

Lohnführerschaft in Österreich: Relikt der Vergangenheit oder sozialpartnerschaftlicher Dauerbrenner?

*Benjamin Bittschi**

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Beitrag untersucht, ob das österreichische System der Lohnfindung, trotz enormer Veränderungen der ökonomischen Rahmenbedingungen in den letzten Jahrzehnten, noch einer Lohnkoordination durch den Leitabschluss des Metallersektors folgt. Anhand einer quantitativen ökonometrischen Untersuchung auf Basis detaillierter Tariflohndaten zeigt sich, dass der Prozess der Lohnfindung immer noch am besten durch die Lohnführerschaft des Metallersektors erklärt werden kann. Zudem hat sich die Lohnkoordinationsfunktion des Metallerabschlusses wohl durch eine zunehmende Konzentration von Kollektivvertragsabschlüssen, die im Jänner beginnen, verstärkt. Ein kürzerer zeitlicher Abstand zum Abschluss des Metallersektors könnte dafür sorgen, dass die Signalwirkung des Leitabschlusses steigt und die wirtschaftliche Entwicklung, die bei einem zeitlich größeren Abstand wichtiger wird, weniger Wirkung entfaltet.

SCHLÜSSELBEGRIFFE

Lohnführerschaft, Leitabschluss, externe Referenznormen der Lohnfindung, Lohnstaffelung, Tariflöhne

JEL-CODES

E24, E31, J30, J50, J52

DOI

10.59288/wug492.187

* Benjamin Bittschi: WIFO – Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
Kontakt: benjamin.bittschi@wifo.ac.at

1. Einleitung

Die Entwicklung der Löhne und Gehälter ist von zentraler Bedeutung für die Wirtschafts- und Sozialpolitik und betrifft mit privaten Haushalten, Unternehmen und dem Staat alle Akteur:innen einer Volkswirtschaft. Aus diesem Grund kommt den Lohnabschlüssen sowie deren Entwicklung über die Zeit eine hohe politische Relevanz zu.

Im institutionellen Gefüge der österreichischen Lohnpolitik hat sich seit Beginn der 1980er-Jahre ein Prozess von Lohnstaffelung und Lohnführerschaft herausgebildet. Lohnstaffelung bedeutet, dass Lohnverhandlungen laufend über das Jahr hinweg stattfinden und jährlich rund 450 Kollektivverträge zeitlich gestaffelt abgeschlossen werden. Somit finden sich auch die Veränderungen der wirtschaftlichen Umstände schrittweise in den Lohnabschlüssen wieder. Die Lohnstaffelung folgt dabei einem bestimmten zeitlichen Muster: Die Abschlüsse der meisten Kollektivverträge erfolgen zu Jahresbeginn, gefolgt von einer Häufung im Frühjahr („Frühjahrslohnrunde“) und im Herbst („Herbstlohnrunde“). Im Herbst werden vergleichsweise wenige Kollektivverträge abgeschlossen. Allerdings verhandeln im November die sechs Fachverbände der Metallindustrie (Bergwerke und Stahl, Fahrzeugindustrie, Gas- und Wärmeversorgungsunternehmen, Gießereiindustrie, Metalltechnische Industrie, Nicht-eisen-Metallindustrie; im Folgenden kurz: Metaller) ihren Kollektivvertrag (KV), dem eine Signalwirkung für die folgenden Verhandlungen zugesprochen wird. Der Metallerabschluss ist dabei als eine informelle Richtlinie bzw. Obergrenze für die Abschlüsse der anderen Sektoren zu verstehen. In diesem Sinne und aufgrund der Eigenständigkeit aller anderen KV-Verhandlungen entfaltet der Metallerabschluss eine koordinative Wirkung, weshalb im Folgenden auch von Lohnkoordination anstatt von Lohnführerschaft gesprochen wird. Diese koordinative Wirkung beruht nicht nur auf der großen medialen Aufmerksamkeit, die dieser Lohnabschluss im Vergleich zu anderen Abschlüssen auf sich zieht, sondern ist auch anhand empirischer Untersuchungen (z. B. Brandl/Traxler 2008; Knell/Stiglbauer 2012) bestätigt. Das Vorliegen von Lohnkoordination hat wirtschaftspolitisch – insbesondere in Phasen hoher Arbeitslosigkeit oder hoher Inflation – große Relevanz, denn mögliche makroökonomische Externalitäten der Löhne auf Arbeitslosigkeit, Preise und die internationale Wettbewerbsfähigkeit würden dann großteils durch den Leitabschluss bestimmt werden.

Die bis dato vorliegenden empirischen Untersuchungen zur Lohnkoordination durch den Metallersektor für Österreich beziehen sich auf einen Zeitraum von Anfang der 1980er-Jahre bis zur Mitte der 2000er-Jahre. Der Befund der Lohnkoordination wird somit seit beinahe 20 Jahren aus den Daten extrapoliert. Diese Annahme könnte sich als kritisch erweisen, da seitdem erhebliche strukturelle wirtschaftspolitische Veränderungen und ökonomische Schocks auf die österreichische Volkswirtschaft und den österreichischen Arbeitsmarkt eingewirkt haben. Hier ist zunächst die Wirtschafts- und Finanzkrise 2008/2009 zu nennen, parallel zur Ostöffnung bzw. Erweiterung der Europäischen Union, die mit einem starken Zustrom ausländischer Arbeitskräfte und entsprechenden Folgen für das Lohngefüge einherging. Ein weiterer demografischer Einflussfaktor ist die zunehmende gesellschaftliche Alterung, die ein

abnehmendes Arbeitsangebot impliziert. Schließlich sind auch die voranschreitende Automatisierung der Industrie und die zunehmende Bedeutung des tertiären Sektors zu nennen.

Ziel dieses Beitrages ist es daher, die These der Lohnkoordination über einen Leitabschluss in Österreich erneut einer Überprüfung zu unterziehen. Im Ergebnis zeigt sich, dass nach wie vor empirische Evidenz für die Lohnführerschaft des Metallersektors gefunden werden kann. Die Bedeutung der Koordination hat dabei tendenziell sogar zugenommen. Der wesentliche Effekt dürfte dabei vor allem von der Signalwirkung für die nachfolgenden Branchen ausgehen. Dabei hat sich die Lohnkoordinationsfunktion des Metallerabschlusses wohl durch eine zunehmende Konzentration von Kollektivvertragsabschlüssen, die im Jänner beginnen, verstärkt. Ein kürzerer zeitlicher Abstand zum Abschluss des Metallersektors könnte dafür sorgen, dass die Signalwirkung des Leitabschlusses steigt und die wirtschaftliche Entwicklung, die bei einem zeitlich größeren Abstand wichtiger wird, weniger Wirkung entfaltet.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Abschnitt 2 liefert zunächst deskriptive Befunde zur Lohnentwicklung der letzten Jahrzehnte in Österreich. Abschnitt 3 definiert das Konzept der Lohnführerschaft, beschreibt den Stand der Literatur, das Forschungsdesign, die Datenquellen sowie die Datenaufbereitung. Abschnitt 4 beschreibt die ökonometrische Analyse, deren Ergebnisse in Abschnitt 5 interpretiert und diskutiert werden, bevor zum Schluss eine Zusammenfassung folgt.

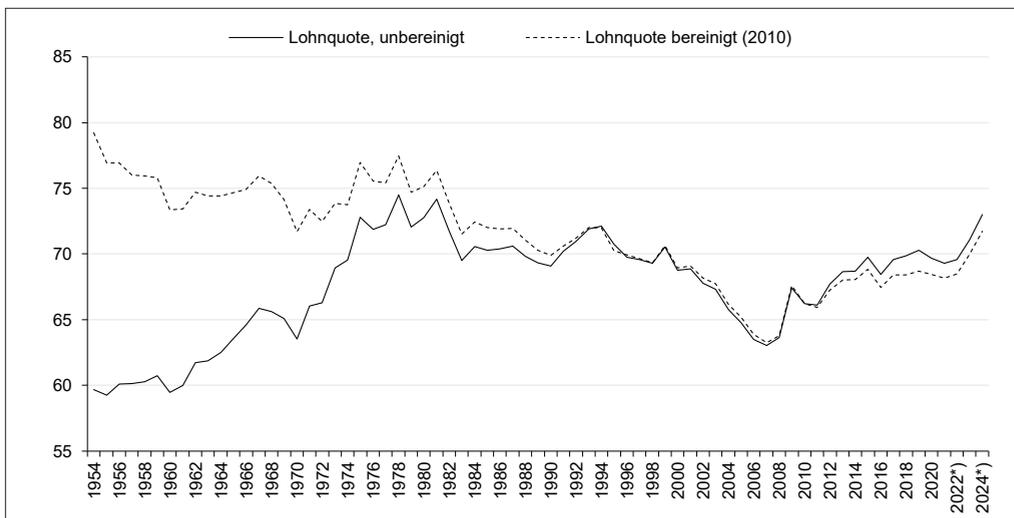
2. Deskriptive Befunde zur Lohnentwicklung in Österreich

Der Arbeitsmarkt und somit auch die Lohnentwicklung in Österreich waren in den letzten beiden Jahrzehnten von einem enormen Wandel geprägt. Aus diesem Grund werden zunächst, bevor explizit das Konzept der Referenzabschlüsse untersucht wird, einige dieser Veränderungen dargestellt und die möglichen Implikationen für die Lohnfindung diskutiert. Einen Wendepunkt stellt in diesem Zusammenhang die Wirtschafts- und Finanzkrise dar, einerseits aufgrund der ökonomischen Relevanz, aber andererseits auch, da die letzte vorliegende Untersuchung zum Thema in Österreich mit dem Jahr 2006 endet. Aus diesem Grund soll auch insbesondere auf die Veränderungen seit diesem Zeitraum eingegangen werden.

Eine aussagekräftige makroökonomische Darstellungsmöglichkeit der Lohnentwicklung bildet die Lohnquote (siehe Abbildung 1), die den Anteil der Arbeitnehmer:innenentgelte in Prozent des Volkseinkommens (Nettonationaleinkommen minus Produktionsabgaben plus Subventionen) zeigt. Ausgehend von Höchstwerten Mitte der 1970er-Jahre fiel dieser Indikator bis zum Ende der Nullerjahre konstant ab. Seitdem hat die Lohnquote ein erstaunliches Comeback verzeichnet und befindet sich wieder auf Werten nahe 70 %. Die Lohnquote wird neben kapitalseitigen Faktoren, wie Veränderungen der Gewinnspannen von Unternehmen, technologischem Fortschritt (Automatisierung und Digitalisierung) bzw. Veränderungen der Kapitalintensität, auch durch die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften beeinflusst (Bergholt et al. 2022). Weitere wichtige Bestimmungsfaktoren sind der Konjunkturzyklus und das Arbeitsan-

gebot (Marterbauer 2018b). Der Zeitraum bisheriger Untersuchungen zur Lohnführerschaft (bis 2006) hat sich somit immer mit einer fallenden Lohnquote überlappt, während die bisher nicht untersuchte Periode von einer zumindest stabilen bzw. leicht steigenden Lohnquote gekennzeichnet ist. Während der starke Anstieg der Lohnquote im Rahmen der Finanzkrise auf einen unmittelbaren Einbruch der Kapitaleinkommen und erst zeitlich verzögerte Rückgänge der Lohneinkommen zurückzuführen ist, blieb es dennoch seitdem bei einem tendenziellen Anstieg der Lohnquote, und auch die jüngsten Prognosen des WIFO deuten auf einen weiteren Anstieg hin. Bei der Interpretation der Lohnquote sollte man allerdings auch berücksichtigen, dass es eine langjährige Diskussion zu Messproblemen und empirischen Herausforderungen in deren Bestimmung gibt. Dies betrifft insbesondere die Zuteilung und Berechnung der Einkommen der Selbstständigen und die Behandlung des Immobiliensektors (siehe z. B. Elsby et al. 2013; Karabarounis/Neiman 2014; Gutiérrez/Piton 2020).

Abbildung 1: Die Lohnquote in Österreich



Quelle: Statistik Austria, WIFO-Berechnungen. – Lohnquote bereinigt um die Verschiebungen des Anteils der unselbstständig Beschäftigten an den Erwerbstätigen gegenüber dem Basisjahr 1995; ab 2022: lt. WIFO-Prognose v. Dez. 2022.

Trotz dieser Entwicklung erscheint eine gestiegene Verhandlungsmacht der Gewerkschaften keine vollständig überzeugende Erklärung für die steigende Lohnquote zu sein. Zunächst spricht die verhaltene Entwicklung der Reallöhne seit der Finanzkrise gegen diese These. Zudem ist das System der Kollektivvertragsverhandlungen seit der Wirtschafts- und Finanzkrise 2008/2009 tendenziell unter Druck geraten. Dies betrifft zwar vor allem das internationale Umfeld, wobei insbesondere in den stark von der Krise betroffenen Ländern (z. B. Griechenland und Portugal) sozialpartnerschaftliche Lohnverhandlungen massiv in Bedrängnis geraten sind und sich ein deutlicher Rückgang der kollektivvertraglichen Abdeckung und

Koordinierung gezeigt hat, bei gleichzeitig zunehmender Bedeutung einzelbetrieblicher Verhandlungen (Visser 2016). Aber auch Österreich konnte sich diesem Trend einer abnehmenden Koordinierung im Zuge der Krise, zumindest formal, nicht entziehen, da seit dem Jahr 2012 die Lohnverhandlungen der Metaller auf Ebene der einzelnen Fachverbände geführt werden, auch wenn bis jetzt die Abschlüsse, nicht zuletzt auf Druck der Gewerkschaften, nahezu identisch waren.

Erklärungen jenseits gestiegener Verhandlungsmacht der Gewerkschaften erscheinen daher überzeugender. Für Österreich ist dabei insbesondere das stark gestiegene Arbeitsangebot, vor allem im Zuge der Osterweiterung der EU, zu nennen. Dies hat dazu geführt, dass vor allem die Arbeit(snachfrage) im Bereich der weniger kapitalintensiven Dienstleistungen stark gewachsen ist und zu einem anhaltenden Strukturwandel der österreichischen Wirtschaft beigetragen hat, bei dem ein Großteil des Beschäftigungswachstums im Dienstleistungssektor in Branchen und Berufen mit hohen Teilzeitanteilen stattfindet (Fink et al. 2019). In diesem Zusammenhang ist auf empirische Evidenz zu verweisen, wonach gerade Teilzeitarbeit in Verbindung mit einem generell niedrigeren Lohnwachstum steht (siehe z. B. Ramskogler 2021). Die Ausweitung arbeitsintensiver, aber tendenziell schlechter bezahlter und weniger kapitalintensiver Arbeit führt somit zu einem Anstieg der Lohnquote, ohne dass dies mit Zuwächsen im Verhandlungsspielraum einzelner Gewerkschaften einhergehen würde.

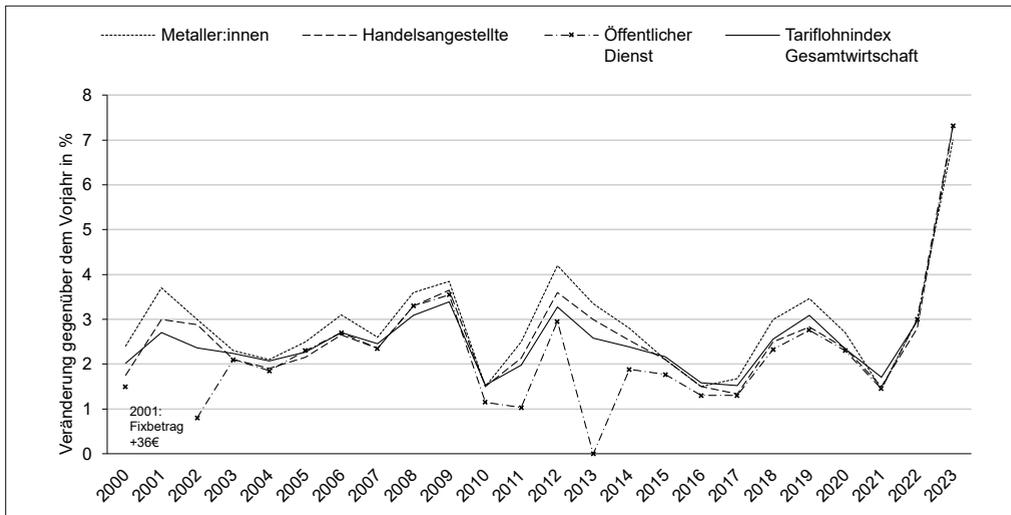
Andererseits gibt es Evidenz dafür, dass gerade der tertiäre Sektor bzw. bestimmte Branchen des tertiären Sektors über bestehende bzw. sich verschärfende Knappheiten an Arbeitskräften berichten. Zumindest teilweise spiegeln sich diese Knappheiten auch in den Lohnsteigerungen wider. So zeigt sich in der derzeit aktuellen Verdienststrukturerhebung des Jahres 2018, dass Dienstleistungssektoren wie Beherbergung und Gastronomie (ÖNACE I), das Gesundheits- und Sozialwesen (ÖNACE Q) sowie die sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen (ÖNACE N) im Zeitraum 2010–2018, bei niedrigerem Ausgangsniveau, konstant höhere Zuwachsraten der Bruttostundenverdienste haben als alle Sektoren des produzierenden Bereichs (Geisberger 2020).¹ Gerade für Gesundheits- und Sozialdienstleistungen ist auch für die kommenden Jahre aufgrund des demografischen Wandels ein hoher Bedarf an Arbeitskräften zu erwarten, der zu den derzeit herrschenden Löhnen bzw. Arbeitsbedingungen wohl schwer gedeckt werden kann. Zudem ist bei steigenden Löhnen in Osteuropa auch zu erwarten, dass der Zustrom von Arbeitskräften in diesem Bereich nachlässt und dadurch zusätzlicher Lohndruck entsteht. Wenn Lohnführerschaft in der entsprechenden Literatur nun als Obergrenze für nachfolgende Abschlüsse definiert wird (wie z. B. bei Brandl/Traxler 2008 oder bei Knell/Stiglbauer 2012), kann dieser Befund die Lohnführerschaft der Industrie infrage stellen.

1 In der Verwendung der Verdienststrukturerhebung sind allerdings zwei Dinge zu berücksichtigen: 1.) Die Ziehung der Stichprobe erfolgt auf Basis des Unternehmensregisters in Österreich, wodurch insbesondere Beschäftigte aus dem Abschnitt O „Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung“ nicht erfasst werden. Dies betrifft in der Folge vor allem Beschäftigte im Erziehungs- und Unterrichtswesen (Abschnitt P) sowie in Teilen des öffentlichen Gesundheits- und Sozialwesens (Abschnitt Q), weshalb diese Werte mit Vorsicht zu interpretieren sind. 2.) Durch Kollektivverträge werden vielfach auch Nicht-Entgeltbestandteile (z. B. Arbeitszeiten, Sonderurlaub etc.) verändert, die nicht in der Verdienststrukturerhebung abgebildet sind.

Ein weiterer Punkt, der gegen ein Weiterbestehen dieser Form der Koordination in den letzten Jahrzehnten sprechen könnte, ist die Tatsache, dass der ökonomische Sinn der Lohnleitlinie in einem engen Zusammenhang mit der Geld- und Währungspolitik bzw. insbesondere mit der Inflationsentwicklung gesehen wurde. Brandl/Traxler (2008) weisen darauf hin, dass die Entstehung der Lohnkoordination mit der Hinwendung Österreichs zur Hartwährungspolitik und der Anbindung des österreichischen Schillings an die D-Mark zusammenfällt. Auch auf dieser Ebene gab es große institutionelle Veränderungen mit der Einführung des Euro als europäische Gemeinschaftswährung. Damit im Zusammenhang steht die These, dass es zu einer Verschiebung der Lohnführerschaft gekommen ist und diese jetzt nicht mehr national stattfindet, sondern vielmehr dem Exportsektor des ökonomischen Schwergewichts in der Eurozone, Deutschland, zukommt (Ramskogler 2012).

Trotz all dieser Veränderungen zeigt ein Blick auf die Entwicklung der kollektivvertraglichen Lohnabschlüsse der letzten beiden Jahrzehnte immer noch, dass die Abschlüsse der Metaller sowohl weiterhin konstant über denjenigen des Tariflohnindex der Gesamtwirtschaft liegen als auch oberhalb der Abschlüsse in weiteren bedeutenden Bereichen, wie etwa dem Handel oder dem öffentlichen Dienst. Auf Basis dieses deskriptiven Befundes könnte also weiterhin eine Lohnführerschaft des Metallersektors konstatiert werden.

Abbildung 2: Vergleich ausgewählter Kollektivvertragsabschlüsse

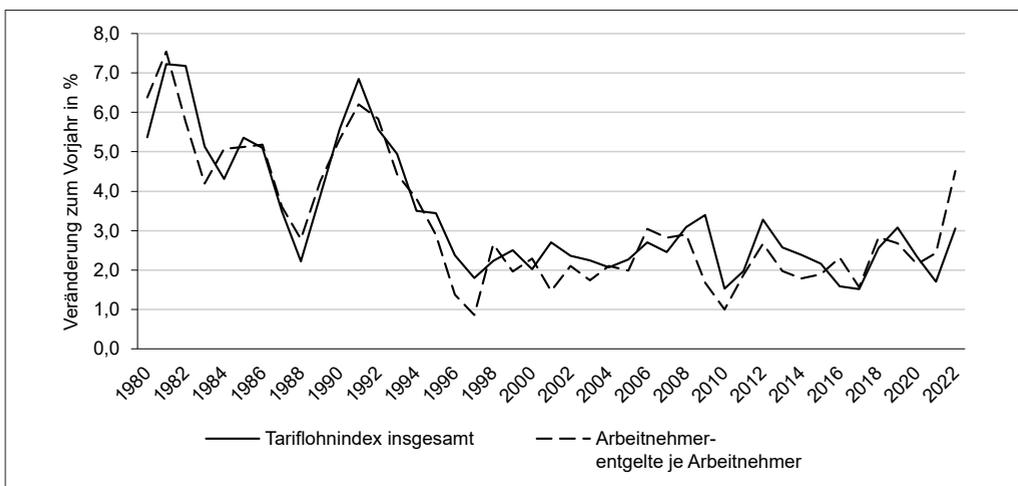


Quelle: Gewerkschaften, WIFO-Berechnungen.

Gegenüber den Darstellungen in Abbildung 2 ließe sich einwenden, dass kollektivvertraglich vereinbarte Lohnabschlüsse nicht zwingend tatsächliche Entwicklungen der Löhne widerspiegeln müssen. Abweichungen zwischen diesen beiden Größen ergeben die sogenannte Lohn-drift, die z. B. aufgrund von Überzahlungen der kollektivvertraglichen Löhne entstehen kann

oder durch strukturelle Veränderungen innerhalb der Sektoren, etwa der Qualifikationsstruktur, bedingt ist. Dieser Einwand ist insbesondere auch von Bedeutung, da eine hohe bzw. systematische Abweichung der kollektivvertraglichen Löhne von den tatsächlichen Entgelten auch den in dieser Arbeit (und den Vorgängerstudien) gewählten Ansatz der Verwendung von Tariflohnindizes infrage stellen würde. Abbildung 3 zeigt jedoch, dass die Entwicklung des Tariflohnindex (TLI) nach wie vor eng mit der Entwicklung der Arbeitnehmer:innenentgelte je Arbeitnehmer:in verbunden ist und im Allgemeinen die Entwicklung des TLI jener der Arbeitnehmer:innenentgelte gleicht.

Abbildung 3: Vergleich Tariflohnindex und Arbeitnehmer:innenentgelte je Arbeitnehmer:in



Quelle: Statistik Austria, VGR, WDS WIFO-Datensystem, WIFO-Berechnungen.

In Summe ergeben die deskriptiven lohnpolitischen Befunde ein teilweise widersprüchliches Bild: Einerseits gibt es bedingt durch die starken Zuwächse der Dienstleistungen in den letzten Jahren eine stetig steigende Lohnquote. Zudem zeigen die Daten der Verdienststrukturerhebung eine dynamischere Entwicklung der Löhne für bestimmte Dienstleistungssektoren. Dieser Trend könnte sich in den kommenden Jahren aufgrund des demografischen Wandels in bestimmten Sektoren, wie etwa dem Gesundheits- und Sozialwesen, noch weiter verstärken. Allerdings zeigt ein Blick auf die KV-Abschlüsse auch, dass nach wie vor die Abschlüsse der Metaller systematisch über dem Durchschnitt aller anderen Branchen liegen. Insofern erscheint es überprüfenswert, ob trotz der deutlich veränderten wirtschaftspolitischen und institutionellen Rahmenbedingungen weiterhin von einer Leitwirkung durch den KV-Abschluss des Metallersektors ausgegangen werden kann oder ob sich andere Normen der Lohnfindung etabliert haben. Die Abklärung dieser Frage mittels einer quantitativen ökonomischen Untersuchung ist daher das Ziel der nächsten beiden Abschnitte dieses Beitrags.

3. Empirische Analysen

3.1 Definition von Referenznormen und Leitabschluss

Zunächst gilt es dabei zu formalisieren, was unter Lohnkoordination durch einen Leitabschluss zu verstehen ist bzw. wie diese empirisch operationalisierbar ist. Dieser Beitrag orientiert sich dabei an den beiden bisher bestehenden quantitativen Analysen zur Lohnführerschaft, Brandl/Traxler (2008) sowie Knell/Stiglbauer (2009 bzw. 2012), die festhalten, dass die Lohnabschlüsse des Lohnführers eine Richtlinie für die Abschlüsse der anderen Sektoren darstellen und als eine Obergrenze verstanden werden können, die durch die anderen Sektoren nicht überschritten wird.² Im Extremfall würden sich dadurch uniforme Lohnabschlüsse nach dem Muster dieses Abschlusses ergeben, wobei Abbildung 2 grafische Evidenz entgegen diesem Sonderfall liefert. Insofern ist davon auszugehen, dass der Einfluss des Lohnführers auf die folgenden Abschlüsse eher partiell ist (Knell/Stiglbauer 2009). In der empirischen Umsetzung bedeutet dies, dass eine (statistisch signifikante) Korrelation zwischen dem Referenzabschluss und nachfolgenden Kollektivvertragsvereinbarungen ersichtlich sein sollte, die allerdings kleiner als 1 ist.

3.2 Literatur zur Lohnführerschaft in Österreich³

Empirische Arbeiten zur Lohnführerschaft in Österreich wurden von Pollan (2004) angestoßen. Entgegen dem bis dato vorherrschenden Konsens des Vorliegens von koordinierter Lohnpolitik zog Pollan diese anhand von Tariflohn­daten in Zweifel. Aufgrund einer hohen und im Zeitverlauf zunehmenden Lohnspreizung kommt er zu dem Schluss, dass dieser Befund nicht mit koordinierten Abschlüssen in Einklang zu bringen ist. Als wirtschaftspolitische Empfehlung leitet er aus seinem Beitrag basierend auf den Arbeiten von Calmfors/Driffill (1988) die Empfehlung ab, das österreichische Tarifs­system entweder stärker zu zentralisieren oder aber zu dezentralisieren, um die bestehende Lohnspreizung zu verringern.

Auf die Arbeit von Pollan folgten weitere Arbeiten zur Lohnführerschaft. Zunächst verfasste Traxler (2005) eine konzeptionelle Replik, in der er die Ziele tariflicher Koordinierung und alternative Koordinierungsmechanismen beschreibt. Aufseiten der Ziele wird dabei zwischen Moderierungs- und Lohnstrukturzielen unterschieden, die mittels zentralisierter oder dezentralisierter Mechanismen erreicht werden können. Dabei ist es allerdings nicht möglich, beide Ziele gleichermaßen zu erreichen. In einer weiteren Arbeit legen Brandl/Traxler (2008) dann empirische Evidenz für das Vorhandensein von impliziter Lohnkoordination in Österreich vor. Als Datengrundlage dienen dazu die Erhöhungen von Kollektivverträgen, die beim Bun-

2 Diese Definition ist auch im Einklang mit internationalen Arbeiten zum „pattern bargaining“, die ähnliche Definitionen wählen (siehe z. B. Calmfors/Seim 2013).

3 Die im Folgenden diskutierte Literatur bezieht sich auf die Situation in Österreich. Einen guten Überblick zum gegenwärtigen internationalen Forschungsstand bieten z. B. Bhuller et al. (2022).

deseinigungsamt hinterlegt wurden. Im Ergebnis finden die Autoren, dass sich im Zuge des Übergangs Österreichs zu einer Hartwährungspolitik das heutige Muster der Lohnstaffelung herausgebildet hat und damit einhergehend ein statistisch signifikanter Einfluss des Metallereabschlusses auf die folgenden Kollektivverträge feststellbar ist.

Die wohl umfassendste Studie zur Lohnführerschaft in Österreich wurde dann von Knell/Stiglbauer (2009) vorgelegt.⁴ Im empirischen Teil der Arbeit verwenden die Autoren detaillierte Daten des Tariflohnindex von Statistik Austria über einen Zeitraum von 1980 bis 2006. In die Schätzgleichung der Autoren gehen dabei 100 Einzelreihen des Tariflohnindex ein, für die ein genauer monatlicher Zeitpunkt der Indexerhöhung ausgemacht werden kann. Ausgehend von einem theoretischen makroökonomischen Modell werden dabei neben der Lohnführerschaftsnorm auch weitere mögliche Normen der Lohnfindung untersucht bzw. auf Basis statistischer Tests miteinander verglichen. Dabei stellen die Autoren fest, dass monatliche externe Normen und die Metallerektor-Führungsnorm die Daten am besten beschreiben bzw. dass eine Kombination der beiden Normen zu besseren Ergebnissen führt als die Annahme jährlicher externer Normen, Gewohnheitsnormen oder Preisindexierungsnormen. Die Autoren schlussfolgern dabei, dass alle Spezifikationen die Hypothese unterstützen, dass der Referenzabschluss des Metallerektors eine entscheidende Rolle für die Lohnfindung in Österreich spielt. Im Vergleich zur Arbeit von Brandl/Traxler (2008) sehen die Autoren wesentliche Verbesserungen darin, dass ihre Arbeit von einem theoretischen Modell geleitet ist und dass als realwirtschaftliche Kontrollvariablen Prognosedaten verwendet und auch alternative Referenznormen überprüft werden.

3.3 Untersuchungsdesign

Als Ausgangspunkt der verschiedenen möglichen Referenznormen im Lohnfindungsprozess dienen die Überlegungen von Knell/Stiglbauer (2012) als Anhaltspunkte. Daher werden in den empirischen Analysen drei⁵ alternative Referenznormen der Lohnsetzung verglichen:

- a) Die erste Referenznorm ist der Leit- oder Referenzabschluss (von Knell/Stiglbauer als *Lohnführerschaft* bezeichnet). Diese Norm ist asymmetrisch in der Hinsicht, dass der lohnführende Sektor selbst keine Referenznorm hat, sondern in der Lohnbildung von Prognosen der Realwirtschaft und der Inflation abhängt. Die weiteren Sektoren der Volkswirtschaft orientieren sich in der Folge am Abschluss des lohnführenden Sektors.

4 Diese Arbeit wurde 2009 als EZB-Working-Paper sowie in einer deutschsprachigen Kurzfassung und 2012 in einer wissenschaftlichen Fachzeitschrift publiziert.

5 Für eine ausführliche Beschreibung der Referenznormen sei auch auf die Arbeit von Knell/Stiglbauer (2012) verwiesen. Darin wird zudem noch eine weitere Norm überprüft, eine sogenannte „habit-persistence norm“, bei der die Lohnfindung auf dem eigenen sektoralen Lohnwachstum der letzten Verhandlungsperiode beruht. Diese Annahme entstammt wohl eher Überlegungen aus theoretischen makroökonomischen Modellen, als dass diese den praktischen institutionellen Details der Lohnfindung in Österreich entsprechen würde. Daher wird diese Form der Lohnfindung als weniger plausibel betrachtet und dementsprechend auch nicht nochmals untersucht.

b) Als Zweites werden zwei *externe Referenznormen* überprüft:

- (1) Eine erste Möglichkeit ist, dass die Lohnfindung auf einem *Durchschnitt der Lohnabschlüsse der vergangenen 12 Monate* aller anderen Sektoren beruht. Diese Norm ist symmetrisch, wodurch die verschiedenen Sektoren den gleichen Lohnfindungsprozess haben.
- (2) Eine alternative externe Referenznorm ist, dass sich die Lohnfindung an *Prognosen der wirtschaftlichen Entwicklung* in Deutschland orientiert. Diese Referenznorm wird einerseits durch die Literatur gestützt, in der sich zeigt, dass Deutschland in der Europäischen Währungsunion einen starken Einfluss auf das nominelle Lohnwachstum anderer Länder ausübt (Ramskogler 2012). Zum anderen werden in der Vorbereitung der Lohnverhandlungen des Metallsektors den Gewerkschaften durch die Arbeiterkammer auch Unterlagen zur wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland aufbereitet. Dies geschieht vor dem Hintergrund, dass der Spielraum in der preislichen Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem wichtigsten Handelspartner eine wichtige Determinante der möglichen Lohnforderungen ist.

c) Als dritte Referenznorm der Lohnsetzung wird eine *Indexierungsnorm* betrachtet. Bei dieser Bezugsnorm basiert die Lohnfindung darauf, dass die Löhne im Wesentlichen an die kumulierte Inflation des vergangenen Jahres angepasst werden. Gerade im Zeitraum nach der Wirtschaftskrise von 2009 und aufgrund der schwachen Produktivitätsentwicklung der letzten Jahre erscheint dies keine unplausible Annahme. Ebenso deuten sowohl die schwache Entwicklung der Bruttoreallöhne der letzten Jahrzehnte, die sehr nahe an der Inflationsrate liegt, als auch die dynamische Entwicklung des Arbeitsangebots in diesem Zeitraum auf einen möglicherweise guten Erklärungswert dieser Norm hin.

3.4 Datenaufbereitung

Datengrundlage für die empirischen Arbeiten sind monatliche Datenreihen, die auf dem Tariflohnindex (TLI) 1986, dem TLI 2006 sowie dem TLI 2016 der Statistik Austria basieren. Die Daten beginnen mit Jänner 1986 und enden mit dem TLI-Wert von Mai 2022. Abbildung 4 veranschaulicht, dass somit der größte Teil der Lohnrunde 2021/2022 in den untersuchten Daten enthalten ist. Die Daten folgen größtenteils der Wirtschaftskammersystematik der Fachverbände, aber auch einzelne Kollektivverträge sowie Gruppierungen von Kollektivverträgen wurden herangezogen, um Lücken im Datenbestand zu schließen, insbesondere im Fall der öffentlich Bediensteten. Es wurde darauf geachtet, dass durch die Kombination verschiedener Systematiken keine Überschneidungen entstehen. Das bedeutet, dass keine Beschäftigungsverhältnisse doppelt gezählt werden. Eine vollständige Auflistung der verwendeten TLI-Reihen findet sich im Appendix.

Es wird grundsätzlich zwischen Angestellten und Arbeiter:innen sowie öffentlich Bediensteten unterschieden. Um einen möglichst großen Deckungsgrad der Beschäftigten in Österreich zu erreichen, wurden Reihen mit geringen Gewichtungen verschiedener sozialer Stellung (also Angestellte und Arbeiter:innen) aggregiert, und es wurde eine TLI-Zeitreihe mit entsprechender Gewichtung unter Verwendung der von Statistik Austria bereitgestellten Beschäftigungsgewichte erstellt. Reihen unter einem Gesamtgewicht von 0,25 % wurden, wie bei Knell/Stiglbauer (2012), nicht berücksichtigt. Sehr unregelmäßige Reihen wurden ebenfalls nicht berücksichtigt. Wichtige Bereiche, die in der Analyse nicht berücksichtigt werden konnten, sind die Nahrungsmittelindustrie sowie die Textilindustrie. Diese Bereiche wurden aufgrund von signifikanten Inkonsistenzen bei den Indexänderungen ausgeschlossen.

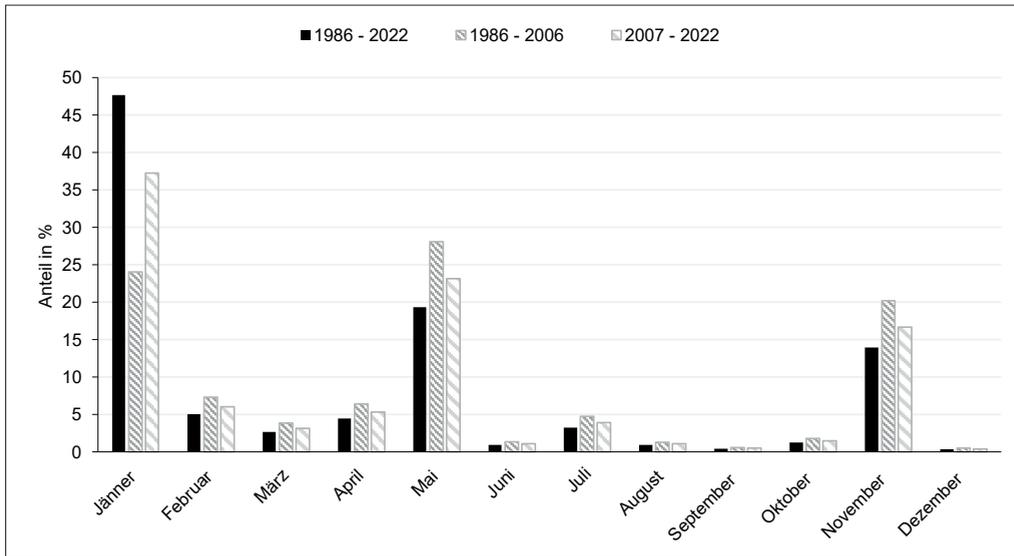
Die TLI-Indexreihen 1986 und 2006 wurden ab 01.01.2007 verkettet, wobei der Mittelwert des TLIs im Jahr 2006 als Verknüpfungsfaktor verwendet wurde. Des Weiteren wurden die TLI-Indexreihen 2006 und 2016 ab 01.01.2017 verkettet, mit Verwendung des Mittelwerts des TLIs im Jahr 2016. Da die Verkettung der Reihen aufgrund der Umstellungen der Tariflohnindexsystematik sowie Datenlücken nicht immer möglich war, werden Reihen in verschiedenen Zeiträumen betrachtet, nämlich von 1987 bis 2022, von 1987 bis 2019 sowie von 2007 bis 2022.

Insgesamt wird eine Abdeckung von 80,88 % der Beschäftigten (nach Gewichten des TLIs 2006) erreicht. In Summe ergibt sich somit für den Zeitraum 1986 bis 2006 eine Analysetichprobe mit 38 Reihen und für den Analysezeitraum 1986 bis 2022 68 Einzelreihen. Die Abweichung in der Anzahl der Reihen im Vergleich mit Knell/Stiglbauer (2012) bzw. die Tatsache, dass die Zahl der Reihen mit der Beobachtungsperiode zunimmt, ist dem Umstand geschuldet, dass der Ausgangspunkt der Verknüpfung der aktuelle Rand der Daten war (Mai 2022). Für weiter zurückliegende Jahre konnte daher, auch aufgrund fehlender Datendokumentationen, nicht immer eine zweifelsfreie Verknüpfung der Reihen über die verschiedenen TLIs hinweg vorgenommen werden bzw. kommt es aufgrund neu hinzukommender TLIs zu unbalancierten Paneldaten. Zusätzlich sind die Reihen in der Systematik 1986–2006 oftmals feiner gegliedert als 2006–2022 (z. B. Sägeindustrie & Holzverarbeitende Industrie bei TLI 1986, Holzindustrie bei TLI 2006 und 2016). In diesem Fall wurden Reihen zusammengelegt, wodurch sich eine reduzierte Anzahl der Reihen des TLI 1986 ergibt.

Auf Basis dieser Daten werden KV-Erhöhungen über Sprünge im TLI identifiziert. Abbildung 4 zeigt dazu die zeitliche Staffelung der Lohnerhöhungen im Vergleich von drei Perioden: 1986–2006, 2007–2022 sowie über den gesamten Zeitraum von 1986 bis 2022. Die zugrunde liegenden TLI-Reihen der dargestellten Daten sind dabei mit dem jeweiligen TLI-Gewicht gewichtet. Konzentriert man sich insbesondere auf den Vergleich der Perioden von 1986 bis 2006 sowie von 2007 bis 2022, fällt auf, dass der Monat Jänner deutlich an Bedeutung gewonnen und demgegenüber die Bedeutung aller anderen Monate abgenommen hat. Dies kann ein erster Hinweis sein, weshalb die Bedeutung der Lohnkoordination durch den Metallabschluss weiter zugenommen hat, da nun deutlich mehr Kollektivverträge in unmittelbarer zeitlicher Nähe folgen, als dies in früheren Perioden der Fall war. Da sich somit auch weniger Veränderungen in den wirtschaftlichen Rahmenbedingungen ergeben, könnte sich die Signalwirkung

des Metallerabschlusses verstärkt haben. Im folgenden Abschnitt soll dies nun ökonomisch überprüft werden.

Abbildung 4: Lohnstaffelung von Kollektivvertragsabschlüssen im Zeitvergleich



Quelle: Statistik Austria, WIFO-Daten-System (WDS), Gewerkschaften, WIFO-Berechnungen. – Ohne Holzindustrie, ohne Energie- und Versorgungsmanagement. – Jede Lohn- bzw. Gehaltserhöhung wird gezählt und fließt gewichtet mit dem jeweiligen TLI-Gewicht in die Abbildung ein.

4. Ökonometrische Analyse

Die ökonometrische Überprüfung der verschiedenen Referenznormen der Lohnsetzung erfolgt anhand folgender Schätzgleichung, die sich an der Spezifikation von Knell/Stiglbauer (2012) orientiert:

$$(1) \Delta w_{j,t}^i = \beta_0^i + \beta_1^i \Delta rn_{j,t}^i + \beta_2^i \Delta p_{j,t} + \beta_3^i \Delta y_{j,t} + \beta_4^i X_{j,t}^i + \sigma_i + \tau_t + \varepsilon_{j,t}^i$$

Die Veränderung der Löhne in Sektor⁶ i , Monat j und Jahr t ist dabei die abhängige Variable. Diese wird im Wesentlichen durch drei Faktoren erklärt: die oben angeführten Referenznormen (rn), (erwartete oder realisierte) Veränderungen des Preisniveaus (p) sowie (erwartete oder realisierte) Veränderungen realwirtschaftlicher Aktivitäten. Zudem wird so weit wie möglich auf zusätzliche sektorspezifische Effekte kontrolliert (X), die einen Einfluss auf das sektorale Lohnwachstum haben (z. B. eine Maßzahl, welche die Laufzeit der Kollektivverträge angibt).

6 Unter „Sektor“ wird dabei ein Fachverband nach Wirtschaftskammersystematik verstanden.

Geschätzt wird Gleichung (1) in Anlehnung an Knell/Stiglbauer (2012) mittels einer linearen Panelregression mit sektorspezifischen fixen Effekten, σ_i , und Zeit-Dummys für die jeweiligen Dekaden, τ_t .⁷

Unabhängige Variablen. Für die Referenznorm, $\Delta r n_{j,t}^i$, der Lohnführerschaft wird der zum jeweiligen Zeitpunkt der Erhöhung der einzelnen KVs geltende Metallabschluss herangezogen. Das heißt, für die Lohnerhöhungen im Mai wird der Metallabschluss aus dem November des Vorjahres genommen. Für die erste externe Referenznorm, den Durchschnitt der Lohnabschlüsse der vergangenen 12 Monaten, wird ein rollierender Durchschnitt der vergangenen 12 Monate des gesamten TLI herangezogen. Das heißt, für Abschlüsse im Juli wird der prozentuelle Anstieg des TLI vom Juli des Vorjahres bis zum Juni des laufenden Jahres herangezogen. Für die zweite externe Referenznorm, die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland, werden Prognosedaten des WIFO für die BIP-Entwicklung in Deutschland verwendet. Auch hier wird im jeweiligen Monat des Abschlusses ein gewichteter Prognosedurchschnitt berechnet. Für einen KV-Abschluss im April eines laufenden Jahres muss dazu auf die Märzprognose des WIFO zurückgegriffen werden. Somit wird das BIP Deutschlands für das laufende Jahr mit 9/12 gewichtet und das BIP des folgenden Jahres mit 3/12.⁸ Für die letzte Referenznorm, die Indexierungsnorm, wird, wie in den Lohnverhandlungen üblich, die rollierende zurückliegende Inflation der letzten 12 Monate herangezogen. Für Lohnverhandlungen z. B. im November ist dies die durchschnittliche Inflation von Oktober des laufenden Jahres bis November des Vorjahres.

Für das Preisniveau, $\Delta p_{j,t}$, werden zunächst ebenfalls Prognosedaten der Inflation aus den Prognosen des WIFO herangezogen. Der unterjährige gewichtete Durchschnitt ergibt sich dabei analog zum BIP Deutschlands (siehe auch Tabelle A 1 im Appendix). Die Wahl von Prognosedaten erfolgt, um mit der Analyse von Knell/Stiglbauer (2012) konsistent zu bleiben, und dient somit der Vergleichbarkeit der beiden Analysen. Demgegenüber wird in den Lohnverhandlungen in Österreich zumeist die zurückliegende rollierende Inflation der vergangenen 12 Monate verwendet. Dies wird in den ökonometrischen Analysen einerseits dadurch berücksichtigt, dass der Prognosefehler, die Abweichung von prognostiziertem und realisiertem Wert mit in die Regressionen aufgenommen wird. Zum anderen stellt die Indexierungsnorm genau auf diese Art von Referenznorm ab.

Für die realwirtschaftliche Entwicklung, $\Delta y_{j,t}$, wird die prognostizierte Arbeitslosigkeit laut den WIFO-Prognosen herangezogen. Für den jeweiligen Monat eines KV-Abschlusses wird

7 Knell/Stiglbauer (2012) schätzen dieses Modell auch mittels eines Random-Coefficient- und Random-Slope-Modells. In diesem Beitrag wird auf die Darstellung dieses Modells verzichtet, dessen Stärke in der Modellierung der Effektheterogenität der einzelnen Kollektivverträge liegt. Einerseits würde die Darstellung der Effekte für 68 verschiedene Kollektivverträge die inhaltliche Dimension des Beitrags überfrachten und andererseits ist für die wirtschaftspolitische Schlussfolgerung zur Lohnführerschaft der gepoolte Effekt, der mittels fixer Effekt-Regression dargestellt wird, entscheidend. Aus ökonometrischer Perspektive erreicht man zudem durch die Verwendung einer Regression mit fixen Effekten eine geringere Verzerrung.

8 Im Appendix findet sich eine genaue Übersicht zu den Berechnungen für alle Monate mit den jeweiligen Prognosen, auf die zurückgegriffen wird.

wiederum der gewichtete Durchschnitt analog der Berechnung des BIP für Deutschland bzw. der Inflation herangezogen. Für alle Daten, die aus den Prognosen des WIFO stammen, gibt es in einigen Jahren fehlende Prognosewerte. Damit wird in gleicher Weise wie in Knell/Stiglbauer (2012) umgegangen. Zwischen 1981 und 1988 gab es in der März-Prognose keinen Forecast für das folgende Jahr. In diesen Fällen wurden die Werte des laufenden Jahres fortgeschrieben. Im Juni 1997 gab es keine WIFO-Prognose. Diese fehlenden Werte werden mit einem einfachen Durchschnitt der März- und Septemberprognose 1997 interpoliert. Im Zuge der Corona-Krise gab es zum März-Termin ebenfalls keine Konjunkturprognose. In diesem Fall wurden die fehlenden Werte mit denjenigen der Juni-Prognose imputiert.⁹

Die weiteren Kontrollvariablen, $X'_{j,t}$, sind zunächst eine Dummy-Variable für den Monat des jeweiligen Abschlusses, der Prognosefehler für die Inflation sowie für die Arbeitslosigkeit, berechnet als realisierter Wert abzüglich des Prognosewerts, sowie eine Variable, welche die Laufzeit des Kollektivvertrages anzeigt.

In Summe kann die ökonometrische Analyse zwei Fragestellungen beantworten: Erstens: Tragen die Referenznormen, jenseits der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen, zur Erklärung des Lohnwachstums bei, und wenn ja, in welchem Ausmaß? Zweitens, falls Referenznormen von Relevanz sind: Mit welcher Referenznorm kann die Veränderung der Löhne am besten erklärt werden?

Für die durchgeführten ökonometrischen Untersuchungen ist deutlich auf Limitationen hinzuweisen: Der hier gewählte Ansatz ist nicht geeignet, kausalanalytische Schlussfolgerungen zur Existenz von Lohnführerschaft darzustellen, und bildet dementsprechend nur Korrelationen ab. Allerdings ist der Anspruch, Lohnführerschaft kausal festzustellen, wohl insgesamt ein zu hoher und kann auch nicht von den Vorgängerarbeiten erfüllt werden. Einerseits liegt dies im institutionellen System der Lohnfindung in Österreich begründet, in dem Kausalanalysen generell nicht durchführbar sind. So ist die Frage, was in Schätzgleichung (1) eine Behandlungs- bzw. Kontrollgruppen sein sollte, unklar. Bekannte Untersuchungen zu kausalen Wirkungen von Mindestlöhnen nutzen hier z. B. regionale Variationen in deren Implementierung (Card/Krueger 1994). Für die Frage der Lohnführerschaft würde dies bedeuten, dass es z. B. Regionen geben müsste, in denen der Metallerkollektivvertrag nicht gilt bzw. unbekannt ist. Dies würde einen Vergleich von Folgekollektivverträgen in „behandelten“ und „nicht behandelten“ Regionen ermöglichen, deren Differenzen auf das Fehlen des Lohnführers zurückzuführen sein könnten. Ein Aussetzen oder Verlängern des Metallerkollektivvertrags über mehrere Jahre könnte ähnliche Möglichkeiten bieten, indem Kollektivverträge in Jahren mit und ohne Metallabschluss verglichen werden. All dies ist jedoch nicht möglich, und ohne solche exogene Variation erscheint eine empirisch saubere Trennung beispielsweise von einer simultanen Bestimmung der Lohnentwicklung der Metaller und anderer Branchen schwer möglich. Er-

9 Auch die Lohnverhandlungen zwischen März und Mai 2020 wurden konsensual ausgesetzt und zum Teil rückwirkend nachgeholt. Die Abschlüsse waren in der Regel zumeist ein Inflationsausgleich, bzw. wurden teilweise einmalige Prämien verhandelt.

schwerend kommt hinzu, dass das Problem der Simultanität auch zwischen der Entwicklung der KV-Löhne und den gewählten Kontrollvariablen, Arbeitslosigkeit und Inflation, vorliegt.

Auch wenn eine kausale Interpretation der Ergebnisse schwierig ist, ergeben sich doch weitere Möglichkeiten der Plausibilisierung. Im Sinne von Box' bekanntem Ausspruch „Essentially, all models are wrong, but some are useful“ gibt es zum einen statistische Tests, welche die Nützlichkeit der geschätzten Modelle einordnen können. Nützlich meint dabei die Frage, wie gut die gewählten Regressionen die zugrunde liegenden Daten beschreiben. Für den Modellvergleich bei Regressionen mit unterschiedlichen unabhängigen Variablen bieten sich zu diesem Zweck als Standardmaße das „Akaike information criterion“ (AIC) sowie das „Bayesian information criterion“ (BIC) an. Je kleiner diese beiden Maße sind, desto besser ist das jeweilige Modell im Vergleich. Auf Basis dieser Kriterien erfolgt im Folgenden auch eine Einordnung der jeweiligen Referenznormen.

Neben dieser rein statistischen Vorgangsweise kann es auch sinnvoll sein, sich von der ökonomischen Theorie leiten zu lassen. Dies ist, neben statistischen Tests, ebenfalls ein Ansatz, der von Knell/Stiglbauer (2012) genutzt wird. Aufbauend auf einem Taylor-Modell mit gestaffelter Lohnsetzung werden Referenznormen der Lohnsetzung inkludiert. Aus dem theoretischen Modell lässt sich dann ableiten, dass die Summe der Koeffizienten der Referenznorm und der Preisentwicklung zusammen den Wert 1 ergeben müssen. Diese Benchmark wird im Folgenden ebenfalls auf die Regressionsergebnisse angewandt. Allerdings ist auch dies letzten Endes eine Hilfskonstruktion, die das fundamentale Problem fehlender kausaler Schätzung nicht lösen kann. In Summe sollte sich jedoch eine akzeptable Plausibilisierung der Resultate ergeben.

Tabelle 1 liefert eine Übersicht über die Regressionsergebnisse:

Tabelle 1: Regressionsergebnisse für verschiedenen Referenznormen zur Lohnfindung

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Referenznorm: Lohnführerschaft 1986-2006	Referenznorm: Lohnführerschaft 1986-2022	Externe Referenznorm 1986-2006	Externe Referenznorm 1986-2022	Referenznorm: Deutschland 1986-2006	Referenznorm: Deutschland 1986-2022	Referenznorm Indextierung 1986-2006	Referenznorm Indextierung 1986-2022
Metaller-Abschluss	0.582** (11.29)	0.667** (22.57)						
TLI			0.646** (10.41)	0.788** (20.07)				
BIP DEU					0.339** (3.43)	-0.004 (-0.07)		
VPI realisiert							0.538** (8.22)	0.613** (15.71)
VPI-Prognose	0.617** (8.15)	0.446** (10.43)	0.530** (6.39)	0.397** (8.72)	1.128** (15.47)	0.806** (17.26)		
ALQ-Prognose	-0.220* (-2.17)	-0.032 (-0.78)	-0.582** (-6.59)	-0.294** (-7.59)	-0.671** (-6.25)	-0.421** (-9.85)	-1.356** (-14.71)	-0.477** (-11.13)
N	740	1733	740	1733	740	1733	740	1733
Anzahl TLI-Reihen	38	67	38	67	38	67	38	67
AIC	1948.089	4557.712	1965.766	4645.674	2062.030	5025.381	2238.445	5085.421
BIC	2040.222	4677.780	2057.899	4765.742	2154.163	5145.449	2321.365	5194.573
Summe Ref.-Norm und VPI	1,199	1,113	1,176	1,185	1,4670	0,802	0,538	0,613

t-Statistiken in Klammern unter den Koeffizienten

* p < 0.05, ** p < 0.01

Tabellenquelle: eigene Berechnungen auf Basis der Tariflohndaten von Statistik Austria.

5. Interpretation und Diskussion der Ergebnisse

Die Spalten (1) und (2) von Tabelle 1 geben die Regressionsergebnisse für die *Lohnführerschaftsnorm* wieder. Trotz einer deutlich reduzierten Anzahl von Reihen sind die Ergebnisse aus Spalte (1) mit denjenigen von Knell/Stiglbauer (2012) im Einklang. Der in Tabelle 1 ausgewiesene Koeffizient zur Lohnführerschaft von 0,582 unterscheidet sich nur geringfügig vom Koeffizienten in Knell/Stiglbauer (2012), der 0,561 betrug. Inhaltlich bedeutet dies, dass eine Erhöhung des Metaller-KVs um einen Prozentpunkt im Durchschnitt eine Erhöhung der anderen KVs um 0,582 Prozentpunkte zur Folge hat. Inflation und Arbeitslosigkeit weisen für die Periode 1986–2006 die zu erwartenden Vorzeichen auf und sind beide statistisch signifikant. Ein Anstieg der Inflation um einen Prozentpunkt erhöht die Lohnsteigerungen um rund 0,6 Prozentpunkte, ein Anstieg der Arbeitslosigkeit um einen Prozentpunkt reduziert die Löhne um rund 0,2 Prozentpunkte.

Spalte (2) zeigt die Ergebnisse für die Referenznorm Lohnführerschaft bis an den aktuellen Datenrand (Mai 2022). Dabei findet sich nach wie vor ein signifikanter Koeffizient für den Metallerabschluss. Der Wert des Koeffizienten ist sogar höher als in der Periode bis 2006. Ein um einen Prozentpunkt höherer Metallerabschluss geht mit einer Erhöhung der anderen KVs um 0,667 Prozentpunkte einher. Ein möglicher Grund, warum dieser Koeffizient über den gesamten Zeitraum ansteigt, könnte die oben erwähnte weitere Konzentration von KV-Abschlüssen im Jänner sein. Ein kürzerer zeitlicher Abstand zum Abschluss der Metaller könnte dafür sorgen, dass dieser eine direktere Signalwirkung entfaltet, als wenn ein größerer zeitlicher Abstand besteht. Der Einfluss der Inflation über den gesamten Zeitraum ist etwas geringer mit einem Koeffizienten von 0,446. Auffallend ist demgegenüber, dass der Koeffizient für die Arbeitslosigkeit in der gesamten Periode nicht mehr statistisch signifikant ist und auch die ökonomische Signifikanz der Arbeitslosigkeit deutlich abgenommen hat. Die abnehmende Bedeutung der Arbeitslosigkeit als Einflussfaktor der Lohnentwicklung könnte mit der Flexibilisierung auf dem Arbeitsmarkt und der zunehmenden Zahl an „Nicht-Standard-Beschäftigungsverhältnissen“ zusammenhängen und somit auch mit der eingangs geschilderten Tertiärisierung. Die dämpfende Wirkung dualer Arbeitsmärkte auf die Lohnentwicklung ist z. B. auch eine Feststellung in Ramskogler (2021).

Die Resultate für die *externe Referenznorm* einer Orientierung an der allgemeinen zurückliegenden *TLI-Entwicklung* findet sich in den Spalten (3) und (4). Auch hier zeigt sich ein statistisch signifikanter Zusammenhang mit den durchschnittlichen Erhöhungen aller KV-Löhne. Der Koeffizient für die Periode 1986–2006 kann wiederum mit Knell/Stiglbauer (2012) verglichen werden. Es ergeben sich ebenfalls nur sehr geringe Abweichungen. Die Schätzung in Tabelle 1 weist einen Koeffizienten in Höhe von 0,646 aus, während der vergleichbare Koeffizient bei Knell/Stiglbauer 0,636 ist. Wie im Fall der Lohnführerschaftsnorm ist bei einer Betrachtung inklusive der Daten am aktuellen Rand zudem ersichtlich, dass die Höhe des Koeffizienten der Referenznorm zugenommen hat. Dies spricht für eine insgesamt angestiegene Lohnkoordination bzw. geringere Abweichungen in Abschlüssen zwischen den einzelnen Kollektivverträgen. Abbildung 2 liefert hierzu zusätzliche grafische Evidenz. Relative geringe Wachstumsra-

ten bzw. eine geringe Variation von Wirtschaftswachstum, Inflation und Produktivität haben in den letzten 20 Jahren zu relativ geringen Abweichungen zwischen den einzelnen Kollektivvertragsabschlüssen geführt. Dies spiegelt sich somit auch im erhöhten Koeffizienten der externen jährlichen Norm wider.

Die Ergebnisse für die zweite externe Referenznorm, die *Orientierung an der wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland*, finden sich in den Spalten (5) und (6). Für die Periode bis 2006 ergibt sich ein statistisch signifikanter Einfluss für die Orientierung am deutschen BIP im Rahmen der österreichischen Lohnverhandlungen. Eine Zunahme des deutschen BIP um einen Prozentpunkt steht mit steigenden Tariflöhnen in Höhe von rund 0,3 Prozentpunkten in Verbindung. Dieser Einfluss ändert sich jedoch deutlich, wenn auch die rezenten Daten in die Schätzgleichung mit einbezogen werden. Statistische und ökonomische Signifikanz verschwinden vollkommen und sind nicht von null unterscheidbar. Mögliche Erklärungsansätze sind, dass durch die zunehmende Globalisierung und die Öffnung der EU nach Osten eine alleinige Orientierung an den wirtschaftlichen Gegebenheiten in Deutschland zu wenig ist und der Fokus im Rahmen der Lohnfindung auf weltwirtschaftliche Entwicklungen gerichtet ist.

In den Spalten (7) und (8) finden sich die Werte für die *Indexierungsnorm* der realisierten Inflation der vergangenen 12 Monate. Auch hier ergeben sich statistisch signifikante Koeffizienten mit den erwarteten Effektgrößen für Inflation und Arbeitslosigkeit. Die realisierte zurückliegende Inflation trägt dabei je nach der gewählten Zeitperiode bei einer Steigerung um einen Prozentpunkt zu höheren KV-Löhnen um rund 0,5 bzw. 0,6 Prozentpunkte bei.

Abschließend kann man nun, wie oben beschrieben, versuchen einzuordnen, welche Referenznorm die zugrunde liegenden Daten am besten beschreibt. Die entsprechenden statistischen Maßzahlen AIC und BIC finden sich am Ende von Tabelle 1, und je geringer die ausgewiesenen Werte sind, desto besser erklärt das Modell die Daten. Für beide Zeitperioden zeigt sich dabei, dass dies für die Lohnführerschaftsnorm mit den jeweils niedrigsten Werten von AIC und BIC der Fall ist. Ebenfalls eine gute Erklärung der Daten liefert die externe Referenznorm der zurückliegenden TLI-Entwicklung der vergangenen 12 Monate. Die Referenznorm der wirtschaftlichen Entwicklung Deutschlands liefert im Einklang mit den Regressionsergebnissen einen relativ guten Erklärungswert für die Periode bis 2006, aber einen deutlich schlechteren, wenn man aktuelle Beobachtungen miteinbezieht. Im Vergleich der vier Referenznormen schneidet die reine Indexierungsnorm am schlechtesten ab.

Interpretiert man die Regressionsergebnisse im Hinblick auf die Parameterrestriktionen, die sich aus dem Taylor-Modell in Knell/Stiglbauer (2012) ergeben, zeigt sich ebenfalls, dass die Referenznorm der Lohnführerschaft bzw. die externe Referenznorm für die Lohnfindung die beste Erklärung liefern. Unter Einbeziehung der aktuellen Daten zeigt sich für die Koordination über den Leitabschluss, dass die Summe aus dem Referenznormkoeffizienten und dem Koeffizienten der VPI-Prognose am nächsten bei 1 liegt und somit nach wie vor die höchste Übereinstimmung mit den Vorgaben des theoretischen Modells ergibt. Zudem ist dieser Wert

weitgehend in Übereinstimmung mit dem Resultat von Knell/Stiglbauer (2012), das für das Modell mit fixen Effekten einen Wert von 1,081 ausweist.

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag ist der Frage nachgegangen, inwieweit das österreichische System der Lohnfindung noch einer Lohnkoordination durch den Leitabschluss des Metallsektors folgt. Eingangs wurden anhand deskriptiver Darstellungen und der Literatur die enormen Änderungen auf dem österreichischen Arbeitsmarkt der letzten Jahrzehnte nachvollzogen. Diese großen Veränderungen werfen dabei die Frage auf, ob es noch zeitgemäß ist, davon auszugehen, dass der Metallabschluss eine Referenznorm ist. Diese Frage sollte daher einer quantitativen ökonomischen Überprüfung unterzogen werden.

Auf Basis der jährlichen Veränderung detaillierter Tariflohn Timer wurden demzufolge ökonomische Modelle zu verschiedenen möglichen Referenznormen der Lohnfindung geschätzt. Als Vergleichswert wurde dabei die bislang detaillierteste empirische Arbeit zur Lohnführerschaft in Österreich von Knell/Stiglbauer (2012) herangezogen. Einem vergleichbaren empirischen Design folgend zeigt sich dabei, dass das Modell der Lohnkoordination nach wie vor am besten geeignet ist, die zugrunde liegenden Daten zu erklären. In Summe zeigt sich sogar eine etwas stärkere Koordination auf die nachfolgenden Kollektivvertragsabschlüsse, wenn man Daten seit dem Jahr 2006 berücksichtigt.

Für die Ergebnisse dieser Arbeit sind allerdings auch methodische und konzeptionelle Limitationen zu berücksichtigen. Eine wesentliche Einschränkung ist dabei, dass Löhne nur ein Aspekt von Kollektivvertragsverhandlungen sind. Wesentliche andere Bestandteile, insbesondere zu Arbeitszeiten und Arbeitsbedingungen, werden in dieser Arbeit nicht erfasst. Durch die zunehmende Tertiärisierung in Österreich kann es durchaus sein, dass diese Fragen gegenüber der Entlohnung an Bedeutung gewonnen haben. Wenn nun einzelne Branchen innovative Lösungen beispielsweise zur Gestaltung von Arbeitszeiten oder zur Vereinbarung von Familie und Beruf vorantreiben, die von anderen Kollektivverträgen übernommen werden, findet sich dies nicht in dieser Arbeit wieder. Traxler (2005) definiert dabei als ein wesentliches Merkmal der Lohnführerschaft, dass der lohnführende Sektor auch die Themenführerschaft z. B. im Bereich der tariflichen Arbeitszeitpolitik ausübt. Einen solchen Nachweis kann diese Arbeit nicht liefern, und es wäre ein spannendes Feld für zukünftige Arbeiten, ob die bestimmenden Themen von Kollektivvertragsverhandlungen noch von den Metallern ausgehen oder ob eine allfällige „Rahmenrechtsführerschaft“ von anderen Sektoren ausgeht.

DANKSAGUNG

Für hilfreiche Kommentare und Anregungen im Zuge der Erstellung dieses Beitrags bedanke ich mich bei Stefan Angel, Christine Mayrhuber, Markus Marterbauer, Patrick Mokre, Sepp Zuckerstätter sowie zwei anonymen Gutachter:innen.

LITERATUR

- Bergholt, Drago/Furlanetto, Francesco/Maffei-Faccioli, Nicolò (2022).** The Decline of the Labor Share: New Empirical Evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics* 14 (3), 163–198.
- Bhuller, Manudeep/Moene, Karl Ove/Mogstad, Magne/Vestad, Ola L. (2022).** Facts and Fantasies about Wage Setting and Collective Bargaining. *Journal of Economic Perspectives* 36 (4), 29–52. Online verfügbar unter <https://doi.org/10.1257/jep.36.4.29> (abgerufen am 06.06.2023).
- Brandl, Bernd/Traxler, Franz (2008).** Das System der Lohnführerschaft in Österreich: Eine Analyse der empirischen Relevanz. *Wirtschaft und Gesellschaft* 34 (1), 9–31.
- Calmfors, Lars/Driffill, John (1988).** Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance. *Economic Policy* 3 (6), 13–61.
- Calmfors, Lars/Seim, Anna Larsson (2013).** Pattern Bargaining and Wage Leadership in a Small Open Economy. *Scandinavian Journal of Economics* 115, 109–140. Online verfügbar unter <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2012.01731.x> (abgerufen am 06.06.2023).
- Card, David/Krueger, Alan B. (1994).** Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84 (4), 772–93.
- D'Adamo, Gaetano (2014).** Wage spillovers across sectors in Eastern Europe. *Empirical Economics* 47, 523–552.
- Elsby, Michael W./Hobijn, Bart/Sahin, Aysegül. (2013).** The Decline of the U.S. Labor Share. *Brookings Papers on Economic Activity* 44 (2), 1–63.
- Fink, Marian/Horvath, Thomas/Huber, Peter/Huemer Ulrike/Lorenz, Christoph/Mahringer, Helmut/Piribauer, Philipp/Sommer, Mark (2019).** Mittelfristige Beschäftigungsprognose für Österreich und die Bundesländer. *Berufliche und sektorale Veränderungen 2018 bis 2025*.
- Geisberger, Tamara (2020).** Verdienststrukturerhebung 2018. Entwicklung und Verteilung der Löhne und Gehälter. *STATISTISCHE NACHRICHTEN* 11/2020.
- Gutiérrez, Germán/Piton, Sophie (2020).** Revisiting the Global Decline of the (Non-housing) Labor Share. *American Economic Review: Insights* 2 (3), 321–338. Online verfügbar unter <https://doi.org/10.1257/aeri.20190285> (abgerufen am 06.06.2023).
- Karabarbounis, Loukas/Neiman, Brent (2014).** The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics* 129 (1), 61–103. Online verfügbar unter <https://doi.org/10.1093/qje/qjt032> (abgerufen am 06.06.2023).
- Knell, Markus/Stiglbauer, Alfred (2009).** Lohnstaffelung und Lohnführerschaft in Österreich – Bestandsaufnahme und Implikationen. *GELDPOLITIK & WIRTSCHAFT* Q4/09.

Knell, Markus/Stiglbauer, Alfred (2012). Reference Norms, Staggered Wages and Wage Leadership: Theoretical Implications and Empirical Evidence. *International Economic Review* Vol. 53 (2), 569–592.

Marterbauer, Markus (2018a). Sozialpartnerschaftliche Lohnpolitik: Kern wirtschaftlichen Erfolgs und sozialen Ausgleichs. A&W-Blog v. 15.11.2018. Online verfügbar unter <https://awblog.at/sozialpartnerschaftliche-lohnpolitik/> (abgerufen am 06.06.2023).

Marterbauer, Markus (2018b). Die vier wichtigsten Gründe für den tendenziellen Fall der Lohnquote in Österreich. A&W-Blog v. 17.12.2018. Online verfügbar unter <https://awblog.at/gruende-fuer-fall-der-lohnquote/> (abgerufen am 06.06.2023).

Pollan, Wolfgang (2004). Zur Frage der Lohnführerschaft in Österreich. *WIFO-Monatsberichte* 3/2004, 197–211.

Ramskogler, Paul (2012). Is there a European wage leader? Wage spillovers in the European Monetary Union. *Cambridge Journal of Economics* 36, 941–962.

Ramskogler, Paul (2013). The National-Transnational Wage-Setting Nexus in Europe: What have We Learned from the Early Years of Monetary Integration? *Journal of Common Market Studies* 51 (5), 916–930.

Ramskogler, Paul (2021). Labour market hierarchies and the macro-economy: Do labour market dualities affect wage growth in Europe? *Structural Change and Economic Dynamics* 56, 154–165.

Traxler, Franz (2005). ‚Pattern Bargaining‘ als analytisches und empirisches Problem der Lohnpolitik. *Wirtschaft und Gesellschaft* 31 (2), 171–195.

Visser, Jelle (2016). What happened to collective bargaining during the great recession? *IZA Journal of Labor Policy* 5, 9.

Appendix

Tabelle A 1: Beispiel für die Gewichtungen des BIP Deutschlands, der Inflation sowie der Arbeitslosigkeit anhand der WIFO-Prognosen.

Monat	PROGNOSE	Gewicht
JANUAR	DEZ J-1	BIP _J
FEBRUAR	DEZ J-1	$(11/12 * \text{BIP}_J) + (1/12 * \text{BIP}_{J+1})$
MÄRZ	DEZ J-1	$(10/12 * \text{BIP}_J) + (2/12 * \text{BIP}_{J+1})$
APRIL	MÄRZ J	$(9/12 * \text{BIP}_J) + (3/12 * \text{BIP}_{J+1})$
MAI	MÄRZ J	$(8/12 * \text{BIP}_J) + (4/12 * \text{BIP}_{J+1})$
JUNI	MÄRZ J	$(7/12 * \text{BIP}_J) + (5/12 * \text{BIP}_{J+1})$
JULI	JUNI J	$(6/12 * \text{BIP}_J) + (6/12 * \text{BIP}_{J+1})$
AUGUST	JUNI J	$(5/12 * \text{BIP}_J) + (7/12 * \text{BIP}_{J+1})$
SEPTEMBER	JUNI J	$(4/12 * \text{BIP}_J) + (8/12 * \text{BIP}_{J+1})$
OKTOBER	SEPTEMBER J	$(3/12 * \text{BIP}_J) + (9/12 * \text{BIP}_{J+1})$
NOVEMBER	SEPTEMBER J	$(2/12 * \text{BIP}_J) + (10/12 * \text{BIP}_{J+1})$
DEZEMBER	SEPTEMBER J	$(1/12 * \text{BIP}_J) + (11/12 * \text{BIP}_{J+1})$

Für die Monate Jänner, Februar und März wird auf die Dezember-Prognose des Vorjahres zurückgegriffen. Von April bis Juni liegt die März-Prognose zugrunde, von Juli bis September die Juni-Prognose und von Oktober bis Dezember die September-Prognose.

VERWENDETE TLI-REIHEN UND SOZIALE STELLUNG FÜR DAS SAMPLE 1986–2006:

Eisen- und Metallindustrie, Arbeitnehmer:innen; Baugewerbe, Arbeiter:innen; Baugewerbe, Angestellte; Bauhilfsgewerbe, Arbeiter:innen; Kunststoffverarbeiter, Arbeiter:innen; Friseure, Arbeiter:innen; Stein- und Keramische Industrie, Angestellte; Stein- und Keramische Industrie, Arbeiter:innen; Glasindustrie, Arbeitnehmer:innen; Chemische Industrie, Angestellte; Chemische Industrie, Arbeiter:innen; Papierindustrie, Arbeitnehmer:innen; Papier- und Papierverarbeitende Industrie, Arbeitnehmer:innen; Bauindustrie, Angestellte; Bauindustrie, Arbeiter:innen; Holzindustrie, Angestellte; Holzindustrie, Arbeiter:innen; Handel, Angestellte; Handel, Arbeiter:innen; Banken und Bankiers, Angestellte; Sparkassen, Angestellte; Raiffeisenbanken, Angestellte; Versicherungsunternehmen, Angestellte; Schienenbahnen, Angestellte; Schienenbahnen, Arbeiter:innen; Spediteure, Arbeitnehmer:innen; Güterbeförderungsgewerbe, Arbeiter:innen; Gastronomie-, Schank- und Beherbergungsbetriebe, Angestellte; Gastronomie-, Schank- und Beherbergungsbetriebe, Arbeiter:innen; Metallgewerbe, Arbeiter:innen; Bäcker, Arbeitnehmer:innen; Fleischer, Arbeitnehmer:innen; Bund, Arbeitnehmer:innen; Bundesländer, Arbeitnehmer:innen; Gemeinden, Arbeitnehmer:innen; Interessenvertretungen, Arbeitnehmer:innen; Sozialversicherungsträger, Arbeitnehmer:innen; Religiöse Einrichtungen, Arbeitnehmer:innen.

VERWENDETEN TLI-REIHEN UND SOZIALE STELLUNG FÜR DAS SAMPLE 1986–2022:

Eisen- und Metallindustrie, Arbeitnehmer:innen; Baugewerbe, Arbeiter:innen; Baugewerbe, Angestellte; Dachdecker, Glaser und Spengler, Arbeitnehmer:innen; Maler und Tapezierer, Arbeitnehmer:innen; Bauhilfsgewerbe, Angestellte; Bauhilfsgewerbe, Arbeiter:innen; Holzbau, Arbeitnehmer:innen; Tischler und Holzgestalter, Angestellte; Tischler und Holzgestalter, Arbeiter:innen; Sanitär-, Heizungs- und Lüftungstechniker, Angestellte; Sanitär-, Heizungs- und Lüftungstechniker, Arbeiter:innen; Elektro-, Gebäude-, Alarm- und Kommunikationstechniker, Angestellte; Elektro-, Gebäude-, Alarm- und Kommunikationstechniker, Arbeiter:innen; Kunststoffverarbeiter, Arbeiter:innen; Gesundheitsberufe, Arbeitnehmer:innen; Lebensmittelgewerbe, Angestellte; Chemisches Gewerbe und Denkmal-, Fassaden- und Gebäudereiniger, Angestellte; Chemisches Gewerbe und Denkmal-, Fassaden- und Gebäudereiniger, Arbeiter:innen; Friseure, Arbeiter:innen; Gewerbliche Dienstleister, Angestellte; Gewerbliche Dienstleister, Arbeiter:innen; Stein- und Keramische Industrie, Angestellte; Stein- und Keramische Industrie, Arbeiter:innen; Glasindustrie, Arbeitnehmer:innen; Chemische Industrie, Angestellte; Chemische Industrie, Arbeiter:innen; Papierindustrie, Arbeitnehmer:innen; Papier- und Pappeverarbeitende Industrie, Arbeitnehmer:innen; Bauindustrie, Angestellte; Bauindustrie, Arbeiter:innen; Holzindustrie, Angestellte; Holzindustrie, Arbeiter:innen; Handel, Angestellte; Handel, Arbeiter:innen; Banken und Bankiers, Angestellte; Sparkassen, Angestellte; Raiffeisenbanken, Angestellte; Versicherungsunternehmen, Angestellte; Schienenbahnen, Angestellte; Schienenbahnen, Arbeiter:innen; Seilbahnen, Arbeitnehmer:innen; Spediteure, Arbeitnehmer:innen; Beförderungsgewerbe mit PKW, Arbeitnehmer:innen; Güterbeförderungsgewerbe, Angestellte; Güterbeförderungsgewerbe, Arbeiter:innen; Gastronomie-, Schank- und Beherbergungsbetriebe, Angestellte; Gastronomie-, Schank- und Beherbergungsbetriebe, Arbeiter:innen; Freizeit- und Sportbetriebe, Arbeitnehmer:innen; Entsorgungs- und Ressourcenmanagement, Arbeitnehmer:innen; Werbung und Marktkommunikation, Angestellte; Unternehmensberatung, Buchhaltung und Informationstechnologie, Angestellte; Ingenieurbüros, Angestellte; Immobilien- und Vermögenstreuhandler, Arbeitnehmer:innen; Telekommunikations- und Rundfunkunternehmungen, Angestellte; Metallgewerbe, Angestellte; Metallgewerbe, Arbeiter:innen; Elektrizitätsversorgungsunternehmungen, Arbeitnehmer:innen; Bäcker, Arbeitnehmer:innen; Fleischer, Arbeitnehmer:innen; ÖBB, Angestellte; Bund, Arbeitnehmer:innen; Bundesländer, Arbeitnehmer:innen; Gemeinden, Arbeitnehmer:innen; Interessenvertretungen, Arbeitnehmer:innen; Sozialversicherungsträger, Arbeitnehmer:innen; Religiöse Einrichtungen, Arbeitnehmer:innen.