

MAKROÖKONOMISCHE EFFEKTE EINER  
WOCHENARBEITSZEITVERKÜRZUNG.  
Eine Simulationsstudie für Österreich.

Johann MAURER  
Karl PICHELMANN

Forschungsbericht/  
Research Memorandum No. 192

Oktober 1983

Die in diesem Forschungsbericht getroffenen Aussagen liegen im Verantwortungsbereich der Autoren und sollen daher nicht als Aussagen des Instituts für Höhere Studien wiedergegeben werden.

### Zusammenfassung

Die Studie widmet sich den makroökonomischen Konsequenzen einer allgemeinen Reduktion der gesetzlichen Arbeitszeit in Österreich von 40 auf 38 Wochenstunden. Die empirische Analyse erfolgt unter Verwendung einer speziell adaptierten Version des ökonometrischen Prognosemodells LIMA/1983, das am Institut für Höhere Studien entwickelt wurde. Damit steht nun auch für Österreich ein analytisches Instrumentarium zur Verfügung, das die Nachfrage- bzw. Kreislaufeffekte einer allgemeinen Wochenarbeitszeitverkürzung bei alternativen Designs der Lohnpolitik abzuschätzen erlaubt.

### Abstract

The paper analyzes the macroeconomic consequences of an overall reduction in the statutory working week in Austria; special emphasis is put on the impact of different designs in the corresponding wage policy. The empirical investigation is based upon an adapted version of the econometric forecasting-model LIMA/1983, which has been developed at the Institute for Advanced Studies.



## Einleitung

Die Arbeitszeitdebatte umfaßt gegenwärtig ein breites Spektrum an Vorschlägen und Einwänden zu Verkürzungen bzw. Flexibilisierungen der Arbeitszeit, wobei vorwiegend beschäftigungspolitische Aspekte in den Mittelpunkt rücken. Auch die vorliegende Studie konzentriert sich auf die Frage nach den Arbeitsmarktentlastungseffekten einer Arbeitszeitverkürzung; sie ist daher makroökonomisch konzipiert und versucht, die gesamtwirtschaftlichen Konsequenzen einer allgemeinen Reduktion der gesetzlichen Wochenarbeitszeit in Österreich darzustellen.

Die empirische Analyse erfolgte unter Verwendung einer speziell adaptierten Version des ökonometrischen Prognosemodells LIMA/1983, das am Institut für Höhere Studien entwickelt wurde. Damit steht nun auch für Österreich ein analytisches Instrumentarium zur Verfügung, das - im Gegensatz zu den bisher herangezogenen Partialmodellen - die Nachfrage- bzw. Kreislaufeffekte einer allgemeinen Wochenarbeitszeitverkürzung abzuschätzen erlaubt.

Ökonometrische Modellsimulationen sehen sich allerdings häufig dem Einwand ausgesetzt, in der Vergangenheit gültige Reaktionszusammenhänge einfach in die Zukunft zu projizieren; das sei insbesondere dann unzulässig, wenn sich grundlegende Rahmenbedingungen der wirtschaftlichen Entwicklung verändert hätten. Skepsis gegenüber ökonometrischen Simulationsstudien zu den Effekten einer Arbeitszeitverkürzung scheint daher prima facie angebracht; denn bei tendenzieller Unterbeschäftigung und Wachstumsverlangsamung wird sich die Relation zwischen Beschäftigungs- und Produktivitätseffekten einer Reduktion der Wochenarbeitszeit vermutlich verschoben haben. Dennoch verfügen ökonometrische Modellberechnungen über den Vorzug, die Konsequenzen allgemeiner Arbeitszeitverkürzungen auch bei alternativen Designs, etwa in Fragen des Lohnausgleichs, einigermaßen zuverlässig quantitativ zu erfassen; zumal ja in die empirischen Spezifikationen die seit dem ersten Erdölpreisschock gewonnenen Erfahrungen über - geänderte - wirtschaftliche Reaktionsformen einfließen.

Die Studie ist in fünf Abschnitte gegliedert:

- Kapitel 1 enthält eine detaillierte Beschreibung der Adaptionen und Erweiterungen, die am Prognosemodell des Instituts für Höhere Studien vorgenommen wurden, um eine Analyse der Effekte von allgemeinen Arbeitszeitverkürzungen zu ermöglichen (siehe dazu auch den Anhang);

- Abschnitt 2 beschreibt einen Entwicklungspfad der österreichischen Wirtschaft in den kommenden Jahren bei unveränderten Arbeitszeitregelungen, der als Basislösung der Simulationsstudie dient;
- Abschnitt 3 untersucht die makroökonomischen Effekte, die von einer 5%igen Verkürzung der gesetzlichen Wochenarbeitszeit unter der Annahme einer auf Einkommenssicherung bedachten Lohnpolitik ausgehen;
- im Kapitel 4 werden die Ergebnisse eines Szenarios dargestellt, in dem die Arbeitszeitverkürzung unter dem Regime einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik erfolgt;
- und Abschnitt 5 schließt die Arbeit mit einer kritischen Evaluation der Simulationsergebnisse, wobei insbesondere deren Sensitivität in Bezug auf die getroffenen Modellannahmen überprüft wird.

## 1. Ökonometrische Modellspezifikation

### 1.1 Modelltechnische Ausgangsperspektive

Die Simulationsstudie zu den makroökonomischen Effekten einer Wochenarbeitszeitverkürzung wurde unter Verwendung einer adaptierten Version des IHS-Prognosemodells LIMA/1983 durchgeführt. Die notwendigen Modellerweiterungen mußten drei zentrale Relationen abzubilden versuchen:

- eine Arbeitszeitfunktion, die den Übergang von gesetzlichen Wochenarbeitszeitregelungen zu den Effektivarbeitszeiten der unselbständig Beschäftigten beschreibt;
- eine Arbeitsnachfragefunktion, die neben den üblichen Variablen wie Output, Produktivität und technischem Fortschritt auch die Effektivarbeitszeit, sowie als Kostenfaktor die Reallohnentwicklung berücksichtigt;
- eine Lohnfunktion auf Stundenbasis, die verschiedene Lohnausgleichsvarianten zu simulieren gestaltet.

Die gewählte modelltechnische Lösung geht von der Annahme aus, daß die Gesamtwirtschaft in Form einer repräsentativen gewinnmaximierenden Unternehmung dargestellt werden kann.

$$\max (pF(N,K) - wN)$$

$$(1) F_N(N,K) = \frac{w}{p}$$

p ... Outputpreis

N ... Arbeitsvolumen

w ... Nominallohn

K ... Kapitaleinsatz

(kurzfristig fest vorgegeben)

F ... Produktionsfunktion

Y ... Output

Für eine CES-Produktionsfunktion lautet die Maximumbedingung:

$$(2) N = a \left(\frac{w}{p}\right)^{-b} Y e^{-ct} \quad a, b, c > 0$$

Das IHS-Prognosemodell ist auf der Basis von Jahresdaten aufgebaut. Das jährlich geleistete Arbeitsvolumen N kann nun aber weiter zerlegt werden in:

$$(3) N = LE * HW * 52$$

LE = unselbständig Beschäftigte

HW = durchschnittlich geleistete  
Wochenarbeitszeit

Ein ökonometrischer Schätzansatz läßt sich aus den Gleichungen (2) und (3) folgendermaßen entwickeln:

- Gleichung (3) wird in (2) eingesetzt und die resultierende Gleichung (4) als Nachfragefunktion für LE, gegeben HW, interpretiert:

$$(4) LE^0 = a_0 \left(\frac{w}{p}\right)^{-b} \frac{Y}{HW} e^{-ct} \quad LE^0 = \text{gewünschte Beschäftigungsmenge}$$

$$a_0 > 0$$

- Gleichung (4) wird durch einen Anpassungsprozeß (Gleichung 5) ergänzt, da der aktuelle Beschäftigtenstand nicht völlig flexibel das jeweils kurzfristig optimale Niveau annimmt;

$$(5) (LE/LE [1]) = (LE^0/LE [1])^d \quad d > 0$$

- Zur Erklärung der durchschnittlich geleisteten Wochenarbeitszeit HW dient schließlich Gleichung (6); diese erfaßt den Einfluß der gesetzlichen Arbeitszeitregelungen, ergänzt durch konjunkturell bedingte Komponenten (z.B. Überstunden, Kurzarbeit etc.)

$$(6) HW = f(HG, KV)$$

HG = gesetzliche Arbeitszeit

KV = Konjunkturvariable

## 1.2 Empirische Spezifikationen

### (i) Arbeitszeitfunktion:

$$(6') \quad HW = q HG^{r_0} HG[1]^{r_1} HG[2]^{r_2} KV^{r_3} \quad \text{bzw.}$$

$$\ln HW = \ln q + \sum_{i=0}^2 r_i \ln HG[i] + r_3 \ln KV$$

Als Konjunkturvariable KV fungiert das Verhältnis zwischen dem aktuellen realen Brutto-Inlandsprodukt und seinem längerfristigen Trendwert.

Die Schätzung von Gleichung (6') zeigt in Niveauform hohe Autokorrelation erster Ordnung (Gleichung 6.1), sodaß der Übergang zu ersten Differenzen angebracht erscheint. Dabei erweist sich - bei sonst zufriedenstellenden Ergebnissen (Gleichung 6.2) - der Koeffizient der um zwei Perioden verzögerten gesetzlichen Arbeitszeit als insignifikant; dies führt zu der Hypothese, daß sich Verkürzungen der gesetzlichen Arbeitszeit binnen zweier Jahre in entsprechenden Reduktionen der effektiv geleisteten Arbeitszeit niederschlagen; was auch durch einen F-Test (Tabelle 1) zumindest statistisch verifiziert werden kann. Die restringierte Schätzung (Gleichung 6.3) läßt somit folgenden Schluß zu: relative Änderungen der gesetzlichen Arbeitszeit werden zu rund 2/3 sofort in Form geänderter Effektivarbeitszeiten wirksam, bereits eine Periode später tritt eine vollständige Anpassung der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit an die Normalarbeitszeit ein.

Die rekursiv berechneten Parameter (Tabelle 2) bestätigen ferner, daß sich die Parameter  $r_1$  und  $r_2$  als im Zeitverlauf relativ stabil erweisen; die Erfahrungen der letzten Jahre deuten indes darauf hin, daß Veränderungen der Normarbeitszeit noch rascher weitergegeben werden dürften.

(ii) Beschäftigungsnachfragefunktion

$$(5') \quad \Delta \ln LE = d \ln a_0 + db \ln \left( \frac{W}{p} \right) - dct + d \ln [Y / (LE[1] * HW)]$$

Die empirische Schätzung (Gleichung 5.1) der Gleichung (5') über den Zeitraum 68-82 zeichnet kein scharf konturiertes Bild, worauf auch die Parameterschwankungen bei Variation der Schätzperiode hindeuten (Tabelle 3). Zwar weisen die Parameter der einzelnen Variablen das erwartete Vorzeichen auf, doch dürften mehrere Strukturbrüche zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse führen. Einer dieser Strukturbrüche ist 1972/73 anzusiedeln (Tabelle 3); die Quandt-Statistik (Tabelle 4) zeigt weiters auch für 1978 eine Strukturverschiebung auf, die angesichts einer stagnierenden Stundenproduktivität im Jahr 1978 allerdings mit Vorsicht interpretiert werden muß.

Berücksichtigt man die vermuteten Strukturbrüche explizit in Form unterschiedlicher Parameter der Zeittrendvariable, läßt sich eine zweistufige Abnahme des Produktivitätswachstums nachweisen (Parameter B1, B2 in Gleichung 5.2): die erste Stufe verläuft von 73-77, die zweite ab 1978. Ungeachtet der prima facie zufriedenstellenden statistischen Eigenschaften der Schätzgleichung, scheinen doch die rekursiv berechneten Parameter, insbesondere der Reallohnvariable, darauf hinzudeuten, daß die Periode ab 1977 noch immer nicht optimal erfaßt wird.

Eine alternative Spezifikation verlegt daher den zweiten Strukturbruch in das Jahr 1977 vor, wobei ein trade-off zwischen verbesserter Anpassungsgüte und ungünstigerer Residuenstruktur in Kauf genommen werden muß (Gleichung 5.3). Dieser Schätzansatz wird letztlich auch für das Simulationsexperiment herangezogen, zumal sich bei Bereinigung um die Autokorrelation erster Ordnung mit Hilfe des Hildreth-Lu Verfahrens die Parameterwerte nur geringfügig verändern.

(iii) Lohnfunktion:

Die institutionalisierten Formen der Konfliktregelung im Bereich der Lohn- und Einkommenspolitik in Österreich lassen die Ableitung der Lohnfunktion aus einer konzeptionell "produktivitätsorientierten" Lohnpolitik als gerechtfertigt erscheinen. Seit 1980 kann allerdings ein merkliches Abweichen von dieser Strategie beobachtet werden. Zusätzlich gilt es die Auswirkungen bisher stattgefundener Arbeitszeitverkürzungen zu berücksichtigen. Diese Überlegungen führen zu folgendem Schätzansatz:

$$(7) \Delta \ln(w/p_c) = b_1 \Delta \ln prh[1] + b_2 \Delta \ln HG + b_3 DLP$$

w ... durchschnittlicher Stundenlohn

$p_c$  ..Deflator des privaten Konsums

prh ..durchschnittliche Stundenproduktivität

HG .. gesetzliche Arbeitszeit

DLP ..Dummy-Lohnpolitik { 1 für 80-82  
0 sonst

Die Schätzergebnisse für die Stützperiode 68-82 sind in Gleichung 7.1 dargestellt, die rekursiven Parameter in Tabelle 7. Der Produktivitätsparameter  $b_1$  liegt stets bei 1; sehr signifikant fällt auch die Lohnpolitikvariable aus, sodaß die Abkehr vom produktivitätsorientierten Lohnpfad seit 1980 als klar bestätigt erscheint.

Der Einfluß gesetzlicher Arbeitszeitverkürzungen auf die Entwicklung der realen Stundenlöhne ist keineswegs eindeutig zu beurteilen. Offenbar waren aber in der Vergangenheit die "mit vollem Lohnausgleich" durchgeführten Arbeitszeitverkürzungen mit einer bloß unterproportionalen Steigerung der Stundenlöhne verbunden. Die rekursiv berechneten Regressionsparameter zeigen zudem auf, daß der Proportionalitätsfaktor von 0,75, mit dem die realen Stundenlöhne bei Arbeitszeitverkürzungen anstiegen, in erster Linie durch das Reaktionsverhalten im Jahr 1975 geprägt wird; 1970 und 1972 dürfte dieser Proportionalitätsfaktor deutlich niedriger gelegen sein.

Der Proportionalitätsfaktor fungiert als zentrales Steuerungsinstrument zur Charakterisierung der unterschiedlichen Simulationsdesigns. Ein Wert von 1 impliziert eine Erhöhung der realen Stundenlöhne im Ausmaß der relativen Arbeitszeitverringerung, ein Wert von Null hingegen unveränderte Stundenlöhne. In jedem Fall aber werden in den realen Stundenlöhnen auch die durch Arbeitszeitverkürzungen induzierten Produktivitätszuwächse - wenn auch um eine Periode verzögert - voll abgegolten.

#### Exkurs: Modellierung der Importnachfrage

Bereits die ersten Simulationsversuche zeigten deutlich, daß der Formulierung der Importnachfragefunktionen zentrale Bedeutung im Hinblick auf die empirischen Ergebnisse zukommt.

Die Importnachfragefunktionen sind im Rahmen des IHS-Prognosemodells folgendermaßen konzipiert:

$$(8) \quad M = c_0 Y^{c_1} \left( \frac{P_M}{P} \right)^{c_2} \quad \begin{array}{l} c_0, c_1 > 0 \\ c_2 < 0 \end{array}$$

M ... reale Importmenge

Y ... reales Nachfrageaggregat

$P_M$  ... Importpreise

P ... Inlandspreise

Das IHS-Modell disaggregiert die Güterimporte in die SITC-Gruppen 01, 2-4, 3 und 5-9. Die letzte Gruppe, bestehend aus Halb- und Fertigwaren, dominiert in Österreich schon rein mengenmäßig die Importe, sodaß die Importproblematik exemplarisch für diese Güterkategorie skizziert werden soll. Dabei gelangen folgende Variablenspezifikationen zur Anwendung:

M5970 ... reale Importmenge, SITC-Gruppe 5-9

PM5970 ...Preisindex, SITC-Gruppe 5-9

PGDP .... Preisindex des GDP

Als Nachfrageaggregat wurde schließlich eine gewichtete Summe aus dem realen dauerhaften Konsum (CD) und den realen Ausrüstungsinvestitionen (IFE) verwendet.

$$(8') \ln M5970 = \ln c_0 + c_1 \ln (CD+g*IFE) + c_2 \ln (PM5970/PGDP)$$

Dieser Schätzansatz weist für die Stützperiode 68-82 eine hohe Importelastizität in Bezug auf die gewählte MengenvARIABLE auf (Parameter B2 in Gleichung 8.1); ebenso zeigt sich eine stark ausgeprägte Preissensitivität in dieser Importkategorie (Parameter B3 in Gleichung 8.1). Sondereinflüsse im Jahr 1972 mußten durch eine Dummy-Variable erfaßt werden.

Die rekursiv berechneten Regressionsparameter (Tabelle 8) zeichnen sich durch hohe Stabilität aus; eine leichte Strukturverschiebung ab dem Jahr 1976 kann indes nicht vollständig ausgeschlossen werden. Alternative Spezifikationen (Gleichungen 8.2 - 8.4) weisen lediglich geringfügig bessere Anpassungsgüte auf, die kalkulierte Mengelastizität ändert sich indes kaum.

Die günstigere Leistungsbilanzentwicklung der letzten Jahre wird zwar häufig auch als Ausdruck einer verbesserten Wirtschaftsstruktur in Österreich gewertet, das vorliegende Datenmaterial scheint aber noch keine klare Evidenz dafür zu liefern; zumal in den relevanten Beobachtungszeitraum keine Periode rasch wachsender Ausrüstungsinvestitionen fällt.

## 2. Ein mittelfristiger Entwicklungspfad der österreichischen Wirtschaft

Die Ausgangsperspektive der Arbeit wird durch einen mittelfristigen Entwicklungspfad der österreichischen Wirtschaft bei unveränderten Arbeitszeitregelungen festgelegt, der als Basisszenario der Simulationsstudie fungiert. Die Ausgangslösung sollte daher keinesfalls als präzise Modellprognose interpretiert werden, sie dient vielmehr lediglich als Referenz, auf die sich die Untersuchung der Effekte eines diskretionären Arbeitszeitverkürzungsschrittes bezieht.

Die Charakteristika der Basislösung werden in erster Linie durch die Annahmen über die künftige internationale Wirtschaftsentwicklung geprägt; wobei davon ausgegangen wird, daß in den nächsten Jahren vermutlich keine drastischen Konjunkturschwankungen auftreten werden. Anhaltende Wachstumsimpulse scheinen angesichts nationaler und internationaler Verschuldensprobleme sowie der hohen Bereitschaft zu einem restriktiven Kurs der Fiskal- und Geldpolitik in mehreren Ländern wenig wahrscheinlich. Die Wachstumsperspektiven der OECD-Länder stellen sich demgemäß so mäßig dar, daß andererseits auch gravierende Rohstoff- oder Energiekrisen vermieden werden dürften. Beide Überlegungen leiten zu der Hypothese, die österreichische Wirtschaft werde mittelfristig auf einen Pfad gedämpfter Expansion einschwenken, den sie relativ stetig verfolgt.

Dem Basisszenario liegen im Detail folgende Annahmen zugrunde: Das Welthandelsvolumen wird in den nächsten Jahren mit durchschnittlich etwa 3 1/2% weit schwächer zunehmen als in den siebziger Jahren. Die derzeit geltenden Wechselkursrelationen werden unverändert fortgeschrieben; auch sollte die österreichische Exportwirtschaft weiterhin leichte Marktanteilsgewinne verzeichnen können, sofern die erforderlichen Anpassungsprozesse an die geänderten internationalen Nachfragebedingungen erfolgreich bewältigt werden und eine entsprechende Einkommenspolitik eine Schwächung der Konkurrenzfähigkeit verhindert. Die Terms of Trade werden sich mittelfristig kaum verschieben, dem Realzinsniveau wird eine leicht sinkende Tendenz unterstellt. Im Bereich der Budgetpolitik ist das Basisszenario durch eher restriktive Annahmen gekennzeichnet, wodurch sich die Nettodefizitquote mittelfristig bei etwa 4% einpendelt; dies impliziert bereits eine spürbare Veränderung gegebener Einnahmen- und Ausgabentrends.

Unter den getroffenen Annahmen ergibt die Ausgangslösung ein durchschnittliches Wachstum der österreichischen Wirtschaft von knapp 2%; die reale Inlandsnachfrage expandiert geringfügig rascher. Der reale private Konsum verzeichnet jährliche Steigerungsraten von rund 2%, wodurch implizit nahezu unveränderte Sparquoten postuliert werden. Die Investitionstätigkeit steigt mit 1,7% pro Jahr etwas schwächer als die private Konsumgüternachfrage; das Investitionswachstum geht dabei ausschließlich auf eine Ausweitung der realen Ausrüstungsinvestitionen zurück. Im Außenhandel liegen die Zuwachsraten zwischen 4% und 5%, der Leistungsbilanz wird eine, wenn auch geringfügige, Tendenz zur neuerlichen Passivierung unterstellt. Die Inflationsrate beträgt zwischen 4% und 5 1/2%, die Reallohnsteigerungen erfolgen etwa im Ausmaß der Produktivitätszuwächse, sodaß die bereinigte Lohnquote nahezu unverändert bleibt. Die Beschäftigung sinkt in der Basislösung um durchschnittlich 0,6% pro Jahr, der mittelfristige Produktivitätstrend liegt daher bei etwa 2,5%. Die Arbeitslosenrate erreicht 5 1/2%; diese Marke wird allerdings nur unter der Annahme nicht überschritten, daß die "stille" Arbeitsmarktreserve weiter anschwillt.

Basislösung: Ein Entwicklungspfad der österreichischen Wirtschaft

	Jahr				
	0	1	2	3	4
	(Veränderungen zum Vorjahr in %)				
Brutto-Inlandsprodukt	0,7	2,4	2,2	1,9	2,1
Inlandsnachfrage	2,1	2,2	2,0	1,9	2,3
Deflator des privaten Konsums	3,9	4,4	4,7	5,2	5,4
Bruttolohnsumme/VGR	4,3	6,3	7,2	7,6	8,0
Bruttolohnsumme/Beschäftigte	5,6	6,6	7,4	8,1	8,3
Beschäftigung	-1,3	-0,4	-0,5	-0,6	-0,4
Stundenproduktivität	2,2	2,7	2,7	2,5	2,5
dispon. Einkommen, nominell	6,0	6,3	6,6	7,1	8,5
Leistungsbilanz*)	-1,8	-7,5	-9,2	-11,9	-16,6

\*) absolut, in Mrd.S.

### 3. Arbeitszeitverkürzung bei einkommenssichernder Lohnpolitik

Die Kreislaufeffekte einer Wochenarbeitszeitverkürzung hängen entscheidend vom Ausmaß der Arbeitszeitreduktion und der Form, in der ein Lohnausgleich erfolgt, ab. Die vorliegende Studie präsentiert zwei Simulationsvarianten, die jeweils von einer Verringerung der gesetzlichen Wochenarbeitszeit um 2 Stunden, das entspricht 5%, ausgehen. Die Wahl dieses moderaten Verkürzungsschrittes erlaubt es, die Analyse potentieller Diskontinuitäten in den wirtschaftlichen Reaktionsformen, die vermutlich bei gravierenderen Arbeitszeitreduktionen auftreten, vorerst zu vernachlässigen; andererseits kann der Übergang auf die 38-Stundenwoche wohl den ersten Schritt einer etappenweisen Arbeitszeitverkürzung bilden, die schließlich in einer 35-Stundenwoche mündet.

Die beiden Simulationsvarianten unterscheiden sich in erster Linie durch das unterstellte Design der Lohnpolitik. Das Szenario I beschreibt dabei eine Situation, in der die Lohnpolitik auf die Einkommenssicherung der Beschäftigten abstellt. In der modelltechnischen Lösung bedeutet das, daß die Stundenlöhne ceteris paribus proportional zur Arbeitszeitverkürzung angehoben werden; nimmt der Proportionalitätsfaktor ungefähr ein Ausmaß wie in der Vergangenheit an, müßten die Stundenlöhne bei einer 5%-igen Arbeitszeitverringerung um etwa 3,75% ansteigen. Die in diesem Szenario herrschende Lohnbildungsregel geht weiters davon aus, daß die laufenden Preissteigerungen und die um eine Periode verzögerten Produktivitätszuwächse - einschließlich aller durch die Arbeitszeitverkürzung induzierten Preis- und Produktivitätseffekte -voll abgegolten werden.

Das in Szenario I herrschende lohnpolitische Regime beläßt daher bei einer Arbeitszeitverkürzung die Einkommen der Arbeitnehmer nicht unverändert; ungeachtet der bloß partiellen Kompensation für reduzierte Arbeitszeiten, wächst infolge der vollen Abgeltung aller induzierten Preis- und Produktivitätssteigerungen die Brutto-Lohnsumme je Beschäftigten relativ zur Basislösung.

Der Außenhandelssektor wird in beiden Simulationsvarianten unter der Annahme modelliert, daß die österreichischen Exporteure als Preisnehmer auf den internationalen Märkten auftreten, d.h. modelltechnisch werden bei einer Arbeitszeitverkürzung die Exportpreise und auch Exportmengen unverändert belassen. Die

Lohnbildungsregel in Szenario I

$$\dot{w}_t = \dot{p}_t + pr_{t-1} - 0.75 \dot{HG}_t$$

$\dot{w}$  ... rel. Änderung der nominellen Stundenlöhne

$\dot{p}$  ... rel. Änderung des Konsumpreisdeflators

$pr$  .. rel. Änderung der Stundenproduktivität

$\dot{HG}$  .. rel. Änderung der gesetzlichen Arbeitszeit

Jahr	Konsumpreis- deflator	Stundenpro- duktivität	Stunden- löhne	Bruttolohnsumme je Beschäftigten
(Veränderungen gegenüber der Basislösung in %)				
0	0,3	2,5	4,3	0,7
1	1,0	3,2	7,5	2,0
2	1,7	2,7	8,9	3,3
3	2,0	2,4	8,6	3,0
4	2,0	2,3	8,4	2,8

erhöhten Arbeitsstückkosten infolge der gestiegenen Stundenlöhne führen daher im Szenario I zu einer Gewinnkompression im Exportsektor, die über eine Reduktion des disponiblen Einkommens nachfragedämpfend wirkt. Eine Ausnahme bilden lediglich die Preise von Dienstleistungsexporten, bei denen Überwälzungsspielräume für erhöhte Arbeitsstückkosten zugelassen werden; allerdings unter der zusätzlichen Annahme, daß dadurch keine realen Mengeneffekte hervorgerufen werden. Die Importpreise werden in den Simulationsvarianten unverändert belassen, sofern man von vernachlässigbaren Strukturverschiebungseffekten absieht.

Im Bereich der Geldpolitik gehen die Simulationsvarianten davon aus, daß die Hartwährungspolitik auch bei einer Arbeitszeitverkürzung wie bisher fortgesetzt wird; implizit bedeutet das, daß das Nominalzinsniveau ungeachtet der Preiseffekte im Szenario I unverändert gegenüber der Basislösung bleibt, die Realzinsen somit allerdings sinken.

Detaillierterer Darstellung bedürfen die Annahmen, die in Szenario I bezüglich des öffentlichen Sektors getroffen werden. Die öffentlichen Transfers und Subventionen werden als "indexiert" betrachtet, d.h. sie wachsen zusätzlich im Ausmaß der durch die Arbeitszeitverkürzung induzierten Preiserhöhungen. Durch den inflationären Impuls und über die zusätzlichen Beschäftigungseffekte steigt zwar auch der Abgabenerfolg der öffentlichen Hand, eine gegenüber der Basislösung weitgehend unveränderte Nettodefizitquote kann indes nur erreicht werden, wenn die Ausgaben für die aktiven Bediensteten und die imputierten Pensionsleistungen im öffentlichen Sektor relativ geringer zunehmen als die gesamtwirtschaftliche Bruttolohnsumme. Bei nahezu unveränderter Nettodefizitquote liegt daher in Szenario I der reale öffentliche Konsum bloß um etwa 3/4% über der Basislösung. Unter der zusätzlichen Annahme, daß im öffentlichen Sektor nur recht geringe induzierte Produktivitätszuwächse realisiert werden können, impliziert Szenario I somit gegenüber der Basislösung einen deutlichen Rückgang des Leistungsangebots der öffentlichen Hand.

Unter den dargestellten Annahmen zeichnet Szenario I folgendes Bild einer Wochenarbeitszeitverkürzung mit voller Einkommenssicherung für die Beschäftigten:

Die Verkürzung der gesetzlichen Wochenarbeitszeit senkt die tatsächlichen Arbeitszeiten, wobei  $\frac{2}{3}$  der Reduktion sofort und der restliche Teil im folgenden Jahr in verringerten Effektivarbeitszeiten ihren Niederschlag finden. Dadurch steigt die Beschäftigungsnachfrage, allerdings gebremst durch den direkten Kosteneffekt der erhöhten realen Stundenlöhne. Infolge der Abgeltung induzierter Preis- und Produktivitätseffekte nimmt auch die Bruttolohnsumme je Beschäftigten gegenüber der Basislösung zu; die gesamtwirtschaftliche Bruttolohnsumme liegt damit nach Abschluß der Anpassungsreaktionen um etwa 5% über der Basislösung. Das nominelle disponible Einkommen steigt allerdings mittelfristig gegenüber der Basislösung bloß um rund 2% an; denn im Exportsektor können die erhöhten Arbeitsstückkosten annahmegemäß nicht in Preiserhöhungen umgesetzt werden. Die resultierende Gewinnkompression wirkt über das reduzierte disponible Einkommen nachfragedämpfend; insgesamt bleibt das reale disponible Einkommen unverändert.

Der inländische Preisauftrieb verstärkt sich infolge der erhöhten Arbeitskosten, der Deflator des privaten Konsums liegt nach fünf Jahren um 2% über dem Wert der Basislösung. Diese Verschlechterung im Verhältnis von Inlandspreisen zu Importpreisen führt zu verschärften Wettbewerbsbedingungen im exponierten Sektor und induziert zusätzliche Importe. Weiters gilt es einen Realzinseffekt zu berücksichtigen, denn bei unveränderten Nominalzinsen sinkt inflationsbedingt das Realzinsniveau; dadurch wird vorübergehend die Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern und Ausrüstungsinvestitionen stimuliert, die aber vorwiegend durch Güterimporte befriedigt wird. Diese Wirkungszusammenhänge resultieren in einem deutlich negativen Leistungsbilanzeffekt.

Die Modellrechnungen im Rahmen von Szenario I ergeben insgesamt einen Wachstumsverlust, gemessen am Brutto-Inlandsprodukt, von 1% gegenüber der Basislösung; das bedeutet, daß die österreichische Wirtschaft jährlich um etwa 0,2% langsamer expandiert. Beträchtliche Einbußen müssen insbesondere im Außenhandel verzeichnet werden. Die Beschäftigung liegt nach fünf Jahren um rund 2% über der Basislösung, die Arbeitszeitverkürzung wird daher zu  $\frac{2}{3}$  bis  $\frac{1}{2}$  durch Produktivitätszuwächse kompensiert. Szenario I impliziert nicht zuletzt auch merkliche Umverteilungseffekte; die bereinigte Lohnquote erhöht sich gegenüber der Basislösung um mehr als 2 Prozentpunkte.

Szenario I: Arbeitszeitverkürzung mit voller Einkommenssicherung

	Jahr				
	0	1	2	3	4
(Veränderungen gegenüber der Basislösung in %)					
Brutto-Inlandsprodukt	-0,1	-0,5	-0,9	-1,0	-1,0
Inlandsnachfrage	0,3	0,5	0,4	-0,1	-0,5
Deflator des privaten Konsums	0,3	1,0	1,7	2,0	2,0
Bruttolohnsumme/VGR	1,6	3,6	5,1	5,0	4,9
Bruttolohnsumme/Beschäftigte	0,7	2,0	3,3	3,0	2,8
Beschäftigung	0,8	1,6	1,8	1,9	2,1
Stundenproduktivität	2,5	3,2	2,7	2,4	2,3
dispon. Einkommen, nominell	0,3	1,0	1,8	2,1	2,2
Leistungsbilanz*)	-3,4	-8,9	-11,5	-7,8	-2,6

\*) absolut, in Mrd.S.

4. Arbeitszeitverkürzung bei produktivitätsorientierter Lohnpolitik

Auch Szenario II versucht makroökonomische Kreislaufzusammenhänge zu beschreiben, die bei einer Verkürzung der gesetzlichen Wochenarbeitszeit um 2 Stunden eintreten. Im Unterschied zur ersten Simulationsvariante herrscht in Szenario II allerdings ein lohnpolitisches Regime, in dem die Lohnsetzung ausschließlich produktivitätsorientiert, also unter dem Gesichtspunkt der Verteilungsneutralität, erfolgt. Die Lohnbildungsregel lautet: die laufenden Preissteigerungen und die um eine Periode verzögerten Produktivitätszuwächse werden - inklusive der durch die Arbeitszeitverkürzung induzierten Preis- und Produktivitätseffekte - in den Stundenlöhnen voll abgegolten; kein Lohnausgleich erfolgt hingegen für die reduzierte Arbeitsstundenzahl:

Lohnbildungsregel in Szenario II

$$\dot{w}_t = \dot{p}_t + p_{r,t-1}$$

- $\dot{w}_t$  ... rel. Änderung der nominellen Stundenlöhne
- $\dot{p}$  ... rel. Änderung des Konsumpreisdeflatoren
- $p_r$  ... rel. Änderung der Stundenproduktivität

Jahr	Konsumpreis- deflator	Stundenpro- duktivität	Stunden- löhne	Bruttolohnsumme je Beschäftigten
(Veränderungen gegenüber der Basislösung in %)				
0	-0,5	2,1	-0,5	-3,8
1	-0,5	2,5	1,6	-3,6
2	0,0	1,7	2,5	-2,8
3	0,2	1,1	1,9	-3,4
4	0,2	0,8	1,3	-3,9

Die produktivitätsorientierte Lohnpolitik, die in Szenario II verfolgt wird, erhöht somit zwar die Stundenlöhne gegenüber der Basislösung, primär infolge der Abgeltung der induzierten Produktivitätssteigerungen, die Bruttlohnsomme je Beschäftigten liegt aber mittelfristig um rund 4% unter dem Wert der Basislösung. Die Lohnsetzungsregel impliziert zudem temporäre Umverteilungsprozesse zuungunsten der Arbeitnehmer, da die Produktivitätszuwächse immer erst mit einperiodiger Verzögerung abgegolten werden. Mit dem Abklingen der Produktivitätseffekte werden die Umverteilungswirkungen allerdings tendenziell immer geringer.

Die Annahmen bezüglich der Reaktionsmechanismen im Außenhandelssektor werden im Szenario II analog zu jenen der ersten Simulationsvariante getroffen. Exportpreise und Exportmengen werden als modellexogen betrachtet und gegenüber der Basislösung unverändert belassen; die - temporäre - Kostenentlastung für die österreichischen Exporteure übt daher - allerdings nur kurzfristig - einen positiven Effekt auf das disponible Einkommen aus. Auch in Szenario II entspricht die Importpreisentwicklung jener der Basislösung, ebenso wird das Nominalzinsniveau unter der Annahme eines festen Wechselkursregimes unverändert beibehalten.

Die Modellierung des öffentlichen Sektors erfolgte unter der Bedingung, daß die Nettodefizitquote in Szenario II eine Größenordnung annehmen soll, die ungefähr jener der Basislösung entspricht. Weiters werden wiederum die öffentlichen Transfers und Subventionen gegenüber der Basislösung "indexiert", d.h. sie folgen der durch die Arbeitszeitverkürzung induzierten Preisentwicklung. Bei relativ grober quantitativer Abschätzung kann unter dieser Annahmen der Anteil der öffentlichen Lohnsumme plus imputierter Pensionsleistungen an der gesamtwirtschaftlichen Lohnsumme gegenüber der Basislösung nahezu unverändert gehalten werden. Dennoch impliziert Szenario II eine relative Minderung des Leistungsangebots der öffentlichen Hand, deren Ausmaß etwa die Differenz zwischen den zusätzlichen Produktivitätssteigerungen in der Gesamtwirtschaft und jenen, die im öffentlichen Sektor erzielt werden können, beträgt.

Unter den beschriebenen Annahmen wird in Szenario II folgende makroökonomische Entwicklung bei einer Verkürzung der Wochenarbeitszeit unter einem Regime produktivitätsorientierter Lohnpolitik skizziert:

Die Wochenarbeitszeitverkürzung führt binnen zweier Jahre zu einer entsprechenden Reduktion der Effektivarbeitszeiten. Dadurch steigt die Beschäftigungsnachfrage, vorerst allerdings - bedingt durch induzierte Produktivitätsgewinne - nicht stark genug, um die gesunkene Bruttolohnsumme je Beschäftigten zu kompensieren, sodaß die gesamtwirtschaftliche Bruttolohnsumme zunächst deutlich unter dem Wert der Basislösung liegt. Dies führt unmittelbar zu einer Reduktion der Inlandsnachfrage, die zudem noch über einen Realzinseffekt gedämpft wird, durch den die Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern und Ausrüstungsinvestitionen noch zusätzlich abgeschwächt wird. Gleichzeitig stellt sich allerdings eine merkliche Entlastung der Leistungsbilanz über geringere Importzuwächse ein, zumal das inländische Preisniveau vorerst produktivitätsbedingt gegenüber der Basislösung abnimmt.

Die Umverteilungseffekte zuungunsten der Arbeitnehmer sind im Rahmen von Szenario II indes bloß temporärer Natur, da die im Zeitverlauf abklingenden induzierten Produktivitätszuwächse mit einperiodiger Verzögerung in den Stundenlöhnen voll abgegolten werden. Dadurch wird ein Preis-Lohnmechanismus in Gang gesetzt, der schließlich dazu führt, daß die gesamtwirtschaftliche Lohnsumme wie auch das reale disponible Einkommen mittelfristig nahezu unverändert gegenüber der Basislösung bleiben.

Die Modellrechnungen ergeben insgesamt einen Wachstumsverlust, gemessen am Brutto-Inlandsprodukt, von 0,5% gegenüber der Basislösung; die österreichische Wirtschaft expandiert daher in dieser Simulationsvariante jährlich um etwa 0,1% langsamer als in der Basislösung. Die Wachstumsverluste beruhen im wesentlichen auf einer gedämpfteren Inlandsnachfrage, die günstigere Außenhandelsentwicklung kann hier nur teilweise kompensierend wirken. Im Rahmen von Szenario II zeitigt die Verkürzung der Wochenarbeitszeit allerdings beträchtliche Beschäftigungseffekte: die Zahl der unselbständig Beschäftigten liegt nach fünf Jahren um 4% über dem Wert der Basislösung, nur rund 1/5 der Arbeitszeitverkürzung wird daher mittelfristig durch Produktivitätszuwächse absorbiert.

Szenario II: Arbeitszeitverkürzung bei produktivitätsorientierter Lohnpolitik

	Jahr				
	0	1	2	3	4
(Veränderungen gegenüber der Basislösung in %)					
Brutto-Inlandsprodukt	0	0	-0,3	-0,5	-0,5
Inlandsnachfrage	-0,7	-0,6	-0,2	-0,3	-0,7
Deflator des privaten Konsums	-0,5	-0,5	0	0,2	0,2
Bruttolohnsumme/VGR	-2,4	-1,0	0,4	0,1	-0,1
Bruttolohnsumme/Beschäftigte	-3,8	-3,6	-2,8	-3,4	-3,9
Beschäftigung	1,4	2,7	3,3	3,7	4,0
Stundenproduktivität	2,1	2,5	1,7	1,1	0,8
dispon. Einkommen, nominell	-1,0	-1,2	-0,6	-0,4	-0,4
Leistungsbilanz*)	6,5	6,1	-1,8	-2,0	3,8

\*) absolut, in Mrd.S.

## 5. Abschließende Bemerkungen

Eine kritische Evaluation der präsentierten Simulationsvarianten zu den makroökonomischen Effekten einer Wochenarbeitszeitverkürzung bei unterschiedlichem Design der Lohnpolitik muß insbesondere zwei Bereiche abdecken:

- die Überprüfung der Reaktionsmechanismen, die im Rahmen der beiden Szenarios im offenen Sektor der österreichischen Wirtschaft bei Arbeitszeitverkürzungen ablaufen;
- eine Plausibilitätsbewertung der Annahmen und Wirkungszusammenhänge, die in den Simulationsvarianten bezüglich der Entwicklung des öffentlichen Sektors unterstellt werden.

Szenario I, Arbeitszeitverkürzung bei voller Einkommenssicherung, kann im Hinblick auf die skizzierten außenwirtschaftlichen Effekte wohl als noch eher optimistische Variante interpretiert werden. Denn zum einen wird unterstellt, daß der erhöhte Kostendruck zu keiner Reduktion realer Güterexportmengen - z.B. in unmittelbarer Folge von Firmenzusammenbrüchen - führt, und zweitens werden preisinduzierte Veränderungen der Konkurrenzfähigkeit vermutlich auch nicht spurlos an der heimischen Fremdenverkehrswirtschaft vorbeigehen. Selbst wenn man die günstigere Leistungsbilanzentwicklung der letzten Jahre vorwiegend der Strukturverbesserung der österreichischen Wirtschaft zuschreiben mag, wofür unseres Erachtens noch keine klare empirische Evidenz vorliegt, dürfte der negative Leistungsbilanzeffekt in Szenario I eher noch unterschätzt sein.

Auch die Zinssatz- und Wechselkursannahmen müssen in engem Zusammenhang mit der Leistungsbilanzentwicklung gesehen werden. Denn falls das in Szenario I entstehende Inflationsdifferential schließlich zu Wechselkursveränderungen führt, kann bei der engen Verzahnung der internationalen Finanzmärkte die Annahme unveränderter Nominalzinssätze nicht mehr aufrechterhalten werden und der nachfragestützende Realzinseffekt entfielen. Die Konsequenzen dieser Entwicklung bedürfen indes einer gesonderten Untersuchung.

Auch in der Einschätzung des Bildes, das Szenario II entwirft, kommt der Frage nach der Importreagibilität der heimischen Wirtschaft entscheidende

Bedeutung zu; denn liegt diese bei einem Deflationsimpuls weniger hoch als angenommen, müssen angesichts der gedämpften Inlandsnachfrage vermutlich gravierendere Wachstumseinbrüche mit all ihren Folgen hingenommen werden. Diese könnten dann nur vermieden werden, wenn zumindest ein partieller Lohnausgleich für die reduzierte Arbeitsstundenzahl erfolgt um die Massenkauftkraft nicht allzusehr zu schmälern.

In der vorliegenden Simulationsstudie hat sich aber vor allem die geeignete Modellierung des öffentlichen Sektors als hochgradig problembehaftet erwiesen. Beide Simulationsvarianten - insbesondere aber Szenario I - unterstellen, daß das Leistungsangebot der öffentlichen Haushalte relativ zur Basislösung sinkt; anders ausgedrückt müßte der reale öffentliche Konsum merklich höher liegen um ein unverändertes Volumen öffentlicher Leistungen bereitstellen zu können. Dies gilt in Szenario I selbst unter der wenig plausiblen Annahme, daß die induzierten Produktivitätszuwächse im öffentlichen Dienst das gesamtwirtschaftliche Durchschnittsniveau erreichen. Eine - politisch motivierte - Entscheidung zur unverminderten Bereitstellung öffentlicher Leistungen macht daher jedenfalls zusätzliche Finanzierungsüberlegungen unumgänglich; diese würden aber den Rahmen der vorliegenden Arbeit bei weitem übersteigen.

Unter Finanzierungsgesichtspunkten erscheint nicht zuletzt auch diskussionswürdig, in welchem Ausmaß die vermehrten Beschäftigungsmöglichkeiten im Zuge von Arbeitszeitverkürzungen zu einem Rückgang der registrierten Arbeitslosigkeit bzw. zu einer Aktivierung der "stillen" Arbeitsmarktreserve führen. Nun sind in den letzten Jahren die Erwerbsquoten, insbesondere bei den Männern, rezessionsbedingt deutlich gesunken; zwar scheint in die umgekehrte Richtung eine ähnlich elastische Reaktion im Erwerbsverhalten bei günstigeren Erwerbsbedingungen wenig wahrscheinlich, dennoch muß wohl angenommen werden, daß ein Gutteil der zusätzlich Beschäftigten der "stillen" Arbeitsmarktreserve entstammen dürfte. Ein einziger Arbeitszeitverkürzungsschritt um 2 Stunden dürfte daher keinesfalls ausreichen, um einen deutlich spürbaren Arbeitsmarktentlastungseffekt mit sich zu bringen. Dazu bedarf es wohl eines Übergangs auf die 35-Stundenwoche. Die Ergebnisse dieser Simulationsstudie scheinen jedenfalls darauf hinzudeuten, daß die österreichische Wirtschaft diesen Übergang - wenn auch etappenweise - erfolgreich bewerkstelligen kann, soferne es in der Lohn- und Einkommenspolitik gelingt, die Gratwanderung zwischen Kaufkraftsicherung im Inland und Wahrung der internationalen Konkurrenzfähigkeit auch unter den Bedingungen verkürzter Arbeitszeiten fortzusetzen.

LITERATURVERZEICHNIS

- BARTUNEK, E. Daten über Entwicklung und Sonderformen der Arbeitszeit in Österreich. Schriftenreihe über Arbeit und Arbeitsbeziehungen 3/1982, Bundesministerium für Soziale Verwaltung.
- BEIRAT FÜR WIRTSCHAFTS- UND SOZIALFRAGEN. Längerfristige Arbeitsmarktentwicklung, Wien 1980.
- BUTSCHEK, F. Arbeitszeitverkürzung in der theoretischen Diskussion. Wirtschaftspolitische Blätter 26 (4/1979), 19-26.
- BUTSCHEK, F. Arbeitszeitverkürzung als Instrument der Beschäftigungspolitik. Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Wien 1982.
- CHRISTL, J., K. PICHELMANN. Arbeitszeitverkürzung - Beschäftigungs- und Kosteneffekte. Wirtschaft und Gesellschaft 9(1983), 201-217.
- EUROPÄISCHE WIRTSCHAFT. Arbeitsumverteilung. Kommission der Europäischen Gemeinschaften, März 1980.
- MAURER, J. Beschäftigungsnachfragefunktionen für Österreich. mimeo., Institut für Höhere Studien 1983.
- PITZ, K.H. Die Kosten der Arbeitszeitverkürzung (am Beispiel Urlaub). Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 12(1979), 349-354.
- PRISCHING, M., M. STEINER. Probleme der Arbeitszeitverkürzung als beschäftigungspolitisches Instrument. Wirtschaft und Gesellschaft 5(1979), 9-31.
- ROTHSCHILD, K.W. Arbeitszeit und Arbeitslosigkeit. Wirtschaft und Gesellschaft 4(1978), 233-248.
- SUPPANZ, H. Lohnstückkosten: Auftrieb in der Flaute. Ein internationaler Vergleich der Arbeitskosten. Die Industrie 9/1982, 8-11.
- WALTERSKIRCHEN, E. Arbeitszeitverkürzung als Mittel der Beschäftigungspolitik? Wirtschaftspolitische Blätter 26 (4/1978), 27-32.



ANHANG



OLS Estimation

List of Labels

HBU Durchschnittl. geleistete Arbeitsstunden/Woche  
 NAZ Gesetzliche Arbeitszeit/Stunden/Woche  
 VARI  $\ln(\text{GDP/GDPS}) - \ln(\text{GDP}[1]/\text{GDPS}[1])$

DEP. VARIABLE: $\ln(\text{HBU}/\text{HBU}[1])$		R2	.838	R2C	.798				
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	$\ln(\text{NAZ}/\text{NAZ}[1])$	.60137	.08048	7.47	53.0				
B2	$\ln(\text{NAZ}[1]/\text{NAZ}[2])$	.27444	.07952	3.45	24.2				
B3	$\ln(\text{NAZ}[2]/\text{NAZ}[3])$	.05321	.07722	.69	4.7				
B4	VARI	.17972	.07993	2.25	18.1				
SE	.00533	MAPE	11.14	66	-81	DW	1.607	RHO(1)	.16

Gleichung 6.2

OLS Estimation

List of Labels

HBU Durchschnittl. geleistete Arbeitsstunden/Woche  
 NAZ Gesetzliche Arbeitszeit/Stunden/Woche  
 VAR1 ln (GDP/GDPS)

DEP. VARIABLE: ln (HBU)		R2	R2C						
		.982	.977						
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	ln (NAZ)	.50928	.11679	4.36	48.6				
B2	ln (NAZ[1])	.28317	.14968	1.89	27.7				
B3	ln (NAZ[2])	.18914	.11451	1.65	18.5				
B4	VAR1	.20741	.14788	1.40	5.2				
SE	.00711	MAPE	.14	66	-81	DW	.737	RHO(1)	.69

Gleichung 6.1

\*\*\*\*\*

General F-Test

-----

HO:	B1	B2	B3	B4	R
	1.00	1.00	1.00	.00	1.00
	.00	.00	1.00	.00	.00

H1: Restrictions under H0 are not valid

	OLS-coefficient Estimates	Restricted OLS Estimates
B1	.60137	.66835
B2	.27444	.33165
B3	.05321	.00000
B4	.17972	.18242

Value of Test-Statistic: .796  
Under H0: F( 2, 12)

\*\*\*\*\*

Tab. 1

=====

OLS Estimation

List of Labels

VAR1 ln (HBU/HBU[1]) - ln (NAZ[1]/NAZ[2])  
 VAR2 ln (NAZ/NAZ[1]) - ln (NAZ[1]/NAZ[2])  
 VAR3 ln (GDP/GDPS) - ln (GDP[1]/GDPS[1])

DEP. VARIABLE: VAR1		R2	R2C			
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %	
B1	VAR2	.66835	.05767	11.59	83.3	
B2	VAR3	.18242	.07873	2.32	16.7	
SE .00526		MAPE 9.83	I 66	-81	DW 1.716	RHO(1) .10

Gleichung 6.3

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2
-66	.0000	.0000
-67	.0000	.5167
-68	.0000	.3861
-69	.0000	.2700
-70	.6364	.2700
-71	.7075	.3613
-72	.6727	.2193
-73	.6835	.2465
-74	.6838	.2447
-75	.6610	.2125
-76	.6594	.2121
-77	.6692	.1796
-78	.6717	.1713
-79	.6770	.1536
-80	.6811	.1401
-81	.6683	.1824

Regression Constancy - CUSUM Test

*****										
I	TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC			I	10% I	UPPER BOUND	I	
*****										
I	-67	I			-.539	I	0	I	3.635	I
I	-68	I			1.219	I	0	I	4.089	I
I	-69	I			.248	I	0	I	4.543	I
I	-71	I			.810	I	0	I	4.998	I
I	-72	I			1.692	I	0	I	5.452	I
I	-73	I			2.212	I	0	I	5.906	I
I	-74	I			2.148	I	0	I	6.361	I
I	-75	I			2.867	I	0	I	6.815	I
I	-76	I			2.806	I	0	I	7.270	I
I	-77	I			1.721	I	0	I	7.724	I
I	-78	I			1.946	I	0	I	8.178	I
I	-79	I			1.341	I	0	I	8.633	I
I	-80	I			-.819	I	0	I	9.087	I
I	-81	I			-2.055	I	0	I	9.541	I
*****										

Tab. 2

=====

OLS Estimation

List of Labels

LE Unselbstaendig Beschaeftigte  
 VAR1 ln (GDP/LE[11]/HBU)  
 VAR2 ln (YWGHP/PGDP)  
 TIME Trendvariable  
 CONST Constant Term

DEP. VARIABLE: ln (LE/LE[1])		R2	.828	R2C	.789				
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	VAR1	.32451	.04924	6.59	50.4				
B2	VAR2	-.05515	.05307	1.04	10.7				
B3	TIME	-.00851	.00171	4.97	38.8				
B4	CONST	2.22808	.28057	7.94	.0				
SE	.00617	MAPE	50.75	66	-82	DW	2.301	RHO(1)	-.25

Gleichung 5.1

=====

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4
-69	.8854	-.2115	-.0312	6.5623
-70	.4220	-.4309	-.0007	1.8236
-71	.5107	.0359	-.0243	4.3756
-72	.5105	-.0121	-.0224	4.1928
-73	.2191	.0565	-.0082	1.7697
-74	.2660	.0717	-.0116	2.2599
-75	.3433	-.0882	-.0079	2.2513
-76	.3466	-.0917	-.0079	2.2671
-77	.3269	-.1418	-.0043	1.8696
-78	.3181	-.1688	-.0026	1.6758
-79	.3252	-.1050	-.0061	2.0174
-80	.3255	-.0700	-.0079	2.1755
-81	.3239	-.0815	-.0072	2.1123
-82	.3243	-.0552	-.0085	2.2265

Regression Constancy - CUSUM Test

I TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	UPPER BOUND	I
I -70	I	-1.061	I	0	I 3.536	I
I -71	I	.590	I	0	I 4.008	I
I -72	I	.188	I	0	I 4.479	I
I -73	I	2.332	I	0	I 4.951	I
I -74	I	1.993	I	0	I 5.422	I
I -75	I	.581	I	0	I 5.894	I
I -76	I	.396	I	0	I 6.365	I
I -77	I	1.115	I	0	I 6.837	I
I -78	I	1.352	I	0	I 7.308	I
I -79	I	.581	I	0	I 7.780	I
I -80	I	-.096	I	0	I 8.251	I
I -81	I	.239	I	0	I 8.723	I
I -82	I	-.467	I	0	I 9.194	I

Tab. 3

=====

\*\*\*\*\*

Plot Diagram of Quandt-Ratios

Period	I	Ratio	I	* ... Quandt Ratios	I
1970	I	-4.280	I	*	I
1971	I	-1.305	I		* I
1972	I	-4.300	I	*	I
1973	I	-1.936	I		* I
1974	I	-6.500	I	*	I
1975	I	-5.545	I	*	I
1976	I	-6.496	I	*	I
1977	I	-13.377	I	*	I

MIN (Quandt-Ratios) at 1977  
 New regime starting at 1978

\*\*\*\*\*

Tab. 4  
 =====

OLS Estimation

List of Labels

LE	Unselbstaendig Beschaeftigte
VAR1	D7377*TIME
VAR2	D7890*TIME
TIME	Trendvariable
VAR3	ln (GDP/LE[1]/HBU)
VAR4	ln (YWGH/PGDP)
CONST	Constant Term

DEP. VARIABLE: ln (LE/LE[1])		R2	.893	R2C	.844				
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	VAR1	.00024	.00010	2.47	4.9				
B2	VAR2	.00036	.00015	2.46	8.0				
B3	TIME	-.01061	.00242	4.38	31.3				
B4	VAR3	.40281	.05292	7.61	40.4				
B5	VAR4	-.12302	.05964	2.06	15.5				
B6	CONST	2.71259	.36426	7.45	.0				
SE	.00530	MAPE	45.76	66	-82	DW	2.490	RHO(1)	-.32

Gleichung 5.2

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4	B5
-69	.0000	.0000	-.0312	.8854	-.2115
-70	.0000	.0000	-.0007	.4223	-.4307
-71	.0000	.0000	-.0242	.5107	.0339
-72	.0000	.0000	-.0223	.5104	-.0140
-73	.0003	.0000	-.0224	.5110	-.0113
-74	.0003	.0000	-.0192	.4626	-.0208
-75	.0003	.0000	-.0190	.4867	-.0529
-76	.0003	.0000	-.0186	.4751	-.0469
-77	.0002	.0000	-.0095	.4113	-.1547
-78	.0002	.0004	-.0095	.4114	-.1548
-79	.0003	.0004	-.0126	.4199	-.1016
-80	.0003	.0004	-.0141	.4248	-.0768
-81	.0002	.0003	-.0094	.3971	-.1421
-82	.0002	.0004	-.0106	.4028	-.1230

Regression Constancy - CUSUM Test

\*\*\*\*\*

I TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	I	UPPER BOUND	I
I -70	I	-1.236	I	0	I	3.332	I
I -71	I	.677	I	0	I	3.844	I
I -72	I	.211	I	0	I	4.357	I
I -74	I	.540	I	0	I	4.869	I
I -75	I	.230	I	0	I	5.382	I
I -76	I	.684	I	0	I	5.895	I
I -77	I	2.440	I	0	I	6.407	I
I -79	I	1.749	I	0	I	6.920	I
I -80	I	1.391	I	0	I	7.432	I
I -81	I	2.533	I	0	I	7.945	I
I -82	I	2.183	I	0	I	8.457	I

\*\*\*\*\*

Tab. 5

=====

OLS Estimation

List of Labels

LE	Unselbstaendig Beschaeftigte
VAR1	D7376*TIME
VAR2	D7790*TIME
TIME	Trendvariable
VAR3	ln (GDP/LE[1]/HBU)
VAR4	ln (YWGH/PGDP)
CONST	Constant Term

DEP. VARIABLE: ln (LE/LE[1])		R2	.911	R2C	.871				
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	VAR1	.00025	.00009	2.89	4.6				
B2	VAR2	.00040	.00013	3.19	8.8				
B3	TIME	-.01025	.00175	5.86	28.9				
B4	VAR3	.41423	.04772	8.68	39.8				
B5	VAR4	-.14887	.05410	2.75	17.9				
B6	CONST	2.72197	.28816	9.45	.0				
SE	.00482	MAPE	41.61	66	-82	DW	2.883	RHO(1)	-.51

Gleichung 5.3

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4	B5
-69	.0000	.0000	-.0312	.8854	-.2115
-70	.0000	.0000	-.0007	.4223	-.4307
-71	.0000	.0000	-.0242	.5107	.0339
-72	.0000	.0000	-.0223	.5104	-.0140
-73	.0003	.0000	-.0224	.5110	-.0113
-74	.0003	.0000	-.0192	.4626	-.0208
-75	.0003	.0000	-.0190	.4867	-.0529
-76	.0003	.0000	-.0186	.4751	-.0469
-77	.0003	.0005	-.0186	.4751	-.0470
-78	.0003	.0004	-.0103	.4232	-.1589
-79	.0003	.0004	-.0117	.4284	-.1351
-80	.0003	.0005	-.0125	.4305	-.1226
-81	.0003	.0004	-.0094	.4112	-.1639
-82	.0003	.0004	-.0103	.4142	-.1488

Regression Constancy - CUSUM Test

\*\*\*\*\*

I	TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10%	I	UPPER BOUND	I
I	-70	I	-1.357	I	0	I	3.332	I
I	-71	I	.743	I	0	I	3.844	I
I	-72	I	.231	I	0	I	4.357	I
I	-74	I	.593	I	0	I	4.869	I
I	-75	I	.252	I	0	I	5.382	I
I	-76	I	.751	I	0	I	5.895	I
I	-78	I	2.078	I	0	I	6.407	I
I	-79	I	1.761	I	0	I	6.920	I
I	-80	I	1.501	I	0	I	7.432	I
I	-81	I	2.839	I	0	I	7.945	I
I	-82	I	2.410	I	0	I	8.457	I

\*\*\*\*\*

Tab. 6

=====

OLS Estimation

List of Labels

VARI ln (YWGH/YWGH[1]) - ln (PC/PC[1])  
 NAZ Gesetzliche Arbeitszeit/Stunden/Woche  
 DLP Dummy Lohnpolitik 1 fuer 80-82  
 PRH Stundenproduktivitaet

DEP. VARIABLE: VARI		R2	R2C						
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	ln (NAZ/NAZ[1])	-.74960	.21197	3.54	31.8				
B2	DLP	-.02117	.00856	2.47	21.8				
B3	ln (PRH[1]/PRH[2])	.94303	.10316	9.14	46.4				
SE	.01393	MAPE	28.47	68	-82	DW	1.599	RHO(1)	.15

Gleichung 7.1

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3
-68	.0000	.0000	.6505
-69	.0000	.0000	.8104
-70	-.3818	.0000	.8104
-71	-.2146	.0000	.9694
-72	-.4310	.0000	.9864
-73	-.4114	.0000	1.0038
-74	-.3898	.0000	1.0231
-75	-.7219	.0000	.9795
-76	-.7186	.0000	.9838
-77	-.7507	.0000	.9416
-78	-.7454	.0000	.9486
-79	-.7452	.0000	.9488
-80	-.7452	-.0226	.9488
-81	-.7451	-.0231	.9490
-82	-.7496	-.0212	.9430

Regression Constancy - CUSUM Test

I TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	I	UPPER BOUND	I
I -69	I	.867	I	0	I	3.435	I
I -71	I	1.844	I	0	I	3.926	I
I -72	I	3.511	I	0	I	4.417	I
I -73	I	3.754	I	0	I	4.907	I
I -74	I	5.470	I	1	I	5.398	I
I -75	I	7.020	I	1	I	5.889	I
I -76	I	7.156	I	1	I	6.380	I
I -77	I	6.137	I	0	I	6.870	I
I -78	I	6.466	I	0	I	7.361	I
I -79	I	7.388	I	0	I	7.852	I
I -81	I	7.335	I	0	I	8.343	I
I -82	I	7.636	I	0	I	8.833	I

Tab. 7

=====

OLS Estimation

List of Labels

M5970	Importe SITC 5-9/P70
D72	Dummy 1972
VARI	ln (IFE*4+CD)
Q	Preisverhaeltnis: PM5970/PGDP
CONST	Constant Term

DEP. VARIABLE: ln (M5970)		R2	R2C			
		.994	.993			
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %	
B1	D72	-.12043	.03541	3.40	8.1	
B2	VARI	1.14864	.11250	10.21	58.8	
B3	ln (Q)	-1.50895	.26403	5.72	33.2	
B4	CONST	-1.60766	.72480	2.22	.0	
SE .02970		MAPE .48	F 68	DW -82	RHO(1) 1.903	-0.01

Gleichung 8.1

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4
-70	.0000	1.5354	-3.0249	-3.0745
-71	.0000	1.5843	4.4723	-6.5027
-72	.2009	1.5843	4.4724	-6.5027
-73	-.1065	1.1770	-1.1637	-1.9044
-74	-.1134	1.1899	-1.1945	-1.9624
-75	-.1134	1.1895	-1.1964	-1.9594
-76	-.1201	1.1621	-1.4426	-1.7093
-77	-.1253	1.1841	-1.4284	-1.8375
-78	-.1235	1.1618	-1.5152	-1.6792
-79	-.1251	1.1663	-1.5257	-1.7006
-80	-.1241	1.1611	-1.5328	-1.6688
-81	-.1197	1.1395	-1.5551	-1.5392
-82	-.1204	1.1486	-1.5085	-1.6077

Regression Constancy - CUSUM Test

\*\*\*\*\*

I TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	I	UPPER BOUND	I
I -71	I	-1.570	I	0	I	3.332	I
I -73	I	-.151	I	0	I	3.844	I
I -74	I	.285	I	0	I	4.357	I
I -75	I	.295	I	0	I	4.869	I
I -76	I	2.318	I	0	I	5.382	I
I -77	I	2.783	I	0	I	5.895	I
I -78	I	3.436	I	0	I	6.407	I
I -79	I	3.858	I	0	I	6.920	I
I -80	I	3.748	I	0	I	7.432	I
I -81	I	2.912	I	0	I	7.945	I
I -82	I	2.072	I	0	I	8.457	I

\*\*\*\*\*

Tab. 8

=====

OLS Estimation

List of Labels

M5970	Importe SITC 5-9/P70
D72	Dummy 1972
D7690	Dummy 1976-1990
VARI	ln (IFE*4+CD)
Q	Preisverhaeltnis: PM5970/PGDP
CONST	Constant Term

DEP. VARIABLE: ln (M5970)		R2	.996	R2C	.995
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %
B1	D72	-.10135	.03153	3.21	6.8
B2	D7690	.05537	.02483	2.23	7.4
B3	VARI	1.11987	.09729	11.51	57.3
B4	ln (Q)	-1.29644	.24557	5.28	28.5
B5	CONST	-1.53054	.62225	2.46	.0
SE .02546		MAPE .34	DW 1.859	RHO(1) -.08	

Gleichung 8.2

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4	B5
-70	.0000	.0000	1.5354	-3.0249	-3.0745
-71	.0000	.0000	1.5843	4.4723	-6.5027
-72	.2009	.0000	1.5843	4.4724	-6.5027
-73	-.1065	.0000	1.1770	-1.1637	-1.9044
-74	-.1134	.0000	1.1899	-1.1945	-1.9624
-75	-.1134	.0000	1.1895	-1.1964	-1.9594
-76	-.1134	.0763	1.1895	-1.1968	-1.9593
-77	-.1080	.0615	1.1559	-1.2627	-1.7459
-78	-.1078	.0619	1.1547	-1.2661	-1.7378
-79	-.1078	.0619	1.1548	-1.2661	-1.7383
-80	-.1046	.0600	1.1351	-1.3015	-1.6144
-81	-.1002	.0565	1.1093	-1.3432	-1.4538
-82	-.1014	.0554	1.1199	-1.2964	-1.5305

Regression Constancy - CUSUM Test

I TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	UPPER BOUND	I
I -71	I	-1.831	I	0	I 3.226	I
I -73	I	-.176	I	0	I 3.763	I
I -74	I	.332	I	0	I 4.301	I
I -75	I	.345	I	0	I 4.838	I
I -77	I	-.491	I	0	I 5.376	I
I -78	I	-.452	I	0	I 5.913	I
I -79	I	-.439	I	0	I 6.451	I
I -80	I	-.936	I	0	I 6.989	I
I -81	I	-2.178	I	0	I 7.526	I
I -82	I	-3.254	I	0	I 8.064	I

Tab. 9

=====

OLS Estimation

List of Labels

M5970	Importe SITC 5-9/P70
D72	Dummy 1972
VARI	$\ln(IFE^4 + CD * (1 + .25 * D7690))$
Q	Preisverhaeltnis: PM5970/PGDP
CONST	Constant Term

DEP. VARIABLE: $\ln(M5970)$		R2	.996	R2C	.995				
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	D72	-.10857	.02812	3.86	7.4				
B2	VARI	1.14106	.08886	12.84	63.1				
B3	$\ln(Q)$	-1.33075	.22340	5.96	29.6				
B4	CONST	-1.63556	.57850	2.83	.0				
SE	.02404	MAPE	.36	68	-82	DW	2.108	RHO(1)	-.18

Gleichung 8.3

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4
-70	.0000	1.5354	-3.0249	-3.0745
-71	.0000	1.5843	4.4723	-6.5027
-72	.2009	1.5843	4.4724	-6.5027
-73	-.1065	1.1770	-1.1637	-1.9044
-74	-.1134	1.1899	-1.1945	-1.9624
-75	-.1134	1.1895	-1.1964	-1.9594
-76	-.1188	1.1944	-1.2656	-1.9593
-77	-.1135	1.1699	-1.2911	-1.8127
-78	-.1130	1.1600	-1.3347	-1.7405
-79	-.1138	1.1628	-1.3387	-1.7547
-80	-.1123	1.1543	-1.3517	-1.7020
-81	-.1080	1.1323	-1.3773	-1.5691
-82	-.1085	1.1410	-1.3304	-1.6356

Regression Constancy - CUSUM Test

\*\*\*\*\*

I	TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	I	UPPER BOUND	I
I	-71	I	-1.939	I	0	I	3.332	I
I	-73	I	-.186	I	0	I	3.844	I
I	-74	I	.352	I	0	I	4.357	I
I	-75	I	.365	I	0	I	4.869	I
I	-76	I	1.400	I	0	I	5.382	I
I	-77	I	.885	I	0	I	5.895	I
I	-78	I	1.314	I	0	I	6.407	I
I	-79	I	1.584	I	0	I	6.920	I
I	-80	I	1.357	I	0	I	7.432	I
I	-81	I	.278	I	0	I	7.945	I
I	-82	I	-.753	I	0	I	8.457	I

\*\*\*\*\*

Tab. 10  
=====

OLS Estimation

List of Labels

M5970	Importe SITC 5-9/P70
D72	Dummy 1972
VARI	D7690*ln (Q)
Q	Preisverhaeltnis: PM5970/PGDP
VAR2	ln (IFE*4+CD)
CONST	Constant Term

DEP. VARIABLE: ln (M5970)		R2	.996	R2C	.995				
Nr.	Predetermined Variables	Est. Coeff.	St. Dev.	t	BC %				
B1	D72	-.10052	.03032	3.32	6.7				
B2	VARI	.25222	.10184	2.48	7.5				
B3	ln (Q)	-1.30443	.23313	5.60	28.6				
B4	VAR2	1.11707	.09377	11.91	57.1				
B5	CONST	-1.51230	.59972	2.52	.0				
SE	.02453	MAPE	.33	68	-82	DW	1.977	RHO(1)	-.13

Gleichung 8.4

\*\*\*\*\*

Table of Recursive Regression Parameters

	B1	B2	B3	B4	B5
-70	.0000	.0000	-3.0248	1.5354	-3.0745
-71	.0000	.0000	4.4726	1.5843	-6.5028
-72	.2009	.0000	4.4724	1.5843	-6.5027
-73	-.1065	.0000	-1.1638	1.1770	-1.9044
-74	-.1134	.0000	-1.1947	1.1899	-1.9626
-75	-.1134	.0000	-1.1968	1.1895	-1.9593
-76	-.1134	.3068	-1.1968	1.1895	-1.9593
-77	-.1081	.2509	-1.2594	1.1570	-1.7535
-78	-.1070	.2572	-1.2869	1.1482	-1.6936
-79	-.1075	.2598	-1.2891	1.1500	-1.7031
-80	-.1049	.2554	-1.3147	1.1345	-1.6065
-81	-.1004	.2465	-1.3484	1.1101	-1.4566
-82	-.1005	.2522	-1.3044	1.1171	-1.5123

Regression Constancy - CUSUM Test

I TIME	I	VALUE OF THE TEST STATISTIC	I	10% I	UPPER BOUND	I
I -71	I	-1.901	I	0	I 3.226	I
I -73	I	-.183	I	0	I 3.763	I
I -74	I	.347	I	0	I 4.301	I
I -75	I	.361	I	0	I 4.838	I
I -77	I	-.473	I	0	I 5.376	I
I -78	I	-.179	I	0	I 5.913	I
I -79	I	.044	I	0	I 6.451	I
I -80	I	-.359	I	0	I 6.989	I
I -81	I	-1.551	I	0	I 7.526	I
I -82	I	-2.409	I	0	I 8.064	I

Tab. 11

=====