
Das System der Lohnführerschaft in Österreich: Eine Analyse der empirischen Relevanz

Bernd Brandl, Franz Traxler

1. Problemstellung und Hypothesen

In der öffentlichen Berichterstattung und der heimischen Forschung besteht weitgehende Einigkeit darüber, dass das System der Lohnverhandlungen in Österreich durch Lohnführerschaft (im Englischen „*pattern bargaining*“) koordiniert wird,¹ wobei die Führungsfunktion von der Metallindustrie wahrgenommen wird. Diese Lohnführerschaft stellt allerdings Pollan (2004) in Frage. Sein zentrales Argument ist, dass in Österreich die sektoralen Lohnunterschiede nicht nur sehr hoch, sondern seit den 1980er Jahren stetig gestiegen seien, was mit einem System der Lohnführerschaft nicht kompatibel sei. Dieses Argument weist vielfältige Schwachstellen und Widersprüche auf.² Unbestritten bleibt freilich, dass die These von der Lohnführerschaft sich bislang nur auf Plausibilisierungen und anekdotische Evidenz stützt.

Die empirisch-systematische Klärung dieser Frage ist sowohl aus wirtschaftspolitischer als auch aus theoretischer Sicht von Relevanz: Je nach Sachlage wäre das österreichische Lohnverhandlungssystem als ein unkoordiniertes System „mittleren“ (d. h. sektoralen) Zentralisationsgrads oder als ein durch den weltwirtschaftlich exponierten Sektor koordiniertes System zu betrachten. Mit dieser unterschiedlichen Klassifikation sind kontrastierende makroökonomische Leistungseffekte (z. B. hinsichtlich Beschäftigung und Inflation) verbunden. In der einschlägigen Debatte werden Systemen mittleren Zentralisationsgrads außerordentlich ungünstige Leistungseffekte zugeschrieben,³ während der lohnpolitischen Koordinierung durch den exponierten Sektor eine günstige Leistungsbilanz zugeordnet wird.⁴ Je nach Klassifikation ergeben sich dementsprechend kontroversielle Schlussfolgerungen für den Reformbedarf des Systems. Kein Reformbedarf besteht im Fall der Lohnführerschaft. Im Gegensatz dazu leitet Pollan (2004) aus seiner Analyse ab, dass das bestehende System der Lohnverhandlungen (stärker) zentralisiert oder dezentralisiert werden sollte, um die Effizienz der Lohnverhandlungen als wirtschaftspolitisches Instrument der Lohnmoderierung steigern zu können.⁵

Thema dieses Artikels ist die empirische Überprüfung der These von der Lohnführerschaft der österreichischen Metallindustrie. Ein grundlegendes Problem einer solchen Analyse ist, dass für sie die verfügbaren Daten von Statistik Austria zu den Arbeitskosten – auf die sich Pollan (2004) stützt – ungeeignet sind, weil sie nicht nach dem Geltungsbereich der einzelnen Kollektivverträge differenziert ausgewiesen sind. Um die Frage beantworten zu können, ob und in welcher Weise die Kollektivvertragsabschlüsse der Metallindustrie für die anderen Kollektivvertragsabschlüsse eine Orientierungsfunktion erfüllen, ist deshalb die Differenzierung der Daten nach dem Geltungsbereich der Kollektivverträge unabdingbar.

Die folgende Analyse stützt sich auf eine Primärerhebung dieser Daten, beginnend mit der Kollektivvertragsrunde 1969/1970 und endend mit der Kollektivvertragsrunde 2003/2004. Diese vergleichsweise lange Zeitspanne und die dadurch gegebene hohe Anzahl an Beobachtungen erlauben nicht nur valide und verlässliche Schätzungen, sondern insbesondere auch eine differenzierte zeitliche Untersuchung. Der Vorteil dieser langen Zeitperiode liegt weiters darin, dass er die Untersuchung der Genese der Lohnführerschaft ermöglicht.

In dieser Hinsicht liegt unserer Untersuchung die Hypothese zugrunde, dass die Entstehung der Lohnführerschaft der Metallindustrie im Zusammenhang mit dem wirtschaftspolitischen Paradigmenwechsel von keynesianischen zu neoklassischen Konzepten unter dem Vorzeichen einer generellen wachsenden Öffnung und Internationalisierung der Märkte zu sehen ist. Eine Schlüsselrolle fällt diesbezüglich der Währungs- und Geldpolitik zu. Sie entscheidet letztlich darüber, inwieweit der weltwirtschaftlich exponierte Sektor in der Lage ist, Lohnabschlüsse zu externalisieren. Dies ist solange möglich, wie die Währungs- und Geldpolitik bereit ist, Lohnabschlüsse, die die internationale Wettbewerbsfähigkeit des Sektors gefährden, durch (inflationinduzierende) Abwertungen abzufedern. Im Gegensatz dazu zwingt eine „konservative“, d. h. auf den Primat der Preisstabilität ausgelegte Geldpolitik den exponierten Sektor, die Folgeeffekte seiner Kollektivvertragsabschlüsse (in Bezug auf Beschäftigung und Wettbewerbsfähigkeit) zu internalisieren. Darüber hinaus führt eine konservative Geldpolitik auch dazu, dass der exponierte Sektor die Folgeeffekte der Kollektivvertragsabschlüsse des geschützten Sektors zu internalisieren gezwungen ist. Dies liegt daran, dass Nutzen und Kosten einer konservativen Geldpolitik asymmetrisch über die beiden Sektoren verteilt sind. Anders als im Fall des exponierten Sektors wirkt die konservative Geldpolitik auf die Lohnpolitik des geschützten Sektors nicht disziplinierend: Einerseits vermag der geschützte Sektor infolge seiner Abschottung von den Weltmärkten die Kosten seiner Lohnabschlüsse auch unter der Bedingung einer konservativen Geldpolitik weiterhin zu externalisieren; andererseits vergrößert sich der Realeffekt der Lohnabschlüsse infolge

der niedrigen Inflation. In dieser Hinsicht ist für den exponierten Sektor entscheidend, dass er von den negativen Externalitäten überhöhter Lohn-erhöhungen im geschützten Sektor etwa in Form steigender Preise seiner Vorleistungen, höherer Steuern und einer Anhebung des Zinsniveaus durch die stabilitätsorientierte Notenbank wesentlich betroffen ist.

Insgesamt generiert daher die konservative Geldpolitik eine asymmetrische Interdependenz des exponierten und des geschützten Sektors. Deren lohnpolitische Quintessenz ist, dass moderate Lohnabschlüsse innerhalb des exponierten Sektors eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für die tarifpolitische Absicherung seiner internationalen Wettbewerbsfähigkeit darstellen. Darüber hinaus hängt seine Wettbewerbsfähigkeit entscheidend davon ab, inwieweit auch der geschützte Sektor auf eine moderate Lohnpolitik einschwenkt. Damit tragen die Tarifparteien des exponierten Sektors die größte gesamtwirtschaftliche Verantwortung für die Lohnabschlüsse.

Unter der Bedingung des österreichischen Lohnverhandlungssystems, in dem jede Branche für sich die Kollektivvertragsverhandlungen führt, hat diese Verantwortung dazu geführt, dass die Tarifparteien des exponierten Sektors als Lohnführer agieren. In prozeduraler Hinsicht bedeutet dies, dass sich die anderen Abschlüsse an den Abschlüssen des exponierten Sektors orientieren. Im Hinblick auf die Lohnabschlüsse selbst ergibt sich dadurch die Notwendigkeit, dass der exponierte Sektor in seinen Lohnabschlüssen darauf verzichtet, seine höheren, sektorspezifischen Produktivitätszuwächse voll auszuschöpfen und sich anstelle dessen von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung anleiten lässt.

Die Umsetzung der Lohnführerschaft in die Kollektivvertragspraxis wirft Koordinierungsprobleme auf, umso mehr als der geschützte Sektor aus den oben dargelegten Gründen kein genuines Interesse daran hat, sich der Lohnführerschaft des exponierten Sektors unterzuordnen. Die Lohnführerschaft können für den exponierten Sektor daher nur Tarifparteien übernehmen, die sich auf erheblichen Einfluss in zweierlei Hinsicht stützen können: Sie müssen eine Schlüsselindustrie innerhalb der Gesamtwirtschaft repräsentieren, und sie müssen im Verhältnis zu den Tarifparteien der anderen Branchen und Sektoren über außerordentliche Organisationsstärke verfügen. Beide Qualifikationen treffen in Österreich am ehesten auf die Metallindustrie zu.

Ausgehend von diesem Zusammenhang zwischen Lohnführerschaft, Geld- und Währungspolitik stellt sich die Frage, wann es in Österreich zur Wende in Richtung auf eine konservative Geldpolitik kam. Sie vollzog sich in Anlehnung an die Entwicklung in der Bundesrepublik infolge der engen wirtschaftlichen Verflechtung mit deren Volkswirtschaft. Im internationalen Vergleich erwies sich die Bundesbank als Vorreiter des monetaristischen Kurswechsels: Er erfolgte früher (nämlich unmittelbar auf den

Erdölpreis-Schock von 1973) und konsequenter als in den übrigen Ländern. Unter dem Eindruck dieses Kurswechsels erhielt auch in Österreich die Stabilitätsorientierung der Währungs- und Geldpolitik zunehmendes Gewicht. Diese Entwicklung mündete Anfang der 1980er Jahre in die Anbindung des österreichischen Schillings an die D-Mark.⁶ Mit dieser Generalisierung der „Hartwährungspolitik“ wurde die asymmetrische Interdependenz der Lohnpolitik des exponierten und des geschützten Sektors festgeschrieben. Im Einklang damit ist davon auszugehen, dass sich die Lohnführerschaft in Österreich innerhalb unseres Beobachtungszeitraumes herausbildete, nämlich im Zusammenhang mit dem definitiven Übergang zur konservativen Geldpolitik auf der Grundlage der Anbindung des Schillings an die D-Mark. Zur Überprüfung dieser Hypothese unterscheiden wir zwei Subperioden innerhalb unseres Beobachtungszeitraumes: Periode 1 umfasst die Lohnrunden von 1969/1970 bis 1979/1980; Periode 2 1980/1981 bis 2003/2004. Aus den oben dargelegten Gründen ist zu erwarten, dass sich nur für Periode 2 die Lohnführerschaft der Metallindustrie nachweisen lässt.

Die empirische Überprüfung unserer Hypothese erfolgt in zeitlicher und in sachlicher Hinsicht. Im Zusammenhang mit den zeitlichen Voraussetzungen der Lohnführerschaft geht es um die Sicherstellung von Erwartungssicherheit als Vorbedingung der Koordinierung: Die zeitliche Abfolge der Tarifverhandlungen und die Laufzeit der Kollektivverträge müssen konstant bleiben, wenn die Lohnführerschaft eines Sektors verstetigt werden soll. Da sich in Österreich die Abschlüsse der einzelnen Branchen über ein ganzes Jahr erstrecken, sind zur zeitlichen Synchronisation der Lohnpolitik einheitliche Laufzeiten und eine klare, generalisierte Abfolge der einzelnen Abschlüsse erforderlich, wobei die jährliche Lohnrunde jeweils durch den Lohnführer eröffnet wird.⁷

Die sachliche Überprüfung der Lohnführerschaft bezieht sich auf die Frage, inwieweit die Kollektivvertragsabschlüsse für die Metallindustrie einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Abschlüsse der anderen Branchen und Sektoren nehmen. In diesem Zusammenhang ist zu präzisieren, worauf die Koordinierungsbemühungen des Lohnführers abstellen. Im Gegensatz zu der Annahme von Pollan (2004) geht es dem exponierten Sektor gewiss *nicht* um eine intersektorale Nivellierung der Lohnstruktur. Angesichts des relativ hohen Lohnniveaus der Industrie im Allgemeinen und der Metallindustrie im Besonderen würde eine solche Nivellierung eine Verschlechterung ihrer komparativen Lohnpositionen bedeuten. Daran besteht kein Interesse. Denn im Maße der intersektoralen Nivellierung würden sich für den exponierten Sektor die Schwierigkeiten, qualifizierte und motivierte Mitarbeiter zu rekrutieren und zu halten, verschärfen.

In Übereinstimmung mit den oben angestellten Überlegungen zur asymmetrischen Interdependenz des exponierten und des geschützten Sek-

tors richtet sich das Koordinierungsinteresse der lohnführenden Metallindustrie darauf, dass die anderen Sektoren keinesfalls höhere Abschlüsse tätigen als sie selbst.⁸ Im Folgenden wird zunächst die Datengrundlage der vorliegenden Untersuchung erläutert. Sodann werden die zeitlichen und sachlichen Voraussetzungen der Lohnführerschaft überprüft.

2. Die Daten der Untersuchung

Als primäre Quelle der Erhebung der Kollektivvertragserhöhungen wurden die Kollektivverträge, welche im Bundeseinigungsamt hinterlegt wurden, herangezogen. Sie wurden durch Informationen von einzelnen Gewerkschaften und der Wirtschaftskammer ergänzt. Als Quelle für alle weiteren Daten, die insbesondere in der empirischen Analyse verwendet wurden (wie beispielsweise Arbeitslosenquoten, Wirtschaftswachstum, Inflation und ähnlichem), diente die OECD (National Accounts und Employment Outlook).

Für die Analyse wurden die Kollektivvertragsabschlüsse entsprechend den Kollektivvertragsrunden kategorisiert. Da die Kollektivvertragsverhandlungen traditionell im Herbst („Herbstlohnrunde“) beginnen und ein Großteil der Kollektivverträge bis zum Sommer hin verhandelt wird, umfasst eine Verhandlungsrunde den Zeitraum vom 1. September bis 31. August des Folgejahres. Alle Kollektivverträge wurden entsprechend diesem zeitlichen Muster den jeweiligen Kollektivvertragsrunden zugeordnet. Die Daten der OECD wurden ebenfalls entsprechend den verwendeten Kollektivvertragsrunden angepasst. Dies impliziert beispielsweise, dass bei Daten, die auf jährlicher Basis (jeweils also vom 1. Jänner bis 31. Dezember) erhoben werden, eine „Umrechnung“ von Jahreswerten in Kollektivvertragsrundenwerte nach dem Schlüssel 4 zu 8. D. h. $1/3$ (4 Monate) im Jahr t und $2/3$ (8 Monate) im Jahr $t+1$. In Interviews mit Kollektivvertragsverhandlern kam zum Ausdruck, dass sich die Abschlüsse sowohl an den vergangenen Werten als auch an den von IHS und WIFO prognostizierten Werten der Produktivität, des Wirtschaftswachstums und der Arbeitslosigkeit orientieren. Da ein erheblicher Teil der Kollektivverträge einige Monate nach dem 1. September ausgehandelt wird, beinhalten die umgerechneten Daten, die in der empirischen Studie verwendet wurden, sowohl Informationen über die vergangene als auch zukünftige Entwicklung. Auf eine explizite Berücksichtigung von Prognosendaten wurde aus mehreren Gründen verzichtet: „Historische“ Prognosen sind kaum zugänglich und überaus heterogen hinsichtlich Publikationsdatum und Prognosehorizont. So ist retrospektiv nicht feststellbar, in welchem Quartal für welches Quartal im Folgejahr welche Prognose gemacht wurde, und auch nicht, wann die Verhandlungen stattgefunden haben, da lediglich Abschluss- und Gültigkeitsdatum publik sind. Es kann auch davon ausgegangen wer-

den, dass die Prognosen im Mittel den realisierten Werten entsprechen.⁹

Die zeitliche Kategorisierung der einzelnen Kollektivverträge wurde durch das Abschlussdatum definiert, d. h. durch den Zeitpunkt, an welchem der Kollektivvertrag abgeschlossen und das Ergebnis der Verhandlung für andere (insbesondere für die Verhandler späterer Kollektivverträge) publik ist. Die Alternative zur zeitlichen Kategorisierung nach Abschlussdatum wäre die Kategorisierung nach dem Gültigkeitsdatum der Kollektivverträge, d. h. nach dem Zeitpunkt des Inkrafttretens des Kollektivvertrags. Da für die in dieser Arbeit vorgenommene Untersuchung der Lohnführerschaft jedoch die „Signalwirkung“ eines Kollektivvertragsabschlusses durch die Publizität des Verhandlungsergebnisses, d. h. durch die Bekanntmachung des Abschlusses, gegeben ist und das Gültigkeitsdatum sich bei einer Vielzahl von Kollektivverträgen meistens auf wenige „Stichtage“, wie beispielsweise den 1. Jänner, konzentriert und daher keine zeitliche Abfolgestruktur (bzw. lediglich eine sehr verzerrte) erkennen lässt, ist die Kategorisierung gemäß dem Abschlussdatum für die Analyse der Lohnführerschaft zu bevorzugen.

In wenigen Fällen (insbesondere in den 1970er Jahren) fanden in einer Kollektivvertragsrunde mehrere Verhandlungen je Branche statt bzw. wurden mehrere Kollektivvertragsabschlüsse getätigt. Für die statistische Analyse ist es notwendig, für jeden Kollektivvertrag in jeder Kollektivvertragsrunde nur einen Wert bzw. Abschluss zu verwenden. Eine Korrektur der Kollektivvertragsabschlüsse erfolgte daher dahingehend, dass mehrere Abschlüsse zu einem „Kollektivvertragsrundenabschluss“ aggregiert wurden. In einigen Fällen wurden Kollektivverträge für einen längeren Zeitraum als ein Jahr abgeschlossen. Deren Kollektivvertragserhöhungen wurden über mehrere Jahre anteilmäßig aufgeteilt oder durch Nullwerte ergänzt (um somit eine Abgrenzung von fehlenden Werten zu erreichen). Ebenfalls wurden Korrekturen hinsichtlich „Ausreißer“ vorgenommen. Dies betrifft neben den bereits erwähnten anteilmäßigen Adaptionen der Lohnerhöhungen eine Korrektur von Lohnerhöhungen von mehr als 50% (im Falle, dass keine anteilmäßigen Adaptionen durchführbar waren) und eine Korrektur der Laufzeiten, die vom Abschlussdatum eines Kollektivvertrages bis zum darauffolgenden Abschlussdatum errechnet wurden. Kollektivverträge mit Laufzeiten von über 1.000 Tagen wurden mit einer Laufzeit von 1.000 Tagen berücksichtigt.

In den Kollektivverträgen sind oft unterschiedliche Lohnerhöhungen für unterschiedliche Verwendungsgruppen ausgewiesen. Berücksichtigung in der Analyse fand jedoch die aggregierte Lohnerhöhung über alle Verwendungsgruppen. Bei Kollektivverträgen, in denen die aggregierte Lohnerhöhung nicht explizit ausgewiesen ist, wurde der Modalwert der Verwendungsgruppen herangezogen. Änderungen in den Arbeitszeiten (beispielsweise Veränderungen der wöchentlichen Arbeitszeit von 40

Stunden auf 38 Stunden) wurden in Lohnäquivalente umgerechnet und die Kollektivvertragserhöhungen dementsprechend angepasst. Sockelbeträge, Einmalzahlungen, qualitative Vereinbarungen und ähnliche Inhalte der Kollektivverträge wurden unberücksichtigt gelassen. Denn deren Einrechnung hätte Daten über die Zahl der jeweils betroffenen Beschäftigten erfordert. Solche Daten sind nicht verfügbar.

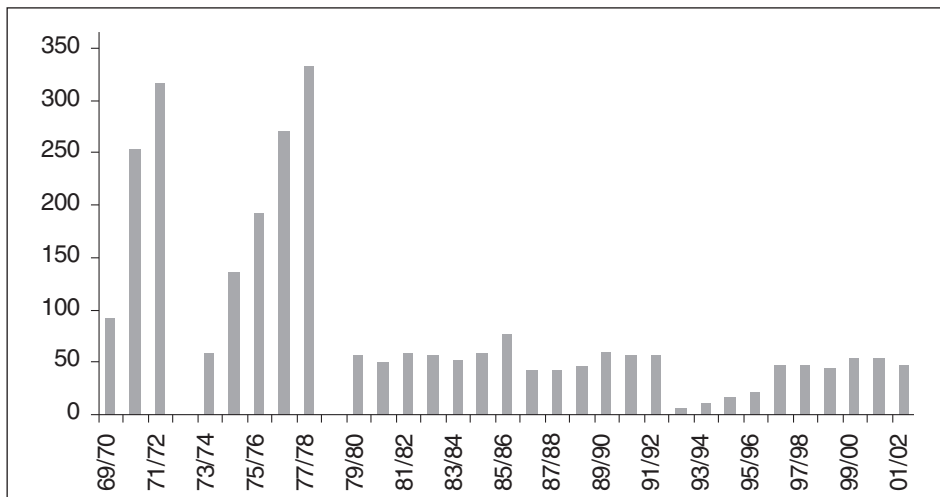
Tabelle 2 im Appendix bietet einen Überblick sowohl über die durchschnittliche Höhe der Kollektivvertragsabschlüsse als auch über die Laufzeiten in der untersuchten Periode. Es wird ersichtlich, dass die Anzahl der Kollektivverträge im Laufe der Zeit tendenziell zugenommen hat. Insbesondere ist ein Anstieg in der Anzahl der verhandelten Kollektivverträge seit Anfang der 1970er Jahre bis Anfang der 1980er Jahre zu bemerken. Beispielsweise liegt die Anzahl (der im Bundeseinigungsamt hinterlegten) Kollektivverträge in der Lohnrunde 1969/1970 bei 123 und in der Lohnrunde 1982/1983 bei 249, was fast einer Verdoppelung entspricht. Ein Vergleich des durchschnittlichen Kollektivvertragsabschlusses über die drei Jahrzehnte zeigt, dass die nominellen Lohnerhöhungen im Durchschnitt stark gesunken sind. Beispielsweise beliefen sich die durchschnittlichen jährlichen Kollektivvertragserhöhungen in den 1970er Jahren zum größten Teil auf rund 10%, während seit Mitte der 1990er Jahre der Durchschnitt aller Kollektivvertragserhöhungen nie über 5% lag. Ebenfalls kommt in Tabelle 2 zum Ausdruck, dass es seit den 1990er Jahren keine Kollektivverträge mehr gibt, die mit überdurchschnittlich hohen Abschlüssen auffallen. Die Betrachtung der Entwicklung der Standardabweichung über die Zeit (d. h. wie stark die Variation der Abschlüsse innerhalb einer Lohnrunde ist) zeigt, dass diese ebenfalls tendenziell stark zurückgegangen ist. Dies deutet auf eine Konvergenz der Kollektivvertragsabschlüsse hin.

3. Der zeitliche Ablauf der Lohnrunden

Eine Bedingung für die Lohnführerschaft des Metallsektors ist dessen zeitliche Vorreiterrolle. Dies impliziert, dass die Verhandlungen und der Abschluss für die Metallindustrie am Anfang der Herbstlohnrunde stehen. Eine wesentliche Komponente der Vorreiterrolle ist die weitgehende zeitliche Invarianz der Verhandlungen und der Abschlüsse der Metallindustrie, da sie nur unter dieser Bedingung regelmäßig als Orientierungsrahmen für die anderen Abschlüsse dienen können. Abbildung 1 zeigt die zeitliche Struktur der Kollektivvertragsabschlüsse des Metallsektors entsprechend der gewählten zeitlichen Kategorisierung der Lohnverhandlungsrunden und zeigt (in Tagen) den Zeitpunkt des Abschlusses im Metallsektor nach dem 1. September.

Wie zu erkennen ist, etablierte sich erst ab der Kollektivvertragsrunde 1979/80 ein „stabiles“ zeitliches Muster in den Abschlüssen für den Me-

Abbildung 1: Veränderung des Zeitpunktes des Kollektivvertragsabschlusses im Metallsektor in Relation zum 1. September



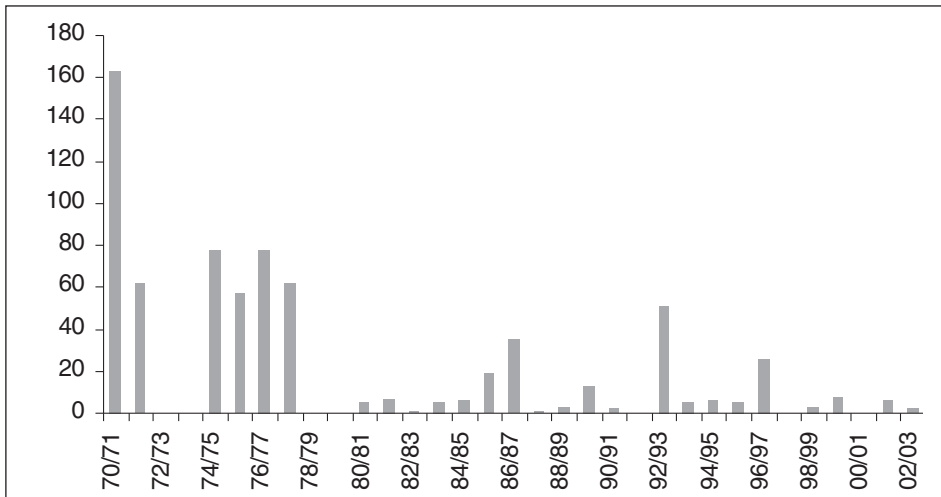
Anmerkung: Die Abweichungen des Zeitpunktes des Abschlusses der Kollektivverträge zum festgesetzten Beginn der Lohnrunde (d. h. 1. September) ist in Tagen angegeben. Ein *t*-Test auf die Mittelwertgleichheit zeigt, dass die Abweichungen des Zeitpunktes in der Untersuchungsperiode 1 signifikant unterschiedlich zu Untersuchungsperiode 2 sind ($T = 6,296$ und $p = 0,000$). Der Levene-Test auf Varianzgleichheit zeigt ebenfalls signifikante Unterschiede zwischen den beiden Perioden ($F = 62,542$ und $p = 0,000$).

tallkollektivvertrag. In den 1970er Jahren hingegen ist eine klare zeitliche Struktur nicht zu erkennen. Die Abschlüsse des Metallkollektivvertrages sind seit der Kollektivvertragsrunde 1979/80 durchschnittlich ungefähr 46 Tage nach dem 1. September zu finden, d. h. in der zweiten Hälfte des Oktobers, während im Mittel die Abschlüsse in Periode 1 190 Tage nach dem 1. September getätigt wurden. Ein *t*-Test, der die beiden Untersuchungsperioden vergleicht, zeigt ebenfalls, dass es signifikante Unterschiede gibt. Nicht nur die Mittelwerte sind unterschiedlich, sondern ebenfalls die Varianz. Die Standardabweichung der beiden Perioden unterscheidet sich auch signifikant. Für Periode 1 beträgt sie 109 Tage, in Periode 2 lediglich 17. Die hohe Invarianz im Zeitpunkt des Abschlusses in Periode 2 erleichtert die Orientierung anderer (folgender) Sektoren. Sie kann als Indiz für die Existenz der Lohnführerschaft gewertet werden.

Zu analogen Ergebnissen führt der Vergleich des Zeitpunktes des Kollektivvertragsabschlusses der Metallindustrie in der Abfolge der Kollektivvertragsrunden (Abbildung 2).

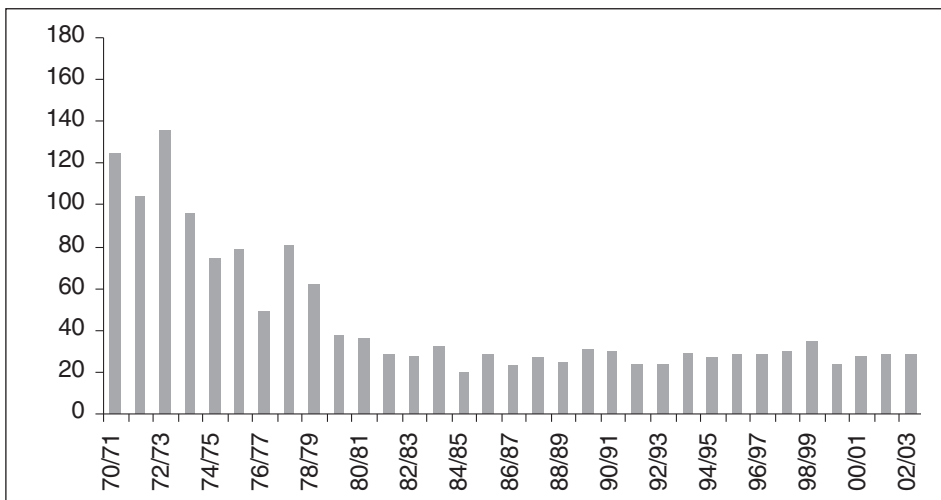
Wie in Abbildung 2 zu erkennen ist, sind die Abweichungen im Termin des Kollektivvertragsabschlusses im Vergleich zum Vorjahr in Untersuchungsperiode 1 höher als in Periode 2. Im Durchschnitt ist die Abweichung im Zeitpunkt des Abschlusses im Metallsektor in Periode 1 um 80 Tage „verschoben“, wohingegen die durchschnittliche Abweichung in

Abbildung 2: Veränderung des Zeitpunktes des Kollektivvertragsabschlusses im Metallsektor zum Vorjahr



Anmerkung: Die (absoluten) Abweichungen des Zeitpunktes des Abschlusses der Kollektivverträge (zum Vorjahr) sind in Tagen angegeben. Ein t -Test auf die Mittelwertgleichheit zeigt, dass die Abweichungen des Zeitpunktes in der Untersuchungsperiode 1 signifikant unterschiedlich zu Untersuchungsperiode 2 sind ($T = 7,852$ und $p = 0,000$). Der Levene-Test auf Varianzgleichheit zeigt ebenfalls signifikante Unterschiede zwischen den beiden Perioden ($F = 7,463$ und $p = 0,011$).

Abbildung 3: Veränderung des Zeitpunktes des Kollektivvertragsabschlusses aller Sektoren zum Vorjahr (Durchschnitt)



Anmerkung: Die durchschnittlichen *absoluten* Abweichungen des Zeitpunktes des Abschlusses der Kollektivverträge zum Vorjahr sind in Tagen angegeben. Ein t -Test auf die Mittelwertgleichheit zeigt, dass die Abweichungen des Zeitpunktes in der Untersuchungsperiode 1 signifikant unterschiedlich zu Untersuchungsperiode 2 sind ($T = 8,658$ und $p = 0,000$). Der Levene-Test auf Varianzgleichheit zeigt ebenfalls signifikante Unterschiede zwischen den beiden Perioden ($F = 36,352$ und $p = 0,000$).

Periode 2 lediglich bei 9 Tagen liegt. Weiters ist ein Unterschied in der Variabilität zwischen den zwei Untersuchungsperioden festzustellen: Die Standardabweichung in Periode 1 liegt bei 40 Tagen, während der Vergleichswert für Periode 2 bei 13 liegt. Ein *t*-Test zeigt, dass die Unterschiede signifikant sind.

Im Fall der Lohnführerschaft der Metallindustrie sollte die zeitliche Stabilität ihrer Abschlüsse auch stabilisierend auf die Zeitpunkte der anderen Abschlüsse wirken. Ähnlich wie Abbildung 2 für den Metallkollektivvertrag zeigt Abbildung 3 die Veränderungen (in Tagen zum Vorjahr) der Kollektivvertragsabschlüsse (im Durchschnitt) aller anderen Kollektivverträge.

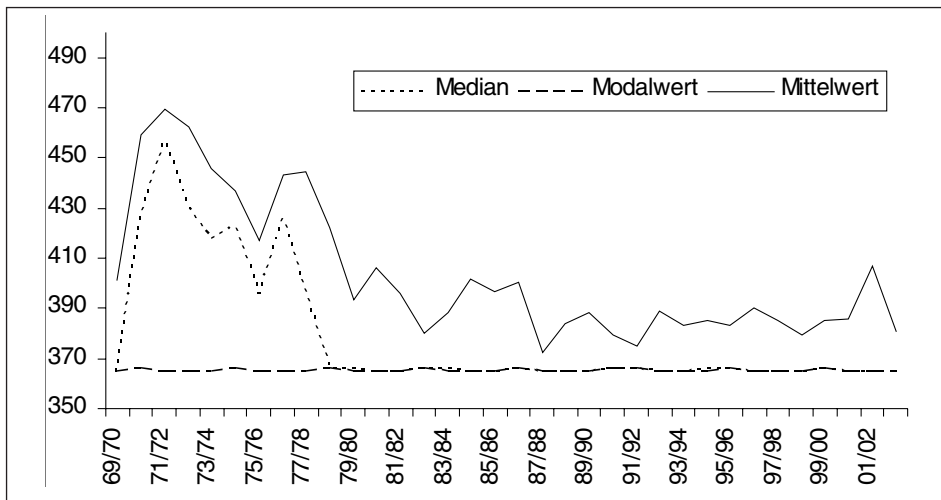
Wie Abbildung 3 zu erkennen gibt, weicht (im Durchschnitt) der Zeitpunkt des Kollektivvertragsabschlusses zu jenem im Vorjahr in Periode 1 stark (im Schnitt um 84 Tage) und in Periode 2 signifikant geringer ab (im Schnitt 28 Tage). Die Variabilität (über die Jahre) ist in Periode 1 ebenfalls höher (Standardabweichung von 31) als in Periode 2 (Standardabweichung von 4). Ein *t*-Test, der die beiden Perioden vergleicht, bestätigt die Signifikanz der Unterschiede zwischen den zwei Untersuchungsperioden. Die Ergebnisse, die in Abbildung 3 zum Ausdruck kommen, zeigen somit deutlich, dass es nicht nur im Metallsektor zu einer deutlichen zeitlichen Homogenisierung bei der Abfolge der Kollektivverträge gekommen ist, sondern auch bei den anderen Kollektivverträgen.

Eine der Homogenisierung der Zeitpunkte der Kollektivvertragsabschlüsse entsprechende Entwicklung über die beiden Perioden lässt sich für die Laufzeit der Kollektivverträge beobachten. Abbildung 4 zeigt die Entwicklung des Medians, des Modalwertes und des Mittelwertes der vereinbarten Laufzeiten (über alle Kollektivverträge).¹⁰

Grundsätzlich ist in Abbildung 4 zu erkennen, dass die Laufzeiten in Periode 1 heterogener sind als in Periode 2. Am deutlichsten drückt sich dies bei der Betrachtung der Entwicklung des Medians aus. Der durchschnittliche Median liegt in Periode 1 bei 406 Tagen, im Vergleich zu 365 Tagen in Periode 2. Die Standardabweichung liegt in Periode 1 bei 31 Tagen und in Periode 2 bei annähernd 0. Nicht überraschend ist das Ergebnis, dass die Unterschiede zwischen den beiden Perioden hoch signifikant sind. Beim Vergleich des Mittelwerts zwischen den beiden Untersuchungsperioden sieht es ähnlich aus. Dieser liegt in Periode 1 bei 436 Tagen und in Periode 2 bei 388 Tagen. Die Standardabweichungen unterscheiden sich ebenfalls deutlich. In Periode 1 ist eine Standardabweichung von 31 gegeben und in Periode 2 von lediglich 9. Die Unterschiede sind signifikant. Für die Untersuchungsperiode 2 zeigt der Vergleich von Median und Mittelwert, dass der Mittelwert höher ist als der Median. Dies lässt den Schluss zu, dass es eine Reihe von Kollektivverträgen gibt, für die längere Laufzeiten vereinbart werden, d. h. Kollektivverträge, deren Gültigkeitszeitraum über einem Jahr liegen. Dass es sich bei diesen um

„Ausreißer“ handelt, zeigt auch ein Vergleich mit dem Modalwert. Dieser liegt in beiden Untersuchungsperioden bei 365 Tagen. D. h. sowohl in Periode 1 als auch in Periode 2 werden die meisten Kollektivverträge für genau ein Jahr abgeschlossen. Die Zahl der „Ausreißer“ ist jedoch in Periode 1 bei weitem höher. Tabelle 2 im Appendix bietet einen Überblick über die Entwicklung der Laufzeiten der Kollektivverträge über den gesamten Untersuchungszeitraum. Bei der Betrachtung fällt auf, dass es in jeder Kollektivvertragsrunde mindestens einen Kollektivvertrag gibt, bei welchem die Laufzeit bei circa drei Jahren liegt (1.000 Tage). Ohne Ausnahme handelt es sich jedoch bei den Kollektivverträgen, die Laufzeiten von weit mehr als einem Jahr aufweisen, um solche, die nur für einen regional begrenzten (und relativ kleinen) Personenkreis Geltung haben. Beispielsweise handelt es sich für den Kollektivvertrag mit langer Laufzeit in der Kollektivvertragsrunde 2002/2003 um jenen der Angestellten bei ÄrztInnen und ärztlichen Gruppenpraxen in Oberösterreich, in der Kollektiv-

Abbildung 4: Die Veränderung der Laufzeiten (alle Kollektivverträge)



Anmerkung: Median, Modalwert und Mittelwert sind in Tagen angegeben. Ein t -Test auf die Mittelwertgleichheit zeigt, dass die Mediane der jeweiligen Lohnrunden in Untersuchungsperiode 1 sich signifikant von jenen in Untersuchungsperiode 2 unterscheiden ($T = 6,477$ und $p = 0,000$). Der Levene-Test auf Varianzgleichheit zeigt ebenfalls signifikante Unterschiede zwischen den beiden Untersuchungsperioden ($F = 72,189$ und $p = 0,000$). Ein t -Test auf die Mittelwertgleichheit zeigt, dass die Modalwerte der jeweiligen Lohnrunden in Untersuchungsperiode 1 sich nicht signifikant von jenen in Untersuchungsperiode 2 unterscheiden ($T = 0,070$ und $p = 0,945$). Der Levene-Test auf Varianzgleichheit zeigt ebenfalls keine signifikante Unterschiede zwischen den beiden Untersuchungsperioden ($F = 0,020$ und $p = 0,889$). Hingegen zeigt der t -Test auf die Mittelwertgleichheit, dass die Mittelwerte (arithmetisches Mittel) der jeweiligen Lohnrunden in Untersuchungsperiode 1 sich signifikant von jenen in Untersuchungsperiode 2 unterscheiden ($T = 8,223$ und $p = 0,000$). Der Levene-Test auf Varianzgleichheit zeigt ebenfalls signifikante Unterschiede zwischen den beiden Untersuchungsperioden ($F = 15,645$ und $p = 0,000$).

vertragsrunde 2000/2001 um jenen der gleichen Gruppe für Niederösterreich. Die „Ausreißer“ in der Kollektivvertragsrunde 2001/2002 waren die Landesbediensteten in der Steiermark und in der Kollektivvertragsrunde 1999/2000 die Bediensteten bei Privatbahnen. Die Berücksichtigung der Laufzeiten dieser Kollektivverträge bewirkt, dass der Mittelwert höher ist als der Median und Modalwert.

4. Die Determinanten der sektoralen Lohnerhöhungen

Zur Überprüfung des Einflusses der Kollektivvertragsabschlüsse der Metallindustrie auf die Abschlüsse der übrigen Kollektivvertragseinheiten gehen wir von folgender Schätzgleichung aus:¹¹

$$\Delta W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta U_t + \beta_2 \Delta UP_t + \beta_3 \Delta P_t + \beta_4 \sigma \Delta Y + \beta_5 \Delta W_{it-1} + \beta_6 Pol_t + c \Delta W_t^m + \sum \beta_j DB_{jt} + \varepsilon_{it}$$

Die abhängige Variable ist ein Vektor mit den Kollektivvertragsabschlüssen ΔW_{it} , d. h. den prozentuellen Lohnerhöhungen der einzelnen Kollektivverträge im Verhältnis zur Vorperiode. Die Kollektivvertragsabschlüsse ergeben sich im Querschnitt über die Gesamtheit der Kollektivverträge (N), wobei $i \in N$ und $N = 1, \dots, 346$, und im Längsschnitt über die Gesamtheit der Lohnverhandlungsrunden (T), wobei $t \in T$ und $T = 1, \dots, 35$. ΔW_{it} ist die entsprechende Lohnerhöhung im Kollektivvertrag i in der entsprechenden Lohnrunde t .¹²

Die zentrale unabhängige Variable ist der Vektor der Kollektivvertragsenerhöhungen für die Arbeiter der Metallindustrie, W^m , mit dem Koeffizienten c in der Schätzgleichung, welcher den Koordinationseffekt der Lohnführerschaft indiziert.¹³ Zur Überprüfung der Abweichung der anderen Kollektivvertragsbereiche von den Abschlüssen der Metallindustrie finden Dummy-Variablen für die jeweiligen kollektivvertraglich tätigen Gewerkschaften Eingang in die Schätzgleichung, wobei DB^j die Dummy-Variable für die entsprechende Gewerkschaft j bezeichnet. Berücksichtigung finden sechzehn Gewerkschaftsbereiche:¹⁴

- Gewerkschaft der Land- und Forstarbeiter (LF/ANG),
- Gewerkschaft der Lebens- und Genussmittelarbeiter (LG/ANG),
- Gewerkschaft Bau-Holz (GBH),
- Gewerkschaft Metall-Bergbau-Energie (GMBE),
- Gewerkschaft der Chemiewerker (GdC),
- Gewerkschaft Druck und Papier (GDP),
- Gewerkschaft Textil, Bekleidung, Leder (GTBL),
- Gewerkschaft Handel, Transport, Verkehr (HTV),
- Gewerkschaft der gastgewerblichen Arbeitnehmer (GGA),
- Gewerkschaft persönlicher Dienst (PD),
- Gewerkschaft Kunst, Medien, freie Berufe (KMfB),
- Gewerkschaft der Privatangestellten (GPA),

Gewerkschaft öffentlicher Dienst (GÖD),
 Gewerkschaft der Gemeindebediensteten (GGB),
 Gewerkschaft der Eisenbahner (GdE),
 Gewerkschaft der Post- und Telegraphenbediensteten (GPF).

Als Referenzkategorie wurde die als lohnführend angenommene Gewerkschaft Metall-Bergbau-Energie (GMBE) sowie deren Nachfolgeorganisation, die Gewerkschaft Metall-Textil (GMT), gewählt. Die Koeffizienten der Dummy-Variablen der anderen Gewerkschaften sind somit als Abweichungen zur Referenzkategorie zu interpretieren. Am Vorzeichen der Abweichung ist erkennbar, ob der jeweilige Abschluss den Abschluss des Lohnführers unter- oder überschreitet.

Es ist davon auszugehen, dass die Kollektivvertragsabschlüsse auch von anderen Faktoren als der Lohnführerschaft der Metallindustrie beeinflusst werden. Deshalb umfasst die Schätzgleichung auch eine Reihe von Kontrollvariablen.

Als Kontrollvariablen für die oben genannten Kriterien bei den Kollektivvertragsverhandlungen gehen in die Gleichung die jährliche Veränderung der Arbeitslosenquote (ΔU), die Inflation (ΔP) und die jährliche Veränderung des Volkseinkommens bzw. das Wirtschaftswachstum (ΔY) ein. Als eine weitere Variable wurde ein Maß für die Variabilität der Inflation während des Jahres aufgenommen. Der Grund für die Aufnahme dieser Variable ist, dass Periode 1 hohe Inflationsraten mit beachtlichen Schwankungen in den Preisschüben auch innerhalb der einzelnen Jahre aufwies. Starke Fluktuationen bzw. Änderungen nach wenigen Monaten könnten dazu führen, dass die nachfolgenden Kollektivvertragsverhandlungen auf Grundlage vollkommen anderer Kriterien geführt wurden. Die Variabilität der Inflation innerhalb der Lohnrunde wurde durch die Standardabweichung der monatlichen Inflationsraten ($\sigma \Delta P$) kontrolliert. Zur Berücksichtigung serieller Korrelation, d. h. des Einflusses früherer Abschlüsse auf spätere Abschlüsse, wurde als eine weitere Kontrollvariable die um eine Periode verzögerten Kollektivvertragsabschlüsse (ΔW_{it-1}) aufgenommen.

Zur Kontrolle (partei-)politischer Einflüsse dient eine Dummy-Variable entsprechend den Regierungskonstellationen für den relevanten Zeitraum (Pol), wobei diese politische Kontrollvariable im ersten Untersuchungszeitraum unberücksichtigt bleibt, da die parteipolitische Zusammensetzung der Regierung sich in den 1970er Jahren nicht verändert hat. Dabei handelte es sich um die Regierung Kreisky I (SPÖ-Alleinregierung, Beginn 21. April 1970), Regierung Kreisky II (SPÖ-Alleinregierung, Beginn 4. November 1971), Regierung Kreisky III (SPÖ-Alleinregierung, Beginn 28. Oktober 1975) und Regierung Kreisky IV (SPÖ-Alleinregierung, Beginn 5. Juni 1979). Nach der Regierung Kreisky IV kam es zu relevanten Änderungen in den Regierungskonstellationen: Regierung Sinowatz mit einer Koalition von SPÖ und FPÖ (Beginn 24. Mai 1983), welche bis zum

Antritt der Regierung Vranitzky I (Beginn 16. Juni 1986) dauerte und als Dummy-Variable mit der Bezeichnung SPÖ/FPÖ in die Analyse eingeht. Die nächste Dummy-Variable ist durch den Zeitraum der SPÖ/ÖVP-Koalition definiert, mit den Regierungen Vranitzky I und Vranitzky II (Beginn 21. Jänner 1987), Vranitzky III (Beginn 17. Dezember 1990), Vranitzky IV (Beginn 29. November 1994), Vranitzky V (Beginn 12. März 1996) und der Regierung Klima (Beginn 28. Jänner 1997). Die nächste Regierungskategorie (ÖVP/FPÖ) beinhaltet die Regierung Schüssel I (Beginn 4. Februar 2000) und die Regierung Schüssel II mit einer Koalition zwischen ÖVP und FPÖ/BZÖ (Beginn 28. Februar 2003). Diese Regierungskategorie wurde als Referenzkategorie verwendet, da sie sich aus politischer Sicht am meisten von den anderen unterscheidet.

Grundsätzlich sind im Zusammenhang mit dem oben vorgestellten Schätzmodell Endogenitätsprobleme bzw. Interaktionen zwischen den unabhängigen Variablen, die zu verzerrten Ergebnissen führen können, nicht auszuschließen. Die diesbezügliche Überprüfung deutet im vorliegenden Fall auf keine gravierenden Probleme hin. So gilt z. B. für Österreich nur eine schwache Korrelation zwischen Inflation und Beschäftigung.¹⁵

Tabelle 1 enthält die Ergebnisse für unser Schätzmodell, differenziert für Periode 1 (die Kollektivvertragsrunden von 1969/1970 bis 1979/1980) und Periode 2 (die Kollektivvertragsrunden von 1980/1981 bis 2003/2004). Wie zu erkennen ist, unterscheiden sich die Spezifikationen zwischen den zwei Untersuchungsperioden. Die Gründe dafür sind, dass zum einen die politischen Dummy-Variablen in Periode 1 nicht eingehen, da es in diesem Zeitraum zu keinen (wesentlichen) Regierungsänderungen gekommen ist. Ebenfalls sind keine Dummy-Variablen für die an den Kollektivvertragsverhandlungen beteiligten Gewerkschaften LF/ANG, GdC, PD/HGPD und GPF berücksichtigt, da im ersten Untersuchungszeitraum die Anzahl an Beobachtungen (d. h. Kollektivverträge, bei denen diese Gewerkschaften beteiligt waren) zu klein war. Ebenfalls wird bei der Schätzung für Periode 2 die Standardabweichung der Inflation nicht berücksichtigt, da deren Relevanz lediglich in der Periode 1 gegeben ist. In den 1970er Jahren kam es aufgrund der Erdölpreisschocks zu substantziellen Veränderungen der Inflation innerhalb weniger Monate.

Die Ergebnisse für die beiden Perioden unterscheiden sich sowohl hinsichtlich der Kontrollvariablen als auch des hier eigentlich interessierenden Einflusses der Tarifpolitik der Metallindustrie markant. Hinsichtlich der Kontrollvariablen zeigt sich, dass in der zweiten Untersuchungsperiode sowohl die Veränderung der Arbeitslosenquote als auch die Veränderung des Wirtschaftswachstums nicht signifikant ist. Im Unterschied dazu finden wir in der ersten Untersuchungsperiode einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der Veränderung der Arbeitslosenquote und den Abschlüssen in den Kollektivverträgen: Sinkende Arbeitslosigkeit ist

mit höheren Lohnabschlüssen verbunden. Ähnliches, nur mit umgekehrten Vorzeichen, gilt für das Wirtschaftswachstum. Ein Unterschied zwischen den zwei Perioden ist auch bei der verzögerten abhängigen Variablen, d. h. bei den Vorrundenabschlüssen zu erkennen. In der ersten Periode ist keine Signifikanz zu erkennen, anders als in der zweiten Periode. Der signifikant positive Koeffizient in der zweiten Periode weist darauf hin, dass es eine Abhängigkeit bei den Lohnabschlüssen von jenen in der vorigen Lohnrunde gibt: Wenn im Vorjahr hoch (niedrig) abgeschlossen wurde, wurde auch in der gegenwärtigen Lohnrunde hoch (niedrig) abgeschlossen. Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass es zu keinen „Kompensationsabschlüssen“ kam, in dem Sinne, dass „zu“ hohe (niedrige) Abschlüsse aus der Vorperiode durch niedrige (hohe) ausgeglichen wurden. Vielmehr lässt dieses Ergebnis eine tendenzielle „Pfadabhängigkeit“ der Abschlüsse erkennen. Ein weiterer Unterschied zwischen den beiden Perioden besteht auch in den politischen „Rahmenbedingungen“. Diese Veränderungen wurden auf ihre Relevanz durch die Berücksichtigung von Dummy-Variablen für den Zeitraum der SPÖ/FPÖ- und für den Zeitraum der SPÖ/ÖVP-Regierung untersucht. Als Referenzkategorie wurde, wie erwähnt, der Zeitraum der ÖVP/FPÖ-Regierung gewählt. Wie in Tabelle 1 zu erkennen ist, weicht davon der Zeitraum der SPÖ/FPÖ-Regierung nicht signifikant ab. Im Zeitraum der SPÖ/ÖVP-Regierung sind die Kollektivvertragserhöhungen jedoch im Vergleich dazu signifikant höher.

Im Zentrum unserer Analysen steht der Einfluss der Abschlüsse der Metallindustrie auf die Kollektivvertragspolitik in Österreich insgesamt. In der ersten Periode ist kein signifikanter Einfluss der Verhandlungsergebnisse im Metallsektor auf die anderen Kollektivverträge zu erkennen, im Gegensatz zu der zweiten Periode. In dieser weist der signifikant positive Koeffizient darauf hin, dass hohe Abschlüsse im Metallkollektivvertrag auch hohe Abschlüsse in den anderen Kollektivverträgen erklären. Dieser signifikante Einfluss der Kollektivvertragsabschlüsse im Metallsektor auf die Kollektivvertragsabschlüsse in den anderen Sektoren dokumentiert die Existenz der Lohnführerschaft in Österreich seit Anfang der 1980er Jahre. Dieses Ergebnis stützt auch unsere Hypothese, wonach die Entstehung der Lohnführerschaft durch die monetaristische Wende in der Geld- und Währungspolitik Anfang der 1990er Jahre stimuliert wurde.

Auch hinsichtlich der Frage, inwieweit die Abschlüsse der fünfzehn anderen Kollektivvertragsbereiche von jenen des Lohnführers abweichen, zeigen sich periodenspezifische Ergebnisse. Lediglich bei den Kollektivverträgen der GÖD sind im Vergleich zum Lohnführer signifikant homogene Unterschiede in dem Sinn zu finden, dass der Unterschied signifikant in beiden Untersuchungsperioden ist und zusätzlich auch das gleiche Vorzeichen aufweist. Im Fall der GÖD fielen in beiden Untersuchungsperioden die Kollektivvertragsabschlüsse signifikant niedriger aus als jene

Tabelle 1: Kollektivvertragserhöhungen: Die Relevanz der Lohnführerschaft

Abhängige Variable: Prozentuelle Lohnerhöhung der einzelnen Kollektivverträge; ΔW_i^i					
Zeitraum:	Periode 1	Periode 2		Fortsetzung Periode 1	Fortsetzung Periode 2
C	-3,2833* (1,2975)	0,0043 (0,0947)	LF/ANG+	-	-0,7713** (0,1792)
ΔW_{t-1}^i	0,0208 (0,0284)	0,0732** (0,0116)	LG/ANG+	1,5155** (0,5258)	-0,3358** (0,0873)
ΔU	-5,9514** (1,2735)	0,0230 (0,1194)	GBH+	6,7933** (0,8381)	0,0963 (0,0975)
ΔY	0,7493** (0,2405)	-0,0253 (0,0451)	GdC+	-	0,0007 (0,1268)
ΔP	143,9449** (15,7566)	58,6652** (3,1106)	GDP+	2,1626* (1,1042)	-0,0745 (0,1737)
$\sigma \Delta P$	-0,2927 (1,0244)	-	GTBL/GMT+	-3,4473** (0,5287)	-0,1471 (0,1091)
ΔW^m	-0,0773 (0,0539)	0,4445** (0,0150)	HTV+	0,2381 (0,7526)	-0,3835** (0,1197)
SPÖ/FPÖ	-	0,0016 (0,0672)	GGA/ HGPD+	-0,2187 (1,6017)	0,3293 (0,2004)
SPÖ/ÖVP	-	0,3666** (0,0529)	PD/HGPD+	-	0,1498 (0,3238)
			KMfB+	0,8663 (0,7293)	0,0727 (0,1108)
			GPA+	0,4518 (0,4734)	-0,2068* (0,0841)
			GÖD+	-1,8702** (0,6892)	-0,9302** (0,1433)
			GGB+	1,8688** (0,6892)	-0,9704** (0,1405)
			GdE+	-1,6788 (1,2219)	-0,6701** (0,1790)
			GPF+	-	0,2354 (0,6663)
R ² -korrigiert				0,3420	0,5692
N				1153	4833
F-Statistik (p)				0,0000	0,0000
Durbin-Watson				1,7502	1,8969

Anmerkung: Periode 1 beinhaltet die Kollektivvertragsrunden von 1969/1970 bis 1979/1980 und Periode 2 die Kollektivvertragsrunden 1980/1981 bis 2003/2004. Die Schätzung erfolgte auf Basis der Methode der Kleinsten Quadrate. Panel-korrigierte Standardfehler sind in den Klammern angegeben; + weist auf die jeweils zuständigen Gewerkschaften hin, welche als Dummy-Variablen berücksichtigt wurden. Referenzkategorie = GMBE/GMT. ** $\alpha \leq 0,01$; * $\alpha \leq 0,05$.

der GMBE/GMT. Bei den anderen Kollektivvertragsbereichen sind die Abweichungen heterogen. In Periode 1 weichen die Abschlüsse der GTBL/GMT signifikant von jenen der GMBE/GMT nach unten ab. Im Unterschied dazu haben die Gewerkschaften LG/ANG, GBH, GDP und GGB signifikant höhere Lohnabschlüsse in Periode 1 erzielen können. Eine wichtige Funktionsbedingung der Lohnführerschaft der Metallindustrie ist aus den oben skizzierten Gründen, dass die anderen Sektoren keine höheren Abschlüsse tätigen als sie selbst. Wie Tabelle 1 zu entnehmen ist, ist dies in Periode 2 auch nicht der Fall. Es sind keine systematischen bzw. signifikanten Abweichungen in den Kollektivvertragsabschlüssen der anderen Kollektivvertragsparteien nach oben erkennbar. Lediglich nach unten, d. h. signifikant niedrigere Abschlüsse sind, neben den bereits erwähnten Abschlüssen der GÖD, bei den Gewerkschaften LF/ANG, LG/ANG, HTV, GPA, GGB und GdE zu erkennen.

6. Schlussbemerkungen

Ziel dieser Arbeit ist es, die Existenz der Lohnführerschaft, im Speziellen die Koordinierungsfunktion der Metallindustrie, in Österreich zu untersuchen. Im Unterschied zu bisherigen Arbeiten zu diesem Thema, die sich bislang nur auf Plausibilisierungen und anekdotische empirischen Evidenzen stützten, wurde in dieser Arbeit eine quantitativ-systematische Analyse der Frage unternommen. Der Grund warum bis dato keine systematischen Untersuchungen zur Existenz einer Lohnführerschaft durchgeführt wurden, ist vor allem dadurch begründet, dass die bisherige Datengrundlage keine derartige Untersuchung erlaubte. Deshalb erwies es sich für diese Untersuchung als erforderlich, eine Primärdatenerhebung aller Kollektivvertragsabschlüsse seit der Kollektivvertragsrunde 1969/1970 bis zur Kollektivvertragsrunde 2003/2004 durchzuführen. Auf Basis dieser Datengrundlage war es in dieser Arbeit möglich, nicht nur valide und verlässliche Analysen, sondern auch eine differenzierte zeitliche Betrachtung vorzunehmen. Darüber hinaus erlaubte diese Datengrundlage die Untersuchung der Genese der Lohnführerschaft.

Dieser Untersuchung zur Entstehung der Lohnführerschaft in Österreich lag die Hypothese zugrunde, dass deren Existenz und Legitimation eng mit den wirtschaftspolitischen, insbesondere den währungs- und geldpolitischen Rahmenbedingungen verknüpft ist. Die Kernaussage dieser Hypothese ist, dass es am Ende der 1970er Jahre zu einem entscheidenden „Paradigmenwechsel“ in der österreichischen Währungs- und Geldpolitik gekommen ist, welcher die Grundlage für die Entstehung der Lohnführerschaft lieferte. Dieser „Paradigmenwechsel“ manifestierte sich in der Hinwendung zur Hartwährungspolitik, welche eine asymmetrische Interdependenz der Lohnpolitik des exponierten und des geschützten

Sektors zur Folge hatte, die den Anstoß für die Lohnführerschaft der Metallindustrie gab. Aus diesem Grund wurde die empirische Analyse separat für die Lohnrunden 1969/1970 bis 1979/1980 und für die Lohnrunden 1980/1981 bis 2003/2004 durchgeführt. Dabei erfolgte die Überprüfung der Lohnführerschaft der Metallindustrie in zeitlicher und in sachlicher Hinsicht differenziert. Im Zusammenhang mit den zeitlichen Voraussetzungen der Lohnführerschaft wurde untersucht, ob die zeitliche Abfolge der Tarifverhandlungen und die Laufzeit der Kollektivverträge eine Konstanz dahingehend aufwiesen, dass Erwartungssicherheit als Vorbedingung für die Funktion der Lohnführerschaft gegeben war. Die empirischen Ergebnisse betreffend die Verstetigung des Zeitpunktes der Kollektivvertragsabschlüsse des Lohnführers, d. h. der Metallindustrie, zeigen seit der Lohnverhandlungsrunde 1979/1980 eine klare zeitliche Positionierung der Lohnabschlüsse der Metallindustrie zwischen Mitte Oktober und Mitte November. Im Gegensatz dazu sind die Zeitpunkte der Kollektivvertragsabschlüsse in der Metallindustrie in den Lohnrunden von 1969/1970 bis 1978/1979 durch keine zeitliche Konstanz bzw. Positionierung charakterisiert. Der Übergang zur Hartwährungspolitik markiert somit klar den Zeitpunkt der Verstetigung des Termins, zu dem die Kollektivverträge im Metallsektor abgeschlossen wurden. Für die anderen Kollektivverträge kam die Analyse ebenfalls zum Ergebnis, dass eine Verstetigung des Zeitpunktes der Abschlüsse seit der Lohnrunde 1979/1980 zu bemerken ist, wobei seit der Kollektivvertragsrunde 1979/1980 die Zeitpunkte aller Kollektivvertragsabschlüsse im Mittel nur unwesentlich von den Zeitpunkten im Vorjahr abweichen. Hingegen sind die Abweichungen des Zeitpunktes der Abschlüsse zum Vorjahr in den früheren Kollektivvertragsrunden von 1969/1970 bis 1978/1979 überaus heterogen und weisen auf keine zeitliche Konstanz hin. Zusammenfassend lässt sich in zeitlicher Hinsicht festhalten, dass eine Verstetigung des Zeitpunktes der Kollektivvertragsabschlüsse sowohl in der Metallindustrie als auch bei den anderen Kollektivverträgen ab Anfang der 1980er Jahre zu bemerken ist.

Die sachliche Überprüfung der Lohnführerschaft bezog sich auf die Frage, inwieweit die Kollektivvertragsabschlüsse für die Metallindustrie einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Abschlüsse der anderen Branchen und Sektoren nehmen. Die Ergebnisse dieser Arbeit zeigen deutlich, dass diese Orientierung seit der Generalisierung der Hartwährungspolitik, d. h. seit der Kollektivvertragsrunde 1979/1980, klar gegeben ist. In den Jahren davor, d. h. in den Kollektivvertragsrunden 1969/1970 bis 1978/1979, war diese Orientierung an der Metallindustrie nicht zu erkennen. Aus den oben dargelegten Gründen zielt die Lohnführerschaft der Metallindustrie darauf ab, dass die anderen Sektoren keinesfalls höhere Abschlüsse tätigen. Die Ergebnisse dieser Analyse bestätigten auch diese Hypothese durch die differenzierte Untersuchung der anderen Kol-

ktivvertragsabschlüsse, wobei dies mit Hilfe der Untersuchung von 15 Verhandlungsbereichen, welche den entsprechenden Branchengewerkschaften entsprachen, analysiert wurde. Die Untersuchung zeigt, dass seit dem Übergang zur Hartwährungspolitik keine Branchengewerkschaft systematisch höhere KV-Lohnzuwächse abschließt als jene im Metallsektor, d. h. des Lohnführers. Auch diese Konstellation war in den Jahren vor dem Übergang zur Hartwährungspolitik nicht gegeben. In den Kollektivvertragsrunden von 1969/1970 bis 1978/1979 schloss eine Reihe von anderen Gewerkschaften signifikant höhere Lohnerhöhungen ab als jene in der Metallindustrie. Aufgrund der Analyse zur Lohnführerschaft in sachlicher Hinsicht kann somit ebenfalls die Schlussfolgerung gezogen werden, dass seit der Generalisierung der Hartwährungspolitik eine Orientierung der Kollektivvertragsabschlüsse an jenen im Metallsektor festzustellen ist.

Dementsprechend sind auch Mutmaßungen, Österreichs Kollektivvertragssystem wäre ein gesamtwirtschaftlich unkoordiniertes System mittleren Zentralisationsgrads mit entsprechend geringer Fähigkeit zur Abstimmung der Lohnabschlüsse mit wirtschaftlichen Erfordernissen, zurückzuweisen.¹⁶ Im Gegensatz dazu stützt die Lohnführerschaft des exponierten Sektors in Form der Metallindustrie Österreichs Kollektivvertragssystem mit einer außerordentlich hohen Fähigkeit zur Internalisierung der lohnpolitischen Externalitäten aus, wie auch international vergleichende Analysen zeigen.¹⁷

Literatur

- Baumgartner, Josef, Evaluation of Macro-economic Forecasts for Austria in the 1980s and 1990s, in: *Austrian Economic Quarterly* 7 (2002) 191-206.
- Calmfors, Lars; Driffill, John, Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance, in: *Economic Policy* 6 (1988) 13-61.
- Guger, Alois; Runggaldier, Ulrich; Traxler, Franz, *European Employment and Industrial Relations Glossary: Austria* (European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, London, Luxembourg 2000).
- Meyer, Wolfgang, Is Pattern Bargaining Dead?, in: *Konjunkturpolitik* 41 (1995) 228-243.
- Pollan, Wolfgang, *Einige Aspekte der Lohnbildung in Österreich* (Wien 2000).
- Pollan, Wolfgang, Pattern Bargaining and Wage leadership in Austria, in: *Austrian Economic Quarterly* 2 (2004) 88-101.
- Rowthorn, Bob, Corporatism and Labour Market Performance, in: Pekkarinen, Jukka; Pohjola, Matti; Rowthorn, Bob (Hrsg.), *Social Corporatism: A Superior Economic System?* (Oxford 1992).
- Sako, Mari, Shunto: Employer and Union Coordination for Pay Determination at the Industry and Inter-Sectoral Levels, in: Sako, Mari; Sato, Hiroko (Hrsg.), *Japanese Labour and Management in Transition: Diversity, Flexibility and Participation* (London 1997).
- Soskice, David, Wage Determination: The Changing Role of Institutions in Advanced Industrialized Countries, in: *Oxford Review of Economic Policy* 6 (1990) 36-61.

- Stiassny, Alfred, Wage Setting, Unemployment and the Phillips Curve (=Vienna University of Economics and Business Administration, Department of Economics Working Paper No. 36, Wien 1996).
- Tichy, Gunther, The Credibility of Monetary Integration, in: Kindley, Randal; Good, David (Hrsg.), *The Challenge of Globalization and Institution Building* (Boulder 1997).
- Traxler, Franz, Austria: Still the Country of Corporatism, in: Ferner, Anthony; Hyman, Richard (Hrsg.), *Changing Industrial Relations in Europe* (Oxford 1998).
- Traxler, Franz, Pattern Bargaining: Analyse und Empirie, in: *Wirtschaft und Gesellschaft* 31/2 (2005) 171-195.
- Traxler, Franz; Blaschke, Sabine; Kittel, Bernhard, *National Labour Relations in Internationalized Markets: A Cross-national Analysis of Institutional Patterns, Change and Performance* (Oxford 2001).
- Traxler, Franz; Brandl, Bernd; Glassner, Vera, Pattern Bargaining: An Investigation into its Agency, Context and Evidence, in: *British Journal of Industrial Relations* (erscheint 2008).

Anmerkungen

- ¹ Z. B. Traxler (1998); Guger et al. (2000); Pollan (2000); Traxler et al. (2001).
- ² Traxler (2005).
- ³ Calmfors, Driffill (1988).
- ⁴ Soskice (1990).
- ⁵ Eine dritte Interpretation des österreichischen Lohnverhandlungssystems ist unter ausländischen Beobachtern verbreitet (Calmfors, Driffill 1988; Rowthorn 1992). Danach sind die Lohnabschlüsse intersektoral zentralisiert. Diese zweifelsfrei unzutreffende Einschätzung beruht offensichtlich auf einer missverständlichen Beurteilung der Funktion der Paritätischen Kommission.
- ⁶ Z. B. Tichy (1997).
- ⁷ Auf einer alternativen Form zeitlicher Synchronisation beruht die Lohnführerschaft in Japan: Im Rahmen der „Shunto-Offensive“ wird die Mehrzahl der Tarifverträge parallel verhandelt (Sako 1997).
- ⁸ Traxler (2005).
- ⁹ Z. B. Baumgartner (2002).
- ¹⁰ Siehe hierzu auch Tabelle 2 im Appendix.
- ¹¹ Diese Schätzgleichung ist eine Modifikation des Modells in Traxler et al. (2008). Beide Varianten weisen eine hohe Übereinstimmung in den Ergebnissen auf.
- ¹² Für eine ähnliche statistische Modellierung siehe Meyer (1995).
- ¹³ Die Konzentration auf die Arbeiter ergibt sich aus dem Umstand, dass in Österreichs privatwirtschaftlichem Sektor getrennte Kollektivverträge für Arbeiter und Angestellte abgeschlossen werden. Als repräsentativer Lohnführer auf Gewerkschaftsseite gilt dementsprechend die Gewerkschaft Metall-Textil (GMT) bzw. deren Vorgängerorganisation, die Gewerkschaft Metall-Bergbau-Energie (GMBE).
- ¹⁴ Diese Untergliederung entspricht der Binnendifferenzierung des Österreichischen Gewerkschaftsbundes (ÖGB) in 16 Branchengewerkschaften zu Beginn der Untersuchungsperiode. Mittlerweile kam es zu mehreren Fusionen, ohne dass sich dadurch der fachlich-sektorale Geltungsbereich der Kollektivverträge merklich änderte. Veränderungen im kollektivvertraglichen Zuständigkeitsbereich der einzelnen Gewerkschaften wurden in dieser Analyse Rechnung getragen.
- ¹⁵ Z. B. Stiassny (1996).
- ¹⁶ Z. B. Pollan (2004).
- ¹⁷ Z. B. Traxler et al. (2001).

Zusammenfassung

Während in der öffentlichen Meinung und Medienberichterstattung Übereinstimmung dahingehend besteht, dass in Österreich eine Koordinierung der Lohnpolitik durch die Lohnführerschaft der Metallindustrie erfolgt, ist dies in der akademischen Diskussion nicht unumstritten. Der Grund dafür ist, dass die Lohnführerschaft in Österreich bis dato keiner systematisch-empirischen Untersuchung unterzogen wurde. Dieser Aufsatz schließt diese Forschungslücke auf der Grundlage einer Analyse der Kollektivvertragsabschlüsse von 1969 bis 2004. Er bestätigt die Existenz der Lohnführerschaft und zeigt überdies, dass deren Genese in engem Zusammenhang mit der Generalisierung der Hartwährungspolitik in Form der Anbindung des Schillings an die Deutsche Mark ab Anfang der 1980er Jahre steht.

Tabelle 2: Übersicht über die Entwicklung der Kollektivverträge

	Runde	69/70	70/71	71/72	72/73	73/74	74/75	75/76	76/77
KV-Abschlüsse	Anzahl	123	167	193	185	202	219	209	235
	Höchster Abschl.	27,3 %	26,8 %	56,0 %	60,7 %	51,1 %	55,0 %	100,0 %	85,7 %
	Durchschnitt	9,7 %	9,9 %	13,7 %	11,4 %	15,6 %	16,1 %	10,2 %	10,4 %
	Standardabw.	5,6 %	5,6 %	9,1 %	8,7 %	7,9 %	8,1 %	10,3 %	6,7 %
	Runde	87/88	88/89	89/90	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95
Anzahl	246	245	246	230	256	242	248	247	
Höchster Abschl.	53,8 %	12,8 %	13,6 %	20,6 %	76,5 %	64,2 %	23,0 %	12,5 %	
Durchschnitt	3,2 %	3,4 %	6,0 %	7,1 %	6,5 %	5,6 %	3,8 %	3,8 %	
Standardabw.	3,6 %	1,9 %	2,1 %	2,0 %	4,9 %	6,0 %	2,1 %	1,5 %	

	Runde	69/70	70/71	71/72	72/73	73/74	74/75	75/76	76/77
KV-Laufzeiten	Median	365	427	457	430	418	422,5	396	426
	Modalwert	365	366	365	365	365	366	365	365
	Mittelwert	401	459	470	462	446	437	417	443
	Standardabw.	60	98	99	87	90	77	86	77
	Runde	87/88	88/89	89/90	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95
Median	365	365	365	366	366	365	365	366	
Modalwert	365	365	365	366	366	365	365	365	
Mittelwert	372	383	388	379	375	388	383	385	
Standardabw.	52	31	45	28	23	44	34	36	

Anmerkung: Zeile Anzahl gibt die Anzahl der Kollektivverträge (KV) an, welche in der entsprechenden Verhandlungsrunde erhoben wurden bzw. für welche eine Lohnerhöhung ausgewiesen ist. Die Anzahl an Laufzeiten ist geringer, da nicht für jeden KV die Laufzeit ausgewiesen ist. Die Laufzeiten für die Lohnrunde 2003/2004 konnten nicht berücksichtigt werden, da diese zumeist nicht explizit im Kollektivvertrag angegeben sind. Bei der Primärerhebung der Laufzeiten der einzelnen Kollektivverträge

(Anzahl, Laufzeiten) von 1969/70 bis 2003/2004

77/78	78/79	79/80	80/81	81/82	82/83	83/84	84/85	85/86	86/87
221	224	235	230	239	249	235	229	236	253
62,0 %	22,0 %	19,9 %	22,9 %	31,0 %	34,9 %	100,0 %	71,0 %	22,9 %	134 %
7,1 %	6,1 %	5,5 %	7,9 %	7,3 %	5,6 %	5,0 %	5,5 %	5,3 %	4,3 %
5,7 %	3,2 %	3,5 %	2,8 %	2,9 %	3,5 %	6,5 %	4,6 %	2,4 %	8,4 %
95/96	96/97	97/98	98/99	99/00	00/01	01/02	02/03	03/04	-
219	215	218	233	242	227	242	240	194	-
19,0 %	17,7 %	7,3 %	5,8 %	25,0 %	18,0 %	15,2 %	16,0 %	8,7 %	-
2,8 %	2,3 %	2,1 %	2,5 %	1,9 %	3,1 %	2,3 %	2,4 %	1,7 %	-
1,9 %	1,7 %	1,0 %	0,9 %	2,0 %	1,7 %	1,5 %	1,4 %	1,3 %	-
77/78	78/79	79/80	80/81	81/82	82/83	83/84	84/85	85/86	86/87
396	366	366	365	365	366	366	365	365	366
365	366	365	365	365	366	365	365	365	366
445	422	393	406	396	380	389	402	397	400
86	76	39	61	43	35	41	58	53	49
95/96	96/97	97/98	98/99	99/00	00/01	01/02	02/03	03/04	-
366	365	365	365	366	365	365	365	-	-
366	365	365	365	366	365	365	365	-	-
382	390	385	379	385	386	407	380	-	-
46	52	41	31	44	48	72	30	-	-

tivverträge wurden die Laufzeiten jeweils mit dem Gültigkeitsdatum errechnet. Danach ergibt sich die Laufzeit eines Kollektivvertrages aus der zeitlichen Differenz zwischen dem jeweiligen Gültigkeitsdatum und dem Gültigkeitsdatum des (zeitlich) nächsten Kollektivvertrags. Da das Gültigkeitsdatum der Lohnrunde 2004/2005 nicht bekannt war, sind keine Laufzeiten für die Lohnrunde 2003/2004 ausgewiesen. Die KV-Laufzeiten sind in Tagen angegeben.