

# **Gewinne, Investitionen und Beschäftigung**

## **Einige empirische Befunde**

Von Harald Gerfin †

Die nachfolgende Arbeit wurde vom Autor im Februar 1987 für den wissenschaftlichen Beirat beim Bundeswirtschaftsministerium verfaßt. Der plötzliche Tod von Harald Gerfin verhinderte die Überarbeitung der vorläufigen Fassung. Es war zunächst nicht vorgesehen, die Arbeit in dieser Form zu publizieren. Verschiedene Anfragen, die zu diesem Aufsatz in der Universität Konstanz eintrafen, zeigen aber, daß am Inhalt großes Interesse besteht. Deshalb wurde der Entschluß gefaßt, die Arbeit trotz ihres vorläufigen Charakters doch zu veröffentlichen. Abgesehen von der Korrektur einiger Schreibfehler wurde die Arbeit in ihrer ursprünglichen Form belassen.

### **1. Das Problem**

Das Schwergewicht der Wirtschaftspolitik liegt seit den frühen achtziger Jahren in der Bundesrepublik wie auch anderswo auf der Verbesserung der Angebotsbedingungen. Die auf eine Ausweitung der rentablen Produktionsmöglichkeiten gerichtete Politik fußt auf der Erwartung, ein Abbau von Kostenbelastungen stärke die Unternehmenserträge, dies wiederum setze sich zügig in eine entsprechende Belebung der Investitionstätigkeit um und führe so zu kräftigem Wirtschaftswachstum und zu einer wesentlichen Vermehrung der Nachfrage nach Arbeitskräften, die sich auch in einem deutlichen Rückgang der Arbeitslosigkeit niederschlägt.

Die gewollte Umverteilung ist eingetreten. Alle Maße für die Gewinnsituation haben Werte angenommen, die denen der sechziger Jahre ähneln. Die Sachkapitalbildung, das Produktionswachstum und die Beschäftigung sind ebenfalls angestiegen, aber längst nicht in dem Ausmaß, das man sich versprochen hatte. Die diesbezüglichen Verbesserungen bleiben sogar deutlich hinter diejenigen zurück, die in den späten siebziger Jahren erreicht wurden, damals allerdings in Verbindung mit anderen Problemen, u. a. mit hohen Inflationsraten.

Empirisch stellt sich zunächst die Frage, ob die postulierten Zusammenhänge für die Zeit vor der Umorientierung der Wirtschaftspolitik nachgewiesen werden können: gab es enge Beziehungen zwischen der Kostenentwicklung und den Erträgen, zwischen Ertragslage und Investitionsaktivität

sowie zwischen Kapitalbildung und Beschäftigung? Wenn ja: wie sahen sie aus? Und waren sie hinreichend stabil? Welche Gewichte weisen sie den verschiedenen Einflußgrößen in der Erklärung der tatsächlichen Entwicklung zu? Wenn genügend enge und bis dahin stabile Zusammenhänge bestanden haben, ergibt sich als nächstes die Frage, ob sie sich in jüngster Zeit verändert haben, wenn ja: in welcher Weise. Im Falle einer Veränderung stellt sich die theoretisch und politisch wichtigste, zugleich aber auch schwierigste Frage nach den Ursachen hierfür und den Konsequenzen daraus.

## 2. Der Ansatz von Bruno

Anknüpfend an *Bruno / Sachs*<sup>1</sup> und andere neuere Untersuchungen hat kürzlich *Bruno*<sup>2</sup> die hier interessierenden Beziehungen für eine Reihe von OECD-Ländern analysiert. Seine Studie bezieht sich überwiegend auf das verarbeitende Gewerbe und erstreckt sich meist auf den Zeitraum von 1965 bis 1982 (Jahresdaten). Im Mittelpunkt steht die Frage nach den Ursachen der beiden starken Aufwärtsschübe der Arbeitslosigkeit in der Mitte der siebziger und in den achtziger Jahren.

Nach (kommentierungsbedürftigen) Schätzungen der Entwicklung der „Reallohnspanne“ (real wage gap) und einer Interpretation von deren Rolle für die Arbeitslosigkeitsentwicklung präsentiert er ökonometrische Schätzungen

- einer Gewinnfunktion,
- einer Investitionsfunktion sowie
- einer Arbeitsnachfragefunktion,

letztere ergänzt um eine Gleichung für die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosigkeit. Die Spezifikationen, die sich auf die in *Bruno / Sachs* dargelegte Theorie stützen, sind möglichst einfach gehalten.

Die Gewinnfunktion basiert auf dem Konzept der Faktorpreisgrenze, die sich durch (annahmegemäß arbeitsvermehrenden) technischen Fortschritt im Zeitablauf verschiebt und von der sich die Wirtschaft aufgrund von Schwankungen der Nachfrageintensität zeitweilig entfernen kann. Angebotsschocks wird mit einer Dummy-Variablen Rechnung getragen. Die daraus resultierende (log-lineare) Schätzgleichung, eine Erläuterung der verwendeten Variablen sowie die Schätzergebnisse für acht Länder sind in Übersicht 1, Tabelle 4 (S. 609) wiedergegeben.

Die Investitionsfunktion erscheint auf den ersten Blick besonders vereinfacht und verbesserungsbedürftig. Als erklärende Variable figurieren der reale Zinssatz sowie die durchschnittliche reale Profitrate der laufenden

<sup>1</sup> *Bruno / Sachs* (1985).

<sup>2</sup> *Bruno* (1986).

und der beiden vorangegangenen Perioden (auch als Erwartungs-Proxy). Auf jeden Fall fehlt die Berücksichtigung von Trägheiten durch Aufnahme der verzögerten Endogenen. Da die Profitrate ihrerseits durch die Gewinnfunktion erklärt wird, läßt sich eine reduzierte Form der Investitionsfunktion herleiten, in der die Kapitalbildung durch den Produktlohn, den Realzins, die Nachfrageintensität, die verzögerten Profitraten sowie Trend- und Shift-Variable erklärt werden. In dieser expliziten Form erscheint die Spezifikation nicht mehr so mager. Die Grundspezifikation der Schätzgleichung, die Variablen-Erläuterungen und die Schätzergebnisse zeigt Übersicht 1, Tabelle 5 (S. 610).

Die Arbeitsnachfragefunktion ist prinzipiell neoklassisch (Produktlohn-Abhängigkeit) spezifiziert, allerdings insofern modifiziert, als langsame Beschäftigungsanpassungen und zeitweilige Einflüsse der Güternachfrageintensität zugelassen werden, letztere mit zwei Indikatoren gemessen, meist (außer USA) der realen Geldmenge und dem realen Welthandelsvolumen. Für weitere Angaben und Schätzergebnisse s. Tabelle 6 in Übersicht 1 (S. 611).

Die aggregierte Arbeitslosigkeitsgleichung ist eine reduzierte Form aus Angebots- und Nachfragebeziehungen, in der die Arbeitslosenquote von verzögerten Werten der Reallohnspanne (real wage gap) als Kostenvariable und verzögerten Werten von Nachfrageindikatoren abhängt. Man beachte, daß die Reallohnspanne (wie die „Veränderung der Reallohnposition der Arbeitnehmer“ à la Sachverständigenrat) die Entwicklung im Prinzip der gesamten Kostenbelastung (genauer: Kosten-Erlös-Relation) einschließlich der Lohnnebenkosten und der Effekte von Änderungen der terms of trade, der indirekten Steuern und der Abschreibungen mißt (alle Größen je Produkteinheit). Nicht enthalten sind allerdings die Zinskosten. Anpassungsträgheiten am Arbeitsmarkt wird durch die verzögerten Exogenen z.T. Rechnung getragen. Die verzögerte Endogene fehlt. Tabelle 7 in Übersicht 1 (S. 612) enthält die Schätzgleichung mit Erläuterungen und die ökonometrischen Ergebnisse.

### 3. Interpretation der Befunde von Bruno

#### 3.1 Gewinne und Investitionen

##### *(a) Bundesrepublik Deutschland*

Der Einfluß der Profitrate auf das Realkapitalwachstum ist sehr stark und hoch signifikant, sei es via Gewinnerwartungen anhand der vergangenen und der laufenden Gewinnsituation, sei es via Finanzierungsspielräume. Dagegen findet sich in der Untersuchungsperiode kein auch nur schwach gesicherter Realzinseinfluß.



Die Profitrate hängt ihrerseits signifikant sowohl vom Reallohnniveau als auch von der als Maß für die Nachfragestärke gewählten Größe ( $d$  = Abweichung des gewerblichen Produktionsvolumens vom gleitenden Zehnjahresmittel) ab. Mit anderen Indikatoren der Nachfrageintensität ergaben sich ähnliche Resultate.

Die numerischen Werte der geschätzten Koeffizienten implizieren zusammen mit der tatsächlichen Entwicklung der erklärenden Variablen, daß die direkte Auswirkung des Reallohnlevels auf die Wachstumsrate des Kapitalstocks – obwohl statistisch gesichert – quantitativ nicht sehr gut ausgeprägt war. Bruno schätzt die Überhöhung des Reallohnsatzes (*wage gap*) im Durchschnitt der 70er und früher 80er Jahre auf rd. 7 Prozentpunkte. Damit erhält man eine direkt lohnbedingte Verringerung der jahresdurchschnittlichen Wachstumsrate des Kapitalstocks um 0,24 Prozentpunkte. Tatsächlich sank diese Rate von rd. 6 v.H. zwischen 1965 und 1970 über 4,7 v.H. in den frühen siebziger Jahren auf rd. 2 v.H. zwischen 1975 und 1982. Auffällig ist insbesondere, daß der deutliche Rückgang der Reallohnspanne ab 1980 keine Beschleunigung des Kapitalstockwachstums bewirkt hat. Die Schätzgleichung schreibt den überwiegenden Teil der Akkumulationsschwäche den Nachfragefaktoren zu. Indirekt dürfte Lohnrigidität dennoch von erheblicher Bedeutung gewesen sein, weil sie durch ihre inflationsverstärkende Wirkung vermutlich einen restriktiveren Kurs der Geld- (und Fiskal-) politik verursacht hat, als er sonst verfolgt worden wäre.

### *(b) Andere Länder*

Erwartungsgemäß ist der Reallohn-Koeffizient in der Gewinn-Gleichung auch für die übrigen sieben untersuchten Länder immer negativ und meist statistisch signifikant (ungesichert für Frankreich und Italien). Der Nachfrageeinfluß auf die Profitrate ist ausnahmslos stark positiv und hochsignifikant. Die Profitrate ihrerseits wirkt überall positiv auf die Kapitalbildung, allerdings in keinem anderen Land so stark wie in der Bundesrepublik. Für die USA ist die Signifikanz dieses Einflusses sogar zweifelhaft. Ein statistisch gesicherter, negativer Effekt des Realzinssatzes findet sich lediglich in den USA, in Italien und in Schweden. Der unmittelbare Reallohneinfluß auf das Kapitalstockwachstum fällt für alle übrigen Länder noch weit schwächer aus als für Deutschland.

## **3.2 Beschäftigung und Arbeitslosigkeit**

Die Gleichung für die Beschäftigung (geleistete Stunden) im verarbeitenden Gewerbe wurde von Bruno für elf OECD-Länder geschätzt. In neun Fällen, darunter die Bundesrepublik, ermittelt er einen gesicherten negativen

Koeffizienten des Produktlohns. Die beiden Ausnahmen sind die USA und Kanada. Nachfragevariable haben außer in Italien und Norwegen durchweg signifikant positive Koeffizienten, die in der Bundesrepublik besonders groß ausfallen (verwendete Variable: fiskalischer Impuls und Welthandelsvolumen). Diese direkte Nachfragewirkung wird noch verstärkt durch die Drosselung der – in der Beschäftigungsgleichung nicht berücksichtigten – Investitionen sowie durch die induzierte Schwäche der Konsumnachfrage.

Die Schätzergebnisse der Gleichung für die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote sind mit denen der Gleichung für das Beschäftigungsvolumen im verarbeitenden Gewerbe konsistent. Nach beiden Schätzungen trug in Deutschland die Reallohnspanne in der Mitte der siebziger Jahre nennenswert, wenn auch keineswegs allein und weniger stark als in manchen anderen europäischen Ländern, zur Verschlechterung der Beschäftigungslage bei. Danach ging das Erklärungsgewicht zunehmend auf die nachfrageseitigen Determinanten über, die auch als die dominanten Einflußfaktoren der Gewinnkompression und der Investitionsschwäche identifiziert wurden.

#### 4. Eigene Vorgehensweise

Das dreistufige Procedere von Bruno (Gewinnfunktion-Investitionsfunktion-Beschäftigungs- bzw. Arbeitslosigkeitsfunktion) wird grundsätzlich übernommen.

Die Untersuchungsperiode soll bis an die „glühende Schwelle der Gegenwart“ (K. Schiller) ausgedehnt werden. Dies schränkt die Auswahl der verwendbaren Indikatoren ein: nur solche Variable kommen infrage, für die wenigstens vorläufige Schätzungen für 1986 vorliegen.

##### Konsequenzen für die Gewinngleichung

Die Profitrate (operating surplus over capital stock) muß durch einen anderen Indikator der Gewinnsituation ersetzt werden – entweder eine Profitquote oder eine Wachstumsrate der (realen) Gewinneinkommen. Ferner muß der Produkt-Stundenlohn durch die Bruttolohn- und Gehaltssumme (real per BIP-Deflator) je Arbeitnehmer ersetzt werden. Schließlich ist ein Nachfrageindikator zu wählen, für den 86er Werte vorhanden sind.

##### Konsequenzen für die Investitionsgleichung

Die Wachstumsrate des realen Kapitalstocks muß ersetzt werden, entweder durch die Wachstumsrate des Produktionspotentials oder eine Investitionsquote oder eine Wachstumsrate der (realen) Investitionen.

## Konsequenzen für die Beschäftigungsgleichung

Reallohn und Nachfrageindikator wie in der Gewinnngleichung (reduzierte Form) bzw. anstelle von Reallohn, Realzins und Nachfrageintensität ein Kapitalbildungsindikator als erklärende Variable.

## 5. Variablen-Wahl und Erklärungsgüte

Um den Einfluß der Indikatorenwahl auf die Erklärungsgüte zu prüfen, wurden Schätzungen mit unterschiedlichen Endogenen und Exogenen für den Zeitraum von 1963 - 83 durchgeführt, eine Periode, für die Beobachtungen für eine größere Zahl von Variablen greifbar sind.

### Gewinnngleichung

Alternativ vier Indikatoren der Gewinnsituation (Endogene), nämlich

- OECD-Profiträte (wie bei Bruno)
- Anteil der Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen am Sozialprodukt, bereinigt um Änderungen der Arbeitnehmerquote an den Erwerbstätigen,
- Anteil der „reinen“ Einkommen aus Unternehmertätigkeit am Sozialprodukt (IW) sowie
- Anteil der „reinen“ Einkommen aus Unternehmertätigkeit am Produktionswert (IW).

Als erklärende Variable neben dem Produktlohn, dem Trend und einer Shiftvariablen alternativ zwei Nachfrageindikatoren, nämlich

- Trendabweichung des realen Sozialprodukts sowie
- reale Geldmenge (M1, Verbraucherpreis-deflationiert).

Hinsichtlich der Nachfrageindikatoren ergab sich – vielleicht mit Ausnahme der Gleichung für die Profiträte – eine klare Überlegenheit der realen Geldmenge.

Von den Gewinnindikatoren schneidet die Profiträte (aktuelle Daten nicht verfügbar) am besten ab. Die beiden IW-Variablen sind untereinander gleichwertig, und sie liefern – gemessen an  $\bar{R}^2$  und DW bessere Ergebnisse als die umfassende Quote aller Nicht-Arbeits-Einkommen. Die Schätzung der letzteren weist allerdings einen deutlich niedrigeren Standardfehler (SEE) auf.

Generell ist zu den Gewinnngleichungen zu sagen, daß die Ergebnisse sensitiv bezüglich der Einführung von Verzögerungen der erklärenden Variablen sind. Man erhält durchweg statistisch weit überlegene und ökonomisch einleuchtende Ergebnisse, wenn der unverzögerte Nachfrageindikator zusammen mit dem um eine Periode verzögerten Reallohn verwendet wird –



vor allem im Vergleich zu (a priori eigentlich näherliegenden) Varianten mit unverzögerter Lohnvariablen. Vermutlich besteht hier ein Simultaneitätsproblem.

### Investitionsgleichung

Alternativ drei Indikatoren der Sachkapitalbildung (Endogene), nämlich

- Anteil der gesamten Ausrüstungsinvestitionen am Bruttosozialprodukt,
- Anteil der Ausrüstungs- und Bauinvestitionen der Unternehmen am Bruttosozialprodukt (für 1986 noch nicht verfügbar) sowie
- Wachstumsrate des Produktionspotentials (SR).

Wohnungsbau und Lagerinvestitionen wurden nicht einbezogen.

Als erklärende Variable neben der verzögerten Endogenen, dem Realzins und einer Shiftvariablen alternativ die vier zuvor aufgeführten Gewinnindikatoren (Durchschnitt der jeweils drei letzten Beobachtungen, zum Vergleich teilweise auch Vorperiodenwert). Im Gegensatz zu den Resultaten von Bruno sind alle diese Schätzungen frei von Autokorrelationen (erster Ordnung). Dies liegt sicherlich an der verzögerten Endogenen. Ferner unterscheiden sich die Resultate von Brunos Befund darin, daß dem Realzinssatz stets ein hoch signifikanter Einfluß zugemessen wird. Nach den zusammenfassenden Teststatistiken sind die Schätzungen für den erstgenannten Kapitalbildungsindikator – was nicht überrascht – denen für die beiden anderen leicht unterlegen. Wesentliche Unterschiede in der Erklärungsgüte bestehen jedoch nicht. Auch die Wahl des Gewinnindikators beeinflußt die Erklärungsgüte nur ganz geringfügig.

### Beschäftigungsgleichung

Endogene ist durchgängig die Zahl der abhängig Beschäftigten (log.). Als erklärende Variable werden in allen Spezifikationsvarianten die verzögerte Endogene, eine Trend- und die Shiftvariable verwendet. Daneben erscheinen in der reduzierten Form Reallohn, Realzins sowie alternativ zwei Indikatoren der Nachfrageintensität, nämlich

- reale Geldmenge (M1, Verbraucherpreis-deflationiert) oder
- Trendabweichung des realen Sozialprodukts.

Die andere Version wurde ohne Lohn-, Zins- und Nachfragevariable spezifiziert, dafür alternativ jedoch mit zwei Indikatoren der Investitionsaktivität, nämlich

- Anteil der gesamten Ausrüstungsinvestitionen am Bruttosozialprodukt sowie
- Wachstumsrate des Produktionspotentials.

Von den beiden Varianten der reduzierten Form schneidet die Gleichung mit der Trendabweichung des Sozialprodukts besser ab als die (ebenfalls nicht schlechte) Gleichung mit der realen Geldmenge. Die beiden Varianten mit einem Kapitalbildungsindikator liegen in der Erklärungsgüte nach  $\bar{R}^2$  und SEE zwischen denen der reduzierten Form. Allerdings ist diejenige mit dem Wachstum des Produktionspotentials möglicherweise nicht frei von Autokorrelation.

## 6. Zeitliche Stabilität der Ergebnisse

Neben der Überprüfung, wie sich Änderungen in den Spezifikationen der Gleichungen auf die Erklärungsgüte für die Schätzperiode von 1963 bis 1983 auswirken, wurde für eine Reihe von Spezifikationsvarianten die zeitliche Robustheit der Zusammenhänge getestet. Für systematische Stabilitätstests (switching-regressions oder Kalman-Filterung) ist die Zahl der Beobachtungen zu klein.

Ein grober Hinweis auf einen Strukturbruch liegt vor, wenn eine Shift-variable signifikant ist. Operiert wurde überwiegend mit einer Trendshift-Variablen, die bis zu einem bestimmten Zeitpunkt den Wert null besitzt und von da an bis zum Ende der Schätzperiode trendmäßig ansteigt (z.B.  $T_{7583}$  bzw.  $T_{7586}$  : bis 1975 null, 1975 eins 1976 zwei etc.). Eine solche Shiftvariable ist in allen Gleichungen für die beiden Investitionsquoten hoch signifikant (cet. par. steigender Trend ab 1975), nicht dagegen in der Produktionspotential-Gleichung. Signifikant ist sie ebenfalls in fast allen Beschäftigungsgleichungen (cet. par. trendmäßige Abnahme – genauer: Verminderung des trendmäßigen Anstiegs – seit 1975).

Weitere Hinweise auf Stabilität oder Instabilität der Beziehungen ergeben sich aus dem Vergleich der Schätzergebnisse für unterschiedliche Beobachtungszeiträume. Es wurden identisch spezifizierte Gleichungen für die folgenden Perioden geschätzt:

- 1963 bis 1983,
- 1969 bis 1983,
- 1963 bis 1986 und
- 1969 bis 1986.

Als allgemeiner Befund läßt sich konstatieren, daß die Resultate auf den verschobenen Beginn des Schätzzeitraums (1969 statt 1963) durchweg wenig sensitiv reagieren. Eine solche Verkürzung der Stichprobe am Anfang verschlechtert zwar die Teststatistiken z.T. beträchtlich, beeinflusst die geschätzten Koeffizienten jedoch nicht in nennenswertem Ausmaß. Eine Verschiebung des Endes der Schätzperiode von 1983 auf 1986 wirkt sich in den Gewinn- und den Beschäftigungsgleichungen ebenfalls nur unwesentlich aus. Dagegen tritt in sämtlichen Investitionsgleichungen eine bestimmte,



markante Änderung ein, wie im folgenden Abschnitt gezeigt wird. Ergebnisse von ex post-Prognosen bringt Abschnitt 8.

## 7. Schätzergebnisse

Die Hauptegebnisse der bisher durchgeführten Schätzungen sind in den im Anhang wiedergegebenen Tabellen 1 bis 4 (S. 613 - 616) zusammengestellt. Nach statistischen Kriterien sind die Resultate zufriedenstellend. I. d. R. erklären die Gleichungen zum ganz überwiegenden Teil die Varianzen der endogenen Variablen. Nur selten besteht der Verdacht auf Autokorrelation der Residuen. Die Koeffizienten der inhaltlich erklärenden Variablen besitzen die theoretisch geforderten Vorzeichen, und sie sind mit sehr geringen Irrtumswahrscheinlichkeiten – meist unter 1 v. H. – gegen null gesichert. Im einzelnen können die Befunde wie folgt interpretiert werden.

### *(a) Gewinngleichungen*

Der ausgeprägte und von der Länge des Schätzzeitraums quantitativ kaum abhängige Einfluß des Reallohniveaus (negativ) und der an der realen Geldmenge gemessenen Nachfrageintensität<sup>3</sup> (positiv) auf beide Gewinngrößen ist offenkundig.

Für die zunächst vielleicht überraschenden Unterschiede in den Größenordnungen des Lohn- und des Nachfragekoeffizienten in den Gleichungen für die beiden Gewinnmaße gibt es zwei Gründe. Zum einen ist die Varianz der Quote des Einkommens aus Unternehmertätigkeit um ein Mehrfaches größer als diejenige der Quote des gesamten Einkommens aus Unternehmertätigkeit und Vermögen. Zum anderen sind die Ursprungswerte der letzteren viel größer als die der ersteren, was bedeutet, daß durch Logarithmierung die Varianz stärker reduziert wird. Im übrigen haben die Schätzungen die plausible Implikation eines geringen Einflusses der Nachfragevariablen auf das Einkommen aus Vermögen, verglichen mit deren Einfluß auf das Einkommen aus Unternehmertätigkeit.

Der Einkommensanteil aus Unternehmertätigkeit lag 1982 mit 5,1 v. H. auf dem zweitniedrigsten Niveau der Untersuchungsperiode. Bis 1986 ist er auf 11,8 v. H. angestiegen und erreichte damit annähernd die Spitzenwerte der sechziger Jahre (1964 und 1968: 11,9 v. H. Analoges gilt für das andere Verteilungsmaß). Um einen Eindruck von dem Beitrag zu erhalten, den die Reallohn- und die Nachfrageentwicklung dazu geleistet haben, wurden

---

<sup>3</sup> Mit dieser Spezifikation wird selbstverständlich nicht die alleinige Ursächlichkeit der realen Geldmenge für Nachfrageschwankungen behauptet.

hypothetische Gewinnquoten für 1986 aus der Schätzgleichung ermittelt, die sich ergeben, wenn man alternativ annimmt, im Jahresdurchschnitt sei seit 1982

- der (verzögerte) reale Produktlohn mit dem Tempo gestiegen, das die Reallohnposition der Arbeitnehmer unverändert gelassen hätte (d.h. um etwa 2,2 statt 0,5 v.H.) bzw.
- die reale Nachfrage, gemessen an der realen Geldmenge, nur so schnell gewachsen wäre wie das Produktionspotential (d.h. um rd. 1,6 statt 5 v.H. pro Jahr).

Unter diesen Hypothesen wird der Lohnentwicklung etwas mehr als die Hälfte (und das überwiegend in den frühen achtziger Jahren) und der Nachfrageentwicklung knapp die Hälfte (überwiegend in allerjüngster Zeit) des Gewinnquotenanstiegs um 6,7 Prozentpunkte zugeschrieben. Außer diesen beiden inhaltlich erklärenden Variablen (und einer Niveaunkonstanten) enthalten die Gewinngleichungen einen durchgängigen (positiven) Trendterm und einen (negativen) Trendshiftterm, die u.a. Effekte des Produktivitätsfortschritts beinhalten. Die Schätzergebnisse deuten (bei allerdings z.T. zweifelhafter Signifikanz) darauf hin, daß seit 1975 (Start der Shiftvariablen) die sonstigen, *cet. par.* den Gewinn mehrenden Einflüsse an Stärke eingebüßt haben.

### *(b) Investitionsgleichungen*

Alle Investitionsgleichungen enthalten, wie bereits erwähnt, die verzögerte Endogene als eine der erklärenden Variablen. Der Erwartungswert für deren Koeffizienten liegt zwischen null (sofortige vollständige Reaktion auf veränderte Verhältnisse) und eins (extreme Trägheit). Geschätzt wurden Koeffizienten in der Umgebung von 0,5. Sie sind sowohl gegen null als auch gegen eins sehr stark abgesichert. Rund die Hälfte der Anpassungen vollzieht sich also innerhalb eines Jahres, die andere Hälfte, geometrisch verteilt, auf die Folgejahre. Mithin sind die Langfrist-Koeffizienten der übrigen Variablen etwa doppelt so groß wie die ausgewiesenen Kurzfrist-Koeffizienten.

Der reale Zinssatz hat, wie vorne schon angedeutet, in allen Spezifikationsvarianten einen signifikant negativen Einfluß auf die Investitionsaktivität. Seine geschätzte Stärke wird von Änderungen der Schätzperiode kaum berührt.

Ein Anstieg des Realzinses um einen Prozentpunkt senkt den Anteil der Ausrüstungsinvestitionen am BSP kurzfristig um rd. 0,3, langfristig um 0,6 Punkte. Die Wachstumsrate des Produktionspotentials wird kurzfristig um 0,15 Punkte, langfristig um ca. einen Drittel-Prozentpunkt vermindert.

Mit dem Realzinssatz ist nur ein Teil der Kapitalnutzungskosten erfaßt. Das Fehlen der Abschreibungsquote spielt für die Schätzungen praktisch keine Rolle, weil sie nahezu konstant ist. Dagegen kann die Preisentwicklung der Investitionsgüter bedeutsam sein. Es wurde getestet, ob die Kapitalnutzungskosten, definiert als nomineller Zinssatz minus Anstiegsrate des BIP-Deflators plus Anstiegsrate des Deflators der als Endogene verwendeten Investitionskomponente eine Verbesserung (oder zumindest keine Verschlechterung) des Schätzergebnisses erbringt. Der Test verlief eindeutig negativ. Etwas bessere Ergebnisse wurden erzielt, wenn die drei Komponenten der Kapitalnutzungskosten (außer den Abschreibungen) einzeln als Regressoren eingeführt werden. So ergaben sich z.B. in der Gleichung für das Wachstum des Produktionspotentials die folgenden Parameter (in Klammern die t-Werte, Schätzperiode 1963 - 83):

nomineller Zinssatz	- 0,119 (1,29)
Anstieg BIP-Deflator	+ 0,083 (1,11)
Anstieg Investitionsdeflator	- 0,230 (2,88)

Die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten sind korrekt, aber mit Ausnahme der Investitionsgüterpreise mangelt es an Signifikanz<sup>4</sup>. Die sonstigen Schätzergebnisse wurden durch die Erweiterung kaum tangiert.

Angesichts der eingangs formulierten Fragestellung liegt der gravierendste Aspekt der Befunde in der drastisch veränderten Relation zwischen Variationen der Profitvariablen und der Investitionsvariablen bei Heranführung der Schätzperiode an die Gegenwart. Wie man in Tabelle 2 sieht, stürzt der betreffende Koeffizient in beiden Investitionsquoten-Gleichungen und bei beiden Profitindikatoren auf weniger als die Hälfte seines Wertes ab, wenn das Sample-Ende von 1983 auf 1986 verschoben wird. Die Signifikanz des Einflusses läßt dann sogar zu wünschen übrig, vor allem, wenn man berücksichtigt, daß die Residuen der Gleichungen für die verlängerte Periode eventuell autokorreliert sind<sup>5</sup> (was sie im kürzeren Sample nicht waren). Qualitativ das gleiche Resultat, nur etwas weniger ausgeprägt, findet sich für die Gleichung des Produktionspotential-Wachstums. Es ist überdies anzunehmen, daß der Gewinneinfluß auf die Sachkapitalbildung

<sup>4</sup> Starke Interkorrelation der Variablen. – Die Verwendung des Realzinssatzes (d.h. die Restriktion der Parameter des nominellen Zinssatzes und der BIP-Inflationsrate auf dem Betrage nach gleiche Werte ist offenbar unproblematisch, nicht dagegen die entsprechende Restriktion auch für die Investitionsgüter-Inflationsrate.

<sup>5</sup> Die DW-Statistik ist durch die verzögerte Endogene verzerrt. Der Test mit Durbin's h-Statistik läßt die Frage offen.



für die jüngste Vergangenheit noch überschätzt wird, weil in der Stichprobe die Beobachtungen früherer Perioden mit viel stärkerem Gewinneinfluß ein hohes Gewicht besitzen. Mögliche Gründe für diese Entwicklung bedürfen der Diskussion. Auf die quantitativen Effekte wird in Abschnitt 8 eingegangen.

*(c) Beschäftigungsgleichungen*

Die in Tabelle 3 wiedergegebenen Befunde zeigen, daß die Beschäftigungsentwicklung mit nahezu identischer statistischer Güte entweder durch die Kosten- und Nachfragevariablen (Version a) oder stattdessen durch eine der beiden Kapitalbildungsindikatoren (Version b resp. c) erklärt werden kann. In keiner der Versionen ergeben sich wesentliche Änderungen der numerischen Zusammenhänge, wenn der Schätzzeitraum über 1983 hinaus verlängert wird.

Erwartungsgemäß reagiert die Beschäftigung mit erheblicher Trägheit. Besonders ausgeprägt ist die Reaktionsträgheit auf Variationen der Kosten- und Nachfragevariablen. Kostenänderungen entfalten im ersten Jahr nur etwa 30 v.H. ihres langfristigen Effekts, Nachfrageänderungen wirken sogar mit noch größerer Verzögerung (geschätzt wird ein zusätzliches Jahr). Plausiblerweise ist die Trägheit in bezug auf veränderte Intensität der Kapitalbildung deutlich geringer. In der Rangfolge der Größenordnung der Koeffizienten für die verzögerten Endogenen kommt die zeitliche Abfolge der Wirkungen zum Ausdruck: Kosten- und Nachfragevariationen setzen sich kurzfristig nur zum kleineren Teil in vermehrte Beschäftigung um. Ihre stärkere Langfristwirkung erfolgt in erheblichem Umfang auf dem Wege über einen Anstieg der Investitionen, der – wiederum verzögert – das Wachstum des Produktionspotentials beschleunigt. Eine Lockerung des Zusammenhangs zwischen (kosten- und nachfragebedingten) Änderungen der Gewinnsituation einerseits und der Kapitalakkumulation andererseits, wie sie sich in den Ergebnissen abzeichnet, ist daher für die Beschäftigung sehr abträglich.

Sowohl die Reallohn- als auch die Realzinsabhängigkeit der Beschäftigung ist signifikant negativ. Die Schätzkoeffizienten implizieren als Folge eines um einen Prozentpunkt überhöhten Produktlohns kurzfristig einen Beschäftigungsrückgang um ca. 60 000, langfristig um rd. 200 000 Personen (für detailliertere Befunde s. die Interpretation der Arbeitslosengleichung). Als Folge eines um einen Prozentpunkt erhöhten Realzinssatzes ergibt sich kurzfristig eine Beschäftigungsminderung um etwa 160 000, langfristig um etwa eine halbe Million Personen.

Seit 1982 haben die Reallöhne im Durchschnitt nur sehr mäßig zugenommen. Ihr Wachstum lag in jedem Einzeljahr deutlich unter der Rate des (um Terms of Trade-Effekte etc. bereinigten) Produktivitätsfortschritts. Laut

Sachverständigenrat ist die Reallohnposition in diesen Jahren um insgesamt ca. 6,5 Prozentpunkte zurückgegangen. Diese Reduktion sollte, für sich genommen, eine kräftige Erhöhung der Beschäftigung gebracht haben. Rechnerisch beläuft sich der Langfristeffekt, der allerdings noch nicht im vollen Ausmaß eingetreten sein kann, *cet. par.* auf rd. 1,3 Millionen Personen.

Der Arbeitskostenentlastung stand bis vor kurzem der hohe und weiter steigende Realzins entgegen, der bis 1984 den von der Lohnentwicklung her möglichen Beschäftigungsanstieg mehr oder weniger kompensiert haben mag. Seitdem ist jedoch der reale Zinssatz wieder stark gefallen, so daß auch von daher der Spielraum für rentable Produktion, Investition und Beschäftigung größer geworden sein mußte.

#### *(d) Arbeitslosigkeitsgleichungen*

Diese (bereits früher geschätzten) Gleichungen sind etwas anders spezifiziert als die Beschäftigungsgleichungen in der Version a. Als Lohnvariable figuriert die aus der „Reallohnposition der Arbeitnehmer“ des Sachverständigenrates errechnete Reallohnspanne. Der reale Zinssatz ist nicht enthalten. Dafür ist als zweite Nachfragegröße das Welthandelsvolumen (Trendabweichung) aufgenommen.

Trotz der Spezifikationsunterschiede entsprechen sich die Ergebnisse im wesentlichen. Es sollen daher nur zwei Punkte hervorgehoben werden. Auf Basis der Schätzgleichung IIa in Tabelle 4 wurde die Arbeitslosigkeitsentwicklung in die Komponenten zerlegt, die den einzelnen erklärenden Variablen zugeschrieben werden, und zwar sowohl ihrer jeweiligen aktuellen Höhe als auch ihrer Verlaufsgeschichte, die über den Trägheitskoeffizienten fortwirkt. Es resultiert ein gesamter (laufender plus ererbter) Kosteneffekt von maximal 2,2 Prozentpunkten in den Jahren 1975 und 1976. Er erklärt folglich rd. die Hälfte des bis dahin erfolgten Anstiegs der Arbeitslosenquote gegenüber den frühen sechziger Jahren. Von da an überwogen immer die Totaleffekte der Nachfrage – unter ihnen mit bei weitem höchstem Gewicht diejenigen Effekte, die in der realen Geldmenge zum Ausdruck kommen. Am Ende der Untersuchungsperiode waren die Kosteneinflüsse einschließlich ihrer ererbten Komponente gänzlich verschwunden. In diesem Ergebnis sind allerdings, wie gesagt, die Zinseffekte nicht enthalten.

Zweitens ist zusätzlich zu der Reallohnspanne deren quadrierter Wert als erklärende Variable aufgenommen worden (Gleichung IIb). Dies dient der Überprüfung, ob die Stärke der Auswirkung einer bestimmten Änderung der Lohnvariablen je nach deren absolutem Ausgangsniveau unterschiedlich ausfällt. Die ermittelte Signifikanz des Koeffizienten des quadratischen Terms bestätigt die Hypothese der Niveauabhängigkeit: Der marginale

Effekt einer Reallohnänderung in gegebenem Ausmaß ist um so stärker, je höher die Reallohnspanne bereits ist. Umgekehrt: ist die Reallohnspanne – wie gegenwärtig – sehr niedrig (wenig über null, gleich null oder sogar negativ), so trägt eine weitere Absenkung nach dieser Schätzung kaum noch zum Abbau der Arbeitslosigkeit bei. Ab einem bestimmten (negativen) Wert scheint sich der Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit sogar umzukehren.

## 8. Ex post-Prognosen

Zur weiteren Überprüfung der Erklärungskraft und der zeitlichen Stabilität der Schätzgleichungen wurden ex post-Prognosen durchgeführt und mit der tatsächlichen Entwicklung verglichen. Die Prognosen stützen sich auf Parameter-Schätzungen für den Zeitraum von 1963 bis 1982, also für eine um ein Jahr kürzere Periode als in den Schätzungen, deren (kaum divergierende) Ergebnisse in den Tabellen 1 - 3. Varianten I, präsentiert worden sind. Die Prognosen erstrecken sich auf die Jahre 1983 bis 1986. Sie erfolgen durch Einsetzen der tatsächlichen Beobachtungswerte der erklärenden Variablen (nicht der mit anderen Gleichungen prognostizierten Werte) in die einzelnen Gleichungen.

Die Investitions- und die Beschäftigungsgleichungen enthalten als Erklärungsgröße die verzögerte Endogene. In einer ersten Verfahrensversion wurden auch für die verzögerten Endogenen deren realisierte Werte eingesetzt. Das Ergebnis sind Sequenzen von Einstufen-Prognosen auf Basis des Zusammenhangs im Zeitraum 1963 - 82. In den Fällen, in denen dieses Verfahren größere und vor allem systematische Fehler erbrachte, wurde eine zweite Prognoseversion errechnet, bei der – beginnend mit dem zweiten Vorhersagejahr – der prognostizierte Wert der verzögerten Endogenen eingesetzt wurde. Diese Versionen berücksichtigen die Fehlerfortpflanzungen. Es handelt sich um Vierstufen-Prognosen aus Einzelgleichungen.

Bei den Gewinngleichungen ist nur die erste Verfahrensversion relevant. Der Anteil des Einkommens aus Unternehmertätigkeit und Vermögen am Volkseinkommen wird sehr akkurat prognostiziert. Der mittlere Prognosefehler beträgt weniger als einen Zehntel-Prozentpunkt. Erheblich größer sind die Abweichungen für die Quote des Einkommens aus Unternehmertätigkeit allein, was angesichts der weit höheren Varianz dieses Indikators und des Standardfehlers der Schätzung nicht überrascht. Der Prognosefehler beläuft sich im Durchschnitt auf knapp einen Prozentpunkt, im Maximum (1985) um die Hälfte mehr. Trotzdem ist die ökonometrische Prognose naiven Annahmen (z.B. keine Veränderung gegenüber der Vorperiode) haushoch überlegen, wie aus den Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten hervorgeht.



Von den drei Spezifikationsvarianten der Beschäftigungsgleichung besitzt die reduzierte Form (Variante a in Tab. 3) die klar beste Prognosekraft (Verfahrensversion 1). Der mittlere Fehler beträgt 26 000 Personen oder 0,1 v.H. des Beschäftigungsstandes. Naive Annahmen fallen deutlich schlechter aus. Nach dem Kriterium der Prognosegüte folgt auf dem zweiten Rang die Gleichung mit der Ausrüstungsinvestitionsquote als erklärender Variablen. Allerdings liefert sie eine systematische Überschätzung, im Durchschnitt um 145 000 Personen oder 0,7 v.H. des Bestandes. Auch sie schlägt die Hypothese einer Konstanz gegenüber der jeweiligen Vorperiode (jedoch nicht die noch naivere Annahme durchgängiger Konstanz seit 1982, was aber nicht viel bedeutet). Das Schlußlicht bildet, etwas überraschend, die Gleichung mit dem Wachstum des Produktionspotentials als der Erklärenden. Sie ist beiden Naivannahmen prognostisch unterlegen. – Im Gegensatz zur prognostisch besten Beschäftigungsgleichung würde bei den beiden letztgenannten Spezifikationen die Verfahrensversionen zwei noch größere Überschätzungen liefern. Eine Berechnung steht aus.

Schließlich zu den Investitionsgleichungen, die sich als besonders instabil bezüglich der Schätzperiode erwiesen haben. Wie zu erwarten war, wird sowohl die Ausrüstungsinvestitionsquote als auch die Wachstumsrate des Produktionspotentials systematisch und in sehr erheblichem Umfang zu hoch prognostiziert. Die beiden nachfolgenden Übersichten zeigen den Vergleich von Prognosen mit den Ist-Werten für die Spezifikationsvarianten Ab und B.

#### Spezifikationsvariante Ab (LNAIQ mit DRQ)

	Ist	Verfahrensversion 1		Verfahrensversion 2	
		Prognose	Fehler	Prognose	Fehler
82	7,7	–	–	–	–
83	8,0	8,1	+ 0,1	8,1	+ 0,1
84	7,7	8,3	+ 0,6	8,4	+ 0,6
85	8,3	9,0	+ 0,7	9,3	+ 1,1
86	8,4	10,2	+ 1,8	10,8	+ 2,4

Die Prognosen sind der Annahme von Konstanz gegenüber der Vorperiode unterlegen, der Annahme von Konstanz seit 1982 überlegen.

**Spezifikationsvariante B (WRPOT mit DREU)**

	Ist	Verfahrensversion 1		Verfahrensversion 2	
		Prognose	Fehler	Prognose	Fehler
82	+ 1,8	–	–	–	–
83	+ 1,4	+ 1,6	+ 0,2	+ 1,6	+ 0,2
84	+ 1,7	+ 1,5	– 0,2	+ 1,6	– 0,1
85	+ 1,4	+ 2,2	+ 0,8	+ 2,1	+ 0,7
86	+ 1,8	+ 2,6	+ 0,9	+ 3,0	+ 1,3

Die Prognosen sind beiden Naiv-Annahmen deutlich unterlegen. Hätte sich die Potentialprognose nach Verfahrensversion 2 erfüllt, wäre nach der Schätzgleichung (nicht nach Prognose) für die Beschäftigung, Spezifikationsvariante IIb, die Zahl der Beschäftigten im Jahre 1986 um etwa 700 000 größer gewesen als die realisierte Zahl.

## Anhang

## Übersicht 1

## Schätzgleichungen und Ergebnisse von Bruno

Table 4

*Rate of Profit Equations for Manufacturing,  
Eight Countries, 1965 - 1982<sup>a)</sup>*

$$(r = a_0 + a_1 w_v + a_2 d + a_3 t + a_4 D_{7582})$$

Country	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$\varrho$	$\bar{R}^2$	DW
USA	2.88 (0.22)	-3.41 (1.26)	2.37 (0.44)	0.12 (0.05)	-0.05 (0.02)	0.57 (0.30)	0.90	1.87
Canada	-5.15 (2.94)	-2.28 (1.06)	2.96 (0.50)	0.15 (0.05)	-0.10 (0.04)	-0.03 (0.48)	0.84	1.65
Japan	4.48 (0.51)	-0.61 (0.14)	1.88 (0.01)	0.07 (0.01)	—	—	0.97	1.70
UK	0.87 (0.76)	-1.75 (0.59)	2.08 (0.50)	0.06 (0.03)	—	0.63 (0.24)	0.94	1.63
France	1.10 (0.66)	-0.21 (0.67)	3.48 (0.53)	0.04 (0.04)	—	—	0.78	1.97
Germany	1.51 (0.35)	-1.06 (0.46)	1.70 (0.27)	0.07 (0.03)	-0.01 (0.01)	0.43 (0.31)	0.95	1.73
Italy	4.33 (1.36)	-0.44 (0.35)	3.08 (0.41)	0.07 (0.02)	—	0.65 (0.24)	0.78	1.38
Sweden	12.48 (3.08)	-3.17 (0.82)	6.65 (0.81)	0.22 (0.05)	-0.07 (0.04)	—	0.95	2.23

a Numbers in brackets are standard errors.

Sources: Real rate of profit =  $r$ , calculated from operating surplus over capital stock in manufacturing, corrected for relative GDP to investment goods prices – all from OECD data (Chan-Lee and Sutch, 1985); real product wage =  $w_v$ , nominal wage in manufacturing, BLS data deflated by GDP prices OECD; demand proxy =  $d$ , manufacturing output divided by ten-year moving average – OECD data.



## Übersicht 1 (Fortsetzung)

Table 5  
*Investment Equations for Manufacturing, Eight Countries, 1965 - 1982*  
 $(\ln k = b_0 + b_1 \bar{r} + b_2 i_r)$

Country	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$\rho$	$\bar{R}^2$	DW
USA	-0.90 (1.46)	0.79 (0.50)	-9.00 (3.15)	0.61 (0.21)	0.55	1.83
Canada	-1.30 (1.23)	1.07 (0.47)	2.95 (3.06)	0.55 (0.23)	0.60	1.29
Japan (1967 - 82)	-4.47 (0.89)	2.00 (0.27)	0.62 (1.42)	0.33 (0.29)	0.88	1.74
UK <sup>a</sup>	1.14 (0.42)	0.20 (0.04)	-0.77 (5.06)	-0.89 (0.16)	0.62	2.37
France	-1.57 (0.68)	1.13 (0.25)	10.60 (2.41)	—	0.65	1.82
Germany	-7.72 (1.41)	3.22 (0.51)	-0.47 (6.03)	0.64 (0.21)	0.91	1.32
Italy	-3.86 (2.74)	1.83 (0.96)	-6.29 (2.00)	0.85 (0.14)	0.78	1.70
Sweden	-1.81 (0.72)	1.45 (0.33)	-12.45 (5.50)	—	0.56	1.32

a The regression for the UK is linear in  $k$  and  $\bar{r}$ .

Source:  $\bar{r}$  = log of three-year mean rate of profit, OECD *Economic Outlook* (rate of operating surplus over capital stock);  $i_r$  = log (1 + real rate of interest), where real rate equals nominal rate minus rate of consumer price inflation, IMF;  $k$  = percentage rate of change, real capital stock, OECD.

## Übersicht 1 (Fortsetzung)

Table 6

*Demand for Labour in Manufacturing, 1961 - 1982, Eleven Countries*

$$(l - k_{-1} = c_0 + c_1(l_{-1} - k_{-1} + c_2w_v + c_3d_f + c_4d_w + [c'_4m] + c_5t + c_6D_{7582})$$

Country	$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4 [c'_4]$	$c_5$	$c_6$	DH <sup>a</sup>	SE
USA	0.34 (0.13)	0.17 (0.30)	1.16 (0.80)	[0.61] (0.10)	-0.06 (0.01)	0.02 (0.05)	-0.84	0.0023
Canada	1.12 (0.16)	-0.29 (0.25)	1.19 (0.55)	0.50 (0.18)	0.02 (0.01)	-0.014 (0.010)	-1.34	0.0037
Japan	0.62 (0.20)	-1.03 (0.35)	1.41 (0.73)	0.24 (0.16)	0.07 (0.03)	-0.02 (0.01)	-0.35	0.0033
UK	0.41 (0.17)	-0.59 (0.21)	0.46 (0.26)	0.26 (0.19)	-0.00 (0.01)	-0.022 (0.005)	1.41	0.0039
Belgium <sup>b</sup>	0.45 (0.12)	-0.25 (0.24)	—	0.53 (0.09)	0.015 (0.005)	-0.024 (0.006)	-0.01	0.0018
Denmark <sup>b</sup>	0.41 (0.12)	-1.20 (0.24)	—	0.61 (0.13)	0.08 (0.02)	-0.04 (0.01)	-1.88	0.0027
France	0.71 (0.11)	-0.57 (0.12)	0.67 (0.39)	0.23 (0.08)	0.017 (0.009)	-0.011 (0.003)	-1.40	0.0014
Germany	1.00 (0.18)	-0.64 (0.22)	1.98 (0.74)	0.70 (0.16)	0.044 (0.021)	-0.012 (0.008)	1.59	0.0026
Italy <sup>c</sup>	0.25 (0.23)	-0.76 (0.28)	0.00 (0.00)	0.20 (0.18)	0.026 (0.020)	-0.04 (0.02)	1.30	0.0034
Neth. <sup>b</sup>	0.76 (0.10)	-0.40 (0.17)	—	0.28 (0.09)	0.019 (0.010)	-0.015 (0.009)	-0.069	0.0026
Norway <sup>b</sup>	0.79 (0.17)	-0.104 (0.56)	—	0.35 (0.098)	0.004 (0.003)	-0.008 (0.005)	1.17	0.0027

a Durbin H-coefficient.

b For these four countries there are no capital stock or deficit data in the regression.

c 1965 - 82.

Data in brackets are standard errors of coefficients.

Sources:  $l$  = (log) man-hours in manufacturing, BLS data;  $k$  = capital stock, see Table 3;  $w_v$  = product wage, see Table 3;  $d_w$  = deviations from world trade trend, see Layard and Nickell (1984);  $m$  = log of real money stock, IMF;  $d_f$  = inflation-corrected structural deficit, EEC data.

## Übersicht 1 (Fortsetzung)

Table 7

*Unemployment Equations for Eight Countries, 1962 - 1982*

$$(U = h_0 + h_1 w_{-1}^x + h_2 w_{-2}^x + h_3 m_{-1} + h_4 m_{-2} + h_5 d_w + h_6 d_{w-1} + h_5 d_{f-1} + h_6 d_{f-2}) + \text{time shift}^a)$$

Country	$h_1$	$h_2$	$h_3$	$h_4$	$h_5[h'_5]$	$h_6[h'_6]$	DW	SE
USA	20.11 (4.06)	-1.44 (4.89)	-4.95 (1.66)	-11.05 (1.67)	[-0.27] (0.11)	[-0.05] (0.11)	1.76	0.051
Canada	20.34 (7.32)	8.52 (8.47)	2.31 (3.01)	-7.58 (2.68)	-7.01 (5.57)	1.02 (5.25)	1.99	0.069
Japan	2.46 (0.70)	1.44 (0.76)	0.26 (0.45)	0.01 (0.34)	-2.02 (0.48)	-0.83 (0.62)	2.49	0.035
UK	8.48 (6.20)	13.77 (7.51)	-3.27 (3.62)	-1.48 (2.95)	-10.03 (5.05)	-4.25 (4.72)	1.88	0.087
Belgium	3.67 (2.63)	7.32 (2.92)	-3.62 (1.97)	0.89 (1.71)	-11.76 (2.03)	-10.63 (2.02)	1.77	0.045
Denmark	1.70 (14.53)	45.03 (15.38)	-10.03 (4.99)	13.49 (4.66)	-17.12 (5.66)	-1.27 (9.50)	1.91	0.109
France	1.70 (2.53)	-5.91 (2.76)	-3.20 (1.58)	2.42 (1.38)	-2.38 (1.33)	-3.82 (1.50)	2.00	0.047
Germany	7.75 (3.99)	3.62 (4.03)	-4.83 (1.97)	-5.58 (2.39)	-7.27 (3.06)	-3.79 (2.55)	1.70	0.124

<sup>a</sup> The regressions include separate time shift factors for the period 1962 - 74 and 1975 - 82 and were run using  $AR_1$ .

Sources: Unemployment = U, OECD standardized unemployment data; Wage gap =  $w^x$ . See Table 1; Real-money balances =  $m$ , IMF data; for Canada and the USA, M2 (of the USA) was used; Government deficit =  $d_f$ , see Table 6; World trade =  $d_w$  see Table 6.



Tabelle 1

**Gewinnleichungen für die Bundesrepublik Deutschland,  
1963 - 83 und 1963 - 86**

	A		B	
	I	II	I	II
ABS	7,540 (5,8)	7,303 (8,4)	21,458 (2,2)	20,044 (3,0)
LNW <sub>-1</sub>	-1,522 (4,1)	-1,432 (6,4)	-8,970 (3,2)	-8,237 (4,8)
LNM1R	0,415 (4,0)	0,385 (4,5)	3,315 (4,2)	3,022 (4,6)
<i>t</i>	0,039 (2,6)	0,036 (3,5)	0,176 (1,5)	0,157 (2,0)
T	-0,017 (2,0)	-0,016 (2,3)	-0,080 (1,2)	-0,070 (1,4)
$\bar{R}^2$	0,78	0,84	0,79	0,81
DW	1,92	1,84	2,15	2,02
SEE	0,018	0,017	0,137	0,129

A: Endogene: Anteil des Einkommens aus Unternehmertätigkeit und Vermögen am Volkseinkommen, (bereinigt, log.).

B: Endogene: Anteil des Einkommens aus Unternehmertätigkeit am Volkseinkommen, (log.). I: 1963 - 83; II: 1963 - 86.

ABS: Absolutglied; LNW = reale Bruttolohn- und Gehaltssumme (BIP-Deflator) je abhängig Beschäftigten (log.); LNM1R = reale Geldmenge M1 (Verbraucherpreis-Deflator, (log.); *t* = Zeit; T = Trendshift-Variable, hier ab 1975 (siehe Textabschnitt 6).

Unter den Koeffizienten in Klammern: *t*-Werte.

Tabelle 2

**Investitionsgleichungen für die Bundesrepublik Deutschland,  
1963 - 83 und 1963 - 86**

	A				B	
	Ia	IIa	Ib	IIb	I	II
ABS	-2,485 (2,8)	-0,553 (0,6)	0,945 (4,5)	0,990 (3,9)	-1,561 (1,7)	-0,637 (0,8)
END <sub>-1</sub>	0,480 (5,0)	0,512 (4,3)	0,441 (4,3)	0,493 (4,1)	0,589 (4,3)	0,606 (4,1)
DRQ	1,013 (4,0)	0,457 (1,9)	—	—	—	—
DREU	—	—	0,140 (3,7)	0,066 (1,8)	1,632 (3,2)	1,138 (2,6)
UR	-0,030 (5,8)	-0,026 (4,2)	-0,032 (4,3)	-0,027 (4,5)	-0,195 (3,2)	-0,152 (2,5)
T	0,015 (5,0)	0,007 (3,1)	0,017 (4,9)	0,008 (3,4)	0,018 (0,4)	0,030 (0,8)
$\bar{R}^2$	0,84	0,71	0,82	0,71	0,91	0,90
DW	2,12	1,53	2,10	1,52	2,02	1,85
h		0,94		0,94		
SEE	0,029	0,037	0,031	0,037	0,340	0,372

A: Endogene: Anteil der Ausrüstungsinvestitionen am BSP (log.);

B: Wachstumsrate des Produktionspotentials. I: 1963 - 83; II: 1963 - 86.

ABS: Absolutglied; END<sub>-1</sub> = verzögerte Endogene; DRQ = Anteil des Einkommens aus Unternehmertätigkeit und Vermögen am Volkseinkommen (bereinigt, log., Dreijahresdurchschnitt); DREU = Anteil des Einkommens aus Unternehmertätigkeit am Volkseinkommen (log., Dreijahresdurchschnitt); UR = Realzinssatz (Umlaufrendite, BIP-Deflator); T = Trendshift-Variable, hier ab 1975.

Unter den Koeffizienten in Klammern: t-Werte.

Tabelle 3

**Beschäftigungsgleichungen für die Bundesrepublik Deutschland,  
1963 - 83 und 1963 - 86**

	Ia	IIa	Ib	IIb	Ic	IIc
ABS	2,482 (1,8)	2,891 (2,3)	6,659 (5,4)	6,227 (5,6)	4,205 (3,5)	4,381 (4,1)
END <sub>-1</sub>	0,738 (5,0)	0,694 (5,3)	0,316 (2,5)	0,360 (3,2)	0,540 (4,4)	0,522 (4,9)
UR	-0,007 (3,3)	-0,006 (3,5)	—	—	—	—
LNW	-0,259 (3,2)	-0,238 (3,2)	—	—	—	—
LNMI <sub>R-1</sub>	0,248 (3,6)	0,235 (3,7)	—	—	—	—
WRPOT	—	—	0,024 (6,4)	0,023 (6,7)	—	—
LNAIQ	—	—	—	—	0,176 (6,0)	0,176 (6,6)
<i>t</i>	—	—	0,007 (5,6)	0,007 (5,7)	0,002 (2,2)	0,002 (2,3)
T	-0,002 (1,0)	-0,002 (1,4)	-0,004 (2,5)	-0,004 (3,1)	-0,003 (2,1)	-0,003 (2,3)
$\bar{R}^2$	0,82	0,82	0,88	0,87	0,87	0,87
DW	1,91	1,81	1,63	1,61	1,86	2,05
h			0,69	0,80		
SEE	0,011	0,010	0,011	0,011	0,009	0,009

Endogene: Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer (log.). I: 1963 - 83; II: 1963 - 86.

WRPOT: Wachstumsrate des Produktionspotentials; LNAIQ = Anteil der Ausrüstungsinvestitionen am BSP (log.).

Für sonstige Erläuterungen s. Tab. 1 und 2.



Tabelle 4

**Arbeitslosengleichungen für die Bundesrepublik Deutschland 1962 - 85**

	Ia	IIa	Ib	IIb
ABS		-1,04 (4,2)		-0,97 (4,5)
END <sub>-1</sub>		0,58 (6,7)		0,60 (8,0)
RLS <sub>-1</sub>		0,23 (5,7)		0,17 (4,1)
(RLS <sub>-1</sub> ) <sup>2</sup>		—		0,028 (2,5)
LNMI <sub>R-1</sub>		-10,04 (4,6)		-8,25 (4,1)
WH		-0,03 (2,2)		-0,04 (3,2)
<i>t</i>		0,50 (5,6)		0,42 (5,2)
$\bar{R}^2$		0,998		0,991
DW		1,784		1,885
h		0,636		0,257
SEE		0,324		0,282

Endogene: Arbeitslosenquote in Prozentpunkten, nationale Definition.

RLS = Reallohnspanne in Prozentpunkten, 1962 - 65 = 0 (berechnet nach SR, Jg. 85/86 u. 86/87).

WH = Weltexportvolumen, Trendabweichungen (log.).

Für sonstige Erläuterungen s. Tab. 1 und 2.

**Literatur**

Bruno, M. (1986), Aggregate Supply and Demand Factors in the OECD Economies: An Update. *Economica* 53 (Suppl.), 35 - 52.

Bruno, M. / Sachs, J. (1985), *The Economics of Worldwide Stagflation*, Cambridge MA.