

## Lohnbildung und Hysteresis

### Empirische Überprüfung eines Insider-Outsider Modells für die Bundesrepublik Deutschland

Von Joachim Möller und Rainer Völker\*

In jüngster Zeit werden verstärkt Modelle diskutiert, in denen Hysteresis-Effekte für das zu beobachtende Verhalten der Arbeitslosigkeit im Gefolge adverser Schocks verantwortlich gemacht werden. Der vorliegende Beitrag setzt am Lohnbildungsprozeß an und zeigt, wie hysteretische Phänomene durch eine an den Interessen der Beschäftigten orientierte Lohnbildung erzeugt werden können. Auf Grundlage dieses Modells wird ein Ansatz entwickelt, der es erlaubt, die empirische Relevanz von Hysteresis-Effekten zu beurteilen.

#### 1. Einleitung

Bei der seit Mitte der 70er Jahre in westeuropäischen Industrieländern anhaltend hohen Arbeitslosigkeit handelt es sich um ein Phänomen, dessen vollständige theoretische Klärung bis heute aussteht. Weder Marktkräfte noch staatliche Eingriffe noch korporatistische Ansätze, die in den einzelnen Ländern ganz unterschiedliches Aussehen hatten, haben eine Vollbeschäftigungssituation wiederherstellen können, wie sie für Westeuropa vom Ende der 50er Jahre bis etwa 1973 typisch war. Während die vorherrschende neuklassische Makrotheorie in Kombination mit der Theorie der Rationalen Erwartungen durchaus in der Lage ist, temporäre Beschäftigungseinbrüche sowie Beschäftigungsschwankungen im Bereich der Konjunkturbewegung zu erklären (siehe z.B. *McCallum* 1980), bietet sie wenig Anhaltspunkte für die Erklärung einer zyklenübergreifenden Arbeitsmarktschwäche. Persistenz-Phänomene können demgegenüber in der konkurrierenden nekeynesianischen Makrotheorie unter Annahme speziell postulierter Preis-/Lohnrigiditäten durchaus auftreten. So hat *Malinvaud* 1980 in Simulationen gezeigt, daß klassische Unterbeschäftigung in keynesianische Unterbeschäftigung überzugehen tendiert und keynesianische Unterbeschäftigung bei Annahme „plausibler“ Preis-/Lohnreaktionen sehr dauerhaft sein kann. Malinvauds Ansatz bleibt jedoch unbefriedigend, weil das Preis- und Lohnsetzungsverhalten der Akteure nicht genauer analysiert wird.

---

\* Für hilfreiche Kommentare und Anregungen danken wir insbesondere W. Franz, H.-J. Ramser, G. Ronning sowie einem anonymen Gutachter. Die Verantwortung für verbleibende Fehler tragen die Autoren.

Die Verhärtung eines dauerhaften Überschußangebots auf dem Arbeitsmarkt hat in jüngster Zeit theoretische Ansätze hervorgebracht, in denen die Persistenz der Unterbeschäftigung selbst zum Thema gemacht wird. Ausgangspunkt waren Berechnungen z.B. von *Layard/Basevi et al.* 1984 und *Coe/Gagliardi* 1985, nach denen sich ein Anstieg der natürlichen Arbeitslosenquote bzw. der inflationsstabilen Arbeitslosenquote in einem Umfang ergab, der die Sichtweise gründlich erschütterte, daß sich die für die natürliche Unterbeschäftigung ausschlaggebenden Faktoren nur äußerst träge verändern. Umfangreiche Untersuchungen erbrachten wenig Evidenz dafür, daß institutionelle, strukturelle und demographische Bestimmungsgründe für den Anstieg der inflationsstabilen Arbeitslosenquote überhaupt in nennenswertem Umfang in Frage kommen (*Layard/Nickell* 1986 für Großbritannien; *Franz/König* 1986 für die Bundesrepublik Deutschland).

Anspielend auf die akzelerationistische Hypothese, mit der Phelps und Friedman Ende der 60er Jahre die langfristige Wirkungslosigkeit von Geldpolitik im Sinne einer vertikalen Phillips-Kurve begründeten, hatte *Hargraves-Heap* 1980 von einer „Dezelerations-Spirale“ gesprochen. Er konnte sich dabei auf eine von Phelps bereits zu Beginn der 70er Jahre geäußerte Überlegung berufen, derzufolge es während und durch einen Anpassungsprozeß zu einer Veränderung des anzustrebenden Gleichgewichtszustandes kommen könne. Die „Dezelerations-Spirale“ von Hargraves-Heap war eine Warnung vor Nebeneffekten der Austeritätspolitik, die aufgrund von Dequalifikationsprozessen bei den Arbeitslosen sowie aufgrund von Kapitalzerstörung und/oder unzureichender Kapitalbildung zu einer Verhärtung der Arbeitslosigkeit bzw. einem Anstieg der natürlichen Quote führen könne. In diesem Zusammenhang wurde der Begriff „Hysteresis“ verwendet, ein ursprünglich aus der Physik stammender Begriff, der jedoch bereits bei Schumpeter und Samuelson auch im ökonomischen Kontext benutzt wurde. Hysteresis bedeutet hier die Pfadabhängigkeit eines Systems. Ein Gleichgewichtspunkt ist nicht unabhängig von der Geschichte der Schocks, denen das System ausgesetzt war.<sup>1</sup>

Neben den bereits erwähnten human- bzw. sachkapitalorientierten Ansätzen haben *Lindbeck/Snowe* 1986 a, b und 1987 a, b sowie *Blanchard/Summers* 1986 auf die mögliche Rolle von Lohnbildungsprozessen für die Zustandekommen von Persistenz- und Hysteresis-Effekten im Rahmen einer Lohntheorie hingewiesen, die zwischen den Interessen der (noch)

---

<sup>1</sup> Der Begriff Hysteresis kann von dem Begriff Persistenz unterschieden werden. Persistenz wird auf die Schwäche einer Gleichgewichtstendenz bezogen, nicht jedoch auf ihre völlige Abwesenheit, vgl. die Studie von *Franz* (1987), nach der sich empirisch eher Anhaltspunkte für das Vorliegen von Persistenz als von Hysteresis-Effekten finden. Siehe in diesem Zusammenhang auch die Studie von *Hansen* (1990). Eine Übersicht über ökonomische Modelle mit Hysteresis-Eigenschaft gibt *Franz* (1990).

Beschäftigten, den „Insidern“, und den Arbeitslosen, den „Outsidern“, differenziert. Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf diesen „Insider-Outsider-Ansatz“ und konfrontiert ihn mit der empirischen Evidenz für die Bundesrepublik Deutschland.<sup>2</sup> Theoretisch kann zunächst in Verallgemeinerung der Beiträge von *Blanchard/Summers* 1986 und *Gottfries/Horn* 1987 in einem intertemporalen Ansatz gezeigt werden, daß Insider unter recht allgemeinen Bedingungen ein Interesse haben, bei einem negativen Angebots- oder Nachfrageschock mit Lohnerhöhungen zu reagieren. Zu Hysterese-Effekten kann es kommen, wenn es Insidern gelingt, konjunkturelle Schocks auf Kosten der Outsider für ihre gruppenspezifischen Interessen auszunutzen. Dies ist nur möglich, wenn ein Unterbieten der Beschäftigten durch die Outsider nicht stattfinden kann. In diesem Zusammenhang spielen sowohl institutionelle Gegebenheiten (z.B. die Allgemeinverbindlichkeit der Tarifverträge) als auch die Existenz von *labour-turnover costs* eine wichtige Rolle.

Um das Argument klarzulegen, nicht, weil wir es für eine zutreffende Beschreibung der Realität halten, verwenden wir im theoretischen Teil das Modell einer Monopolgewerkschaft, die im Interesse ihrer Mitglieder den vorherrschenden Lohnsatz bestimmt,<sup>3</sup> sowie eines Unternehmersektors, der in Kenntnis von Preisen und Löhnen sowie der jeweiligen Angebots- und Nachfrageschocks die Beschäftigung determiniert. Dieses Modell vermag sowohl Phillips-Kurven-ähnliche Zusammenhänge zu erzeugen als auch Hysterese-Effekte. Für den tatsächlichen Charakter der Lohnpolitik ist entscheidend, ob sich die lohnsetzenden Akteure (unter der Bedingung einer negativ vom Reallohn abhängigen Arbeitsnachfrage der Unternehmen) solidarisch mit den Arbeitslosen verhalten oder ob sich der Gruppenegoismus der Beschäftigten durchsetzt. Falls in dem einen Extrem die Interessen aller Erwerbsspersonen (also auch der Arbeitslosen) von der Monopolgewerkschaft gleichgewichtet vertreten werden, reagieren die Löhne bei rationalen Erwartungen nicht auf zeitlich unkorrelierte Angebots- und Nachfrageschocks, sehr wohl hingegen auf systematische Schocks, die zu dauerhaften Abweichungen vom Vollbeschäftigungsziel führen könnten. In diesem Fall wird *cet. par.* durch Lohnsenkungen bzw. Lohnzurückhaltung Vollbeschäftigung tendenziell wiederhergestellt. Falls im anderen Extrem nur die Interessen der jeweils Beschäftigten voll zum Zuge kämen, würde der genannte Vollbeschäftigungsmechanismus unwirksam. Das Lohnwachstum reagierte zwar – wie zu zeigen sein wird – auf Beschäftigungsschwankungen, nicht

---

<sup>2</sup> Für eine kritische Würdigung des Insider-Outsider-Ansatzes siehe *Ramser* (1988).

<sup>3</sup> Die Annahme einer Monopolgewerkschaft ist insofern unerheblich, als auch bei der Verwendung eines Bargaining-Ansatzes, bei dem auch die Unternehmer Macht bei der Lohnbildung besitzen, unter sonst gleichen Bedingungen ähnliche Effekte wie die im folgenden abgeleiteten gezeigt werden können (vgl. *Lindbeck / Snower* [1987b]).



jedoch auf das absolute Ausmaß der Unterbeschäftigung. Entscheidend ist, daß in der empirischen Analyse des Lohn/Beschäftigungs-Zusammenhangs zwischen Phillips-Kurven- und Hysterisis-Fall diskriminiert werden kann, da sich die dem datenerzeugenden Prozeß jeweils auferlegten spezifischen Restriktionen ökonomisch testen lassen.

## 2. Lohnbildung, Arbeitsnachfrage und Persistenz von Arbeitslosigkeit

### Das zugrundeliegende Szenario

Die Nachfrage einer Industrie nach Arbeit in einer Periode  $t \in [0, \infty)$  sei

$$N_t = g(V_t) \varepsilon_t,$$

wobei  $N_t$  die Nachfragemenge zum Zeitpunkt  $t$  angibt,  $V_t$  den Reallohn und  $\varepsilon_t$  eine Zufallsvariable mit stetig differenzierbarer zeitinvarianter Verteilungsfunktion  $F(\varepsilon_t)$ . Die Dichtefunktion dieser Verteilung sei unimodal im Intervall  $[0, \infty)$ ; es gelte  $dg_t(\cdot)/dV_t < 0$ . Eine Monopolgewerkschaft kann in jeder Periode vor der Realisation von  $\varepsilon_t$  durch die Wahl des Nominallohns in Kenntnis des Preisniveaus den Reallohn determinieren. Nach der Realisierung von  $\varepsilon_t$ , worin Produktivitäts- oder Nachfrageschocks zum Ausdruck kommen, legt die repräsentative Firma der betrachteten Industrie ihre Arbeitsmarktnachfrageentscheidung fest. Diese Entscheidung trägt demnach dem gewerkschaftlichen Lohnsetzungsverhalten ebenso Rechnung wie den Produktions- und Absatzbedingungen, denen sich die Firma gegenüber sieht. Gilt  $N_t > N_{t-1}$ , so kommen aufgrund von *labour-turnover-costs* zunächst die in Periode  $t$  Beschäftigten zum Zuge; gilt  $N_t < N_{t-1}$ , so ist die Entlassungswahrscheinlichkeit für jeden Beschäftigten gleich hoch. D.h. die Wahrscheinlichkeit, bei einem Beschäftigtenstand  $N_{t-1}$  und der Wahl von  $V_t$  in der nächsten Periode wieder beschäftigt zu sein, ist

$$(1) \quad p(V_t, N_{t-1}) \equiv \int_0^{\infty} \min \left[ \frac{g(V_t)}{N_{t-1}} \varepsilon_t, 1 \right] dF(\varepsilon_t).$$

Ein in Periode  $t$  Beschäftigter erhalte den Reallohn  $V_t$ , ein Arbeitsloser einen festen Betrag  $\bar{V}$ . Weiterhin sei angenommen, daß der in Periode  $t$  bezogene Reallohn  $V_t$  einen Periodennutzen von  $U(V_t)$  stiftet, die im Falle von Arbeitslosigkeit gewährte Lohnersatzzahlung hingegen einen Nutzen von  $\bar{U}(\bar{V}) < U(V_t)$ .

### Die Zielsetzung von Interessenvertretungen der Arbeitnehmer

Die zentrale Frage in unserem Zusammenhang ist nun, welche Zielsetzung den lohnsetzenden Akteuren (hier vereinfachend der Monopolgewerk-

schaft) unterstellt werden kann. Entscheidend ist, ob das Lohnbildungskal-  
kül allein durch situationsbedingte Partikularinteressen bestimmt wird  
oder aber situationsunabhängige Zielgrößen (z.B. ein gewünschter gesamt-  
wirtschaftlicher Beschäftigungsstand oder eine angestrebte Mitgliederzahl)  
Berücksichtigung finden. Während im ersten Fall Persistenz- oder Hystere-  
sis-Effekte resultieren, korrespondiert der zweite Fall mit dem Konzept der  
(kurzfristigen) Phillips-Kurve:

$$(2) \quad w_{t+1} - w_t = E p_{t+1} - p_t - \theta(n^* - E n_{t+1}),$$

wobei  $W_t$  den Nominallohn in Periode  $t$ ,  $P_t$  das Preisniveau,  $N$  die tatsächliche und  $N^*$  die angestrebte oder natürliche Beschäftigung,  $E$  den Erwartungswertoperator und Kleinbuchstaben die Logarithmen der entsprechenden Variablen bezeichnen. Weiterhin ist  $\theta$  ein Parameter, der die Reaktion der Lohnsetzung auf Abweichungen vom Beschäftigungsziel beschreibt. Eine Lohnbeziehung wie Gl. (2) würde direkt folgen, wenn die Lohnsetzung im Interesse der Erwerbsspersonen, also der Beschäftigten einschließlich der Arbeitslosen, erfolgte. Langfristig setzte sich demnach ein Lohnniveau durch, das bei Abwesenheit von Schocks mit einem Beschäftigungsstand  $N^*$  kompatibel wäre. Gl. (2) impliziert einen identischen Reallohnsatz für alle Perioden, falls es sich bei Produktivitäts- und Nachfrageschocks um weißes Rauschen handelt. Falls hingegen, wie realistischerweise zu unterstellen ist, die Schocks zeitlich autokorreliert sind, würde die Lohnsetzung zu einer Rückkehr zum Gleichgewicht (im Sinne der langfristig vertikalen Phillips-Kurve) beitragen.

Im folgenden soll argumentiert werden, daß aufgrund der Organisationsstruktur sowie von institutionellen Gegebenheiten eine Tendenz bestehen könnte, jeweils situationsabhängige Partikularinteressen in den Mittelpunkt zu stellen. Der Lohnbildungsprozeß verliert dann seinen Korrekturcharakter und wird selbst zur Ursache persistenter Abweichung vom Gleichgewicht. Die beiden gängigen Ansätze zur ökonomischen Theorie des Gewerkschaftsverhaltens sind zum einen das utilitaristische Gewerkschaftsmodell, das von einer Maximierung des Gesamtnutzens aller Gewerkschaftsmitglieder oder des repräsentativen Mitglieds ausgeht (z.B. *McDonald/Solow* 1981) und zum anderen das *public-choice*-Modell, das von einer Nutzenmaximierung für den Medianwähler ausgeht (z.B. *Booth* 1984). Unstrittig ist, daß es sich hierbei um rudimentäre theoretische Konzepte handelt, die von einer Vielzahl tatsächlicher Einflüsse auf das Gewerkschaftsverhalten abstrahieren und allenfalls Rückschlüsse auf eine Grundtendenz im Lohnbildungsprozeß zulassen.

Die Wahl eines utilitaristischen Ansatzes geht in seiner ursprünglichen Form von einer Gleichbehandlung der Interessen von Beschäftigten und

Arbeitssuchenden aus, wobei angenommen wird, daß der gewerkschaftliche Organisationsgrad bei Arbeitslosen und Beschäftigten gleich groß ist. Gegen die Annahme einer symmetrischen Behandlung aller Erwerbsspersonen lassen sich jedoch zwei gewichtige Argumente anführen. Erstens ist die Annahme eines gleichen Organisationsgrades von Beschäftigten und Arbeitslosen unrealistisch. Von Seiten der Arbeitslosen besteht in der Regel ein geringes Interesse an der Mitgliedschaft, da man „... als Arbeitsloser nicht an wesentlichen Errungenschaften der Gewerkschaftsarbeit – nämlich Tarifverhandlungen – partizipiere.“ (Derichs-Kunstmann et al. 1988, 34). Darüber hinaus war bis vor kurzem in manchen Gewerkschaften die Mitgliedschaft von Arbeitslosen nicht einmal vorgesehen. Zweitens ist darauf hinzuweisen, daß in der bundesrepublikanischen Realität eine duale Interessenvertretung existiert, d. h. zwar wird die übergeordnete Tarifpolitik von zentralen Einzelgewerkschaften festgelegt, die konkrete Ausgestaltung der übergeordneten Verträge hingegen auf Betriebsebene (u. a. durch die Betriebsräte) vollzogen. Einer symmetrischen Behandlung von *insidern* (Beschäftigten) und *outsidern* (Arbeitslosen) auf übergeordneter Ebene könnte immer noch eine Betriebsratspolitik entgegenstehen, die die übergeordneten „symmetrischen“ Tendenzen zugunsten von Insidern abschwächt oder zunichte macht.

Wegen der aus unserer Sicht kontrafaktischen Implikationen des utilitaristischen Ansatzes in der genannten Form, erscheint es uns sinnvoll, auf das ‚public choice‘-Modell zurückzugreifen. Bei diesem Ansatz wird angenommen, daß die Gewerkschaft im Interesse des Medianwählers agiere. Es ist davon auszugehen, daß der gewerkschaftliche Medianwähler eher zu den Stammebelegschaften (in denen der gewerkschaftliche Organisationsgrad hoch ist) zu zählen ist als zu den Randbelegschaften oder gar den Arbeitslosen. Das ‚public choice‘ Modell eröffnet in einfacher Weise die Möglichkeit, eine asymmetrische Interessengewichtung von Stammebelegschaft auf der einen und Randbelegschaft bzw. Arbeitslosen auf der anderen Seite theoretisch zu erfassen. Formal entspricht das Medianwählermodell dem modifizierten ‚utilitaristischen‘ Ansatz von Blanchard/Summers 1986, der davon ausgeht, daß alle jeweils Beschäftigten Gewerkschaftsmitglieder sind und Arbeitslose von der Mitgliedschaft ausgeschlossen sind. Im folgenden wird also unterstellt, daß die Gewerkschaft ausgehend von einer Periode 0 mit einem Beschäftigungsstand von  $N_0$  den Nutzen des Medianwählers maximiere. Der Medianwähler repräsentiert hier – wie erläutert – ein Mitglied einer Stammebelegschaft, das in der Ausgangssituation beschäftigt ist, Einfluß auf die Betriebsratspolitik besitzt und via Delegiertenversammlung auch die übergeordnete Gewerkschaftspolitik mitbestimmen kann.



## Die Herleitung von Persistenzeffekten

Der Erwartungsnutzen eines gewerkschaftlichen Medianwählers läßt sich folgendermaßen beschreiben:

$$(3) \quad \begin{aligned} EU_0 = & p(V_1, N_0)U(V_1) + (1 - p(V_1, N_0))\bar{U}(\bar{V}) \\ & + \varrho p(V_1, N_0)p(V_2, N_1)U(V_2) + \varrho(1 - p(V_1, N_0))q(V_2, N_1)U(V_2) \\ & + \varrho p(V_1, N_0)(1 - p(V_2, N_1))\bar{U}(\bar{V}) \\ & + \varrho(1 - p(V_1, N_0))(1 - q(V_2, N_1))\bar{U}(\bar{V}) + \dots \end{aligned}$$

Wählt die Gewerkschaft in der ersten Periode bei einer Beschäftigung  $N_0$  den Reallohn  $V_1$ , setzt sich der erwartete Nutzen der ersten Periode aus dem Erwartungsnutzen der Erwerbstätigkeit (erster Summand) und dem Erwartungsnutzen der Arbeitslosigkeit (zweiter Summand) zusammen. Die folgenden Terme beziehen sich auf die zweite Periode und werden mit dem Faktor  $\varrho$  abdiskontiert. Offensichtlich besteht die Möglichkeit, daß der Medianwähler in der ersten Periode beschäftigt war und in der zweiten Periode beschäftigt bleibt (dritter Summand), daß er zunächst arbeitslos war, dann aber eine Beschäftigung findet (vierter Summand), beschäftigt war, aber dann arbeitslos wird (fünfter Summand) und schließlich, daß er in beiden Perioden arbeitslos war (sechster Summand). Um das aufwendige Problem der Maximierung von Gl. (3) zu vereinfachen, soll im folgenden  $q(\cdot)$  und  $\bar{U}(\bar{V})$  gleich Null gesetzt werden.<sup>4</sup>

Das geschilderte Maximierungsproblem für die Gewerkschaften läßt sich nun als Markov'scher Entscheidungsprozeß auffassen (vgl. *Blackwell* 1965), bei dem stochastische Veränderungen der Beschäftigung von einer Periode zur folgenden möglich sind und diese „Übergänge“ jeweils durch die Wahl von  $V_t$  kontrolliert werden können. Eine optimale Politik für dieses Problem ist eine Folge  $\Phi = (V_1, V_2, \dots)$  von Perioden-Politiken, wobei gelte  $V_t: [N, \bar{N}] \rightarrow [0, V_{max}]$ . Unter den hier getroffenen Annahmen läßt sich zeigen, daß wenigstens eine optimale Politik  $\Phi^*$  existiert, die die Eigenschaft  $\Phi^* = (V^*, V^*, \dots)$  besitzt, d.h.  $\Phi^*$  ist stationär (*Schäl* 1975). M.a.W.: Unabhängig von dem jeweils vorliegenden Zeitpunkt wird eine Gewerkschaft auf bestimmte Beschäftigungszustände immer mit ganz bestimmten Lohnforderungen reagieren.

<sup>4</sup> Dies entspricht dem Vorgehen bei *Blanchard / Summers* (1986). Während die zweite Vereinfachung nur eine Normierung bedeutet, mag die erste recht weitgehend erscheinen. Vor dem empirischen Hintergrund, daß die Wiedereingliederung nach einer Arbeitslosigkeitsperiode durch Humankapitalverlust und/oder durch Stigmatisierung seitens der Arbeitsnachfrager zumindest erschwert wird, läßt sich u.E. die Annahme  $q(\cdot) = 0$  dennoch rechtfertigen, obwohl sie diesen Effekt zweifellos überzeichnet. Für das Zustandekommen von Hysterese-Effekten ist grundsätzlich hinreichend, daß die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit  $p(\cdot)$  die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit  $q(\cdot)$  übersteigt.

Es bezeichne  $\Omega(N)$  die Wertfunktion des Maximierungsproblems für einen beliebigen Beschäftigungszustand  $N$ . Wird diese Funktion als Funktionalgleichung geschrieben, so ergibt sich unter den getroffenen Annahmen

$$(4) \quad \Omega(N) = \max_V \left[ \int_0^{\infty} \min \left[ \frac{g(V)\varepsilon}{N}, 1 \right] dF(\varepsilon) \cdot \int_0^{\infty} \Omega(g(V)\varepsilon) dF(\varepsilon) \right].$$

Den Term in der äußeren eckigen Klammer bezeichnen wir mit  $B(V; N)$ . Für ein inneres Optimum bei Zustand  $N$  muß nun gelten

$$(5) \quad \begin{aligned} \frac{\partial B(\cdot)}{\partial V} &= \frac{dg}{dVN} \int_0^{\infty} \varepsilon dF(\varepsilon) \cdot \int_0^{\infty} \Omega(g(V)\varepsilon) dF(\varepsilon) \\ &+ \int_0^{\infty} \min \left[ \frac{g(V)\varepsilon}{N}, 1 \right] dF(\varepsilon) \cdot \int_0^{\infty} \frac{\partial \Omega}{\partial g} \frac{dg}{dV} \varepsilon dF(\varepsilon) = 0. \end{aligned}$$

Bei einer Änderung des jeweils vorliegenden Beschäftigungszustandes resultiert für die Optimalpolitik

$$(6) \quad \frac{dV^*}{dN} = - \frac{\partial^2 B(\cdot)}{\partial V \partial N} / \frac{\partial^2 B(\cdot)}{\partial V^2}.$$

Angenommen wird, daß die Bedingung zweiter Ordnung für ein Maximum erfüllt sei, so daß  $\partial^2 B(\cdot) / \partial V^2 < 0$ . Für den Zähler ergibt sich

$$(7) \quad \begin{aligned} \frac{\partial^2 B(\cdot)}{\partial V \partial N} &= - \frac{g(V)}{N^2} \int_0^{\infty} \varepsilon dF(\varepsilon) \cdot \int_0^{\infty} \frac{\partial \Omega}{\partial g} \frac{dg}{dV} \varepsilon dF(\varepsilon) \\ &- \frac{dg/dV}{N^2} \int_0^{\infty} \varepsilon dF(\varepsilon) \int_0^{\infty} \Omega(g(V)\varepsilon) dF(\varepsilon) \\ &+ \frac{dg/dV}{g(V)^2} F' \left( \frac{N}{g(V)} \right) \int_0^{\infty} \Omega(g(V)\varepsilon) dF(\varepsilon). \end{aligned}$$

Mit Hilfe der Bedingung erster Ordnung läßt sich dies umformen zu

$$(8) \quad \begin{aligned} \frac{\partial^2 B(\cdot)}{\partial V \partial N} &= \int_0^{\infty} \frac{\partial \Omega / \partial g \cdot dg/dV \cdot \varepsilon dF(\varepsilon)}{N} \\ &\times \left\{ 1 - F \left( \frac{N}{g(V)} \right) - \left( \frac{N}{g(V)} \right) F' \left( \frac{N}{g(V)} \right) \right. \\ &\left. - \left( \frac{N}{g(V)} \right)^2 F' \left( \frac{N}{g(V)} \right) \left[ 1 - F \left( \frac{N}{g(V)} \right) \right] \left( \int_0^{\infty} \varepsilon dF(\varepsilon) \right)^{-1} \right\}. \end{aligned}$$



Aufgrund der Ausführungen von *Gottfries/Horn* 1987 läßt sich unter den für die Verteilungsfunktion  $F(\cdot)$  getroffenen Annahmen schließen, daß der Ausdruck in der geschweiften Klammer negativ ist. Wegen  $d\Omega/dN < 0$  und  $dg/dV < 0$  folgt dann  $\partial^2 B(\cdot)/\partial V \partial N < 0$  und damit  $dV^*/dN < 0$ . Dieses Ergebnis ist wie folgt zu interpretieren: Wurde z.B. in einer Periode aufgrund adverser Schocks eine relativ geringe Beschäftigung realisiert, dann wird eine sich an Insider-Interessen orientierende Gewerkschaft versuchen, diese Situation insofern auszunutzen, als sie Lohnforderungen stellt, die gemessen an dem für die Rückkehr zur Vollbeschäftigung notwendigen Niveau „zu hoch“ sind. Dies geschieht deshalb, weil bei normaler Weiterentwicklung der Ökonomie (will heißen bei den zu erwartenden durchschnittlichen Schocks) trotz eines relativ hohen Lohnniveaus die Weiterbeschäftigung des Medianwählers nicht gefährdet ist. Andererseits bedeutet  $dV^*/dN < 0$  natürlich auch, daß in Zeiten hoher Beschäftigung die Gewerkschaften relativ „milde“ Lohnforderungen durchsetzen, weil der Kreis der Insider größer geworden ist.

Die Bedeutung des obigen Ergebnisses wird klar, wenn es mit den Implikationen des ursprünglichen utilitaristischen Ansatzes kontrastiert wird. Angenommen, aufgrund symmetrischer Berücksichtigung der Interessen von Arbeitslosen und Beschäftigten verfolge die Gewerkschaft ein Beschäftigungsziel  $N^*$ . Falls die auf die Arbeitsnachfrageentscheidungen der Unternehmen wirkenden Angebots- und Nachfrageschocks als zeitlich unkorrelierter stochastischer Prozeß (weißes Rauschen) charakterisiert werden können, würde auch die Beschäftigungsentwicklung einem solchen Prozeß folgen, da die Gewerkschaft in jeder Periode den gleichen Reallohnsatz wählt. Bei rationalen Erwartungen ließe sich die Entwicklung der Ökonomie damit als Fluktuation um die langfristige vertikale Phillips-Kurve beschreiben. Sind hingegen allein die Interessen der jeweiligen Insider ausschlaggebend, so würde nach einem eingetretenen Schock der Lohnsatz nicht beibehalten, sondern so verändert, daß der Erwartungswert der in der Zukunft realisierten Beschäftigung der Zahl der Insider in der laufenden Periode entspricht. Dies hat zur Folge, daß die Beschäftigungsentwicklung einem *random walk* folgt. An die Stelle eines Gleichgewichtsmechanismus tritt damit ein Lohnsetzungsverhalten, das Persistenz von Ungleichgewichtssituationen hervorruft.

### 3. Empirische Analyse von Arbeitsnachfrage und Lohnbildung

Als Ausgangspunkt der empirischen Analyse sei eine etwas allgemeinere Arbeitsnachfragefunktion als in Abschnitt 2 gewählt. Diese Funktion hänge negativ vom Reallohn  $V = W/P$  und positiv von der Produktionstätigkeit  $Y$  ab<sup>5</sup>, wobei der Zusammenhang in Logarithmen definiert sei:

$$(9) \quad n^{d*} = n^{d*}(w - p, y) .$$

Falls Anpassungskosten existieren, kann die dynamische Arbeitsnachfrage der Unternehmen in allgemeiner Form als ein autoregressiver *distributed lag* (ADL) Ansatz geschrieben werden:

$$(10) \quad n_t^d = \sum_{i=1}^m \alpha_i n_{t-i}^d - \sum_{i=0}^m \beta_i (w-p)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

wobei  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$  und  $\gamma_i$  zu schätzende Koeffizienten,  $\varepsilon_t$  einen stochastischen Störterm sowie  $m$  die Ordnung des Lag-Prozesses bezeichnen soll und die Konstante hier vernachlässigt ist. Der Einfachheit halber sei  $m$  für alle Variablen gleich gewählt.

Wie im letzten Abschnitt ausführlich dargelegt, ist es eine für die Formulierung der Lohnfunktion entscheidende Frage, ob die lohnsetzenden Akteure sich situativ verhalten, ohne ein gesamtwirtschaftliches Beschäftigungsziel oder einen angestrebten Mitgliederbestand im Auge zu haben, oder aber, ob sie sich aktiv für die Beseitigung eingetretener Arbeitsmarktungleichgewichte einsetzen. Im ersten (Hysteresis-) Fall besteht kein Unterschied zwischen einer gewünschten Beschäftigung und der jeweilig eingetretenen. Falls Anpassungsverzögerungen berücksichtigt werden, läßt sich damit die „gewünschte“ Beschäftigung als ein autoregressiver Prozeß modellieren, dessen Koeffizienten sich auf eins summieren. Der zweite Fall korrespondiert mit der herkömmlichen Phillips-Kurven-Auffassung und impliziert, daß eine arbeitsmarktpolitische oder organisationsstrategische Zielgröße der Beschäftigung als Determinante in den Lohnbildungsprozeß eingeht. Da beide Alternativen empirisch gegeneinander getestet werden sollen, werden wir eine generelle Formulierung verwenden, in der Hysteresis- und Phillips-Kurven-Hypothese als Spezialfälle enthalten sind. Der deterministische Teil der Beschäftigung, der durch die Lohnentscheidung implizit bestimmt wird, ist demnach

$$(11) \quad E n_t = \left( 1 - \sum_{i=1}^m a_i \right) n^* + \sum_{i=1}^m a_i n_{t-i}.$$

Falls  $\sum_{i=1}^m a_i = 1$ , so kann auf Hysteresis im Lohnbildungsprozeß geschlossen werden, während im herkömmlichen Phillips-Kurven-Fall  $a_i = 0$  für  $i = 1, 2, \dots, m$  gelten sollte.

---

<sup>5</sup> Eine Arbeitsnachfragefunktion dieser Form kann unabhängig von dem hier betrachteten Zusammenhang z.B. aus einem Modell mit monopolistischer Konkurrenz auf dem Gütermarkt (siehe *Layard / Nickel* [1986], *Hickman* [2988]) oder auf der Grundlage von Mengenerationierungsmodellen des Malinvaud-Typs abgeleitet werden, z.B. wenn sich ein Teil der Unternehmen im Keynes-Fall, ein anderer im klassischen Fall befindet.

Die lohnsetzenden Akteure müssen die aus Gl. (10) zu berechnende erwartete Arbeitsnachfrage der Unternehmen als eine Nebenbedingung beachten:

(12)

$$E n_t^d = \sum_{i=1}^m [\alpha_i n_{t-i}^d - \beta_i (w - p)_{t-i} + \gamma_i y_{t-i}] - \beta_0 (w_t - E p_t) + \gamma_0 E y_t + E \varepsilon_t.$$

Es sei mit  $w_t^*$  das Ergebnis der Lohnentscheidung bezeichnet, die den angestrebten Beschäftigungsstand mit dem Arbeitsnachfrageverhalten der Unternehmen kompatibel macht. Dieser Lohnsatz ist unter Beachtung der Bedingung  $n_t = n_t^d$  aus Gl. (11) und Gl. (12) zu bestimmen:

$$(13) \quad w_t^* = E p_t + \frac{1}{\beta_0} \left\{ - \left( 1 - \sum_{i=1}^m \alpha_i \right) n^* + \sum_{i=1}^m [(\alpha_i - a_i) n_{t-i} - \beta_i (w - p)_{t-i} + \gamma_i y_{t-i}] + \gamma_0 E y_t + E \varepsilon_t \right\}.$$

Wird berücksichtigt, daß  $\sum_{i=1}^m \alpha_i = 1 - \lambda$ , wobei der als Anpassungsgeschwindigkeit zu interpretierende Parameter  $\lambda$  zwischen 0 und 1 liegt, und  $\sum_{i=1}^m \beta_i = \lambda b$ , wobei  $b$  die Reallohnelastizität der Beschäftigung ist, so kann unter steady-state Bedingungen leicht gezeigt werden, daß Gl. (13) analog zum theoretischen Modell aus Abschnitt 2 im Hysteresis-Fall  $dv/dn < 0$  impliziert, während sich im Phillips-Kurven-Fall  $dv/dn > 0$  ergibt.

Durch Verzögerung von Gl. (10) um eine Periode und Auflösung nach  $w_{t-1}$  folgt

$$(14) \quad w_{t-1} = p_{t-1} + \frac{1}{\beta_0} \left\{ - n_{t-1} + \sum_{i=1}^m [\alpha_i n_{t-i-1} - \beta_i (w - p)_{t-i-1}] + \sum_{i=0}^m \gamma_i y_{t-i-1} + \varepsilon_{t-1} \right\}.$$

Zusammen mit Gl. (11) kann dann die der Wachstumsrate näherungsweise entsprechende erste Differenz der logarithmischen Lohnvariable folgendermaßen ausgedrückt werden:

$$(15) \quad \Delta w_t = E p_t - p_{t-1} + \frac{1}{\beta_0} \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta n_{t-i} - a_i n_{t-i} - \beta_i \Delta (w - p)_{t-i} + \gamma_i \Delta y_{t-i} + \frac{1}{\beta_0} \left\{ - \left( 1 - \sum_{i=1}^m \alpha_i \right) n^* + n_{t-1} + \gamma_0 (E y_t - y_{t-1}) + E \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} \right\} + \mu_t,$$



wobei  $\Delta$  ein Operator zur ersten Differenzenbildung ist und  $\mu_t$  eine unabhängig normalverteilte Zufallsvariable ist, die den Lohnbildungsprozeß stört.

Im folgenden sei angenommen, daß die stochastische Störung in der Arbeitsnachfragebeziehung einem random-walk Prozeß folgt, so daß der Term  $E \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$  aus Gl. (15) herausfällt. Ferner sei unterstellt, daß die Agenten rationale Erwartungen in bezug auf Preise und Produktionstätigkeit bilden, so daß  $E p_t - p_t \equiv \eta_t^p$  und  $E y_t - y_t \equiv \eta_t^y$ , wobei  $\eta_t^p$  und  $\eta_t^y$  Erwartungsfehler sind, die unkorreliert sind mit jeglicher Information, die in Zeitperiode  $t - 1$  verfügbar war. Mit Hilfe dieser Annahmen kann der Lohnprozeß folgendermaßen vereinfacht werden:

$$(16) \quad \Delta w_t = \Delta p_t + \frac{1}{\beta_0} \left\{ - \left( 1 - \sum_{i=1}^m a_i \right) n^* + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta n_{t-i} - a_i n_{t-i} - \beta_i \Delta (w - p)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} + n_{t-1} \right\} + v_t,$$

wobei  $v_t$  eine stochastische Störvariable ist, in der die Erwartungsfehler mit enthalten sind. Gl. (16) ist die grundlegende Beziehung, auf die wir bei der Interpretation der empirischen Resultate rekurren werden. Unter den für den Phillips-Kurven-Fall angenommenen Bedingungen folgt aus Gl. (16)

$$(17) \quad \Delta w_t = \Delta p_t + \frac{1}{\beta_0} \left\{ - (n^* - n_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta n_{t-i} - \beta_i \Delta (w - p)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} \right\} + v_t.$$

Mit den für den Hysteresis-Fall gültigen Restriktionen ergibt sich hingegen

$$(18) \quad \Delta w_t = \Delta p_t + \frac{1}{\beta_0} \left\{ \sum_{i=1}^m \alpha'_i \Delta n_{t-i} - \beta_i \Delta (w - p)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} \right\} + v_t,$$

wobei  $\alpha'_1 = \alpha_1$  und  $\alpha'_i = \alpha_i - a_i$  für alle  $i > 1$ . Entscheidend bei dieser Spezifikation ist, daß alle erklärenden Variablen als Veränderungsraten auftreten, Niveaugrößen hingegen keine Rolle spielen.

Obwohl Gl. (16) recht allgemein ist und Hysteresis und Phillips-Kurven-Formulierung als Spezialfälle enthält, legt sie jedoch bereits dem datenerzeugenden Prozeß Restriktionen auf. Bei der empirischen Analyse ist zunächst die Gültigkeit der beiden zu untersuchenden Hypothesen gemeinsamen Restriktionen zu überprüfen.

#### 4. Empirische Ergebnisse

##### Daten und Methoden

Die Daten wurden aus verschiedenen Publikationen der Deutschen Bundesbank entnommen. Alle Rechnungen wurden mit Quartalsdaten für das Produzierende Gewerbe bzw. die Verarbeitende Industrie für Periode 1962,1 bis 1988,4 durchgeführt. Eine Schwierigkeit bestand in der Auswahl der Lohnvariablen. Weil das zugrunde liegende theoretische Modell sich auf das Verhalten einer Monopolgewerkschaft bezieht, sollten in erster Linie Tariflöhne herangezogen werden, weil davon auszugehen ist, daß die Gewerkschaft (wenn überhaupt) nur diese Variable kontrollieren kann, nicht jedoch zwangsläufig auch die Effektivlöhne. Wird das theoretische Modell weniger strikt interpretiert (etwa mit dem Hinweis auf die im theoretischen Teil angesprochene Bedeutung der betrieblichen Ebene für die Lohnbildung), so läßt sich auch die Verwendung von Effektivlöhnen rechtfertigen.<sup>6</sup> Wir entschieden uns, sowohl mit Tarif- als auch mit Effektivlöhnen zu rechnen. Da weiterhin Lohndaten entweder auf Stunden- oder auf Pro-Kopf-Basis vorliegen, erhalten wir insgesamt vier verschiedene Lohnvariablen:

$w_1$ -Tariflohn- und Gehaltsniveau auf Monatsbasis für das Produzierende Gewerbe

$w_2$ -Tariflohn- und Gehaltsniveau auf Stundenbasis für das Produzierende Gewerbe

$w_3$ -Bruttolöhne und -gehälter je Beschäftigten in der Industrie

$w_4$ -Bruttolöhne und -gehälter je Beschäftigtenstunde im Verarbeitenden Gewerbe

Als erklärende Variable fanden einheitlich für die Lohnvariablen  $w_1$  bis  $w_4$  der Index der Nettoproduktion für das Produzierende Gewerbe (einschließlich des Baugewerbes), die Beschäftigung in der Industrie sowie der Preisindex der Lebenshaltung aller privaten Haushalte Verwendung. In einigen Rechnungen wurde zusätzlich eine Zielbeschäftigungsgröße  $n_t^*$  eingeführt, die wie folgt konstruiert wurde:  $n_t^* = n_t / (1 - u_t)$ , wobei  $u_t$  die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote ist.

In den Rechnungen wurde zuerst der langfristige Zusammenhang zwischen den betrachteten Variablen untersucht. Zu diesem Zweck kann die Methode der Kointegration (*Engle / Granger* 1987) eingesetzt werden, falls die Kointegrations-Hypothese durch die Daten bestätigt wird. Als Alternative hierzu benutzen wir die von *Wickens / Breusch* 1988 beschriebene Instrumentvariablen-Methode, die neben dem langfristigen Koeffizientenschätzer auch einen entsprechenden Standardfehler liefert. Diese Methode setzt voraus, daß ein ADL-Modell den datenerzeugenden Prozeß angemessen

<sup>6</sup> *Blanchard / Summers* (1966) benutzen von einem Monopol-Gewerkschaftsmodell ausgehend ebenfalls die Effektivlöhne zur empirischen Überprüfung ihrer theoretischen Hypothesen.

sen zu repräsentieren vermag. Um dies zu überprüfen, werden Autokorrelations-, Heteroskedastie-, Normalitäts- und Linearitätstests durchgeführt. Dieses ADL-Modell dient auch zur Grundlage von Spezifikationstests.

### Der Rahmen für die empirischen Schätzungen

Ausgangspunkt für die empirische Analyse ist das folgende logarithmische ADL-Modell:

$$(19) \quad w_t = \text{Abs.} + \text{Saisondummies} + \sum_{i=1}^m \delta_i^1 w_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_i^2 n_{t-i} + \delta_i^3 y_{t-i} + \delta_i^4 p_{t-i} + \varepsilon_t,$$

wobei  $\delta_i^j (i = 0, \dots, m, j = 1, \dots, 4)$  die zu schätzenden Koeffizienten sind. Falls die Ordnung der Lagprozesse um eins höher gewählt wird, enthält Gl. (19) die aus theoretischen Überlegungen gewonnene Gl. (16) als Spezialfall und kann deshalb dazu benutzt werden, die in Gl. (16) enthaltenen Restriktionen zu überprüfen.<sup>7</sup> Vor allem wird durch Gl. (16) impliziert, daß (i) die lohnsetzenden Agenten in realen Größen planen und (ii) der Lohnprozeß auf adäquate Weise in ersten Differenzen (oder in Wachstumsraten) zu formulieren ist. Die strikte Abwesenheit von Geldillusion ist gleichbedeutend mit der Auferlegung einer Homogenitätsbedingung der Form  $\delta_0^4 = 1$  und  $\delta_i^1 + \delta_i^4 = 0$  für alle  $i > 0$ . Weniger streng interpretiert, kann die Planung in realen Größen auch gleichgesetzt werden mit einer langfristigen Elastizität der Nominallöhne in bezug auf die Preise in Höhe von eins. Die Frage, ob  $\Delta w_t$  und nicht die Niveaugröße  $w_t$  die angemessene Größe auf der linken Seite der Schätzgleichung ist, kann durch Überprüfung der Bedingung  $\sum_{i=1}^m \delta_i^1 = 1$  entschieden werden. Die Kombination von realer Planung und Formulierung in Wachstumsraten bedeutet dann gleichfalls, daß eine entsprechende Wachstumsraten-Bedingung  $\left[ \sum_{i=0}^m \delta_i^4 = 0 \right]$  auch für die Preisvariable erfüllt sein muß.

Zunächst sei der langfristige Zusammenhang zwischen Löhnen, Beschäftigung, Produktion und Preisen betrachtet. Als eine Voraussetzung der Anwendbarkeit der Kointegrations-Methode sind zunächst die Stationaritätseigenschaften der betrachteten Zeitreihen zu überprüfen, da das Konzept der Kointegration nur sinnvoll auf Zeitreihen mit den gleichen Stationaritätseigenschaften anwendbar ist. Verwendet wird als Test auf das Vorliegen einer Einheitswurzel der Dickey-Fuller-Test (DF). Aufgrund der in

<sup>7</sup> Zur Diskussion der Allgemeinheit eines ADL-Modells siehe *Hendry et al. (1984)*.



*Tabelle 1*  
**Tests auf Einheitswurzeln (Quartalsdaten: 1962,1 - 1988,4)**

Variable	I(0) DF	I(1) DF	I(2) DF
<i>abhängige Variablen</i>			
$w_1$	11.021	- 4.565**	- 15.147**
$w_2$	11.406	- 4.626**	- 15.435**
$w_3$	1.921	- 20.420**	- 31.222**
$w_4$	10.926	- 5.689**	- 24.189**
<i>erklärende Variablen</i>			
$n$	- 1.905	- 5.567**	- 10.470**
$y$	3.450	- 7.590**	- 15.769**
$p$	12.504	- 3.560*	- 11.882**
$n^*$	- 1.299	- 8.698**	- 19.315**

*Erläuterungen:*

- \*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1% Niveau.
- \* bezeichnet Signifikanz auf dem 5% Niveau.
- I(i) steht für Integriertheit der Ordnung (i).
- DF: Dickey-Fuller Test.

*Tabelle 1* enthaltenen Ergebnisse ist darauf zu schließen, daß alle in Frage kommenden Variablen von der Ordnung 1 integriert sind, d. h. sie sind stationär nach einfacher Differenzenbildung. Damit ist es möglich, die Nominallohngleichungen auf Kointegration zu testen.

Hierzu wurden die nominellen Lohnvariablen  $w_1$  bis  $w_4$  auf eine Konstante, saisonale Dummy-Variablen sowie auf die unverzögerten Zeitreihen der Beschäftigung, der Produktion und der Preise regressiert (siehe Spalten 1 bis 4 von *Tabelle 2*). Für die Regressionen, die in Spalte 5 und 6 dokumentiert sind, haben wir weiterhin ein Maß für die potentielle Beschäftigung  $n_t^*$  aufgenommen. Diese Erweiterung wurde jedoch nur für die Effektivlöhne durchgeführt, weil sich für die Tariflohnvariablen (vermutlich aufgrund von Multikollinearitätseffekten) unplausible Resultate ergaben.

Im oberen Teil von *Tabelle 2* sind die Ergebnisse der Kointegrations-Regressionen sowie der entsprechenden Tests wiedergegeben. Wie aus den Testresultaten (CRDW, DF und ADF) ersichtlich<sup>8</sup>, wird die Nullhypothese „keine Kointegration“ nur für die Lohnvariable  $w_3$  eindeutig zurückgewiesen werden, während dies für die anderen Maße der Lohnbewegung nicht der Fall ist. Dies bedeutet, daß die für den Fall der Kointegration abgeleiteten günstigen Schätz-Eigenschaften nur auf die Regressionen in Spalte (3)

<sup>8</sup> CRDW bezeichnet den *Co-Integration-Regression-Durbin-Watson-Test* und ADF den *Augmented Dickey-Fuller-Test*. Siehe hierzu z. B. Rüdell (1989).

Tabelle 2

**Schätzungen der Langfrist-Beziehung  
zwischen Nominallöhnen, Preisen und Beschäftigung**  
(Quartalsdaten 1962,1 - 1988,4)

	<i>abhängige Variable</i>					
	<i>w1</i>	<i>w2</i>	<i>w3</i>	<i>w4</i>	<i>w3</i>	<i>w4</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Kointegrations-Regression</i>						
Absolutglied	- 8.524	- 7.591	- 6.752	- 8.222	- 5.622	- 6.928
<i>n</i>	0.410	0.260	0.103	0.114	0.860	1.003
<i>y</i>	0.552	0.711	0.952	0.924	0.900	0.861
<i>p</i>	1.501	1.434	1.331	1.591	1.416	1.692
<i>n*</i>	-	-	-	-	- 0.895	- 1.047
<i>Kointegrations-Tests</i>						
CRDW	0.148	0.187	0.656**	0.298	0.641**	0.308
DF	- 2.077	- 2.312	- 4.578**	- 2.927	- 4.474**	- 2.956
ADF (4)	- 2.620	- 2.937(*)	- 2.962(*)	- 3.071(*)	- 3.098(*)	- 3.180(*)
<i>Wickens / Breusch Langfrist-Schätzer</i>						
<i>n</i>	1.118 (2.150)	0.546 (1.403)	0.379 (1.170)	- 0.191 (1.069)	0.769 (2.706)	0.912 (3.390)
<i>y</i>	1.485 (0.699)	1.363 (0.405)	1.252 (0.269)	1.552 (0.295)	1.475 (0.454)	1.723 (0.640)
<i>p</i>	1.001 (0.709)	1.036 (0.491)	1.130 (0.386)	1.061 (0.378)	0.969 (0.591)	1.073 (0.778)
<i>n*</i>	- -	- -	- -	- -	- 0.769 (2.198)	- 0.675 (2.796)
<i>Test-Statistiken für das ADL Model (m = 5)</i>						
Normalitätstests $\chi^2$ (2)	811.6**	512.4**	3.014	4.461	1.392	1.071
Linearitätstests [F (2,74)]	3.766*	2.659	2.232	2.463	4.476*	6.982**
<i>LM-Autokorrelationstests</i>						
Ordnung 1 [F (1,79)]	0.497	0.530	1.179	1.235	0.706	1.142
Ordnung 2 [F (2,78)]	0.589	0.558	0.833	1.065	0.677	4.208*
Ordnung 3 [F (3,77)]	0.542	0.635	1.915	2.011	1.114	2.840*
Ordnung 4 [F (4,76)]	0.432	0.457	1.613	1.655	1.321	2.218
Ordnung 5 [F (5,75)]	0.494	0.659	1.196	2.134	1.164	2.652*
Ordnung 6 [F (6,74)]	0.561	0.611	1.129	1.680	1.343	2.449*
<i>Tests auf Heteroskedastie</i>						
Ordnung 1 [F (1,74)]	0.001	0.041	0.018	0.645	0.221	0.960
Ordnung 2 [F (2,72)]	0.013	0.038	0.111	1.114	0.504	1.842
Ordnung 3 [F (3,70)]	0.038	0.042	0.256	1.037	0.320	1.136
Ordnung 4 [F (4,68)]	1.597	2.917*	0.362	0.985	0.246	0.143
Ordnung 5 [F (5,66)]	1.249	2.267	0.619	0.297	0.390	0.322
Ordnung 6 [F (6,64)]	1.053	1.947	0.510	0.265	0.426	0.410

*Erläuterungen:*

- \*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1% Niveau.
- \* bezeichnet Signifikanz auf dem 5% Niveau, (\*) auf dem 10% Niveau.
- Standardfehler in Klammern, weitere Erläuterungen siehe Text.

und (5) bezogen werden können. In diesem Fall lassen sich die Koeffizienten als Schätzer des Langfrist-Zusammenhangs zwischen den Regressionsvariablen interpretieren. In den Regressionen in Spalte (3) und (5) erhalten wir einen langfristigen Produktionskoeffizienten von etwas unter eins (0.95 bzw. 0.90) sowie einen langfristigen Preiskoeffizienten von etwas über eins (1.3 bzw. 1.4). Der Koeffizient der Beschäftigungsvariablen ist relativ gering in der Regression (3), während er sich nur geringfügig vom Koeffizienten der Produktion in Regression (5) unterscheidet.

Weil die Hypothese der Kointegration für die Mehrzahl der Regressionen nicht bestätigt wird und die Kointegrations-Regression keine Aussage über die Standardfehler der Koeffizienten erlaubt, verwendeten wir den Langfrist-Schätzer von *Wickens, Breusch* (1988) als eine Alternative.

Die Regressionen für diesen Ansatz wurden unter der Annahme einer maximalen Lag-Länge von 5 Perioden gerechnet. Um zu sehen, ob ein entsprechend spezifiziertes ADL-Modell die Daten adäquat zu beschreiben vermag, führten wir eine Reihe von Tests durch, deren Ergebnisse im unteren Teil von *Tabelle 2* enthalten sind. Die Lagrange-Multiplikator (LM) Tests auf Autokorrelation bis zur Ordnung 6 sowie die Tests auf autoregressive konditionale Heteroskedastie (ARCH) ergeben für die Schätzungen (1) bis (5) keine Hinweise auf gravierende Autokorrelations- oder Heteroskedastie-Probleme. In der Schätzung (6) scheint hingegen die Annahme der zeitlichen Unkorreliertheit der Residuen verletzt zu sein. Die Annahme der Normalverteilung der Residuen wird auf Basis des Bera / Jarque-Tests in den Schätzungen für die Tariflöhne auf hohem Signifikanzniveau zurückgewiesen, nicht jedoch in den Schätzungen für die Effektivlöhne. Eine eingehendere Untersuchung zeigt, daß die Probleme in Schätzungen (1) und (2) in erster Linie durch einen starken Ausreißerwert im vierten Quartal 1970 verursacht werden (der die dritten und vierten Momente analysierende Bera-Jarque Tests reagiert naturgemäß hochsensibel auf Ausreißerwerte.) Die Linearitäts-Annahme wird akzeptiert in den Schätzungen (2) bis (4), jedoch zurückgewiesen für die Regressionsgleichung (1) sowie für die Schätzungen mit eingeschlossener Variable  $n_t^*$ .

Insgesamt können wir festhalten, daß es auf Grundlage der Testergebnisse für die Regressionsgleichungen (3) und (4) keine Anhaltspunkte gibt, die gegen eine Beschreibung des datenerzeugenden Prozesses durch ein ADL-Modell der Ordnung 5 sprechen, während sich für die Gleichung (5) schwache, für die Gleichungen (1), (2) und (6) etwas stärkere Verdachtsmomente auf teilweise Verletzung von Grundannahmen des linearen Regressionsmodells ergeben. Wir halten diese Probleme jedoch für nicht so gravierend, daß sie eine Interpretation der Schätzungen ausschließen, zumal die im folgenden referierten Hauptergebnisse für alle unterschiedlichen Ansätze sehr ähnlich sind: Der langfristige Koeffizient der Preise in der Nominallohn-



gleichung ist nach der Wickens / Breusch Schätzmethode in allen Fällen sehr nahe bei eins und nicht signifikant von eins verschieden. Der Koeffizient der Produktion wird übereinstimmend auf etwas über eins geschätzt, ist jedoch nicht signifikant von eins verschieden. In keiner Regressionsgleichung sind hingegen die langfristigen Koeffizienten der Beschäftigungsvariable(n) gegen Null gesichert.

Diese Ergebnisse bestätigen erstens die Hypothese, daß zumindest auf längere Sicht die Lohnentscheidung auf Grundlage eines realen Kalküls getroffen wird. Da der Koeffizient der Produktion auch als langfristiger Einfluß der Produktivität auf die Lohnbildung interpretiert werden kann<sup>9</sup>, sind die Daten zweitens mit der Hypothese kompatibel, daß die langfristige Elastizität der Löhne in bezug auf den Output pro Arbeitseinheit den Wert Eins besitzt. Drittens zeigt sich ein erstes Indiz gegen die Phillips-Kurven-Spezifikation, da weder das Niveau der tatsächlichen noch der gewünschten Beschäftigung langfristig einen statistisch gesicherten Einfluß auf die Lohnentwicklung ausübt.

Die Resultate von Spezifikations-Tests, die wir auf das allgemeine ADL-Modell anwenden, sind in *Tabelle 3* enthalten. Zunächst ist als Ergebnis ein starker Einfluß der verzögerten endogenen Variablen festzuhalten. Der Ausschluß der einfach verzögerten Lohnvariablen kann auf hohem Signifikanzniveau für alle Schätzungen zurückgewiesen werden. Lags höherer Ordnung sind ebenfalls von Bedeutung. Bezüglich der Tariflohnvariablen ergibt sich, daß Lags der Ordnung 4 bzw. 5 eine besondere Rolle spielen, was u. U. durch die Bedeutung von Jahreswachstumsraten für den tariflichen Lohnprozeß erklärt werden könnte.

Der Ausschluß der verzögerten und unverzögerten exogenen Variablen kann für alle Regressionen zumindest auf dem 5 % Niveau abgelehnt werden. Die Homogenitäts-Restriktion in bezug auf die Produktionsvariable wird in allen Schätzungen auf hohem Signifikanzniveau zurückgewiesen. Bezüglich der Preisvariablen erhalten wir eine Ablehnung der Homogenitäts-Restriktion auf dem 5 % Niveau für die Tariflohn-Schätzungen, während die entsprechende Hypothese für die Effektivlohn-Gleichungen angenommen wird. Dies bedeutet, daß sich Anhaltspunkte einer (kurzfristigen) Abweichung von einer Planung in realen Größen nur für die Tariflohn-, nicht jedoch für den Effektivlohnprozeß ergeben.

Weiterhin wurden Wachstumsraten-Restriktionen untersucht, die für die exogene Variablen  $j$  auf die Bedingung  $\sum_{i=0}^5 \delta_{t-i}^j = 0$  führen, während sie für

<sup>9</sup> In einer alternativen Spezifikation könnte neben der Beschäftigung anstelle der Produktion auch die Produktivität ( $y - n$ ) eingesetzt werden. Schätztechnisch wäre eine solche Spezifikation äquivalent zu Gl. (19), die Koeffizienten der Produktionsvariablen entsprächen den Koeffizienten der Produktivitätsvariablen.

*Tabelle 3*  
**Spezifikations-Tests für die Nominallohngleichungen**  
 (Quartalsdaten 1962,1 - 1988,4)

	<i>abhängige Variable</i>					
	<i>w1</i>	<i>w2</i>	<i>w3</i>	<i>w4</i>	<i>w3</i>	<i>w4</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Ausschluß der verzögerten Endogenen</i>						
Lag 5 [F (1, T)]	4.971*	6.231*	11.848**	2.271	8.254**	0.980
Lag 4 bis 5 [F (2, T)]	2.521	3.203*	24.451**	2.329	16.975**	0.844
Lag 3 bis 5 [F (3, T)]	1.903	2.234	16.306**	1.915	12.211**	1.093
Lag 2 bis 5 [F (4, T)]	1.679	2.234	19.718**	7.500**	11.735**	6.495**
Lag 1 bis 5 [F (5, T)]	123.55 **	96.541**	25.668**	48.896**	21.921**	42.706**
<i>Ausschluß der exogenen Variablen</i>						
[F (k × 6, T)]	1.840*	1.862*	4.654**	3.703**	4.011**	2.811**
<i>Homogenitäts-Restriktionen</i>						
<i>n</i> [F (6, T)]	1.258	1.864	3.126**	3.679**	1.520	2.157
<i>y</i> [F (6, T)]	28.002**	27.749**	6.876**	28.912**	8.008**	24.971**
<i>p</i> [F (6, T)]	2.797*	2.571*	1.524	1.621	0.907	1.766
<i>n</i> * [F (6, T)]	-	-	-	-	2.195	1.137
<i>Wachstumsraten-Restriktionen</i>						
<i>n</i> [F (1, T)]	0.361	0.171	0.124	0.029	0.081	0.071
<i>y</i> [F (1, T)]	3.395	4.265*	2.669	4.865*	2.295	2.860
<i>p</i> [F (1, T)]	0.968	2.062	3.381	2.852	0.896	0.725
<i>n</i> * [F (1, T)]	-	-	-	-	0.107	0.049
end. Var. [F (1, T)]	2.147	3.769	3.289	4.496*	1.694	1.785
end. Var. und <i>n</i> [F (2, T)]	1.697	2.385	2.515	2.613	1.127	1.258
<i>Spezielle Restriktionen</i>						
Hysterese [F (2 + k, T)]	0.729	0.960	2.237	1.516	1.251	0.810

*Erläuterungen:*

- \*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1% Niveau.
- \* bezeichnet Signifikanz auf dem 5% Niveau.
- T: Anzahl der Beobachtungen, T = 76 für die Regressionen in Spalte 1 bis 4, T = 69 für die Regressionen in Spalte 5 und 6.
- k: Anzahl der exogenen Variablen, k = 3 für die Regressionen in Spalte 1 bis 4, k = 4 für die Regressionen in Spalte 5 und 6.

die endogene Variable  $\sum_{i=1}^5 \delta_{t-i}^1 = 1$  implizieren. Die Testergebnisse verdeutlichen, daß die Wachstumsraten-Restriktion für die Beschäftigungs- und die Preisvariable in keinem Fall abgelehnt werden kann und in der Mehrzahl der Fälle ebenfalls nicht für die übrigen Variablen. Die gemeinsame Hypothese, daß sowohl die endogene als auch die Beschäftigungsvariable in ersten Differenzen bzw. Wachstumsraten zu formulieren ist, kann in keiner der sechs Regressionsschätzungen zurückgewiesen werden. Die bisher referierten Testergebnisse bestätigen überwiegend die in Gl. (16) enthaltenen

Restriktionen, wenn man von der Verletzung der Homogenitätsbedingung in den Tariflohnschätzungen (1) und (2) absieht, die auf eine Vernachlässigung der kurzfristigen Lohn-Preis-Dynamik hindeutet, sowie von der Tatsache, daß in Regression (4) die Formulierung des Lohnprozesses in ersten Differenzen von den Daten nicht gestützt wird. Zu betonen ist, daß sich aufgrund der Ergebnisse für die Regressionen (3), (5) und (6) überhaupt keine Anhaltspunkte zeigen, die gegen Gl. (16) als Referenzmodell sprechen.

Betrachtet seien jetzt die spezifischen Restriktionen, die durch Phillips-Kurve bzw. Hysteresis-Hypothese dem datenerzeugenden Prozeß auferlegt werden. Beiden Hypothesen gemeinsam ist die Annahme, daß die Lohnvariable in ersten Differenzen (bzw. in Wachstumsraten) zu formulieren ist, eine Restriktion, die, wie beschrieben, von der überwiegenden Zahl der Schätzungen hier bestätigt wird. Der entscheidende Unterschied zwischen beiden Hypothesen besteht nun darin, daß bei Gültigkeit des Phillips-Kurven-Modells auf der rechten Seite der Schätzgleichung neben Veränderungsraten der Beschäftigung auch die *Niveaugrößen* der Beschäftigung (bzw. der gewünschten Beschäftigung) auftreten sollten, während dies bei Gültigkeit des Hysteresis-Modells nicht der Fall ist, da dann alle Information bereits in den Veränderungsraten der Beschäftigung enthalten ist.

Aus den Testresultaten ergeben sich deutliche Anhaltspunkte gegen die Phillips-Kurven-Spezifikation. Die Hypothese einer Formulierung der Beschäftigungsvariablen in ersten Differenzen auf der rechten Seite der Schätzgleichung kann auf Basis entsprechender F-Tests in keiner Regression zurückgewiesen werden, was im Widerspruch zu den Implikationen des Phillips-Kurven-Ansatzes steht.<sup>10</sup> Die gewünschte Beschäftigung hat, wie die Ergebnisse für die Regressionen (5) und (6) zeigen, weder langfristig einen Einfluß auf den Lohnprozeß, noch kann die Hypothese, daß nur die Veränderungsrate dieser Variablen eine Rolle spielt, durch die Daten zurückgewiesen werden.

Betrachten wir als Alternative zur Phillips-Kurven-Spezifikation die Hysteresis-Hypothese. Diese Hypothese impliziert neben der Formulierung der abhängigen Variablen sowie sämtlicher erklärenden Variablen in ersten Differenzen (Wachstumsraten) den Ausschluß der statischen (unverzögerten) Beschäftigungsvariablen. Diese Bedingungen lassen sich gemeinsam in einem entsprechenden F-Test überprüfen. Das Ergebnis in *Tabelle 3* zeigt, daß diese Hypothese in keiner der sechs Regressionen zurückgewiesen werden kann. Dies bedeutet, daß wir für die verwendeten unterschiedlichen

---

<sup>10</sup> Im Phillips-Kurven-Fall muß die Summe der Koeffizienten der Beschäftigungsvariablen gleich  $1/\beta_0$ , d. h. von Null verschieden sein. Aufgrund des Wachstumsratentests wird jedoch die Hypothese, daß die Summe der Koeffizienten der Beschäftigungsvariablen gleich Null ist, akzeptiert.



Lohnvariablen einhellig Evidenz *gegen* die Phillips-Kurven-Modellierung und Evidenz *für* den Hysterese-Ansatz finden.

## 5. Schlußbemerkungen

Im theoretischen Teil wurde ein Insider-Outsider Modell präsentiert, in dem Arbeitslose vollständig vom Lohnbildungsprozeß ausgeschlossen sind und in dem die Insider (hier vertreten durch den gewerkschaftlichen Medianwähler) versuchen, Unterbeschäftigungssituationen für ihre spezifische Interessenlage auszunutzen. Es wurde gezeigt, daß damit der dem Phillips-Kurven-Ansatz zugrunde liegende Gleichgewichtsmechanismus außer Kraft gesetzt wird und der Prozeß, dem die Beschäftigungsentwicklung folgt, den Charakter eines *random walks* erhält. In diesem Fall existiert kein wie auch immer definiertes Gleichgewicht (etwa im Sinne einer ‚natürlichen‘ Beschäftigung). Dieses Szenario würde vor dem Hintergrund der bundesrepublikanischen Realität tendenziell auch dann gelten, wenn Gewerkschaften und/oder Betriebsräte eher die Interessen der Beschäftigten als die der Arbeitslosen im Auge haben.

Im empirischen Teil wurde von einer allgemeinen Arbeitsnachfragefunktion bei Existenz von Anpassungskosten ausgegangen. Diese Arbeitsnachfragefunktion wurde mit einer Gleichung für das in der Lohnsetzung implizit festgelegte Beschäftigungsziel kombiniert, die sowohl die Möglichkeit zuläßt, daß sich die lohnsetzenden Akteure mit den Arbeitslosen solidarisch verhalten (Phillips-Kurven-Fall), als auch die Möglichkeit, daß sich der Gruppenegoismus der Insider durchsetzt (Hysterese-Fall).

Es zeigte sich zunächst, daß sich empirisch wenig Anhaltspunkte dafür ergeben, daß das durch die Modellbildung implizierte Referenzmodell nicht geeignet sein könnte, den datenerzeugenden Prozeß angemessen zu beschreiben. Das Referenzmodell kann somit herangezogen werden, um die durch die Phillips-Kurven-Modellierung und das Hysterese-Modell implizierten Restriktionen zu überprüfen. Dieser Test fällt für alle sechs durchgeführten Regressionsschätzungen eindeutig zugunsten des Hysterese-Ansatzes aus. Wir finden somit Evidenz dafür, daß es sich beim Insider-Outsider-Modell um ein Paradigma handelt, das im Einklang mit den Daten steht. Auch wenn das für die Lohnbildung unterstellte Modell nicht zuletzt wegen der alleinigen Konzentration auf das gewerkschaftliche Verhalten (während die Unternehmensseite ausgeklammert wird) zu einfach erscheint, als daß er eine hinreichende Beschreibung der Wirklichkeit abgeben könnte, so bleibt die empirisch gefundene Hysterese-Eigenschaft im Lohnbildungsprozeß ein gesichertes Faktum. Die Analyse der wirtschaftspolitischen Konsequenzen dieses Ergebnisses (rudimentär etwa bei *Sachs* (1987) diskutiert) muß weiterer Forschung vorbehalten bleiben.

### Zusammenfassung

Der vorliegende Aufsatz entwickelt im theoretischen Teil ein Modell einer Monopolgewerkschaft, die durch Insider-Interessen dominiert wird. In Verallgemeinerung von Resultaten anderer Autoren wird die Existenz einer stationären Politik gezeigt, derzufolge die Lohnbildung invers zu Beschäftigungsveränderungen erfolgt. Im Gegensatz zu einem Phillipskurven-Modell impliziert dieses Resultat Hysteresis-Effekte.

Es wird gezeigt, daß durch das Insider-Outsider-Modell und das Phillipskurven-Modell dem datenerzeugenden Prozeß jeweils spezifische Restriktionen auferlegt werden, die sich empirisch überprüfen lassen. Unter Benutzung von Quartalsdaten für die Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1962 - 1988 wird Evidenz gegen das Phillipskurven-Modell gefunden, während die durch das Hysteresis-Modell implizierten Restriktionen von den Daten akzeptiert werden.

### Summary

The paper develops a wage-setting model for an insider-dominated monopolistic union. The existence of a stationary policy is proven, according to which wage-setting responds inversely to changes in employment. In contradiction to the Phillips-curve model, this result implies hysteresis effects.

It is shown that specific restrictions on the data generating process are imposed by the insider-outsider approach and the Phillips-curve model. These restrictions are tested empirically. Using quarterly data (1962 - 1988) for the Federal Republic of Germany, evidence is found against the Phillips-curve model while the restrictions implied by the hysteresis model are accepted by the data.

### Literaturverzeichnis

- Blackwell, D.* (1965), Discounted dynamic programming. *Ann. Math. Statist.* 36, 226 - 235.
- Blanchard, O. J. / Summers, L. H.* (1986), Hysteresis and the European unemployment problem, in: Fischer, S. (Hrsg.), *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge.
- Booth, A.* (1984), A public choice model of trade union behaviour and membership. *Economic Journal* 94, 883 - 898.
- Coe, D. / Gagliardi, F.* (1985), Nominal wage determination in ten OECD economies. *OECD Working Paper* no. 19.
- Derichs-Kunstmann, K. / Althoff, A. / Höhfeld, J. / Kunstmann, W.* (1988), *Gewerkschaftliche Arbeitslosigkeit – Erfahrungen, Ergebnisse, Konzepte*. Forschungsinstitut für Arbeiterbildung im Auftrag der Hans-Böckler-Stiftung des Deutschen Gewerkschaftsbundes.
- Engle, R. F. / Granger, L. W. J.* (1987), Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, 251 - 276.

- Franz, W.* (1987), Hysteresis, persistence, and the NAIRU: An empirical analysis for the Federal Republic of Germany, in: Layard, R., Calmfors, L. (Hrsg.), *The fight against unemployment*. Cambridge.
- (1990), Hysteresis in Economic Relationships: An Overview. *Empirical Economics* 15, 109 - 125.
- Franz, W. / König, H.* (1986), The nature and causes of unemployment in the Federal Republic of Germany since the 1970s: An empirical investigation. *Economica* 53 (Suppl.), 219 - 244.
- Gottfries, N. / Horn, H.* (1987), Wage formation and the persistence of unemployment. *Economic Journal* 97, 877 - 884.
- Hansen, G.* (1990), Die Persistenz der Arbeitslosigkeit. Eine theoretische und empirische Analyse, in: Nakhaeizadeh, G. und K. H. Vollmer (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der angewandten Ökonometrie*. Heidelberg.
- Hargraves-Heap, S. P.* (1980), Choosing the wrong natural rate: Accelerating inflation or deceleration employment and growth. *Economic Journal* 90, 611 - 620.
- Hendry, D. F. / Pagan, A. R. / Sargan, J. D.* (1984), Dynamic Specification, in: Griliches Z., M. Intrilligator (Hrsg.). *Handbook of Econometrics*, Vol. II. Amsterdam.
- Hickman, B. G.* (1987), Real wages, aggregate demand, and unemployment. *European Economic Review* 31, 1531 - 1560.
- Layard, P. R. G. / Basevi, G. et al.* (1984), Europe: The case for unsustainable growth. Centre for European Policy Studies Paper No. 8/9.
- Layard, P. R. G. / Nickell, S. J.* (1986), Unemployment in Britain. *Economica* 53 (Suppl.), 121 - 170.
- Lindbeck, A. / Snower, D. J.* (1986 a), Explanations of unemployment. *Oxford Review of Economic Policy* 1, 34 - 59.
- / — (1986 b), Wage Setting, Unemployment and Insider-Outsider Relations. *American Economic Review* 76, 235 - 239.
- / — (1987 a), Union activity, unemployment persistence and wage-employment ratchets. *European Economic Review* 31, 157 - 167.
- / — (1987 b), Efficiency Wages versus insiders and outsiders. *European Economic Review* 31, 407 - 416.
- Malinvaud, E.* (1980), *Profitability and unemployment*. Cambridge.
- McCallum, B. T.* (1980), Rational expectations and macroeconomic stabilisation policy: An overview. *Journal of Money, Credit and Banking* 12, 716 - 46.
- McDonald, I. M. / Solow, R.* (1981), Wage bargaining and employment. *American Economic Review* 71, 896 - 906.
- Phelps, E. S.* (1972), *Inflation Policy and Unemployment Theory*. London.
- Ramser, H. J.* (1988), Lohnbildung und Beschäftigung: Anmerkungen zur Relevanz des Insider-Outsider-Ansatzes, in: Zum Gedenken an Harald Gerfin, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik der Universität Konstanz.
- Rüdel, T.* (1989), Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle mit einer empirischen Untersuchung der Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland. Heidelberg.



- Sachs, J.* (1987), High unemployment in Europe: Diagnosis and policy implications, in: Siven, C.-H. (Hrsg.), *Unemployment in Europe – Analysis and Policy Issues*.
- Schäl, M.* (1975), Condition for optimality in dynamic programming and for the limit of  $n$ -stage optimal policies to be optimal. *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie* 32, 179 - 196.
- Wickens, M. R. / Breusch, T. S.* (1988), Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression models. *Economic Journal* 98 (Suppl.), 189 - 205.