

# Sind Löhne und Preise wirklich inflexibel nach unten?

**Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland,  
1952 - 1977**

Von Wolfgang Fautz\*

Die stabilitätspolitische Implikation der These, Löhne und Preise seien „nach unten“ nicht flexibel, ist eine halbherzige Anti-Inflationspolitik. Die folgende Arbeit überprüft die genannte These empirisch für die BRD.

## A. Einleitung: Einige allgemeine Bemerkungen zur Preisdynamik

Die Preistheorie sagt uns relativ wenig über den Anpassungsprozeß von Löhnen und Preisen auf das Entstehen einer Überschußnachfrage bzw. eines Überschußangebots. Das wesentliche, was sie uns sagt, betrifft die allgemeine Richtung, in die der Prozeß gehen wird: Bei Vorliegen von Überschußnachfrage nach oben, bei einem Überschußangebot nach unten. In der einfachsten und allgemeinsten Version dieser aus dem „Gesetz“ von Angebot und Nachfrage abgeleiteten Aussage ist die Veränderungsrate des Marktpreises  $P$  direkt proportional zur Größe der — ungelagten oder gelagten — Überschußnachfrage ( $Q^d - Q^s$ ) auf dem betreffenden Markt (s. z. B. B. Hansen, 1970, Kap. 2):

$$(1) \quad \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} = k (Q^d - Q^s)_{t-j} = k X_{t-j} \quad j = 0, 1/2, 1, \dots, n$$

wobei  $k$  eine positive Konstante,  $Q^d$  die Nachfrage und  $Q^s$  das Angebot bei einem bestimmten Preis darstellen. Diese Reaktionshypothese ist in Figur 1 durch die Reaktionskurve  $MM$  dargestellt. Sie verläuft durch den Ursprung des  $DP_t/X_{t-j}$ -Koordinatensystems, wobei  $DP_t \equiv (1/P) (dP/dt)$  die laufende Preisinflationsrate und  $X_{t-j} \equiv (Q^d - Q^s)_{t-j}$  die Überschußnachfrage in Periode  $t - j$  bezeichnen. Diese einfache Anpassungsfunktion ist symmetrisch und unterstellt eine relativ hohe Anpassungsgeschwindigkeit der Preise auf Änderungen der Marktbedin-

---

\* Diese Arbeit wurde am Volkswirtschaftlichen Institut der Universität Bern erstellt. Die letzte Überarbeitung erfolgte in der Abteilung Volkswirtschaft des Schweizerischen Bankvereins, Basel.

gungen bzw. Überschußnachfrage  $X_{t-j}$ . So führt z.B. das Entstehen einer Überschußnachfrage in Höhe von  $X_1$  in der Periode  $t - j$  zu einem Anstieg des Preisniveaus in der laufenden Periode um  $DP_1$  Prozent. Fällt  $X$  wieder auf Null, so fällt auch die Inflationsrate wieder auf Null, mit einem Lag von  $j$  Perioden.

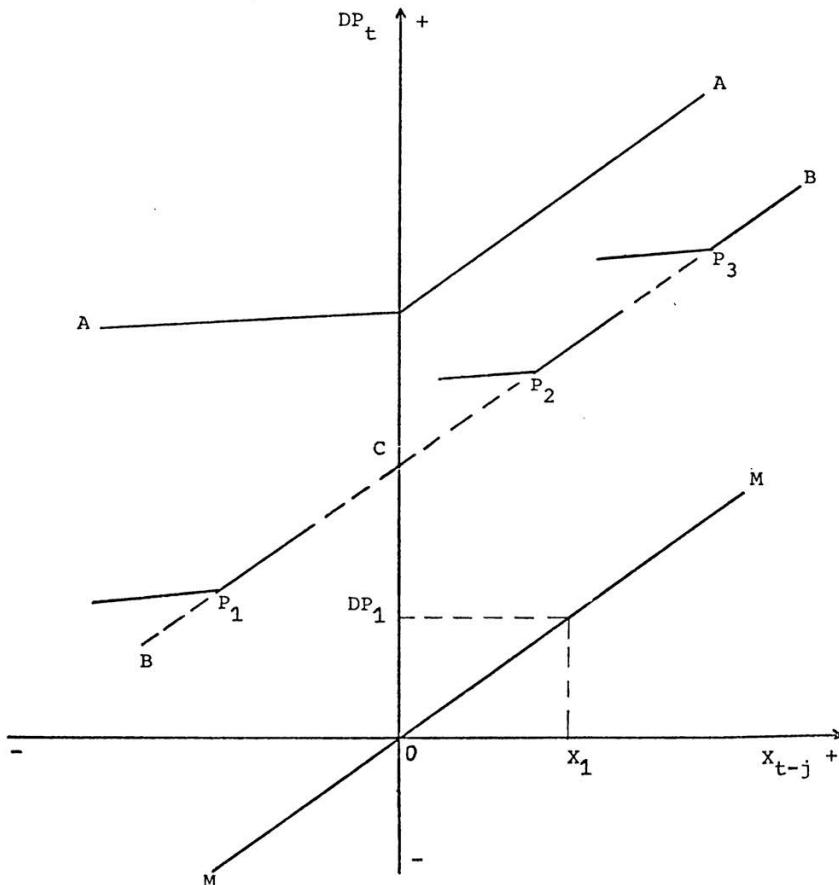


Fig. 1: Symmetrische und asymmetrische Preisreaktionskurven

Empirische Studien zeigen jedoch, daß die Anpassung von Löhnen und Preisen nicht nach diesem einfachen Mechanismus erfolgt. Die empirischen Reaktionskurven — welche wir auch als modifizierte Phillipskurven bezeichnen können — gehen i. a. R. nicht durch den Ur-

sprung von  $DP_t/X_{t-j}$ , sondern schneiden — zumindest in Regressionen für die letzten 20 - 30 Jahre — die Ordinate  $DP_t$  eindeutig im positiven Bereich (z. B. in Punkt C der gestrichelten Kurve BB in Figur 1). Nicht eindeutig hingegen sind die Ergebnisse in bezug auf Änderungen in der Steigung der Reaktionskurven. Manche empirische Studien finden eine zunehmende Sensibilität von Löhnen und/oder Preisen auf Änderungen der Marktbedingungen, andere wiederum entdecken zunehmende Preis- und Lohninflexibilität. Als Beispiele seien die beiden Arbeiten von *M. L. Wachter* (1976) und *R. E. Hall* (1975) über die Flexibilität der Lohninflationsrate in den U. S. A. der Nachkriegszeit erwähnt. Bei der Beurteilung solcher Flexibilitätsanalysen ist wichtig zu beachten, daß eine Interdependenz besteht zwischen der Größe der Steigung der Reaktionskurven und der Länge des gewählten Lags ( $j$ ) für die spezifische Überschußnachfrage  $X_{t-j}$ . In vielen empirischen Fällen erfolgt die Anpassung von Löhnen und Preisen stark verzögert, so daß sie in der laufenden Periode ( $j = 0$ ) nicht signifikant auf die laufende Überschußnachfrage reagieren, weder nach unten noch nach oben. (Dies war in unserer Untersuchung auf mehreren Märkten in Deutschland der Fall.) Mit anderen Worten: Für  $j = 0$  in Figur 1 (also in einer  $DP_t/X_t$ -Ebene) würde die entsprechende Preisreaktionskurve horizontal verlaufen. Dies ändert sich i. a. R., wenn die Überschußnachfrage mit einem Lag in die Regressionsgleichung eingeht. So ergab sich speziell bei unseren Untersuchungen, daß „horizontale“ Preisreaktionskurven in bezug auf die laufende Überschußnachfrage zu Preisreaktionskurven mit signifikant positiver Steigung wurden, wenn — bei Verwendung von Jahreswerten — die Überschußnachfrage um ein halbes Jahr oder ein ganzes Jahr gelagt eingeführt wurde. Es erstaunt daher nicht, wenn manche Autoren für dieselbe Schätzperiode und dasselbe Land zu unterschiedlichen (In-)Flexibilitätsaussagen kommen. Hinzu kommt, daß die „Überschußnachfrage“ anhand verschiedener alternativer Indikatoren gemessen werden kann, so daß sich die Ergebnisse auch aus diesem Grund unterscheiden. Der Begriff der Preis- und Lohnflexibilität ist m. a. W. sehr relativ; er ist jeweils bezogen auf eine ganz bestimmte definierte, verzögerte oder unverzögerte Überschußnachfrage.

Die obigen Ausführungen sind Ausdruck des bereits eingangs erwähnten Mangels an einem gesicherten theoretischen Rahmen, aus dem Implikationen für Preisanpassungsprozesse ableitbar wären. Während die der Formulierung von Gleichung (1) zugrundegelegten Marktnachfrage- und -angebotskurven aus der Aggregation individueller Nachfrage und -Angebotsfunktionen (unter bestimmten Annahmen bei der Aggregation) herleitbar sind, wobei letztere aus individuellen Maximierungsprinzipien abgeleitet werden, bleiben die Ausführungen über den Anpassungsprozeß im wesentlichen ad hoc und spiegeln anschein-

nend niemandens maximierendes Verhalten wider (vergl. z. B. *R. Barro*, 1972). Als Einflußfaktoren im Anpassungsprozeß (umschrieben mit den oft inhaltlich nicht näher ausgefüllten Begriffen „Marktunvollkommenheiten“ oder „institutionelle Faktoren“) werden z. B. genannt:

- Preis- und Lohnerwartungen;
- Existenz monopolistischer bzw. kartellistischer Preissetzungspraktiken auf Güter- und Arbeitsmärkten (s. z. B. *S. Ross* und *M. Wachter*, 1973, und *G. Haberler*, 1977) und die Idee vom „Verteilungskampf autonomer Gruppen“ (vgl. dazu die Kritik von *W. Fautz*, 1978);
- Kosten der Informationsgewinnung über Umfang und Dauer der Marktänderung (s. z. B. die Arbeiten in *E. Phelps*, 1970, und *B. McCallum*, 1977);
- explizite und implizite Kontrakte über eine Zeitspanne von mehreren Perioden und relativ hohen Änderungskosten.

In der empirischen Literatur finden wir entsprechend eine Vielzahl von Schätzansätzen. Ein häufig verwendetes Ausgangspunkt ist — in allgemeiner Form — der folgende Regressionsansatz:

$$(2) \quad DP_t = \gamma_0 + \gamma_1 DP_t^e + \gamma_2 X_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

Dabei bezeichnet  $DP_t^e$  die erwartete Preisinflationsrate. Sie wird angenähert durch eine oder mehrere verzögerte tatsächliche Inflationsraten, je nach der jeweils verwendeten Erwartungsbildungshypothese.  $\varepsilon_t$  ist eine Störgröße mit den üblichen Eigenschaftsannahmen im klassischen linearen Regressionsmodell (analoges gilt für alle folgenden Schätzansätze). Eine zu (2) analoge Formulierung wird für die Untersuchung des Verhaltens der Löhne verwendet. Die abhängige Variable ist dabei die Lohninflationsrate  $DW_t$ , und die erwartete Inflationsrate wird entweder durch die erwartete Preisinflationsrate wie oben repräsentiert (in diesem Fall ist die Konstante  $\gamma_0$  im wesentlichen ein Ausdruck des durchschnittlichen Produktivitätswachstums) oder aber durch die erwartete Lohninflationsrate. Für „offene Volkswirtschaften“ wird (2) im allgemeinen um die Veränderungsrate der Importpreise (oder Rohstoffpreise)  $DIM_t$  erweitert:

$$(3) \quad DP_t = \gamma_0 + \gamma_1 DP_t^e + \gamma_2 X_{t-j} + \gamma_3 DIM_t + \varepsilon_{2t} .$$

## B. Die asymmetrische Preis(Lohn-)reaktionshypothese (ASP-Hypothese)

### I. Allgemeine Charakterisierung und Festlegung konkreter Regressions- und Testansätze

Nach dieser allgemeinen Einleitung wenden wir uns der hier interessierenden spezifischen Hypothese vom asymmetrischen Preis- und Lohnverhalten zu. Sie ist eine Kombination der in Figur 1 besprochenen Fälle. Diese Hypothese behauptet, daß Löhne und/oder Preise zwar „nach oben“ flexibel seien, jedoch nicht oder in wesentlich geringerem Maße „nach unten“. Sie ist ziemlich populär. Sie findet sich in ökonomischen Textbüchern in den Kapiteln über Keynesianische oder Neo-Keynesianische Makroökonomie (s. z. B. *W. Branson*, 1972, Kap. 8, *R. Crouch*, 1972, Kap. 10), vor allem aber in der umfangreichen Literatur zur Lohn- und Preisinflation (s. z. B. *R. Ball* und *T. Burns*, 1976; *R. Barro* und *H. Grossmann*, 1976, Kap. 5; *G. Bombach*, 1973; *G. Haberler*, 1977; *J. Hicks*, 1974, Kap. 3; *A. Jones*, 1973; und *C. Mulvey*, 1978, Kap. 9 und 11). So schreibt z. B. *J. Hicks* (1974, S. 70) in Bezug auf die Nominallöhne:

„But in the old days those wages which rose in the boom, fell in the slump; now they rise in the boom but in the (moderated) slump they do not fall“.

Die Hypothese vom asymmetrischen Preis- und Lohnverhalten (im folgenden kurz als ASP-Hypothese bezeichnet) kann auch als aus zwei Teilstudien bestehend betrachtet werden. Die eine Teilstudie postuliert, daß die Preise (und Löhne) „nach oben“ flexibel sind, die entsprechenden Anpassungskoeffizienten also signifikant verschieden von Null sind. Die andere Teilstudie besagt, daß die Preise (und Löhne) „nach unten“ inflexibel oder rigide sind, d. h., die entsprechenden Anpassungskoeffizienten nicht verschieden von Null sind oder — alternativ — signifikant positiv, jedoch größtmäßig signifikant kleiner sind als jene „nach oben“.

Aufgrund der ersten Teilstudie und dem weiter oben in der allgemeinen Einleitung über die Interdependenz von Laglänge von  $X$  und der Steigung der Reaktionskurven gesagten ist es erforderlich, jene verzögerte Überschußnachfrage festzustellen, auf die Preise (Löhne) zumindest nach oben in signifikanter Weise reagieren. Dies ist dann jene Überschußnachfrage, in bezug auf die die Asymmetriethese getestet werden soll.

Die allgemeine Formulierung der ASP-Hypothese läßt aufgrund der vagen Ausdrücke „flexibel nach oben“ bzw. „flexibel nach unten“ zumindest zwei konkrete Formulierungen zu. In einem Fall — Formulierung A — bezieht sich „nach oben“ auf den positiven Bereich der je-

weiligen Variablen für die Überschußnachfrage (also für den Bereich  $X_{t-j} > 0$ , wobei  $j$  jene Laglänge bezeichnet, für die der entsprechende Reaktionskoeffizient für den positiven Bereich von  $X$  signifikant positiv ist). Entsprechend bezieht sich der Ausdruck „nach unten“ auf den negativen Bereich der jeweiligen Überschußnachfrage  $X_{t-j}$ , genauer: auf den Bereich  $X_{t-j} \leq 0$ . Formulierung A der ASP-Hypothese ist durch die Kurve AA in Figur 1 dargestellt.

Für den Test der Formulierung A ist folgender Schätzansatz geeignet:

$$(4) \quad DP_t = \alpha_0 + \alpha_1 DP_t^e + \alpha_2 X_{t-j} + \alpha_3 X_{t-j} \cdot Z_{t-j} + \varepsilon_{3t}$$

wobei  $Z_{t-j} \begin{cases} = 1, & \text{wenn } X_{t-j} \leq 0 \\ = 0, & \text{wenn } X_{t-j} > 0 \end{cases}$ .

$DP_t$  bezeichnet die Preisinflationsrate in der laufenden Periode  $t$ ,  $DP_t^e$  die in  $t$  erwartete Preisinflationsrate und  $X_{t-j}$  die gelagte Überschußnachfrage auf dem betreffenden Markt. Diese wird hier gemessen werden als Differenz zwischen der aktuellen Wachstumsrate einer Periode und der betreffenden Trendwachstumsrate.  $Z_{t-j}$  ist eine Dummy-Variable mit der angegebenen Spezifikation.

Entsprechend folgt für die uns hier besonders interessierenden Reaktionsmuster:

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial (DP_t)}{\partial X_{t-j}} \right|_{X_{t-j} > 0} &= \alpha_2 \\ \left. \frac{\partial (DP_t)}{\partial X_{t-j}} \right|_{X_{t-j} \leq 0} &= \alpha_2 + \alpha_3. \end{aligned}$$

Der Test auf ein asymmetrisches Preisverhalten ist äquivalent mit dem Test, ob  $\alpha_3$  signifikant verschieden von Null ist. Die Erwartung der asymmetrischen Hypothese ist, daß  $\alpha_3$  signifikant verschieden von Null und negativ ist. Wir wollen sie gegen die Alternativhypothese testen, daß der Reaktionskoeffizient für die beiden Überschüßsituationen positiv und nicht signifikant verschieden ist, d. h., daß  $\alpha_3 = 0$  ist (symmetrische und signifikante Abhängigkeit der Preise von Marktbedingungen).

In der anderen Formulierung B bezieht sich „nach oben“ auf die *Zunahme* und „nach unten“ auf eine *Abnahme* der wirtschaftlichen Aktivität, und zwar unabhängig davon, ob diese Veränderungen im positiven oder im negativen Bereich von  $X_{t-j}$  erfolgen. Diese „ratchet-effects“ sind in Figur 1 entlang der gestrichelten Linie BB in Form von

drei „Widerhaken“ in den Punkten  $P_1$ ,  $P_2$  und  $P_3$  dargestellt. Es wurde dabei also angenommen, daß alle Reaktionskurven „nach oben“ dieselbe Steigung und — wenn bis zur Ordinate  $DP_t$  verlängert — denselben Ordinatenabschnitt aufweisen.

Die Veränderungen der Wirtschaftsaktivität können wir z. B. messen an den Bewegungen der aktuellen realen Wachstumsrate des betreffenden Marktes oder wiederum an den Bewegungen der um das Trendwachstum bereinigten realen Wachstumsraten ( $X$ ). Wir wählen letztere Möglichkeit. Entsprechend lautet der Schätzansatz für  $B$ :

$$(5) \quad DP_t = \beta_0 + \beta_1 DP_t^e + \beta_2 X_{t-j} + \beta_3 X_{t-j} \cdot V_{t-j} + u_t$$

$$\text{wobei } V_{t-j} \begin{cases} = 1, \text{ wenn } X_{t-j} \leq X_{t-j-1} \\ = 0, \text{ wenn } X_{t-j} > X_{t-j-1} \end{cases}.$$

Dieser Ansatz unterscheidet sich von (4) nur durch die anders spezifizierte Dummy-Variable  $V_{t-j}$ . Entsprechend folgt für die uns interessierenden Reaktionsmuster:

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial (DP_t)}{\partial X_{t-j}} \right|_{X_{t-j} > X_{t-j-1}} &= \beta_2 \\ \left. \frac{\partial (DP_t)}{\partial X_{t-j}} \right|_{X_{t-j} \leq X_{t-j-1}} &= \beta_2 + \beta_3. \end{aligned}$$

Der Test auf asymmetrisches Preisverhalten bezieht sich analog auf  $\beta_3$ . Die Erwartung der ASP-Hypothese ist wiederum, daß  $\beta_3$  signifikant verschieden von Null und negativ ist. Die Alternativhypothese postuliert analog zu Formulierung A:  $\beta_3 = 0$  und  $\beta_2$  signifikant positiv.

Die Schätz- und Testsituation wurde oben in bezug auf das *Preisverhalten* auf einem Gütermarkt dargestellt. Ganz analog ist die Situation für das *Lohnverhalten* auf einem Arbeitsmarkt, wobei wir für die Messung der Überschußnachfrage nicht einen der Variablen  $X_{t-j}$  entsprechenden Ausdruck für den jeweiligen Arbeitsmarkt verwenden, sondern wiederum die Größe  $X_{t-j}$  (also die Überschußnachfrage auf den entsprechenden Gütermarkt) verwenden<sup>1</sup>. Damit erscheint also in der Lohngleichung eines Marktes dieselbe Variable für die Überschußnachfrage wie in der entsprechenden Preisgleichung. Für die erwartete Inflationsrate  $DP_t^e$  in der Lohngleichung verwendeten wir sowohl eine

<sup>1</sup> Dies ist vor allem auf ein entsprechendes Datenproblem in bezug auf disaggregierte Arbeitsmärkte zurückzuführen.

Preisvariable (z. B. erwartete Änderung des Konsumentenpreisindexes) oder eine erwartete Lohninflationsgleichung  $DW_t^e$ .

Was die uns interessierende Hypothese über asymmetrisches Verhalten von Marktpreisen betrifft, so scheint sie in bezug auf die aufgezählten „Marktunvollkommenheiten“ beim Anpassungsprozeß zu unterstellen, daß diese „institutionellen Charakteristika“ einen „Bias“ aufweisen. Konkret: Märkte mit nicht-administratierten Preisen in Situationen mit Überschußnachfrage werden zu Märkten mit administrierten Preisen in Überschußangebotssituationen, die o. a. Kosten der Informationsgewinnung werden als geringer in Überschuß- als in Rezessionszeiten angesehen, und die Wahrscheinlichkeitsverteilung in bezug auf die wirtschaftspolitischen Maßnahmen erscheint stark nach der expansiven Seite hin verzerrt.

Die bis jetzt erwähnte Literatur bezieht die These eines asymmetrischen Lohnverhaltens auf die *nominellen* Löhne. Einige Arbeiten diskutieren diese These jedoch auch in bezug auf die Reallöhne (s. A. Jones, 1973, Kap. 1; J. Hicks, 1976). Im folgenden schließen wir uns der ersten Interpretation der These an, die der Mehrheit der einschlägigen Autoren entspricht.

## II. Stabilitätspolitische Implikationen

Aufgrund der These des asymmetrischen Lohn- und Preisverhaltens werden stabilitätspolitisch bedeutsame Aussagen abgeleitet. Beispiel: Gegeben sei ein bestimmter Zyklus der ökonomischen Aktivität mit ungefähr gleich langen Rezessions- und Hochkonjunkturperioden. Wird die Richtigkeit der ASP-Hypothese unterstellt, so folgt, daß über einen Zyklus hinweg gemessen die durchschnittlichen Lohn- und Preisinflationsraten höher sind als bei symmetrischem Preis- und Lohnverhalten (säkularer inflationärer „Bias“). Dies gilt um so mehr, je inflexibler Löhne und Preise nach unten sind. Restriktive stabilitätspolitische Versuche, die diesen inflationären Bias bzw. — um mit dem deutschen Sachverständigenrat zu sprechen — diesen „unvermeidlichen“ Teil der Inflationsrate nicht berücksichtigen, würden zu unnötig hohen Opfern an Arbeitslosigkeit und Wachstumsverlusten führen.

Die Furcht vor den postulierten Folgen wirkt sich insbesondere auf das Verhalten von zwei Gruppen, die bei wirtschaftspolitischen Entscheidungen mitwirken, aus. Das sind einmal die wissenschaftlichen Berater, zum anderen die stimmenmaximierenden Politiker. Beide Gruppen tendieren dazu, gegen eine zu harte und länger andauernde restriktive Stabilitätspolitik einzutreten (s. in bezug auf die erstgenannte Gruppe z. B. Jahresgutachten des deutschen Sachverständigenrats, 1972, Ziff. 467 f. und Ch. Schultze, Vorsitzender des Council of Economic

Advisers unter Präsident Carter<sup>2</sup>). Eine Folge der ASP-Hypothese ist somit, daß nur halbherzig Antiinflationspolitik betrieben wird und die Inflation so zu einem hartnäckigen Problem wird (s. dazu K. Brunner, 1978). Hier liegt die wirtschafts- und gesellschaftspolitische Relevanz der folgenden empirischen Untersuchung.

Im folgenden wollen wir den zahlreich vorgebrachten Gründen für die Asymmetrie nicht länger nachgehen. Wir werden stattdessen lediglich untersuchen, ob das Phänomen des asymmetrischen Preis- und Lohnverhaltens überhaupt existiert oder ob es nur ein theoretisches Konstrukt ist, das dazu dient, eine bestehende offene Stelle in einer Argumentationskette (z. B. der Erklärung der Stagflation) auf eine intellektuell bequeme Art und Weise, d. h. ohne empirische Absicherung, zu schließen.

Wir berichten nun über unsere empirischen Ergebnisse für die Güter- und/oder Arbeitsmärkte in sechs „Wirtschaftsbereichen“ der Bundesrepublik Deutschland aufgrund von Jahreswerten aus der Periode 1952 - 77.

### **C. Empirische Analyse der ASP-Hypothese für Deutschland**

#### **I. Schätz- und Testergebnisse für die Periode 1954 - 77**

Die Märkte der sechs Wirtschaftsbereiche, die wir für die Periode 1954 - 77 untersuchen wollen, sind:

1. Die gesamtwirtschaftlichen Güter- und Arbeitsmärkte
2. Die industriellen Güter- und Arbeitsmärkte
3. Die Güter- und Arbeitsmärkte im Einzelhandelssektor
4. Die Güter- und Arbeitsmärkte im Großhandelssektor
5. Der Markt für Konsumgüter
6. Der Markt für Bauleistungen.

Die Aufteilung in diese sechs Märkte wurde in einem wesentlichen Ausmaß durch die Verfügbarkeit relevanter Daten „erzwungen“. Aus der Vielzahl der durchgeföhrten Regressionen geben wir hier nur die „besten“ wider, d. h. die mit relativ hohen Werten für das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) und geringster Autoregression in den Residuen (gemessen am Wert für die Durbin-Watson-Statistik). In mehreren Fällen mußten wir wegen der Tendenz zu (vor allem negativer) Autoregression explizit einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung in den Residuen einführen. Die Schätzung wurde in diesen Fällen nach der iterativen

<sup>2</sup> Vergleiche den Bericht „Administration Carter gegen Wachstumsverlangsamung“, Neue Zürcher Zeitung v. 28. 7. 1978, S. 17.

Methode von *Hildreth-Lu* durchgeführt (siehe die Anmerkungen zu den folgenden Tabellen). Alle übrigen Schätzergebnisse sind OLS-Schätzungen.

Einige Bemerkungen zur Berechnung unserer Überschünnachfrage-Variablen  $X_t$  sind noch nötig. Diese ist hier definiert als Differenz der Wachstumsrate der realen Produktion in einer Periode zur jeweiligen Trendwachstumsrate. Wählen wir als Notationsbeispiel den Markt des realen Bruttonsozialprodukts ( $G$ ), dann gilt  $X(G)_t \equiv XG_t = DG_t - DGF_t$ , wobei  $DG_t$  die reale Wachstumsrate von  $G$  in der Periode  $t$  und  $DGF_t$  die entsprechende Trendwachstumsrate darstellt. Das Bild der Wachstumsraten der Nachkriegszeit auf allen hier untersuchten Märkten deutet auf einen hyperbelförmigen Trend hin. Unter den verschiedenen Möglichkeiten, eine solche Trendform zu schätzen, ergab sich die beste Annäherung mit folgendem Ansatz (hier wiederum bezogen auf  $G$ ):

$$(6) \quad DG_t = \alpha + \beta \log(t) + \varepsilon_t .$$

Diese Gleichung wurde für alle sechs Märkte, i. d. R. für die Periode 1952 - 77 geschätzt und ihre gefitteten Werte ergaben die Trendwachstumsraten (z. B. hier  $DGF_t$ ). Analoges gilt für die in den Punkten 2 - 6 erwähnten Märkte.

Wir kommentieren nun die Ergebnisse für jeden „Markt“ separat. Für eine genaue Definition aller Variablen sei der Leser auf den Anhang verwiesen, in dem auch die Quellen der verwendeten Daten angegeben sind. Wir experimentierten jeweils mit drei verzögerten Werten von  $X$ :  $X_{t-1/2}$ ,  $X_{t-1}$  und  $X_{t-2}$ . Für alle Variablen wurden Jahreswerte herangezogen.

### 1. Die aggregierten Güter und Arbeitsmärkte

Beginnen wir mit den beiden aggregierten Güter- und Arbeitsmärkten. Die entsprechenden Schätzergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefaßt. Für die Gleichungen (1) bis (3) ist die Abhängige Variable die Wachstumsrate des Preisindexes für das Bruttonsozialprodukt (aggregierte Preisinflationsrate  $DPG_t$ ). Die Gleichungen (4) bis (13) beziehen sich auf die Inflationsrate der effektiv bezahlten Löhne und Gehälter in der Gesamtwirtschaft ( $DWG_t$ ) und die Gleichungen (13) bis (18) auf die Inflationsrate der entsprechenden Tariflöhne und -gehälter ( $DWGT_t$ ). Bei den Gleichungen für  $DWG_t$  berichten wir über die Ergebnisse mit drei alternativen Proxivariablen für die erwartete Inflationsrate, und bei den Gleichungen für  $DWGT_t$  wurde die Überschünnachfrage einmal mit einer Verzögerung von einem halben Jahr und dann auch mit einer solchen von einem Jahr verwendet. Für jede solche Variablenkonstellation wurden drei Schätzungen durchgeführt: Die erste ohne

Differenzierung der Überschußnachfragevariablen  $XG$  in positive und negative Überschußnachfragen (siehe Gleichungen 2 bzw. 3 weiter oben); die zweite mit einer Differenzierung analog der allgemeinen Ausführungen zu Gleichung (4) weiter oben, d. h., unter Verwendung der Dummy-Variablen  $Z$ ; die dritte Schätzung unter Verwendung der alternativen Dummy-Variablen  $V$  analog zu den Ausführungen zu Gleichung (5) oben. In bezug auf die Notationsweise muß angemerkt werden, daß den  $Z$ - und  $V$ -Variablen das Symbol des jeweiligen „Marktes“ beigefügt wird (hier  $G$ ), in bezug auf den sie ihre Wertezuteilung erhielten. Diese ist i. a. R. für jeden Markt verschieden.

Die Schätzungen der ersten Gruppe mit der Wachstumsrate des Preisdeflators des Bruttosozialprodukts ( $DPG_t$ ) als zu erklärender Variablen bezieht sich auf die Periode 1954 - 77. Als erwartete Inflationsrate fungiert die um ein halbes Jahr verzögerte Inflationsrate  $DPG_{t-1/2}$ . Die Schätzergebnisse zeigen, daß die Inflationsrate  $DPG_t$  am systematischsten mit einem Lag von einem Jahr auf Konjunkturschwankungen (Änderungen der Überschußnachfrage  $XG$ ) reagiert. Der Koeffizient ist in allen drei Gleichungen signifikant verschieden von Null — wir wählen hier durchwegs ein Signifikanzniveau von 5 % — und weist das erwartete positive Vorzeichen auf. M. a. W.: Die Preise sind nach oben — mit einem Lag von 1 Jahr — flexibel, und zwar mit (Gleichungen 2 und 3) oder ohne (Gleichung 1) Differenzierung der Überschußnachfrage. Nach Gleichung (1) führt eine Erhöhung der laufenden Wachstumsrate des realen Bruttosozialprodukts um einen Prozentpunkt zu einer Erhöhung der Inflationsrate  $DPG$  um ca. ein Viertel dieser Änderung in der nächsten Periode (Jahr). Ist diese Reaktion der Preise auf diesem Markt nun symmetrisch oder asymmetrisch? Die Signifikanzverhältnisse der Koeffizienten von  $(XG \cdot ZG)_{t-1}$  und von  $(XG \cdot VG)_{t-1}$  und ihre Vorzeichen geben uns darüber nähere Auskunft. Obwohl beide das erwartete negative Vorzeichen aufweisen, sind beide nicht signifikant verschieden von Null. Das bedeutet, daß die Preisreaktion auf eine Änderung der Nachfrage in signifikanter Weise unabhängig davon ist, ob diese Änderung in einer Phase positiver oder negativer Überschußnachfrage stattfindet (Gleichung 2) und unabhängig davon, ob diese Änderung nach oben oder nach unten erfolgt (Gleichung 3).

Ähnliche Testresultate erhalten wir auch für das Verhalten der aggregierten Effektivlöhne und -gehälter. Die entsprechenden Gleichungen (4) bis (12) zeigen — unabhängig von der jeweils gewählten Proxi-variablen für die erwartete Inflationsrate — ebenfalls positive und stark signifikante Koeffizienten der relevanten Überschußnachfrage (hier  $XG_{t-1/2}$ ), während alle Koeffizienten der beiden Produkte  $(XG \cdot ZG)_{t-1/2}$  und  $(XG \cdot VG)_{t-1/2}$  nicht signifikant sind. Das Analoge gilt sogar auch für das Verhalten der volkswirtschaftlichen Tariflöhne

Tabelle 1: Schätzergebnisse für die gesamte Volkswirtschaft

Abhängige Variable: $DPG_t$ ; Periode: 1954 - 77								
Nr.	Konst.	$DPG_{t-1/2}$		$XG_{t-1}$	$(XG \cdot ZG)_{t-1}$	$(XG \cdot VG)_{t-1}$	$R^2$	D.W.
(1)	.32 (1.44)	.93 (17.27)		.24 (5.40)			.91	1.85
(2)	.18 (.66)	.93 (17.17)		.31 (3.40)	-.13 (.85)		.92	1.96
(3)	.25 (.96)	.93 (16.93)		.28 (3.35)		-.07 (.56)	.92	1.92

Abhängige Variable: $DWG_t$ ; Periode: 1954 - 77									
	$DPG_t$	$DPG_{t-1/2}$	$DWG_{t-1/2}$	$XG_{t-1/2}$	$(XG \cdot ZG)_{t-1/2}$	$(XG \cdot VG)_{t-1/2}$			
(4)	4.55 (16.05)	.98 (14.71)		.74 (10.01)			.90	1.99	
(5)	4.63 (13.00)	.98 (14.29)		.69 (4.19)	.11 (.38)		.90	1.99	
(6)	4.81 (14.18)	.95 (13.34)		.51 (3.01)			.38 (1.55)	.91	1.78
(7)	4.84 (9.07)		.92 (7.14)	.98 (7.34)			.81 (.38)	.81	2.18
(8)	4.78 (7.59)		.92 (6.97)	1.02 (3.97)	-.08 (.19)			.81	2.20
(9)	5.06 (9.20)		.90 (7.04)	.75 (3.49)	.38 (1.31)			.82	2.11

	Abhängige Variable: DWGT <sub>t</sub> ; Periode: 1958 - 77.	
	DPG <sub>t-1/2</sub>	XG <sub>t-1/2</sub>
(10)	.99 (1.69)	.88 (12.99)
(11)	.59 (1.00)	.89 (14.26)
(12)	1.11 (1.62)	.87 (11.61)
(13)	2.25 (3.13)	1.43 (8.85)
(14)	2.07 (2.50)	1.43 (8.66)
(15)	2.28 (2.91)	1.43 (8.38)
(16)	3.13 (4.86)	1.22 (8.43)
(17)	2.87 (3.61)	1.23 (8.28)
(18)	3.00 (3.73)	1.23 (7.97)
		(XG · ZG) <sub>t-1/2</sub>
		(XG · VG) <sub>t-1/2</sub>
		(XG · ZG) <sub>t-1</sub>
		(XG · VG) <sub>t-1</sub>
		XG <sub>t-1</sub>
		.69 (4.64)
		.81 (2.79)
		.66 (2.40)
		.55 (5.50)
		.65 (2.88)
		.59 (2.82)
		.24 (.49)
		.20 (.56)
		.05 (.14)
		.08 (.27)
		.84 .84
		1.92 1.92
		.84 .84
		1.95 1.95
		.84 .84
		1.91 1.91
		.87 2.22
		.87 2.18
		.87 2.22

*Anmerkung:* In Klammern unter den Koeffizienten sind die t-Werte angegeben. D. W. steht für die Durbin-Watson-Statistik. Die Gleichungen (7) - (9) und (13) - (18) sind OLS-Schätzungen. Bei der Schätzung der übrigen Gleichungen wurde wegen einer Neigung zu negativer Autoregression angenommen, daß die Störvariablen durch die Gleichung  $e_t = e_{t-1} + \xi_t$  miteinander verbunden seien. Es wurde mit dem Hildreth-Lu-Verfahren geschätzt. — Es sei noch angemerkt, daß für jene Gleichungen, in welchen die abhängige Variable in verzeigerter Form auch als unabhängige Variable vorkommt, in der Literatur vorgeschlagen wird, eine modifizierte D. W.-Statistik — die h-Statistik — zu verwenden. Unser Computer-Programm wies diese Statistik jedoch nicht aus. Aus Kostengründen sahen wir von der separaten Berechnung dieser Größe ab, zumal sie die uns hier hauptsächlich interessierenden Ergebnisse nicht wesentlich beeinflußt hätte.

und -gehälter. Die Schätzergebnisse für die Periode 1958 - 77 der Gleichungen (13) bis (18) zeigen unabhängig davon, ob wir die Überschußnachfrage um ein halbes oder ein ganzes Jahr verzögert einführen, daß die entsprechenden Produkte aus  $XG$  und den beiden Proxivariablen keine signifikanten Koeffizienten aufweisen<sup>3</sup>. Damit muß die These von einem asymmetrischen Verhalten der Löhne und Preise für diese „Märkte“ als eindeutig empirisch nicht bestätigt zurückgewiesen werden.

Es sei noch auf die durchwegs hochsignifikanten Koeffizienten der erwarteten Preisvariablen in Tabelle 1 hingewiesen. In der Mehrzahl der Fälle sind sie nicht signifikant verschieden von Eins. Die Werte für die Konstante in den Gleichungen (4) bis (9) geben annäherungsweise Aufschluß über die Größenordnung der Wachstumsrate der volkswirtschaftlichen Arbeitsproduktivität. Sie lag für die Periode 1954 - 77 im Durchschnitt bei etwa 4 Prozent.

Ein interessantes Nebenergebnis der Schätzungen in Tabelle 1 ist auch, daß durchweg die Lohninflationsrate sensitiver auf Marktänderungen zu reagieren scheint als die Preisinflationsrate. Dies ergibt sich aus den durchwegs höheren Koeffizienten als auch aus dem kürzeren Lag der relevanten Überschußnachfragevariablen in den Lohngleichungen (einschließlich jener für die Tariflöhne) gegenüber jenen in den Preisgleichungen.

## 2. Die Industrie

Die ersten disaggregierten Märkte, die wir in bezug auf das Lohn- und Preisverhalten betrachten wollen, sind die Märkte für Güter und Dienstleistungen im Bereich der gesamten Industrieproduktion in der BRD (Tabelle 2).

Wie im vorhergehenden Fall versuchten wir auch für diese Märkte, die asymmetrische Preisreaktionshypothese in bezug auf das Verhalten dreier Preisvariablen zu testen: der Erzeugerpreis industrieller Produkte (s. Schätzgleichungen 1 - 3), der effektiv bezahlten Bruttostundenlöhne der Arbeiter (Männer und Frauen) in der Industrie (s. Gleichungen 4 - 12) und der Tariflöhne und -gehälter im Produzierenden Gewerbe (s. Schätzergebnisse 13 - 18). Jede Variablenkonstellation wurde wiederum auf die o. a. dreifache Art und Weise geschätzt. In den Gleichungen für die Wachstumsrate der industriellen Erzeugerpreise ( $DPI_t$ ) wurden neben der erwarteten Inflationsrate (repräsentiert durch  $DPI_{t-1/2}$ ) und der um ein halbes Jahr verzögerten Überschußnachfrage  $XI_{t-1/2}$  auch noch die laufende Veränderungsrate der Importpreise

<sup>3</sup> Dies spricht nebenbei bemerkt gegen die These, daß Tariflöhne „autonom“ gesetzt würden, d. h., unabhängig von Marktbedingungen. Siehe für weitere diesbezügliche Aspekte W. Fautz (1979).

( $DIM_t$ ) als erklärende Variablen berücksichtigt. Letztere Variable liefert einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Variation der Industriegüterpreise. Dies gilt nicht in bezug auf die Mehrzahl der übrigen in dieser Studie zu erklärenden Preisvariablen, ein Grund, weshalb wir in zwei Tabellen die Schätzergebnisse mit dieser Variablen  $DIM_t$ , aufführen.

Unser Hauptinteresse bei Tabelle 2 gilt wiederum den Vorzeichen der Überschußnachfrage  $XI_{t-1/2}$  und der beiden Produkte  $(XI \cdot ZI)_{t-1/2}$  und  $(XI \cdot VI)_{t-1/2}$ . In Gleichung (1) ist der Koeffizient der Überschußnachfrage signifikant verschieden von Null. Sobald wir jedoch eine Aufteilung in positive und negative Überschußnachfragen vornehmen (Gleichung 2 in Tabelle 2), wird der Koeffizient der positiven Überschußnachfrage nicht signifikant und jener der negativen Überschußnachfrage bleibt signifikant. Letzterer zeigt jedoch ein positives Vorzeichen, im Gegensatz zu demjenigen, daß die asymmetrische Preisreaktionshypothese postuliert. Mit anderen Worten: Die Industriegüterpreise scheinen nach unten nicht inflexibler, sondern im Gegenteil flexibler als nach oben zu sein. Testen wir die Hypothese mit Hilfe der alternativen Formulierung gemäß Gleichung (3), so zeigt sich kein asymmetrisches Preisverhalten. Die Koeffizienten beider Variablen  $XI_{t-1/2}$  und  $(XI \cdot VI)_{t-1/2}$  sind nicht signifikant verschieden von Null. Die Preise sind also — bezogen auf  $XI_{t-1/2}$  — nach oben und unten „träge“.

Für die Überprüfung der ASP-Theorie in bezug auf die Industrielöhne können wir uns auf die Schätzergebnisse mit 3 Varianten der Überschußnachfrage  $XI$  stützen:  $XI_t$ ,  $XI_{t-1/2}$  und  $XI_{t-1}$ . Alle Schätzungen, für die diese Überschußnachfragevariablen in nicht-differenzierter Form verwendet wurden (Gleichungen Nr. 4, 7 und 10) weisen einen diesbezüglichen positiven und signifikanten Koeffizienten aus. Dieser bleibt generell signifikant positiv, wenn die entsprechenden Gleichungen um die jeweiligen Ausdrücke mit den Dummy-Variablen ergänzt werden. Die Signifikanzverhältnisse in bezug auf die Koeffizienten dieser Ausdrücke sind ganz unterschiedlich. Während diese in den Gleichungen mit der nicht-verzögerten Variablen  $XI_t$  nicht-signifikant sind (Gleichungen 5 und 6) und damit die These vom asymmetrischen Lohnverhalten abgelehnt werden muß, ergibt sich für die Ergebnisse mit  $XI = XI_{t-1}$  die gegenteilige Situation. Nach Gleichung (11) erhöht ein Wachstum der realen Industrieproduktion um ein Prozentpunkt in der Vorperiode die laufende Lohninflationsrate im Bereich der Industrieproduktion ( $DWI_t$ ) um etwas mehr als ein Drittel dieser Änderung, wenn wir uns in Phasen positiver Überschußnachfrage befinden ( $ZI = 0$ ). Befinden wir uns jedoch in Phasen unterdurchschnittlichen industriellen Wachstums, so führt dieselbe Änderung zu einer Erhöhung der industriellen Lohninflationsrate um lediglich etwa ein Elftel.

Tabelle 2: Schätzergebnisse für den gesamten Industriesektor

Nr.	Konst.	Abhängige Variable: $DPI_t$ ; Periode: 1954 - 77					R <sup>2</sup>	D.W.
		$DPI_{t-1/2}$	$XI_{t-1/2}$	$(XI \cdot ZI)_{t-1/2}$	$(XI \cdot VI)_{t-1/2}$	$DIM_t$		
(1)	.40 (1.68)	.74 (8.01)	.20 (3.59)			.20 (4.88)	.93	1.92
(2)	.78 (2.98)	.82 (9.29)	.06 (.73)	.38 (2.49)		.17 (4.46)	.95	2.11
(3)	.51 (2.06)	.74 (8.22)	.11 (1.42)		.15 (1.44)	.20 (5.02)	.94	1.84

	Abhängige Variable: $DWI_t$ ; Periode: 1954 - 77						
	$DWI_{t-1/2}$	$XI_t$	$(XI \cdot ZI)_t$	$(XI \cdot VI)_t$			
(4)	-1.08 (1.32)	1.13 (11.94)	.25 (5.01)			.85	2.17
(5)	-1.80 (1.65)	1.18 (11.24)	.33 (3.27)	-.15 (.92)		.85	2.16
(6)	-1.53 (1.33)	1.16 (10.33)	.29 (2.84)		-.08 (.52)	.85	2.15
(7)	.32 (.63)	.96 (16.08)	.33 (8.29)			.92	2.15
(8)	-.38 (.74)	.99 (19.68)	.46 (6.73)	-.30 (2.22)		.93	2.11
(9)	.36 (.58)	.96 (14.19)	.32 (3.80)		.01 (.12)	.92	2.14

		$XI_{t-1}$	$(XI \cdot ZD)_{t-1}$	$(XI \cdot VI)_{t-1}$	
(10)	1.80 (2.43)	.79 (8.96)	.24 (5.15)		.84 2.11
(11)	.82 (1.11)	.84 (11.27)	.37 (5.47)	-.29 (2.27)	.87 1.99
(12)	.74 (1.04)	.85 (11.67)	.38 (5.98)	-.30 (2.61)	.88 2.06
Abhängige Variable: DWIT; Periode: 1959 - 77					
		$DPC_t$	$XI_{t-1}$	$(XI \cdot ZD)_{t-1}$	$(XI \cdot VI)_{t-1}$
(13)	4.78 (4.71)	1.01 (3.90)	.35 (3.62)		.63 2.01
(14)	4.50 (3.40)	1.03 (3.80)	.41 (2.04)	-.12 (.34)	.63 2.04
(15)	4.79 (3.70)	1.01 (3.68)	.35 (1.86)	.01 (.01)	.63 2.01
(16)	-.58 (.37)	1.04 (5.86)	.11 (1.31)		.77 1.46
(17)	-1.93 (1.07)	1.12 (6.19)	.28 (1.94)	-.37 (1.42)	.80 1.97
(18)	-1.74 (.94)	1.12 (5.91)	.23 (1.70)	-.27 (1.13)	.79 1.83

Anmerkung: In Klammern unter den Koeffizienten sind die t-Werte angegeben. D. W. steht für die Durbin-Watson-Statistik. Die Gleichungen (1) - (3) und (13) - (18) sind OLS-Schätzungen. Für die übrigen Schätzungen wurde wegen der Neigung zu negativer Autoregression das Kritterich-LW-Verfahren verwendet (s. auch Anmerkung zu Tabelle 1).

Etwa dasselbe folgt aufgrund der Ergebnisse von Gleichung (12): Die Reaktion der Industrielöhne ist in bezug auf eine Zunahme der (um den Trendeinfluß korrigierten) Wachstumsrate der Industrieproduktion signifikant verschieden von jener einer gleichgroßen Abnahme des industriellen Wachstums.

Die Ergebnisse mit  $XI_{t-1/2}$  sind unterschiedlich, je nachdem, welche Formulierung der asymmetrischen Preisreaktionshypothese wir wählen. Wählen wir Formulierung A mit den ZI-Variablen (Gleichung 8), so wird diese Hypothese wiederum bestätigt. Sie wird zurückgewiesen, wenn Formulierung B geschätzt wird (Gleichung 9).

In bezug auf das Verhalten der Tariflöhne und -gehälter im Industriesektor spricht die empirische Evidenz im allgemeinen eher für eine Zurückweisung der ASP-Hypothese. Dies ist eindeutig, wenn die erwartete Inflationsrate durch die laufende Inflationsrate der Konsumentenpreise ( $DPC_t$ ) repräsentiert wird (s. Gleichung 13 und insbesondere Gleichungen 14 - 15). In den beiden letzten Schätzungen bleibt der Koeffizient von  $XI_{t-1}$  signifikant positiv, während die Koeffizienten von  $(XI \cdot ZI)_{t-1}$  und  $(XI \cdot VI)_{t-1}$  nicht signifikant verschieden von Null sind. Wird  $DPC_t$  als erwartete Inflationsrate ersetzt durch  $DWI_{t-1/2}$  (s. Gleichung 16 und insbesondere 17 - 18), so ist der Koeffizient von  $XI_{t-1}$  nur noch in einem Fall signifikant positiv; die Koeffizienten der zusammengesetzten Variablen bleiben nicht signifikant. Angemerkt sei noch, daß der Bestimmtheitskoeffizient  $R^2$  in den drei letzten Gleichungen wesentlich besser ist als in den Gleichungen (13) - (15). Wiederum scheint empirische Evidenz dafür zu bestehen, daß die Löhne relativ empfindlicher auf Marktänderungen reagieren als die Preise. Dies zeigt z. B. der Vergleich der Koeffizienten der Überschußnachfragevariablen in Gleichungen (1) - (3) mit jenen in den Gleichungen (4) - (9).

### 3. Der Einzelhandel

Das Lohn- und Preisverhalten im Einzelhandel diskutieren wir anhand der Regressionsergebnisse in Tabelle 3. Im oberen Teil dieser Tabelle sind die Ergebnisse mit der Preisinflationsrate der Einzelhandelsgüter  $DPE_t$  als erklärende Variable wiedergegeben (für die Periode 1954 - 77), im mittleren und unteren Teil jene für die Veränderungsrate der effektiven Verdienste der Angestellten des Einzelhandels  $DWE_t$  (für die Periode 1959 - 77). Ab Tabelle 3 können wir keine Ergebnisse für die jeweiligen Tarifverdienste mehr angeben, da die entsprechenden Daten nicht verfügbar waren.

Die Preisreaktionsgleichungen (1) - (3) enthalten neben den drei für den Test der ASP-Hypothese zentralen Variablen (hier verzögert um eine Periode) als erwartete Inflationsrate die um ein halbes Jahr ver-

Tabelle 3: Schätzergebnisse für den Einzelhandel

Nr.	Konst.	Abhängige Variable: $DPE_t$ ; Periode: 1959 - 77				$DIM_t$	$R^2$	D.W.
		$DPE_{t-1/2}$	$XE_{t-1}$	$(XE \cdot ZE)_{t-1}$	$(XE \cdot VE)_{t-1}$			
(1)	.33 (1.68)	.92 (13.71)	.15 (3.19)			.02 (.88)	.93	1.88
(2)	.24 (.90)	.91 (13.25)	.19 (1.85)	-.08 (.46)		.02 (.92)	.93	1.88
(3)	.27 (1.12)	.92 (13.20)	.18 (2.03)		-.05 (.42)	.02 (.83)	.93	1.84
Abhängige Variable: $DWE_t$ ; Periode 1954 - 77								
Nr.	Konst.	Abhängige Variable: $DWE_t$ ; Periode 1954 - 77				$DIM_t$	$R^2$	D.W.
		$DPC_t$	$XE_{t-1}$	$(XE \cdot ZE)_{t-1}$	$(XE \cdot VE)_{t-1}$			
(4)	5.67 (5.98)	.82 (3.51)	.70 (4.61)			.70	.95	
(5)	5.61 (5.42)	.81 (3.28)	.74 (2.36)	-.09 (1.18)		.70	1.96	
(6)	5.54 (5.26)	.84 (3.34)	.76 (2.78)		-.09 (.27)	.70	2.04	
		$DWE_{t-1/2}$	$XE_{t-1/2}$	$(XE \cdot ZE)_{t-1/2}$	$(XE \cdot VE)_{t-1/2}$			
(7)	.36 (.32)	.95 (7.59)	.44 (3.46)			.82	2.21	
(8)	.04 (.03)	.91 (7.37)	.82 (2.82)	-.71 (1.45)		.85	2.26	
(9)	.24 (.22)	.95 (8.04)	.57 (3.09)		-.32 (1.01)	.83	2.23	

Anmerkung: In Klammern unter den Koeffizienten sind die t-Werte angegeben. D.W. steht für die Durbin-Watson-Statistik. Die Gleichungen (1) - (3) sind OLS-Schätzungen. Die Gleichungen (4) - (9) wurden mit dem Hildreth-Lu-Verfahren geschätzt, wobei die Ergebnisse für (7) - (9) nur minimal von den entsprechenden OLS-Schätzwerten abweichen.

zögerte Inflationsrate der Einzelhandelspreise und die laufende Veränderungsrate der Importgüterpreise ( $DIM_t$ ). Letztere ist durchweg nicht signifikant, jedoch verbessert ihre Einbeziehung die Autoregressionsverhältnisse wesentlich. Der Koeffizient der Überschußnachfrage, die hier an den Wachstumsraten des realen Einzelhandelsumsatzes gemessen ist, ist in allen drei Gleichungen signifikant positiv, während die Koeffizienten der mit den Dummyvariablen modifizierten Überschußnachfragen in (2) und in (3) nicht signifikant verschieden von Null sind.

In den Schätzungen mit der Lohn(Gehalts-)inflationsrate als zu erklärende Variable ergeben sich analoge Signifikanzverhältnisse. Die Koeffizienten von  $XE_{t-1}$  bei Verwendung von  $DPC_t$  — (4) bis (6) — und von  $XE_{t-1/2}$  bei Verwendung von  $DWE_{t-1/2}$  als erwartete Inflationsrate sind signifikant positiv und sind wiederum numerisch bedeutend größer als jene in den Preisgleichungen. Die Koeffizienten aller mit den entsprechenden Dummy-Variablen modifizierten Überschußnachfragevariablen haben zwar alle das erwartete Vorzeichen, jedoch sind alle nicht signifikant. Somit wird die ASP-Hypothese für den Einzelhandelssektor weder in bezug auf die Güterpreise noch in bezug auf die Gehälter empirisch unterstützt.

#### 4. Der Großhandel

Die Schätzergebnisse für den Großhandel sind in Tabelle 4 zusammengefaßt. Die Darstellungsweise ist ganz analog jener für den Einzelhandel. Ein wesentlicher Unterschied besteht in den verkürzten Schätzperioden: Für die Reaktionsgleichungen der Großhandelspreise 1961 - 77, für diejenigen der Gehälter im Großhandel 1962 - 77.

Im Vergleich zu den Einzelhandelsergebnissen scheinen die Preise und Gehälter im Großhandel schneller zu reagieren. Dies ergibt sich daraus, daß sowohl Preise als auch Löhne in signifikanter Weise auf die unverzögerte Überschußnachfrage  $XH_t$  (hier gemessen an den Wachstumsraten des realen Großhandelsumsatzes) reagieren (s. Gleichungen 1 und 4). Formuliert man jedoch die Preisgleichungen für den Test der ASP-Hypothese um, so sind weder die Koeffizienten von  $XH_t$  noch von  $(XH \cdot ZH)_t$  oder  $(XH \cdot VH)_t$  signifikant verschieden von Null (s. Gleichungen 2 und 3). Mit anderen Worten: Die Preise reagieren also nicht systematisch auf die laufende Überschußnachfrage, weder nach oben noch nach unten. Versuche mit verzögerter Überschußnachfrage ( $XH_{t-1/2}$  und  $XH_{t-1}$ ) bringen keine besseren Ergebnisse.

Etwas anders ist die Situation in bezug auf die Gehälter im Großhandel. Dort reagiert die entsprechende Lohninflationsrate  $DWH_t$  signifikant positiv auf Abweichungen vom längerfristigen Trend, und zwar

Tabelle 4: Schätzergebnisse für den Großhandel

Abhängige Variable: $DPH_t$ ; Periode: 1961 - 77						
Nr.	Konst.	$DPH_{t-1/2}$	$XH_t$	$(XH \cdot ZH)_t$	$(XH \cdot VH)_t$	$R^2$
(1)	-.21 (.46)	1.09 (10.13)	.34 (3.59)			.89
(2)	.28 (.48)	1.11 (10.47)	.16 (1.00)	.38 (1.30)		.90
(3)	.23 (.40)	1.11 (10.47)	.17 (1.10)		.36 (1.30)	.82
Abhängige Variable: $DWH_t$ ; Periode: 1962 - 77						
		$DWH_{t-1/2}$	$XH_t$	$(XH \cdot ZH)_{t-1/2}$	$(XH \cdot VH)_{t-1/2}$	
(4)	-.92 (1.19)	1.10 (12.50)	.29 (5.03)			.91
(5)	-.76 (.80)	1.09 (11.96)	.26 (2.53)	.05 (.29)		.91
(6)	-.61 (.66)	1.08 (11.97)	.24 (2.22)		.10 (.58)	.2.14
		$DWH_{t-1}$	$XH_{t-1/2}$	$(XH \cdot ZH)_t$	$(XH \cdot VH)_t$	
(7)	1.91 (1.91)	.77 (6.93)	.73 (6.75)			.79
(8)	2.17 (1.82)	.76 (6.54)	.65 (2.96)	.19 (.44)		.79
(9)	1.81 (1.44)	.78 (6.00)	.77 (2.90)		-.06 (.14)	.2.31

Anmerkung: In Klammern unter den Koeffizienten sind die t-Werte angegeben.  $D. W.$  steht für die Durbin-Watson-Statistik. Die Geschätzungen (1) - (3) sind OLS-Schätzungen, während (4) - (9) mit dem Hildreth-Lu-Verfahren geschätzt sind.

sowohl in bezug auf die nichtverzögerte als auch auf die um eine halbe Periode verzögerten Abweichungen. Wie die Gleichungen (5) - (6) und (8) - (9) zeigen, gilt dies unabhängig davon, ob wir uns in Perioden unter- oder überdurchschnittlichen Wachstums befinden oder ob eine Zu- oder Abnahme des realen Umsatzes vorliegt. Damit muß die ASP-Hypothese für den Sektor Großhandel sowohl in bezug auf die Preise als auch in bezug auf die Gehälter zurückgewiesen werden. Wiederum scheinen die Löhne und Gehälter auf Marktänderungen empfindlicher und systematischer zu reagieren als die Preise. Es sei hier jedoch auf die relativ kleine Anzahl von Beobachtungen für diesen Sektor verwiesen.

### 5. Der Markt für Konsumgüter

Die Inflationsrate für Konsumgüter ( $DPC_t$ ) spielt unter den hier untersuchten Inflationsraten wahrscheinlich die bedeutendste Rolle in öffentlichen Diskussionen. Ihr Verhalten in bezug auf die Überschussnachfrage (verzögert um ein Jahr) für die Periode 1954 - 77 ist aus Tabelle 5 ersichtlich.

Tabelle 5  
Schätzergebnisse für den „Markt für Konsumgüter“

Nr.	Konst.	Abhängige Variable: $DPC_t$ ; Periode: 1954 - 77				$R^2$	D.W.
		$DPC_{t-1/2}$	$XY_{t-1}$	$(XY \cdot ZY)_{t-1}$	$(XY \cdot VY)_{t-1}$		
(1)	.05 (.18)	1.00 (14.40)	.08 (2.68)			.95	2.11
(2)	.15 (.57)	.99 (15.69)	.05 (.84)	.06 (.60)		.95	2.03
(3)	.25 (1.09)	.09 (17.81)	.03 (.47)		.12 (1.44)	.96	1.91
		$DPC_{t-1}$					
(4)	.76 (1.40)	.78 (5.57)	.12 (2.22)			.82	2.02
(5)	.80 (1.47)	.81 (6.35)	.08 (.66)	.11 (.56)		.84	1.99
(6)	.92 (1.85)	.81 (6.52)	.02 (.21)		.22 (1.36)	.83	1.98

Anmerkung: In Klammern unter den Koeffizienten sind die t-Werte angegeben. D.W. steht für Durbin-Watson-Statistik. Alle Gleichungen sind mit dem iterativen Verfahren nach Hildreth-Lu geschätzt.

Die Überschußnachfrage wurde hier gemessen als Differenz zwischen der aktuellen Wachstumsrate des realen Volkseinkommens und deren Trendwachstumsrate ( $XY$ ). Als Alternative kam die Differenz der entsprechenden Wachstumsraten des realen (privaten) Verbrauchs ( $C$ ) in Frage. Jedoch erwies sich die Korrelation der beiden Differenzen als sehr eng und wir entschieden uns für  $XY$ .

Nach den Schätzergebnissen in den Gleichungen (1) und (4) reagieren die Konsumentenpreise signifikant auf diese Überschußnachfrage, jedoch ist der betreffende Reaktionskoeffizient sehr klein. Werden die beiden Gleichungen jedoch wiederum für den ASP-Test aufbereitet und geschätzt, so sind weder die Koeffizienten von  $XY_{t-1}$  noch diejenigen von  $(XY \cdot ZY)_{t-1}$  oder  $(XY \cdot VY)_{t-1}$  signifikant. Wir haben wiederum einen Marktträger Preise vor uns. Dieses träge Verhalten ist jedoch symmetrisch, nicht asymmetrisch.

Eine entsprechende Analyse für den Arbeitsmarkt im Konsumgütersektor konnte mangels Daten für Löhne und Gehälter in diesem Bereich nicht durchgeführt werden.

## 6. Der Bausektor

Den letzten disaggregierten Markt, den wir für die Zeit nach dem Zweiten Weltkrieg betrachten wollen, ist der Markt für Bauleistungen. Gemessen an den Bestimmtheitskoeffizienten fielen die Ergebnisse insgesamt gesehen schlecht aus, relativ zu den bisher besprochenen Märkten<sup>4</sup>. In bezug auf die Reaktion der Baupreise ist keiner der Koeffizienten der uns interessierenden Variablen  $XB$ ,  $XB \cdot ZB$  oder  $XB \cdot VB$  signifikant (s. Gleichungen 1 - 3). Damit reagieren die Baupreise nicht systematisch auf Marktbedingungen, und zwar unabhängig von der Richtung oder dem Stand der ökonomischen Aktivität.

Ein Blick auf die Schätzergebnisse (4) bis (6) zeigt, daß auch im Bausektor (Hoch- und Tiefbau) die Löhne systematischer und empfindlicher auf Marktbedingungen reagieren als die Güterpreise. In allen Schätzungen ist der Koeffizient der Überschußnachfrage signifikant positiv. Die Koeffizienten der zusammengesetzten Variablen sind nicht signifikant, obwohl der Koeffizient von  $(XB \cdot ZB)_{t-1/2}$  in Gleichung (5) fast signifikant ist (einseitige Testsituation).

Damit ist auch für den Bausektor die Hypothese vom asymmetrischen Verhalten von Preisen und Löhnen für die Nachkriegszeit empirisch nicht bestätigt.

<sup>4</sup> Dies mag damit zusammenhängen, daß wir für die Berechnung der Überschußnachfrage einen verketteten Index aus Arbeitsstunden (vor 1962) und Produktionsindex für Baugewerbe (ab 1962) berechnen mußten. Ein durchgehender Produktionsindex von 1952 - 77 existiert nicht.

**Tabelle 6**  
**Schätzergebnisse für den Bausektor**

<i>Abhängige Variable: DPB<sub>t</sub>; Periode: 1954 - 77</i>							
Nr.	Konst.	DPB <sub>t-1/2</sub>	XB <sub>t-1/2</sub>	(XB · ZB) <sub>t-1/2</sub>	(XB · VB) <sub>t-1/2</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
(1)	.80 (1.06)	.88 (7.04)	.14 (1.54)			.74	1.97
(2)	.46 (.51)	.85 (6.45)	.32 (1.14)	— .27 (.68)		.75	1.93
(3)	.66 (.84)	.86 (6.81)	.28 (1.43)		— .21 (.81)	.75	1.95

<i>Abhängige Variable: DWB<sub>t</sub>; Periode: 1954 - 77</i>							
	DWB <sub>t-1</sub>	XB <sub>t-1/2</sub>	(XB · ZB) <sub>t-1/2</sub>	(XB · VB) <sub>t-1/2</sub>			
(4)	5.97 (3.61)	.28 (1.53)	.30 (2.05)			.40	1.84
(5)	4.45 (2.45)	.27 (1.51)	.89 (2.40)	— .93 (1.71)		.48	1.77
(6)	5.12 (3.21)	.34 (1.90)	.56 (2.18)		.38 (1.20)	.44	1.72

*Anmerkung:* s. Tabelle 5.

#### **D. Einige Bemerkungen zu Schätz- und Testergebnissen für die Zeit vor dem Zweiten Weltkrieg**

Bei der Diskussion der Hypothese vom asymmetrischen Preis- und Lohnverhalten gibt es oft eine historische Komponente. Es wird behauptet, daß die Preise erst in „neuerer Zeit“ nach unten starr geworden seien, aufgrund des gewachsenen Einflusses der Gewerkschaften, eines neuen Geistes der Solidarität zwischen Arbeitnehmer und Unternehmer (s. insbesondere *J. Hicks*, 1974), einer verstärkten Politik der „Vollbeschäftigungsgarantie“ von Regierungen u. a. Nach den Vertretern solcher Argumente waren „früher“ die Güter- und Dienstleistungspreise (Löhne) anscheinend nach unten genauso flexibel wie nach oben. Entsprechend war unsere ursprüngliche Absicht, diese Hypothese über einen zeitlichen Strukturbereich im Preis- und Lohnverhalten mit Daten aus der Zeit vor dem Zweiten Weltkrieg zu testen. Mangels geeigneter Daten für die Zeit zwischen den beiden Weltkriegen reduziert sich diese Arbeit auf Schätzungen für die Abhängige „Preisinflations-

rate“ mit Zahlen für die Zeit vor dem Ersten Weltkrieg. Dabei wurden folgende drei „Gütermärkte“ untersucht: Der Markt für das reale Volkseinkommen (1850 - 1913), der Markt für Konsumgüter (1850 - 1913) und der Markt für Industriegüter (1875 - 1913). Dabei stellten wir ein ausgeprägtes „atypisches“ Verhalten der Preise fest. Die Inflationsrate schien auf Perioden der Hochkonjunktur mit einer Verlangsamung zu reagieren bzw. der Preisindex fiel sogar absolut, während die Inflationsrate in Rezessionszeiten sich beschleunigte oder gar nicht auf (laufende oder vergangene) Marktbedingungen reagierte. Wir erwähnten weiter oben (siehe Abschn. B.I), daß die ASP-Hypothese in zwei Teilhypothesen aufgespalten werden kann, von welchen eine behauptet, daß die Preise *zumindest* „nach oben“ flexibel sind. Da dies jedoch für die Zeit vor dem Ersten Weltkrieg nicht der Fall gewesen zu sein scheint, brachen wir hier den Test der ASP-Hypothese und den damit verbundenen Test auf einen zeitlichen Strukturbruch in der Preisreagibilität ab.

### **E. Schlußfolgerungen für die Wirtschaftspolitik**

Aus unseren Ergebnissen für die BRD folgt, daß die zahlreichen stabilitätspolitischen Vorschläge und Programme, die von der Annahme einer Inflexibilität der Löhne und Preise nach unten ausgehen, i. a. R. als Fehlkonzeptionen bezeichnet werden müssen. Sie sind Bestandteile einer Politik, die mit dem Argument der Existenz „autonomer Kräfte“ oder nicht näher konkretisierter „Marktunvollkommenheiten“ Inflation zu einem hartnäckigen Problem werden läßt.

Unsere empirischen Ergebnisse sind vereinbar mit jenen von G. Stigler und J. Kindahl (1970) in bezug auf das *zyklische* Verhalten der U. S. Industriepreise in der Nachkriegszeit (bis 1966) und mit der zeitlichen Stabilitätsanalyse in bezug auf die Reaktion der durchschnittlichen Lohninflationsrate auf Konjunkturschwankungen in den U. S. A. für die Jahre 1954 - 75 von M. L. Wachter (1976). Wachter kommt im Gegensatz zu der populären Meinung zu dem Resultat, daß der Einfluß von Marktänderungen (gemessen an einer spezifisch definierten Arbeitslosenquote) im Verlauf der Untersuchungsperiode größer geworden ist. Er verweist entsprechend einerseits auf die guten Chancen einer Antiinflationspolitik, aber auch andererseits auf die größer gewordenen Gefahren, die sich aus expansionspolitischen Maßnahmen für eine Beschleunigung der Inflation ergeben.

### **Zusammenfassung**

Unsere Analyse für die Bundesrepublik mit Daten aus der Periode 1952 - 1977 zeigt, daß die Hypothese vom asymmetrischen Lohn- und Preisverhalten als empirisch nicht bestätigt angesehen werden muß. Auf allen sechs

Gütermärkten wurde in keinem einzigen Fall eine Asymmetrie festgestellt, während für die fünf untersuchten *Arbeitsmärkte* lediglich für den Bereich der Industrieproduktion eine beschränkte Asymmetrie (in 50 Prozent der Schätzgleichungen) bestand. Diese Ergebnisse scheinen sowohl für die effektiv ausbezahlten Löhne und Gehälter als auch für die Tariflöhne zu gelten. Beide reagieren auf Marktänderungen in signifikanter Weise und in ungefähr derselben Größenordnung. Ein Vergleich der entsprechenden Reaktionskoeffizienten mit jenen aus den Preisgleichungen zeigt überdies, daß Löhne generell empfindlicher auf Marktbedingungen reagieren als Preise.

### Summary

Our empirical test for the Federal Republic of Germany with data for the period 1952 - 77 shows that the hypothesis of asymmetrical wage and price behavior is not supported by the empirical evidence. Of all six good markets under investigation there was not a single one with this alleged asymmetry. With respect to the five labor markets analyzed, only one showed — and only in 50 % of its estimated equations — a sign of asymmetry. These results seem to be valid not only with respect to the wages actually paid but also for the wage rates negotiated between unions and employer organizations. Both react significantly to changes in market conditions and to about the same extent. Another aspect of our findings is that wages seem to react more sensitively to changes in market conditions than prices.

### Anhang

#### A. Definitionen der verwendeten Variablen mit Quellenangaben für deren Werte

Allgemeine Vorbemerkung: Wachstumsraten der nachfolgenden Variablen sind mit einem „D“ vor dem betreffenden Symbol gekennzeichnet (z. B.:  $DPG$  bedeutet die Wachstumsrate des Preisdeflators des Bruttonsozialprodukts,  $DWGT$  die Wachstumsrate des volkswirtschaftlichen Tariflohn- und -gehaltsniveaus); ein  $X$  vor einem der nachfolgenden Variablen bedeutet die Differenz zwischen dem tatsächlichen Wert der Wachstumsrate dieser Variablen in einer Periode und ihrer Trendwachstumsrate (siehe Beispiel für  $XG_t \equiv DG_t - DGF_t$  im Text).

#### Volkswirtschaftliche Güter- und Arbeitsmärkte

- $G$  = reales Bruttonsozialprodukt (in Preisen von 1970).
- $PG$  = Preisdeflator des Bruttonsozialprodukts.
- $WG$  = ein Index für das „volkswirtschaftliche Lohn- und Gehaltsniveau“ (Bruttolohn- und -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigten Abhängigen in der Gesamtwirtschaft).
- $WGT$  = Volkswirtschaftliches Tariflohn- und -gehaltsniveau (auf Stundenbasis); Datenreihe beginnt erst 1957.

Quelle für  $G$ ,  $PG$  und  $WG$ : Jahrestatsachen des wirtschaftlichen Sachverständigenrates (kurz „Sachverständigengutachten“ genannt) und Statistische Jahrbücher für die BRD.

Quelle für  $WGT$ : Monatsberichte der Deutschen Bundesbank.

### *Industrieller Sektor*

- I** = Index der Nettoproduktion des „Verarbeitenden Gewerbes“  
**PI** = Index der Erzeugerpreise industrieller Produkte („Verarbeitende Industrie“) — Inlandsabsatz —.  
**WI** = Bruttostundenverdienste der Arbeiter in der Industrie (insgesamt für Männer und Frauen).  
**WIT** = Tariflohn- und -gehaltsniveau im „Produzierenden Gewerbe“ (auf Stundenbasis; Datenreihe beginnt erst 1958).

*Quellen:* s. Angaben für „Volkswirtschaftliche Güter- und Arbeitsmärkte“.

### *Einzelhandel*

- E** = realer Umsatz im Einzelhandel (= Umsatz zu laufenden Preisen: *PE*).  
**PE** = Index der Einzelhandelspreise einschließlich Umsatz (Mehrwert-)steuer.  
**WE** = durchschnittliche Bruttomonatsverdienste der Angestellten im Einzelhandel (kaufm. und technische Angestellte insgesamt; Zahlenreihe beginnt erst 1958).

*Quelle für E:* Sachverständigengutachten und Statistische Jahrbücher für die BRD.

*Quelle für PE und WE:* Statistische Jahrbücher.

### *Großhandel*

- H** = realer Umsatz im Großhandel (= Umsatz zu laufenden Preisen: *PH*; Zahlenreihe beginnt erst 1960).  
**PH** = Index der Großhandelsverkaufspreise ohne Umsatz (Mehrwert-)steuer.  
**WH** = Durchschnittliche Bruttomonatsverdienste der Angestellten im Großhandel (kaufm. und technische Angestellte insgesamt).

*Quellen:* s. Angaben bei „Einzelhandel“.

### *Markt für Konsumgüter*

- C** = realer privater Verbrauch.  
**Y** = „reales Volkseinkommen“, hier approximiert durch das „Netto-sozialprodukt zu Marktpreisen, real“.  
**PC** = Preisindex für die Lebenshaltung eines 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalts mit mittlerem Einkommen des alleinverdienenden Haushaltvorstandes („Konsumentenpreisindex“).

*Quellen für C, Y und PC:* Sachverständigengutachten und Statistische Jahrbücher.

### Bausektor

**B** = Ab 1962: Produktionsindex für Baugewerbe, Hochbau insgesamt (von Kalenderunregelmäßigkeiten bereinigt).

Quelle: Sachverständigengutachten.

Vor 1962: Geleistete Arbeitsstunden im Baugewerbe.

Quelle: Statistische Jahrbücher. Die beiden Reihen wurden zu einem Index verketten.

**PB** = Preisindex für Wohngebäude („Bauleistungen am Bauwerk“).

**WB** = durchschnittliche bezahlte Bruttostundenverdienste der Arbeiter im Hoch- und Tiefbau (einschließlich Handwerk).

Quellen für **PB** und **WB**: Statistische Jahrbücher.

### Sonstige Variablen

**IM** = Index der Einfuhrpreise (Durchschnittswerte der Einfuhr).

Quelle: Sachverständigengutachten.

**V, Z** = Dummy-Variablen mit den Werten 0,1. Nähere Erläuterungen im Text.

### B. Alle Wachstumsraten wurden wie folgt berechnet:

Beispiel: 
$$DG_t = \frac{G_t - G_{t-1}}{G_{t-1}} \cdot 100$$

Es wurden nur Jahreswerte verwendet.

### Literatur

- Ball, R. und T. Burns (1976), The Inflationary Mechanism in the U. K. Economy. American Economic Review 66, S. 467 - 483.*
- Barro, R. (1972), A Theory of Monopolistic Price Adjustment. Review of Economic Studies 39, S. 17 - 26.*
- und H. Grossman (1976), Money, Employment and Inflation. Cambridge.
- Bombach, G. (1973), Inflation als wirtschafts- und gesellschaftspolitisches Problem. Basel.*
- Branson, W. (1972), Macroeconomic Theory and Policy. New York.*
- Brunner, K. (1978), Alternative Erklärungen hartnäckiger Inflation und Anti-Inflationspolitik. In: A. Woll (Hrsg.), Inflation. München.*
- Crouch, R. (1972), Macroeconomics. New York.*
- Fautz, W. (1978), Verteilungskampfhypothesen der Inflation. Eine kritische Übersicht. Schweiz. Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 114, S. 168 - 183.*
- (1979), Gewerkschaften, Streikaktivität und Lohninflation. Mit empirischen Ergebnissen für die BRD, 1952 - 77. Zeitschrift für gesamte Staatswissenschaft 135, Heft 4, S. 605 - 628.

- Fautz, W. (1980), Autonome Lohnpolitik, gewerkschaftlicher Organisationsgrad und Inflation. Eine empirische Studie für die BRD, 1952 - 77. Jahrbuch für Sozialwissenschaft 31, Heft 2.*
- Haberler, G. (1977), Stagflation: An Analysis of its Causes and Cures. In: B. Balassa und R. Nelson (Eds.), Economic Progress, Private Values, and Public Policy: Essays in Honor of W. Fellner. Amsterdam.*
- Hall, R. E. (1975), The Rigidity of Wages and the Persistence of Unemployment. Brookings Papers on Economic Activity 5, S. 301 - 335.*
- Hansen, B. (1970), A Survey of General Equilibrium System. New York.*
- Hicks, J. (1974), The Crisis in Keynesian Economics. Oxford.*
- (1976), The Little that is Right with Monetarism. In: Lloyds Bank Review.
- Hoffmann, W. G. (1965), Das Wachstum der Deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts. Berlin-Heidelberg.*
- Jones, A. (1973), The New Inflation: The Politics of Prices and Incomes. London.*
- McCallum, B. (1977), Price-Level Stickiness and the Feasibility of Monetary Stabilization Policy with Rational Expectations. Journal of Political Economy 85, S. 627 - 635.*
- Mulvey, Ch. (1978), The Economic Analysis of Trade Unions. Oxford.*
- Phelps, E. (Ed.) (1970), Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory. New York.*
- Ross, S. und M. Wachter (1973), Wage Determination, Inflation, and the Industrial Structure. American Economic Review 63, S. 675 - 692.*
- Stigler, G. S. und J. K. Kindahl (1970), The Behavior of Industrial Prices. New York.*
- Veit, O. (1961), Grundriß der Währungspolitik. Frankfurt am Main.*
- Wachter, M. L. (1976), The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation. Brookings Papers on Economic Activity 6, S. 115 - 160.*