



universität  
wien

# DIPLOMARBEIT

Titel der Diplomarbeit

„Österreichs Beitritt zur Europäischen Union:  
Auswirkungen auf die funktionale Einkommensverteilung?“

Eine Analyse der Verteilungseffekte auf die Einkommen durch die  
Teilnahme am europäischen Mehrebenensystem

Verfasser:

Georg Feigl

angestrebter akademischer Grad:

Magister der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften  
(Mag. rer. soc. oec.)

Wien, im Jänner 2008

Studienkennzahl lt. Studienblatt:

A 140

Studienrichtung lt. Studienblatt:

Volkswirtschaft

Betreuer:

Univ.-Prof. Dr. Jesús Crespo-Cuaresma

## **Vorwort**

In diese Diplomarbeit fließt meine mehrjährige Auseinandersetzung mit der und unzählige Diskussionen über die Europäische Union und ihre Wirkung sowie die Eindrücke aus zwei Jahren Assistenz eines EU-Parlamentariers ein. Hier erfolgt der erste Versuch, systematisch und konzentriert einen Teilbereich zu bearbeiten, in dem der gewonnene Eindruck, dass im Prozess der Europäisierung die Interessen der Mehrheit – in dem Fall der von unselbständiger Arbeit abhängigen Menschen – unzureichend berücksichtigt werden, meiner Meinung nach besonders gut zur Geltung kommt.

Die vorliegende Arbeit versteht sich deshalb auch als winziger Beitrag, diese Fehlentwicklung an Hand der Lohnquotenentwicklung aufzuzeigen. Eine Korrektur halte ich nicht zuletzt deshalb für notwendig, um den positiven Kern der transnationalen und (zumindest intern) friedlichen Zusammenarbeit als Grundlage für eine bessere Gesellschaft zu sichern und zu erweitern. Andernfalls droht ein nationalistischer Rückfall, der negative Auswirkungen für alle hätte – nicht nur in materieller Hinsicht.

Naturgemäß sind viele Außeneinflüsse in dieser Arbeit versammelt, die ich meiner sozialen Umwelt verdanke. Besonders hervorzuheben sind all jene Personen, die in vielfältiger Weise dazu beigetragen haben, dass diese Arbeit tatsächlich ein gutes Ende gefunden hat – die Liste wäre zu lang um sie alle an dieser Stelle anzuführen.

In wissenschaftlicher Hinsicht gilt mein Dank Markus Marterbauer, der den ersten Impuls gab der mich zu meinem konkreten Thema geführt hat und in Folge eine wichtige Unterstützung während der Arbeit blieb; Jesús Crespo-Cuaresma, der diese Arbeit geduldig betreute, wichtige Anregungen beisteuerte und mir stets die Freiheit gab, den gewählten Weg auch tatsächlich beschreiten zu können; der Arbeiterkammer Wien für die fachliche und finanzielle Unterstützung, insbesondere in Person von Tobias Schweitzer und Josef Zuckerstätter; den Menschen am Österreichischen Wirtschaftsforschungsinstitut, die mein dortiges Praktikum ermöglichten, mein Diplomarbeitkonzept kritisch diskutierten oder mir (Zugang zu den) Daten beschafften; Oliver Prausmüller, der wertvolle Anmerkungen aus politikwissenschaftlicher Sicht einbrachte, und Angelika Striedinger für Vorschläge zur Letztkorrektur.

Zuletzt ist besonderer Dank an Sarah Seiwald zu richten.

## **Abstract**

In den meisten Mitgliedsstaaten der Europäischen Union kam es in den letzten 20 Jahren zu einer deutlichen Verschiebung der Einkommensverteilung zu Lasten der unselbständig Beschäftigten. Im Rahmen dieser Arbeit wird exemplarisch untersucht, wie die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem ab Mitte der 90er die Einkommensverteilung in Österreich veränderte. Die Lohnquote als Maß für die funktionelle Einkommensverteilung steht dabei im Mittelpunkt. Mit Paneldaten der Wirtschaftsabteilungen nach ÖNACE für die Periode 1984 – 2004 wird der Einfluss der Binnenmarktintegration und des sektoralen Wandels geschätzt, mit Daten für die gesamte Volkswirtschaft allgemeine und institutionelle Faktoren.

Als Wirkungskanäle werden die Konsequenzen der Konfiguration des Binnenmarktes bzw. der indirekten Europäisierung der Wirtschaft, vor allem aber die institutionellen Änderungen (Form der staatlichen Verteilungsintervention, Wirtschafts- und Währungsunion, Machtverschiebung zu Lasten der Gewerkschaften) identifiziert. In Summe können sie einen Großteil des markanten Rückganges der Lohnquote, daher eine Stärkung des Faktors Kapital gegenüber Arbeit bei der Verteilung des Volkseinkommens, erklären. Eine exakte Quantifizierung des EU-induzierten Anteils am Gesamtrückgang ist jedoch nicht möglich. Der sektorale Wandel und die Europäisierung der österreichischen Wirtschaft spielen hingegen kaum eine direkte Rolle.

---

In a majority of the European Union's Member States, the past 20 years demonstrated a major shift in income distribution, negatively affecting employees. This paper analyses how Austria's participation in the European multi-level system from the mid-90s on influenced the income distribution in Austria. The basis of this analysis is the wage ratio as an indicator for functional income distribution. The influence of internal market integration and sectoral change is estimated with panel data at the 2-digit sector level for the period 1984-2004; general and institutional factors are estimated with data for the whole national economy.

The identified channels of influence are: the consequences of the configuration of the internal market (or, more generally, the indirect Europeanisation of economy) and, more pertinently, institutional changes (forms of state intervention on distribution, Economic and Monetary Union, power shift at the expense of trade unions). These factors can go a long way towards explaining the prominent decrease in the wage ratio, strengthening the factor capital rather than labour when it comes to the distribution of the aggregate income. It is not possible to quantify precisely the EU-induced share of the general decrease. The sectoral change and the Europeanisation of the Austrian economy hardly play a direct role.

# Inhaltsverzeichnis:

|   |     |
|---|-----|
| Vorwort .....   | I   |
| Abstract .....  | II  |
| 1. Einleitung .....   | 2   |
| 2. Daten & Methodik.....  | 11  |
| 2.1. Entwicklung der Quoten.....                                | 15  |
| 2.2. Zeitreihenanalyse .....                                    | 20  |
| 3. EU-Einfluss auf die funktionelle Einkommensverteilung .....  | 25  |
| 3.1. sektorale Verschiebungen .....                             | 26  |
| 3.2. Marktintegration.....                                      | 29  |
| 3.3. Institutionelle Effekte .....                              | 37  |
| 3.3.1. Verhandlungsmacht der ArbeitnehmerInnen .....            | 38  |
| 3.3.2. Einfluss auf die staatliche Verteilungsintervention..... | 46  |
| 4. Zusammenfassende Schlussbemerkungen .....                    | 55  |
| Bibliographie .....   | 58  |
| Anhang .....  | III |

# 1. Einleitung

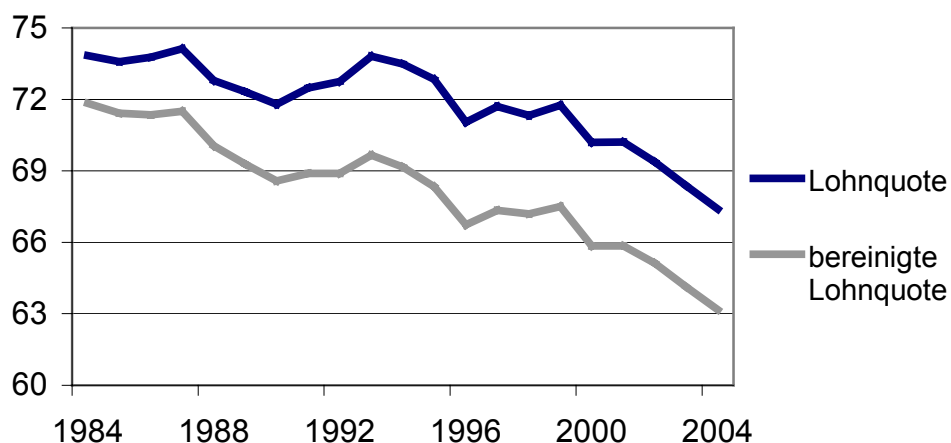
Einkommensverteilung als eine der zentralen Größen der Wirtschaftspolitik verliert gegenüber Wirtschaftswachstum und Wettbewerbsfähigkeit zunehmend an Bedeutung im wissenschaftlichen und öffentlichen Diskurs. Diese Verschiebung scheint insbesondere auf europäischer Ebene bewusst vorangetrieben zu werden, etwa im Zuge der Lissabon-Strategie, deren anfänglich noch als gleichwertig verlautbartes Teilziel „soziale Kohäsion“ nun offiziell in den Hintergrund gedrängt wurde (vgl. Europäischer Rat 2005). Empirische Ergebnisse zeigen allerdings, dass diese Politik weder den individuellen noch den kollektiven Präferenzen entspricht: Personen messen ihrem relativen Einkommen mehr Bedeutung bei als ihrem absoluten (bzw. fühlen sich glücklicher), in Gesellschaften mit *ceteris paribus* höherer Ungleichheit ist die subjektive Lebenszufriedenheit geringer (vgl. Tichy 2004).

Mit diesem graduellen Politikwechsel weg von Verteilungs- und hin zu Wettbewerbszielen geht eine reale Verschiebung der Einkommensverteilung auf europäischer Ebene einher. Eine Entwicklung, die zeitlich mit der Realisierung des Binnenmarktes zusammen fällt (vgl. Stockhammer 2006) – und auch in Österreich beobachtet werden kann (vgl. Guger/Marterbauer 2004).

Die Frage, welche die vorliegende Arbeit leitet, ist ob diese Entwicklungen nicht nur zeitlich zusammenfallen, sondern auch zusammenhängen. Also ob die zunehmende Verschiebungen in der österreichischen Einkommensverteilung durch die Effekte der institutionellen Teilnahme am „Europäischen Mehrebenensystem“ (Bieling/Steinilber 2000: 8) zumindest teilweise erklärt werden kann. Dieser Begriff versucht die EU zu charakterisieren, indem er sie nicht als monolithisch-abstraktes Wesen fasst, sondern als prozesshafte „netzwerkbasierte Polity-Struktur“ (Bieling/Steinilber 2000: 8), dh eine institutionelle Form der Politik ohne klar definierte Grenzen, in der Staatsapparate, supranationale institutionelle und zivilgesellschaftliche AkteurInnen politische Entscheidungsfindungen konkretisieren (vgl. Bieling/Steinilber 2000). Diese Perspektive hat zur Folge, dass sich eine wirtschaftswissenschaftliche Analyse nicht auf den 1.1.1995 als Beitrittsdatum Österreichs zur EU beschränken kann. Insbesondere ist es notwendig, auch Veränderungen des „Projektes EU“ selbst zu berücksichtigen, inhaltlich wie geographisch. Eine solche Veränderung stellt beispielsweise die Vollendung des Binnenmarktes 1993 dar. Durch die vollwertige Teilnahme im Rahmen des EWR ab 1.1.1994 sollte der Binnenmarkt Österreich wirtschaftlich bereits vor 1995 beeinflusst haben (vgl. Bundeskanzleramt 2006). Darüber hinaus wurden die Rechtsanpassungen für Kandidatenländer schon vor dem Beitritt ausgehandelt und zum Teil umgesetzt.

Die Einkommensverteilung ist in der ökonomischen Literatur ein breit gestreutes Feld. Gegenstand dieser Arbeit wird in erster Linie die funktionelle Einkommensverteilung sein, also die Verteilung des produzierten Werts auf die Produktionsfaktoren Arbeit, Besitz und Kapital. Ihr wird zentrale ökonomische Bedeutung einerseits von KlassikerInnen wie Ricardo und Marx, andererseits von VertreterInnen des Keynesianismus wie zB Kalecki (vgl. Marterbauer/Walterskirchen 2002) zugewiesen. Auf Grund der Datenlage wird hauptsächlich die Lohnquote als Maßstab der funktionellen Verteilung verwendet (Kap. 3.). Sie ist in ihrer einfachsten Form als der Anteil der nominellen Lohn- und Gehaltssumme (inkl. ArbeitgeberInnenbeiträge) am Volkseinkommen<sup>1</sup> definiert (Marterbauer/Walterskirchen 2002: 9). Für Vergleichszwecke gebräuchlicher ist jene bereinigte Lohnquote, bei der um die Veränderungen der Erwerbsstruktur korrigiert wird. Für den Verlauf der letzten 15 Jahren ist es im Ergebnis relativ egal, ob eine Bereinigung durchgeführt wird oder nicht: der massive Rückgang der Lohnquote ist nicht auf eine überproportionale Zunahme an Selbständigen zurückzuführen.

**Lohnquote in Österreich 1984 – 2004**



Quelle: eigene Berechnung, WIFO/VGR; Basisjahr für die bereinigte Lohnquote: 1976

Von äußerster Wichtigkeit für die funktionelle Verteilung ist auch die Höhe der Vermögen bzw. ferner deren Verteilung, die maßgebend für die Besitzeinkommen sind und die in den letzten Jahrzehnten eine besondere Dynamik aufwiesen, zT die Verlagerung von Produktions- zu Finanzmarktinvestitionen widerspiegelnd (vgl. Guger/Marterbauer 2004). Theoretisch

<sup>1</sup> Das Volkseinkommen ist zumindest im deutschsprachigen Raum weiterhin die gängigste Bezugsgröße der Lohnquote und wird deshalb in dieser Arbeit ebenso verwendet. Es könnte allerdings auch durch das BNE ersetzt werden, von dem es sich nur durch die Erfassung der EU, den Abzug der Abschreibungen und der Produktions- und Importabgaben sowie der Addition der Subventionen unterscheidet.

wäre es insofern auch denkbar, dass eine sinkende Lohnquote mit einer fallenden Quote der Gewinne aus Unternehmungen einhergeht.

Das Konzept der Lohnquote erfuhr in den letzten Jahren zunehmend Kritik (vgl. etwa Atkinson 2003) mit dem Argument, Individuen und insbesondere Haushalte bezögen ihr Einkommen zunehmend nicht mehr nur aus einer Quelle. Logische Folge wäre, dass nur eine differenzierte Betrachtung der personellen Einkommen für Verteilungsanalysen Aussagekraft hätte. Die Idee, die personelle Einkommensverteilung zu messen und aus ihr Politikempfehlungen abzuleiten, geht bereits auf die Antike zurück. Plato forderte eine gesetzliche Beschränkung des Verhältnisses vom obersten zum untersten Einkommensquintil von 4 : 1 (vgl. Atkinson 2003). Auch heute noch findet dieser Quotient politische Beachtung: Er ist einer der Indikatoren der Europäischen Kommission, um das in der Lissabon-Strategie fixierte Ziel des sozialen Zusammenhalts zu messen.

Der Vorteil der personellen Einkommensverteilung liegt darin, dass sie sowohl Unterscheidungen nach diversen Kategorien wie Geschlecht, Bildungsniveau, Karriere etc. zulässt, als auch diverse Verteilungsmaßzahlen wie den Gini-Koeffizient, Einkommensdezile, etc. möglich macht. Dadurch öffnet sich ein breites Feld für die Forschung. Der Nachteil liegt allerdings darin, dass die Datenlage meist schlecht ist. Für Österreich gibt es de facto überhaupt keine sinnvoll vergleichbaren Daten für den Betrachtungszeitraum, weshalb eine Analyse in dieser Arbeit fehlen wird. Ein zweiter Grund, der eine Vernachlässigung der personellen Einkommensverteilung zulässt, ist das Argument, das Schäfer (2004) auf den Punkt bringt wenn er schreibt dass „[i]m Durchschnitt ... gilt: das Einkommen von Arbeitnehmern wie von ihren Haushalten wird nach wie vor von der Erwerbsquelle ‚abhängige Arbeit‘ außerordentlich dominiert“ (Schäfer 2004: 10). Eine Beschränkung auf die funktionelle Einkommensverteilung erscheint also gerechtfertigt, wenn das Erkenntnisinteresse der Effekt auf die ArbeitnehmerInnen ist.

Die sekundäre Einkommensverteilung umfasst die Umverteilungswirkung des Staates, die gerade in Österreich substantiell ist: Guger konstatiert gemessen am Gini-Koeffizienten der Haushaltseinkommen eine Reduzierung der Ungleichheit durch den österreichischen Staat um 30 % zu Beginn der 1990er (Guger 1996: 101). Laut Eurostat bewirkte der Prozess der staatlichen Umverteilung 1995 eine Reduzierung der Armutsquote von 24 % auf 13 % (Kommission 2000: 72).

Die Verteilungswirkung der Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem ist nicht leicht zu erfassen, da einige zusammenhängende, wenngleich oft isoliert betrachtete Effekte wirken: Vollendung des Binnenmarktes, EU-Beitritt, Erfüllung der Maastricht-Kriterien im Zuge der Wirtschafts- und Währungsunion (WWU), Euro-Einführung und die Erweiterung der Union

um die Mittel- und Osteuropäischen Staaten (MOEL) – neben unbekanntem externen Faktoren. Hinzu kommen die zeitliche Überlagerung dieser Prozesse und institutionelle Änderungen. Dies dürfte neben der Wachstums- und Wettbewerbsfixierung im aktuellen europäischen Diskurs der Grund dafür sein, dass keine ökonomischen Studien den expliziten Verteilungseffekt der EU-Teilnahme schätzten – weder für Österreich, noch für sonst ein Land.

Eine der wenigen empirischen Untersuchungen, in denen dieses Thema aufgegriffen wird, ist eine Studie die sich mit den Haushaltseinkommen Portugals beschäftigt (Gouveia/Tavares: 1995). Die Autoren deuten dabei die gleicher werdende Verteilung nach 5 Jahren EU-Mitgliedschaft als Ergebnis der Binnenmarktintegration (durch steigende Löhne im Niedriglohnsektor, wo Portugal einen komparativen Vorteil besaß), der Angleichung der damals unterentwickelten staatlichen Umverteilungspolitik an europäisches Niveau und ferner der besseren Humankapitalausstattung – ohne jedoch diese Hypothesen empirisch zu testen. Stockhammer (2006) stellt zwar anhand von OECD-Daten eine stark zurückgehende Lohnquote in der EU-15 (außer in Portugal) im Ausmaß von durchschnittlich 5,1 Prozentpunkten seit der Vollendung des Binnenmarktes fest, kann diesen Effekt allerdings weder in die oben genannten Komponenten zerlegen, noch analytisch von anderen Einflüssen wie der voranschreitenden Weltmarktintegration trennen. Es bleibt die Vermutung eines kausalen Zusammenhangs mit der Schwächung der Verhandlungsposition der ArbeitnehmerInnen und der kontraktiven Wirkung der Fiskal- und Geldpolitik.

Der erste breite Argumentationsstrang in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur analysiert vordergründig die Auswirkungen der Handelsausweitung durch die Binnenmarktintegration, sowie die Erweiterung der Europäischen Union um die Mittel- und Osteuropäischen Staaten (im weiteren kurz Osterweiterung). Durch die zu erwartende zunehmende Konkurrenz spielen die Lohnstückkosten eine wichtigere Rolle. Diese hängen konzeptionell sehr eng mit der Lohnquote zusammen und unterscheiden sich aggregiert auf der Ebene einer Volkswirtschaft von dieser nur in zwei Punkten: Erstens dient als Bezugsgröße das Bruttoinlandsprodukt statt dem Volkseinkommen, und zweitens wird um die Preisentwicklung korrigiert – entweder nur um BIP-Deflator oder BIP-Deflator/Konsum-Deflator (Marterbauer/Walterskirchen 2002: 8). Bei konstantem Wechselkurs bedeutet Druck auf die realen Lohnstückkosten somit automatisch Druck auf die Lohnquote.

Der Effekt der Europäisierung auf den Handel öffnet zunächst das Feld der Außenhandels-theorie, indem die Auswirkungen einer Intensivierung des Handels zweier Regionen mit divergierenden Anfangsausstattungen (zB alte und neue Mitgliedsstaaten) auf die Faktorentlohnung analysiert werden (siehe etwa Krugman/Obstfeld 2002). Empirische Untersuchungen für Österreich bestätigen zumeist die aus der Theorie vorhersehbare ungleichere Ein-



kommensverteilung. Breuss (2007) simuliert die Auswirkungen der Internationalisierung (Zunahme des Handels und Anstieg der Auslandsinvestitionen, in Folge FDI genannt) auf 14 alte EU-Länder und kommt zu dem Ergebnis, dass diese einen Rückgang der Lohnquote bewirkten. Je höher der Anteil der MOEL an der wirtschaftlichen Verflechtung ist, desto stärker fällt der Effekt aus. In Modellsimulationen beziffert er den negativen Gesamteffekt auf die Lohnquote mit 0,82 bis 5,83 Prozentpunkten.

Hofer und Huber (2003) schätzen in einer Lohnregression, dass das Importwachstum aus den MOEL einen negativen Effekt auf die Einkommen der Arbeiter<sup>2</sup> (nicht aber für Angestellte) hatte, der allerdings mit einem positiven Effekt durch stärkere Exporte ungefähr ausgeglichen wurde. Zusätzliche Importe schufen Arbeitslosigkeit (umgekehrt Arbeitsplätze durch Exporte). Egger et al. (2001) kommen in ihrer auf intraindustriellen Handel ausgerichteten Studie zum Ergebnis, dass die signifikant zunehmende wirtschaftliche Verflechtung mit Südost- und Mitteleuropa vor allem auf Kosten der Beschäftigung gering Qualifizierter relativ zu höher Qualifizierten ging, da imperfekte Arbeitsmärkte das eigentlich zu erwartende Absinken der Löhne fast zur Gänze verhinderten. In Sektoren mit hohem Konkurrenzdruck kam es zu Outsourcing der Produktion, wovon die Bereiche Nahrungs- und Genussmittel, Leder, Holz, Zellstoff, Papier, Bekleidung, chemische Stoffe und Nachrichtentechnik besonders betroffen waren – was entsprechende Beschäftigungseffekte zur Folge hatte. Aiginger et al. (1995) schätzen demgegenüber unter Berücksichtigung mehrerer Kontrollvariablen für die ersten Jahre der Ostöffnung (1988-1991), dass die Ausweitung des Handels für österreichische Arbeitnehmer allgemein keine Auswirkungen auf die Arbeitslosigkeit hatte bzw. sogar geringfügig Arbeitsplätze geschaffen hat. Für die Teilgruppen der Arbeiter, der unter 35- bzw. über 45-Jährigen und der Arbeitnehmer mit einem Einkommen unter 1.090 Euro finden sie allerdings einen statistisch signifikanten Anstieg der Arbeitslosigkeit (ebd.: 19). Betreffend der Löhne ergab sich für alle Arbeitnehmer für die 3 beobachteten Jahre ceteris paribus ein um 2,9 % schwächerer Zuwachs pro einprozentigem Anstieg der Importquote, aber umgekehrt nur ein Plus von 0,4 % für jeden Prozentpunkt um den die Exportquote stieg (ebd.: 14).

Alle diese Studien (mit Ausnahme jener von Breuss) beziehen sich allerdings nur auf die Effekte bei Beschäftigung und absoluter Lohnhöhe, nicht jedoch auf die aggregierte Verteilung. Onaran/Stockhammer (2006) füllen diese Lücke, allerdings aus umgekehrter Perspektive, nämlich in einer empirischen Studie über Gewinn- und Lohnquote für die

---

<sup>2</sup> die Auswirkungen auf Frauen wurden nicht analysiert (in Folge ebenso wenig bei Aiginger et al.)

Produktionssektoren Ungarns, Polens, Sloweniens, der Slowakei und Tschechiens im Zeitraum von 2000 bis 2004. Sie untersuchen den Einfluss von Exporten, Importen, Arbeitslosigkeit und FDI auf die Lohnquote und kommen dabei zu einem gesamt durchwegs negativen Einfluss für alle Länder und nahezu alle Sektoren, jedoch bei absolut steigenden Löhnen. Überraschend ist insbesondere der kurz- und langfristig statistisch signifikant negative Einfluss der Auslandsinvestitionen auf die Lohnquote, während Importe und Exporte nur langfristig Auswirkungen zeigen: Die Exporte senken die Lohnquote, während die Importe sie (weniger stark) steigern. Onaran und Stockhammer schließen daraus, dass sich der EU-Beitritt dieser Länder negativ auf deren Lohnquote auswirkte. Das ist insofern beachtlich, als dass die Standard-Handelstheorie (zB Heckscher-Ohlin-Theorem oder Stolper-Samuelson-Modell) genau umgekehrtes voraussagen würde, nämlich einen relativen Einkommensverlust des knapperen (hier Kapital) gegenüber dem reichlicher vorhandenen Faktor (hier Arbeit).

Neben diesen „Osteffekten“ ist punkto Binnenmarktintegration auf die theoretischen Ausführungen von Rodrik (1997, 1999) hinzuweisen, der die negativen Effekte auf Löhne – weitgehend unabhängig von Sektor, Qualifizierung oder Lohnniveau – gerade zwischen vergleichbaren Wirtschaftsräumen hervorhebt. Dies geschieht über eine höhere Kapitalmobilität bzw. leichtere Substituierbarkeit „heimischer“ durch „fremde“ Arbeit, etwa mittels Produktionsverlagerung ins Ausland. Zu betonen ist, dass es nicht die tatsächliche Substitution, sondern ihre theoretische Möglichkeit ist, die schwerwiegende Konsequenzen zur Folge hat: höhere Volatilität von Löhnen und Beschäftigung, geringerer Anteil an den Produktivitätsgewinnen, Schwächung der Verhandlungsmacht der ArbeitnehmerInnen. Erschwerend kommt hinzu, dass gleichzeitig nationale Steuerpolitik nicht gegensteuern kann, sondern - im Gegenteil - die Steuerlast zum weniger mobilen Faktor Arbeit verschieben muss. Potenziell gesamtwirtschaftliche Zugewinne der europäischen Marktintegration stehen so Gewinnen des Faktors Kapital und Verlusten abhängiger Beschäftigter gegenüber. Um die potenziellen Pareto-Verbesserungen zu realisieren (dh politisch Handelsliberalisierung außer Streit von Interessensgruppen stellen zu können), müsste eine Kompensation der VerliererInnen stattfinden (Kaldor-Hicks-Kriterium). Bleibt diese aus, so wäre eine rationale Konsequenz die Ablehnung der Europäisierung (in Form einer Handelsliberalisierung der europäischen Staaten untereinander) durch jene Personen, die ihr Einkommen hauptsächlich aus dem Faktor Arbeit beziehen (und nicht im kompetitiven Exportsektor arbeiten). Ausgehend von Zuckerstätter, der als Lösung für dieses Dilemma den Ausbau des Sozialstaates vorschlägt (Zuckerstätter 1997: 336), könnte ein Aus- bzw. Aufbau europäisierter Sozialleistungen eine notwendige Strategie sein um breite politische Unterstützung für den wirtschaftlichen Integrationsprozess Europas zu sichern.

Die EU-Kommission ließ sowohl vor wie auch nach der Umsetzung des Binnenmarktes dessen wirtschaftliche Implikationen schätzen: Große positive Effekte punkto Wachstum und

Beschäftigung wurden vorhergesagt, etwa in den relativ bekannten Berichten von Cecchini, Emmerson et al. und Padoa-Schioppa et al. (vgl. Ziltener 2001). Als Gefahren, welche die positiven Effekte zunichtemachen könnten, wird insbesondere auf Oligopolisierungsprozesse verwiesen, die ohne Wettbewerbskontrolle höhere Gewinne für wenige Unternehmen (und somit eine fallende Lohnquote) anstatt allgemeiner Effizienzsteigerung brächten (vgl. Ziltener 2003). Darüber hinaus sei eine koordinierte makroökonomische Politik notwendig, die angebots- und nachfrageseitig den Integrationsprozess zu begleiten hätte – falls nicht, wäre mit negativen Verteilungseffekten zu rechnen (vgl. Padoa-Schioppa 1987). In der Evaluierung des Binnenmarktprojektes durch die Kommission selbst fiel die Bilanz eher nüchtern aus (vgl. Monti 1997): Zwar stieg der Intra-EU-Handel signifikant an, das Wirtschaftswachstum wurde allerdings nur schwach positiv beeinflusst. In der verarbeitenden Industrie war ein Rückgang der Beschäftigung um 0,53 % die Folge, der entsprechend der komparativen Lohnkostenvorteile regional unterschiedlich verteilt war. Das bewirkte eine deutliche Zunahme der Arbeitsplätze in den Niedriglohnländern Irland, Spanien, Portugal, und eine starke Abnahme in Hochlohnländern wie Deutschland, Luxemburg und den Niederlanden (Monti 1997: 124). Trotzdem wird der Binnenmarkteffekt auf den Arbeitsmarkt positiv eingeschätzt, mit 300.000 bis 900.000 zusätzlichen Stellen durch eine Stimulation des Dienstleistungssektors, sowie Bruttolohnsteigerungen von 0,4 % – 1993 ging die Kommission noch von 9 Mio. zusätzlich geschaffenen Arbeitsplätzen aus (Ziltener 2001:35). Bezüglich der ex ante festgehaltenen Gefahren deuten die kaum gefallen Preise und die kaum steigenden Nettoinvestitionen bei gleichzeitiger Verdreifachung der Fusionen darauf hin, dass die befürchtete Oligopolisierung tatsächlich ein Problem darstellt (vgl. Ziltener 2003) – und als Konsequenz eine steigende Gewinnquote zu erwarten ist.

Neben diesen eher „automatischen“ Effekten der Integration gibt es noch politisch-institutionelle Auswirkungen der Europäisierung – besonders durch die WWU, die sowohl für sich als auch in Kombination mit Handelseffekten (vor allem die von Rodrik beschriebenen) wirken. Busch (1994) geht diesen explizit nach, in dem er ex ante ihre Effekte auf die Lohnquote analysiert. Er folgert, dass die WWU „in mehrfacher Hinsicht gegen die Interessen der abhängig Beschäftigten in Europa verstößt“ (Busch 1994: 11): Sie müssten höhere Anpassungslasten tragen, da nun ein Ausgleich der Dynamiken der einzelnen Ökonomien über die Lohnzurückhaltung die Währungspolitik ersetzt. Steigen in einem Land zB Lohnstückkosten relativ zu den Handelspartnern (durch geringeren Produktivitätsfortschritt oder höhere Löhne), wirkt sich das auf die Zahlungsbilanz aus und führt so über kurz oder lang zu einer Abwertung, die wiederum die steigenden Lohnstückkosten tendenziell ausgleicht. Bei starren Wechselkursen oder einer Einheitswährung bleibt nur die Möglichkeit von Lohnanpassungen (oder Beschäftigungsabbau). Das führt zu einer Schwächung der

Gewerkschaften durch den Wettbewerbsmechanismus via Lohnstückkostenorientierung, um die Konkurrenzfähigkeit nicht zu gefährden. Der Lohnabschluss der schwächsten nationalen Gewerkschaft gibt so den Spielraum für alle anderen vor, innerhalb dessen Forderungen nach Lohnerhöhungen zu keiner Verschiebung der Beschäftigung führen. Weitere negative Auswirkungen sieht er im rezessiven Charakter der Maastricht-Kriterien, die zu steigender Arbeitslosigkeit, steigender Steuer- und Abgabenlast, einer Umverteilung zu KapitaleigentümerInnen sowie stagnierenden bis fallenden Realeinkommen – und damit einer sinkenden Lohnquote mit stärkerer Dynamik bei der Nettolohnquote – führen. Kalmbach (1998) erwartet durch die Euro-Einführung ähnliche Prozesse und argumentiert, dass durch die glaubhafter werdende Androhung der Verlagerung von Produktionsstätten eine Schwächung der ArbeitnehmerInnen bewirkt würde. Dieser Trend wird durch die Osterweiterung noch verstärkt. Es sei mit einem Negativsummenspiel zu rechnen, bei dem mittels europaweiter „beschäftigungsorientierter Lohnpolitik mit beggar-my-neighbour Komponente“ (Kalmbach 1998: 107) deflationäre Tendenzen bzw. eine Schwächung der aggregierten Nachfrage Wachstum und Beschäftigung negativ beeinflussten. Sollte diese Entwicklung die Gewinne nicht noch stärker betreffen, müsste im Ergebnis eine kontinuierlich sinkende Lohnquote messbar sein.

Die Arbeitshypothesen, die die Arbeit leiten und sich zum Teil aus der obigen Literatursichtungen ergeben, lauten wie folgt:

1. Die Binnenmarktintegration bewirkte eine ungleichere Einkommensverteilung bzw. sinkende Lohnquote durch eine Stärkung des Faktors Kapital gegenüber Arbeit, hoch gegenüber gering qualifizierten Beschäftigten und einzelner Wirtschaftsbranchen gegenüber anderen (verstärkt durch die europäische Strukturpolitik).
2. Die europäischen Anforderungen an die nationalen Staatshaushalte – insbesondere die schockartige Vorbereitung auf die Wirtschafts- und Währungsunion (Stockhammer 2006) – verhinderten eine Konjunkturbelebung (Marterbauer/Walterskirchen 2006; Lombard 2000) und reduzierten die in Österreich eher ausgeprägte einkommensausgleichende Wirkung des Staates. Das bewirkte eine steigende Arbeitslosigkeit, einen schnelleren Jobabbau im öffentlichen Sektor und steigende Abgaben, wodurch die Brutto- und noch stärker die Nettolohnquote reduziert wurden.
3. Die Schwächung der ArbeitnehmerInnenvertretungen durch steigende Arbeitslosigkeit und das europäischen Paradigma der einseitigen Angebots- und Wettbewerbsorientierung (dh Löhne in erster Linie als zu minimierende Kosten zu betrachten) ab Mitte der 90er führte zu einer Lohnentwicklung, die hinter der Produktivitätsentwicklung zurück blieb – und damit die Lohnquote senkte.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt: Kapitel 2 beschäftigt sich mit den Daten zur Einkommensverteilung in Österreich, behandelt deren Probleme und analysiert allgemeine Einflüsse auf die Entwicklung der Lohnquote. Das dritte Kapitel stellt mit Analysen zur Veränderung der funktionellen Verteilung in den diversen Formen der Lohnquote den Schwerpunkt der Arbeit dar. Es unterteilt sich dabei in Auswirkungen aus Veränderungen der Wirtschaftsstruktur, Handelseffekte und institutionellen Wandel. Eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse erfolgt im letzten Kapitel.

Das Ziel dieser Arbeit ist es, die Entwicklung verschiedener Arten der funktionellen Einkommensverteilung unter dem Einfluss der Europäisierung der österreichischen politischen Ökonomie hinreichend darzustellen und diese zum Teil empirisch zu testen. Eine exakte Messung des direkten Effektes wird dabei allerdings nicht möglich sein, weil erstens selten eindeutig kausale Verbindungen zur Europäischen Union bestehen, da die „was-wäre-wenn-Frage“ nach der alternativen Entwicklung ohne Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem nicht beantwortbar ist; zweitens eine scharfe Abgrenzung der Europäisierung nicht möglich ist (zB zur Ostöffnung als Folge des Zusammenbruchs der Sowjetunion), will man nicht beim Kriterium „formeller Beitritt“ stehen bleiben; und zuletzt weil zT massive Datenprobleme auftreten.

Das Ausmaß der zu ergründenden Umverteilung ist jedenfalls enorm: Wäre die Verteilungssituation 2004 die selbe wie 1993 gewesen, so hätten die ArbeitnehmerInnen alleine in diesem Jahr um 11,3 Mrd. Euro mehr verdient. Wäre sie im gesamten Zeitraum konstant geblieben, wären es kumuliert sogar knapp 50 Mrd. Euro gewesen.

## 2. Daten & Methodik

Die Datengrundlage bilden weitgehend die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) für die Jahre 1976 bis 2004, publiziert im Oktober 2005 von Statistik Austria (Statistik Austria 2005). Die Sektordaten sowie alle nicht-VGR-Daten stammen aus der Wirtschaftsdatenbank des WIFO – Stand Anfang Juli 2006, mit Ausnahme der Daten der Direktinvestitionen, die von der Österreichischen Nationalbank stammen.

Der Datenstand der VGR ist wichtig, weil es durch die Einführung des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 1995 (ESVG 95) zu einigen konzeptionellen Neuerungen gegenüber dem bisher verwendeten ESVG 1979 kam. In Folge wurden in den letzten Jahren immer wieder Revisionen der Ergebnisse durchgeführt, die die konkreten Zahlenwerte deutlich veränderten. Aus diesem Grund wird zB die ausgewiesene Lohnquote für das Jahr 1995 in ihrer absoluten Höhe nur beschränkt mit jener in anderen Publikationen vergleichbar sein. Änderungen gab es sowohl in der Konzeption (dh jedes Jahr der Zeitreihe betreffend) wie auch in statistischen Schätzmethoden (die zu einmaliger Revision des Niveaus führen), die im Ergebnis das BIP von 1995 um etwa 3 Mrd. Euro bzw. 1,76 % nach oben korrigierten (Schwarzl 2000: 967). Dessen ungeachtet sollte nun eine Datenreihe vorliegen, die vergleichbar ist und keine Brüche enthält.

Eine wesentliche konzeptionelle Änderung betrifft die Berücksichtigung geringfügig Beschäftigter, die nun in die Beschäftigungsverhältnisse einberechnet werden und somit die Lohnsumme statistisch anheben. Gleichzeitig wurden Vollzeitäquivalente<sup>3</sup> eingeführt (die auch für die Vergangenheit zurückgeschätzt werden), die das Arbeitsvolumen besser erfassen und somit geeigneter als Grundlage für die bereinigte Lohnquote sind. Eine weitere Neuerung betrifft die Bezeichnung wichtiger Aggregate der Verteilungsrechnung: das Volkseinkommen wird nicht mehr ausgewiesen, das Bruttosozialprodukt nennt sich jetzt Bruttonationaleinkommen und unterscheidet sich durch den Saldo aus indirekten Steuern an die und Subventionen von der EU, der jetzt dem Außensektor zugerechnet wird (vgl. Schwarzl 2000: 963f). Das Volkseinkommen, wie es in dieser Arbeit verwendet wird, ergibt sich folglich durch den Abzug aller Produktionsabgaben und die Addition aller Subventionen – inklusive jenen von der bzw. an die EU – vom Nettonationaleinkommen laut VGR.

---

<sup>3</sup> Vollzeitäquivalente zählen nicht die Beschäftigungsverhältnisse, sondern geben die fiktive Zahl der Vollzeit-Erwerbstätigen an die notwendig wären um die tatsächlich abgeleitete geleistete Arbeit zu bewältigen.

Die Änderungen des ESVG betreffen auch die Grundlagen der funktionellen Einkommensverteilung: Die gravierendste Änderung ist die neue Verteilungslogik. Statt einer Faktor kommt nun eine Sektorlogik zum Tragen. Es interessiert primär nicht mehr die Verteilung des Volkseinkommens aus der Produktion bzw. auf die Produktionsfaktoren, sondern die Verteilung des Nettonationaleinkommens auf die Sektoren (finanzielle und nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften, Staat sowie Haushalte inkl. Private Organisationen ohne Erwerbszweck). Folglich lassen sich auf gesamtwirtschaftlicher Ebene Gewinn- und Besitzeinkommen nicht mehr bzw. nur unzureichend getrennt darstellen oder über einen längeren Zeitraum vergleichen. Das ist bedauerlich, weil in der aktuellen Debatte über Produktiv- versus Finanzkapital die empirische Basis geschmälert wurde bzw. weil die Wachstumsdynamik gerade innerhalb der Nicht-Lohneinkommen sehr unterschiedlich ist und darum die einzelnen Komponenten genauer zu analysieren wären. Im Zeitraum 1976 bis 1998 (dem letzten Jahr für das Daten vorliegen) wuchsen etwa die Besitzeinkommen um 570 % (ohne Vermietung und Verpachtung um 335 %), die Gewinneinkommen jedoch „nur“ um 242 % (Guger/Marterbauer 2004: 11). Ohne diese Unterscheidbarkeit bleibt die Gewinnquote nur die Kehrseite der Lohnquote, weshalb ich mich weitgehend auf letztere konzentrieren werde. Auf Ebene der privaten Haushalte (plus Private Organisationen ohne Erwerbszweck wie beispielsweise Gewerkschaften) ist die Unterscheidung in Besitz- und Gewinneinkommen weiterhin möglich. Von 1995 bis 2004 wuchsen die Vermögenseinkommen<sup>4</sup> wie in den Jahren zuvor am schnellsten, nämlich um 91,5 % – gegenüber 46,3 % bei den Gewinneinkommen bzw. 22,9 % beim ArbeitnehmerInnenentgelt. Diese Kontinuität ist insofern bemerkenswert, als in den 80ern und frühen 90ern die Zinsen zu dieser überdurchschnittlichen Entwicklung der Vermögenseinkommen stark beitrugen (vgl. Guger/Marterbauer 2004: 15), während sie seit 1995 sogar absolut zurück gingen.

**Entwicklung der Einkommensquoten (private Haushalte und Organisationen o.E.)**

|                 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|-----------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Lohnquote       | 76,3 | 74,0 | 73,7 | 73,8 | 73,8 | 72,7 | 72,5 | 73,4 | 72,6 | 70,8 | 70,1 |
| Gewinnquote     | 15,3 | 15,2 | 14,8 | 15,0 | 15,2 | 15,5 | 15,9 | 16,6 | 16,6 | 16,9 | 17,4 |
| Besitzeink.-Qu. | 8,5  | 10,8 | 11,6 | 11,2 | 10,9 | 11,8 | 11,6 | 10,0 | 10,8 | 12,3 | 12,4 |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf Statistik Austria (2006)

---

<sup>4</sup> saldiert mit den Zinszahlungen für die KonsumentInnenschuld

Wie bereits eingangs erwähnt ist die Lohnquote einfach zusammengesetzt, wobei L die ArbeitnehmerInnenentgelte und Y das Volkseinkommen bezeichnet:

$$LQ = \frac{L}{Y} \times 100$$

Werden statt den ArbeitnehmerInnenentgelten die Gewinn- und Besitzeinkommen eingesetzt resultiert die Gewinnquote.

Die bereinigte Lohnquote wird unterschiedlich definiert, in Österreich – vor allem vom WIFO – üblicherweise korrigiert um die Veränderung der Erwerbsstruktur. Eine sinkende (steigende) Lohnquote wäre nämlich automatisch festzustellen, wenn die Zahl der unselbständig Beschäftigten stark zurückgehen (wachsen) würde, ohne dass sich an der Verteilungssituation unter den Erwerbstätigen etwas verändert hätte. Die bereinigte Lohnquote wird definiert als der Anteil der ArbeitnehmerInnenentgelte am Volkseinkommen korrigiert um die Veränderung des Verhältnisses der Zahl der ArbeitnehmerInnen zu den Erwerbstätigen in einem bestimmten Basisjahr<sup>5</sup> mit den vollzeitäquivalenten Daten aus der VGR:

$$LQB_t = \frac{L_t}{Y_t} \frac{\frac{E_t}{A_t}}{\frac{E_0}{A_0}} \times 100$$

Der Nenner des Doppelbruchs ist eine Konstante (die Erwerbsstruktur im Basisjahr) – wird sie weggelassen, so erhält man die international gebräuchlichere Arbeitseinkommensquote:

$$AEQ_t = \frac{L_t / A_t}{Y_t / E_t} \times 100$$

Sie hat den Vorteil, dass sie mehrfach interpretiert werden kann<sup>6</sup>:

1. Als Anteil des durchschnittlichen ArbeitnehmerInneneinkommens am durchschnittlichen Einkommen aus allen Produktionsfaktoren aller Erwerbstätigen.
2. Im Sinne der oben definierten bereinigten Lohnquote.
3. Als reiner Anteil des Faktors Arbeit am Volkseinkommen, dh der Summe aus ArbeitnehmerInnenentgelten plus einer Abgeltung des Arbeitseinsatzes der Selbständigen (bemessen als durchschnittliches ArbeitnehmerInnenentgelt multipliziert mit der Zahl der Selbständigen), der in der VGR im Gewinneinkommen enthalten ist.

---

<sup>5</sup> Ich wähle das Basisjahr 1976, das erste Jahr für das vergleichbare Daten vorliegen

<sup>6</sup> Anhang 0



Die Schwierigkeiten mit diesen einfachen Quoten stecken im Detail: Die Gewinn- und Besitzeinkommen sind in der VGR eine Residualgröße, die neben den tatsächlichen Einkommen alle statistischen Ungenauigkeiten akkumulieren und die Vermögenseinkommen des Staates beinhalten (insbesondere auch den Aufwand für die Staatsschuld). Die Lohnquote selbst ist ebenfalls nicht frei von statistischen Ungenauigkeiten: so etwa neue, selbstständige Beschäftigungsformen die in den Gewinneinkommen enthalten sein können, Schätzung der Trinkgelder, oder jede Revision bzw. jedes Messproblem des Nationaleinkommens im Nenner.

Im wesentlichen stellen sich zwei Fragen konzeptioneller Natur: Erstens, wie mit der qualitativ unterschiedlichen Behandlung von Kapital- und Arbeitseinkommen in der VGR umgegangen wird. Für die Arbeitseinkommen existiert kein Äquivalent zu den Abschreibungen auf Kapitaleseite, die einen Teil der Gewinne quasi der Verteilung entziehen, indem die Reproduktionskosten des Kapitalstocks vor der Einkommensbestimmung abgezogen werden (vgl. Schäfer 2004: 46f.). Zweitens stellt sich die Frage ob das InländerInnen-Konzept angemessen ist, gerade in Zeiten hoher Faktormobilität, insbesondere des Kapitals. Das Volkseinkommen berücksichtigt die Einkommen der österreichischen Produktionsfaktoren unabhängig von ihrem Einsatzort, nicht aber GrenzgängerInnen aus dem Ausland oder Direktinvestitionen (FDI) in Österreich. Bei zunehmender Internationalisierung ergibt sich so eine abnehmende Aussagekraft der Lohnquote für die Einkommensverteilung aus der heimischen Produktion. Eine dynamischere Entwicklung der heimischen FDI gegenüber jenen *in* Österreich – wie es in den letzten Jahren der Fall war – sollte sich in einer sinkenden Lohnquote ausdrücken. Umgekehrt würde ein verstärkter Gewinnabzug fremder Unternehmen in Österreich die Lohnquote statistisch heben, ebenso der Verkauf von Unternehmen ins Ausland (wenn die danach anfallenden Gewinne nicht immer komplett reinvestiert werden).

Diese beiden Kritikpunkte würden dafür sprechen, im Nenner der Lohnquote nicht das Volkseinkommen, sondern das Bruttoinlandsprodukt abzüglich dem Saldo der Produktions- bzw. Importabgaben und Subventionen zu verwenden. Das Niveau der Lohnquote wäre dann zB für das Jahr 1995 60,1 statt 73,4. In der Entwicklung der Quoten gäbe es jedoch keine gravierenden Unterschiede (Rückgang um 7,59 % statt um 8,34 % bis 2004).

### Entwicklung diverser Quoten der funktionellen Einkommensverteilung, 1984 - 2004

|      | Lohnquote | bereinigte Lohnquote | Gewinnquote | AEQ  | LQ (BIP abzügl. Prod.-u.Im.Abg.) |
|------|-----------|----------------------|-------------|------|----------------------------------|
| 1984 | 73,8      | 71,8                 | 26,2        | 87,7 | 61,2                             |
| 1985 | 73,6      | 71,4                 | 26,4        | 87,2 | 61,1                             |
| 1986 | 73,8      | 71,3                 | 26,2        | 87,1 | 61,1                             |
| 1987 | 74,1      | 71,5                 | 25,9        | 87,3 | 61,2                             |
| 1988 | 72,8      | 70,1                 | 27,2        | 85,5 | 60,7                             |
| 1989 | 72,3      | 69,3                 | 27,7        | 84,6 | 60,4                             |
| 1990 | 71,8      | 68,6                 | 28,2        | 83,7 | 60,1                             |
| 1991 | 72,5      | 68,9                 | 27,5        | 84,1 | 60,5                             |
| 1992 | 72,7      | 68,9                 | 27,3        | 84,1 | 60,9                             |
| 1993 | 73,8      | 69,7                 | 26,2        | 85,0 | 61,6                             |
| 1994 | 73,5      | 69,2                 | 26,5        | 84,4 | 61,3                             |
| 1995 | 73,4      | 68,3                 | 27,2        | 83,4 | 60,1                             |
| 1996 | 71,5      | 66,7                 | 29,0        | 81,4 | 59,1                             |
| 1997 | 72,2      | 67,3                 | 28,3        | 82,2 | 59,1                             |
| 1998 | 71,6      | 67,2                 | 28,7        | 82,0 | 58,8                             |
| 1999 | 72,1      | 67,5                 | 28,2        | 82,4 | 58,8                             |
| 2000 | 70,4      | 65,9                 | 29,8        | 80,4 | 57,6                             |
| 2001 | 70,5      | 65,9                 | 29,8        | 80,4 | 57,1                             |
| 2002 | 69,2      | 65,1                 | 30,6        | 79,5 | 57,1                             |
| 2003 | 68,3      | 64,1                 | 31,6        | 78,3 | 56,5                             |
| 2004 | 67,3      | 63,2                 | 32,6        | 77,1 | 55,6                             |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf WIFO-Wirtschaftsdatenbank und Statistik Austria (2005)

## 1.1. Entwicklung der Quoten

Die Verschiebung der relativen Einkommensposition der ArbeitnehmerInnen ist rein technisch gesehen das Ergebnis einer unterschiedlichen Entwicklung volkswirtschaftlicher Größen. Bevor diese mit dem Prozess der europäischen Integration in Verbindung gebracht werden, erscheint es zweckmäßig ihre Entwicklung selbst zu skizzieren. Ich werde dabei weitgehend auf die Methode von Hagen Krämer zurückgreifen, die er in seiner Arbeit „Die Funktionelle Einkommensverteilung seit Beginn der 1990er Jahre“ (vgl. Krämer 2005) verwendet. Er erweitert dort tautologisch den Bruch der Arbeitseinkommensquote – und damit implizit die bereinigte Lohnquote – bzw. spaltet ihn auf, um so potenzielle Faktoren aufzuspüren, die zu ihrer Veränderung in Deutschland geführt haben. Der Unterschied der folgenden Analyse zu der bei Krämer besteht darin, dass hier Daten für Österreich aus der VGR für eine mehr als doppelt so lange Periode (1984 – 2004) benutzt werden, dafür die

Arbeitszeitentwicklung nur implizit Berücksichtigung findet (über die Verwendung der Vollzeitäquivalente).

Die Arbeitseinkommensquote schreibt sich in ihrer neuen Form wie folgt (vgl. Krämer 2005):

$$AEQ = \frac{\frac{BLS + AGB}{A} \cdot \frac{1}{p^{IV}}}{\frac{BNE^r}{E} \cdot \frac{p^{BNE}}{p^{IV}} \cdot \frac{BNE - AB - (PA - SU)}{BNE}} \times 100$$

Im Zähler finden sich nun die ArbeitnehmerInnenentgelte als Bruttolöhne plus ArbeitgeberInnenbeiträge, deflationiert um den Preisindex der letzten inländischen Verwendung als Näherungswert für die Inflation zur Darstellung des Reallohnes. Im Nenner wird das reale Bruttonationaleinkommen pro Erwerbstätigen, dessen Deflator dividiert durch den obigen Index sowie das Volkseinkommen – berechnet aus Nationaleinkommen abzüglich Abschreibungen und den Produktionsabgaben korrigiert um die Subventionen – geteilt durch das Bruttonationalprodukt dargestellt.

Abermals umgeformt erhält man 8 Determinanten der Arbeitseinkommensquote<sup>7</sup>:

$$AEQ = \frac{\overbrace{\left(1 + \frac{AGB}{BL}\right)}^{D_3} \cdot \overbrace{\left(\frac{1}{1 - (AB/BNE)}\right)}^{D_4} \cdot \overbrace{\left(\frac{1}{1 - (PA - SU)/(BNE - AB)}\right)}^{D_5}}{\underbrace{\frac{BNE^r}{E}}_{D_1} \cdot \underbrace{\frac{p^{BNE}}{p^{IV}}}_{D_2}} \cdot \frac{\overbrace{TLS/A}^{D_6}}{\underbrace{p^{IV}}_{D_8}} \cdot \overbrace{LDF}^{D_7}} \times 100$$

D<sub>1</sub> bis D<sub>5</sub> bilden den Verteilungsspielraum, also jene Obergrenze für Lohnsteigerungen, die die Arbeitseinkommensquote konstant hielte. D<sub>1</sub> misst den Produktivitätsfortschritt je Erwerbsperson und ist die wichtigste Einzelgröße. D<sub>2</sub> kann als Entwicklung der Terms-of-Trade betrachtet werden (wenn der Bruch kleiner wird, verschlechtert sich das Preisaustauschverhältnis gegenüber dem Ausland), da im Deflator des BNE auch die Exportpreise bzw. im Preisdeflator der letzten inländischen Verwendung die Importpreise eingehen. D<sub>3</sub> entspricht der Steigerung des ArbeitgeberInnenbeitrags relativ zu den Bruttolöhnen, D<sub>4</sub> dem Verhältnis der Abschreibungen zum Bruttonationaleinkommen und D<sub>5</sub> den Netto-produktionsabgaben relativ zum Nettonationaleinkommen.

---

<sup>7</sup> Krämer benutzt als 9. die tarifliche Arbeitszeit, für die es allerdings in Österreich keine adäquate Datengrundlage gibt. Sie dürfte ohnedies zu vernachlässigen sein, da nach 1989 keine allgemeine Arbeitszeitverkürzung erfolgte bzw. durch die Verwendung der VGR-Daten zu Vollzeitäquivalenten Einflüsse ausgeschlossen sein sollten.

D<sub>6</sub> bis D<sub>8</sub> ergeben die tatsächlichen Reallohnsteigerungen bzw. die Ausschöpfung des Verteilungsspielraumes in den Tarifverhandlungen. Hierfür werden die tatsächlichen Bruttolöhne je ArbeitnehmerIn aufgespalten in eine hypothetische Tariflohnsumme<sup>8</sup> (D<sub>6</sub>), dem Lohndriftfaktor<sup>9</sup> (D<sub>7</sub>) und der Preisentwicklung (D<sub>8</sub>). Der Grund für die Verwendung von p<sup>IV</sup> anstelle des Verbraucherpreisindex ist, dass andernfalls die Terms-of-Trade schlechter abgebildet werden würden<sup>10</sup>. Somit können nun die Reallöhne mit den realen Produktivitätszuwächsen verglichen werden.

Die Veränderung der Lohnquote ergibt sich näherungsweise aus den Wachstumsraten der einzelnen Determinanten:

$$A\dot{E}Q \approx (\dot{D}_6 + \dot{D}_7 - \dot{D}_8) - (\dot{D}_1 + \dot{D}_2 - \dot{D}_3 - \dot{D}_4 - \dot{D}_5)$$

Für die Entwicklung der Arbeitseinkommensquote bzw. der bereinigten Lohnquote zeigt sich folgendes Bild:

**Ergebnis der Komponentenerlegung, durchschnittliche %-Steigerung**

|   | <b>1984-1994</b> | <b>1994-2004</b> | <b>1994-1999</b> | <b>1999-2004</b> | <b>1984-2004</b> |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| <b>Realer Verteilungsspielraum</b>                        | <b>2,30</b>      | <b>1,85</b>      | <b>1,75</b>      | <b>1,96</b>      | <b>2,08</b>      |
| D1 – Produktivitätsfortschritt                            | 2,24             | 1,91             | 1,93             | 1,88             | 2,07             |
| D2 – Terms-of-Trade                                       | 0                | -0,15            | -0,12            | -0,19            | -0,07            |
| D3 – Effekt des Arbeitgeberbeitrags                       | -0,04            | 0,05             | -0,01            | 0,10             | 0                |
| D4 – Effekt der Abschreibungsrate                         | 0,02             | -0,07            | -0,07            | -0,06            | -0,02            |
| D5 – Effekt der Nettoabgaben                              | 0,08             | 0,12             | 0,01             | 0,22             | 0,10             |
| <b>Reale Bruttolöhne</b>                                  | <b>1,97</b>      | <b>0,92</b>      | <b>1,36</b>      | <b>0,48</b>      | <b>1,44</b>      |
| D6 – Tariflöhne   | 4,93             | 2,11             | 2,20             | 2,01             | 3,48             |
| D7 – Lohndrift  | -0,06            | 0                | -0,03            | 0,04             | -0,03            |
| D8 – Preiseffekt  | -2,90            | -1,19            | -0,81            | -1,57            | -2,04            |
| <b>jährlicher Gesamteffekt in %</b>                       | <b>-0,33</b>     | <b>-0,93</b>     | <b>-0,38</b>     | <b>-1,47</b>     | <b>-0,63</b>     |
| <b>tatsächliche Gesamtänderung im jeweiligen Zeitraum</b> | <b>-3,30</b>     | <b>-9,28</b>     | <b>-1,92</b>     | <b>-7,37</b>     | <b>-12,68</b>    |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf WIFO-Wirtschaftsdatenbank und Statistik Austria (2005)

<sup>8</sup> Lohnsumme im Anfangsjahr multipliziert mit dem Tariflohnindex

<sup>9</sup> Differenz zwischen hypothetischer und tatsächlicher Lohnsumme

<sup>10</sup> Bzw. zwei unterschiedliche Indizes nicht herangezogen werden können, da sich diese nicht wegkürzen ließen.

In der Phase der aktiven Beteiligung Österreichs am Europäischen Mehrebenensystem (etwa ab 1994) ergibt sich eine fast verdreifachte negative Dynamik bei der bereinigten Lohnquote gegenüber dem Zeitraum 1984 – 1994. Verantwortlich dafür ist in erster Linie die schlechtere Tariflohnentwicklung (nur mehr + 2,11 % pro Jahr). Bei näherer Betrachtung dieses Durchschnittswertes fällt auf, dass die Lohnquote in den ersten 5 Jahren kaum stärker fällt, danach allerdings rapide. Dieser Unterschied resultiert aus der dynamischeren Preisentwicklung, nur bedingt aus schlechteren nominellen Tarifabschlüssen. Die Lohndrift, dh die Abweichung der tatsächlichen gegenüber den tariflichen ArbeitnehmerInnenentgelten, spielt gesamtwirtschaftlich in den gesamten 20 Jahren kaum eine Rolle.

Das Wachstum des Verteilungsspielraums geht kontinuierlich zurück, jedoch weit weniger stark als das Lohnwachstum. Bestimmende Größe ist die langsamer steigende Produktivität. Die Abschreibungsrate hatte einen schwach dämpfenden Einfluss. Weiters spielen die Terms-of-Trade eine Rolle, die den Verteilungsspielraum ab 1994 drücken, insbesondere in den letzten 5 Jahren – vermutlich als Folge der steigenden Preise der fossilen Energieträger. Im selben Ausmaß wird er durch geringere ArbeitgeberInnenbeiträge und Produktions- und Importabgaben bzw. höhere Subventionen wieder erhöht. Bemerkenswert ist hier die Steigerung des Spielraums durch den Wert der Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen ab 1999 um 0,22 % pro Jahr. Betrachtet man die Daten in der VGR genauer, so wird die EU-Komponente hinter dieser Spielraumerhöhung klar: die Produktions- und Importabgaben an die EU sanken von 1999 bis 2003 um fast 36 %, während die Subventionen von der EU um 44 % stiegen. Die vom Umfang her wichtigeren nationalstaatlichen Subventionen stiegen mit über 21 % ebenfalls kräftig, die Abgaben mit 12,1 % eher moderat (verglichen mit + 21,6 % in den 4 Jahren zuvor).

Ein Problem dieses Ergebnisses ist allerdings, dass es bis zu einem gewissen Grad vom genauen Anfangs- bzw. Endjahr der Phasen abhängt. Da etwa ein Zusammenhang zwischen Lohnquote und Konjunkturzyklus vorhanden ist, sollten ungefähr ähnliche Konjunkturlagen verglichen werden. Das Startjahr 1984 ist ein Rezessionsjahr, 1994 und 2004 sind jeweils das erste Jahr mit stärkerem Wirtschaftswachstum nach einer sehr schwachen Phase. Würde 1985 als Ausgangspunkt gewählt, hätte das de facto keine Änderung der Werte zur Folge da die Lohnquote von 1984 bis 1986 praktisch unverändert blieb. Die Einteilung in die zwei Perioden 1984 – 1994 bzw. 1994 – 2004 ist somit nicht nur angesichts des Zeitpunktes des EU-Beitritts sinnvoll. Problematischer ist jedoch die Einteilung der Subperioden: 1999 war das Wirtschaftswachstum mit über 3 % sehr hoch (verglichen mit durchschnittlich 2,7 % für den Zeitraum 1984 – 2004). Folglich sollte der Unterschied von 1994 – 1999 zur Periode 1999 – 2004 durch den tendenziell negativen Zusammenhang zwischen Wirtschaftswachstum und Lohnquote sogar unterschätzt werden (vgl. Kapitel 3.1.). Die konstatierte verdreifachte

negative Dynamik würde sich also noch dramatischer darstellen, wenn bei der Berechnung um den Verlauf des Konjunkturzyklus korrigiert werden könnte.

Vergleicht man dieses Ergebnis mit jenem aus Deutschland von 1994 bis 2003, so fällt zunächst die Lohndrift auf, die dort mit einer Reduktion der Lohnsumme um 0,91 % pro Jahr recht prononciert auftrat und der maßgebliche Grund dafür ist, dass die reale Bruttolohn- und Gehaltssumme schwächer wuchs als in Österreich – trotz nominell höherer Tariflohnabschlüsse. Das könnte an der in Deutschland stärker steigenden Arbeitslosigkeit liegen, die zu einer Reduktion der „Überzahlung“ des Tariflohns bzw. zur beobachteten Aufweichung der Reichweite der Tarifverträge geführt habe (Schulten 2004: 171).

Bemerkenswert dabei ist, dass in Deutschland der Zuwachs des realen Verteilungsspielraums weit geringer war, nämlich nur 0,66 % jährlich. Das ist in erster Linie auf eine weit schlechtere Produktivitätsentwicklung zurückzuführen. Geringe Abweichungen ergeben sich weiters aus einem in Deutschland de facto nicht vorhandenem Terms-of-Trade-Effekt und den um durchschnittlich 0,13 % steigenden ArbeitgeberInnenbeiträgen.

Für Österreich gilt es also in erster Linie zu erklären, warum die Tariflohnabschlüsse seit der Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem so weit hinter dem Verteilungsspielraum zurückbleiben (mehr dazu Kap. 3.3.1.).

Ein zweiter Aspekt ist der kleiner werdende Verteilungsspielraum. Hier spielen sowohl die wachsenden Finanzanlagen (vgl. Guger/Marterbauer 2005), als auch die relativ zur Betriebsleistung höheren Gewinnausschüttungen der Kapitalgesellschaften (vgl. Kraus 2005) eine Rolle. Sie könnten einen Rückgang der Investitionsquote gemessen an den Gewinnen erklären. Wären die Investitionen parallel mit den Gewinnen gestiegen, so wie es bis Anfang der 80er der Fall war, hätte dies höhere Produktivitätszuwächse bewirken müssen. Dieses Bild würde auch mit der neoricardianischen Verteilungstheorie in Einklang stehen, bei der die Lohnquote ein Residuum der Verteilung der Gewinne auf Industrieprofite und Zinsen ist (vgl. Hein 2004). Ein weiteres Indiz für diese These wäre die Entwicklung der Lohnquote in der rezessiven Phase 2001/02: Sie stieg nicht so wie in den bisherigen (wenn auch stärkeren) Rezessionen, sondern ging weiter zurück. Eine Erklärung könnte sein, dass Besitzeinkommen – insbesondere bei tendenziell restriktiver Geldpolitik wie sie von der EZB ausgeht – ebenso wenig auf Konjunkturschwankungen reagieren wie Löhne, sodass der alte Zusammenhang zwischen Rezession und fallender Gewinnquote aufbrechen kann, wenn Zins- und Immobilieneinkommen einen gewichtigeren Anteil am Volkseinkommen aufweisen.

Zuletzt ist festzustellen, dass die Produktivitätszugewinne durch das Binnenmarktprojekt zumindest in Österreich nicht das Ausmaß erreicht haben, wie es in den Studien der Kommission prognostiziert wurde (vgl. Kap. 1). Es könnte sein, dass gerade der Umstand der geringeren verteilbaren Zuwächse indirekt eine härtere Verteilungauseinandersetzungen bewirkt hat.

## 2.2. Zeitreihenanalyse

Betrachtet man die Zeitreihen, so zeigt sich eine stetig fallende Tendenz der Lohnquoten. Sie lassen sich dabei ganz gut rein technisch berechnen: zB 93,6 % der bereinigten Lohnquote kann rein statistisch nur mittels Konstante, einem linearen Zeittrend und einem Moving-Average-Prozess (MA(1)) erklärt werden<sup>11</sup>:

$$\begin{array}{ccccccc}
 LQB_t & = & 75,874 & - & 0,41797*t & + & 0,32993*\varepsilon_{t-1} & + & \varepsilon_t \\
 (0,000) & & (0,000) & & (0,000) & & (0,0912) & & \\
 & & & & & & & & DW = 1,9298; R^2 = 0,936; Q(2) \text{ adj.} = (0,724)
 \end{array}$$

Ähnliche Werte gelten auch für die nicht bereinigte Lohnquote:

$$\begin{array}{ccccccc}
 LQ_t & = & 76,841 & - & 0,27777*t & + & 0,434733*\varepsilon_{t-1} & + & \varepsilon_t \\
 (0,000) & & (0,000) & & (0,000) & & (0,024) & & \\
 & & & & & & & & DW = 1,9014; R^2 = 0,848; Q(2) \text{ adj.} = (0,974)
 \end{array}$$

Diese Ergebnisse hängen stark vom gewählten Startdatum ab. Längere Zeitreihen zeigen, dass die Lohnquote bis Ende der 70er stark stieg (vgl. Guger/Marterbauer 2004: 4) – unvereinbar mit dem negativen Trend dieser Regression mit den Daten ab 1976. Auch hier ist das Ergebnis nicht stabil: Wird die Regression erst ab 1993 durchgeführt, so wird der MA(1)-Prozess insignifikant und der Wert für den Trend beträgt ca. das Doppelte. Darüber hinaus stellt sich die Frage, warum der Anteil eines Produktionsfaktors kontinuierlich sinken sollte – losgelöst von (polit-)ökonomischen Prozessen. Sinnvoller ist deshalb die Berücksichtigung einiger ökonomischer Faktoren, die einen Einfluss auf die Lohnquote haben sollten.

---

<sup>11</sup> In Klammer jeweils die p-Werte

Bevor dies geschehen kann ist es allerdings notwendig, die Integrationsordnung der Lohnquoten zu bestimmen, um Spurious-regression-Probleme zu verhindern (vgl. etwa Hackl 2005). Dafür eignet sich der Dickey-Fuller-Test als bekanntester Unit Root Test (ebd.: 239), bei dem die Nullhypothese lautet, dass eine Unit Root vorliegt und die Zeitreihe somit keinem deterministischen Trend folgt. Die Schätzung eines Modells mit dem OLS-Schätzer für die Lohnquote als abhängige Variable, wie es etwa bei Breuss (2007) zu finden ist, wäre folglich fehl am Platz. Die ADF-Tests deuten darauf hin, dass sowohl die bereinigte wie auch die einfache Lohnquote eine Integrationsordnung von Eins aufweisen<sup>12</sup>. Im Rest der Arbeit wird nunmehr mit ersten Differenzen geschätzt, um dieses potenzielle Schätzproblem von vornherein auszuschließen. Außerdem entspricht diese Spezifikation auch eher den Annahmen bezüglich der Lohnquote, nämlich dass ihre allgemeine Bestimmung zwar zu komplex ist um sie durch die relativ einfache lineare Regressionen messen zu können, dafür aber die Determinanten der kurz- bis mittelfristigen Veränderung messbar sein sollten.

Marterbauer/Walterskirchen (2002: 17) schlagen vor, als erklärende ökonomische Variablen den Konjunkturzyklus (Reales Wirtschaftswachstum – *BIPRW*), die Lage am Arbeitsmarkt (Arbeitslosen- bzw. Beschäftigungsquote – *AL* bzw. *BEQ*) und die Preisentwicklung (Inflationsrate –  $\pi$ ) zu berücksichtigen. In ihren Regressionen ergibt sich jeweils ein signifikanter Einfluss dieser Variablen und des Wachstums des pro-Kopf-ArbeitnehmerInnenentgelts (*L/A*) im Zeitraum 1970 bis 2000, konkret ein negativer Zusammenhang zwischen bereinigter Lohnquote und Arbeitslosigkeit bzw. ein positiver mit dem Beschäftigungsniveau und der Preis- bzw. Lohnentwicklung. Werden die gleichen Regressionen für die Jahre 1976 bis 2004 durchgeführt, ergeben sich folgende Ergebnisse<sup>13</sup>:

$$D(LQB)_t = 1,1834 - 0,55647 * BIPRW_t - 0,4079 * D(AL)_{t-1} - 0,09679 * \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0,0023)      (0,0482)      (0,0004)      (0,3065)      (0,4133)

DW = 1,3554; adj.R<sup>2</sup> = 0,390; Q(1) = (0,130), Q(2) = (0,290)

---

<sup>12</sup> Anhang 1

<sup>13</sup> p-Werte in Klammer – gilt für den Rest der Arbeit



$$D(LQB)_t = 1,2267 - 0,5658 * BIPRW_t - 0,0913 * D(BEQ)_{t-1} - 0,12098 * \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0,0036) (0,0445) (0,0004) (0,7063) (0,3068)

DW = 1,3016; adj.R<sup>2</sup> = 0,365; Q(1) = (0,111), Q(2) = (0,276)

$$D(LQB)_t = 0,1825 - 0,4869 * BIPRW_t - 0,1297 * D(BEQ)_{t-1} + 0,1179 * L/A_t + \varepsilon_t$$

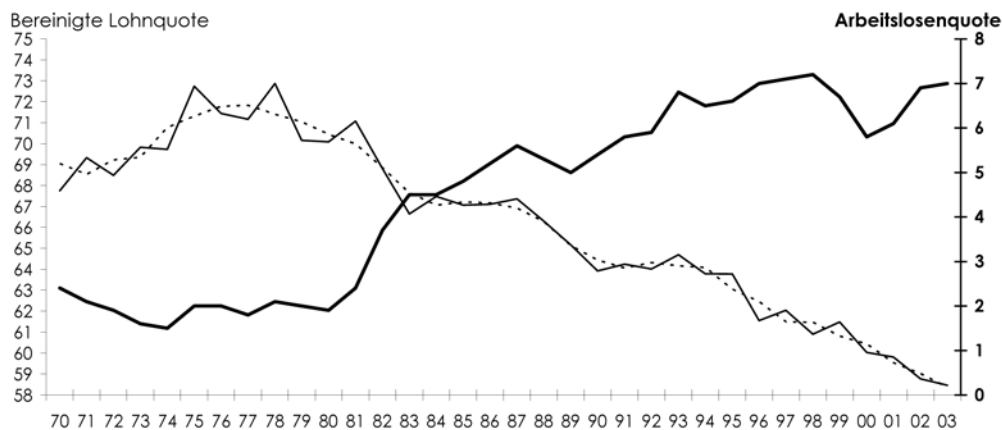
(0,0026) (0,7334) (0,0009) (0,5870) (0,1882)

DW = 1,3479; adj.R<sup>2</sup> = 0,384; Q(1) = (0,089), Q(2) = (0,219)

Mit Ausnahme des realen BIP-Wachstums erweisen sich nun alle Variablen als deutlich insignifikant (und zum Teil mit falschen Vorzeichen). Darüber hinaus treten nun Autokorrelationsprobleme auf, die es in den alten Schätzungen ebenfalls nicht gab.

Trotzdem scheint zumindest ein langfristiger Zusammenhang zwischen Lohnquote und Arbeitslosenquote zu bestehen, wie aus der folgenden Grafik ersichtlich ist (Guger/Marterbauer 2004: 7):

Abbildung 2.2: Bereinigte Lohnquote und Arbeitslosenquote in Österreich  
In %



Q: WIFO, Statistik Austria.

Arbeitslosigkeit erhöht den Druck auf die Gewerkschaften zur Lohnzurückhaltung, wie es in den 1980ern in Großbritannien und den Niederlanden am deutlichsten zum Ausdruck kam (vgl. Kleinknecht/Naastepad 2003). Bei Entlassungen zur Steigerung der Produktivität und Rentabilität bewirkt das nicht nur kurzfristig eine steigende Arbeitslosigkeit, sondern wirkt indirekt auf die verbleibenden Beschäftigten, die aus Angst vor zukünftiger Entlassung bei nicht-steigender Rentabilität den Produktivitätsgewinn der Entlassungen zumindest nicht im vollen Ausmaß einfordern. Ein solcher indirekter Einfluss würde sich nicht in den jährlichen Daten messen lassen und wäre durch die Arbeitslosigkeits-Variable nur beschränkt erfassbar.

Wenn, dann würde er sich eher als stochastische Störgröße in der Regression zeigen. Verwendet man statt der Arbeitslosenquote die Beschäftigungsquote, so erhält man jedoch einen signifikant positiven Einfluss des Arbeitsmarktes.

Eine Variable, die bei den Regressionen außer Acht gelassen wurde, ist die Berücksichtigung der wirtschaftlichen Entwicklung in den Lohnverhandlungen. Bei guter Konjunktur sind die Lohnforderungen höher, schlagen sich allerdings zu einem großen Teil erst im nächsten Jahr nieder (auf Grund des institutionellen Settings der Kollektivvertragsverhandlungen, die erst am Jahresende stattfinden). Das Wachstum des realen BIP des Vorjahres müsste somit eine Determinante der Lohnsumme und damit der Lohnquote sein. Wird den Regressionen eine solche Variable hinzugefügt, ist sie tatsächlich statistisch signifikant. Sie ist allerdings nicht robust: wird etwa eine Konstante miteinbezogen, können keine eindeutigen Ergebnisse erzielt werden.

$$D(LQB)_t = 0,2148 * BIPRW_{t-1} - 0,5807 * BIPRW_t + 0,6246 * BEW_t + 0,1995 * D(\pi)_{t-1} + 0,9975 * MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0006)                      (0,0000)                      (0,0037)                      (0,0000)                      (0,0000)

DW = 2,1744; adj.R<sup>2</sup> = 0,821; Q(2) adj. = (0,399)

Interessant ist, dass zwar weiterhin kein Einfluss der Inflationsrate feststellbar ist, dafür allerdings ihre Veränderung zum Vorjahr: Stieg sie gegenüber  $t-2$  um einen Prozentpunkt, so erhöhte das ceterus paribus die Lohnquote im Schnitt um 0,2. Ein Erklärung wäre, dass die Sozialpartner in den Lohnverhandlungen die tatsächliche Preisentwicklung einbeziehen. Die anderen Ergebnisse sind erwartungsgemäß: Höheres reales Wirtschaftswachstum im Vorjahr wirkt positiv, jenes des aktuellen Jahres (stärker) negativ. Ein einprozentiger Zuwachs der Vollzeitbeschäftigung steigert die Lohnquote um 0,6 Punkte. Kommt es zu exogenen Störungen, so sind diese relativ persistent.

Wird nun eine Konstante mitgeschätzt um ansatzweise festzustellen ob das Ergebnis robust ist, so wird das Wirtschaftswachstum des Vorjahres insignifikant:

$$D(LQB)_t = 0,704 + 0,078 * BIPRW_{t-1} - 0,730 * BIPRW_t + 0,730 * BEW_t + 0,177 * D(\pi)_{t-1} + 0,997 * MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,131)    (0,468)                      (0,0000)                      (0,0043)                      (0,0002)                      (0,0000)

DW = 2,1157; adj.R<sup>2</sup> = 0,840; Q(2) adj. = (0,701)

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die Regressionsanalyse der Lohnquote unbefriedigend ist, weil einerseits nur allgemeine Einflüsse geschätzt werden können und andererseits die Ergebnisse wenig robust gegenüber Zeitperiode und Modellspezifikation sind. Darüber hinaus ist der Datensatz mit nur 10 bis 30 Beobachtungen zu klein um verlässliche Werte zu liefern.

Bezüglich der Fragestellung nach dem Einfluss der Teilnahme Österreichs am Europäischen Mehrebenensystem auf die funktionelle Einkommensverteilung liefert die Regression Indizien, dass es zu einer sinkenden Lohnquote durch Anpassungsprozesse gekommen ist: Geht man davon aus, dass der Rückgang der Inflation von 3,6 % (1993) auf 0,6 % (1999) durch die Vorbereitungen auf die WWU und in Folge auf die restriktive Geldpolitik der EZB zurückzuführen ist (Argument etwa bei Stockhammer 2006), so wäre ein erster direkter Einfluss gefunden. Dieser Effekt würde etwa ein Fünftel des Gesamtrückgangs der bereinigten Lohnquote von 1995 bis 2001 erklären.

### 3. EU-Einfluss auf die funktionelle Einkommensverteilung

Die einfachste Möglichkeit, einen Einfluss der Europäisierung statistisch festzustellen, wäre, obige Schätzungen um eine EU-Dummyvariable zu erweitern. Angesichts der Analyse, dass die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem nicht ein einziger, homogener Prozess ist (vgl. Kap. 1.), überrascht es nicht, dass die EU-Dummyvariable nicht signifikant ist – egal ob mit oder ohne Konstante, egal ob als Startjahr 1993, 1994 oder das formelle Beitrittsjahr 1995 gewählt wird<sup>14</sup>. Weder gibt es einen messbaren Effekt auf eine der anderen Variablen, welche die bereinigte Lohnquote erklären, noch einen signifikanten Unterschied in den Koeffizienten für die Zeit vor bzw. nach Beginn der Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem. Das einzige winzige Ergebnis ist, dass der Einfluss der Inflationsenkung nur bis Mitte der 90er signifikant ist. Es sind daher Zweifel angebracht, ob der Rückgang der Inflation Mitte bis Ende der 90er tatsächlich einen Teil der Lohnquotenentwicklung in diesem Zeitraum erklären kann – wie es die ersten Regressionsergebnisse vermuten ließen.

Problematisch ist weiters, dass die favorisierte Modellschätzung aus 2.2. für den Zeitraum 1995 bis 2004 gar keine signifikanten Ergebnisse mehr liefert – was angesichts der wenigen verbleibenden Datenpunkte aber auch nur bedingt überrascht bzw. aussagekräftig ist.

Zusammengefasst zeigt sich damit, dass auf allgemeiner Ebene der Einfluss der Europäisierung nicht erfasst werden kann. In diesem Kapitel werden folglich einzelne Effekte quantitativ und qualitativ analysiert, anknüpfend an die forschungsleitenden Thesen in der Einleitung. Zunächst wird überprüft, ob die europäische Strukturpolitik (Kap. 3.1.) bzw. die Vollendung des Binnenmarkts (Kap. 3.2.) die Verschiebungen in der funktionellen Verteilung begründen kann. Falls ja, müssten sich diese unter anderem in den Außenwirtschaftsdaten finden lassen. Quer dazu finden institutionelle Änderungen (Kap. 3.3.) statt, die es sozialen Kräften ermöglichen bzw. erschweren ihren Anteil am gesellschaftlichen Wohlstand auszuweiten. Obwohl hier die deutlichsten Änderungen stattfinden, sind sie empirisch am schwersten zu erfassen, weshalb dieser Teil länger ausfällt.

---

<sup>14</sup> exemplarisch Anhang 2

### 3.1. sektorale Verschiebungen

Die Europäische Union ist ein wichtiger Motor für den wirtschaftlichen Strukturwandel, der sich durch die Verschiebung der Sektoren auf die Lohnquote auswirkt<sup>15</sup>: Auf die (wenigen) ArbeitnehmerInnen im primären Sektor entfielen im Durchschnitt seit 1976 nur knapp 10 % der Bruttowertschöpfung gegenüber 64 % im Produktionsbereich, 49 % im tertiären und 84 % im öffentlichen Sektor<sup>16</sup>. Verliert zB die Produktion von Gütern gegenüber jener von Dienstleistungen an Bedeutung, so sinkt die Lohnquote nur auf Grund des Struktureffektes.

Nimmt man den oft zitierten Satz „Budgets sind in Zahlen gegossene Politik“ ernst, so könnte man meinen, die Hauptaufgabe der EU ist Strukturpolitik. Die drei wichtigsten Budgetposten (auch wenn sie mit dem neuen Finanzrahmen 2007 – 2013 nicht mehr direkt so benannt werden) sind Agrarpolitik, Strukturfonds und Forschungspolitik, sie belaufen sich grob auf 90 % des EU-Gesamtbudgets. Der Großteil der Agrarpolitik verhindert tendenziell den Strukturwandel, weil marktverzerrende Förderungen unrentable Betriebe erhalten, während ein kleiner Teil (nicht einmal 10 % der Ausgaben) für ländliche Entwicklung beschleunigend wirkt, indem in peripheren Gebieten Beschäftigungsalternativen gefördert werden. Auf regionaler Ebene werden wirtschaftlich schwache Gebiete durch Beschäftigungs- und Infrastrukturmaßnahmen unterstützt. Die Forschungsmittel haben das Ziel, durch neue Technologien den mittel- und langfristigen technologiebedingten Strukturwandel voranzutreiben.

Neben diesen finanziellen gibt es eine Reihe regulativer Eingriffe: Schaffung des Binnenmarktes bzw. einer europäischen Wettbewerbspolitik (und damit höherer Druck auf weniger produktive Sektoren bzw. Monopole; bessere Wachstumsmöglichkeiten für sehr produktive Bereiche), Liberalisierung öffentlicher Dienstleistungen (Post, Energie, Telekommunikation, Bahn), Umweltvorgaben (CO<sub>2</sub>-Beschränkungen), Stärkung des Finanzsektors, Effizienzdruck im öffentlichen Sektor, etc. Diese europäischen Einflüsse sollten sich deutlich in der Wirtschaftsstruktur widerspiegeln, auch wenn die Auswirkungen nicht näher spezifizierbar sind (zumindest nicht im Rahmen dieser Arbeit).

---

<sup>15</sup> Das Volkseinkommen kann für Branchen nicht berechnet werden, daher meint Lohnquote in diesem Unterkapitel den Anteil der Arbeitnehmerentgelte an der Bruttowertschöpfung.

<sup>16</sup> Das Niveau im öffentlichen Sektor ist nur beschränkt mit den anderen vergleichbar, weil die Wertschöpfung hier mit den Input- statt den Outputpreisen bewertet wird.

Betrachtet man den Anteil der Sektoren an der Bruttowertschöpfung, so zeigt sich folgendes Bild:

**sektoraler Bruttowertschöpfungsanteil 1976 – 2004**

|                 | 1976   | 1984   | 1994   | 2004   |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|
| Agrar           | 6,5 %  | 4,9 %  | 3,0 %  | 1,9 %  |
| Produktion      | 37,6 % | 33,4 % | 30,2 % | 30,3 % |
| Dienstleistung  | 36,8 % | 41,0 % | 44,3 % | 47,3 % |
| Öffentlicher S. | 18,9 % | 20,5 % | 22,3 % | 20,2 % |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf WIFO-Wirtschaftsdatenbank

Der Strukturwandel fiel vor der Europäisierung Österreichs stärker aus als im gleichem Zeitraum danach. Der Rückgang des Agrarsektors wurde etwas gebremst und jener des produzierenden Gewerbes gestoppt, während der öffentliche Sektor seine Zuwächse aus den 80ern wieder einbüßte und die Dienstleistungsbranchen weiter an Bedeutung gewannen.

Nimmt man als Maßstab statt der Bruttowertschöpfung die Vollzeitbeschäftigten, so gibt es zwei wesentliche Unterschiede: Erstens ein weiter zunehmender Anteil des öffentlichen Sektors, und zweitens der ungebremste Rückgang des Sekundären Sektors. 2004 arbeiteten bereits mehr Menschen für den Staat als in der Industrie und am Bau.

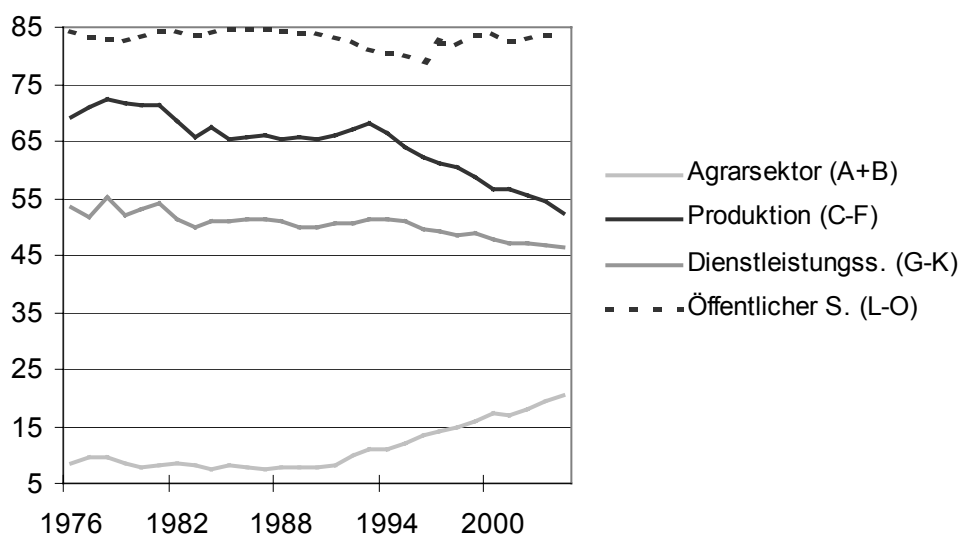
**sektoraler Beschäftigungsanteil 1976 – 2004**

|                 | 1976   | 1984   | 1994   | 2004   |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|
| Agrar           | 11,8 % | 9,9 %  | 6,9 %  | 5,2 %  |
| Produktion      | 36,0 % | 33,1 % | 29,8 % | 26,0 % |
| Dienstleistung  | 32,3 % | 34,7 % | 37,8 % | 41,5 % |
| Öffentlicher S. | 19,6 % | 22,2 % | 25,3 % | 27,1 % |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf WIFO-Wirtschaftsdatenbank

Die bereinigte Lohnquote blieb innerhalb aller Sektoren bis Anfang der 90er mehr oder weniger stabil, entwickelte sich in Folge allerdings dynamischer. Stark steigend im Primären Sektor, umgekehrt stark fallend im Sekundären bzw. weniger rasant im Tertiären Sektor. Auffallend ist dabei, dass die Lohnquote gerade mit Inkrafttreten des Europäischen Binnenmarktes im Sekundären Sektor, der davon am meisten betroffen ist, stark zu fallen beginnt – auch in jeder einzelnen Wirtschaftsabteilung (mit Ausnahme der kaum relevanten Abteilungen Tabakverarbeitung, Wasserversorgung und dem Erzbergbau). Demgegenüber beginnt sie im Agrarbereich stark zu steigen – allerdings ist unklar, ob das tatsächlich der wirtschaftlichen Entwicklung entspricht, denn gerade in diesem Bereich ist die Größenordnung unselbständig Beschäftigter statistisch besonders problematisch.

### sektorale Lohnquote 1976 - 2004



Quelle: eigene Berechnung, basierend auf WIFO-Wirtschaftsdatenbank

Trotzdem kann der Strukturwandel den Rückgang an der Lohnquote kaum bis nicht erklären, weil sich die Verschiebungen insgesamt aufheben. Das kann gezeigt werden, indem für ein bestimmtes Jahr fiktive Lohnquoten berechnet werden, bei der die einzelnen (unbereinigten) Quoten jeder Wirtschaftsabteilungen der ÖNACE-Gliederung gewichtet nach ihrem Anteil an der Bruttowertschöpfung im Jahr  $x$  addiert werden. Die Unterschiede zwischen den Ergebnissen messen den Anteil des Strukturwandels. Von 1994 bis 2004 ergibt sich ein Rückgang des gesamtwirtschaftlichen Anteils der ArbeitnehmerInnenentgelte an der Bruttowertschöpfung von 60,24 % auf 54,85 % – bei konstantem Wertschöpfungsanteil 1994 errechnet sich ein Wert von 55,83 %. Der Rückgang der Lohnquote geht damit zu 83,4 % auf Änderungen innerhalb der Wirtschaftsabteilungen und nur zu 16,6 % auf Änderungen zwischen ihnen zurück. Das Ergebnis ist allerdings zeitlich instabil, und wird vom gewählten Basisjahr erheblich beeinflusst. Geht man weitere 10 Jahre zurück, so gibt es gar keinen Effekt des Strukturwandels auf die Lohnquotenentwicklung von 1984 bis 2004, da der Rückgang bei konstanter Wertschöpfung der Wirtschaftsabteilungen sogar geringfügig stärker wäre. Für den längstmöglichen Betrachtungszeitraum 1976 – 2004, in dem der Strukturwandel eine große Rolle gespielt haben soll, gehen nur knapp 5 % der Änderung auf diesen zurück.

### fiktive Lohnquoten für diverse Basisjahre

| Gewichtung | 1976 | 1984 | 1994 | 2004 |
|------------|------|------|------|------|
| 1976       | 62,3 | 60,0 | 59,0 | 55,2 |
| 1984       | 62,9 | 60,5 | 59,5 | 54,8 |
| 1994       | 63,8 | 61,4 | 60,2 | 55,8 |
| 2004       | 63,6 | 61,1 | 60,0 | 54,9 |
| keine      | 62,3 | 60,5 | 60,2 | 54,9 |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf WIFO-Wirtschaftsdatenbank

Diese Ergebnisse decken sich mit ähnlichen Berechnungen von Marterbauer/Walterskirchen (2002: Übersicht 4), die für den Zeitraum 1988 bis 2000 Abweichungen der Lohnquotenentwicklung, die auf den Strukturwandel zurückzuführen sind, von maximal 0,3 Prozentpunkten errechnen.

Zusammenfassend kann deshalb festgehalten werden, dass der Einfluss der Europäischen Union auf die Lohnquote durch den Strukturwandel – zumindest für diese Arbeit, die die Gründe für ihren Rückgang behandelt – vernachlässigt werden kann, weil dieser selbst kaum die Änderung des Anteils des ArbeitnehmerInnenentgelts an der Bruttowertschöpfung erklären kann.

### **3.2. Marktintegration**

Die Verflechtung der europäischen Märkte stellt den ökonomischen Kern der Europadebatte dar. Ob sie jedoch wesentlich ist, darüber wird heftig diskutiert. Manche ordnen sie der Globalisierung unter, manche stellen sie in den Schatten der Osterweiterung und andere wiederum sehen sie im Vergleich zur Relevanz der Binnenmärkte immer noch als nebensächlich.

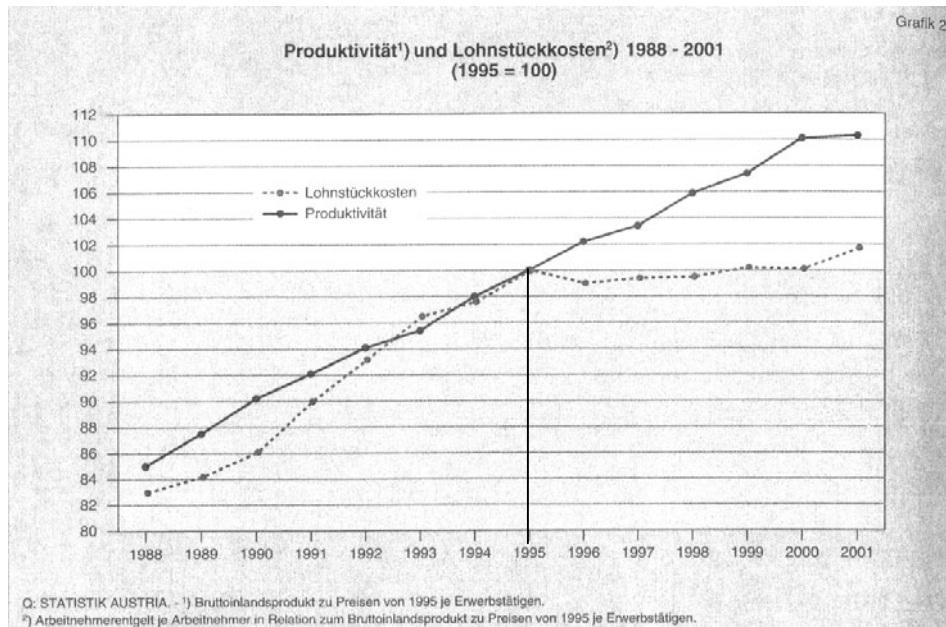
Eine Schwierigkeit, die Europäisierung der heimischen Wirtschaft zu beurteilen, besteht darin, dass die Internationalisierungsprozesse in der Literatur oft isoliert voneinander analysiert werden. Der kapitalistische Reformprozess in Osteuropa, die EU-Beitritte der mittel- und osteuropäischen Länder, die Handelsausweitung innerhalb der EU-15, die Heranführung Südosteuropas, etc. werden so als unabhängige Einzelfälle behandelt (beispielsweise Breuss 2005). Im Sinne einer breiteren, prozesshaften Charakterisierung der EU handelt es sich jedoch um eine interdependente Entwicklung, deren Elemente voneinander isoliert nicht sinnvoll betrachtet werden können. Das heißt beispielsweise, dass der spezifische Reformprozess Osteuropas nicht von der konkreten Interaktion mit der EU abstrahiert – und somit nicht als unabhängiger Einzelfall ökonomisch analysiert – werden kann.

Ähnlich verhält es sich mit der Globalisierung, denn: „Für Österreich ist die Globalisierung im wesentlichen eine Europäisierung“ (Mooslechner 2007). Quantitativ würde das heißen, dass Außenhandel und grenzüberschreitende Investitionen zwar zunehmen, sich aber überwiegend auf die Euro-päische Union konzentrieren. Qualitativ bedeutet das, dass Globalisierung „in Europa vor allem über den Prozess der europäischen Integration vermittelt“ (Schulten 2004: 239) wird, daher die ihr zugeschriebenen Elemente über den europäischen Integrationsprozess in Form der letzten großen EU-Projekte Binnenmarkt und Wirtschafts- und Währungsunion implementiert wurden. Die Kernelemente betreffen die Funktionsweise des Staates (Deregulierung, Förderung von Innovations- und Wettbewerbsfähigkeit), die Integration der Finanz- und Kapitalmärkte, sowie die



Bedeutungszunahme transnational organisierter Unternehmen, die gerade innerhalb der Europäischen Union einen internen Standortwettbewerb fördern (vgl. Schulten 2004: 237ff).

Folgende Grafik deutet darauf hin, dass zumindest das Wettbewerbsargument mit dem EU-Beitritt Österreichs zur EU – bzw. bereits zuvor durch die Teilnahme am EU-Binnenmarkt – Wirkung zeigte.



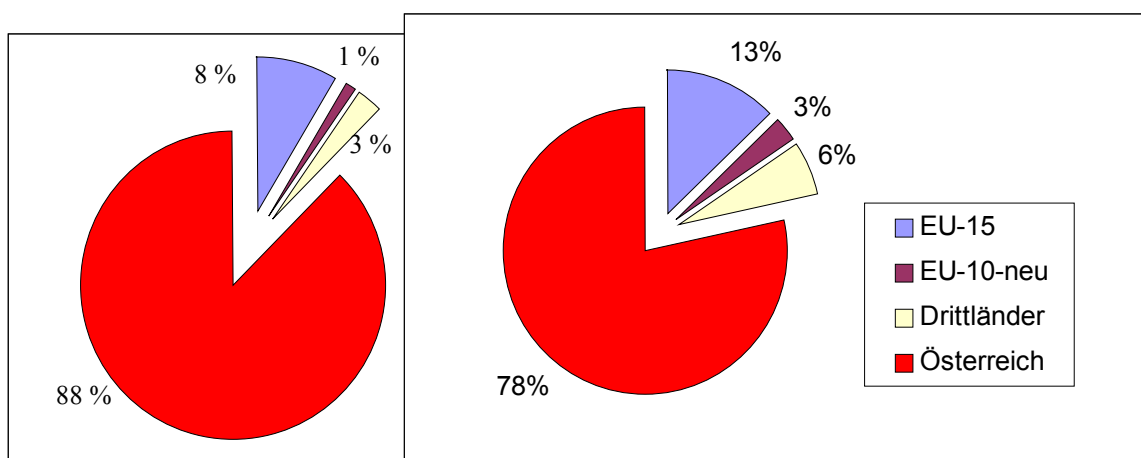
Quelle: Statistische Nachrichten 11/2002: 878

Lange Zeit stiegen Lohnstückkosten und Produktivität relativ parallel. Ab 1995 koppelte sich die Entwicklung der Produktivität jedoch ab, da die Lohnstückkosten stagnierten. Deren Berechnung unterscheidet sich jedoch nur geringfügig von der Lohnquote. Es ist auffällig, dass seit 1995 gerade die Lohnquote in der Sachgüterproduktion besonders stark fällt (Kap 3.1.) – auf die auch über 95 % der Gesamtexporte bzw. -importe entfallen. Diese Entwicklung fällt mit einer ständig verbesserten Wettbewerbssituation zusammen: im Zeitraum 1995 bis 2000 hatte jedes andere EU-Mitglied eine höhere Wachstumsrate der nominellen Lohnstückkosten zu verzeichnen– und auch in den folgenden 5 Jahren waren die Zuwächse in Österreich am geringsten, mit Ausnahme von Polen und Deutschland (WKO 2007). Was positiv für die Entwicklung der Österreichischen Handelsbilanz ist, scheint auf den ersten Blick für die Einkommen der ArbeitnehmerInnen negativ zu sein.

Werden die konkreten Daten des Handels der Jahre 1993 - 2004 betrachtet, so ist zunächst eine deutliche Gesamtzunahme der Umsätze festzustellen: Der Anteil der Exporte am Produktionswert zu Herstellungspreisen hat sich von 12 auf 22 % nahezu verdoppelt, jener der Importe stieg von 15 auf ebenfalls 22 %. Wider Erwarten fiel jedoch der Anteil der Exporte in die EU-25 von 78 auf 72 % der Gesamtexporte, wengleich der Importanteil von

73 auf 77 % stieg. Deutlicher ausgedrückt: trotz Globalisierung werden immer noch 94 % des Umsatzes am Binnenmarkt – also innerhalb der EU-25 – erzielt.

**Absatz heimischer Produktion, 2004 (rechts) gegenüber 1993 in % des Produktionswertes**



Quelle: eigene Berechnungen, basierend auf Daten der WIFO-Wirtschaftsdatenbank

Werden die 34 Wirtschaftsabteilungen, für die Handelsdaten vorliegen<sup>17</sup>, analysiert, stellt sich die Relevanz der EU gegenüber dem Rest der Welt deutlicher dar: In 27 sind die EU-15 wichtigster Handelspartner, sowohl bei Importen wie auch Exporten. Nimmt man stattdessen die EU-25, so bleiben nur mehr die Importe fossiler Energieträger, Erze und der vernachlässigbaren sonstigen Dienstleistungen bzw. Importe und Exporte des sonstigen Fahrzeugbaus als Güter, in denen nicht die EU wichtigste Handelsregion ist. Zu beachten ist an dieser Stelle, dass sich die Angaben immer nur auf den Warenwert beziehen, nicht auf die stoffliche oder produktionstechnische Relevanz. Betrachtet man die Änderungen gegenüber 1993, so zeigt sich prozentuell in fast allen Wirtschaftsabteilungen das stärkste Wachstum im Handel mit den 10 neuen Mitgliedsländern. Bei den absoluten Zuwächsen – die eigentlich für die Entwicklung der Lohnquote die interessanteste Variable sein sollte – sind es jedoch abermals die EU-15, mit denen sowohl hinsichtlich der Anzahl der Wirtschaftsabteilung wie auch dem Anteil am Gesamtzuwachs die stärkste Handelsausweitung erfolgte: 54 % des zusätzlichen Export- bzw. 67 % des zusätzlichen Importumsatzes seit 1993 entfallen auf die EU-15, nur 32 % gehen auf Exportzuwächse außerhalb der EU-25 zurück, bzw. überhaupt nur 14 % der Importzuwächse (exklusive Erdöl- und Erdgasimporten gar nur 10 %).

Nimmt man als Maßstab für Internationalisierung nicht die Handelsströme, sondern die Auslandsdirektinvestitionen (FDI), so kann diese nicht auf eine Europäisierung verkürzt werden. Der Bestand der österreichischen FDI im Ausland wuchs von 1990 bis 2004

<sup>17</sup> fast ausschließlich aus dem primären und sekundären Sektor, nicht zuletzt weil der Handel mit Dienstleistungen bisher kaum liberalisiert wurde bzw. keine relevante Größe erreicht

durchschnittlich um über 20 % jährlich (gegenüber knapp 13 % des FDI-Bestandes in Österreich). Während sich 1991 noch deutlich mehr als die Hälfte der FDI auf die EU-15 konzentrierten, war es 2004 nicht einmal ein Drittel. Der Anteil des FDI-Bestandes in den 10 neuen Mitgliedsländern schoss von 10 % 1990 auf über 30 % 1994 in die Höhe und hält seitdem in etwa diesen Anteil. 2004 lag er bei 28,4 %.

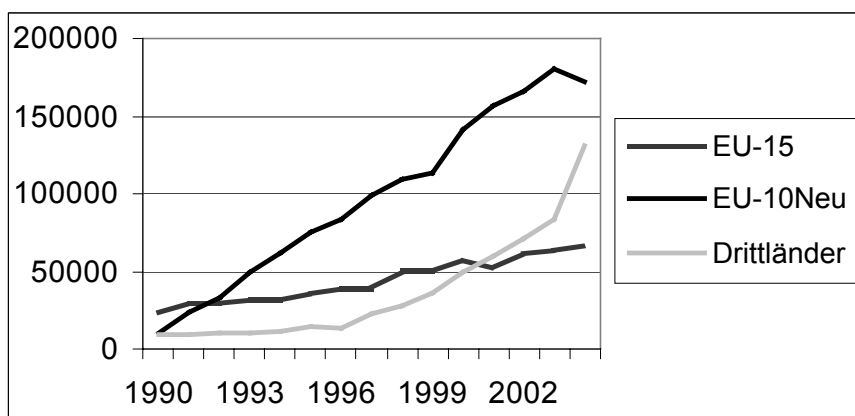
**Prozentanteil der auf die jeweilige Region entfallende Bestand der aktiven FDI**

|               | 1990  | 1994  | 1995  | 1996   | 1997   | 1998   | 1999   | 2000   | 2001   | 2002   | 2003   | 2004   |
|---------------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| EU-15         | 52,8  | 44,6  | 46,2  | 45,4   | 41,0   | 45,7   | 44,5   | 42,2   | 38,2   | 37,3   | 34,5   | 32,8   |
| EU-10n        | 10,0  | 30,3  | 29,2  | 30,3   | 30,4   | 27,3   | 26,0   | 27,4   | 29,8   | 29,5   | 28,5   | 28,4   |
| Drittländer   | 37,2  | 25,0  | 24,6  | 24,3   | 28,7   | 27,1   | 29,6   | 30,4   | 32,0   | 33,2   | 37,0   | 38,8   |
| Ges. in Mio € | 3.683 | 7.671 | 8.674 | 10.396 | 12.863 | 14.912 | 19.039 | 26.674 | 32.351 | 40.512 | 44.308 | 49.765 |

Quelle: eigene Berechnungen, basierend auf Daten der ÖNB

Dementsprechend stark stieg der Anteil der Drittländer, der zuletzt mit knapp 20 Mrd. Euro den Rekordwert von 38,8 % erreichte. Umgekehrt kam es beim FDI-Bestand in Österreich, der 2003 erstmals kleiner war als jener im Ausland, sehr wohl zu einer Europäisierung: von 1994 stieg der Anteil der FDI aus den EU-15 bzw. EU-25 (der Beitrag der neuen Mitgliedsländer ist dabei zu vernachlässigen) von knapp 62 % auf über 78 % 2001, geht jedoch seitdem wieder leicht zurück. Gemessen in Beschäftigten zeigt sich diese Entwicklung noch deutlicher: österreichisches Kapital beschäftigte 2004 im Ausland 370.525 Menschen, davon etwa 67.000 in der „alten“ EU, über 172.000 in den neuen Mitgliedsländern und bereits knapp 131.000 außerhalb der EU-25. Damit liegt der Beschäftigungszuwachs seit 1990 im Ausland mit 326.910 deutlich über jenem im Inland (273.614). Der höhere FDI-Bestand in Österreich fiel dem gegenüber sogar mit einem moderaten Rückgang der vom Auslandskapital abhängigen Beschäftigten (noch 232.802) zusammen.

**Stand der Beschäftigten bei österreichischen Unternehmen im Ausland 1990 - 2004**



Quelle: eigene Berechnungen, basierend auf Daten der ÖNB

Die FDI im Inland konzentrierten sich auf die Wirtschaftszweige Chemie-Gummi-Kunststoff-Mineralöl, Elektronik, Handel, Kredit- und Versicherungswesen, unternehmensbezogene Dienstleistungen und Realitätenwesen – ebenso im Ausland plus Bergbau und Glas- bzw. Steinwaren. In beiden Fällen erreichen die genannten Zweige knapp 90 % der gesamten FDI.

Zusammengefasst kann festgehalten werden, dass es zu einer deutlichen Internationalisierung der heimischen Wirtschaft kam. Das Ausmaß dieses Prozesses, der sich auf die Europäische Union konzentriert, ist zwar beträchtlich, angesichts der Vereinheitlichung des Binnenmarktes und der Kapitalmärkte bzw. der Währungsunion aber geringer als es wahrscheinlich zu erwarten gewesen wäre. Das könnte daran liegen, dass auch die Beziehungen zum Rest der Welt nicht unverändert blieben, sondern durch globale Kapital- und Gütermarktliberalisierungen transformiert wurden. Dessen ungeachtet sollten die Veränderungen durch die Europäisierung groß genug sein, um Auswirkungen auf die Verteilungssituation in Österreich zu erzeugen.

Die einzige Studie, die sich dieser Frage zumindest annäherte, prognostizierte 1998 anhand von Modellsimulationen einen moderaten Rückgang der Lohnquote bis 2004 von 0,4 Prozentpunkten (Breuss/Schebeck 1998: 748) durch die Osterweiterung der EU – bis 2010 sollte sich dieser Effekt auf 0,6 Prozentpunkte erhöhen. Gründe für diesen Rückgang werden nicht explizit angeführt – vermutlich wäre die Zunahme der Direktinvestitionen genannt worden.

Die Herangehensweise in dieser Arbeit ist mehrstufig: Zuerst werden Zusammenhänge auf gesamtwirtschaftlicher Ebene untersucht. Dabei werden die Grundsätzungen (vgl. Kap. 2.2.) um Daten zur Internationalisierung erweitert. Im nächsten Schritt wird mittels Panel-Daten für ÖNACE-Unterabschnitte untersucht, ob sich determinierende Elemente für die Lohnquotenentwicklung auf disaggregierterer Ebene finden lassen. Der Vorteil liegt hierbei vor allem in einem größeren Sample, sodass mehr Variablen für die Schätzung verwendet werden können. Der erste Teil dieses Vorgehens orientiert sich an Studien zur Auswirkung der Globalisierung, die jedoch mit Paneldaten für mehrere Länder arbeiteten (Diwan 2001, Harrison 2002, Onaran 2005). Die sektorspezifische Untersuchung knüpft an die Arbeiten von Ortega/Rodríguez (2001), Onaran/Stockhammer (2006) und eingeschränkt an Egger/Egger (2003) an. Ihnen ist gemeinsam, dass Internationalisierung gemessen wird mit dem Import- und Exportanteil am Output (definiert als Produktionswert, Bruttowertschöpfung oder BIP) bzw. am Anteil der – zumeist aktiven – FDI am Output oder an den Investitionen. Ergänzt werden diese Daten um diverse Kontrollvariablen. In dieser Arbeit wird Internationalisierung darüber hinaus mit einer Veränderung der Zusammensetzung der Beschäftigten assoziiert, die mit Daten zum Beschäftigungsstand bei Beteiligungen heimischer Unternehmen im Ausland gemessen wird.

Ex ante ist anzunehmen, dass eine verstärkte Öffnung einen Rückgang der Lohnquote bewirken sollte. Importe und Exporte sollten weniger signifikante Ergebnisse liefern (im Vergleich zu den FDI), einerseits weil diese auch in den zuvor genannten Studien nur selten einen robusten Einfluss hatten, andererseits weil Outsourcing direktere Effekte auf die Löhne haben sollte. Ich unterteile die Handelsdaten regional in die EU-15, die 10 neuen Mitgliedsländer (EU-10n) und Drittländer um zu testen, ob es einen separaten EU-Effekt gibt.

Das Ergebnis der Regression für die Gesamtwirtschaft bestätigt die Annahmen weitgehend<sup>18</sup>: Während die Exporte nie und die Importe nur selten die Lohnquote relevant beeinflussen, so ergibt sich für die aktiven Direktinvestition ein negativer Einfluss (auf 5-%igem Signifikanzniveau). Steigt deren Bestandsanteil am BIP um einen Prozentpunkt, so fällt die bereinigte Lohnquote ceterus paribus um 0,55 Prozentpunkte. Es ist jedoch darauf hinzuweisen, dass die Zeitreihe sehr kurz ist, nur mit 10 bis 14 Datenpunkten geschätzt werden kann, da die Handelsdaten erst ab frühestens 1990 verfügbar sind – die Resultate sind dementsprechend zweifelhaft. Im Gegensatz zur Grundschtzung ergibt sich nun für das vorjährige Wirtschaftswachstum kein signifikanter Einfluss, ebenso wenig für die Veränderung der Inflationsrate im Vorjahr.

Schätzt man anstelle der Gesamtimport- bzw. -exportvariablen die regionalspezifischen Größen, so ändert sich nichts am Bild: Importe und Exporte bleiben auch so ohne signifikanten Einfluss. Bei den FDI zeigt sich jedoch ein regionaler Zusammenhang: Die bereinigte Lohnquote wird nicht von FDI allgemein negativ beeinflusst, sondern nur von denen im Nicht-EU-15-Raum (Rest der Welt inkl. EU-10n). Steigt deren Anteil am BIP um einen Prozentpunkt, so fällt die bereinigte Lohnquote um 0,7.

Aufgrund der wenigen Datenpunkte drängt sich eine Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse auf. Eine einfache Möglichkeit hierfür sind bivariate Regressionen mit Konstante. Das Ergebnis ist, dass bis auf die Veränderung des Anteils der im Ausland Beschäftigten an den heimischen Beschäftigten (signifikant negativ) keine Variable diesen Test besteht – außer wenn in Fällen mit Hinweisen auf Autokorrelation ein MA(1)-Prozess mitgeschätzt wird<sup>19</sup>. Sofern danach signifikante Ergebnisse entstehen, bestätigen sie das obige Bild: ein signifikant negativer Einfluss der aktiven FDI (bzw. der Anzahl der dadurch Beschäftigten), der sich bei regionaler Betrachtung als auf den Nicht-EU-15-Raum beschränkt herausstellt. Wird die normale Lohnquote als abhängige Variable spezifiziert, so lässt sich überhaupt keine bivariate Regression (ohne ARMA-Terme) mit eindeutigen Resultaten finden.

---

<sup>18</sup> Anhang 3

<sup>19</sup> Anhang 4

Regressionsanalysen mit Paneldaten versprechen zwei positive Eigenschaften: Zum einen kann die Zahl der Beobachtungen deutlich gesteigert werden, indem die Variation mehrerer Wirtschaftssektoren erfasst wird, zum anderen können mögliche sektorspezifische Faktoren identifiziert werden, die es durch die ungleiche Entwicklung der außenwirtschaftlichen Verflechtung gegeben haben sollte. Eine neue Schwierigkeit kommt nun hinzu: Die Ebene der Wirtschaftsabteilungen nach ÖNACE-Gliederung, für die es allgemein gute Daten gibt, wird bei den FDI-Daten der ÖNB nicht erreicht. Stattdessen werden Sektordaten nach einer eigenen Gruppierung ausgewiesen, die ÖNACE-Abschnitte und -Unterabschnitte mischt. Das erfordert, dass alle Wirtschaftsabteilungen zu der ÖNB-Gliederung zusammengefasst werden. So verbleiben von 33 Wirtschaftszweigen, für die Import- und Exportdaten vorliegen, noch 16. Ein Vorteil des verkleinerten Datensatzes ist aber, dass nunmehr winzige Einheiten (wie zB Fischerei) im Aggregat untergehen, deren hohe Standardabweichungen der Lohnquotendifferenz potenziell verzerrend wirken könnten. In Folge wird daher nur mit dem FDI-Datensatz gearbeitet.

Im ersten Schritt werden Kontrollvariablen (Kap 2.2.) geschätzt, für die sich vergleichsweise deutlichere Ergebnisse zeigen<sup>20</sup>: der antizyklische Effekt (negativer Zusammenhang mit dem Wachstum der Bruttowertschöpfung eines Sektors; BWSW), der lohnsteigernde Effekt des Vorjahreswachstums (BWSW(-1)), die Beschäftigungsentwicklung im Sektor (D(BE)) und abermals die Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate im Vorjahr (D(INF(-1))). Weitere Variablen sind nun signifikant: der gewerkschaftliche Organisationsgrad (GEWORG) und die Arbeitslosigkeit (AL) – jeweils mit zu erwartendem Vorzeichen. Neu aufgenommen wurde die Änderung des Anteils der staatlichen Konsumausgaben am BIP (D(GOVCONS)), der einen positiven Zusammenhang mit der Lohnquote aufweist.

Werden Handelsvariablen inkludiert, so sind diese deutlich insignifikant. Ebenso scheint kein statistischer Zusammenhang zu den FDI zu bestehen, unabhängig von der konkreten Variablendefinition und egal ob sie mit Beschäftigten oder monetär gemessen werden. Ferner stellt sich heraus, dass einige Kontrollvariablen, wie die staatlichen Konsumausgaben oder die Inflationsänderung, nur selten robust sind, weshalb sie in Folge nicht mehr berücksichtigt werden.

Geht man einen Schritt weiter und zerlegt den Außenhandel in Regionen<sup>21</sup>, so ergeben sich für die Exporte keine neuen Ergebnisse. Für die Importe kann allerdings auf 10%-Signifikanzniveau ein – zu erwartender – negativer Effekt für EU-15-Importe und ein

---

<sup>20</sup> Anhang 5

<sup>21</sup> Anhang 6

überraschend positiver für jene aus den EU-10n festgestellt werden. Dieses Resultat ist schwer zu interpretieren. Eine Erklärung könnte sein, dass die Importe aus dem vergleichbareren Wirtschaftsraum eine direkte Konkurrenz darstellen, während jene aus Osteuropa komplementär sind: billiger importierte Zwischenprodukte könnten eine Konzentration auf höherwertige Güter erlauben, bei denen die Beschäftigten mehr verdienen würden bzw. eine bessere Verhandlungsposition hätten, einen Teil der zusätzlichen Gewinne einzufordern (weil ihre Tätigkeit nicht so leicht in den Osten verlagert werden könnte). Dieses Ergebnis ist auch relativ stabil gegenüber der Modellspezifikation und wird sogar noch deutlicher, wenn statt dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad bzw. der Arbeitslosigkeit eine jahresspezifische Variable mitgeschätzt wird, die diese und allfällige weitere Einflüsse umfassen sollte<sup>22</sup>. Der kumulierte Nettoeffekt dieser Importzahlen beläuft sich auf eine Steigerung der Lohnquote um 0,2 Prozentpunkte bis 2003. Statt einen Teil des beobachteten Rückganges zu erklären, würden die Handelseffekte gemäß diesen Regressionen sogar den Erklärungsbedarf erhöhen.

Beschränkt man den Datensatz auf die Sachgütererzeugung, so sollten durch die Konzentration des Außenhandels in diesem Wirtschaftsabschnitt die deutlichsten Ergebnisse zu erzielen sein. Abermals sind jedoch die meisten Koeffizienten insignifikant, mit Ausnahme einer respezifizierten Handelsvariable für die EU-10n<sup>23</sup>, die in mehreren (nicht abgebildeten) Regressionen signifikant war: Steigt der Anteil des Handelsbilanzüberschusses mit den EU-10n am Produktionswert eines Sektors der Sachgütererzeugung um 1 %, so fällt dort die Lohnquote um knapp einen Viertel-Prozentpunkt. Da sich der Handelsüberschuss im Zeitraum von 1993 bis 2003 zwar kurzfristig von 1,8 % auf 2,7 % des Produktionswertes steigerte, dann aber wieder auf 1,6 % zurückging, kann dieses Ergebnis zur Erklärung des Lohnquotenrückganges, der wie gezeigt in der Sachgütererzeugung besonders stark ausgefallen ist, nichts beitragen. Zerlegt man den Effekt in Import- und Exportwirkung, so ergibt sich wie bereits in der gesamtwirtschaftlichen Regression ein positiver Einfluss der Importe, nun aber auch ein (schwächerer) negativer der Exporte. In Summe würde dieser Einfluss eine um einen Prozentpunkt höhere Lohnquote ergeben – das Gegenteil von dem was zu erwarten wäre.

Der letzte Versuch, den Einfluss der Europäisierung auf die Lohnquote zu messen, erfolgt indirekt über eine Regression der Internationalisierungsvariablen auf die Beschäftigungsveränderung – die einzige Größe, die einen starken und robust positiven Einfluss auf die

---

<sup>22</sup> Anhang 7

<sup>23</sup> Anhang 8

Lohnquote hat. Es zeigt sich für die Sachgütererzeugung (nicht für die Gesamtwirtschaft)<sup>24</sup>, dass je nach Modellspezifikation der Beschäftigungsstand österreichischer Unternehmen im Ausland bzw. die EU-15-Importquote einen negativen Effekt auf die heimischen Arbeitsplätze haben. Umgelegt auf die Lohnquote ist dieses indirekte Ergebnis kaum nennenswert, kann hochgerechnet nur 0,2 bis 0,4 Prozentpunkte (kumuliert) des Rückganges erklären.

Alles in allem ist der Rückgang der Lohnquote durch die Ausweitung der Handels- und Investitionsströme in keinen direkten, konsistenten Zusammenhang zu bringen. Das sollte uns aber nicht überraschen, schließlich deckt sich dieses Ergebnis mit jenen aus der Literatur (insbesondere Rodrik 1997), wonach die Internationalisierung der Wirtschaft größtenteils nur indirekt die Verteilung verändert, sich so einer empirischen Prüfbarkeit – zumindest mit Standards wie sie für eine Diplomarbeit angemessen sind – entziehen. Im nächsten Kapitel soll daher versucht werden, anhand des institutionellen Settings einer Erklärung der sinkenden Lohnquote näher zu kommen.

### **3.3. Institutionelle Effekte**

Der letzte Bereich, in dem die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem seine Spuren hinterlassen hat, ist das weite und weniger konkrete Feld der Institutionen, verstanden als gesellschaftliche Regelsysteme. Es ist schwierig, dieses Feld abzustecken bzw. genau zu messen. Ich greife zwei Aspekte heraus, auf die ich näher eingehen möchte. Erstens die institutionelle Vertretung der ArbeitnehmerInnen, und zweitens die Veränderung der staatlichen Institutionen in Österreich, sofern sie verteilungsrelevant sind. Jedes dieser Teilkapitel könnte für sich genommen eine Arbeit darstellen, insofern werde ich an dieser Stelle nicht mehr leisten können als einige Punkte herauszugreifen und ansatzweise darzustellen.

Zudem kommt erschwerend hinzu, dass es neben der strukturell-institutionellen Komponente immer auch eine Veränderung der Handlungsweisen in den Institutionen selbst gibt. Zugespitzt heißt das, dass es DIE institutionellen Änderungen durch die EU-Teilnahme nicht gibt, dass sie nur im konkreten Kontext spezifisch analysiert werden können. Gerade der Beitritt Österreichs erfolgte zeitgleich mit den wesentlichsten strukturellen Änderungen der Europäischen Union selbst (die bis dahin nicht umsonst nur Gemeinschaft hieß): die Vollendung des Binnenmarktes und die Wirtschafts- und Währungsunion. In diesem Kapitel geht es folglich immer auch um die neuen Entwicklungen auf europäischer Ebene, meistens sogar mehr als um die nationalen institutionellen Konsequenzen des Beitritts selbst. Eine

---

<sup>24</sup> Anhang 9



ausführliche Darstellung dieser Änderungen, insbesondere auf die makroökonomische Politik und ihre Konsequenzen für die Verteilung (Fitoussi 2006; Stockhammer 2006), ist aber in diesem Rahmen nicht möglich.

### **3.3.1. Verhandlungsmacht der ArbeitnehmerInnen**

Einer der wenigen relativ einheitlichen Sichtweisen in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften betrifft den Zusammenhang zwischen (nomineller) Lohnhöhe und Gewerkschaften: theoretisch gilt, je stärker die Gewerkschaften, desto höher die Lohnzuwächse, und meist desto höher die Lohnquote. Folglich überrascht es nicht, wenn der Rückgang der Lohnquote vielfach mit der Schwäche der Gewerkschaften begründet wird. Die Aufspaltung der Lohnquote (Kap. 2.1.) zeigte ebenfalls, dass die Ergebnisse der Lohnverhandlungen für einen Großteil des Rückgangs der Lohnquote verantwortlich sind. Vor allem in Anlehnung an Schulten (2004: 164f) und Streeck (1999) werden in diesem Kapitel fünf Dimensionen gewerkschaftlicher Stärke ausgemacht, anhand derer gezeigt werden soll, dass die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem eine Schwächung der ArbeitnehmerInnen – und folglich eine Umverteilung zur Kapitalseite – bewirkt hat:

1. Neben dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad, der in vielen wirtschaftswissenschaftlichen Studien als einzige Dimension berücksichtigt wird, sind das
2. die Ausgestaltung und
3. die Ergebnisse der Tarifvertragssysteme,
4. die – schwierig zu fassende – politische Unterstützung kollektiver ArbeitnehmerInneninteressen und letztlich
5. die strukturellen bzw. institutionellen Handlungsmöglichkeiten ihrer Organisationen.

Die zentrale These lautet, dass die Schwächung der ArbeitnehmerInnen durch die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem vor allem die 3., 4. und 5. Dimension betraf, während die beiden offensichtlicheren ersteren erst in mittel- bis langfristiger Folge und eher indirekt beeinträchtigt wurden. Es stellt sich das Problem, dass die angeführten Punkte mit gängigen wirtschaftswissenschaftlichen Methoden konträr zu ihrer Relevanz analysierbar sind: Politische Unterstützung und strukturelle Handlungsmöglichkeiten können weder sinnvoll ökonomisch geschätzt noch adäquat modelliert werden, weshalb sie in dieser Arbeit großteils nur qualitativ erfasst werden.

Werden für die Stärke der Gewerkschaften die Mitgliedszahlen oder das Verhältnis von Gewerkschaftsmitgliedern zu nichtorganisierten Beschäftigten herangezogen, so ist tatsächlich eine deutliche Schwächung zu konstatieren: Von 1983 bis 2004 ging nach Angaben des ÖGB die Mitgliederzahl von 1.660.453 auf 1.357.933 bzw. um 18,2 % zurück. Der

Rückgang erfolgte erst seit 1993 relativ kontinuierlich und stark – 91 % des Rückgangs gehen auf die Periode nach der Vollendung des Binnenmarktes zurück. Der Anteil der organisierten unselbständig Beschäftigten sank dementsprechend noch stärker, von knapp 60 % 1984 auf nur mehr 41 % 2004.

Gewerkschaftliche Stärke zeigt sich auch in den konkreten Lohnverhandlungen, in Österreich institutionalisiert in den Kollektivvertragsverhandlungen zwischen den Sozialpartnern. Hier ist ein Strukturindikator die Zahl der unselbständigen Beschäftigungsverhältnisse, die von den Kollektivverträgen (im weiteren kurz KV) abgedeckt werden. In Österreich liegt er kontinuierlich bei weit über 90 % (vgl. Schulten 2004: 171), dh die 2. Dimension gewerkschaftlicher Stärke fällt als Grund für den Lohnquotenrückgang aus.

Neben dieser Quote sind die konkreten Lohnabschlüsse von Aussagekraft über die Stärke der ArbeitnehmerInnen. Da es über 200 KV gibt, die nicht auf die ÖNACE-Gliederung übertragbar sind, die verschiedene Zusatzvereinbarung enthalten und noch andere Probleme aufweisen, sind sie kaum zu analysieren. Es gibt nur eine, von Statistik Austria veröffentlichte, Gesamtzahl, welche die Höhe der KV-Abschlüsse angibt. Wird diese für die Analyse herangezogen, so zeigt sich eine Unterauserschöpfung des Verteilungsspielraumes (Kap. 2.1.), die allerdings mehr oder weniger freiwillig von den Gewerkschaften akzeptiert wurde – Arbeitskämpfe gab es in Österreich auch in den 1990ern de facto nicht (Schulten 2004: 170).

Die vierte Dimension gewerkschaftlicher Stärke ist die politische Unterstützung von staatlicher Seite. In Österreich führte die Tradition der Sozialpartnerschaft lange Zeit zu einer großen Unterstützung der ArbeitnehmerInnenvertretung, die über Arbeiterkammer, Gewerkschaft und SPÖ direkt die österreichische Politik mitprägte. Darüber hinaus bildete die produktivitätsorientierte Lohnpolitik (Lohnsteigerungen im Ausmaß des Produktivitätszuwachses plus Inflationsabgeltung) einen allgemein akzeptierten Rahmen für die Lohnsteigerungen, der ebenfalls politisch unterstützt wurde.

Ab Beginn der 1990er wurde diese „Lohnformel“ mit Hinweis auf den steigenden internationalen Wettbewerbsdruck zunehmend angegriffen. Wie in Kap. 3.2. gezeigt, war bereits damals die Europäische Union mit Abstand die größte Handelspartnerin – dieser „internationale Druck“ war somit ein hausgemachter als Folge des soeben geschaffenen Europäischen Binnenmarktes. Dieser brachte mit dem Leitbild der vier Freiheiten – grenzenloser Kapital-, Waren-, Dienstleistungs- und Personenverkehr – die Perspektive, durch Mobilität dem Druck zum Interessensausgleich im nationalstaatlichen Rahmen entfliehen zu können. Diese Entwicklung begünstigte den graduellen Wechsel hin zu einer „wettbewerbsorientierten Lohnpolitik“ (Schulten 2004: 243), deren politische Unterstützung federführend von der Europäische Kommission ausging. 1993 gab sie im Dezember das Weißbuch „Wachstum, Wettbewerbsfähigkeit, Beschäftigung“ (Kommission 1993) heraus, in dem sie

empfahl, dass die Reallöhne zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit im Durchschnitt um einen Prozentpunkt hinter der Produktivität zurückbleiben sollten. Diese Empfehlung wird seither zumindest in ähnlicher Form laufend erneut abgegeben, auch vom Europäischen Rat (vgl. Schulten 2004: 243) – und damit indirekt der österreichischen Regierung, die somit aktiv an der politischen Schwächung mitwirkte.

Vergleicht man diese Vorgabe mit den Ergebnissen der Komponentenzerlegung (Kap. 2.1.), so scheint diese Lohnformel in Österreich exakt eingehalten worden zu sein: 1994 bis 2004 standen einem durchschnittlichen Produktivitätswachstum von 1,91 % reale Lohnsteigerungen von 0,92 % gegenüber. Auch wenn es sich nur um eine Empfehlung handelte, so bedeutete sie trotzdem eine reale Schwächung der Verhandlungsposition der Gewerkschaften. Der Kommission als Repräsentantin des „Brüssel-Konsens“ (Marterbauer 2007: 182ff) kann öffentlich wenig entgegengesetzt werden, bis eben dieser Konsens selbst durch einen neuen ersetzt oder zumindest substantiell verändert wird. Die Gewerkschaften, die den Brüssel-Konsens nur sehr beschränkt mittrugen und nicht zuletzt deshalb – neben sehr österreichisch-spezifischen Faktoren wie die erstarkte neofaschistische FPÖ (vgl. Tálos 2001) – beträchtlichem medialen Druck ausgesetzt waren, konnten nur mehr das durchsetzen, was innerhalb dessen als „realistisch“ erschien: Lohnsteigerungen, die die internationale Wettbewerbsfähigkeit stärken.

Verschärft wurde die Situation durch die Vollendung der Währungsunion – in mehrfacher Hinsicht. Erstens betritt mit der EZB eine Institution die wirtschaftspolitische Arena, die keine Gelegenheit auslässt, weitere Lohnmoderation einzufordern bzw. sogar mit Zinssatzerhöhungen – und damit kurzfristig geringerer Beschäftigung – als „Bestrafung“ für „zu hohe“ Lohnabschlüsse droht (vgl. Schulten 2004: 242f). Zweitens bleibt bei vertraglich verankerter restriktiver Geld- und Fiskalpolitik nur mehr eine flexible Lohn- und Arbeitsmarktpolitik, um bei negativer asymmetrischer Entwicklung die Wettbewerbsfähigkeit wieder herzustellen (vgl. Busch 1994). Drittens wurde der reale EU-interne Wettbewerb noch einmal verstärkt, indem Transaktionskosten weiter sanken bzw. die Vergleichbarkeit der Preise stieg (vgl. Observatoire Social Européen 1999: 15). Viertens wird das Wettbewerbsargument über den realen Gehalt hinaus wichtiger, weil die Drohung des Ersatzes von zumindest Teilen der Inlandsproduktion durch Importe oder Outsourcing noch glaubhafter wird (vgl. Kalmbach 1998: 98). Der zusammenfassenden Einschätzung Olaf Sieverts (gewerkschaftskritisches Mitglied des deutschen Sachverständigenrats), die Währungsunion wäre ein geeignetes Instrument um die ArbeitnehmerInnenvertretung zu schwächen, ist daher einiges abzugewinnen:

*„Das kartellartige Ritual nationaler Lohnrunden als Streit um die Einkommensverteilung wird mehr und mehr geprägt sein vom Wettbewerb der Länder und Regionen um Arbeitsplätze ... Optimal ist ein Währungsraum, der nennenswert größer, möglichst mehrfach größer ist als der Raum, für den sich ein wirksames Lohnkartell etablieren lässt.“ (Sievert, Olaf 1992: 13)*

Das wurde mit der Eurozone, die ab 2008 bereits 15 – nicht besonders homogene – Länder umfassen wird, erreicht.

Auch die Gewerkschaften selbst sehen diese Problematik. ZB der Europäische Metallere-Innen-gewerkschaftsbund formulierte 2002 die These, dass es „unter den Bedingungen des Euro ... keine nationalen Tarifverhandlungen mehr [gibt]“ (Schulten 2004: 294). Diese These hat für sich, dass sie die Notwendigkeit der europäischen Koordinierung herausstreicht, übersieht aber gleichzeitig, dass die nationalen Tarifverhandlungen durch den Euro zumindest mittelfristig gestärkt werden könnten, wenn es zu „nationalen Schulterschlüssen“ auf Kosten der Nachbarstaaten kommt: Eine nationale Gewerkschaft könnte Lohnabschlüsse akzeptieren, die eine Steigerung der Lohnstückkosten etwas unterhalb dem Schnitt der Handels-partnerInnen ermöglicht, um die Kapitalseite im nationalen Rahmen zu halten und so zumindest minimale Zugeständnisse zu erreichen, bzw. um dafür die Beschäftigung zu sichern oder auszuweiten (vgl. Kalmbach 1998: 103). Neben Beschäftigungszuwächsen erhofften sich die Gewerkschaften eine Anerkennung als wirtschaftspolitischer Akteur in den nationalen Institutionen.

Die Entwicklung der Lohnstückkosten (Kap. 3.2.), die seit über einem Jahrzehnt deutlich unter dem Durchschnitt der Eurozone blieb, ist ein Indiz dafür, dass genau diese Unterbietungsstrategie in Österreich realisiert wurde. Ihr Hauptproblem ist, dass sie ähnliche Reaktionen der Gewerkschaften in anderen Ländern provoziert. Diese Entwicklung scheint politisch durchaus erwünscht zu sein, wie folgendes Zitat der Kommission zeigt:

*„Einigen sich die Sozialpartner eines Landes auf maßvolle Lohnerhöhungen, um die Beschäftigung zu fördern, so laufen sie nicht länger Gefahr, dass der durch ihre Zurückhaltung erzielte Vorteil für die Beschäftigung durch eine Währungsaufwertung gegenüber den WWU-Partnern untergraben wird.“ (Kommission 1998: 192)*

Als Beginn solcher systematischen einzelstaatlichen Abweichungsstrategien gilt das sozial-partnerschaftliche Abkommen von Wassenaar 1982 in den Niederlanden, in dem sich die Gewerkschaften zu einer mehrjährigen Lohnzurückhaltung verpflichteten (vgl. Visser 1998). Es folgten in fast allen Ländern der alten Eurozone (mit Ausnahme von Frankreich, Österreich und Luxemburg) formelle „neue soziale Pakte“ (Bieling/Steinhilber 2000: 121). In Belgien wurde 1996 aus einem solchen Abkommen sogar ein Gesetz, demnach die Lohnerhöhungen den durchschnittlichen Zuwachs in Frankreich, Deutschland und den Niederlanden nicht überschreiten darf (vgl. Schulten 2004: 255f). Breiter gefasst sind sie Teil eines „nationalen Wettbewerbskorporatismus“ (Schulten 2004: 252-258). Dieser umfasst

neben der Lohnpolitik eine „Reorganisation der arbeitsmarkt- und sozialpolitischen Regulierung“ (ebd.) und den Umbau der Steuersysteme (insbesondere gekennzeichnet durch sinkende Unternehmenssteuern). Ziel ist, das Land für Unternehmen zu attraktivieren. Bei den neuen sozialen Pakten wird das soziale Kräfteverhältnis zugunsten der Kapitaleseite verändert und gleichzeitig als neue Realität auch für die Zukunft festgeschrieben – unter starker Mithilfe der Nationalstaaten. Die ArbeitnehmerInnenvertretungen werden eingebunden um ihre nach wie vor starke legitimierende Funktion zu nutzen (vgl. Bieling/Steinhilber 2000: 120ff). Die Rolle der Europäischen Kommission war es, politische und argumentative Unterstützung zu organisieren und den Fokus auf die Wettbewerbsfähigkeit zu legen, während gleichzeitig die Konsequenzen für die europäische Binnennachfrage – die relativ zu den Exporten die weitaus wichtigere Nachfragekomponente wäre – unberücksichtigt bleiben.

Die fünfte Dimension gewerkschaftlicher Stärke ist ihre strukturelle Verankerung bzw. ihre Einbettung in das Gesamtsystem – und somit die Transformation des Europäischen Mehrebenensystems selbst. Allgemein gilt, je wichtiger die supranationale Ebene wird, daher je mehr Rahmenbedingungen dort entschieden werden, desto schwächer wird die organisierte ArbeitnehmerInnenvertretung. Das liegt erstens an den fehlenden Gewerkschaftsrechten auf europäischer Ebene, wie sie national existieren (insbesondere dem Koalitions- und Streikrecht bzw. dem Recht, Kollektivverträge zu verhandeln), und zweitens an der dortigen Interessenskonstellation zwischen der Kapital- und der ArbeitnehmerInnenseite. Bei letzterer geht es im Kern um die Verbesserung ihrer jeweiligen Verhandlungsposition – und somit um die Frage, wessen Drohpotenzial steigt bzw. welche Konsequenzen eines nichtkooperativen Ergebnisses zu erwarten sind. In den 1970ern war es der „motivierende soziale Mythos (General-)Streik“ (Bieling/Steinhilber 2000: 107) bei gleichzeitig geringer Arbeitslosigkeit, der die „interessens-basierten rationalen Strategien“ (ebd.) der noch sehr national operierenden Kapitaleseite unterminierte und sie zu weitgehenden Zugeständnissen (hohe Lohnabschlüsse, Arbeitszeitverkürzungen, etc) im nationalstaatlichen Rahmen „motivierte“. „Wettbewerbsfähigkeit“ und „Globalisierung“ – vermittelt über die Europäische Union – sind die neuen Pendants, die der Kapitaleseite (unter Bedingungen hoher Arbeitslosigkeit) ermöglichen, mit der Drohung von Billigimporten, Kapitalabzug und/oder Produktionsverlagerungen ihre Vorstellungen von höheren Renditen durchzusetzen.

Die Inexistenz klassischer Gewerkschaftsrechte ist auf europäischer Ebene politisch durch das Sozialprotokoll von Maastricht bzw. formell durch den Amsterdamer Vertrag explizit abgesichert. Auf absehbare Zeit fehlen den europäischen Gewerkschaften damit jene Mittel, mit denen sie sich im nationalen Rahmen ihre starke Verhandlungsposition, bzw. ihr Drohpotential, erkämpft haben. Was bleibt sind Informations- und Beratungsrecht, letzteres

hauptsächlich in Form von Inkorporation in unverbindliche Beratungsgremien wie dem „Europäischen Wirtschafts- und Sozialausschuss“, dem „Europäischen Sozialgipfel“ oder dem „Makroökonomischen Dialog“. Trotz ständiger Ausweitung beider Rechte ist das zu wenig, um tatsächlichen Gestaltungsspielraum zu erlangen.

Diese Situation kann ansatzweise an einem Gedankenexperiment illustriert werden: Österreich ohne Gewerkschaften. Es bliebe als Vertretung „nur“ die Arbeiterkammer – die jedoch alleine immer noch mehr Rechte besitzen würde als irgendein aktueller europäischer Zusammenschluss der ArbeitnehmerInnen (zB Status einer öffentlich-rechtlichen Körperschaft, direkte Mitgliedschaft de facto aller privaten ArbeitnehmerInnen, Legitimierung durch direkte Wahlen). Es liegt auf der Hand, dass ohne Gewerkschaften die heimischen ArbeitnehmerInnen schlechter gestellt wären (bzw. die Lohnquote noch niedriger wäre).

Dieses Gedankenexperiment lässt noch einen zweiten Schluss zu: Der Europäischen Union fehlt eine, zumindest historisch betrachtet, wichtige Legitimitätsquelle. Die Gestaltungsmöglichkeiten der Sozialpartner verlieh dem österreichischen politischen System über lange Zeit eine starke Unterstützung, die wichtige politische Maßnahmen relativ reibungslos umsetzbar machte – nicht umsonst sehen sich diese als die „Manager des Wandels“ (Sozialpartner 2007: 6). Die Europäische Union hätte sie umso notwendiger, da erstens der „Regierung“ (Kommission) die politische Durchsetzungskraft fehlt, und zweitens die nationale Fragmentierung Entscheidungen nicht gerade leichter macht. Ein rezentes Beispiel für die Umsetzungsschwierigkeiten wäre die gescheiterte Europäische Verfassung, die gerade auch durch den Widerstand der französischen Gewerkschaften zu Fall gebracht wurde. Dass es auf europäischer Ebene eine ständige Ausweitung der unverbindlichen Gremien mit ArbeitnehmerInnenbeteiligung gibt, kann als Versuch gewertet werden, zwar die „Legitimationsressource Gewerkschaft“ stärker zu nutzen, aber gleichzeitig verbindliche Zugeständnisse zu vermeiden (die eigentlich notwendig wären um eine dauerhafte Zustimmung der ArbeitnehmerInnenseite zu gewährleisten).

Diese Situation wird sich auf absehbare Zeit nicht ändern, weil sie bedingt ist durch eine „strukturelle Überlegenheit der Kapitaleseite auf transnationaler Ebene“ (Streeck 1999: 116). Diese ergibt sich aus den unterschiedlichen internationalen Interessen von Kapital und Arbeit: „die einen streben nach erhöhter Faktormobilität, die anderen verlangen die Sicherung sozialpolitischer Standards“ (ebd.: 95). Mit der Vollendung des gemeinsamen Binnenmarktes konnte die Kapitaleseite ihre Interessen verankern, während die ArbeitnehmerInnenseite weitgehend scheiterte, wirksame sozialpolitische Mindeststandards oder zumindest ein klares sozialpolitisches Mandat für die EU als Basis für weitere Schritte durchzusetzen (vgl. ebd.: 80). Einziges Ergebnis war das bereits erwähnte Maastrichter Protokoll über die Sozialpolitik (EUFIS 2007), das Großbritannien durch die Nicht-Teilnahme von Anfang an schwächte, und

das die Sozialpolitik im Wesentlichen auf nationaler Ebene festschrieb. Entscheidend ist darüber hinaus, dass zukünftige Neuerungen die Zustimmung aller Sozialpartner bedürfen: De facto ist das ein wirksames Vetorecht für die Kapitaleseite, die allgemein wenig Interesse daran hat, dass „Märkte und Wettbewerb in Verfolgung kollektiver politischer Ziele suspendiert“ (Streeck 1999: 114) werden können (worauf eine Ausweitung der Sozialpolitik hinauslaufen würde).

Des Weiteren gibt es eine Schiefelage bei der Entscheidungslogik der europäischen Mehrebenenpolitik, die „negative Intergration“ leichter durchsetzbar macht als „positive Integration“. Erstere meint Integration als Beseitigung nationaler Hindernisse für einen einheitlichen Wirtschaftsraum bzw. bloß wechselseitige Anerkennung nationaler Standards, zweitens wird als die Einigung auf gemeinsame europäische Standards verstanden, bei der immer nur der kleinste gemeinsame Nenner realisierbar ist (vgl. Schulten 2004: 240; Bieling/Steinhilber 2000: 113f). Die stockende politische Integration könnte aber zu Reaktionen der ArbeitnehmerInnenvertretungen führen: Zu einer Verschärfung des Konfliktes auf europäischer Ebene, um eine Ausweitung der Sozialpolitik zu erkämpfen, und/oder der Versuch, wieder die nationale zu Lasten der supranationalen Ebene zu stärken. Anzeichen für die erste Strategie war etwa die Auseinandersetzung um die EU-Dienstleistungsrichtlinie, bei der die ArbeitnehmerInnenseite für eine öffentliche Sicherstellung der Daseinsvorsorge eintrat und der EGB 2006 eine Großdemonstration organisierte (vgl. exemplarisch EGB 2006). In eine ähnliche Richtung gehen die immer häufiger proklamierten Forderungen, die Europäische Union müsse zu einer „Sozialunion“ werden (AK 2007) – denen bislang aber der Nachdruck fehlt. Für die andere Strategie sprechen die bereits erwähnten neuen sozialen Pakte, die auf ein möglichst hohes – aber wettbewerbskompatibles – Maß sozialpolitischer Standards abzielen. Es handelt sich dabei zwar nur um eine Second-Best-Strategie, die dafür aber viel leichter zu realisieren ist, weil sie nicht gegen die Interessen der Kapitaleseite verstößt und obendrein von den Nationalstaaten gefördert wird. Ob sie langfristig stabil sein kann, ist jedoch zu bezweifeln. Schulten (2004: 241) fasst folgendermaßen zusammen:

*„Für die europäischen Gewerkschaften bedeutet die »Herausbildung einer wettbewerbsstaatlichen Integrationsweise« [...], dass sie einerseits mit den negativen Konsequenzen der Liberalisierung der Märkte konfrontiert sind, ohne unmittelbar auf einen supranationalen Ausgleich im Sinne einer europäischen Arbeits- und Sozialgesetzgebung oder gar eines europäischen Wohlfahrtsstaates hoffen zu können.“*

Das Ergebnis der neuen strukturellen Verankerung der ArbeitnehmerInnenseite ist ein komplexes, widersprüchliches Ganzes, das sie einerseits klar schwächt, andererseits aber auch formell aufwertet. Vorläufiges Resultat ist eine neues, europäisches System sozialpartnerschaftlicher Beziehungen in Europa<sup>25</sup> (Schulten 2004: 269).

Die Darstellung der fünf Dimensionen gewerkschaftlicher Stärke verdeutlicht, dass eine adäquate ökonometrische Messung der Konsequenzen auf die Lohnquote nicht möglich ist. Mit gängigen Methoden lassen sich nur die quantitative Organisationsstärke, und zum Teil die KV-Abschlüsse relativ leicht erfassen. Fast alle ökonomischen Studien beschränken sich auf erstere, zumeist ohne sich der Verkürzung überhaupt bewusst zu sein oder zumindest zu erläutern, warum diese Variable ein gute Approximation für die anderen Dimensionen sein soll. Dessen ungeachtet schadet es kaum, auch darauf einzugehen. Schätzt man die Determinanten des gewerkschaftlichen Organisationsgrades in Österreich der letzten 20 Jahre, so zeigen sich folgende Ergebnisse<sup>26</sup>: Wie zu erwarten erklären insbesondere die steigende Arbeitslosigkeit, schwächere reale KV-Abschlüsse und fallende Staatsausgaben den Rückgang.

Ex ante ist davon auszugehen, dass darüber hinaus erstens alle Variablen der Internationalisierung die gewerkschaftliche Stärke negativ beeinflusst haben, und zweitens für die Zeit nach der Vollendung des Binnenmarktes eine stärkere Erosion feststellbar ist. Letzteres ist deskriptiv zutreffend (vgl. Kap.3.2.). Teilergebnis ist weiters, dass ab 1994 der KV-Verhandlungserfolg eine wichtigere Rolle für die Entwicklung der Organisationsstärke zu spielen scheint – die zeitliche Dummy-Variable selbst ist aber nicht signifikant. Eine Interpretation wäre, dass die Gewerkschaftsmitglieder angesichts schlechterer Lohnabschlüsse kritischer geworden sind und eine Art „voting by feet“ betrieben wenn die Erwartungen nicht erfüllt wurden, auch weil angesichts der Europäisierung eine Besserung auf absehbare Zeit nicht zu erwarten war.

Die Internationalisierungs-Resultate<sup>27</sup> sind weniger eindeutig. Während ausnahmslos alle bivariaten Regressionen (auf die auf Grund der wenigen Datenpunkte zurückgegriffen wird) für die Differenzen-Spezifikation des Organisationsgrades insignifikant sind, sind umgekehrt jene mit logarithmierten Werten hoch signifikant und bestätigen die Vorannahme, dass alle

---

<sup>25</sup> im Detail Anhang 10

<sup>26</sup> Anhang 11

<sup>27</sup> Anhang 12



Außenwirtschaftsvariablen negativ wirken. Diese Deutlichkeit spricht aber eher für ein unbrauchbares Modell denn ein gutes Resultat.

Werden als abhängige Variable die KV-Abschlüsse regressiert, ergibt sich ein negativer Einfluss aller FDI-Variablen (mit Ausnahme der FDI in den EU-15-Raum), und insignifikante Resultate für die Außenhandelsgrößen (bis auf die – negativ wirkenden – Exporte). Beides untermauert die oben skizzierte Entwicklung: Die Durchsetzung der wettbewerbsorientierten Lohnformel führt dazu, dass ein steigender Exportanteil zu Lohnmoderation führt. Zusätzlicher Druck kommt von den FDI: Je höher, bzw. je mehr ArbeitnehmerInnen im Ausland beschäftigt werden, desto geringer die Lohnabschlüsse. Auch wenn die Inlandsbeschäftigung nicht direkt bedroht zu sein scheint, so wird doch die Androhung des Verlassens des nationalen Rahmens über Produktionsverlagerungen glaubhafter und führt zu dement-sprechenden Konsequenzen.

Zusammenfassend gibt es also klare Indizien, dass die Teilnahme am Europäischen Mehrebenenensystem die Interessensvertretungen der ArbeitnehmerInnen schwächte. Genau genommen ist es aber weniger die Teilnahme, sondern die Entwicklung innerhalb der Europäischen Union selbst: Wäre Österreich beispielsweise bereits 1985 beigetreten, hätte der Verlauf der Lohnquote kaum anders ausgesehen, weil damals weder der Europäische Binnenmarkt, noch die Osterweiterung, noch die Wirtschafts- und Währungsunion realisiert waren. Das sollten nämlich die wesentlichen Faktoren sein, die den stetigen Rückgang der Lohnquote, wie er zu beobachten ist, gut erklären können. Diese Entwicklung betraf nicht nur Österreich, sondern die gesamte Eurozone. Eine exakte Quantifizierung ist jedoch nicht möglich. Zu klären bleibt, warum dieser Effekt ausgerechnet in Österreich besonders stark ausfiel. An dieser Stelle kann nur spekuliert werden: mögliche Gründe könnten die besonders starke außenwirtschaftliche Verflechtung, die relative Intensität des Handels mit den MOEL (vgl. Breuss 2007), ein „Nachholeffekt“ durch die späte Teilnahme, die historisch relativ starke Koppelung an Deutschland (mit Rekordarbeitslosigkeit in den 90ern), die innenpolitische Schwächung der Gewerkschaften mit dem Regierungswechsel 2000 oder weniger offensichtliche national spezifische Effekte sein. Hier wären weitere, vergleichende Studien – etwa mit Paneldaten für alle Mitgliedsländer – notwendig um konkretere Aussagen treffen zu können.

### **3.3.2. Einfluss auf die staatliche Verteilungsintervention**

Staatliche Institutionen beeinflussen die Einkommensverteilung: Erstens durch die konkrete Ausgestaltung der Wirtschaftspolitik inklusive den Entscheidungen, in welchen Bereichen staatlich produziert bzw. wie weitgehend Märkte reguliert werden sollen, und zweitens durch

die Besteuerung und Umverteilung der Markteinkommen (sekundäre Einkommensverteilung) im Rahmen der Budgetpolitik. In diesem Unterkapitel wird auszugsweise dargestellt, wie beide Aspekte der staatlichen Verteilungsintervention durch die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem umgestaltet wurden – hauptsächlich zu Lasten der unselbständig Beschäftigten. Der Einfluss ist meistens indirekt, da die europäischen Institutionen nur dann jenseits von Koordinierungs- und Beratungsfunktion tätig werden können, wenn zuvor die nationalen Regierungen explizit ihre Entscheidungsmöglichkeiten abtreten.

Die Veränderungen betrafen zunächst das grundlegende „Verhältnis von Staat und Markt“, das sich „im Vergleich zur früheren österreichischen Praxis stark zugunsten marktkonformer Lösungen verschob“ (Kramer 2002: 278). Der Binnenmarkt beendete endgültig die historisch großzügige Subventionspraxis und zwang zur Öffnung bisher geschützter Bereiche für private Anbieter (vgl. Rosner 2001: 54), etwa im Bereich der Energieversorgung oder der Telekommunikation. Die folgende Privatisierungs- und Liberalisierungswelle brachte Vorteile (insbesondere für KonsumentInnen und Unternehmen), hatte allerdings überwiegend negative Auswirkungen auf Beschäftigungs- und Lohnniveau (vgl. Atzmüller/Hermann 2004). Hinzu kam ein „Gesamtumbau des Systems der österreichischen Wirtschaftspolitik“ (Kramer 2002: 279), in erster Linie durch den Vertrag von Maastricht bzw. die unter anderem darin fixierte Neuausrichtung der europäischen Wirtschaftspolitik mit dem Ziel der WWU. Damit wurden nicht nur die Schritte zur Vollendung zur WWU festgelegt, sondern auch der „keynesianisch-neoklassische Konsens“ (ebd.) vom Monetarismus als bestimmende theoretische Grundlage der Wirtschaftspolitik abgelöst. Dessen wichtigste Elemente sind der uneingeschränkte Vorrang für Preisstabilität, Budgetdisziplin, möglichst geringer staatlicher Einfluss auf die Märkte, außenwirtschaftliche Stabilität und flexible Arbeitsmarkt- und Sozialsysteme (ebd.: 278). Die Erfüllung der sogenannten Maastricht-Kriterien, die die Bedingung für die Teilnahme eines Mitgliedslandes an der WWU war, bekam fortan oberste Priorität: maximales Budgetdefizit von 3 % des BIP, maximale Staatsverschuldung von 60 % des BIP oder deutlich rückläufige Tendenz, Inflationsrate maximal 1,5 % bzw. langfristige Zinssätze maximal 2 % über Wert der drei preisstabilsten Mitgliedsländer, mindestens zweijährige Einhaltung der EWS-Wechselkursbandbreite.

Diese skizzierte Entwicklung macht den Kern dessen aus, was als „Brüssel-Konsens“ (vgl. Marterbauer 2007) Einzug in die Europadebatte gefunden hat. Andere wirtschaftspolitische Ziele wie Vollbeschäftigung mussten deutlich in den Hintergrund rücken – auch weil dafür keine expliziten Zielwerte vorgegeben wurden. In den meisten Mitgliedsstaaten bewirkten die Kriterien eine schockartige Konsolidierung der öffentlichen Haushalte, die in Österreich mit einer Reduzierung des Defizits in nur zwei Jahren von 5,6 auf 1,7 % des BIP 1997 besonders stark ausgefallen ist. Im Währungs-, Preis- und Zinsbereich änderte sich wenig, weil hier die Bedingungen schon erfüllt waren.

Die Ausübung der Geldpolitik durch die Europäische Zentralbank bedeutete ab 1999, zu Beginn der letzten Stufe der WWU, das endgültige Ende national autonomer Gestaltungsmöglichkeit und eine Festschreibung monetaristischer Prinzipien: Die Statuten der EZB räumen ihr weitreichende Kompetenzen ein, entziehen sie einer demokratischen Kontrolle und verpflichten sie zu mechanischer Erfüllung der Zielinflationsrate von 2 %.

Seitdem wird versucht, auch andere Bereiche der Wirtschaftspolitik auf europäischer Ebene zu reformieren. Darunter fallen Initiativen zu einer gemeinsamen Beschäftigungs-, Innovations- und Reformpolitik, die in der Lissabon-Strategie zu einem kohärenten mittelfristigen europäischen Wirtschaftsprogramm verdichtet werden sollten. Diese neuen Initiativen unterscheiden sich von den Maastricht-Kriterien vor allem in der weitgehend fehlenden Rechtsverbindlichkeit durch das neue Politikinstrument der „offene[n] Koordinierungsmethode“ (Kommission 2001a: 28). Sie wurde geschaffen, um trotz fehlender vertraglicher Zuständigkeit der Europäischen Union „Vereinbarung[en] gemeinsamer Ziele und Leitlinien von Mitgliedsstaaten“ (ebd.) auch in Bereichen der Wirtschafts-, Beschäftigungs-, Sozial-, Bildungs- und ferner Sicherheitspolitik treffen zu können. Der Kommission fällt dabei die Rolle der Vorbereitung, Koordinierung und Überwachung der Fortschritte zu. Mangelnde Umsetzung der so getroffenen Vereinbarungen haben keine rechtlichen Konsequenzen, sind aber sehr wohl für die Reputation einer Regierung in der nationalen und europäischen Öffentlichkeit bedeutend. Ein weiterer wesentlicher Unterschied zur formellen Beschlussfassung ist, dass einzelne Regierungen kaum Entscheidungen blockieren können bzw. die konkreten Maßnahmen sogar direkt von der Kommission festgelegt werden – die Kehrseite der formellen Freiwilligkeit. Die so bewirkten Veränderungen wirken sich in der Tendenz negativ auf die Lohnquote aus, etwa durch Arbeitsmarktflexibilisierungen – die in Kombination mit relativ starken Gewerkschaften einen Rückgang bewirken können (vgl. Blanchard/Giavazzi 2000).

In Summe führten die Neuerungen in der Zeit von etwa 1995 bis 2005 in Österreich zu einer kontraktiven Fiskal- und Geldpolitik, Ausgliederungen und Stellenabbau im staatlichen Sektor bzw. einer sinkenden staatlichen Konsumquote (vgl. Rossmann 2005, Stockhammer 2006). Kramer zufolge war Österreich im EU-Vergleich als „spät entwickelte, ziemlich eingeschränkt als kapitalistisch anzusprechende Volkswirtschaft mit traditionellen etatistischen Elementen“ (Kramer 2002: 279) von dieser Entwicklung besonders stark betroffen.

Wie sich der EU-induzierte Wandel der Wirtschaftspolitik auf die Lohnquote insgesamt auswirkte, kann nicht genau bestimmt werden, weil über seine Wirkung kein Konsens besteht, nicht einmal klar ist, ob wichtige makroökonomische Variablen wie Arbeitslosigkeit oder Wirtschaftswachstum positiv oder negativ beeinflusst wurden (vgl. etwa Breuss 2006 mit

Stockhammer 2006). Unabhängig davon wirken sich Änderungen der Fiskal- und Geldpolitik sowohl positiv als auch negativ auf die funktionelle Einkommensverteilung aus, wie in den Regressionsergebnissen des Anhangs zu sehen ist. Bei den Simulationsergebnissen von Stockhammer steht beispielsweise ein lohnquotensteigernder Effekt durch ein vergleichsweise niedrigeres Wirtschaftswachstum einem dämpfenden Effekt durch höhere Arbeitslosigkeit, niedrigerer Inflation und Einsparung der staatlichen Personalkosten gegenüber – bei Breuss verhält es sich genau umgekehrt. Kombiniert man nun ungefähre Werte für die errechneten Koeffizienten aus den vorigen Kapiteln dieser Arbeit mit den Werten der Simulationsergebnisse von Breuss bzw. Stockhammer, so lässt sich hochrechnen, dass trotz der inhaltlichen Unterschiede in beiden Studien die verteilungspolitische Konsequenz in der Tendenz gleich ist, nämlich ein Rückgang der bereinigten Lohnquote. Das Ausmaß beträgt zwischen 0,4 und 2,2 Prozentpunkten im Zeitraum 1995-2004 (bzw. 2005 bei Breuss). Dem Ergebnis haften allerdings zwei Probleme an: Zum einen, dass der EU-induzierte Wandel der Wirtschaftspolitik noch andere, hier nicht berücksichtigte verteilungsrelevante Faktoren beeinflusst (zB die neue Lohnpolitik in ausgelagerten Betrieben, Agrarpolitik, etc.); zum anderen, dass die Koeffizienten nur grob aus den Ergebnissen der Anhänge 3 bis 8 geschätzt sind bzw. nicht in jeder Regression statistisch signifikant waren.

#### **Schätzung der EU-induzierten makroökonomischen Konsequenzen auf die Lohnquote**

|                       | Stockhammer<br>(2006) | Breuss<br>(2006) | Koeffizienten<br>(Anhang 5) | Hochrechnung<br>auf Basis von<br>Stockhammer | Hochrechnung<br>auf Basis von<br>Breuss |
|-----------------------|-----------------------|------------------|-----------------------------|--|---|
| reales BIP-Wachs.     | - 2,0 %               | + 4,4 %          | -0,5                        | + 1,0  | - 2,2                                   |
| Arbeitslosigkeit      | + 0,7 %               | - 0,3 %          | -0,5                        | - 0,35                                       | + 0,15                                  |
| Inflation             | - 0,8 %               | - 0,8 %          | 0,2                         | - 0,16                                       | - 0,16                                  |
| staatl. Konsumanteil  | - 1,5 %               | -                | 0,6                         | - 0,9  | -                                       |
| <b>Gesamtergebnis</b> |                       |                  |                             | <b>- 0,4</b>                                 | <b>- 2,2</b>                            |

Quelle: eigene Berechnung, basierend auf Stockhammer (2006) und Breuss (2006)

Verglichen mit dem beobachteten Rückgang der bereinigten Lohnquote um etwa sechs Prozentpunkte von 1995 bis 2004 wäre der Einfluss der EU-induzierten Veränderung der Wirtschaftspolitik eher bescheiden. Betrachtet man die Wirkung des europäischen Einflusses auf die Wirtschaftspolitik qualitativ, so scheint die zusammenfassende Einschätzung von Kramer (2002: 277) sehr passend:

*„Es ist wahrscheinlich nicht übertrieben festzustellen, dass die Veränderungen, die der Beitritt (teils im Vorfeld, teils bald nach dem Beitritt) für die Bedingungen der österreichischen Wirtschaftspolitik brachte, einen tieferen Bruch bedeuteten, als alle Revisionen der nationalen Wirtschaftspolitik in der Nachkriegszeit zusammengenommen.“*

Es wäre jedoch verfehlt, diesen Wandel als klare „Entmachtung“ des Nationalstaates zu beschreiben (wie es in der medialen Debatte immer wieder vorkommt). Vielmehr erfahren verschiedene gesellschaftliche Akteure in unterschiedlichem Ausmaß Einschränkungen – oder Ausweitungen – ihrer Handlung(soption)en. Aufgewertet wird etwa die nationale Regierung, die sowohl gegenüber dem Parlament wie auch den Interessensverbänden an Spielraum gewinnt. Auf europäischer Ebene kann sie weitgehend ungeachtet deren Wünsche zB Leitlinien zur Budget- und Sozialversicherungspolitik festlegen (vgl. Tálos 2001: 5) bzw. zumindest eine für sie tragbare Entscheidung gegenüber oder mit der Kommission und anderen Mitgliedsländern durchsetzen (oder ein Veto einlegen). Die Darstellung des konkreten Ergebnisses ist an dieser Stelle unmöglich, aber auch nicht notwendig, denn trotzdem lassen sich grobe Schlüsse für das Verteilungsergebnis ziehen. Ausschlaggebend für die konkrete Ausgestaltung der Wirtschaftspolitik in der Europäischen Union sind folglich nicht fehlende Möglichkeiten nationalstaatlicher AkteurInnen, sondern fehlender politische Wille, zB politökonomische Entscheidungen verteilungsneutraler zu gestalten.

Als Beispiel kann der Unternehmenssteuerwettbewerb in der Europäischen Union betrachtet werden: Bereits Anfang der 90er empfahl eine von der Kommission beauftragte ExpertInnenkommission, geleitet vom ehemaligen niederländischen Finanzminister Ruding, europaweit gültige Mindeststeuern auf Kapitaleinkünfte festzulegen um Wettbewerbsverzerrungen zu verhindern. Umgesetzt wurde eine Vereinheitlichung der Zinsbesteuerung (wenn auch erst einige Jahre später), nicht aber die ebenfalls vorgeschlagene europaweite Bandbreite von 30 bis 40 % für die Körperschaftssteuer (vgl. Kommission 2001b). Diese scheitert am politischen Willen, der den „Schutz der Unternehmen vor übermäßigen Eingriffen des Staates, aber nicht Schutz des Staates vor Verflüchtigung der Besteuerungsgrundlagen“ (Muhm 2004: 144) anstrebt. Die Konsequenzen ähneln jenen aus Kap. 3.3.1.: Die Kapitaleseite kann ihre Gewinnerwartungen leichter durchsetzen, da sie – mit dem Primat der Kapital- bzw. Güterfreiheit als Unterstützung – glaubhaft mit Verlagerung des Unternehmensschwerpunktes innerhalb Europas in „kooperativere“ Staaten drohen kann. So wie nationale, wettbewerbsorientierte Abweichungsstrategien bei den Lohnzuwächsen zu Erfolgen auf Kosten der anderen EU-Staaten führen können, so kann auch eine einzelstaatliche Senkung der Unternehmenssteuern unter das Niveau vergleichbarer Mitgliedsstaaten zu nationalen Verbesserungen führen. Auch hier ist es aber wahrscheinlich, dass eine solche Strategie langfristig scheitert weil andere Staaten ähnlich handeln werden. Ergebnis wären europaweit sich annähernde Steuersysteme, bei denen die Steuerlast zunehmend auf Arbeitseinkommen, Verbrauch und Personengesellschaften – also den weniger mobilen Steuerfällen – verschoben wird (vgl. Rodrik 1997). Resultat einer solchen Entwicklung wäre, dass Unternehmen durch niedrigere Lohnkosten und niedrigere Gewinnsteuern doppelt profitieren, während ArbeitnehmerInnen umgekehrt ebenso

zweifach verlieren. Abermals ist mit Rückkoppelungen auf den Europäisierungsprozess selbst zu rechnen, der durch schwindende Unterstützung seitens der Bevölkerungsmehrheit gebremst werden würde.

Eine Kennzahl, die eine Überprüfung dieser These zulässt, ist die – bereinigte oder unbereinigte – Nettolohnquote, mit der neben der Änderung des Anteils der Löhne am Volkseinkommen auch die Veränderungen der Steuerlast des Faktors Arbeit gemessen werden. Sie wird in der Literatur unterschiedlich definiert, üblicherweise berechnet mit den Nettolöhnen laut VGR im Zähler, BIP oder verfügbares Volkseinkommen im Nenner (vgl. Marterbauer/Walterskirchen 2002). Eine alternative und im Folgenden angewandte Berechnung bezieht sich statt auf die gesamtwirtschaftlichen Einkommen nur auf jene der privaten Haushalte (vgl. Schäfer 2004).

#### Anteile der Steuern und Nettoeinkommen (Haushalte, Gesamtwirtschaft)

| Quoten mit Bezug auf das verfügbare EK der privaten Haushalte |               |              |                |               |               |                 |               | ges. Wirt.    |
|---|---------------|--------------|----------------|---------------|---------------|-----------------|---------------|---------------|
|   | Netto-LQ      | mon.Soz.     | Transfer-Saldo | LSt-Q         | SV-Q          | Nettoge-winnqu. | Brutto-LQ     | NLQ nach WIFO |
| 1995  | 47,00         | 32,42        | 1,57           | 8,35          | 11,32         | 19,00           | 66,68         | 51,3          |
| 1996  | 45,35         | 32,39        | 0,97           | 8,64          | 11,52         | 21,28           | 65,52         | 49,4          |
| 1997  | 45,08         | 32,47        | 0,75           | 9,62          | 11,73         | 21,70           | 66,43         | 49,6          |
| 1998  | 45,79         | 32,14        | 0,93           | 9,79          | 11,61         | 21,15           | 67,19         | 49,6          |
| 1999  | 45,78         | 32,41        | 0,73           | 10,02         | 11,67         | 21,08           | 67,47         | 49,6          |
| 2000  | 45,14         | 31,73        | 0,68           | 9,54          | 11,35         | 22,44           | 66,03         | 48,8          |
| 2001  | 45,12         | 32,32        | 1,60           | 9,76          | 11,39         | 20,96           | 66,27         | 49,8          |
| 2002  | 45,20         | 33,07        | 1,46           | 10,00         | 11,34         | 20,28           | 66,54         | 47,9          |
| 2003  | 44,40         | 33,18        | 1,31           | 9,99          | 11,14         | 21,11           | 65,53         | 47,0          |
| 2004  | 43,86         | 32,63        | 0,74           | 9,57          | 11,10         | 22,77           | 64,54         | 46,2          |
| <b>1995-04</b>  | <b>-6,7 %</b> | <b>0,6 %</b> | <b>-53,0 %</b> | <b>14,5 %</b> | <b>-1,9 %</b> | <b>19,8 %</b>   | <b>-3,2 %</b> | <b>-9,9 %</b> |

Quelle: eigene Berechnungen, basierend auf Statistik Austria und WIFO

Es zeigt sich, dass für Österreich die Erwartungen eingetroffen sind: Auf Ebene der privaten Haushalte fiel die Nettolohnquote prozentuell doppelt so stark wie die Bruttolohnquote, während die Gewinnquote dementsprechend stark anstieg. Das Ausmaß ist etwas überraschend, weil auf Haushaltsebene die Körperschaftssteuer, die für den Steuerwettbewerb am wichtigsten ist, nur indirekt von Bedeutung ist (über die ausbezahlten Gewinne von Kapitalgesellschaften). Betrachtet man die beiden wichtigsten Steuern auf Arbeit, so fällt die massive Steigerung der Lohnsteuerquote gegenüber der sogar leicht schwächeren Sozialversicherungsquote auf. Dafür dürfte es zwei wesentliche Gründe geben. Erstens die personell ungleichere

Verteilung: Lohnsteuer ist erst ab einem monatlichen Einkommen von zirka 1.000 Euro zu bezahlen und steigt dann progressiv an, während die Sozialversicherungsbeiträge nach oben hin gedeckelt sind. Steigen die hohen Einkommen überproportional, fällt die Sozialversicherungsabgabenquote, während die Lohnsteuerquote stärker steigt. Zweiter Grund für die unterschiedliche Entwicklung ist, dass die Sozialversicherungs-Dienstgeberbeiträge Teil des Steuerwettbewerbes sind.

Die Nettolohnquote auf Ebene der Gesamtwirtschaft sinkt ebenfalls stärker als die Bruttoquote. Hier zeigt sich der Wandel bei der Verteilung der Steuerlast besonders deutlich, weil die Steuererleichterungen für Kapitalgesellschaften schlagend werden. Von 1995 bis 2005 stieg zwar der BIP-Anteil der Gewinnsteuern und fiel jener von Arbeit (aber nur wenn die Arbeitgeberbeiträge mit berechnet werden), doch verglichen mit der Lohn- und Gewinnentwicklung kann von einer deutlichen Entlastung des Faktors Kapitals bei Belastung von Konsum und Arbeit gesprochen werden (siehe Tabelle). Zum Ausdruck kommt das im impliziten Steuersatz, der den Anteil der effektiven Steuerzahlungen am Bruttowert misst.

**Vergleich der Entwicklung der Nettoeinkommen und deren Besteuerung, 1995 – 2005**

|      | Nettoeink./BIP |         | Implizite Steuersätze in Prozent: eigene Berechnung und Eurostat-Werte |        |        |         |                         |
|------|----------------|---------|--|--------|--------|---------|-------------------------|
|      | Löhne          | Gewinne | Gewinne  | Löhne  | Konsum | Kapital | <i>unselbst. Arbeit</i> |
| 1995 | 29,9           | 13,3    | 31,4 %   | 44,1 % | 20,3   | 25,6    | 38,7                    |
| 1996 | 28,5           | 14,0    | 33,1 %   | 45,4 % | 20,7   | 28,0    | 39,5                    |
| 1997 | 27,6           | 13,1    | 34,9 %   | 47,0 % | 21,7   | 28,4    | 40,8                    |
| 1998 | 27,6           | 13,3    | 35,4 %   | 46,9 % | 21,8   | 28,8    | 40,5                    |
| 1999 | 27,4           | 13,2    | 33,9 %   | 47,1 % | 22,2   | 27,0    | 40,6                    |
| 2000 | 27,3           | 14,5    | 32,2 %   | 46,5 % | 21,3   | 26,0    | 40,2                    |
| 2001 | 26,6           | 12,8    | 39,6 %   | 47,4 % | 21,4   | 33,0    | 40,7                    |
| 2002 | 26,4           | 15,2    | 32,1 %   | 47,6 % | 21,9   | 27,9    | 40,8                    |
| 2003 | 26,0           | 16,5    | 29,2 %   | 48,1 % | 21,5   | 25,6    | 40,9                    |
| 2004 | 25,6           | 16,9    | 29,2 %   | 48,0 % | 21,5   | 25,5    | 40,9                    |
| 2005 | 25,6           | 17,6    | 27,5 %   | 47,6 % | 21,3   | 23,1    | 40,9                    |

Quelle: Eurostat (2007), eigene Berechnungen

Österreich folgt hier einem europäischen, aber nicht internationalen Trend: Während von 1995 bis 2005 die nominellen Körperschaftssteuersätze in der EU (inkl. Rumänien und Bulgarien) um knapp 10 % auf durchschnittlich 25,5 % fielen, waren es vergleichsweise durchschnittlich nur -2,8 % (auf 34,4 %) in der Gruppe USA, Kanada, Japan, Australien, Norwegen und der Schweiz (Mors 2007: 72).

Die Steuerpolitik wurde von einem zweiten Aspekt der Budgetpolitik in den Schatten gestellt: die Neuausrichtung der Staatsfinanzen als Folge der Maastricht-Kriterien. Rossmann (2005: 526) stellt diesbezüglich fest:

*„Stärker denn je war die Budgetpolitik am Ziel fiskalischer Stabilisierung ausgerichtet, wodurch andere Ziele der Budgetpolitik (Stabilisierung der Konjunktur, Förderung des Wachstums, Verteilungsgerechtigkeit, Verringerung der Arbeitslosigkeit etc.) weitgehend verdrängt und der Blick auf die Budgetstrukturen verstellt wurden.“*

Die Folge war ein Druck zur Reduktion von Ausgaben, bzw. der Bedeutung des staatlichen Sektors. Diese Entwicklung zeigt sich etwa an der Zahl der Beschäftigten in der öffentlichen Verwaltung, die von 1994 bis 2004 (trotz wachsendem Bedarf in vielen Bereichen) um über 3.700 Stellen auf 235.133 gesunken ist – in Deutschland waren es sogar 20 % oder 970.000 Stellen (allerdings inkl. Ausgliederungen; TAZ 2007). Noch besser zeigt sich diese Entwicklung beim besser vergleichbaren staatlichen Konsum: 1995 stieg sein Anteil erstmals auf über 20 % des BIP, ging dann allerdings rasant zurück und erreichte zu Beginn des neuen Jahrtausends Werte, wie sie zuletzt Ende der 1970er beobachtet wurden. Zu erwarten wäre eher eine umgekehrte Entwicklung – zumindest wenn man der Argumentation von Rodrick (1999) folgt. Dieser konstatiert für OECD-Länder einen robusten positiven Zusammenhang zwischen dem Anteil des staatlichen Konsums am BIP und der Offenheit einer Volkswirtschaft, mit dem Argument der Absicherung durch einen stabileren Staatsanteil gegenüber einer größeren Krisenanfälligkeit der Exporte. Eine zweite Überlegung wäre die lohnquotensteigernde Wirkung des staatliche Konsums (Onaran 2005; Harrison 2002) selbst, die eine Kompensation für die negativen Konsequenzen einer größeren volkswirtschaftlichen Offenheit darstellen könnte. Der positive Zusammenhang ist alleine schon wegen dem höheren Lohnanteil am Output im staatlichen Sektor selbst plausibel.

Für Österreich gilt – wenigstens für die Jahre 1991 bis 2004 – jedoch ein genau umgekehrter Zusammenhang zwischen Außenhandel und staatlichem Konsum:

$$D(\text{GovCons})_t = 0,14169 - 0,19935 * D(\text{EX} / \text{BIP})_t + \varepsilon_t$$

(0,1229)      (0,0012)      DW = 1,985; adj.R<sup>2</sup> = 0,564; Q(1) = (0,744)

$$D(\text{GovCons})_t = 0,12600 - 0,10891 * D((\text{EX} + \text{IM}) / \text{BIP})_t + \varepsilon_t$$

(0,1247)      (0,0004)      DW = 1,544; adj.R<sup>2</sup> = 0,629; Q(1) = (0,566)



Sowohl für den Exportanteil wie auch für einen Offenheitsindikator zeigt sich ein äußerst signifikanter negativer Einfluss des Außenhandels (nicht aber der FDI)<sup>28</sup>. In dieser Spezifikation errechnet sich ein Rückgang der staatlichen Konsumquote um knapp 3 Prozentpunkte durch den Anstieg der Außenhandelsquote. Kombiniert mit einem ungefähren Koeffizienten von 0,6 aus den bisherigen Regressionen (vgl. Anhang), ergäbe sich über diesen Wirkungskanal ein kumulierter Rückgang der Lohnquote von über 1,5 Prozentpunkten – mehr als einem Viertel des beobachteten Rückganges seit dem EU-Beitritt.

Wenn diese Entwicklung nicht die Folge neuer sozialer Normen ist, wie etwa Fitoussi (2006) argumentiert, so kann die verstärkende Wirkung staatlicher Intervention auf die Einkommensumverteilung als weitere Evidenz für eine prinzipielle Machtverschiebung durch die Teilnahme am Europäischen Mehrebenensystem gewertet werden. So oder so: die bisherigen steuerpolitischen Aktivitäten der Kommission bzw. des Rates scheinen „fast ausschließlich auf die Interessen der Unternehmen ausgerichtet“ (Muhm 2004: 148) zu sein, vermittelt über eine einseitige Orientierung an internationaler Wettbewerbsfähigkeit, Preisstabilität und fiskalischer Stabilität. Dass diese Entwicklung negative Auswirkungen auf die Lohnquote haben sollte, wäre plausibel – formal nachweisen lässt sich eine kausale Beziehung aber nicht. Die offene Frage bleibt nämlich, ob die Änderungen der Staatsfinanzen doch nicht durch Maastricht-Kriterien, europäische Wirtschaftspolitik und Binnenmarkt, sondern vielmehr durch einen unabhängigen nationalen Politikwechsel herbeigeführt wurde.

---

<sup>28</sup> und das relativ robust gegenüber der genauen Spezifikation, vgl. Anhang 13

## 4. Zusammenfassende Schlussbemerkungen

Diese Arbeit präsentiert Indizien für einen EU-induzierten Rückgang der Lohnquote in Österreich, der aber nicht Folge des formellen Beitritts, sondern hauptsächlich dreier anderer europäischer Faktoren ist: Erstens die konkrete Ausgestaltung der europäischen Wirtschafts- und Budgetpolitik des letzten Jahrzehnts mit ihrer Wettbewerbsfixierung – möglich gemacht durch die wachsende Verflechtung der heimischen Wirtschaft mit jener der anderen EU-Staaten. Zweitens die durch den Binnenmarkt geschaffene Möglichkeit, nationalstaatliche AkteurInnen gegeneinander auszuspielen. Drittens die mit beiden genannten Aspekten in Wechselwirkung stehende Schwächung der ArbeitnehmerInnen. Etwas überraschend hatte hingegen die Europäisierung der österreichischen Wirtschaft *ceteris paribus* keine direkt messbaren bzw. relevanten Effekte, ebenso wenig wie die europäische Strukturpolitik.

Eine genaue Quantifizierung dieser Effekte ist nicht möglich. Die Lohnquotenzerlegung in Kapitel 2.1. zeigte aber, dass die geringeren Kollektivvertragsabschlüsse durch die Schwächung der Gewerkschaften bzw. die Umsetzung der lohnpolitischen Empfehlung der Kommission den Rückgang zur Gänze erklären könnten – allerdings kann ein kausaler Zusammenhang naturgemäß nicht nachgewiesen werden. Über den indirekten Zusammenhang der Lohnquote mit der Inflationsrate(nänderung), die durch die europäische Geldpolitik deutlich gesenkt wurde, würden sich bis zu einem Fünftel der Reduktion begründen lassen, allerdings erwies sich dieser Einfluss als wenig robust. Die Neuausrichtung der Wirtschaftspolitik kann für sich genommen bis zu einem Drittel der Bewegung in der Lohnquote bewirkt haben. Zu diesen primären Effekten kommen solche, die zu Veränderungen der Nettoeinkommensverteilung führten, daher die staatliche Verteilungsintervention beeinflussten.

Die wirtschaftliche Verflechtung hatte wie erwähnt keinen direkten Einfluss, könnte aber mehrere indirekte Konsequenzen gehabt haben, die für sich einen Rückgang der Lohnquote erklären können: Die geringere staatliche Konsumquote und die schlechtere Beschäftigungsentwicklung könnten so die Lohnquote um etwa zwei Prozentpunkte gedrückt haben. Durch die Überschneidungen bzw. separaten Regressionen lassen sich diese Werte aber nicht addieren. Da die Globalisierung bis zu einem gewissen Grad als Europäisierung Österreichs aufgefasst werden kann (vgl. Kap. 3.2.), kann an dieser Stelle nahtlos an die *Conclusio* aus dem zweiten Kapitel des Rodrik-Buches angeschlossen werden:

*„The answer, therefore, is that we cannot be certain about the quantitative magnitudes [of the effect of an increase in the elasticity of demand for labor]. [...] What we can say with some confidence is that a fuller accounting of the labor-market consequences of globalization is*

*likely to yield a picture that gives globalization a much more significant billing than it habitually receives when the question is focused narrowly on the rise in the average skill premium and solely on perfectly competitive markets.” (Rodrik 1997: 27)*

Diese Arbeit schließt damit an ähnliche Ergebnisse an, deren gemeinsamer Punkt am Besten von Özlem Onaran (2007: 54) formuliert wurde:

*“Thus it is not openness per se, but the conditions under which it takes place – i.e. the shift of balance of power relations implied by openness – is what may be hurting labor.”*

Gerade angesichts der aktuellen öffentlichen Debatte, in der sogar die nationalistische „Lösung“ eines Austritts Österreichs aus der EU immer öfter thematisiert wird, ist die Unterscheidung in Mitgliedschaft und politökonomische Prozesse wichtig. Ein hypothetischer Austritt würde nämlich mit hoher Wahrscheinlichkeit – neben einem voraussehbaren absoluten Einkommensverlust – auch den ArbeitnehmerInnen nichts bringen: Die ökonomischen Strukturen würden sich durch einen formalen Austritt wohl kaum ändern (internationale Produktionsketten, eingeschränkte geldpolitische Souveränität, Besitzverhältnisse, ...), weshalb auch die Verteilungsergebnisse nahezu unverändert blieben. Selbst wenn sie sich doch wesentlich transformierten, könnten die bisher profitierenden AkteurInnen wohl trotzdem rechtzeitig aus ihnen ausbrechen wenn negative Auswirkungen zu befürchten wären. Für das öffentlich immer wieder bewunderte „Schweizer Modell“ eines (selektiven) Alleingangs ist es also vermutlich seit mehreren Jahrzehnten zu spät, selbst wenn eventuell die Lohnquote stabil gehalten hätte werden können (wie es in der Schweiz real der Fall war, vgl. SGB 2006). Zudem wäre dieser Schritt wahrscheinlich niemals wünschenswert und nur schwer praktikabel gewesen.

Soll sich die Verteilungssituation ändern, wäre genau das Gegenteil eines Austritts notwendig, also eine massive Stärkung der europäischen Ebene: Nur dort ließe sich die Verteilungswirkung nachhaltig ändern, vor allem durch eine koordinierte Lohnpolitik, wodurch höhere Lohnabschlüsse der einen nicht mehr zum Wettbewerbsvorteil der anderen gemacht werden könnte. Nicht eindeutig bestimmbar bleibt, ob die Europäische Union selbst noch unabhängig genug ist, um einen weitgehend eigenständigen Weg einschlagen zu können, bzw. ob die globale Güter- und Kapitalfreiheit nicht bereits zu groß ist um ArbeitnehmerInneninteressen auch gegen andere – ohne negative Konsequenzen – durchsetzen zu können. Die geringe außenwirtschaftliche Verflechtung, die nur beschränkt vorhandene globale Regulierung und die deutlichen strukturellen Unterschiede zum Rest der Welt lassen das aber realistisch erscheinen.

Dass ein Schritt allerdings politisch umsetzbar wird, ist auf absehbare Zeit nicht zu erwarten, denn es hat sich ein Teufelskreis gebildet, der schwierig zu durchbrechen ist. So lange nämlich der „Brüssel-Konsens“ weiterhin im Großen und Ganzen aufrecht erhalten wird, wird er weiter zu einer Europaskepsis bei gleichzeitig stärkerer nationaler Orientierung – zumindest breiter Teile der Bevölkerung – sorgen. Streeck führt fort, dass diese starke „nationale Identifikation“ wiederum

*“... einer Sozialpolitik der Gemeinschaft im Wege steht, anstatt daß die letztere die Identifikation der Bürger mit supranationaler Union fördern würde. Dies verbindet sich gut mit wirtschaftlichen Interessen an einem Europa der freien Märkte. Indem sie die nationalstaatliche Demokratie gegen einen supranationalen Wohlfahrtsstaat verteidigen, verteidigen die europäischen Bürger im Ergebnis die Freiheit des Binnenmarkts vor unverteiler Intervention, obwohl dies kaum das Ergebnis sein dürfte, das sie im Sinn haben.“ (Streeck 1999: 92)*

Ein erster Schritt in Richtung einer alternativen europäischen Wirtschaftspolitik wäre es, vom Primat der Wettbewerbsfähigkeit abzugehen. Sie ist schon längst realisiert, verzeichnete doch die Eurozone seit ihrem bestehen ständig Außenhandelsüberschüsse (zumindest exklusive Energieimporte) – trotz ungünstigem Wechselkurs der letzten Zeit. Ihre Umsetzung weiter voranzutreiben hätte vor allem eine Konsequenz, nämlich eine weiter fallende Lohnquote – und somit die Funktion höhere Unternehmensgewinne durchsetzbar zu machen. Es wäre an der Zeit, dass sich die Europäische Union wieder mehr auf ihre ureigenste Aufgabe konzentriert: Die Stärkung des Binnenmarktes. Das „Binnenmarktprojekt“ Ende der 80er / Anfang der 90er hat in diesem Punkt versagt, weil es nur angebotsorientierte Maßnahmen setzte, während die notwendige Stärkung der Kaufkraft nicht berücksichtigt wurde (implizit durch die Arbeitsmarktpolitik sogar unterminiert wurde). Eine neue, auf Kaufkraftsteigerung orientierte Binnenmarktpolitik würde nicht nur die Möglichkeit bieten, die Masse der unselbständig Beschäftigten am Wohlstandszuwachs wieder breiter partizipieren zu lassen, sondern auch diesen selbst zu erhöhen: Aktuelle Forschungsergebnisse zeigen, dass die Eurozone ein klar lohngetriebenes Akkumulationsregime ist, daher eine höhere Lohnquote (Stockhammer 2007) bzw. allgemein Nachfragestimulierungen (Marterbauer/Walterskirchen 2006) positive Wachstumseffekte hätte. Empirische Resultate reichen aber nicht aus, einem solchen Wandel zur Durchsetzungsfähigkeit zu verhelfen. Dafür bräuchte es politische AkteurInnen, die gemeinsam europaweit ein solches Projekt konsequent vorantreiben würden.

## **Bibliographie:**

Aiginger, Karl / Winter-Ebmer, Rudolf / Zweimüller, Josef (1995): Eastern European Trade and the Austrian Labour Market. Johannes Kepler Universität Linz

AK – Bundesarbeiterkammer (2007): Für ein faires und soziales Europa. [online am 16.7.2007]: [http://www.arbeiterkammer.at/pictures/d51/Memorandum\\_2007.pdf](http://www.arbeiterkammer.at/pictures/d51/Memorandum_2007.pdf)

Atkinson, Anthony B. (2003): Developing comparable Indicators for Monitoring Social Inclusion in the European Union. In: Becker, Irene / Hauser, Richard (Hrsg.): Reporting on Income Distribution and Poverty. Perspectives from a German and a European Point of View. Springer

Atzmüller, Roland / Hermann, Christoph (2004): Liberalisierung öffentlicher Dienstleistungen in der EU und Österreich. Auswirkungen auf Beschäftigung, Arbeitsbedingungen und Arbeitsbeziehungen. AK Wien

Bieling, Hans-Jürgen / Steinhilber, Jochen (2000): Die Konfiguration Europas. Dimensionen einer kritischen Integrationstheorie. Westfälisches Dampfboot

Blanchard, Olivier / Giavazzi, Francesco (2000): Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods labor markets. [online am 16.7.2007]: [http://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/SSRN\\_ID257542\\_code010126500.pdf?abstractid=257542&mirid=3](http://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/SSRN_ID257542_code010126500.pdf?abstractid=257542&mirid=3)

Breuss, Fritz (2007): Globalization, EU Enlargement and Income Distribution. WIFO

Breuss, Fritz (2006): Ostöffnung, EU-Mitgliedschaft, Euro-Teilnahme und EU-Erweiterung. Wirtschaftliche Auswirkungen auf Österreich. WIFO

Breuss, Fritz / Schebeck, Fritz (1998): Kosten und Nutzen der EU-Erweiterung für Österreich. In: WIFO-Monatsberichte 71 (11), 741-750. WIFO

Bundeskanzleramt (2006): Österreichs Weg in die EU. [online am 16.5.2006]: <http://www.austria.gv.at/site/4685/default.aspx>

Busch, Klaus (1994): Europäische Integration und Tarifpolitik. Lohnpolitische Konsequenzen der Wirtschafts- und Währungsunion. Bund-Verlag

Diwan, Ishac (2001): Debt as Sweat: Labor, financial crises, and the globalization of capital. The World Bank

- Egger, Hartmut / Egger, Peter (2003): Outsourcing and skill-specific employment in a small economy: Austria after the fall of the Iron Curtain. In: Oxford Economic Papers 55 (2003), 625-643. Oxford University Press
- Egger, Peter / Pfaffermayr, Michael / Wolfmayr-Schnitzer, Yvonne (2001): The International Fragmentation of the Value Added Chain. The Effects of Outsourcing to Eastern Europe on Productivity, Employment and Wages in Austrian Manufacturing. WIFO
- EGB – European Trade Union Confederation (2006): Euro – demonstration. [online am 16.6.2007]: <http://www.etuc.org/a/1581>
- Epstein, Gerald (2000): Threat Effects and the Impact of Capital Mobility on Wages and Public Finances: Developing a Research Agenda. [online am 16.7.2007]: [http://www.peri.umass.edu/fileadmin/pdf/working\\_papers/working\\_papers\\_1-50/WP7.pdf](http://www.peri.umass.edu/fileadmin/pdf/working_papers/working_papers_1-50/WP7.pdf)
- EUFIS – EU-Fachinformationssystem der Bank für Sozialwirtschaft (2007): EU-Glossar. Sozialprotokoll. [online am 16.6.2007]: <http://www.eufis.de/eu-glossar.html?title=Sozialprotokoll>
- Europäischer Rat (2005): Schlussfolgerungen des Vorsitzes. Tagung des Europäischen Rates (Brüssel, 22./23. März 2005). [online am 26.8.2006]: [http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms\\_Data/docs/pressData/de/ec/84347.pdf](http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms_Data/docs/pressData/de/ec/84347.pdf)
- Eurostat (2007): Taxation Trends in the European Union. [online am 20.7.2007]: [http://ec.europa.eu/taxation\\_customs/taxation/gen\\_info/economic\\_analysis/tax\\_structures/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/taxation_customs/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_structures/index_en.htm)
- Fitoussi, Jean-Paul (2006) : Macroeconomic policies and institutions. [online am 20.7.2007]: <http://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/dtravail/WP2006-06.pdf>
- Gouveia, Miguel / Tavares, José (1995): The distribution of household income and expenditure in Portugal: 1980 and 1990. In: Review of Income and Wealth 41 (1), 1-17. Blackwell
- Grömling, Michael (2004): Ist Ungleichheit der Preis für Wohlstand? Zum Verhältnis von Wachstum und Verteilung. Deutscher Instituts-Verlag
- Guger, Alois / Marterbauer, Markus (2004): Langfristige Tendenzen der Einkommensverteilung in Österreich. WIFO
- Guger, Alois (1996): Umverteilung durch den Staat in Österreich. In: WIFO-Monatsberichte 69 (10), 635-652. WIFO
- Hackl, Peter (2005): Einführung in die Ökonometrie. Pearson

Harrison, Ann E. (2002): Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-Country Evidence. UC Berkeley

Hofer, Helmut / Huber, Peter (2003): Wage and Mobility Effects of Trade and Migration on the Austrian Labour Market. In: Empirica 30 (2), 107-125. Kluwer Academic Publishers

Kalmbach, Peter (1998): Tarifpolitik nach der Einführung des Euro: Neuland oder „Im Westen nichts Neues“? In: Bremer Gesellschaft für Wirtschaftsforschung e.V. (Hrsg.): Der Euro und die Folgen. Probleme und Perspektive, 97-114. Peter Lang Verlag

Kleinknecht, Alfred / Naastepad, C.W.M. (2003): The Dutch productivity slowdown: the culprit at last? [online am 19.4.2006]: <http://www.tbm.tudelft.nl/live/binaries/901034aa-bb49-40c3-9689-8fe70c899b92/doc/DutchProductivity.pdf>

Kommission der Europäischen Gemeinschaft (1993): Weißbuch. WACHSTUM, WETTBEWERBSFAEHIGKEIT, BESCHAEFTIGUNG – HERAUSFORDERUNGEN DER GEGENWART UND WEGE INS 21. JAHRHUNDERT. Kom(1993) 700. Kommission der Europäischen Gemeinschaft

Kommission der Europäischen Gemeinschaft (1998): Wachstum und Beschäftigung im Stabilitätsrahmen der WWU. Wirtschaftspolitische Überlegungen im Hinblick auf die Grundzüge der Wirtschaftspolitik für 1998, Mitteilung der Kommission. In: Europäische Wirtschaft Nr. 65, 173-225. zitiert von: Schulden, Thorsten (2004: 242)

Kommission der Europäischen Gemeinschaft (2000): Strukturindikatoren. Mitteilung der Kommission, Kom(2000) 594. Kommission der Europäischen Gemeinschaft

Kommission der Europäischen Gemeinschaft (2001a): Europäisches Regieren. Ein Weißbuch. Kom(2001) 428. Kommission der Europäischen Gemeinschaft

Kommission der Europäischen Gemeinschaft (2001b): Commission Company Tax Strategy Frequently Asked Questions. [online am 26.8.2006]: <http://europa.eu/rapid/pressReleasesAction.do?reference=MEMO/01/335&format=HTML&aged=1&language=en&guiLanguage=en>

Krämer, Hagen (2005): Die Funktionelle Einkommensverteilung seit Beginn der 1990er Jahre. In: Huber/Krämer/Kurz (Hrsg.): Einkommensverteilung, technischer Fortschritt und struktureller Wandel. Festschrift für Peter Kalmbach. Metropolis

Kramer, Helmut (2002): Österreichs Wirtschaftspolitik im Rahmen der EU. In: Neisser, Heinrich / Puntischer Riekmann, Sonja (Hrsg.): Europäisierung der österreichischen Politik: Konsequenzen der EU-Mitgliedschaft, 267-295. WUV-Universitätsverlag

- Kraus, Alfred (2005): Weniger Arbeit – mehr Dividende. Dividendenpolitik der österreichischen Kapitalgesellschaften. AK Wien
- Krugman, Paul / Obstfeld, Maurice (2002) International Economics. Theory and Policy. Addison Wesley
- Marterbauer, Markus (2007): Wem gehört der Wohlstand? Perspektiven für eine neue österreichische Wirtschaftspolitik. Paul-Zsolnay-Verlag
- Marterbauer, Markus / Walterskirchen, Ewald (2006): Neglecting Demand and Cycle in the Euro Area. WIFO
- Marterbauer, Markus / Walterskirchen, Ewald (2002): Bestimmungsgründe der Lohnquote und der realen Lohnstückkosten. WIFO
- Mooslechner, Peter (2007): Moderation der Podiumsdiskussion bei der Buchpräsentation von Markus Marterbauer "Wem gehört der Wohlstand?" am 5.3.2007 im Wien Museum.  
Veranstalter: Renner-Institut
- Mors, Matthias (2007): Der Steuerwettbewerb in der EU: Erfahrungen mit dem Verhaltenskodex zur Unternehmensbesteuerung. In: Kellermann/Zitzler (Hrsg.): Steuern im europäischen Wettbewerb. Unterbieten oder gemeinsam gestalten? Friedrich-Ebert-Stiftung
- Muhm, Werner (2004): Steuerwettbewerb in Europa gefährdet das europäische Sozialmodell. In: Altzinger, Wilfried / Marterbauer, Markus et al.: Öffentliche Wirtschaft, Geld- und Finanzpolitik: Herausforderungen für eine gesellschaftlich relevante Ökonomie. Reihe „Wirtschaftswissenschaftliche Tagungen der Arbeiterkammer Wien“, Band 9, 141-150. AK Wien
- Onaran, Özlem (2005, revised version): Life After Crisis For Labor And Capital in the Era of Neoliberal Globalization. Wirtschaftsuniversität Wien. [online am 12.6.2007]:  
<http://www.wu-wien.ac.at/inst/vw1/gee/papers/geewp43.pdf>
- Onaran, Özlem / Stockhammer, Engelbert (2006): The effect of FDI and foreign trade on wages in the Central and Eastern European Countries in the post-transition era: A sectoral analysis. Vienna University of Economics & B.A. Working Paper No. 94. [online am 12.12.2006]: <http://www.wu-wien.ac.at/inst/vw1/papers/wu-wp94.pdf>
- Ortega, Daniel / Rodríguez, Francisco (2001): Openness and Factor Shares. [online am 12.12.2006]: <http://www.eclac.org/prensa/noticias/comunicados/8/7598/Frodriguez29-08.pdf>
- Observatoire Social Européen (1999): Economic and Monetary Union, Employment, Social Conditions and Social Benefits. A Literature Survey. [online am 12.7.2007]:  
<http://www.eurofound.europa.eu/pubdocs/1999/10/en/1/ef9910en.pdf>



Padoa-Schioppa, Tommaso et al. (1987): Efficiency, Stability and Equity. A Strategy for the Evolution of the Economic System of the European Community. Commission of the European Communities

Quantitative Micro Software (2005): EViews 5.1 User's Guide.

Rodrik, Dani (1999): Globalisation and labour, or: if globalisation is a bowl of cherries, why are there so many glum faces around the table? In: Baldwin, Richard / Cohen, Daniel / Sapir, André / Venables, Anthony (ed.): Market Integration, Regionalism and the Global Economy. Cambridge University Press

Rodrik, Dani (1997): Has Globalization gone too far? Institute for International Economics

Rosner, Peter (2001): Grundzüge der politischen Ökonomie Österreichs. Facultas

Rossmann, Bruno (2005): Die Budgetpolitik Österreichs seit de EU-Beitritt. In: Wirtschaft und Gesellschaft 31 (4), 493-534. AK Wien

Schäfer, Claus (2004): Die Lohnquote – ein ambivalenter Indikator für soziale Gerechtigkeit und ökonomische Effizienz. In: Sozialer Fortschritt – unabhängige Zeitschrift für Sozialpolitik, Heft 2, 45-52. [online am 4.5.2006]:  
[http://www.boeckler.de/pdf/wsi\\_schaefer\\_lohnquote.pdf](http://www.boeckler.de/pdf/wsi_schaefer_lohnquote.pdf)

Schulten, Thorsten (2004): Solidarische Lohnpolitik in Europa. Zur Politischen Ökonomie der Gewerkschaften. VSA-Verlag

Schwarzl, Reinhold (2000): Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen gemäß ESVG 95: Hauptergebnisse 1988 – 1999. In: Statistische Nachrichten 12/2000, 960-967. Statistik Austria.

SGB – Schweizer Gewerkschaftsbund (2006): 12 Probleme der Lohnpolitik in der Schweiz. [online am 20.8.2007]: <http://www.sgb.ch/d-download/lohnpolitik.pdf>

Sievert, Olaf (1992): Geld, das man nicht selbst herstellen kann. In: Frankfurter Allgemeine Zeitung, Nr. 225 vom 26.9.1992. zitiert von: Busch, Klaus (1994: 98)

Sozialpartner Austria (2007): 50 Jahre Römische Verträge. Auf dem Weg zu mehr Wachstum und Beschäftigung. Deklaration der Österreichischen Sozialpartner. [online am 3.7.2007]:  
[http://www.sozialpartner.at/sozialpartner/50\\_Jahre\\_Deklaration.pdf](http://www.sozialpartner.at/sozialpartner/50_Jahre_Deklaration.pdf)

Statistik Austria (2005): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen. Hauptergebnisse 1976 – 2004. Statistik Austria

Statistik Austria (2002): Statistische Nachrichten 11/2002. Statistik Austria

- Stockhammer, Engelbert (2007): Funktionale Einkommensverteilung und aggregierte Nachfrage im Euro-Raum. AK Wien
- Stockhammer, Engelbert (2006): Wirtschaftliche Effekte des österreichischen EU-Beitritts. Simulationsergebnisse. *Wirtschaft und Gesellschaft* 32 (1), 65-94. AK Wien
- Tálos, Emmerich (2001): Ende der Sozialpartnerschaft? Zäsuren in der österreichischen Interessenspolitik. [online am 3.7.2007]:  
<http://www.demokratiezentrum.org/media/pdf/talos.pdf>
- TAZ – die tageszeitung (2007): 970.000 Stellen weg. [online am 18.8.2007]:  
[http://www.taz.de/index.php?id=digi- artikel&ressort=wu&dig=2007/08/17/a0094&no\\_cache=1](http://www.taz.de/index.php?id=digi- artikel&ressort=wu&dig=2007/08/17/a0094&no_cache=1)
- Tichy, Gunther (2004): Die Unzufriedenheit der Bürger mit den Zielen der Wirtschaftspolitik. Zu den Erkenntnissen der Glücksforschung. In: *Wirtschaft und Gesellschaft* 30 (4), 505-530. AK Wien
- Visser, Jelle (1998): Ein holländisches Wunder? Reform des Sozialstaates und Beschäftigungswachstum in den Niederlanden. Campus-Verlag
- Wirtschaftskammer Österreichs – WKO 2007: Lohnstückkosten. nominelle Entwicklung (Gesamtwirtschaft). [online am 3.7.2007]: <http://wko.at/statistik/eu/europa-lohnstueckkosten.pdf>
- Ziltener, Patrick (2003): Hat der EU-Binnenmarkt Wachstum und Beschäftigung gebracht? In: *WSI-Mitteilungen* 4/2003, 221-227. Hans-Böckler-Stiftung
- Ziltener, Patrick (2001): Wirtschaftliche Effekte der europäischen Integration – Theoriebildung und empirische Forschung. Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung
- Zuckerstätter, Josef (1997): Außenhandel und Arbeitsmarkt. in: *Wirtschaft und Gesellschaft* 23 (3), 309-338. AK Wien

# Anhang

## Anhang 0

Darstellungsformen der Arbeitseinkommensquote:

$$1. \quad AEQ_t = \frac{L_t/A_t}{Y_t/E_t} \times 100$$

$$2. \quad AEQ_t = \frac{L_t \cdot E_t}{Y_t \cdot A_t} \times 100$$

$$3. \quad AEQ_t = \frac{L_t \cdot E_t}{Y_t \cdot A_t} \times 100 = \frac{L_t \cdot (S_t + A_t)}{Y_t \cdot A_t} \times 100 = \left( \frac{L_t S_t}{Y_t A_t} + \frac{L_t A_t}{Y_t A_t} \right) \times 100 = \left( \frac{1}{Y_t} \frac{L_t S_t}{A_t} + \frac{L_t}{Y_t} \right) \times 100 = \\ = \left( \frac{L_t S_t A_t^{-1}}{Y_t} + \frac{L_t}{Y_t} \right) \times 100 = \frac{(L_t/A_t) \cdot S_t + L_t}{Y_t} \times 100$$

L..... Arbeitnehmerentgelt

A..... ArbeitnehmerInnen in Vollzeitäquivalenten (VQ)

Y..... Volkseinkommen

E..... Erwerbstätige in VQ

S..... Selbständig Beschäftigte in VQ

## Anhang 1

Null Hypothesis: LQ has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=6)

---

---

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.552501   | 0.1109 |

---

Exogenous: Constant, Linear Trend

---

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.342587 | 0.8492 |
|--|-----------|--------|

---

Null Hypothesis: D(LQ) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=6)

---

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.252642 | 0.0001 |
|--|-----------|--------|

---

Exogenous: None

---

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.892239 | 0.0000 |
|--|-----------|--------|

---

Null Hypothesis: LQB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=6)

---

---

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.621284   | 0.7509 |

---

Exogenous: None

---

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.552501 | 0.1109 |
|--|-----------|--------|

---

Null Hypothesis: D(LQB) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

---

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.686478 | 0.0000 |
|--|-----------|--------|

---

Exogenous: Constant, Linear Trend

---

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.588118 | 0.0001 |
|--|-----------|--------|

---

## Anhang 2

Bsp. für Test auf konstantem EU-Effekt:

Dependent Variable: D(LQB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1978 2004

| Variable           | Coefficient | Std. Error         | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.974809    | 0.457955           | 2.128615    | 0.0459    |
| EUDUMMY95          | -0.325243   | 0.314687           | -1.033544   | 0.3137    |
| BIPRW              | -0.759827   | 0.103827           | -7.318220   | 0.0000    |
| BIPRW(-1)          | 0.052180    | 0.101178           | 0.515725    | 0.6117    |
| BEW                | 0.823412    | 0.229100           | 3.594125    | 0.0018    |
| D(INF(-1))         | 0.178707    | 0.036802           | 4.855982    | 0.0001    |
| MA(1)              | 0.997281    | 0.124548           | 8.007232    | 0.0000    |
| R-squared          | 0.878616    | Mean dependent var |             | -0.450370 |
| Adjusted R-squared | 0.842201    | S.D. dependent var |             | 1.151616  |
| Log likelihood     | -13.14454   | F-statistic        |             | 24.12781  |
| Durbin-Watson stat | 2.063150    | Prob(F-statistic)  |             | 0.000000  |

Bsp. für Test eines EU-Effektes auf eine Variable:

|                 |           |          |           |        |
|-----------------|-----------|----------|-----------|--------|
| EUDUMMY93       | 0.146459  | 0.404796 | 0.361808  | 0.7213 |
| EUDUMMY93*BIPRW | -0.014009 | 0.126908 | -0.110388 | 0.9132 |
| BIPRW           | -0.588979 | 0.077370 | -7.612516 | 0.0000 |
| BIPRW(-1)       | 0.181350  | 0.077697 | 2.334071  | 0.0301 |
| BEW             | 0.695109  | 0.226728 | 3.065822  | 0.0061 |
| D(INF(-1))      | 0.196984  | 0.054019 | 3.646592  | 0.0016 |
| MA(1)           | 0.997275  | 0.150914 | 6.608244  | 0.0000 |

Bsp. für Test auf Stabilität der Koeffizienten vor und nach Beginn der Europäisierung:

| Variable                 | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C                        | 0.702764    | 0.458248   | 1.533590    | 0.1408 |
| (1-EUDUMMY94)*D(INF(-1)) | 0.164796    | 0.042739   | 3.855904    | 0.0010 |
| EUDUMMY94*D(INF(-1))     | 0.235215    | 0.229859   | 1.023301    | 0.3184 |
| BEW                      | 0.775069    | 0.228311   | 3.394800    | 0.0029 |
| BIPRW(-1)                | 0.075500    | 0.108296   | 0.697158    | 0.4937 |
| BIPRW                    | -0.724895   | 0.104264   | -6.952466   | 0.0000 |
| MA(1)                    | 0.996245    | 0.216846   | 4.594249    | 0.0002 |

Wald-Test-Probability ( $H_0: [(1-EUDUMMY94)*D(INF(-1))] = [EUDUMMY94*D(INF(-1))]$ ): 0,77

### Anhang 3

Dependent Variable: D(LQB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

| Variable           | Coefficient      | Std. Error         | t-Statistic      | Prob.         |
|--------------------|------------------|--------------------|------------------|---------------|
| C                  | 1.092277         | 0.583965           | 1.870448         | 0.1036        |
| BIPRW              | -0.557047        | 0.276746           | -2.012846        | 0.0840        |
| BEW                | 1.000323         | 0.396973           | 2.519878         | 0.0398        |
| D(INF(-1))         | 0.265315         | 0.293747           | 0.903208         | 0.3964        |
| D(IM/BIP)          | -0.214913        | 0.237705           | -0.904115        | 0.3960        |
| D(EX/BIP)          | 0.225131         | 0.222914           | 1.009946         | 0.3461        |
| <b>D(FDI/BIP)</b>  | <b>-0.599103</b> | <b>0.196401</b>    | <b>-3.050407</b> | <b>0.0186</b> |
| R-squared          | 0.730971         | Mean dependent var | -0.394286        |               |
| Adjusted R-squared | 0.500375         | S.D. dependent var | 0.823666         |               |
| Durbin-Watson stat | 2.103785         | Prob(F-statistic)  | 0.078434         |               |
| Prob. Q (1)        | 0.870434         | Prob. Q (2)        | 0.237571         |               |

|                    |                  |                    |                  |               |
|--------------------|------------------|--------------------|------------------|---------------|
| C                  | 1.213891         | 0.561650           | 2.161297         | 0.0627        |
| BIPRW              | -0.673661        | 0.241948           | -2.784322        | 0.0238        |
| BEW                | 1.173520         | 0.343562           | 3.415747         | 0.0091        |
| D(EX/BIP)          | 0.229769         | 0.220274           | 1.043105         | 0.3274        |
| D(IM/BIP)          | -0.272299        | 0.226404           | -1.202715        | 0.2635        |
| <b>D(FDI/BIP)</b>  | <b>-0.551001</b> | <b>0.186853</b>    | <b>-2.948843</b> | <b>0.0185</b> |
| R-squared          | 0.699618         | Mean dependent var | -0.394286        |               |
| Adjusted R-squared | 0.511880         | S.D. dependent var | 0.823666         |               |
| Durbin-Watson stat | 2.320607         | Prob(F-statistic)  | 0.048719         |               |
| Prob. Q (1)        | 0.502991         | Prob. Q (2)        | 0.676498         |               |

| Variable                | Coefficient      | Std. Error         | t-Statistic      | Prob.         |
|-------------------------|------------------|--------------------|------------------|---------------|
| C                       | 1.320271         | 0.381014           | 3.465154         | 0.0071        |
| BIPRW                   | -0.932774        | 0.172683           | -5.401664        | 0.0004        |
| D(BE)                   | 0.042236         | 0.007980           | 5.292937         | 0.0005        |
| D(FDIEU/BIP)            | 0.213687         | 0.372940           | 0.572980         | 0.5807        |
| <b>D(FDInoEU15/BIP)</b> | <b>-0.706771</b> | <b>0.207355</b>    | <b>-3.408504</b> | <b>0.0078</b> |
| R-squared               | 0.822485         | Mean dependent var | -0.394286        |               |
| Adjusted R-squared      | 0.743590         | S.D. dependent var | 0.823666         |               |
| Durbin-Watson stat      | 2.108907         | Prob(F-statistic)  | 0.001967         |               |
| Prob. Q (1)             | 0.661827         | Prob. Q (2)        | 0.34246          |               |

Wald-Test-Probability ( $H_0: D(FDIEU/BIP) = D(FDI/BIP - FDIEU/BIP)$ ): 0,08

## Anhang 4

Ergebnisse der bivariaten Regressionen (Sample: 1991-2004; p-Werte in Klammer):

$$D(LQB)_t = -0,06413 - 0,14819 * BIPRW_t + \varepsilon_t$$

(0,9073)            (0,5133)            DW = 2,030; adj.R<sup>2</sup> = -0,044; Q(2) = (0,318)

$$D(LQB)_t = -0,26766 - 0,13687 * D(EX / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,3180)            (0,3541)            DW = 2,700; adj.R<sup>2</sup> = -0,005; Q(2) = (0,093)

$$D(LQB)_t = -0,29192 - 0,16397 * D(IM / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,2365)            (0,2664)            DW = 2,647; adj.R<sup>2</sup> = 0,027; Q(2) = (0,098)

$$D(LQB)_t = 0,01093 - 0,31012 * D(FDI / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,9758)            (0,1757)            DW = 2,646; adj.R<sup>2</sup> = 0,076; Q(2) = (0,145)

$$D(LQB)_t = -0,01277 - 0,30164 * D(FDI / BIP)_t - 0,89768 * MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,9343)            (0,0079)            (0,0003)

DW = 1,630; adj.R<sup>2</sup> = 0,340; Q(2) = (0,586)

$$D(LQB)_t = -0,03301 - 0,42955 * D(FDI_{noEU15} / BIP)_t - 0,93150 * MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0058)            (0,0023)            (0,0019)

DW = 1,834; adj.R<sup>2</sup> = 0,424; Q(2) = (0,735)

$$D(LQB)_t = 0,39781 - 1,14006 * D(FDIBE / BE)_t + \varepsilon_t$$

(0,3978)            (0,0892)            DW = 2,669; adj.R<sup>2</sup> = 0,157; Q(2) = (0,227)

$$D(LQB)_t = 0,61439 - 1,51794 * D(FDIBE / BE)_t - 0,99746 * MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0099)            (0,0001)            (0,0076)

DW = 1,953; adj.R<sup>2</sup> = 0,538; Q(2) = (0,402)

$$D(LQB)_t = 0,47541 - 1,51635 * D(FDIBEnoEU15 / BE)_t - 0,99727 * MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0483)            (0,0004)            (0,0171)

DW = 2,111; adj.R<sup>2</sup> = 0,497; Q(2) = (0,484)

$$D(LQB)_t = 0,46125 - 1,11725 * D(FDIBE / BE)_t + \varepsilon_t$$

(0,3862)            (0,1201)            DW = 2,188; adj.R<sup>2</sup> = 0,122; Q(2) = (0,757)

## Anhang 5

Dependent Variable: D(LQ)

Method: Panel Least Squares

Sample (adjusted): 1986 2004

Cross-sections included: 21

Total panel (balanced) observations: 399

| Variable   | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C          | 0.785034    | 1.865793   | 0.420751    | 0.6742 |
| BWSW       | -0.493702   | 0.012900   | -38.27078   | 0.0000 |
| BWSW(-1)   | 0.048769    | 0.012580   | 3.876799    | 0.0001 |
| GEWORG     | 0.071329    | 0.020927   | 3.408472    | 0.0007 |
| AL         | -0.476018   | 0.156733   | -3.037132   | 0.0026 |
| D(BE)      | 0.232227    | 0.026127   | 8.888304    | 0.0000 |
| D(GOVCONS) | 0.602148    | 0.197597   | 3.047357    | 0.0025 |
| D(INF(-1)) | 0.226559    | 0.076200   | 2.973203    | 0.0031 |

Cross-section fixed (dummy variables)

Redundant Fixed Effects Tests 0.0000

|                    |          |                    |           |
|--------------------|----------|--------------------|-----------|
| R-squared          | 0.817259 | Mean dependent var | -0.520239 |
| Adjusted R-squared | 0.803960 | S.D. dependent var | 2.932751  |
| F-statistic        | 61.45184 | Prob(F-statistic)  | 0.000000  |

|            |           |          |           |        |
|------------|-----------|----------|-----------|--------|
| C          | 1.527695  | 2.430602 | 0.628525  | 0.5304 |
| BWSW       | -0.506608 | 0.017177 | -29.49396 | 0.0000 |
| BWSW(-1)   | 0.047404  | 0.017036 | 2.782628  | 0.0059 |
| GEWORG     | 0.072545  | 0.029217 | 2.482999  | 0.0139 |
| AL         | -0.656529 | 0.276380 | -2.375459 | 0.0185 |
| D(BE)      | 0.186755  | 0.039107 | 4.775476  | 0.0000 |
| D(GOVCONS) | 0.288550  | 0.264413 | 1.091286  | 0.2765 |
| D(INF(-1)) | 0.152916  | 0.148424 | 1.030262  | 0.3041 |
| D(IM/PRO)  | 0.007989  | 0.012328 | 0.648017  | 0.5177 |
| D(EX/PRO)  | -0.019897 | 0.031820 | -0.625290 | 0.5325 |

Cross-section fixed (dummy variables)

0.0000

|                    |          |                    |           |
|--------------------|----------|--------------------|-----------|
| R-squared          | 0.837526 | Mean dependent var | -0.762677 |
| Adjusted R-squared | 0.817932 | S.D. dependent var | 3.133432  |
| Durbin-Watson stat | 1.360539 | Prob(F-statistic)  | 0.000000  |



## Anhang 6

Dependent Variable: D(LQ)

Sample (adjusted): 1994 2003

Cross-sections included: 16

Total panel (balanced) observations: 160

| Variable            | Coefficient      | Std. Error      | t-Statistic      | Prob.         |
|---------------------|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| C                   | 2.514737         | 1.555345        | 1.616836         | 0.1083        |
| BWSW                | -0.507674        | 0.017447        | -29.09735        | 0.0000        |
| BWSW(-1)            | 0.044555         | 0.017467        | 2.550743         | 0.0119        |
| D(GEWORG)           | 1.050348         | 0.333570        | 3.148805         | 0.0020        |
| AL                  | -0.184548        | 0.244160        | -0.755848        | 0.4511        |
| D(BE)               | 0.135478         | 0.040518        | 3.343676         | 0.0011        |
| D(FDI/PRO)          | 0.010051         | 0.031179        | 0.322359         | 0.7477        |
| D(EX/PRO)           | 0.018436         | 0.034139        | 0.540039         | 0.5901        |
| <b>D(IMEU/PRO)</b>  | <b>-0.069649</b> | <b>0.041623</b> | <b>-1.673338</b> | <b>0.0966</b> |
| <b>D(IMEUN/PRO)</b> | <b>0.268018</b>  | <b>0.142221</b> | <b>1.884511</b>  | <b>0.0617</b> |
| D(IMDR/PRO)         | 0.010405         | 0.014557        | 0.714797         | 0.4760        |

Cross-section fixed (dummy variables) 0.0000

|                       |          |                    |           |
|-----------------------|----------|--------------------|-----------|
| R-squared             | 0.895003 | Mean dependent var | -1.192990 |
| Adjusted R-squared    | 0.875414 | S.D. dependent var | 3.195238  |
| Akaike info criterion | 3.226109 | Schwarz criterion  | 3.725825  |
| Durbin-Watson stat    | 1.893258 | Prob(F-statistic)  | 0.000000  |

|              |           |          |           |        |
|--------------|-----------|----------|-----------|--------|
| C            | 2.556104  | 1.591609 | 1.605988  | 0.1106 |
| BWSW         | -0.504788 | 0.017780 | -28.39136 | 0.0000 |
| BWSW(-1)     | 0.045653  | 0.017649 | 2.586702  | 0.0108 |
| D(GEWORG)    | 0.796722  | 0.351407 | 2.267234  | 0.0250 |
| AL           | -0.215999 | 0.251512 | -0.858801 | 0.3920 |
| D(BE)        | 0.142565  | 0.041031 | 3.474576  | 0.0007 |
| D(FDI/PRO)   | 0.018309  | 0.029422 | 0.622293  | 0.5348 |
| D(IM/PRO)    | 0.012362  | 0.012999 | 0.951010  | 0.3433 |
| D(EXEU/PRO)  | 0.034667  | 0.047320 | 0.732615  | 0.4651 |
| D(EXEUN/PRO) | -0.140380 | 0.133141 | -1.054373 | 0.2936 |
| D(EXDR/PRO)  | 0.010429  | 0.070395 | 0.148142  | 0.8825 |

Cross-section fixed (dummy variables) 0.0000

|                    |          |                    |           |
|--------------------|----------|--------------------|-----------|
| R-squared          | 0.891188 | Mean dependent var | -1.192990 |
| Adjusted R-squared | 0.870888 | S.D. dependent var | 3.195238  |
| Durbin-Watson stat | 1.849822 | Prob(F-statistic)  | 0.000000  |

## Anhang 7

Dependent Variable: D(LQB)

Method: Panel Least Squares

Sample (adjusted): 1994 2003

Cross-sections included: 16

Total panel (balanced) observations: 160

| Variable            | Coefficient      | Std. Error      | t-Statistic      | Prob.         |
|---------------------|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| C                   | 0.295938         | 0.133825        | 2.211376         | 0.0288        |
| BWSW                | -0.515132        | 0.016730        | -30.79055        | 0.0000        |
| BWSW(-1)            | 0.049556         | 0.016781        | 2.953080         | 0.0037        |
| D(BE)               | 0.087948         | 0.040172        | 2.189308         | 0.0304        |
| D(FDIBE/BE)         | 0.005568         | 0.021203        | 0.262584         | 0.7933        |
| D(EX/PRO)           | 0.010322         | 0.033583        | 0.307349         | 0.7591        |
| <b>D(IMEU/PRO)</b>  | <b>-0.087434</b> | <b>0.041828</b> | <b>-2.090320</b> | <b>0.0386</b> |
| <b>D(IMEUN/PRO)</b> | <b>0.324020</b>  | <b>0.127653</b> | <b>2.538281</b>  | <b>0.0123</b> |
| D(IMDR/PRO)         | 0.012668         | 0.011874        | 1.066798         | 0.2881        |

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

|                    |           |                       |           |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| R-squared          | 0.917038  | Mean dependent var    | -1.192990 |
| Adjusted R-squared | 0.896135  | S.D. dependent var    | 3.195238  |
| S.E. of regression | 1.029767  | Akaike info criterion | 3.078055  |
| Sum squared resid  | 134.6732  | Schwarz criterion     | 3.712309  |
| Log likelihood     | -213.2444 | F-statistic           | 43.86958  |
| Durbin-Watson stat | 2.030305  | Prob(F-statistic)     | 0.000000  |

### Redundant Fixed Effects Tests

Test cross-section and period fixed effects

| Effects Test                    | Statistic  | d.f.     | Prob.  |
|---------------------------------|------------|----------|--------|
| Cross-section F                 | 8.637846   | (15,127) | 0.0000 |
| Cross-section Chi-square        | 112.512869 | 15       | 0.0000 |
| Period F                        | 5.855654   | (9,127)  | 0.0000 |
| Period Chi-square               | 55.537060  | 9        | 0.0000 |
| Cross-Section/Period F          | 7.233665   | (24,127) | 0.0000 |
| Cross-Section/Period Chi-square | 137.859182 | 24       | 0.0000 |

## Anhang 8

Dependent Variable: D(LQB)

Sample: 1984 2004 IF CROSSID>2 AND CROSSID<14

Cross-sections included: 11

Total panel (balanced) observations: 110

| Variable             | Coefficient      | Std. Error      | t-Statistic      | Prob.         |
|----------------------|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| C                    | 1.109078         | 0.114026        | 9.726542         | 0.0000        |
| BWSW                 | -0.594012        | 0.011836        | -50.18774        | 0.0000        |
| BWSW(-1)             | 0.024963         | 0.011158        | 2.237253         | 0.0280        |
| D(BE)                | 0.978749         | 0.075562        | 12.95285         | 0.0000        |
| D(EU_HB/PRO)         | 0.007755         | 0.022794        | 0.340212         | 0.7346        |
| <b>D(EUN_HB/PRO)</b> | <b>-0.235965</b> | <b>0.078543</b> | <b>-3.004264</b> | <b>0.0035</b> |
| D(DR_HB/PRO)         | 0.032678         | 0.039261        | 0.832325         | 0.4076        |
| D(NETFDI/PRO)        | 0.018108         | 0.024685        | 0.733539         | 0.4653        |

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

|                    |           |                       |           |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| R-squared          | 0.979676  | Mean dependent var    | -1.697995 |
| Adjusted R-squared | 0.973310  | S.D. dependent var    | 3.436830  |
| S.E. of regression | 0.561479  | Akaike info criterion | 1.892784  |
| Sum squared resid  | 26.16645  | Schwarz criterion     | 2.555629  |
| Log likelihood     | -77.10311 | F-statistic           | 153.8810  |
| Durbin-Watson stat | 2.092896  | Prob(F-statistic)     | 0.000000  |

Redundant Fixed Effects Tests

Test cross-section and period fixed effects

| Effects Test                    | Statistic  | d.f.    | Prob.  |
|---------------------------------|------------|---------|--------|
| Cross-section F                 | 6.909432   | (10,83) | 0.0000 |
| Cross-section Chi-square        | 66.622628  | 10      | 0.0000 |
| Period F                        | 10.159445  | (9,83)  | 0.0000 |
| Period Chi-square               | 81.698275  | 9       | 0.0000 |
| Cross-Section/Period F          | 8.710471   | (19,83) | 0.0000 |
| Cross-Section/Period Chi-square | 120.625781 | 19      | 0.0000 |

|                     |                  |                 |                  |               |
|---------------------|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| C                   | 1.060088         | 0.118978        | 8.909985         | 0.0000        |
| BWSW                | -0.594594        | 0.011403        | -52.14524        | 0.0000        |
| BWSW(-1)            | 0.025978         | 0.010835        | 2.397484         | 0.0187        |
| D(BE)               | 0.963308         | 0.071432        | 13.48562         | 0.0000        |
| <b>D(IMEUN/PRO)</b> | <b>0.352199</b>  | <b>0.116327</b> | <b>3.027666</b>  | <b>0.0033</b> |
| <b>D(EXEUN/PRO)</b> | <b>-0.218631</b> | <b>0.076252</b> | <b>-2.867210</b> | <b>0.0052</b> |

## Anhang 9

Dependent Variable: D(BE)

Sample: 1984 2004 IF CROSSID>2 AND CROSSID<14

Total panel (balanced) observations: 110

| Variable           | Coefficient      | Std. Error      | t-Statistic      | Prob.         |
|--------------------|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| C                  | -0.782265        | 0.140026        | -5.586588        | 0.0000        |
| BWSW               | 0.031521         | 0.016465        | 1.914359         | 0.0590        |
| D(FDIBE/BE)        | -0.026884        | 0.030071        | -0.894029        | 0.3739        |
| <b>D(IMEU/PRO)</b> | <b>-0.088045</b> | <b>0.036496</b> | <b>-2.412420</b> | <b>0.0180</b> |
| D(IMEUN/PRO)       | 0.138096         | 0.174024        | 0.793545         | 0.4297        |
| D(EXEUN/PRO)       | -0.036872        | 0.120797        | -0.305237        | 0.7609        |
| D(EXEU/PRO)        | 0.038843         | 0.039870        | 0.974236         | 0.3327        |

### Effects Specification

|                                       |        |
|---------------------------------------|--------|
| Cross-section fixed (dummy variables) | 0.0000 |
| Period fixed (dummy variables)        | 0.0000 |
| Cross-Section/Period                  | 0.0000 |

|                    |          |                    |           |
|--------------------|----------|--------------------|-----------|
| R-squared          | 0.714405 | Mean dependent var | -0.649400 |
| Adjusted R-squared | 0.629407 | S.D. dependent var | 1.362900  |
| Durbin-Watson stat | 1.705905 | Prob(F-statistic)  | 0.000000  |

Dependent Variable: LOG(BE)

Total panel (balanced) observations: 121

| Variable             | Coefficient      | Std. Error      | t-Statistic      | Prob.         |
|----------------------|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| C                    | -1.048459        | 0.519778        | -2.017130        | 0.0460        |
| LOG(EX/PRO)          | 0.027757         | 0.046827        | 0.592755         | 0.5545        |
| LOG(IM/PRO)          | 0.017584         | 0.036145        | 0.486482         | 0.6275        |
| LOG(BWS)             | 0.609173         | 0.057951        | 10.51185         | 0.0000        |
| <b>LOG(FDIBE/BE)</b> | <b>-0.037855</b> | <b>0.016677</b> | <b>-2.269948</b> | <b>0.0250</b> |

### Effects Specification

|                                       |        |
|---------------------------------------|--------|
| Cross-section fixed (dummy variables) | 0.0000 |
| Period fixed (dummy variables)        | 0.0000 |
| Cross-Section/Period                  | 0.0000 |

|                    |          |                    |          |
|--------------------|----------|--------------------|----------|
| R-squared          | 0.983625 | Mean dependent var | 3.909413 |
| Adjusted R-squared | 0.979986 | S.D. dependent var | 0.384711 |
| Durbin-Watson stat | 0.484595 | Prob(F-statistic)  | 0.000000 |

## Anhang 10

**Tabelle 10.2: Europäisches Mehrebenensystem sozialer Konzertierung**

|   | <b>Nationale Ebene</b>   | <b>Betriebliche Ebene</b>  | <b>Europäische Ebene</b>  |
|---|--|--|---|
| Typus sozialer Konzertierungstitutionen | Nationaler Wettbewerbs-korporatismus<br>Soziale Pakte<br>(auf nationaler Ebene)<br><i>(teilweise ergänzt um »Territoriale Beschäftigungspakte« auf regionaler/lokaler Ebene)</i>   | Betriebliche Wettbewerbsbündnisse<br>Betriebliche Pakte für Beschäftigung und Wettbewerbsfähigkeit   | Symbolischer Euro-Korporatismus In- Sozialer Dialog<br>(auf intersektoraler und sektoraler Ebene)<br>Makroökonomischer Dialog<br>Zahlreiche tripartistische Konsultations-gremien im Bereich der Beschäftigungs-, Regional-, Struktur-, Industriepolitik u.v.a. |
| Wesentliche Ziele                       | Verbesserung nationaler/ regionaler Wettbewerbs-fähigkeit durch Lohn-zurückhaltung, Senkung von Sozialkosten und Unternehmenssteuern, Erfüllung der EWU-Konvergenz-Kriterien und des Stabilitätspaktes   | Verbesserung der betrieblichen Wettbewerbsfähigkeit durch Konzessionen der Beschäftigten in Bezug auf Lohn- und Arbeitsbedingungen, Einführung neuer Formen der Arbeitsorganisation, Einbindung der Beschäftigten in trans-nationale Restrukturierungsprojekte | Stärkung der politischen Akzeptanz und Legitimation der zentralen EU-Projekte<br><br>Integration der Gewerkschaften in die Restrukturierung des europäischen Kapitalismus   |
| Einfluss der EU-Politik                 | Europäisches Benchmarking »nationaler Modelle«<br>Einbeziehung der »Sozialpartner« in die nationale Umsetzung europäischer Vereinbarungen wie z.B. die Nationalen beschäftigungspolitischen Aktionspläne (NAP)<br><i>Einbeziehung der »Sozialpartner« in die EU-geförderten regionalen Entwicklungsprojekte (auf regionaler/lokaler Ebene)</i> | »Europäisches Modell« einer neuen »partnerschaftlichen« Arbeitsorganisation, Sozialer Dialog auf betrieblicher Ebene, Soziale Verantwortung der Unternehmen bei Restrukturierungen, Informations- und Konsultationsrechte, Europäische Betriebsräte            | Finanzielle Unterstützung und institutionelle/ politische Aufwertung der europäischen Arbeitgeber- und Gewerkschafts-organisationen   |

Quelle: Schulten 2004: 269

## Anhang 11

Dependent Variable: D(GEWORG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1986 2004

Included observations: 19 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error         | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C                  | -0.212817   | 0.217463           | -0.978636   | 0.3456 |
| D(AL)              | -0.829323   | 0.147571           | -5.619833   | 0.0001 |
| D(KVr)             | 0.101899    | 0.042382           | 2.404295    | 0.0318 |
| D(GOVCONS)         | 0.440761    | 0.120993           | 3.642864    | 0.0030 |
| BIPRW              | -0.283274   | 0.069389           | -4.082396   | 0.0013 |
| AR(2)              | 0.615678    | 0.197084           | 3.123938    | 0.0081 |
| R-squared          | 0.649508    | Mean dependent var | -0.963158   |        |
| Adjusted R-squared | 0.514703    | S.D. dependent var | 0.311645    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.205137    | Prob(F-statistic)  | 0.010348    |        |
| Inverted AR Roots  | .78         | Q(2) adj.          | 0.363       |        |

Dependent Variable: LOG(GEWORG)

Sample (adjusted): 1985 2004

| Variable           | Coefficient | Std. Error         | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C                  | -0.964729   | 0.521052           | -1.851502   | 0.0839 |
| LOG(AL)            | -0.646221   | 0.046804           | -13.80708   | 0.0000 |
| LOG(GOVCONS)       | 2.020811    | 0.182034           | 11.10127    | 0.0000 |
| KVr                | 0.030047    | 0.008941           | 3.360644    | 0.0043 |
| AR(2)              | -0.579014   | 0.183651           | -3.152803   | 0.0066 |
| R-squared          | 0.953158    | Mean dependent var | 3.847354    |        |
| Adjusted R-squared | 0.940667    | S.D. dependent var | 0.126441    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.713654    | Q(2) adj.          | 0.772       |        |

Dependent Variable: D(GEWORG)

| Variable                   | Coefficient     | Std. Error         | t-Statistic     | Prob.         |
|----------------------------|-----------------|--------------------|-----------------|---------------|
| C                          | 0.076976        | 0.592780           | 0.129855        | 0.8990        |
| D(AL)                      | -1.080837       | 0.120663           | -8.957497       | 0.0000        |
| D(KV-INF)                  | 0.123279        | 0.032637           | 3.777266        | 0.0031        |
| D(GOVCONS)                 | 0.265022        | 0.100046           | 2.649012        | 0.0226        |
| BIPRW                      | -0.363923       | 0.049348           | -7.374588       | 0.0000        |
| EUDUMMY94                  | -0.239106       | 0.166287           | -1.437913       | 0.1783        |
| <b>EUDUMMY94*D(KV-INF)</b> | <b>0.162243</b> | <b>0.052508</b>    | <b>3.089871</b> | <b>0.0103</b> |
| AR(2)                      | 0.901003        | 0.158052           | 5.700680        | 0.0001        |
| R-squared                  | 0.800452        | Mean dependent var | -0.963158       |               |
| Adjusted R-squared         | 0.673467        | S.D. dependent var | 0.311645        |               |
| Log likelihood             | 11.01685        | Q(2) adj.          | 0.630           |               |
| Durbin-Watson stat         | 1.781430        | Prob(F-statistic)  | 0.003758        |               |

## Anhang 12

Ergebnisse der bivariaten Regressionen (Sample: 1991-2004; p-Werte in Klammer):

$$D(GEWORG)_t = -1,06609 + 0,06698 * D(FDI / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,0000)      (0,4752)      DW = 1,549; adj.R<sup>2</sup> = -0,036; Q(2) = (0,590)

$$D(GEWORG)_t = -0,71046 - 0,20035 * D(IMEU10n / PRO)_t + \varepsilon_t$$

(0,0063)      (0,3541)      DW = 1,463; adj.R<sup>2</sup> = 0,132; Q(2) = (0,385)

$$\log GEWORG_t = 4,08163 - 0,14267 * \log(FDI / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,0000)      (0,0000)      DW = 0,798; adj.R<sup>2</sup> = 0,984; Q(2) = (0,044)

$$\log GEWORG_t = 4,0658 - 0,1363 * \log(FDI / BIP)_t + AR(1) + MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0000)      (0,0000)      (0,2484)      (0,4905)

DW = 1,834; adj.R<sup>2</sup> = 0,987; Q(3) = (0,168)

$$\log GEWORG_t = 4,04626 - 0,15985 * \log(FDIBE / BE)_t + 0,99747 MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0000)      (0,0000)      (0,0000)

DW = 1,845; adj.R<sup>2</sup> = 0,988; Q(2) = (0,254)

$$\log GEWORG_t = 4,000466 - 0,23996 * \log(IMEU10n / BIP)_t + 0,93209 MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0000)      (0,0002)      (0,0000)

DW = 2,213; adj.R<sup>2</sup> = 0,986; Q(2) = (0,734)

$$\log GEWORG_t = 5,19796 - 0,59987 * \log(EXEU15 / BIP)_t + 0,93281 MA(1) + \varepsilon_t$$

(0,0000)      (0,0000)      (0,0000)

DW = 2,070; adj.R<sup>2</sup> = 0,919; Q(2) = (0,424)

$$KVr_t = 1,57137 - 0,48047 * D(FDI / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,0021)      (0,0748)      DW = 1,416; adj.R<sup>2</sup> = 0,178; Q(2) = (0,901)

$$KVr_t = 1,88382 - 1,35329 * D(FDIBE / BE)_t + \varepsilon_t$$

(0,0068)      (0,0966)      DW = 1,375; adj.R<sup>2</sup> = 0,148; Q(2) = (0,999)

$$KVr_t = 1,68426 - 0,80772 * D(FDI_{no}EU15 / BIP)_t + \varepsilon_t$$

(0,0005)      (0,0204)      DW = 1,420; adj.R<sup>2</sup> = 0,320; Q(2) = (0,987)

$$KVr_t = 1,25496 - 0,65428 * D(EX / PRO)_t + \varepsilon_t$$

(0,0005)      (0,0353)      DW = 1,346; adj.R<sup>2</sup> = 0,262; Q(2) = (0,8197)

## Anhang 13

Ergebnisse der bivariaten Regressionen (Sample: 1991-2004; p-Werte in Klammer):

$$D(GovCons)_t = 0,11301 - 0,20203 * D((EX + IM) / PRO)_t + \varepsilon_t$$

(0,1677) (0,0006) DW = 1,386; adj.R<sup>2</sup> = 0,612; Q(2) = (0,103)

$$D(GovCons)_t = 0,14577 - 0,23956 * D((EX + IM) / PRO)_t - 0,6205 AR(2) + \varepsilon_t$$

(0,0370) (0,0003) (0,0868)

DW = 1,625; adj.R<sup>2</sup> = 0,698; Q(2) = (0,666)

$$D(GovCons)_t = -0,04698 - 0,00294 * D(FDI / INV)_t + \varepsilon_t$$

(0,7153) (0,7498) DW = 1,644; adj.R<sup>2</sup> = -0,080; Q(2) = (0,569)



## **CURRICULUM VITAE – Georg Feigl**

Geboren in: Mödling, 9.7.1981  
Staatsbürgerschaft: Deutschland  
Adresse: 1150 Wien, Goldschlagstr. 26/5/19  
Familienstand: ledig  
E-Mail: georg.feigl[at]reflex.at

---

|              |             |   |
|--------------|-------------|---|
| Bildungsweg: | 1994 – 2000 | Handelsakademie Baden                             |
|              | 2000 – 2008 | Magisterstudium Volkswirtschaft, Universität Wien |
|              | seit 2003   | Studium der Internationalen Entwicklung, ebendort |
|              | WS 2004/05  | VWL-Erasmus-Semester in Alicante (Spanien)        |

---

bisherige wissenschaftsnahen Beschäftigungsverhältnisse:

- ) Sommersemester 2004 Tutor, Arbeitsgemeinschaft „Praxis der EZA“ (geleitet von Mag. Beatriz Gomes De Abreu Fialho)
  - ) 2005 – 2007: jeweils SoSe Tutor, Proseminar „Transdisziplinäre Entwicklungsforschung II: Global Political Economy“ (geleitet von Mag. Karin Fischer)
  - ) WS 2005/06 & 2006/07 Tutor, Proseminar „Transdisziplinäre Entwicklungsforschung I: Internationale Politische Ökonomie“ (bei Dr. Johannes Jäger)
  - ) 03 – 07/2006 Junior Fellowship, Austrian Institute for Economic Research (WIFO)
  - ) seit 08/2007 Assistent, Direktion der Arbeiterkammer Wien
- 

Publikationen

- ) 2001: Antirassismuarbeit an österreichischen Schulen. In: Medien Journal, Heft 4. Hrsg.: Österreichische Gesellschaft für Kommunikationswissenschaft
  - ) 2003: Broschüre „cross the borders – Schule ohne Rassismus“ (gemeinsam mit Ilia Dib). Hrsg.: Aktion kritischer SchülerInnen
-