

Die verteilungspolitischen Effekte von Arbeitsbeziehungen und Gewerkschaften: ein internationaler Vergleich

Susanne Pernicka und Franz Traxler

Problemstellung

Die Arbeitsbeziehungen (d.h. die institutionalisierten Austauschbeziehungen zwischen Kapital und Arbeit) stellen auf die Regelung der Bedingungen der Arbeits- und Beschäftigungsverhältnisse, einschließlich der Festlegung der Löhne der Arbeitnehmer, ab. Insofern ist ihnen prinzipiell eine zentrale Rolle im Zusammenhang mit der primären Einkommensverteilung von Volkswirtschaften zuzurechnen. In anbetracht dieses Umstandes ist es überraschend, dass in der einschlägigen Forschung die verteilungspolitischen Regelungseffekte der Arbeitsbeziehungen eine vergleichsweise nachgeordnete Bedeutung haben. Dies gilt auch für empirische, international vergleichende Analysen. Soweit solche Untersuchungen durchgeführt werden, konzentrieren sie sich auf die Lohnstruktureffekte, d.h. auf die Frage, inwieweit die Institutionen der Arbeitsbeziehungen einen Einfluss auf die personelle Einkommensverteilung innerhalb der Arbeitnehmerschaft nehmen (z.B. Wallerstein 1999). Im Vergleich dazu finden Fragen der funktionellen Verteilungseffekte so gut wie keine Aufmerksamkeit, obwohl den Arbeitsbeziehungen infolge ihres Status als Regelungssystem der beiden Arbeitsmarktparteien für die funktionelle Einkommensverteilung grundsätzlich keine geringere Relevanz als für die personelle Einkommensverteilung zukommt.

Für diese bemerkenswerte Vernachlässigung des Einflusses der Arbeitsbeziehungen auf die funktionelle Einkommensverteilung finden sich sowohl praktisch-politische, als auch empirisch-analytische Gründe.

In praktisch-politischer Hinsicht gilt, dass im Kontext wachsender wirtschaftlicher Internationalisierung und der damit verbundenen Intensivierung des Standortwettbewerbs und des Drucks auf die Arbeits- und Sozialstandards Fragen der soziale Ungleichheit immer mehr in den Hintergrund öffentlicher Debatten getreten sind. Unter dem Einfluss dieser Entwicklung sind die Gewerkschaften nicht nur in die verteilungspolitische Defensive geraten, sondern haben sich – ungeachtet fortbestehender Gerechtigkeitsrhetorik – in ihren tarifpolitischen Konzepten von (Um)Verteilungszielen weitgehend verabschiedet. Das Prinzip der verteilungsneutralen Lohnpolitik ist mittlerweile nicht mehr ein Spezifikum kooperativer Gewerkschaften und korporatistischer Arbeitsbeziehungen, sondern ist zum Allgemeingut gewerkschaftlichen Denkens geworden. Als die „richtige“ Lohnleitlinie wird heute auch von Seiten der europäischen Gewerkschaftsverbände die vorrangige Orientierung an der Inflationsrate und an den Produktivitätsfortschritten gesehen (EMB 1998, ETUC 2002). Dies impliziert die weitgehende **Konstanz** der funktionellen Verteilung. Gleichzeitig gibt es allerdings Anzeichen dafür, dass die wachsende soziale Ungleichheit zu einer Renaissance der Verteilungsprobleme führt. Da keine Trendumkehr in den staatlichen Programmen zur Deregulierung und Reduktion von Sozialtransfers absehbar ist, ist davon auszugehen, dass sich die kommenden verteilungspolitischen Kontroversen weniger in der Sphäre der sekundären, sondern eher der primären Verteilung – und damit im Verantwortungsbereich der Arbeitsbeziehungen – entzünden.

Aus empirisch-analytischer Sicht ist ein wichtiger Grund für das geringe Interesse an den Verteilungseffekten der Arbeitsbeziehungen, dass die Validität des wichtigsten Indikators zur funktionellen Einkommensverteilung, der Lohnquote, stärker angezweifelt wird als andere ökonomische Standardindikatoren. Die (nominale) Lohnquote ist definiert als Anteil der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Erwerbstätigkeit am Volkseinkommen. Die übrigen Komponenten des

Volkseinkommens (Gewinne und Besitzeinkommen) werden der Gewinnquote zugerechnet.

Der Umstand, dass die Lohnquote auch durch Verschiebungen in der Beschäftigtenstruktur (Veränderungen in Anteil der Arbeitnehmer an der Gesamtbeschäftigung) beeinflusst wird, ist ein vergleichsweise geringfügiges Problem: wenn es um die Analyse von Veränderungen in der Einkommensverteilung geht, ergibt sich daraus die Notwendigkeit, die Lohnquote bezüglich derlei Verschiebungen zu bereinigen, indem die Lohnquote durch den Arbeitnehmeranteil dividiert wird (bereinigte Lohnquote).

Wesentlicher ist der Einwand, dass die klassische Differenz zwischen (Lohn)Arbeit und Kapital die aktuellen Verteilungsprobleme „moderner“ Industriegesellschaften nicht mehr zutreffend beschreibt. Dies wird auf zwei Entwicklungstendenzen zurückgeführt. Zum einen umfasst die Klasse der Arbeitnehmer auch die (gut verdienenden) leitenden Angestellten; während zu den Unternehmern auch die (ökonomisch oft abhängigen, schlecht verdienenden) „neuen“ Selbständigen zählen. Zum andern beziehen auch die Arbeitnehmer Gewinneinkommen (z.B. Dividenden, Mieteinkommen). Dieser Einwand trifft allerdings nur die „orthodoxe“ Klassentheorie, die Lohnarbeit und Kapital sowohl als Kategorie der (Gesellschafts)Struktur als auch des politischen Handelns begreift und dabei das Handeln durch die Struktur zu erklären sucht. Akzeptiert man hingegen das kontingente (d.h. nicht determinierte) Verhältnis von Struktur und Handeln (z.B. Lockwood 1981), wird deutlich, dass dieser Einwand primär für die Handlungs- und Bewusstseins-ebene des Verteilungsproblems und nicht eigentlich für dessen Strukturdimension relevant ist. Dass einerseits Selbständige z.T. niedrige Einkommen, andererseits Arbeitnehmer z.T. hohe Arbeitseinkommen und auch zunehmend Gewinneinkommen beziehen, mag ihre Einstellung zu Fragen der Verteilungsgerechtigkeit beeinflussen und mag auch dazu beigetragen haben, dass Umverteilungsziele für die Gewerkschaften an Bedeutung verloren haben. Dabei ist hinsichtlich der Gewinneinkommen der Arbeitnehmer freilich zu bedenken, dass für deren überwiegende Mehrheit das Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit nach wie vor die materielle Lebensgrundlage bildet. Die Kursstürze an den Aktienmärkten in der jüngeren Zeit werden diese Erfahrung in ihrer Gruppe

der Wertpapierbesitzer noch verfestigt haben. In jedem Fall betreffen die skizzierten Entwicklungstendenzen die *personelle* Einkommensverteilung. Dementsprechend stellt es auch die *strukturelle* Differenzierung zwischen personeller und funktioneller Verteilung nicht in Frage.¹ Anders als im Fall der personellen Einkommensverteilung, die über die materiellen Lebenschancen von Personen und Haushalten informiert, geht es bei der funktionellen Verteilung um die Reproduktionschancen von Kapital und Arbeit als ökonomische Kategorien. Wie oben dargelegt, ist die Regelungskompetenz der Arbeitsbeziehungen grundsätzlich sowohl für die personelle, als auch für die funktionelle Einkommensverteilung von Belang.

Die Frage ist allerdings, inwieweit die Regelungen der Arbeitsbeziehungen genuinen Einfluss auf die Verteilung nehmen oder bloß den „stummen Zwang der ökonomischen Verhältnisse“ ratifizieren. Aus analytischer Sicht geht es dabei um die grundlegende Frage nach der Bedeutung von (nichtmarktlichen) Institutionen für die wirtschaftliche Entwicklung. Im Fall der verteilungspolitischen Relevanz der Institutionen der Arbeitsbeziehungen fällt die Antwort auf diese Frage für die funktionelle Einkommensverteilung generell skeptischer aus als für deren personellen Gegenpart. Denn aus der Sicht der einschlägigen Literatur ist die (bereinigte) Lohnquote primär durch ökonomische Faktoren, insbesondere durch das Wirtschaftswachstum, den Arbeitsmarkt und die Preise bestimmt (z.B. Marterbauer/Walterskirchen 2002, Tichy 1994).

Das Wirtschaftswachstum in Form der konjunkturellen Entwicklung (auch als Kaldor-Effekt bekannt) beeinflusst vor allem die kurzfristigen Schwankungen der bereinigten Lohnquote. In Aufschwungsphasen sinkt die bereinigte Lohnquote. Diese antizyklische Entwicklung wird damit erklärt, dass die Geschwindigkeit der Anpassungsreaktion bei Löhnen und Beschäftigung hinter den Produktivitätssteigerungen (Wirtschaftswachstum) zurückbleibe.

Die Arbeitsmarktlage wird als wesentlicher Faktor der mittelfristigen Entwicklung der Lohnquote angenommen (Marterbauer/Walters-

¹ Ebenso wenig sinnvoll wäre es, aus dem Umstand, dass ein- und dieselbe Person die Rolle des Vaters und des Arbeitnehmers spielt, abzuleiten, dass zwischen der Familie und der Arbeitswelt kein struktureller Unterschied besteht.

kirchen 2002), wobei hohe Arbeitslosigkeit die Lohnquote absinken lässt. Dies steht in Gegensatz zur neoklassischen Theorie, die umgekehrt die Arbeitsmarktlage als Resultat der Lohnentwicklung begreift. Danach werden höhere reale Lohnstückkosten² für eine steigende Arbeitslosigkeit verantwortlich gemacht (Grenzproduktivitätstheorie). Bewerkenswerter Weise widerspricht diesem in der Neoklassik postulierten positiven Zusammenhang zwischen der bereinigten Lohnquote und der Arbeitslosigkeit die empirische Evidenz. Es ist vielmehr zu beobachten, dass seit spätestens Mitte der 1980er Jahre trotz sinkender Lohnquoten die Arbeitslosigkeit weiter zunimmt (Landmann 2002, S. 249). In der postkeynesianischen Theorie hat die Lohnentwicklung zudem eher Einfluss auf die Preisentwicklung als auf Wachstum und Beschäftigung. Es ist daher davon auszugehen, dass die Situation auf dem Arbeitsmarkt eher die bereinigte Lohnquote beeinflusst als umgekehrt. Dabei ist eine verzögerte Wirkung der Arbeitslosigkeit auf die Lohnquote zu erwarten, da die Lohnpolitik infolge der Laufzeit geltender Arbeitskontrakte nicht sofort reagieren kann.

Als Grund für die Relevanz der Preisentwicklung wird angeführt, dass die Gewerkschaften bemüht sind, Reallohnverluste auszugleichen, indem sie bei Tarifverhandlungen eine entsprechende nominelle Lohnerhöhung (Inflationsabgeltung) fordern (Marterbauer/Walterskirchen 2002).

In ihrer rezenten empirische Analyse der nationalen Lohnquotenentwicklung in mehreren Ländern³ für den Zeitraum von 1970 bis 2000 belegen Marterbauer/Walterskirchen (2002) die Relevanz der oben angeführten Bestimmungsfaktoren. Die Replikation dieser Analyse für Österreich, das im Mittelpunkt der Untersuchung von Marterbauer/Walterskirchen (2002) steht, mit unseren Daten für 1971 bis

² Die realen Lohnstückkosten entsprechen der realen bereinigten Lohnquote (d.h. inflationsbereinigte Lohnquote = $LQB * Py/Pc$; Py : BIP-Deflator; Pc : Konsumdeflator); Die nominelle LQB und die reale LQB weichen etwas voneinander ab, da die Inflation unselbständig Erwerbstätig i.d.R. anders trifft als Selbständige.

³ Österreich, Deutschland, Italien, Niederlande, Schweden, Dänemark, Finnland und Irland.

1995 bestätigen diese Ergebnisse (Tabelle 1)⁴: Danach wird die bereinigte Lohnquote zu mehr als 80 % durch das Wirtschaftswachstum (operationalisiert in Form der jährlichen Veränderungsrate des nominellen BIP), die Arbeitsmarktentwicklung (berücksichtigt als Arbeitslosenrate des Vorjahres infolge der verzögerten Anpassungsreaktion der Lohnbildung), und die Lohnquote des Vorjahres⁵ bestimmt.

Tabelle 1: Ökonomische Bestimmungsfaktoren der bereinigten Lohnquote (LQB) in Österreich (1971-95)

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Werte	Signifikanz
C	84.89882	25.26427	3.360431	0.0030
JGDPN1	-50.91713	18.54961	-2.744916	0.0121
UE(-1)	-0.576700	0.268019	-2.151713	0.0432
LQB(-1)	0.604221	0.099959	6.044685	0.0000
n =	25			
R ² (korr.) =	0.836874			
Sign F =	0.000000			

JGDPN1: jährliche Veränderungsrate des nominellen GDP 1990 (Quelle: OECD National Accounts)

UE(-1): Arbeitslosenrate der Vorperiode, (Quelle OECD Economic Outlook 1998)

LQB(-1): bereinigte Lohnquote der Vorperiode (Quelle: siehe Tabelle 2)

Bemerkenswert für die hier interessierende Fragestellung ist, dass nach unserer Analyse die (zusätzliche) Berücksichtigung des gewerkschaftlichen Organisationsgrads und seiner Veränderung als Variablen

⁴ Wir orientieren uns hier der Kürze halber am ökonometrischen Grundmodell dieser beiden Autoren, das sie der Analyse aller oben angegebenen Länder zugrundelegen, und verzichten auf die Replikation ihrer anderen Modellvarianten, die sie speziell und zusätzlich für Österreich rechnen. Im Vergleich zu diesem Grundmodell inkludiert unsere Analyse aus zwei Gründen nicht die Preisentwicklung. Zum einen ist im Einklang mit den oben angestellten Überlegungen ein Endogenitätsproblem im Fall ihrer Berücksichtigung zu erwarten. Zum anderen ist deren Effekt auch in der Analyse von Marterbauer/Walterskirchen (2002, 17) instabil.

⁵ Der hohen Pfadabhängigkeit der Lohnquotenentwicklung (Guger 1993) wird durch diesen autoregressiven Term entsprochen.

des Gewerkschaftseinflusses⁶, (der am häufigsten als institutioneller Faktor der Lohnquote diskutiert wird) im Gegensatz zu den betrachteten ökonomischen Faktoren insignifikant bleibt (Tabelle 2).

Tabelle 2: Ökonomische und institutionelle Bestimmungsfaktoren der bereinigten Lohnquote in Österreich (1970-95)

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Werte	Signifikanz
C	101.550500	28.406950	3.574848	0.0020
JGDPN1	-56.320190	18.527620	-3.039797	0.0067
UE(-1)	-1.295754	0.507717	-2.552117	0.0195
UD	-0.228775	0.185754	-1.231605	0.2331
DUD	-0.718233	0.919540	-0.781079	0.4444
LQB(-1)	0.632477	0.115822	5.460767	0.0000

n = 25

R² (korr.) = 0.842894

Sign F = 0.000000

JGDPN1: jährliche Veränderungsrate des nominellen GDP 1990 (Quelle: OECD National Accounts)

UE(-1): Arbeitslosenrate der Vorperiode (Quelle OECD Economic Outlook 1998)

LQB(-1): bereinigte Lohnquote der Vorperiode (Quelle: siehe Tabelle 3)

UD: gewerkschaftlicher (Netto)Organisationsgrad (Quelle: siehe Tabelle 4)

DUD: Differenz von UD zwischen Periode t und Periode t-1

Ist damit der empirische Nachweis für die Auffassung, dass primär ökonomische Faktoren und nicht etwa die Gewerkschaftspolitik oder andere institutionelle Faktoren für die Lohnquotenentwicklung maßgebend sind (Marterbauer und Walterskirchen 2002, 17), erbracht? In diesem Fall wäre die oben dargelegte Vernachlässigung der Arbeitsbeziehungen zu Verteilungsfragen tatsächlich gerechtfertigt.

Dagegen ist allerdings einzuwenden, dass sich aus den Ergebnissen des Modells in Tabelle 1 oder vergleichbarer anderer Modelle die Irrelevanz institutioneller Faktoren keineswegs zwingend schließen lässt. Denn es gibt gute Gründe anzunehmen, dass diese Irrelevanz ein me-

⁶ Zur Operationalisierung des gewerkschaftlichen Organisationsgrads siehe im einzelnen den folgenden Abschnitt.

thodengebundenes Ergebnis ist. Neuere, international vergleichende Analysen zur Entwicklung der Arbeitsbeziehungen zeigen nämlich eine hohe langfristige Stabilität der nationalen Systeme der Arbeitsbeziehungen (Traxler et al. 2001). Dies impliziert, dass Studien, wie jene von Marterbauer/Walterskirchen (2002), die als nationale Längsschnittanalysen konzipiert sind, d.h., sich mit der Entwicklung jeweils eines *einzig*en Landes beschäftigen, mit einer außerordentlich geringen Variabilität der Ausprägungen in den Arbeitsbeziehungen über den Beobachtungszeitraum konfrontiert sind. Dies schränkt die Verwendbarkeit und Erklärungskraft von Variablen der Arbeitsbeziehungen für nationale Längsschnittanalysen entscheidend ein. Für die oben dargestellte Untersuchung der Lohnquotenentwicklung in Österreich konnte z.B. der Zentralisationsgrad des Tarifsystems als mögliche Determinante gar nicht berücksichtigt werden, da er über den gesamten Beobachtungszeitraum völlig konstant geblieben ist. Es versteht sich von selbst, dass daraus nicht auf die verteilungspolitische Irrelevanz dieser Variablen geschlossen werden kann, selbst wenn das Modell nach Tabelle 1 einen hohen Anteil der beobachteten Varianz in der abhängigen Variablen erklärt.

Die Schlussfolgerung ist, dass die Überprüfung des Einflusses der Arbeitsbeziehungen auf die Entwicklung der Einkommensverteilung ein international vergleichendes Untersuchungsdesign erfordert. Dies sichert für quantitative Studien die erforderliche Variabilität in den Merkmalsausprägungen, da die nationalen Systeme der Arbeitsbeziehungen ungeachtet ihrer relativen Stabilität erhebliche Unterschiede im Ländervergleich zeigen (z.B. Crouch 1993, Traxler et al. 2001). Die folgende Analyse untersucht den Einfluss der Arbeitsbeziehungen auf die funktionelle Einkommensverteilung auf der Grundlage eines internationalen Vergleichs, der sich auf Daten zu 19 OECD Ländern für den Zeitraum von 1971 bis 1995 stützt (Tabelle 3). Dabei werden zunächst die Hypothesen und die Operationalisierung der Variablen dargelegt. Danach folgt die Präsentation der relevanten Daten, und sodann werden das Modell und seine Ergebnisse vorgestellt.

Hypothesen und Operationalisierungen

Da unser Anliegen der Vergleich der Erklärungskraft nationaler Längsschnittanalysen und international vergleichender Ansätze zur Untersuchung des Einflusses institutioneller Faktoren auf die Lohnquote ist, konzentrieren wir uns hinsichtlich der ökonomischen Faktoren auf die im Anschluss an Marterbauer/Walterskirchen (2002) berücksichtigten Variablen (Tabelle 1). Unsere Hypothesen und Operationalisierungen gelten daher den institutionellen Faktoren.

Angesichts der Asymmetrie am Arbeitsmarkt, die der Arbeitgeberseite a priori strategische Handlungsvorteile verschafft (Offe/Hinrichs 1984), hängen die Chancen der Arbeitnehmerseite, ihre Interessen in den Arbeitsbeziehungen durchzusetzen, entscheidend davon ab, ob sie sich als Kollektiv am Arbeitsmarkt organisieren. Dementsprechend ist davon auszugehen, dass die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften ein relevanter institutioneller Faktor der funktionellen Einkommensverteilung ist. Der konventionelle Indikator für die Stärke der Gewerkschaft ist deren Organisationsgrad. Konkret ist anzunehmen, dass ein positiver Zusammenhang zwischen dem Niveau des gewerkschaftlichen Organisationsgrads und der bereinigten Lohnquote besteht.

Zur Messung des gewerkschaftlichen Organisationsgrads liegen verschiedene Konzepte vor (z.B. Müller-Jentsch 1997). Am angemessensten für die hier interessierende Fragestellung ist der Netto-Organisationsgrad, der den Anteil der erwerbstätigen Gewerkschaftsmitglieder an den Arbeitnehmern insgesamt misst. Im Einklang damit wird für unsere Analyse auch von diesem Konzept ausgegangen. Für die hier betrachteten Länder konnte allerdings im Falle Japans, Irlands und Portugals nur der Brutto-Organisationsgrad (Anteil der erwerbstätigen und nicht erwerbstätigen Gewerkschaftsmitglieder an den Arbeitnehmern insgesamt) ermittelt werden. Grundsätzlich können auf die Lohnquote zu einem gegebenen Zeitpunkt t sowohl das gegebene *Niveau* des gewerkschaftlichen Organisationsgrads (UD) als auch dessen *Veränderung* gegenüber der Vorperiode (DUD) einwirken. Dabei ist davon auszugehen, dass die Lohnquote einerseits mit dem Niveau des gewerkschaftlichen Organisationsgrads und andererseits mit seiner positiven Veränderung zunimmt.

Abgesehen von der Stärke der Gewerkschaften hat in der Debatte um die ökonomischen Effekte der Institutionen der Arbeitsbeziehungen der Zentralisationsgrad des Tarifverhandlungssystems die größte Aufmerksamkeit gefunden. Generell definiert der Zentralisationsgrad die (Aggregat)Ebene, auf der Tarifverträge abgeschlossen werden und damit deren Geltungsbereich. Je zentralisierter ein Tarifssystem, desto umfassender ist der Geltungsbereich eines Tarifvertrags in fachlicher und territorialer Hinsicht ebenso wie in Hinblick auf rechtliche Arbeitnehmerkategorien (z.B. Arbeiter, Angestellte). Eine Standardannahme zur ökonomischen Bedeutung des Zentralisationsgrads ist, dass die Tarifparteien mit zunehmenden Zentralisationsgrad immer weniger in der Lage sind, die Kosten von (Um)Verteilungskämpfen auf Dritte überzuwälzen (z.B. Olson 1982). Dies liegt daran, dass die Kosten des Verteilungskonflikts (z.B. Inflation, Arbeitslosigkeit) in zentralisierten Systemen infolge des umfassenden Geltungsbereichs der Tarifverträge unmittelbar auf die Mitglieder der Tarifparteien zurückfallen. Anders formuliert: mit wachsender Zentralisation des Tarifsystems sind die Tarifparteien gezwungen, negative Externalitäten ihres Verteilungskonflikts zu internalisieren, sodass sich für sie ein Anreiz zu einer „verantwortungsvollen“ Tarifpolitik ergibt.⁷ Daraus

⁷ Eine spezifische Variante dieses Arguments geht von einem nichtlinearen Zusammenhang zwischen Zentralisationsgrad und Verteilungskonflikten in der Weise aus, dass sowohl hochzentralisierte als auch hochdezentralisierte Systeme ungleich stärker zur Internalisierung negativer Externalitäten befähigt sind als Systeme mittleren Zentralisationsgrads (Calmfors/Driffill 1988). In hochdezentralisierten Systemen werden die Tarifverträge auf Firmen -bzw Betriebs-ebene abgeschlossen. In diesem Fall sollten die Tarifparteien zur Internalisierung negativer Externalitäten angehalten werden, da überzogene Tarifabschlüsse unmittelbar die Wettbewerbsfähigkeit und die Beschäftigung jenes Unternehmens beeinträchtigen, für die sie jeweils abgeschlossen werden. Im Einklang mit Calmfors/Driffill (1988) sind dezentralisierte Systeme in ihrer Fähigkeit zur Internalisierung von Externalitäten zentralisierten Systemen nur unter der Bedingung vollkommenen Wettbewerbs auf den Produktmärkten gleichzuhalten. Empirische Untersuchungen für Länder mit dezentralisierten Tarifsystemen zeigen allerdings, dass die Unternehmen durchaus über hinreichende Marktmacht verfügen, Lohnabschlüsse auf die Produktpreise überzuwälzen (z.B. Gregg/Machin 1991). Dies deutet darauf hin, dass die Annahme vollkommenen Wettbewerbs unrealistisch ist, sodass die Annahme eines nichtlinearen Zusam-

wäre prinzipiell zu schließen, dass mit zunehmendem Zentralisationsgrad auch die Tendenz zu einer verteilungsneutralen, d.h. am Status quo der funktionellen Einkommensverteilung orientierten Tarifpolitik zunimmt.

Alles andere als verteilungsneutral ist die tarifliche Zentralisation allerdings in bezug auf die Lohnstruktur. Es ist ein übereinstimmendes Ergebnis der ländervergleichenden Analyse, dass mit wachsendem Zentralisationsgrad ein signifikant nivellierender Effekt auf die Lohnstruktur zu beobachten ist (Rueda/Pontusson 1997, Traxler et al. 2001, Wallerstein 1999, Zweimüller/Barth 1994). Dieser Befund zur Lohnstruktur ergänzt die oben dargestellte Annahme zum Zusammenhang von Zentralisation und Internalisierungsfähigkeit, wenn man davon ausgehen kann, dass Gewerkschaften in zentralisierten Systemen ihre verteilungspolitischen Gerechtigkeitsziele in Form der Lohnstrukturpolitik verfolgen, und dementsprechend weniger Anlass für verteilungspolitisch motivierte Auseinandersetzungen mit der Arbeitgeberseite haben.

Für die statistische Analyse ist zusätzlich zu bedenken, dass der tarifliche Zentralisationsgrad mit dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad positiv korreliert, und zwar für die hier betrachteten Länder über den gesamten Untersuchungszeitraum im Ausmaß von $r = 0.34$ ($n = 447$). Neuere komparative Studien kommen überdies zu dem Ergebnis, dass die Richtung der ökonomischen Effekte des Zentralisationsgrades signifikant in Abhängigkeit von staatlichen Garantien zur Verpflichtungsfähigkeit des jeweiligen Tarifsystems steht (Traxler 2003). All dies deutet auf einen überaus komplexen, und zum Teil gegenläufigen Wirkungszusammenhang dieser institutionellen Variablen in verteilungspolitischen Fragen hin. Aus diesem Grund konzentrieren wir uns in dieser Studie auf die Verteilungseffekte des gewerkschaftlichen Organisationsgrads, da davon auszugehen ist, dass der Stärke der Gewerkschaften in Fragen der funktionellen Verteilung vorrangige Bedeutung im Vergleich zu den anderen institutionellen Faktoren der Arbeitsbeziehungen einzuräumen ist. Diese Annahme stützen auch die Ergebnisse der bivariaten Korrelationen mit der be-

menhangs zwischen Zentralisationsgrad und Verteilungskonflikt hier nicht weiter betrachtet wird.

reinigten Lohnquote für die hier betrachteten Länder im Untersuchungszeitraum: Danach korreliert der gewerkschaftliche Organisationsgrad mit der Lohnquote in der erwarteten Weise ($r = 0.53$, $n = 447$), während zwischen tariflichem Zentralisationsgrad und Lohnquote keinerlei Zusammenhang beobachtbar ist ($r = 0.02$, $n = 447$). Aus den oben dargelegten Gründen folgt daraus aber nicht umstandslos, dass der Zentralisationsgrad für die funktionelle Verteilung irrelevant ist, sondern dass möglicherweise das Ausmaß und die Richtung seines Einflusses mit der Stärke der Gewerkschaften und der Verpflichtungsfähigkeit des Tarifsystems interagieren.

Die Daten

Die Daten zum gewerkschaftlichen Organisationsgrad wurden mittels eines standardisierten Fragebogens von Experten zu den Arbeitsbeziehungen des jeweiligen Landes erhoben (Traxler et al. 2001). Die Daten zur bereinigten Lohnquote beruhen auf eigenen Berechnungen auf der Grundlage einschlägiger OECD Statistiken. Alle Daten sind auf Jahresbasis verfügbar, wobei im Falle des gewerkschaftlichen Organisationsgrads fehlende Werte interpoliert wurden.

Einen Überblick über die Entwicklung der bereinigten Lohnquote und des Organisationsgrads im Vergleich der 19 Länder von 1970 bis 1995 bieten Tabelle 3 bzw. Tabelle 4, wobei aus Darstellungsgründen die Daten für 5 Unterabschnitte des Untersuchungszeitraums periodisiert wurden.

Für beide Variable lässt sich eine Trendumkehr ab den Anfängen der 80er Jahre beobachten. Bis dahin nehmen Organisationsgrad und Lohnquote tendenziell zu, danach ab. Innerhalb dieser generellen Trends bestehen im Ländervergleich sowohl für den Organisationsgrad als auch die Lohnquote deutliche Unterschiede im Niveau, sowie in der Richtung und im Ausmaß der Veränderung.

*Tabelle 3: Entwicklung der bereinigten Lohnquote (LQB)
im Ländervergleich von 1970 bis 1995*

	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89	1990-95
Australien					65,85
Österreich	63.03*	71.79	72.67	72.73	71.75
Belgien	63.38	72.45	73.03	68.83	67.46
Kanada	72.89	72.90	72.84	72.72	77.00
Dänemark	71.30	76.13	81.65	82.41	78.34
Finnland	68.18	75.50	75.84	78.65	84.01
Frankreich	63.33	70.97	74.72	70.73	69.32
Deutschland	71.04	73.53	75.81	72.22	72.94
Niederlande	68.08	70.84	69.20	66.53	69.70
Neuseeland	70.69*	77.22	75.49	70.85	74.77
Norwegen	71.17	76.29	67.99	74.23	70.10
Schweden	76.97	81.80	82.62	81.27	83.48
Irland	57.14	60.62	69.11	66.42	64.00
Italien	60.72	63.62	61.32	58.30	59.22
Japan	54.33	61.70	62.46	60.72	63.54
Portugal	k. A.	84.33	75.73	63.48	63.72
Spanien	k. A.	64.83	63.07	62.25	65.24
Großbritannien	71.45	74.55	75.14	71.96	72.54
USA				71.16**	71.44

Quelle: OECD, National Accounts Vol.I; eigene Berechnungen.

*1971-74, **1987-89

Tabelle 4: Entwicklung des gewerkschaftlichen (Netto) Organisationsgrads im Ländervergleich

	1970–74	1975–79	1980–84	1985–89	1990–95
Australien	45.3	50.6	48.5	44.0	37.6
Österreich	53.5*	53.2	52.7	50.5	45.2
Belgien	47.8	52.5	52.5	51.7	50.5
Kanada	32.8	35.9	36.1	35.4	35.1
Dänemark	63.0	71.0	77.2	76.3	75.8
Finnland	57.8	68.4	69.3	70.0	75.2
Frankreich	22.5	21.3	17.9	13.6	10.5
Deutschland	34.4	36.5	35.4	33.8	32.1
Niederlande	37.6	37.2	32.7	26.5	25.6
Neuseeland	56.5	60.7	60.7	55.8	37.9
Norwegen	51.4	54.4	56.4	55.8	56.9
Schweden	70.4	76.6	81.5	84.7	85.8
Irland ⁺	53.9	55.9	56.4	53.1	48.4
Italien	40.7	48.0	46.4	40.6	38.8
Japan ⁺	34.3	33.1	30.2	27.5	24.4
Portugal ⁺		52.4	54.0	43.0	29.6
Spanien			9.5	10.5	15.6
Großbritannien	46.2	49.2	48.5	42.8	35.4
USA				14.8**	15.4

⁺ Brutto Organisationsgrad

* 1971–74, ** 1987–89

Portugal, Spanien ab Demokratisierung

Quelle: Traxler et al. (2001)

Statistisches Modell und Analyseergebnisse

Im folgenden soll der Einfluss der institutionellen und der ökonomischen Determinanten der bereinigten Lohnquote im internationalen

Vergleich untersucht werden. Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit der Analyse Österreichs gehen wir dabei analog dieser Analyse vor und überprüfen zwei komparative Modelle: Das eine Modell (Tabelle 5) untersucht ausschließlich die Effekte der ökonomischen Faktoren und bildet somit das Pendant zu dem Modell in Tabelle 1; das zweite Modell (Tabelle 6) berücksichtigt zusätzlich den Gewerkschaftseinfluss und entspricht insofern der Analyse nach Tabelle 2. Im Unterschied zu den Modellen in Tabelle 1 und 2 beruht der internationale Vergleich methodisch auf einem kombinierten Zeitreihen- und Querschnittsmodell. Dabei werden Perioden(Jahres)dummies (deren Effekte aus Raumgründen in Tabelle 5 und 6 nicht dokumentiert werden) inkludiert, um parallele Trends im Zeitablauf, die hier nicht interessieren, zu eliminieren. Dieses Design setzt im Einklang mit der Fragestellung den Fokus auf die Analyse des Einflusses der im Ländervergleich variierenden Gewerkschaftsstärke sowie der betrachteten ökonomischen Faktoren (Traxler et al. 2001).

Tabelle 5: Ökonomische Bestimmungsfaktoren der bereinigten Lohnquote (LQB) im internationalen Vergleich (19 OECD Länder, 1971–95)

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Werte	Signifikanz
C	63.549340	8.256002	7.697351	0.0000
JGDPN1	-6.973799	5.671849	-1.229546	0.2196
UE(-1)	0.029221	0.091629	0.318910	0.7500
LQB(-1)	0.206227	0.053624	3.845839	0.0001

Kombiniertes Zeitreihen- und Querschnittsmodell mit Perioden(Jahres)dummies (nicht dokumentiert)

n = 374

R² (korr.) = 0.042602

Sign F = 0.000258

JGDPN1: jährliche Veränderungsrate des nominellen GDP 1990 (Quelle: OECD National Accounts)

UE(-1): Arbeitslosenrate der Vorperiode (Quelle OECD Economic Outlook 1998)

LQB(-1): bereinigte Lohnquote der Vorperiode (Quelle: siehe Tabelle 3)

Tabelle 6: Ökonomische und institutionelle Bestimmungsfaktoren der bereinigten Lohnquote (LQB) im internationalen Vergleich (19 OECD Länder, 1970–95)

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Werte	Signifikanz
C	55.841750	6.747928	8.275393	0.0000
JGDPN1	-9.880001	4.562941	-2.165271	0.0310
UE(-1)	0.024245	0.074967	0.323412	0.7466
UD	0.089863	0.024447	3.675789	0.0003
DUD	0.125180	0.019603	6.385809	0.0000
LQB(-1)	0.304812	0.051286	5.943415	0.0000

Kombiniertes Zeitreihen- und Querschnittsmodell mit Perioden(Jahres)dummies (nicht dokumentiert)

n = 374

R² (korr.) = 0.392526

Sign F = 0.0000

JGDPN1: jährliche Veränderungsrate des nominellen GDP 1990 (Quelle: OECD National Accounts)

UE(-1): Arbeitslosenrate der Vorperiode (Quelle OECD Economic Outlook 1998)

UD: gewerkschaftlicher Organisationsgrad (Quelle: siehe Tabelle 4)

DUD: Differenz von UD zwischen Periode t und Periode t-1

LQB(-1): bereinigte Lohnquote der Vorperiode (Quelle: siehe Tabelle 3)

Im Gegensatz zur reinen Längsschnittanalyse dokumentiert der Ländervergleich die verteilungspolitische Relevanz der Gewerkschaften. Denn der Vergleich der Ergebnisse nach Tabelle 5 und Tabelle 6 dokumentiert, dass die Erklärungskraft jenes Modells, das allein die ökonomischen Faktoren berücksichtigt, deutlich hinter jener des um die institutionellen Faktoren erweiterten Modells zurückbleibt. Dies zeigt sich vor allem darin, dass durch die zusätzliche Berücksichtigung der institutionellen Faktoren der Anteil der erklärten Varianz von nur 4% auf knapp 40 % zunimmt, aber auch in dem Umstand, dass nur im erweiterten Modell das Wirtschaftswachstum den erwarteten signifikanten Effekt zeitigt. In beiden Analysen bleibt der Effekt der Arbeitslosenrate insignifikant.⁸ Die Detailergebnisse von Tabelle 6 lassen

⁸ Dieser Befund stimmt mit der (wiederum auf ökonomische Faktoren beschränkten) komparativen Analyse für 12 EU Länder bei Marterbauer/Walters-

darüber hinaus erkennen, dass sowohl das Niveau als auch die Veränderung des gewerkschaftlichen Organisationsgrads einen signifikanten Einfluss auf die Lohnquote in Übereinstimmung mit der Ausgangshypothese nimmt.

Diese Ergebnisse lassen den Schluss zu, dass sich die Verteilungspolitik zwar dem Druck der ökonomischen Verhältnisse nicht zu entziehen vermag, aber durch sie nicht völlig determiniert wird. Denn innerhalb des generellen Trends, der durch die ökonomische Entwicklung vorgegeben wird, verbleiben verteilungspolitische Spielräume, deren jeweilige Ausschöpfung von der Stärke der Gewerkschaften abhängig ist.

Gegen eine solche Argumentation ließe sich einwenden, dass ihrerseits die Stärke der Gewerkschaft aus den ökonomischen Gegebenheiten resultiert. Die komparative Analyse bestätigt diesen Einwand nicht. Sie zeigt, dass das Niveau und die Veränderung des gewerkschaftlichen Organisationsgrads zwar auch durch ökonomische Faktoren (namentlich durch Veränderungen in der Beschäftigtenstruktur), ungleich stärker aber durch institutionelle Faktoren (insbesondere durch die Rolle der Gewerkschaften in der Administration der Arbeitslosenversicherung) beeinflusst werden (Ebbinghaus/Visser 1999, Traxler et al. 2001).

Insofern lässt sich die Frage nach der Dynamik der funktionellen Verteilung nicht einfach auf die Alternativen „Macht“ oder „ökonomisches Gesetz“ zuspitzen. Vielmehr wird diese Dynamik sowohl durch die ökonomischen Rahmenbedingungen, als auch durch die in den Institutionen der Arbeitsbeziehungen sedimentierten Machtverhältnisse bestimmt.

Literatur

Calmfors, L./Driffill, J. (1988): Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance, in: Economic Policy, 6, S. 13-61

Crouch, C. (1993): Industrial Relations and European State Traditions, Oxford

kirchen (2002, 25) überein.

- Ebbinghaus, B., Visser, J. (1999): When Institutions Matter. Union Growth and Decline in Western Europe, 1950-1995, in: *European Sociological Review*, 15, S. 135-158
- EMB (Europäischer Metallgewerkschaftsbund) (1998): Tarifpolitik mit dem Euro. Entschliessung der 3. Tarifpolitischen Konferenz des EMB, Frankfurt, 9./10. Dezember 1998
- ETUC (European Trade Union Confederation) (2002): Third Annual Report on the Coordination of Collective Bargaining in Europe, Typescript
- Gregg, P., Machin, S. (1991): Changes in Union Status, Increased Competition and Wage Growth in the 1980s, in: *British Journal of Industrial Relations*, 29, S. 603-612.
- Guger, A. (1993): Lohnpolitik und Sozialpartnerschaft, in: E. Talos (Hg.) *Sozialpartnerschaft*, Wien
- Landmann, O. (2002): Die Lohnquote – Irrlicht der Lohnpolitik, in: L. Menkhoff, F.L. Sell (Hg.) *Zur Theorie, Empirie und Politik der Einkommensverteilung*, Berlin/Heidelberg
- Lockwood, D. (1981): The Weakest Link in the Chain? Some Comments on the Marxist Theory of Action, in: *Research in the Sociology of Work*, 1, S. 435-481
- Marterbauer, M., Walterskirchen, E. (2002): Bestimmungsgründe der Lohnquote und der realen Stückkosten, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
- Müller-Jentsch, W. (1997): *Soziologie der industriellen Beziehungen*, Frankfurt-New York
- Offe, C., Hinrichs, K. (1984): Sozialökonomie des Arbeitsmarktes: primäres und sekundäres Machtgefälle, in: C.Offe (Hg.), *Arbeitsgesellschaft. Strukturprobleme und Zukunftsperspektiven*, Frankfurt-New York
- Olson, M. (1982): *The Rise and Decline of Nations*, New Haven/London
- Rueda, D., Pontusson, J. (1997): Wage Inequality and Varieties of Capitalism, Institute for European Studies Working Paper No. 97.6, Ithaca
- Tichy, G. (1994): *Konjunktur. Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose*, Berlin
- Traxler, F. (2003): Bargaining (De)Centralization, Macroeconomic Performance and Control over the Employment Relationship, in: *British Journal of Industrial Relations*, 41, S. 1-27
- Traxler, F., Blaschke S., Kittel, B. (2001): *National Labour Relations in Internationalized Markets*, Oxford
- Wallerstein, M. (1999): Wage-Setting Institutions and Pay Inequality in Advanced Industrial Societies, in: *American Journal of Political Science*, 43, S. 649-680

Zweimüller, J., Barth, E. (1994): Bargaining Structure, Wage Determination, and Wage Dispersion in 6 OECD Countries, in: *Kyklos*, 47, S. 81-93