweisung der Ausschlußrestriktion. Dies bedeutet, daß der Auslastungsgrad des potentiellen Produktionsvolumens wichtige zusätzliche Informationen für die kurzfristige Preisbewegung enthält.

Da das allgemeine Modell aber offenbar überparametrisiert ist, wurden weitere Ausschlußrestriktionen getestet. Einem entsprechenden F-Test zufolge (siehe Spalte [3]) ist die Herausnahme der sektoralen Dummy-Variablen gerechtfertigt. Spalte (4) gibt die von uns präferierte Schätzung wieder, die zusätzliche von den Daten getragene Restriktionen berücksichtigt. Im wesentlichen wird die Preisentwicklung demnach durch kontemporäre und einfach verzögerte Differenzen-terme bestimmt.

Der Koeffizient der Fehlerkorrekturvariablen $z_{i,t-1}^p$ ist in allen Varianten auf hohem Niveau signifikant und wird in der präferierten Variante auf 0.27 geschätzt, d.h. etwa 27% einer Abweichung der Preise von dem durch die Lohnstückkosten determinierten langfristigen Trend werden bereits nach einer Periode ausgeräumt. Interessant sind auch die durch die Schätzung implizierten kurzfristigen Elastizitäten. Die kurzfristige Elastizität der Preise in bezug auf die Löhne liegt demnach bei 0.59, in bezug auf die Produktion bei -0.40 und in bezug auf das Beschäftigungsvolumen bei 0.46. D.h. eine Preiserhöhung bei Kostendruck bzw. eine Preissenkung bei Produktivitätssteigerungen ist bereits kurzfristig deutlich spürbar. Weiterhin ist den Ergebnissen zu entnehmen, daß *cet. par.* eine Erhöhung des Auslastungsgrads des Produktionspotentials preissteigernd wirkt.

4.3. Ergebnisse für die Lohnleichung

Wiederum wurde zunächst von einem ADL-Modell ausgegangen, um Spezifikationstests durchführen zu können. Dieses Modell ist analog zum ADL-Modell für die Preisgleichung spezifiziert, enthält aber zusätzlich die aggregierte Lohnvariable:

$$(16) \quad w_{it} = b_{i0} + \sum_{j=1}^m b_j^1 w_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m b_j^2 p_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m b_j^3 y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m b_j^4 n_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m b_j^5 w_{i,t-j} + \varepsilon_{it}.$$

Tabelle 3 faßt die Ergebnisse verschiedener Spezifikations-tests zusammen. Der Ausschluß der einzelnen Variablengruppen wird in allen Fällen auf mindestens dem 1%-Niveau zurückgewiesen. Die Hypothese, daß in die Gleichung anstelle der separaten Produktion- und Beschäftigungs-Variablen die Produktivität aufzunehmen ist, wird deutlich abgelehnt. Die Annahme der Homogenität zwischen Produktion und Beschäftigung, die bei der Preisgleichung akzeptiert werden konnte, steht also mit der empirischen Evidenz hier nicht in Einklang. Demnach wäre die Vorgehensweise in den auf Franz, Gordon (1993) beruhenden Untersuchungen, die Produktivität anstelle von y und n als Regressor in der Lohngleichung zu benutzen, nicht zulässig. Ebenso wie bei der Preisgleichung wird außerdem die Wachstumsratenspezifikation auf Basis eines entsprechenden F-Tests auf hohem Signifikanzniveau zurückgewiesen.

Die langfristige Entwicklung

Es wurde nun untersucht, ob zwischen sektoralen und aggregierten Löhnen ein Kointegrationszusammenhang bestehen könnte. Das Ergebnis der Kointegrations-

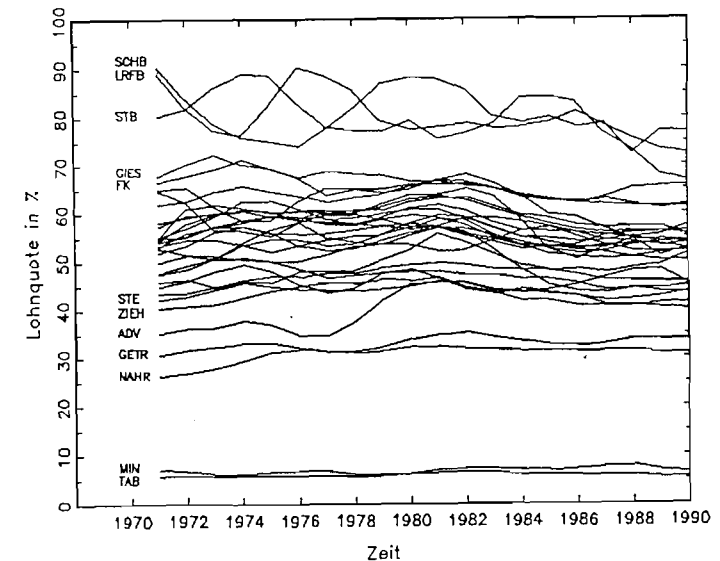
Tabelle 3: Spezifikations-F-Tests für die Lohngleichungen (ADL-Modell)

Hypothese	Verteilung	Testwert
Ausschlußrestriktionen:		
verzögerte sektorale Lohnvar.	F (3,561)	229.621**
Preise	F (3,561)	7.619**
Produktion	F (3,561)	12.819**
Arbeitsvolumen	F (3,561)	26.687**
aggregierte Löhne	F (3,561)	5.171**
Produktion, Arbeitsvolumen	F (3,561)	33.222**
Homogenitätshypothese:		
$\tilde{B}_3(L) = -\tilde{B}_4(L)$	F (3,561)	49.422**
Wachstumsraten:		
$\tilde{A}_1(1) = 1, \tilde{A}_2(1) = \tilde{A}_3(1) = \tilde{A}_4(1) = \tilde{A}_5(1) = 0$	F(5,561)	35.985**

Anmerkungen: Siehe Tabelle 1.

regression (siehe den oberen Teil von Tabelle 4) ergibt einen Koeffizienten der aggregierten Löhne in der Nähe von eins. Auf Grundlage der DF-Teststatistik kann die Hypothese nicht-stationärer Residuen dieser Beziehung auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden, so daß auf einen Kointegrationszusammenhang zu schließen ist. Wird alternativ zu diesem Vorgehen der Koeffizient der aggregierten Löhne *a priori* auf den Wert Eins gesetzt, so entspricht der Kointegrationshypothese die Stationarität der sektoralen Lohndifferentiale $w_{it} - w_t$. Ein entsprechender Test nach Campbell, Perron (1991) führt zur Ablehnung der Nicht-Stationarität auf hohem Signifikanzniveau und stützt somit die genannte Hypothese.

Abbildung 2: Sektorale Lohndifferentiale (in%) 1970-1991



Eine langfristig wirksame Tendenz der sektoralen Löhne, sich vom (gewichteten) Durchschnitt zu entfernen, existiert demnach im Beobachtungszeitraum nicht. *Abbildung 2* gibt einen Eindruck von der Entwicklung der sektoralen Lohndifferentiale im Zeitraum 1971-1991. Der Graphik ist eine hohe Stabilität der Lohndifferentiale über die Zeit zu entnehmen. Nur in einigen wenigen Branchen ist es im Beobachtungszeitraum zu ausgeprägten Veränderungen gekommen. Dieses Ergebnis ist umso bemerkenswerter, als die hier vorgenommene Analyse die zeitliche Entwicklung der sektoralen Unterschiede vermutlich überzeichnet,

Tabelle 4: Kointegrationsregression und Fehlerkorrekturmodell für die sektoralen Löhne

Kointegrationsregression [#] $w_{it} = 0.121 + 0.979 \cdot w_t$ DF-Test: -8.862*								
	Fehlerkorrekturmodell, abh. Var.: Δw_{it}							
	(1) [#]		(2) [#]		(3) [#]		(4) [#]	
	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.
Absolutglied	-0.018	1.223	0.016	4.620	-0.018	1.198	-0.029	2.827
$z_{i,t-1}^w$	-0.162	8.048	-0.167	8.289	-0.163	8.156	-0.164	8.317
$\Delta w_{i,t-1}$	-0.029	0.703	-0.022	0.526	-0.024	0.569	-0.050	2.025
$\Delta w_{i,t-2}$	-0.129	3.185	-0.126	3.182	-0.126	3.139	-0.148	4.007
$\Delta p_{i,t-1}$	0.017	1.319	0.024	1.903	-	-	-	-
$\Delta p_{i,t-2}$	0.002	0.120	-0.001	0.107	-	-	-	-
$\Delta y_{i,t}$	0.010	1.066	0.004	0.440	0.011	1.154	-	-
$\Delta y_{i,t-1}$	0.035	3.211	0.044	4.294	0.030	2.955	0.037	4.014
$\Delta y_{i,t-2}$	0.003	0.260	0.007	0.684	-0.001	0.064	-	-
$\Delta n_{i,t}$	-0.112	5.944	-0.106	6.400	-0.112	6.039	-0.103	7.304
$\Delta n_{i,t-1}$	0.005	0.218	0.030	1.571	0.008	0.390	-	-
$\Delta n_{i,t-2}$	0.012	0.602	0.016	0.902	0.012	0.623	-	-
$x_{i,t}$	-0.002	0.137	-	-	-0.006	0.319	-	-
$x_{i,t-1}$	0.069	3.156	-	-	0.074	3.449	0.052	4.565
$x_{i,t-2}$	-0.031	1.447	-	-	-0.031	1.449	-	-
$x_{i,t-3}$	0.004	0.222	-	-	0.001	0.065	-	-
Δw_t	0.885	26.039	0.917	27.940	0.883	26.095	0.898	31.721
Δw_{t-1}	-0.023	0.470	-0.047	0.952	-0.021	0.422	-	-
Δw_{t-2}	0.206	4.648	0.193	4.376	0.205	4.638	0.211	4.892
σ	0.0129		0.0131		0.0129		0.0129	
k	50		46		48		40	
F-Test	-		3.870**		0.872		0.705	

Anmerkungen: Zahl der Beobachtungen: $T=608$; t-Stat: Absolute t-Werte; Koeffizienten des Auslastungsgrades x 100; *, **: Signifikanz auf dem 5- bzw. 1%-Niveau, kritische Werte für

den DF-Test im Anhang; σ : Standardfehler der Regression; k : Zahl der Regressoren; #: sektorale Dummy-Variablen nicht aufgeführt; der F-Test bezieht sich auf die Schätzung des allgemeinen Modells in Spalte (1).

da sie z.B. Veränderungen im durchschnittlichen Qualifikationsstand der Beschäftigten nicht zu berücksichtigen vermag.¹⁷

Das Resultat der Stationarität sektoraler Lohndifferentiale ist von erheblicher Tragweite, bedeutet es doch, daß der stochastische Trend der sektoralen Lohnvariablen mit dem stochastischen Trend der aggregierten Zeitreihe übereinstimmt. Dies impliziert, daß keine weiteren Variablen den Zusammenhang langfristig beeinflussen können. Da der aggregierte Lohnsatz, der die auf die sektorale Lohnbildung wirkenden äußeren Kräfte repräsentiert, bereits die Entwicklung der sektoralen Löhne auf längere Sicht ausreichend beschreibt, wäre kein Platz mehr für den langfristigen Einfluß von sektorspezifischen Kräften. Im Verarbeitenden Gewerbe der Bundesrepublik könnte demnach den *inside forces* bei der Lohnbildung allenfalls ein temporärer Einfluß zukommen.

Der langfristig dominante Einfluß aggregierter Bestimmungsfaktoren für die sektorale Lohnentwicklung bei zugleich zeitlich weitgehend stabilen sektoralen Lohndifferentialen, also Unterschieden in den Lohnniveaus, muß als ein zentrales empirisches Faktum für die Bundesrepublik gewertet werden. Offensichtlich ist die Hypothese der Rentenaufteilung auf Sektorebene nicht geeignet, die dynamische Entwicklung im Beobachtungszeitraum zu erklären. Sektorspezifisch entstehende Renten (gemessen an sektoralen Preis- und Produktivitätstrends) spiegeln sich langfristig eben nicht in der Entwicklung der Sektorlöhne wider. Hieraus ergibt sich jedoch nicht die Schlußfolgerung einer generellen Irrelevanz der Insider/Outsider-Theorie, da es durchaus möglich ist, daß die hier nicht weiter untersuchten aggregierten Löhne den Postulaten dieser Theorie entsprechend gebildet werden.¹⁸

Die kurzfristige Entwicklung

Die bisher geschilderten Ergebnisse lassen allerdings die Möglichkeit zu, daß sektorale Faktoren die Lohnentwicklung temporär beeinflussen. Dies kann in einem Fehlerkorrekturmodell untersucht werden, das dem gefundenen Langfristzusammenhang Rechnung trägt. Unter der Voraussetzung, daß sich die sektoralen

¹⁷ Für eine neuere Untersuchung interindustrieller Lohndifferentiale auf der Basis von Mikrodaten siehe Bellmann, Möller (1995).

¹⁸ In der Untersuchung von Möller, Völker (1991) wird empirische Evidenz für die Insider/Outsider-Theorie auf aggregierter Ebene angeführt.

Löhne w_{it} langfristig an den aggregierten Löhnen w_t orientieren, lautet ein entsprechendes Fehlerkorrekturmodell:

$$(17) \quad \Delta w_{it} = \beta_{i0} - \delta z_{i,t-1} + \bar{D}_1(L) \Delta w_{i,t-1} + D_2(L) \Delta p_{i,t} + D_3(L) \Delta y_{i,t} \\ + D_4(L) \Delta n_{i,t} + D_5(L) \Delta x_{i,t} + D_6(L) \Delta w_t + \varepsilon_{i,t},$$

wobei x_{it} wiederum den Auslastungsgrad des potentiellen Bruttowertschöpfungsvolumens und $D_i(L)$ ($i = 1, 2, \dots, 6$) entsprechende Lagpolynome bezeichnen.

Wird die in Spalte (1) im unteren Teil von *Tabelle 4* aufgeführte Spezifikation als Referenzmodell betrachtet, so ist dem in Spalte (2) angegebenen F-Test zufolge der Auslastungsgrad tatsächlich eine für die kurzfristige sektorale Lohndynamik wichtige Variable. Hingegen kann der Einfluß der sektoralen Preisvariable auf die Lohnbewegung nach dem Ergebnis in Spalte (3) offenbar vernachlässigt werden. Spalte (4) enthält die von uns präferierte Variante des Fehlerkorrekturmodells, die auf einer sparsameren Spezifikation beruht.¹⁹ Aus Spalte (4) lassen sich einige interessante Details entnehmen. Zunächst ist der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms - wie in den übrigen Varianten auch - auf hohem Signifikanzniveau von Null verschieden. Der geschätzte Koeffizient besagt, daß 16-17% einer Abweichung von der langfristig gleichgewichtigen Lohnstruktur in der laufenden Periode korrigiert werden. Wie aus dem Vergleich mit dem entsprechenden Koeffizienten in der Preisgleichung hervorgeht, ist der Korrekturmechanismus in der Lohngleichung offenbar schwächer.

Von Bedeutung sind weiterhin die kurzfristigen Elastizitäten. Auf kurze Sicht reagieren die Löhne demnach positiv auf Produktions- und negativ auf Beschäftigungsveränderungen, ein Muster, wie es auch bei Annahme einer positiven Reaktion auf sektorale Produktivitätsentwicklungen zu erwarten wäre. Allerdings ist die Reaktion auf die Beschäftigung deutlich stärker als auf die Produktion. Dieses Phänomen erscheint grundsätzlich kompatibel mit Insider-Überlegungen, sollte aber noch genauer analysiert werden. Weiterhin resultiert erwartungsgemäß ein positiver Einfluß der Kapazitätsauslastung auf die sektorale Lohnbildung, wobei dieser Effekt erst mit einer Verzögerung von einer Periode zum Tragen kommt. Die dominierende Determinante der Sektoralöhne sind jedoch auch kurzfristig die aggregierten Löhne. Eine Kurzfristelastizität von fast 0.9 zeigt, daß die sektorale Lohnbewegung binnen Jahresfrist die aggregierte Entwicklung zum überwiegenden Teil nachvollzieht.

¹⁹ Alle Varianten der Lohngleichung enthalten sektorale Dummy-Variablen, deren Koeffizienten aber hier nicht referiert werden.

5. Schlußfolgerungen

Die Resultate von Schätzungen der sektoralen Preis- und Lohngleichungen ergeben ein zu den theoretischen Überlegungen gut passendes Bild. Zwischen Preisen, Produktivität und Nominallöhnen zeigt sich auf sektoraler Ebene ein enger Zusammenhang. Die Homogenitätsannahme zwischen diesen Variablen wird empirisch bestätigt, und Lohnstückkosten und sektorale Preise erweisen sich als kointegriert. Damit kann die Existenz eines Langfristzusammenhangs zwischen diesen Variablen angenommen werden, der übereinstimmt mit den Postulaten zur Preissetzung, die aus einem (statischen) Modell mit monopolistischer Konkurrenz folgen. Das überraschende Ergebnis von Franz, Gordon (1993), wonach die Löhne keinen Einfluß auf die Preisentwicklung ausüben, wird hier nicht unterstützt. Im Gegensatz zu dieser Untersuchung, die die Bedeutung der Lohngleichung auf Verteilungsaspekte reduziert sieht, muß nach unseren Resultaten davon ausgegangen werden, daß zumindest auf Sektorebene neben der Produktivität langfristig die Löhne die entscheidende Determinante der sektoralen Preisentwicklung darstellen. Die preisbestimmende Wirkung dieser Variablen ist auch bereits kurzfristig mit entsprechenden Elastizitäten in der Größenordnung von -0.4 und 0.6 deutlich spürbar. Allerdings wird die Kurzfristedynamik der sektoralen Preise auch durch stationäre Variablen wie den Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten nicht unwesentlich beeinflusst.

Während sich die Preisentwicklung in den untersuchten Branchen auf sektorspezifische Determinanten zurückführen läßt, zeigt die empirische Untersuchung der Lohngleichung eine bemerkenswerte Abhängigkeit der sektoralen Lohnbildung vom aggregierten Lohn. Für den langfristigen Trend der sektoralen Lohnentwicklung sind nach unseren Ergebnissen ausschließlich die *outside forces* verantwortlich. Für eine Rentenaufteilung auf Sektorebene als ein über die kurze Frist hinausgehendes Phänomen gibt es demnach im Untersuchungszeitraum keine Anhaltspunkte. Die Wirkung von *inside forces*, für die andere Studien (Holmlund, Zetterberg 1991) Hinweise gefunden haben, beschränkt sich unserer Analyse zufolge auf das die Kurzfristedynamik beschreibende Fehlerkorrekturmodell. Die sektorspezifische Produktions- und Beschäftigungsentwicklung sowie die Kapazitätsauslastung hat demnach nur einen temporären Einfluß auf die Lohnbildung.

Obwohl aufgrund institutioneller Bedingungen in der Bundesrepublik (Lohnbildung auf Sektorebene) vermutet werden könnte, daß *inside forces* eine entscheidende Einflußgröße für die Lohnbildung darstellen, ergibt sich also aus den Schätzergebnissen ein anderes Bild. Demnach bilden gesamtwirtschaftliche Faktoren die entscheidenden Triebfedern der Lohnentwicklung. Die Bundesrepublik ist offenbar durch einen höheren Grad an Korporatismus gekennzeichnet,

als man es allein aufgrund der formalen Verhandlungsebene erwarten könnte. Das Phänomen der Lohnführerschaft paßt zu dieser Analyse. Ähnlich wie in den skandinavischen Ländern, in denen nationale Leitlinien die allgemeinen Trends vorgeben,²⁰ könnten in der Bundesrepublik Quasi-Leitlinien durch die Lohnführer aufgestellt werden. Die jeweils ersten Abschlüsse einer Lohnrunde würden dann ein Erwartungsniveau festlegen, an dem sich die darauffolgenden Abschlüsse orientieren. Abweichungen davon wären mit „Kosten“ in Form höheren Legitimationsbedarfs verbunden. Allerdings muß unser Ergebnis der Kointegration zwischen sektoralen und aggregierten Löhnen im Zusammenhang mit den Resultaten bei Breitung, Meyer (1991) gesehen werden, die für Paneldaten auf *Betriebs-ebene* eine entsprechende Hypothese nicht bestätigen konnten. Dies würde bedeuten, daß *rent-sharing*-Phänomene auf Mikroebene, nicht aber auf Sektorebene zu suchen sind.

Anhang : Kritische Werte für den DF-Test bei gepoolten Daten

Bekanntlich folgen die Testwerte für den DF-Test nicht der Standard-t-Verteilung. Darüber hinaus sind die Testwertverteilungen davon abhängig, ob eine Konstante oder ein deterministischer Trend in die Testgleichung aufgenommen wurde. Es ist davon auszugehen, daß deterministische Trends bzw. sektorale Dummies eine Variable „stationärer“ erscheinen lassen, als sie ist, die Testwertverteilung also in Richtung auf eine zu häufige Ablehnung der Nullhypothese verzerrt ist. Es steht zu erwarten, daß dieser Effekt in unserem Fall gravierend ist, da $n - 1 = 31$ Sektordummies neben dem Absolutglied und einem deterministischen Trend verwendet werden. Empirische Testwertverteilungen für die Anwendung des DF-Tests auf gepoolte Daten sind in der Literatur unseres Wissens nach bisher nicht veröffentlicht worden. Es mußte deshalb ein eigenes Simulationsexperiment durchgeführt werden.

Das Simulationsexperiment ist dabei speziell auf das Schätzmodell in Abschnitt 4 zugeschnitten. Zur Bestimmung der Testwertverteilungen wurden jeweils 7500 Replikationen durchgeführt. Für den Integrations- und Kointegrationstest wurden jeweils eine bzw. zwei Zeitreihen der Länge $T=22$ für 32 Sektoren als *random walks* simuliert. Die Einschwingphase betrug 50 Beobachtungen.

Die Testgleichung für die Integrationstests war im Fall mit Trend

$$(18) \quad \Delta x_{it} = a_0 + a_{ji} + a_2 x_{i,t-1} + a_3 t + \varepsilon_{it}$$

²⁰ Für eine Beschreibung des schwedischen Systems siehe etwa Edin, Zetterberg (1992).

wobei a_0 für eine Schätzkonstante, a_{ji} ($i = 1, 2, \dots, n - 1$) für die Koeffizienten sektoraler Dummy-Variablen und a_3 für den sektorunabhängigen Koeffizienten eines Zeittrends steht. Der Testwert ist dann der t-Wert des Koeffizienten a_2 .

Für die Kointegrationstests wurden die gepoolten Zeitreihen x_{it} und y_{it} wiederum in der Version mit einem Trend nach folgendem Modell aufeinander regressiert:

$$(19) \quad y_{it} = a_0 + a_{ji} + a_2 x_{i,t-1} + a_3 t + \varepsilon_{it},$$

wobei die a_{ji} ($i = 1, 2, \dots, n - 1$) für die Koeffizienten sektoraler Dummy-Variablen stehen. Die geschätzten Residuen aus Gleichung (19) wurden dann einem Dickey-Fuller-Test unterzogen:

$$(20) \quad \Delta \hat{\varepsilon}_{it} = b_1 \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \zeta_{it},$$

Tabelle A1: Kritische Werte für den Dickey-Fuller-Test mit gepoolten Daten

Quantil	Test auf			
	Integration		Kointegration	
	K	K/T	K	K/T
1%	-4,698	-4,666	-5,256	-5,285
5%	-5,323	-5,362	-5,838	-5,877
10%	-5,662	-5,705	-6,147	-6,226
50%	-6,884	-6,921	-7,286	-7,408
90%	-8,089	-8,110	-8,441	8,567
95%	-8,451	-8,444	-8,783	-8,901
99%	-9,049	-9,095	-9,381	-9,497
Minimum	-3,421	-3,521	-3,908	-3,965
Maximum	-10,367	-10,749	-11,200	-10,995
Mittelwert	-6,882	-6,911	-7,296	-7,398
Std. Abw.	0,945	0,938	0,896	0,915
Mittl. Koeff.	-0,139	-0,140	-0,141	-0,145

Anmerkungen: Die Werte beruhen auf einem Simulationsexperiment mit 7500 Replikationen; K: Konstante, K/T: Konstante und Trend eingeschlossen.

wobei auf die jeweils erste Beobachtung für jeden Sektor aufgrund der Lagbildung verzichtet wurde. Der Testwert ist der t -Wert des Koeffizienten b_j . Die im folgenden ausgewiesenen Quantile der Testwertverteilung zeigen, daß im Absolutbetrag recht hohe t -Werte erforderlich sind, um die Nullhypothese „Vorliegen einer Einheitswurzel“ abzulehnen.²¹

Literatur

- Bellmann, L., Möller, J. (1995), Institutional Influences on Interindustry Wage Differentials, in Buttler, F., Franz, W., Schettkat, R. Soskice, D. (Hrsg.), Institutional Frameworks and Labor Market Performance. Comparative Views on the German and U.S. Economies, London, New York: Routledge, im Erscheinen.
- Blanchard, O.J. (1987), Aggregate and Individual Price Adjustment, Brookings Papers on Economic Activity, 1, 57-109.
- Blanchflower, D.G., Oswald, A.J., Garrett, M.D. (1990), Insider Power in Wage Determination, *Economica*, 57, 143-170.
- Breitung, J., Meyer, W. (1991), Testing für Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?, Diskussionspapier, Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung, Hannover 1991.
- Calmfors, L., Driffill, J. (1988), Corporatism and Macroeconomic Performance, *Economic Policy*, 6, 3-61.
- Campbell, J.Y., Perron, P. (1991), Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots, in: Blanchard O.J., Fischer, S., (Hrsg.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge (Mass.), 141-219.
- Driffill, J., Ploeg van der, F. (1993), Monopoly Unions and the Liberalisation of International Trade, *Economic Journal*, 103, 379-385.
- Edin, P.A., Zetterberg, J. (1992), Interindustry Wage Differentials: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States, *American Economic Review*, 82, No.5, 1341-1349.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 5 (2), 251-276.
- Fitzenberger, B., Franz, W. (1993), Dezentrale versus zentrale Lohnbildung in Europa: Theoretische Aspekte und empirische Evidenz, Beitrag für das 23. Wirtschaftswissenschaftliche Seminar Ottobeuren, September 1993.
- Franz, W., Gordon, R.J. (1993), German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes, *American Economic Review*, 37, 4, 719-762.
- Franz, W., Smolny, W. (1993), Sectoral Wage and Price Formation and Working Time in Germany: An Econometric Analysis, Center of International Labor Economics, Universität Konstanz, Diskussionspapier 5-1993.
- Gordon, R.J. (1988), The Role of Wages in the Inflation Process, *American Economic Review*, 7 (2), 276-283.
- Gordon, R.J. (1990), U.S. Inflation, Labour's Share and the Natural Rate of Unemployment, in König, H. (Hrsg.), *The Economics of Wage Determination*, Berlin, Heidelberg, New York u.a.: Springer-Verlag, 1-34.
- Görtzig, B., Schintke, J., Schmidt, M. (1992), Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes, Statistische Kennziffern, 34.Folge, Neuberechnung 1970-1991.
- Hendry, D.F., Pagan, A.R., Sargan, J.D. (1984), Dynamic Specification, in: Griliches, Z., Intriligator, M.D. (Hrsg.), *Handbook of Econometrics*, Vol.2, Amsterdam u.a.: North-Holland, 1023-1100.
- Holmlund B., Zetterberg, J. (1991), Insider Effects in Wage Determination, *European Economic Review*, 35, 1009-1034.
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (1991), *Unemployment*, Oxford, New York u.a.: Oxford University Press.
- Lindbeck, A. (1992), Macroeconomic Theory and the Labor Market, *European Economic Review*, 36, 209-235.
- Lindbeck, A., Snower, D.J. (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge Mass., London: MIT-Press.
- Manning, A. (1993), Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations, *Economic Journal*, 103, 98-118.
- Möller, J. (1992), Lohnbildung und Beschäftigung - Neuere makroökonomische Evidenz, in: Franz, W. (Hrsg.), *Mikro- und makroökonomische Aspekte der Arbeitslosigkeit*, BeitrAB 165, S.113-132.
- Möller, J., Völker, R. (1991), Lohnbildung und Hysteresis, Empirische Überprüfung eines Insider/Outsider-Modells für die Bundesrepublik Deutschland, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 111 (3), 401-424.
- Phelps, E.S. (1992), A Review of Unemployment, *Journal of Economic Literature*, 30, 1476-1490.
- Rowthorn, R.E. (1992), Centralisation, Employment and Wage Dispersion, *Economic Journal*, 102, 506-23.
- Sims, C.A. (1980), *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, 48, 1, 1-8.
- Sims, C.A. (1987), Comment, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 117-120.
- Soskice, D. (1990), Reinterpreting Corporatism and Explaining Unemployment: Co-ordinated and Non-co-ordinated Market Economies, in: Brunetta, R. and Dell'Aringa, C. (Hrsg.), *Labour Relations and Economic Performance*, Houndmills: Macmillan, 170-211.

²¹ Das 95% (99%) Quantil entspricht dem kritischen Wert auf dem 5%- bzw. 1%-Niveau.