

Meyer, Wolfgang

Article

Abschlußebene und Lohndynamik

Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Meyer, Wolfgang (1992) : Abschlußebene und Lohndynamik, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik, ISSN 0342-1783, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 112, Iss. 1, pp. 59-74,
<https://doi.org/10.3790/schm.112.1.59>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/291775>

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.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Abschlußebene und Lohndynamik

Eine vergleichende empirische Analyse von Firmen- und Branchentarifabschlüssen *

Von Wolfgang Meyer**

Zur Überwindung der gegenwärtigen Beschäftigungsprobleme wird empfohlen, die Tarifpolitik betriebsnäher zu gestalten. Die Befürworter dieser Therapie gehen davon aus, daß sich die Verhandlungspartner bei dezentralen Tarifabschlüssen an der wirtschaftlichen Lage der Firmen orientieren. Die gegenwärtige Praxis bei Firmentarifverträgen läßt aber Zweifel aufkommen, daß diese Annahme realistisch ist. Im Rahmen einer auf Mikrodaten aufbauenden Regressionsanalyse wird der Frage nachgegangen, ob der Lohnanpassungsprozeß auf Firmenebene sich von dem auf Branchenebene unterscheidet. Den theoretischen Rahmen bildet dabei ein Bargaining-Modell der Lohndynamik.

1. Problemstellung

Seit mehr als einem Jahrzehnt ist das Ziel der Vollbeschäftigung in der Bundesrepublik Deutschland nicht mehr verwirklicht. Viele Ökonomen machen dafür vor allem unser starres Tarifvertragssystem verantwortlich, in dem Entlohnung und Arbeitsbedingungen in der Regel in flächendeckenden Branchentarifverträgen bindend festgelegt werden. Ihre wirtschaftspolitischen Therapievorschl ge zielen dementsprechend darauf ab, Au enseiterkonkurrenz zu st rken und durch betriebsn here Tarifpolitik eine bessere Anpassung der Vertr ge an die Markterfordernisse zu erreichen¹. Eine Bindung der Entlohnung an die wirtschaftliche Lage der Betriebe kann man einerseits durch betriebliche Gewinnbeteiligung erreichen. Die Wirksamkeit dieses Mittels wird allerdings bezweifelt². Als Alternative bietet sich ein

* Dieser Beitrag entstand im Rahmen des von der DFG gef rderten Forschungsprojektes „Tariflohnbewegung“.

** F r Unterst tzung bei der Datenerhebung danke ich H. Zalten-Mastbaum Wagener sowie den Tarifarchiven der Gewerkschaften und der Bundesl nder. Dank f r Anregungen und Kritik gilt dem Seminar zur Arbeitsmarktforschung im Institut f r quantitative Wirtschaftsforschung der Universit t Hannover, insbesondere J. Breitung, H. Kehlbeck, O. H bler und M. Vatthauer.

¹ Der Sachverst ndigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung geh rt z. B. zu den Bef rwortern einer solchen Politik; vgl. SVR (1988), Tz. 345 ff. Eine zusammenfassende Darstellung und Beurteilung entsprechender Vorschl ge findet sich bei *Hardes* (1988).

² Vgl. z. B. *Rothschild* (1989).

Wechsel der Regulierungsebene an. Ein erster Schritt in diese Richtung wird durch die Aufnahme von Öffnungsklauseln in Branchenverträge gemacht. Ein vollständiger Wechsel findet statt, wenn für die Betriebe in sogenannten Haus- oder Firmentarifverträgen Einzelvereinbarungen getroffen werden.

Auf den ersten Blick scheint es relativ einfach zu sein, Betriebsnähe über einen Wechsel der Abschlußebene zu erreichen. Da der Geltungsbereich der Verträge bei völliger Dezentralisierung auf eine Firma begrenzt ist, kann deren wirtschaftliche Lage in den Verhandlungen berücksichtigt werden. Diese Möglichkeit wird aber nur dann auch tatsächlich ausgenutzt, wenn die bestehenden Inflexibilitäten den Interessen der Akteure widersprechen und die institutionelle Starrheit durch die Änderung der Abschlußebene aufgehoben wird. Ob diese Bedingungen erfüllt sind, ist allerdings fraglich. Dagegen spricht unter anderem die zu beobachtende Interdependenz der einzelnen Tarifverhandlungen, die durch Schlagworte wie Lohnführerschaft, Schlüsselverhandlung oder Imitation charakterisiert wird³. Orientieren sich die Tarifabschlüsse beispielsweise an einem nationalen Lohnführer, ist es unerheblich, ob die Verträge formal auf zentraler oder dezentraler Ebene vereinbart werden. *Fels* 1988, 216, kommt daher zu einer skeptischen Einschätzung der Wirkungen einer betriebsnahen Tarifpolitik; er meint: „Die Hoffnung, daß eine Dezentralisierung der Lohnbildung zu knappheitsgerechteren Lohnrelationen führen könnte, ist wohl nicht sehr realistisch.“

Im folgenden soll für die Bundesrepublik Deutschland empirisch geprüft werden, ob die Zweifel an der Wirksamkeit eines Wechsels der Tarifabschlußebene berechtigt sind. Den Ausgangspunkt der Analyse bildet die Verknüpfung von Lohnniveau und Lohndynamik. Flexible, knappheitsgerechte Lohnrelationen schlagen sich nicht nur in den Niveaugrößen, sondern auch in den Veränderungsraten nieder. Werden die Möglichkeiten der betrieblichen Orientierung bei Firmenverträgen ausgenutzt, bestimmen entweder firmenspezifische Faktoren die Lohndynamik, oder auf allgemeine Einflußgrößen wird firmenspezifisch reagiert. Wenn nun stattdessen zu beobachten ist, daß die ausgehandelten Lohnänderungsraten auf Firmenebene von den gleichen Faktoren und in gleicher Weise determiniert werden wie die auf Branchenebene, dann sind die Lohnrelationen dauerhaft festgeschrieben und entwickeln sich in einer dynamischen Wirtschaft nicht knappheitsgerecht. Die von *Fels* geäußerte Skepsis wäre in diesem Fall durch die Empirie bestätigt.

Im Zentrum der Analyse steht daher eine vergleichende Betrachtung der Lohndynamik in Firmen- und Branchentarifverträgen. Zuerst werden die Bestimmungsfaktoren der Tariflohndynamik allgemein diskutiert. Darauf

³ Weiterhin ist zu bedenken, daß die Lohnstarrheit nicht, wie von den Kritikern unterstellt, dysfunktional sein muß, sondern wie z.B. in der Effizienzlohntheorie im Hinblick auf die Motivationsfunktion begründet sein kann; vgl. hierzu *Gerlach/Hübler* (1985).

folgt eine Darstellung der Datenbasis der empirischen Analyse, und im Anschluß an eine Präzisierung der zu testenden Hypothesen werden dann die wichtigsten Ergebnisse präsentiert. Im letzten Teil wird eine wirtschaftspolitische Beurteilung vorgenommen.

2. Bestimmungsfaktoren der Tariflohndynamik

Zur Erklärung der Tariflohndynamik können verschiedene theoretische Ansätze herangezogen werden (*Meyer* 1990, 17 ff.). Das Spektrum reicht vom Markt-Modell, nach dem in Verbindung mit der Anpassungshypothese in den Tarifverhandlungen nur die am Markt determinierten Veränderungen nachvollzogen werden, über Bargaining- und Spillover- bis zum Militanz-Modell, nach dem in Verbindung mit der Aufstockungshypothese die Lohnbewegung durch die autonome, d. h. von Marktfaktoren unabhängige Militanz der Gewerkschaften bestimmt wird. Einen Einfluß der Abschlußebene auf die Lohndynamik kann man bei den extremen Positionen Markt und Militanz nicht erwarten, so daß sie aus der weiteren Betrachtung ausgeschlossen werden können.

Will man sich die Lohndynamik im Bargaining-Modell verdeutlichen, stellt die Tarifverhandlung natürlich einen geeigneten Ausgangspunkt der Betrachtung dar. In den Verhandlungen zwischen Arbeitgeber- und Arbeitnehmervertretungen wird dabei der Nominallohnsatz festgelegt. Die Beschäftigungsentscheidung verbleibt bei den Unternehmen. Damit liegt die Verhandlungslösung auf der Arbeitsnachfragekurve⁴. Die hier interessierende Lohndynamik ergibt sich infolge von Datenänderungen. Hierzu zählen vor allem Verschiebungen der Arbeitsnachfrage, z. B. ausgelöst durch Preisniveausteigerungen oder Produktivitätswachstum, und der relativen Machtposition der Verhandlungspartner, z. B. ausgelöst durch Änderungen der Arbeitsmarktanspannung. Man erhält dann eine Lohnanpassungsfunktion, die der erweiterten Phillipskurve ähnelt⁵. Die Bestimmungsfaktoren müßten sich dabei auf die wirtschaftliche Situation im Tarifbereich beziehen, d. h. sie müßten bei Firmenverträgen betriebsspezifisch und bei Verbandsverträgen branchen- und regionenspezifisch abgegrenzt sein. Sofern die Tarifpartner die gesamtwirtschaftliche Situation in ihr Kalkül einbeziehen, ist es aber auch denkbar, daß gesamtwirtschaftliche Größen die Lohndynamik bestimmen.

⁴ Die hier geschilderte Situation entspricht dem Right-to-Manage-Modell. Die Verhandlungslösung ist dann zwar nicht pareto-optimal, aber unter den gegenwärtigen institutionellen Bedingungen ist es nicht möglich, anreizkompatible, effiziente Verträge zu spezifizieren; vgl. hierzu *Farber* (1986), 1052 ff. *Kraft* vertritt für die Bundesrepublik eine hiervon abweichende Auffassung; vgl. *Kraft* (1989), 199 ff.

⁵ Zu einer Ableitung der Lohnanpassungsfunktion aus dem Monopolmodell vgl. *Oswald* (1982), 532 ff.

Eine Alternative zur verhandlungstheoretischen Erklärung der Lohndynamik bietet der Spillover-Ansatz. Der zentrale Gedanke ist dabei, daß sich die Tarifparteien in den Verhandlungen an einem oder mehreren Lohnführern orientieren. Bei einer einfachen Struktur wird der gewerkschaftliche Optimallohn wie der Verhandlungslohn vollständig durch einen Schlüsselabschluß bestimmt. Ändert sich dieser, wird auch vom Lohnfolger das Entgelt angepaßt, wobei die Steigerungsrate des Führers imitiert wird. Für die Tariflohndynamik ist dann entscheidend, welcher Bereich die Führungsrolle übernimmt und welche Faktoren dessen Lohnbewegung determinieren. In der Bundesrepublik Deutschland wird diese Rolle meistens der IG Metall und insbesondere dem Tarifbezirk „Metallindustrie Nordwürttemberg-Nordbaden“ zugesprochen (Meyer 1990, 154 ff.).

In diesem einfachen Spillover-Modell bleibt allerdings offen, wieso die Gewerkschaften ihre Optimalvorstellungen in den Verhandlungen durchsetzen können. Plausibler ist es, die Lohnführerorientierung in einen Bargaining-Ansatz zu integrieren⁶. Man kommt dann für die Tariflohndynamik zu dem Ergebnis, daß der Lohnführerabschluß die Determinanten Arbeitslosenquote, erwartete Inflations- und Produktivitätssteigerungsrate nicht ersetzt, sondern ergänzt. Da der letzte Ansatz die beiden ersten als Spezialfälle enthält, wird er der weiteren Argumentation zugrundegelegt.

Wenn die genannten Determinanten tarifbereichsunspezifisch, d.h. auf Firmen- und Branchenebene gleich sind und die Anpassungsreaktionen auf Änderungen dieser Größen sich nicht unterscheiden, dann wird ein Wechsel der Abschlußebene von Branchen- zu Firmentarifverträgen keine Wirkungen auf die Lohndynamik haben. Ob dies in der Empirie zu beobachten ist, soll im nächsten Abschnitt geklärt werden.

3. Empirische Überprüfung

Will man feststellen, ob sich die Lohndynamik bei Firmen- und Branchentarifverträgen unterscheidet, sind Informationen über Tarifabschlüsse einzelner Firmen und entsprechender Branchen erforderlich. Da geeignetes sekundärstatistisches Datenmaterial nicht zur Verfügung steht, mußte eine Primärerhebung bei den Archiven der Tarifvertragsparteien bzw. den Tarifregistern der Länder durchgeführt werden. Aufgrund der großen Zahl von Entgelttarifabschlüssen – 1988 etwa 1800 Firmen- und 1900 Branchentarifverträge (Clasen, 1989, 17) – kann natürlich nur eine Auswahl in die Analyse einbezogen werden. Dabei ist es sinnvoll, nur solche Firmen zu berücksichtigen, für die in den Verträgen eigene Lohn- bzw. Gehaltsstaffeln festgesetzt werden. Wird im Firmenvertrag die Geltung der Branchenregelungen ver-

⁶ Eine entsprechende Erklärung des Spillover-Phänomens gibt z. B. Oswald (1979).

einbart⁷, hat die Abschlußebene natürlich keinen Einfluß auf die Lohndynamik.

3.1. Datenbasis

In die Untersuchung werden Verträge aus 30 Firmen sowie 30 Branchentarifbereichen einbezogen. Die Branchenbereiche sollen dabei so ausgewählt werden, daß sie in regionaler und sektoraler Hinsicht den Firmen entsprechen. Ist im Firmensample beispielsweise eine niedersächsische Brotfabrik vertreten, wird in das Branchensample der Bereich Brotindustrie Niedersachsen aufgenommen⁸.

Von den Verträgen in den erfaßten 60 Tarifbereichen sind 1989 insgesamt etwa 2,1 Mio. Beschäftigte betroffen, und zwar 1,9 Mio. in Branchen- und 170 000 in Firmentarifbereichen⁹. Auf Branchenebene sind die Tarifbezirke mit durchschnittlich 64 000 Beschäftigten mehr als zehnmal so groß wie auf Firmenebene; in drei Fällen sind allerdings von den Firmenverträgen mehr Beschäftigte betroffen als von den zugehörigen Branchenverträgen. Wie ein Blick auf Tabelle 1 zeigt, sind die meisten Firmen im mittelständischen Bereich angesiedelt; in mehr als zwei Drittel der Fälle liegt die Zahl der betroffenen Beschäftigten unter 2000. Die anderen Firmenverträge betreffen mit einer Ausnahme zwischen 2000 und 20 000 Arbeitnehmer. In diese Größenklasse sind auch zwei Fünftel der Branchenverträge einzuordnen.

Im zweiten Teil der Tabelle ist die Aufteilung der Firmentarifbereiche nach Wirtschaftsabteilungen dargestellt. Unterschiede zwischen Branchen- und Firmenverträgen treten nicht auf. Der sektorale Schwerpunkt liegt eindeutig im Produzierenden Gewerbe und darunter bei der Verbrauchsgüterproduktion. Auch der Handel ist mit vier Firmen relativ stark vertreten. Insgesamt entspricht die Verteilung in etwa der allgemeinen Tarifvertragsstruktur in der Bundesrepublik¹⁰.

In Hinblick auf die regionale Dimension dominiert im Sample der norddeutsche Raum. Es ist aber zu vermuten, daß die regionale Verzerrung

⁷ Genaue Angaben über die quantitative Bedeutung dieser Praxis liegen nicht vor. Nach einer eigenen Befragung von 103 Firmen, die im bayrischen bzw. niedersächsischen Tarifregister eingetragen sind, enthalten etwa 15 % der Entgeltfirmentarifverträge Übernahmevereinbarungen.

⁸ In einigen Fällen existiert in sektoraler oder regionaler Hinsicht kein entsprechender Branchenvertrag. Es wird dann ein benachbarter Bereich oder ein Durchschnitt mehrerer Nachbarbereiche herangezogen.

⁹ Die Angaben zu den Beschäftigten beruhen weitgehend auf Schätzungen der Gewerkschaften, teilweise auch auf Informationen der betreffenden Firmen. Da in die Analyse entweder die Lohn- oder die Gehaltsentwicklung eingeht, sind nur die Arbeiter oder die Angestellten betroffen. Die Zahl der insgesamt Beschäftigten ist daher immer größer als die Zahl der betroffenen Arbeitnehmer.

¹⁰ Im Sample fehlen Verträge aus dem Baugewerbe; überrepräsentiert ist der Bereich Banken und Versicherungen; vgl. hierzu Meyer (1990), 70.

unproblematisch ist. Eine andere mikroökonomische Analyse hat keine Hinweise auf regional differenzierende Lohnbewegungen erbracht (Meyer 1990, 126 ff.). Da in jener Untersuchung auch kein Unterschied zwischen der Lohn- und der Gehaltsbewegung festgestellt wurde, wird die in der Stichprobe bestehende Verzerrung zugunsten von Lohntarifbereichen – für je 26 Firmen und Branchen wird die Lohn- und für die restlichen 4 die Gehaltsbewegung analysiert – ebenfalls als unproblematisch angesehen.

Als letztes ist in der Tabelle die Struktur der vertragschließenden Parteien angegeben. Auf Arbeitnehmerseite werden die Verträge von den Gewerkschaften geschlossen. Die Gewerkschaften Handel, Banken und Versicherungen (HBV), Metall (IGM) und Nahrung, Genuß, Gaststätten (NGG) sind im Sample relativ stark vertreten. Die IGM schließt aufgrund ihres großen Organisationsbereichs viele Verträge ab. Bei der Gewerkschaft NGG ergibt sich die hohe Zahl aus einer starken Dezentralisierung; es werden eine Vielzahl von sektoral eng abgegrenzten Verhandlungen geführt. Auf Arbeitgeberseite werden die Branchenverträge natürlich von den Arbeitgeberverbänden abgeschlossen. Aber auch bei den Firmenverträgen ist dies in über einem Drittel der Fälle gegeben; hierbei wird der Geltungsbereich der Verträge auf die einzelne Firma eingegrenzt.

In den zu analysierenden Bereichen sind im Untersuchungszeitraum 1970 bis 1988 durchschnittlich 18 Tarifverträge abgeschlossen worden; insgesamt sind 1069 Abschlüsse erfaßt, 532 davon auf Firmen- und 537 auf Branchenebene. Für jeden Abschluß wird unter Berücksichtigung von institutionellen Details wie Laufzeitverkürzungen, Nullzeiten, Pauschalen und Stufenerhöhungen eine durchschnittliche Wachstumsrate des Ecklohns berechnet¹¹. Da eine Erhöhung der Löhne um 5 % für zwei Jahre anders zu beurteilen ist als eine gleich hohe Wachstumsrate für ein Jahr und die Laufzeit der Verträge vor allem in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums größeren Schwankungen unterworfen ist, wird zusätzlich eine Laufzeitstandardisierung vorgenommen.

Die laufzeitstandardisierte Wachstumsrate ist die Variable, die in dieser Analyse erklärt werden soll. Ihre Entwicklung in der Untersuchungsperiode ist in Tabelle 2 dargestellt. Zum Vergleich sind die jährlichen Wachstumsraten des Index der tariflichen Stundenlöhne im Produzierenden Gewerbe angegeben.

Beim Vergleich der Lohnentwicklung in der Stichprobe mit der des Produzierenden Gewerbes zeigt sich, daß die durchschnittlichen Wachstumsraten über den Untersuchungszeitraum etwa gleich sind. In einzelnen Jahren

¹¹ Als Ecklohn wird hier der Lohn der untersten Gruppe mit betrieblicher Berufsausbildung als Einstufungsvoraussetzung gewählt. Zur Berechnung der Wachstumsrate vgl. Meyer (1990), 74 ff. Bei Pauschalzahlungen erfolgt hier abweichend eine Umrechnung auf Stundenbasis.

Tabelle 1

Struktur der ausgewählten Tarifbereiche

Strukturkriterium/ -merkmal	Branchen- tarifbereiche Anteil in %	Firmen- tarifbereiche Anteil in %
<i>Beschäftigtengrößenklassen</i>		
weniger 500	–	43,3
500 bis unter 2000	13,3	26,7
2000 bis unter 20000	43,3	26,7
20000 bis unter 100000	23,3	–
100000 und mehr	20,0	3,3
<i>Wirtschaftsabteilung</i>		
Bergbau und Energie	6,7	6,7
Produzierendes Gewerbe		
Grundst. und Prod.gütergewerbe	10,0	10,0
Investitionsgütergewerbe	13,3	13,3
Verbrauchsgütergewerbe	30,0	30,0
Nahrungs- und Genußmittelgew.	16,7	16,7
Handel	13,3	13,3
Verkehr und Nachrichtengewerbe	3,3	3,3
Banken und Versicherungen	6,7	6,7
<i>Region</i>		
Bundesgebiet/ mehrere Länder	30,0	26,7
Schleswig-Holstein	6,7	6,7
Hamburg	13,3	6,7
Niedersachsen/Bremen	23,3	30,0
Nordrhein-Westfalen	10,0	10,0
Rheinland-Pfalz/Saarland	6,7	6,7
Baden-Württemberg	6,7	6,7
Bayern	3,3	3,3
Berlin	–	3,3
<i>Vertragspartner auf Arbeitnehmerseite^{a)}</i>		
Bau, Steine, Erden	6,7	6,7
Bergbau, Energie	3,3	6,7
Chemie, Papier, Keramik	16,7	16,7
Handel, Banken, Versicherungen	20,0	20,0
Holz, Kunststoff	10,0	10,0
Medien/ Druck, Papier	3,3	3,3
Metall	16,7	20,0
Nahrung, Genuß, Gaststätten	16,7	20,0
Öff. Dienste, Transport, Verkehr	6,7	6,7
Textil, Bekleidung	3,3	3,3
<i>Vertragspartner auf Arbeitgeberseite</i>		
Arbeitgeberverband	100,0	36,7
Firma	–	63,3
Anzahl	30	30

^{a)} Drei Firmenverträge und ein Branchenvertrag werden jeweils von mehreren Gewerkschaften gemeinsam abgeschlossen, so daß die Summe größer als 100 % ist.

Quelle: Eigene Erhebung.

Tabelle 2

Wachstumsrate des Tariflohnsatzes im Produzierenden Gewerbe und in den Firmen- und Branchentarifverträgen des Samples

Jahr	Prod. Gew. ^{a)} in %	Wachstumsrate des Tariflohnsatzes Stichprobe (N = 1069)			
		in %		Variations- koeff. in %	
		B-TV ^{b)}	F-TV ^{c)}	B-TV ^{b)}	F-TV ^{c)}
1970	13.1	12.4	12.2	32.4	52.5
1971	13.2	11.1	10.5	46.0	40.2
1972	8.6	8.2	9.0	25.8	32.9
1973	9.4	11.2	10.9	25.9	24.0
1974	11.8	12.3	12.1	18.9	18.8
1975	9.0	6.8	6.4	13.1	22.4
1976	5.8	5.8	6.0	5.6	19.4
1977	7.2	6.7	6.8	7.4	19.2
1978	5.2	5.2	5.4	10.6	24.1
1979	5.7	4.7	4.8	13.7	14.9
1980	6.5	7.0	7.4	7.9	20.1
1981	5.6	5.1	5.0	11.0	11.2
1982	4.4	4.2	4.1	8.9	9.9
1983	3.4	3.3	3.1	18.8	7.4
1984	2.8	3.4	3.5	21.5	21.4
1985	4.5	3.4	3.5	21.9	37.2
1986	3.7	4.0	4.4	22.9	30.6
1987	4.1	3.6	3.6	22.4	31.2
1988	3.6	3.3	3.5	15.6	41.6
Ø	6.7	6.5	6.5	55.5	57.5

^{a)} Wachstumsrate des Index der tariflichen Stundenlöhne im Produzierenden Gewerbe.

^{b)} Laufzeitstandardisierte Wachstumsrate der Ecklöhne und -gehälter in Branchentarifverträgen.

^{c)} Laufzeitstandardisierte Wachstumsrate der Ecklöhne und -gehälter in Firmentarifverträgen.

Quelle: Wachstumsrate des Index der tariflichen Stundenlöhne im Produzierenden Gewerbe – SVR-Gutachten 1989/90, Tabelle 75; übrige – eigene Erhebung.

sind allerdings größere Abweichungen zu finden, so z.B. 1975, 1984 und 1985, wobei die Branchenabschlüsse meistens etwas näher an der Indexentwicklung liegen als die Firmenabschlüsse. Es kommt auch vor, daß die Wachstumsrate des Index gegenüber dem Vorjahr ansteigt (abfällt), während die Lohnsteigerungsraten in der Stichprobe kleiner (größer) werden. Vergleicht man nun die Entwicklung der Firmentarifabschlüsse mit denen auf Branchenebene, so läßt sich folgendes Muster feststellen:

- Die Abschlüsse haben überwiegend vergleichbare Steigerungsraten.
- Die zeitliche Entwicklung verläuft parallel, d.h. ergeben sich im Branchenbereich höhere (niedrigere) Wachstumsraten als im Vorjahr, so findet sich das gleiche Muster im Firmenbereich.

- Die Variabilität der Abschlüsse innerhalb der Gruppen ist im Durchschnitt vergleichbar groß. In einzelnen Jahren zeigen sich aber auch stärkere Differenzen, wobei die Spannbreite der Abschlüsse im Firmenbereich meistens höher ist.

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß die Entwicklung auf beiden Abschlußebenen relativ einheitlich verläuft.

3.2. Hypothesen

Nach der Schilderung der theoretischen Grundlagen und der Vorstellung der Datenbasis können nun die zu prüfenden Hypothesen präzisiert werden. Im Basismodell orientieren sich die Verhandlungspartner bei der Festlegung der Lohnänderungsraten am Abschluß der Metallindustrie Nordwürttemberg-Nordbaden und an der wirtschaftlichen Lage, charakterisiert durch Arbeitslosenquote, erwartete Inflations- und Produktivitätssteigerungsrate¹². Die Lohnbewegung kann dann durch folgende Anpassungsfunktion beschrieben werden:

$$\hat{w}_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}u_t^{-1} + \beta_{2i}\hat{p}_t^* + \beta_{3i}\hat{q}_t^* + \beta_{4i}\hat{w}_t^{\text{IGM}} + \epsilon_{it}$$

$$\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i} > 0$$

mit: \hat{w}_{it} – laufzeitstandardisierte Wachstumsrate des tariflichen Ecklohns; u_t^{-1} – inverse Arbeitslosenquote; \hat{p}_t^* – erwartete Inflationsrate; \hat{q}_t^* – erwartete Steigerungsrate der Arbeitsproduktivität; \hat{w}_t^{IGM} – Lohnführerabschluß Metallindustrie Nordwürttemberg-Nordbaden; ϵ_{it} – Störterm; $\beta_{0i}, \dots, \beta_{4i}$ – Parameter; i – Laufindex für Tarifbereiche, $i = 1, 2, \dots, 30$ für Branchen und $i = 31, 32, \dots, 60$ für Firmen; t – Laufindex für Tarifabschlüsse.

Die erklärenden Größen des Modells sind tarifbereichsunspezifisch, d. h. für alle Firmen und alle Branchentarifbereiche gleich. Zwar wäre es auch denkbar, daß firmenspezifische Faktoren eine Rolle spielen, da aber zur wirtschaftlichen Situation der betrachteten Firmen keine Informationen vorliegen, kann diese Möglichkeit nicht geprüft werden. Im Hinblick auf die Reaktionskoeffizienten werden drei Möglichkeiten unterschieden:

Modell I: gleichartige Reaktionen

Die Koeffizienten haben für alle Bereiche gleiche Werte, d. h. $\beta_{ji} = \beta_j$ für alle i .

Modell II: ebenenspezifische Reaktionen

Die Koeffizienten können zwischen Branchen und Firmen unterschiedlich sein, sind aber innerhalb der Gruppen gleich, d. h. $\beta_{ji} = \beta_{jB}$ für $i = 1, \dots, 30$ (Branchen) und $\beta_{ji} = \beta_{jF}$ für $i = 31, \dots, 60$ (Firmen).

¹² Als Meßgröße für die erwartete Inflationsrate bzw. Produktivitätssteigerungsrate wird der entsprechende Prognosewert im Frühjahrsgutachten der Arbeitsgemeinschaft der wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute herangezogen. Zur Indikatorproblematik vgl. auch Meyer (1990), 83 ff.

Modell III: firmenspezifische Einflüsse

Die Koeffizienten können für Firmen unterschiedliche Werte annehmen, sind aber im Branchenbereich gleich, d. h. $\beta_{ji} = \beta_{jB}$ für $i = 1, \dots, 30$.

Ist Modell I eine adäquate Beschreibung der Lohndynamik, dann hat die Abschlußebene keinen differenzierenden Einfluß. Eine Dezentralisierung bleibt ohne Wirkung. Anders verhält es sich, wenn die Beobachtungen besser mit Modell II oder III erklärt werden können. Ob Dezentralisierung dann zu mehr Flexibilität führt, hängt von der Art der Reaktionsunterschiede ab. Die Firmenreaktionen sind flexibler, wenn den Indikatoren der wirtschaftlichen Lage auf Firmenebene eine relativ größere quantitative Bedeutung zukommt und die Reaktionen auf Änderungen der Situation stärker ausfallen als auf Branchenebene. Die erste Bedingung ist erfüllt, wenn der mit Hilfe der Standardabweichung standardisierte Regressionskoeffizient für die Lohnführervariable bei den Firmen kleiner ist als im Branchenbereich. Zieht man als Indikator für die Reaktionsstärke die Lohnelastizität heran, ist die zweite Bedingung erfüllt, wenn die Summe der Lohnelastizitäten bezüglich der gesamtwirtschaftlichen Variablen Arbeitslosenquote, Inflationsrate und Produktivitätssteigerungsrate bei den Firmen größer ist als im Branchenbereich.

3.3. Ergebnisse

Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen der drei Modelle finden sich in Tabelle 3. Ein Blick in die erste Spalte zeigt, daß zwei Drittel der Varianz der Steigerungsraten der Löhne durch die Regressoren erklärt werden¹³, wenn man gleichartige Reaktionen auf Branchen- und Firmenebene unterstellt. Bei reinen Zeitreihenanalysen ist man zwar höhere Bestimmtheitsmaße gewohnt, im vorliegenden Fall ist aber neben der Zeitreihen- auch eine Querschnittskomponente vorhanden. Sowohl der Einfluß der gesamtwirtschaftlichen Größen Arbeitslosenquote, erwartete Inflationsrate und Produktivitätssteigerungsrate, als auch der der Lohnführervariable ist statistisch bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % gesichert¹⁴. Die Werte der Koeffizienten haben plausible Vorzeichen, d. h. die Einflußrichtungen der betrachteten Größen entsprechen den theoretischen Überlegungen.

¹³ Das Bestimmtheitsmaß, auf das sich diese Aussage stützt, hat hier ganz ähnliche Werte wie das ausgewiesene korrigierte Bestimmtheitsmaß. In die Tabelle ist der letztgenannte Wert aufgenommen worden, weil durch die Berücksichtigung der Zahl der Variablen eher ein Vergleich zwischen den Modellen möglich ist; vgl. hierzu *Hübler* (1989), 56.

¹⁴ Da ein Breusch-Pagan-Test mit den erklärenden Variablen bei allen Modellen die Nullhypothese „Homoskedastizität“ ablehnt, sind die nach *White* (1980) heteroskedastiebereinigten *t*-Werte angegeben. Zum Breusch-Pagan-Test vgl. *Hübler* (1989), 170.

Tabelle 3

Ergebnisse der OLS-Schätzungen der Lohndynamik^a in Firmen- und Branchentarifverträgen; Zeitraum 1970 bis 1988; N = 1069.

Modell Bereich	I	II		III
		Branchen	Firmen ^b	
Arbeitslosenquote invers	3,19 (7,91)	3,54 (6,08)	-0,72 (0,91)	3,54 (6,08)
erwartete Inflationsrate	0,45 (8,53)	0,51 (8,14)	-0,12 (1,15)	0,51 (8,14)
erw. Produktivitätssteigerungs- r.	0,42 (7,31)	0,43 (5,46)	-0,22 (0,19)	0,43 (5,46)
Lohnführer Metallindustrie NWNB ^c	0,40 (5,44)	0,32 (3,38)	+0,16 (1,09)	0,32 (3,38)
Konstante	-0,53 (2,16)	-0,47 (1,42)	-0,13 (0,27)	-0,47 (1,42)
Firmendummies	-	-	-	30 ^d
Interaktionsterme				120 ^d
korrigiertes Bestimmtheitsmaß	0,66	0,66		0,71
Akaike-Informationskriterium	1,53	1,53		1,47
F-Test: Vergleich von Modell	-	I/II		I/III
F-empirisch	-	0,99		2,46
F-0,95	-	2,21		1,22

^a Abhängige Variable ist die laufzeitstandardisierte durchschnittliche Wachstumsrate des Ecklohns bzw. Eckgehalts/Std. Unter den Koeffizienten sind heteroskedastiebereinigte absolute *t*-Werte (White 1980) in Klammern angegeben.

^b Die Koeffizienten geben an, wie die Reaktionen im Firmenbereich von denen im Branchenbereich abweichen.

^c Nordwürttemberg-Nordbaden.

^d Auf einen Ausweis der Ergebnisse wird hier verzichtet; angegeben ist nur die Zahl der Variablen.

Quelle: eigene Berechnung

Bewertet man die Bedeutung der einzelnen Variablen für die Erklärung der Lohndynamik anhand der standardisierten Regressionskoeffizienten, zeigt sich, daß Arbeitsmarktanspannung und Lohnführerorientierung mit je etwa einem Drittel die größten Beiträge leisten, es folgt die Inflationserwartung und schließlich das erwartete Produktivitätswachstum.

Das Basismodell, nach dem sich die Verhandlungspartner sowohl an der wirtschaftlichen Lage als auch an einem Lohnführer orientieren, ist offensichtlich Ansätzen in denen entweder nur die wirtschaftliche Lage oder nur der Lohnführer berücksichtigt wird, überlegen. Offen ist aber noch, ob die Lohnreaktionen tatsächlich auf Firmen- und Branchenebene gleich sind, wie in Modell I unterstellt.

Läßt man für Branchen- und Firmentarifabschlüsse unterschiedliche Reaktionen zu, erhält man die für Modell II ausgewiesenen Werte. Auf den Branchenbereich (Spalte 2) wirken ebenfalls alle hier betrachteten Determinanten in der erwarteten Weise ein. Die in der folgenden Spalte ausgewiesenen Werte spiegeln nun nicht analog die Reaktionen für den Firmenbereich wider, sondern geben an, in welcher Weise sich Firmen- und Branchenreaktionen unterscheiden. Wie man sieht, weichen die Koeffizienten der gesamtwirtschaftlichen Größen nach unten und der für den Lohnführerabschluß nach oben von den entsprechenden Branchenwerten ab. Branchenreaktionen wären danach überraschenderweise flexibler als die in den Firmen. Die *t*-Werte für alle Abweichungskoeffizienten sind allerdings sehr gering, d. h. die aufgezeigten Unterschiede sind statistisch nicht signifikant. Auch der unveränderte Wert für das korrigierte Bestimmtheitsmaß sowie ein F-Test (Hübler 1989, 70f.) zeigen an, daß die in Modell II gegenüber I zusätzlich aufgenommenen Regressoren keinen signifikanten Erklärungsbeitrag leisten. Die Nullhypothese, daß auf Firmen- und Branchenebene in gleicher Weise auf Änderungen der wirtschaftlichen Situation reagiert wird, kann also nicht abgelehnt werden.

Wenn bei dezentralen Tarifabschlüssen die betriebliche Situation besonders berücksichtigt wird, ist zu erwarten, daß Modell III die Entwicklung besonders gut beschreibt, da es ja firmenspezifische Reaktionen zuläßt. Formuliert man den Zusammenhang in einem Dummyvariablen-Modell, dann sind für jede Firma eine Dummyvariable und vier Interaktionsterme aufzunehmen. Da als Vergleichsgruppe wieder der gesamte Branchenbereich herangezogen wird, stimmen die geschätzten Reaktionskoeffizienten für die wirtschaftliche Lage und den Lohnführer mit denen des Modells II überein. Auf einen Einzelausweis für die 150 zusätzlichen Firmenvariablen wird in Tabelle 3 verzichtet. Die Werte der ausgewiesenen Teststatistiken verdeutlichen auch so, daß dieses Modell in der Tat den anderen überlegen ist: Das korrigierte Bestimmtheitsmaß steigt deutlich an, das Akaike-Informationskriterium wird kleiner¹⁵ und die zusätzlichen Regressoren liefern laut F-Test einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Die Nullhypothese gleichartiger Reaktionen wird jetzt also zugunsten firmenspezifischer Lohnreaktionen abgelehnt.

Bei der Beurteilung der nachgewiesenen Unterschiede ist zu bedenken, daß diese auch auf branchen- oder gewerkschaftsspezifische Reaktionen zurückzuführen sein können und mit der Abschlußebene gar nicht im Zusammenhang stehen müssen¹⁶. Diese Möglichkeit kann ausgeschlossen werden, wenn in die Schätzungen jeweils nur eine Firma und der zugehörige

¹⁵ Es sollte das Modell mit dem kleinsten Wert für das Akaike-Informationskriterium ausgewählt werden; vgl. Hübler (1989), 118.

¹⁶ Empirische Evidenz hierfür findet sich bei Meyer (1990), 105 ff.

Tabelle 4

**Reaktionsunterschiede zwischen einzelnen Firmen und den jeweils
zugehörigen Branchentarifbereichen**

Vergleich Modell I/II: Reaktionsunterschied laut F-Test?				
F-empirisch	<	F-0,95	nein	20 Fälle
F-empirisch	>	F-0,95	ja	10 Fälle
sofern Unterschied besteht: Firmenreaktion flexibler? ^a				
stand. β_{4F}	>	stand. β_{4B}	} nein	6 Fälle
$\eta_{uF} + \eta_{pF} + \eta_{qF}$	<	$\eta_{uB} + \eta_{pB} + \eta_{qB}$		
stand. β_{4F}	<	stand. β_{4B}	} ja	4 Fälle
$\eta_{uF} + \eta_{pF} + \eta_{qF}$	>	$\eta_{uB} + \eta_{pB} + \eta_{qB}$		

^a Die Indikatoren haben folgende Bedeutung: η_{uF} – Lohnelastizität bezüglich Arbeitslosenquote auf Firmenebene; η_{pF} – Lohnelastizität bezüglich Inflationsrate auf Firmenebene; η_{qF} – Lohnelastizität bezüglich Produktivitätswachstumsrate auf Firmenebene; η_{uB} , η_{pB} , η_{qB} – analog auf Branchenebene.

Quelle: eigene Berechnung

Branchentarifvertrag aufgenommen werden, da innerhalb des so eingeschränkten Untersuchungsfeldes die Merkmale Wirtschaftszweig, Region und Gewerkschaft übereinstimmen. Schätzt man für die entstehenden 30 Fälle (je eine Firma und eine Branche) jeweils das restringierte Modell I und das unrestringierte Modell II, kann wieder anhand des F-Testes entschieden werden, ob die Reaktionskoeffizienten sich zwischen Firmen- und Branchenebene unterscheiden. Wird dies beobachtet, dann hat die Abschlußebene Einfluß auf die Lohndynamik. Die Ergebnisse der entsprechenden Tests sind in Tabelle 4 zusammenfassend ausgewiesen.

In zwei Dritteln der Fälle zeigen sich nach Kontrolle um Sektor- und Gewerkschaftseffekte keine Differenzen mehr zwischen dem Lohnanpassungsprozeß auf Firmen- und Branchenebene. Das heißt natürlich umgekehrt aber auch, daß im verbleibenden Drittel Reaktionsunterschiede auftreten, d. h. daß die Abschlußebene Einfluß auf die Lohndynamik hat. Um beurteilen zu können, ob dabei das Maß an Flexibilität auf Firmenebene größer oder kleiner ist, werden die in 3.1. genannten Flexibilitätsindikatoren für Firma und Branche verglichen. Dabei zeigt sich, daß nur in vier Fällen die Bedingungen – geringerer Erklärungsbeitrag der Lohnführervariablen und stärkere Reaktionen auf Änderungen der wirtschaftlichen Lage – für höhere Flexibilität der Firmen sprechen. Drei dieser vier Firmen gehören dabei zum Organisationsbereich der Gewerkschaft NGG. In den anderen sechs Fällen mit unterschiedlichen Reaktionen reagieren umgekehrt die Branchen flexibler als die Firmen.

4. Zusammenfassende Beurteilung

Im vorliegenden Beitrag sollte untersucht werden, ob die Abschlussebene Einfluß auf die Lohndynamik hat. Zeigt sich, daß die Tarifparteien bei Firmenabschlüssen flexibler auf Änderungen der wirtschaftlichen Situation reagieren als bei Branchenverträgen, könnte eine Dezentralisierung des Tarifvertragssystems ein Mittel zur Überwindung der häufig beklagten institutionellen Inflexibilität der Löhne sein.

Nach den vorliegenden Ergebnissen würde ein Wechsel der Abschlussebene aber nur wenig bewirken, da die Tariflohndynamik bei Firmenverträgen nicht generell flexibler ist als bei Branchenverträgen. Ein erstes Indiz hierfür liefert bereits die eingangs erwähnte Beobachtung, daß in einem Teil der Firmenabschlüsse überhaupt keine eigenständigen Entgeltregelungen getroffen werden, sondern nur der Geltungsbereich eines Branchenvertrages auf die vertragschließende Firma ausgedehnt wird. Werden eigene Lohn- bzw. Gehaltsstaffeln vereinbart, wie bei den hier untersuchten Firmen, treten in zwei Drittel der Fälle ebenfalls keine Unterschiede zwischen Branchen- und Firmentariflohndynamik auf; auf Firmenebene wird im wesentlichen die Branchenentwicklung nachvollzogen. Aber auch dann, wenn sich Reaktionsunterschiede in Abhängigkeit von der Abschlussebene zeigen, spricht diese Beobachtung nicht automatisch für dezentrale Verhandlungen. In der Mehrzahl dieser Fälle gilt nämlich, daß Änderungen der wirtschaftlichen Lage sich auf Firmenebene entgegen den Hoffnungen der Deregulierungsbefürworter nicht stärker sondern schwächer in Lohnänderungen umsetzen. Nur in jeder 8. Firma zeigt sich das im Vergleich zum Branchenbereich gewünschte größere Maß an Flexibilität. Die von *Fels* geäußerte Skepsis hinsichtlich der Wirksamkeit einer Dezentralisierung des Tarifsystems wird damit durch die Fakten erhärtet. Für eine abschließende Feststellung wäre es allerdings wünschenswert, wenn auch die Bedeutung firmenspezifischer Determinanten explizit geklärt werden könnte, was aufgrund der unzureichenden Informationen über die konkrete wirtschaftliche Lage der einzelnen Firmen hier nicht möglich war.

Gegen den Schluß, daß ein Wechsel der Abschlussebene kaum Wirkung auf die Lohndynamik hat, kann natürlich eingewendet werden, daß aus den im gegenwärtigen Tarifsystem gemachten Erfahrungen nicht auf die Entwicklung unter veränderten Bedingungen geschlossen werden kann. Wenn tatsächlich nur noch auf Firmenebene abgeschlossen wird, können z. B. Branchenentwicklungen gar keine Orientierungspunkte im Tarifverhandlungsprozeß mehr darstellen. Dieser Einwand ist im Prinzip richtig. Es darf aus ihm aber nicht gefolgert werden, daß dadurch bereits die Interdependenz der Tarifbewegung aufgehoben ist. So hat beispielsweise *Dunlop* 1957 in seinem Konzept der Lohnkonturen sehr anschaulich Lohninterdependenz auf betrieblicher Ebene beschrieben, und *Fiorito/Hendricks* 1987 stellen in

ihrer Untersuchung für das bereits stark dezentralisierte Tarifsysteem der USA empirisch auch keinen Einfluß der Abschlußebene auf die Lohndynamik fest.

Soll die starke Interdependenz der Lohndynamik unterbrochen werden, reicht eine Änderung der Abschlußebene allein nicht aus. Man wird das gesamte Tarifsysteem umfassend dezentralisieren müssen. Ein erster Schritt in diese Richtung wäre eine Verlagerung der tarifpolitischen Kompetenzen von der Zentrale auf regionale Untergliederungen. In letzter Konsequenz erfordert es eine Umstrukturierung der Arbeitnehmervertretungen von Industrie- zu Unternehmensgewerkschaften. Ob dies ein erstrebenswertes Ziel ist, ist allerdings mehr als fraglich. International vergleichende Untersuchungen der Tarifvertragssysteme zeigen jedenfalls keine eindeutige Überlegenheit dezentraler Strukturen (*Meyer* 1989). Es könnte genau die Eigenschaft unseres Systems der industriellen Beziehungen verlorengehen, die es bisher positiv ausgezeichnet hat: die soziale Stabilität.

Zusammenfassung

Im Zentrum dieses Beitrags steht die vergleichende Analyse der Lohndynamik in Firmen- und Branchentarifverträgen. Es soll untersucht werden, ob Lohnanpassungsprozesse auf Firmen- und Branchenebene unterschiedlich verlaufen oder nicht. Die empirische Überprüfung basiert auf einem Datensatz, der 1069 Verträge aus 30 Firmen und 30 Branchentarifbereichen enthält. Zur Erklärung der Lohnänderungsraten wird ein Ansatz herangezogen, der neben den gesamtwirtschaftlichen Größen Arbeitslosenquote, erwartete Inflationsrate und erwartete Produktivitätssteigerungsraten den Abschluß des Lohnführers Metallindustrie Nordwürttemberg-Nordbaden als exogene Variable verwendet. Die Regressionsanalyse zeigt, daß nur in einem Drittel der Fälle überhaupt Reaktionsunterschiede zwischen Branchen- und Firmenebene auftreten. In der Mehrzahl dieser Fälle reagieren die Firmen aber nicht stärker, sondern schwächer auf Änderungen der wirtschaftlichen Lage. Betriebsnahe Tarifpolitik ist daher kein geeignetes Mittel zur Überwindung der gegenwärtigen Beschäftigungsprobleme.

Summary

It is the goal of this investigation to analyse the wage change differences between negotiated agreements on company and industry level. The basis of the empirical analysis is a micro data set, containing 1069 agreements of 30 company and 30 industry bargaining units. The explained variable is a standardized rate of change of nominal wage rates. Exogenous variables are indicators of the economic situation, and a spillover variable. The analysis shows that differences in wage changes appear in one third of the cases. Mostly, the reaction on changes of economic conditions is weaker on firm level than on industry level.

Literatur

- Clasen, L.* (1989), Tarifverträge 1988 – Weitere Arbeitszeitverkürzungen. *Bundesarbeitsblatt H 3*, 17 - 22.
- Dunlop, J. T.* (1957), *The Task of Contemporary Wage Theory*, in: Taylor, G. W./Pier-son, F. C. (eds.), *New Concepts in Wage Determination*. New York, 117 - 139.
- Farber, H. S.* (1986), *The Analysis of Union Behaviour*, in: Ashenfelter, O./Layard, R. (eds.), *Handbook of Labour Economics Vol. II*. Amsterdam, 1039 - 1089.
- Fels, G.* (1988), Tarifautonomie und Arbeitsmarkt, in: Streit, M. E. (Hrsg.), *Wirt-schaftspolitik zwischen ökonomischer und politischer Rationalität*. Wiesbaden, 211 - 222.
- Fiorito, J./Hendricks, W. E.* (1987), Union Characteristics and Bargaining Outcome. *Industrial and Labour Relations Review* 40, 569 - 584.
- Gerlach, K./Hübler, O.* (1985), Lohnstruktur, Arbeitsmarktprozesse und Leistungs-intensität in Effizienzlohnmodellen, in: Buttler, F. u. a. (Hrsg.), *Staat und Beschäfti-gung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 88. Nürnberg, 249 - 290.
- Hardes, H.* (1988), Vorschläge zur Differenzierung und Flexibilisierung der Löhne. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 21, 52 - 73.
- Hübler, O.* (1989), *Ökonometrie*. Stuttgart und New York.
- Kraft, K.* (1989), Gewerkschaften, Löhne und Produktivität, in: *Die Gewerkschaft in der ökonomischen Theorie. Ökonomie und Gesellschaft Jahrbuch 7*. Frankfurt und New York, 184 - 213.
- Meyer, W.* (1989), *Arbeitsmarktinstitutionen und Beschäftigung – Neuere Ergebnisse international vergleichender empirischer Untersuchungen. Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover* 136. Han-nover.
- (1990), *Bestimmungsfaktoren der Tariflohnbewegung – Eine empirische, mikro-ökonomische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt und New York.
- Oswald, A.* (1979), *Wage Determination in an Economy with many Trade Unions*. *Oxford Economic Papers* 31, 369 - 385.
- (1982), *Wages, Trade Unions and Unemployment: What can simple Models tell us?*. *Oxford Economic Papers* 34, 526 - 545.
- Rothschild, K. W.* (1989), Der Weizmanplan – Darstellung und Kritik, in: Emmerich, K. u. a. (Hrsg.), *Einzel- und gesamtwirtschaftliche Aspekte des Lohnes. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 128. Nürnberg, 177 - 188.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR)* (1988), *Arbeitsplätze im Wettbewerb. Jahresgutachten 1988/89*. Stuttgart und Mainz.
- White, H.* (1980), A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica* 50, 483 - 499.