

Woll, Artur; Faulwasser, Bernd; Ramb, Bernd-Thomas

Article

Zur Zeitstabilität des Phillips-Theorems

Kredit und Kapital

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Woll, Artur; Faulwasser, Bernd; Ramb, Bernd-Thomas (1976) : Zur Zeitstabilität des Phillips-Theorems, Kredit und Kapital, ISSN 0023-4591, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 9, Iss. 3, pp. 293-316, <https://doi.org/10.3790/ccm.9.3.293>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/292768>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Zur Zeitstabilität des Phillips-Theorems

Von Artur Woll, Bernd Faulwasser und Bernd-Thomas Ramb, Siegen*

I. Einleitung

Nach einer verbreiteten Ansicht können die gesamtwirtschaftlichen Ziele Preisniveaustabilität und Vollbeschäftigung nicht gleichzeitig erreicht werden. Dieses Dilemma folgt aus einer Art „Konflikthypothese“, die einen wirtschaftspolitischen trade-off zwischen beiden Zielen unterstellt. Im Anschluß an *Phillips'* bekannte empirische Untersuchung, in der eine inverse Beziehung zwischen Änderungen der Nominallohne und dem Niveau der Arbeitslosenquoten festgestellt wird (ursprüngliches *Phillips*-Theorem), erweiterten *Samuelson* und *Solow* die ursprüngliche Erklärung durch die Einführung der Produktivitätshypothese (modifiziertes *Phillips*-Theorem). Dadurch waren sie in der Lage, Beziehungen zwischen Preisniveauänderungen (Inflationsraten) und Arbeitslosenquoten zu beschreiben¹. Die einzige Lösung des von ihnen aufgezeigten Zielkonflikts scheint die Aufstellung einer — politisch attraktiven — Prioritätenskala, in der Vollbeschäftigung gewöhnlich einen ersten Platz einnimmt.

Phelps und *Friedman* kritisierten die *Phillips*-Hypothese in verschiedenen Beiträgen². Ihre Theorien implizieren, daß eine geldpolitisch verursachte Inflation auf Grund von Geldillusion der Beschäftigten kurzfristig zu einem Sinken der Arbeitslosenquote führt. Mit der Anpassung der Erwartungen an die herrschenden Bedingungen werde das Beschäftigungsniveau längerfristig wieder sinken: Es existierte zwar eine kurzfristige *Phillips*-Kurve; langfristig jedoch werde sich die „natürliche“ Arbeitslosenquote einstellen, d. h. höhere Inflationsraten hätten keinen posi-

* Eine finanzielle Unterstützung durch das Landesamt für Forschung, Düsseldorf, ermöglichte die vorliegende Untersuchung.

¹ Vgl. *Phillips* (1958) und *Samuelson-Solow* (1960). Das ursprüngliche und das modifizierte *Phillips*-Theorem werden in Form von nichtlinearen — zur Vereinfachung oft auch linearen — *Phillips*-Kurven dargestellt.

² Vgl. u. a. *Phelps* (1967) und *Friedman* (1968).

tiven Beschäftigungseffekt (vertikale *Phillips*-Kurve). Der kurzfristige Zielkonflikt erweise sich langfristig als Scheinproblem. Diese Vorstellungen führten zur Entwicklung der Akzelerationshypothese, nach der eine gegebene Arbeitslosenquote, die unterhalb der natürlichen Arbeitslosenquote liegt, nur durch eine akzelerierende Inflationsrate aufrecht erhalten werden kann.

Seither sind das ursprüngliche und modifizierte *Phillips*-Theorem für viele Länder empirisch untersucht worden³. Die Ergebnisse dieser Studien differieren beträchtlich; sie sind teilweise sogar widersprüchlich. Es ist somit nicht überraschend, daß der Erklärungsgehalt der getesteten Ansätze — ausgedrückt durch die Höhe des jeweiligen Korrelationskoeffizienten — große Unterschiede aufweist, und daß ein permanent gültiger trade-off nicht exakt quantifiziert werden kann. Die genannten Ergebnisse dürfen deshalb nur mit größter Zurückhaltung interpretiert werden. Besonders risikoreich ist es, auf ihrer Grundlage allgemeingültige Aussagen aufzustellen oder konkrete Voraussagen zu äußern, ganz zu schweigen von ihrer Brauchbarkeit zur Lösung wirtschaftspolitischer Probleme. Was sind die Ursachen für die erheblichen Divergenzen zwischen diesen Ergebnissen? Im internationalen Vergleich können sie hauptsächlich durch unterschiedliche Abgrenzungen und Definitionen von Arbeitsmarktgrößen erklärt werden; im nationalen Bereich existieren verschiedene Gründe:

- den Beziehungen liegen verschiedene Kurvenformen zugrunde;
- das statistische Material wird unterschiedlich abgegrenzt und definiert;
- verschiedene exogene Faktoren werden in den erwähnten Untersuchungen unterschiedlich zusammengestellt;
- die Studien beziehen sich auf unterschiedliche Beobachtungszeiträume.

Besondere Aufmerksamkeit wird in diesem Aufsatz dem letzten der erwähnten Punkte gewidmet: Der Beobachtungszeitraum hat einen wesentlichen quantitativen Einfluß auf die Ergebnisse⁴. Es kann davon ausgegangen werden, daß die Straffheit der Beziehungen (gemessen durch den Korrelationskoeffizienten) sowohl im ursprünglichen als auch im

³ Vgl. z. B. *Goldstein* (1972) und *Boelaert* (1973). Die beiden folgenden Monographien stellen auf die Bundesrepublik Deutschland ab: *Maneval* (1973) und *Zahn* (1973).

⁴ Vgl. dazu *Schloenbach* (1972), 109 - 119.

modifizierten *Phillips*-Theorem über längere Zeiträume instabil ist; über kürzere Perioden können dagegen stabile Beziehungen bestehen. Offensichtlich existieren Zeiträume mit hohem Erklärungsgehalt, während in anderen Perioden keine straffen Beziehungen zu beobachten sind. Diese Schlußfolgerungen können jedoch durch die Art und Qualität der vorliegenden empirischen Evidenz weder bestätigt noch eindeutig zurückgewiesen werden. Um dieses Phänomen zu klären, ist es notwendig, die Entwicklung der Erklärungszusammenhänge im Zeitablauf zu beobachten. Dabei scheinen willkürliche Methoden, wie die subjektive Auswahl eines bestimmten Beobachtungszeitraumes oder die spekulative Einführung von dummy-Variablen, wenig geeignet. Vielmehr ist eine besondere ökonometrische Methode erforderlich, die eine systematische Analyse der Straffheit von *Phillips*-Beziehungen in ihrer zeitlichen Entwicklung erlaubt. Es sei darauf hingewiesen, daß in diesem Aufsatz theoretische Modelle, die das *Phillips*-Phänomen produzieren oder enthalten, weder präsentiert noch diskutiert werden. Detaillierte Überlegungen zur Theorie der natürlichen Arbeitslosenquote oder zur Aufteilung von Nominaleinkommensänderungen in Variationen von Output und Preisniveau werden nicht geliefert. Diese und ähnliche Probleme werden in neueren Veröffentlichungen ausführlich diskutiert⁵. Die Absicht dieses Aufsatzes ist weniger anspruchsvoll. Es soll mit Hilfe der „Methode der gleitenden Zeitabschnitte“ untersucht werden, ob zwischen der Inflationsrate und bestimmten erklärenden Variablen signifikante Beziehungen bestehen, und ob diese Beziehungen im Zeitablauf stabil sind. Im folgenden wird zunächst die Methode der gleitenden Zeitabschnitte erklärt (II.). Anschließend werden die Testfunktionen definiert und die Testergebnisse dargestellt (III.). Der Interpretation dieser Ergebnisse (IV.) schließen sich Schlußfolgerungen an (V.).

II. Die Methode der gleitenden Zeitabschnitte und die Vorgehensweise der Untersuchung

Die übliche ökonometrische Überprüfung von ökonomischen Hypothesen beschränkt sich größtenteils auf die Berechnung des Regressionsansatzes mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate und auf die Bewertung dieses Ansatzes durch den Korrelationskoeffizienten (r) oder das Bestimmtheitsmaß (r^2). Diese Koeffizienten werden auf der Grundlage aller in der Untersuchungsperiode verfügbaren Zeitreihenwerte der ent-

⁵ Vgl. z. B. *Lucas* (1973).

sprechenden Variablen berechnet. Die erreichten Ergebnisse gelten — da das statistische Material aus Zeitreihen besteht — für die gesamte Beobachtungsperiode. Diese Vorgehensweise erlaubt offensichtlich nicht, innerhalb des gesamten Beobachtungszeitraumes Unterperioden zu benennen, die einen hohen oder geringen Erklärungsgehalt des Beziehungszusammenhangs aufweisen, von der Entwicklung des Zusammenhangs ganz zu schweigen. Um diese Informationen zu erhalten, sind Berechnungen für verschiedene Zeitperioden notwendig. In diesem Fall ist eine systematische Vorgehensweise einer mehr oder weniger zufälligen oder spekulativen Auswahl von Zeitperioden vorzuziehen. Der vorliegende Aufsatz benutzt ein Verfahren, das „Methode der gleitenden Zeitabschnitte“ genannt wird⁶. Diese Methode bedeckt den gesamten Beobachtungszeitraum mit sich überlappenden Zeitabschnitten, für die je einzeln der Regressionsansatz berechnet wird. Diese Methode soll mit Hilfe des folgenden Beispiels demonstriert werden.

Die Hypothese $Y = a \cdot X + b$ soll geprüft werden. Die Zeitreihen der Variablen X und Y erstrecken sich auf eine Periode mit N Beobachtungen:

$$(1) \quad GZ = (X_t, Y_t) \quad t = 1, \dots, N .$$

Die gesamte Beobachtungsperiode wird mit einem System sich überlappender Zeitabschnitte bedeckt. Die Länge eines Abschnittes umfaßt $n < N$ Beobachtungen. Der erste Zeitabschnitt TZ_1 besteht aus den ersten n Werten beider Zeitreihen:

$$(2) \quad TZ_1 = (X_t, Y_t) \quad t = 1, \dots, n .$$

Zur Bildung des zweiten Zeitabschnittes TZ_2 , wird das erste Wertepaar des ersten Zeitabschnittes entfernt, und das folgende Paar (X_{n+1}, Y_{n+1}) hinzugefügt:

$$(3) \quad TZ_k = (X_t, Y_t) \quad t = 2, \dots, n + 1 .$$

Der k -te Zeitabschnitt TZ_k wird durch die folgende Formel definiert:

$$(4) \quad TZ_k = (X_t, Y_t) \quad t = k, \dots, k + n - 1 .$$

Der gesamte Untersuchungszeitraum, bestehend aus N Beobachtungen, wird mit $K = N - n + 1$ Zeitabschnitten bedeckt. Die Zeitab-

⁶ Vgl. *Ramb* (1976).

schnitte gleiten systematisch durch den gesamten Beobachtungszeitraum. Dies wird in einer Abbildung für $N = 40$ und $n = 10$ deutlich (Fig. 1):

Für jeden Zeitabschnitt TZ_k wird der Regressionsansatz:

$$(5) \quad Y_t = a_k \cdot X_t + b_k + e_t \quad t = k, \dots, k + n - 1$$

und der Korrelationskoeffizient r_k berechnet⁷. Die Logik der Methode impliziert, daß die Regressions- und Korrelationskoeffizienten für jeden Zeitabschnitt in ihrer Folge selbst Zeitreihen bilden. Die einzelnen Zeitreihen:

$$(6) \quad (a_k) \quad k = 1, \dots, K,$$

$$(7) \quad (b_k) \quad k = 1, \dots, K \quad \text{und}$$

$$(8) \quad (r_k) \quad k = 1, \dots, K.$$

können deshalb „Zeitentwicklungswerte“ der Koeffizienten genannt werden.

Bei der Interpretation der zeitentwickelten Koeffizienten muß nach Regressions- und Korrelationskoeffizienten unterschieden werden. Die Analyse der *Korrelationskoeffizienten* gliedert sich in zwei aufeinanderfolgende Abschnitte. Zunächst ist zu untersuchen, ob und wann ein zeitentwickelter Korrelationskoeffizient r_k eine signifikante Höhe s erreicht⁸. Ist dies der Fall, kann die Hypothese einer signifikanten Beziehung zwischen X und Y für den Zeitabschnitt TZ_k (in der quantitativen Gestalt $Y = a_k \cdot X + b_k$) akzeptiert werden. Eine Folge signifikanter Werte des Korrelationskoeffizienten für $l + 1$ aufeinander folgende Zeitabschnitte TZ_k, \dots, TZ_{k+l} :

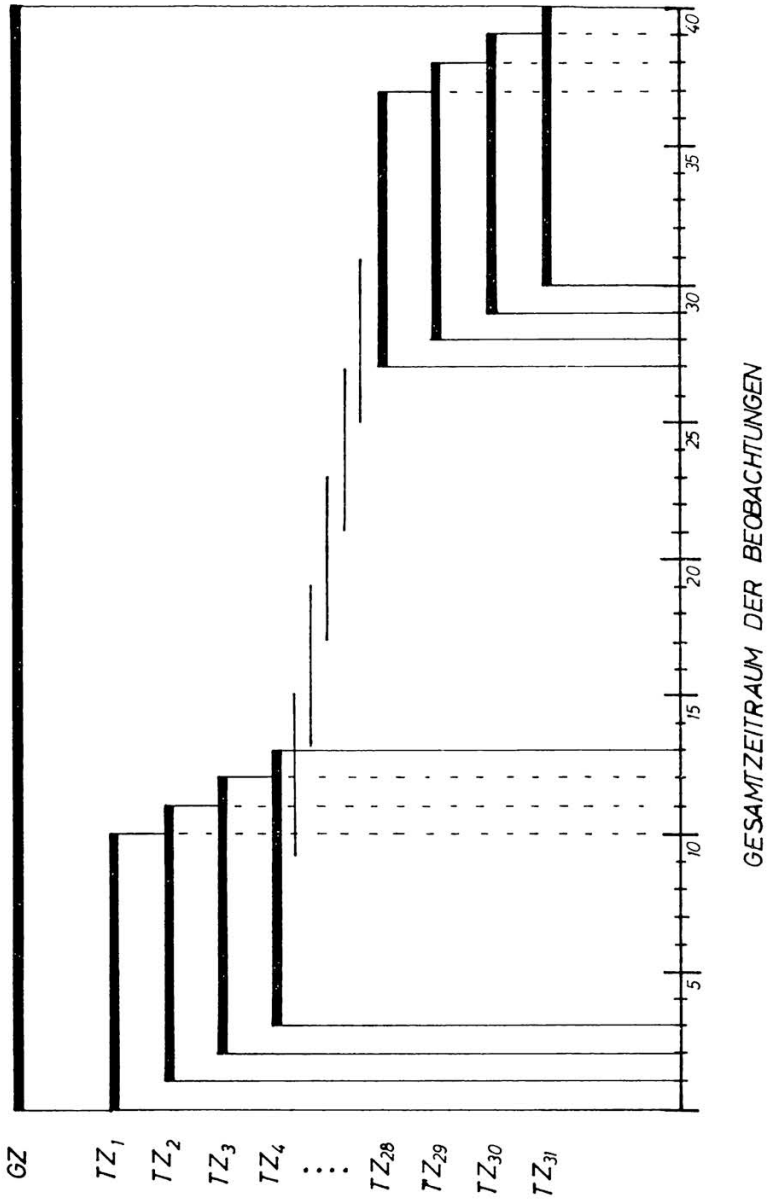
$$(9) \quad r_k, r_{k+1}, \dots, r_{k+l} > s \quad \text{resp.} < -s$$

zeigt eine temporär signifikante Beziehung an. Für $l = 0$ existiert nur eine kurzfristige Beziehung in einem einzelnen Zeitabschnitt. Im Fall $k = 1$ und $l = K - 1$ existiert die Beziehung über den gesamten Beobachtungszeitraum. Es ist ebenfalls möglich, daß die Beziehung in einer

⁷ Mit e_t sind die Störgrößen des Regressionsansatzes bezeichnet, deren durchschnittliche Quadratsumme durch die Berechnung der Koeffizienten nach der Methode der kleinsten Quadrate minimiert wird.

⁸ Die Wahl der Signifikanzschranke ist — wie später noch erläutert — nicht unabhängig von subjektiven Einschätzungen. Maßgeblich ist die Erreichung eines bestimmten Erklärungsgehalts (gemessen am Bestimmtheitsmaß) und eine Signifikanz gegen Null mit einer bestimmten Irrtumswahrscheinlichkeit.

Fig. 1: Schematische Darstellung der gleitenden Zeitabschnitte



oder mehreren Unterperioden des gesamten Beobachtungszeitraumes besteht — wie die Ergebnisse dieser Untersuchung demonstrieren werden.

In einem zweiten Schritt wird die Stabilität des Entwicklungspfades der Korrelationskoeffizienten untersucht. Zu beachten ist, daß dabei nur signifikante Korrelationskoeffizienten — die im ersten Schritt bestimmt wurden — herangezogen werden. Eine Folge zeitentwickelter Korrelationskoeffizienten auf einem nahezu konstanten Niveau:

$$(10) \quad r_k = r_{k+1} = \dots = r_{k+l} > s \quad \text{resp.} < -s$$

zeigt für diese Unterperiode eine stabile und signifikante Beziehung an. Schwankungen der Korrelationskoeffizienten auf signifikantem Niveau weisen auf eine bestehende, jedoch unstabile Beziehung hin.

Neben der Analyse von Korrelationskoeffizienten stellt die zeitliche Entwicklung der *Regressionskoeffizienten* einen weiteren Aspekt der Stabilität von Beziehungszusammenhängen dar. Ein zeitlich konstanter und signifikanter Korrelationskoeffizient impliziert nicht, daß die Regressionskoeffizienten a_k und b_k ebenfalls konstante Werte zeigen. Unter der Bedingung:

$$(11) \quad r_k = r_{k+1} = \dots = r_{k+l} > s \quad \text{resp.} < -s$$

zeigen Schwankungen der Regressionskoeffizienten, z. B. a_k :

$$(12) \quad a_k \neq a_{k+1} \neq \dots \neq a_{k+l}$$

eine Instabilität der quantitativen Gestalt der Beziehung an, trotz der temporären Stabilität des Erklärungsgehaltes in dieser Periode.

Hinsichtlich Methode und Untersuchungsstrategie der folgenden empirischen Untersuchungen müssen zusätzlich noch folgende Aspekte hervorgehoben werden. Im ersten und wichtigsten Schritt sind — wie oben beschrieben — Perioden mit signifikanten Werten des zeitentwickelten Korrelationskoeffizienten zu identifizieren. Die Signifikanzschranke ist von der Anzahl der Daten abhängig, die der Berechnung der Koeffizienten unterliegen. Die Wahl der Zeitabschnittlänge n ist deshalb ein wichtiger Bestandteil dieser Methode. Je größer n , desto niedriger ist die Signifikanzschranke für die Korrelationskoeffizienten. Andererseits: Je größer n , desto geringer ist die Zahl der zeitentwickelten Werte des Korrelationskoeffizienten ‚et vice versa‘. Im Grenzfall $n = N$ erhält man

nur einen Wert des Korrelationskoeffizienten für den gesamten Beobachtungszeitraum, das Ergebnis, das auch die gewöhnliche Regressionsanalyse liefert. Im entgegengesetzten Fall kann eine zu kurze Länge des Zeitabschnitts einen stark schwankenden Verlauf der zeitentwickelten Korrelationskoeffizienten bewirken, da einzelne Beobachtungswerte, die in der Folge der Zeitabschnitte hinzugefügt oder eliminiert werden, einen stärkeren Einfluß auf die Ergebnisse ausüben. Längere Folgen signifikanter Korrelationskoeffizienten werden in diesen Fällen häufig durch einzelne nicht-signifikante Werte unterbrochen. In der vorliegenden Untersuchung wird eine Abschnittslänge von 16 Werten, d. h. vier Jahre bei Quartalsdaten, gewählt⁹. Die Signifikanzschranke der zeitentwickelten Korrelationskoeffizienten ist auf $s = 0,7$ festgelegt. Dieser Wert entspricht einem Bestimmtheitsmaß von $r^2 = 0,49$ oder fast 50 % und liefert gegen Null signifikante Korrelationskoeffizienten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von ca. 0,1 %.

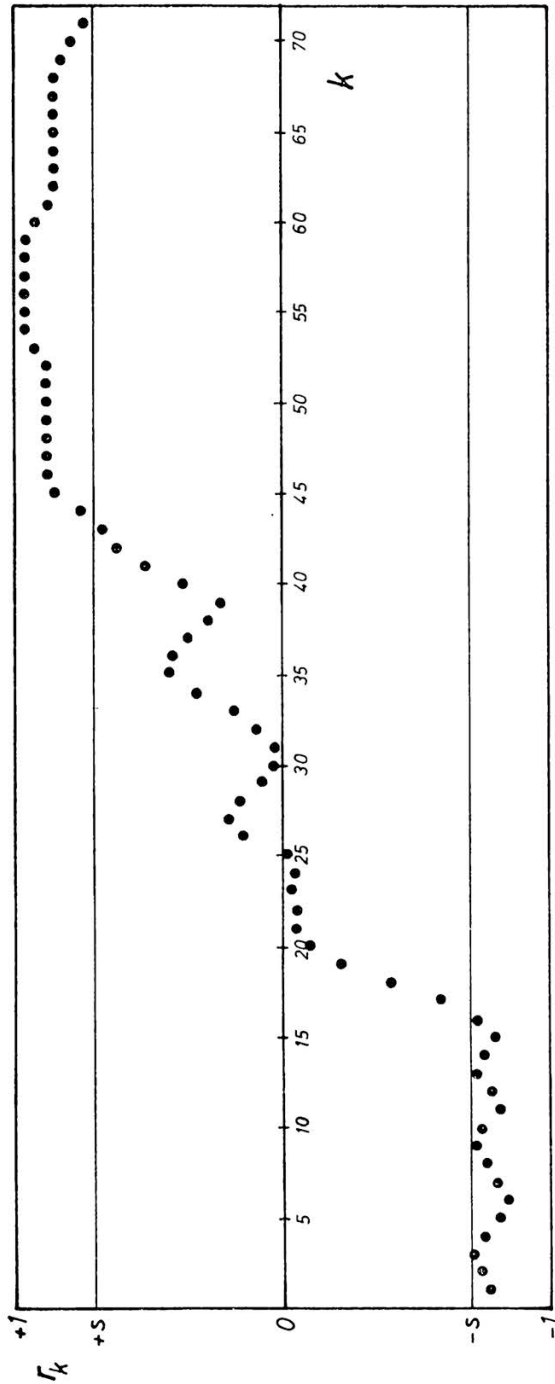
Zur Erleichterung der Zeitentwicklungsanalyse lassen sich die zeitentwickelten Werte der Korrelationskoeffizienten r_k in einem Diagramm abtragen, in dem die Abszisse den Index des Zeitabschnitts anzeigt und auf der Ordinate die Höhe des Korrelationskoeffizienten abgetragen wird (Fig. 2).

Die unterstellte Signifikanzschranke wird im Diagramm als Hilfslinie eingetragen. Die zeitentwickelten Werte können direkt auf einen bestimmten Zeitpunkt bezogen werden, indem der zeitliche Mittelpunkt des Abschnittes TZ_k und nicht sein Index k als Referenzpunkt gewählt wird.

Neben dem Intra-Hypothesen-Vergleich der Zeitentwicklungswerte besteht auch die Möglichkeit des Inter-Hypothesen-Vergleichs zeitentwickelter Regressions- und Korrelationskoeffizienten. Der Vergleich der Korrelationskoeffizienten verschiedener Hypothesen basiert auf der Gegenüberstellung des Verlaufs der jeweiligen Zeitentwicklungskurven, die auf eine gemeinsame Zeitachse bezogen werden. Daraus resultiert insbesondere der Vorteil, auch Hypothesen miteinander vergleichen zu können, die auf unterschiedlich abgegrenzten, jedoch sich überschneidenden Gesamtbeobachtungsbereichen basieren. Voraussetzung für den Inter-Hypothesen-Vergleich ist jedoch die Berechnung der Zeitentwicklungswerte auf der Grundlage übereinstimmender Zeitabschnittslängen.

⁹ Zeitentwickelte Koeffizienten für verschiedene Werte von n wurden von Woll (1975) berechnet.

Fig. 2: Zeitentwicklungswerte des Korrelationskoeffizienten



III. Empirische Tests und Ergebnisse

Die folgenden Überlegungen, die die gegensätzlichen theoretischen Standpunkte zum *Phillips*-Theorem reflektieren, bieten eine Grundlage, auf der zur Bestimmung der Inflationsrate relevante erklärende Variable ausgewählt und somit Testfunktionen formuliert werden können:

- Im Mittelpunkt des *Phillips*-Theorems steht der Arbeitsmarkt. Ein ungleichgewichtiger Arbeitsmarkt (Angebots- oder Nachfrageüberschuß) führt zu überproportionalen Lohnänderungen. Geht man von der Produktivitätsprämisse aus, so resultieren Lohnerhöhungen jenseits eines konstanten Produktivitätsfortschritts in proportionalen Preissteigerungen. Es ist deshalb möglich, Arbeitsmarktindikatoren zur Bestimmung von Preisniveauänderungen heranzuziehen. Seit *Phillips* grundlegender empirischer Untersuchung fungiert die Arbeitslosenquote als Hauptindikator des Arbeitsmarktes. Angemessen wäre, auch andere Arbeitsmarktindikatoren, wie offene Stellen oder ausländische Beschäftigte, heranzuziehen.
- Die Rotation der kurzfristigen *Phillips*-Kurve in ihre Gleichgewichtslage (natürliche Arbeitslosenquote) beruht auf der verzögerten Anpassung der erwarteten an tatsächliche Werte (z. B. Löhne und Preise). Deshalb spielen Variable, die Erwartungen ausdrücken, eine wichtige Rolle bei der Bestimmung der Inflationsrate. Die Bedeutung von Erwartungen für die Wirtschaftspolitik ist evident: eingefahrene inflationäre Erwartungen können Politiker davon abhalten, antiinflationäre Maßnahmen zu ergreifen, da ihnen unter diesen Umständen die Gefahr hoher Arbeitslosigkeit zu groß erscheint.

Dieser Aufsatz beabsichtigt nicht, theoretische Argumente — gleich welcher Art — für oder gegen das *Phillips*-Theorem zu liefern, vielmehr will er in einer empirischen Analyse systematisch die Stabilität des Erklärungszusammenhangs der *Phillips*-Relation untersuchen, wobei Arbeitsmarktdaten und Preiserwartungswerte für die Bundesrepublik Deutschland als Grundlage dienen. Den empirischen Tests liegen Zeitreihen aus Quartalsdaten von 1953 - 1974 zugrunde. Entsprechende Werte für die ausländischen Beschäftigten sind erst ab 1961 verfügbar. Die Inflationsrate dient in allen Regressionsansätzen als endogene Variable. Sie ist definiert als relative jährliche Änderungsrate des Preisniveaus (für 4 Personen Arbeitnehmerhaushalte):

$$(13) \quad RP = \frac{P_i - P_{i-4}}{P_{i-4}} .$$

Verschiedene Arbeitsmarktaggregate und erwartete Preise stellen die exogenen Variablen dar. Diese Auswahl schränkt mögliche alternative Erklärungsansätze stark ein. Sie resultiert aus den theoretischen Hypothesen zum modifizierten *Phillips*-Theorem wie auch aus den Argumenten der Kritiker.

Die modifizierte *Phillips*-Kurve hat normalerweise die Form einer zum Ursprung konvexen Kurve, die die Abszisse schneidet. Um eine derartige Beziehung zwischen Inflationsraten (*RP*) und Arbeitslosenquoten (*AQ*) zu testen, scheint die Wahl eines linearen Ansatzes unangemessen zu sein, obwohl dieses Verfahren in Veröffentlichungen oft eingeschlagen wurde. Für kleinere Koordinatenabschnitte kann der lineare Ansatz jedoch als Approximation an eine konvexe Kurve angesehen werden. Die Funktion:

$$(14) \quad RP = f(AQ) = a \cdot AQ + b$$

wird daher als erste Beziehung dem empirischen Test unterzogen, um die Ergebnisse mit bereits veröffentlichten linearen Ansätzen vergleichen zu können. Für die empirische Untersuchung von *Phillips*-Kurven ist die reziproke Beziehung zwischen relativen Preisniveauänderungen und Arbeitslosenquoten eher geeignet:

$$(15) \quad RP = f\left(\frac{1}{AQ}\right) = a \cdot \frac{1}{AQ} + b .$$

Die Arbeitslosenquote (*AQ*) ist definiert als das Verhältnis der Zahl der Arbeitslosen (*AL*) zur Zahl der Gesamtbeschäftigten (*GB*). Entsprechend kann Beziehung (15) in zwei neue Funktionen aufgeteilt werden:

$$(16) \quad RP = f\left(\frac{1}{AL}\right) = a \cdot \frac{1}{AL} + b \quad \text{und}$$

$$(17) \quad RP = f(GB) = a \cdot GB + b .$$

In (16) wird die relative Preisniveauänderung als Funktion der reziproken Zahl der Arbeitslosen und in (17) als Funktion der Zahl der Beschäftigten betrachtet.

Sinkt die Zahl der Arbeitslosen (*AL*), so steigt regelmäßig die Nachfrage nach Arbeitskräften, d. h. die Zahl der offenen Stellen (*OS*), ‚et vice versa‘. Diese Beziehung ist plausibel und wird durch empirische Beobachtungen unterstützt¹⁰. Mit anderen Worten: Die Zahl der offenen

¹⁰ Vgl. dazu *Woll, Faulwasser und Ramb (1976)*.

Stellen ist ungefähr umgekehrt proportional der Zahl der Arbeitslosen: $\frac{1}{AL} \sim OS$. Es ist somit möglich, die folgende Beziehung als Erklärungsansatz für relative Preisniveauänderungen aufzustellen:

$$(18) \quad RP = f(OS) = a \cdot OS + b .$$

Die Zahl der Beschäftigten setzt sich aus der Zahl der inländischen Beschäftigten (*IB*) und der ausländischen Beschäftigten (*AB*) zusammen; es gilt also: $GB = IB + AB$.

Seit den frühen sechziger Jahren war das inländische Arbeitspotential in der Bundesrepublik Deutschland nahezu vollständig erschöpft. Seither wurden von der deutschen Volkswirtschaft ständig mehr ausländische Arbeiter beschäftigt. Die Zahl der ausländischen Beschäftigten in der Bundesrepublik unterlag im Laufe der Zeit starken Schwankungen. Diese Variationen schlugen auf die Veränderungen der Zahl der Gesamtbeschäftigten durch. Mit Hilfe dieser Überlegung ist es möglich, die Wachstumsrate des Preisniveaus durch die Zahl der in der Bundesrepublik beschäftigten ausländischen Arbeiter zu erklären:

$$(19) \quad RP = f(AB) = a \cdot AB + b .$$

Somit ergeben sich sechs Beziehungen — (14) bis (19) —, die verschiedene Arbeitsmarkindikatoren als Bestimmungsgrößen von relativen Preisniveauänderungen heranziehen. Die Wahl einzelner exogener Faktoren erlaubt, unterschiedliche Aspekte des Arbeitsmarktes hervorzuheben.

Der Einfluß von Preiserwartungen auf die tatsächliche Inflationsrate muß unabhängig von den Arbeitsmarkterklärungen gesehen werden¹¹. Seitdem die Inflationsraten in westlichen industrialisierten Ländern zunehmend steigen — mit einer Tendenz zur galoppierenden Inflation —, hat die Hypothese an Gewicht gewonnen, die relative Preisniveauänderungen durch erwartete Inflationsraten erklärt. Um diese Aussage empirisch zu untersuchen, ist es notwendig, Preiserwartungswerte (erwartete Inflationsraten) zu formulieren (**RP*). Dazu können die Werte vergangener Inflationsraten herangezogen werden, da sie eine plausible und oft benutzte Grundlage zur Formulierung von Preiserwartungs-

¹¹ Die erwartete Inflationsrate beeinflusst auch die Löhne; es wird jedoch angenommen, daß dieser Einfluß sich bereits in der Arbeitslosenquote niederschlagen hat.

werten bieten. Im einfachsten Fall kann als Erwartungswert die relative Preisniveauänderung des vorhergehenden Quartals substituiert werden. Sollen Erwartungswerte aus mehreren vergangenen Inflationsraten berechnet werden, können Methoden wie das „exponential smoothing“ angewendet werden, die bei der Berechnung von Preiserwartungswerten vergangene Inflationsraten mit unterschiedlichen Gewichten integrieren¹².

In den folgenden empirischen Untersuchungen wird der einfache Ansatz benutzt. Um aber verschiedenen Reaktionsstrukturen Rechnung zu tragen, werden der Berechnung von Preiserwartungswerten Bezugspunkte in drei verschiedenen weit zurückliegenden Perioden zugrunde gelegt. Als Erwartungswerte dienen die Inflationsraten, die jeweils ein Quartal, ein halbes Jahr und ein Jahr zurückliegen:

$$(20) \quad *RP_t^{(1)} = RP_{t-1} \quad t = 2, \dots, N,$$

$$(21) \quad *RP_t^{(2)} = RP_{t-2} \quad t = 3, \dots, N \text{ und}$$

$$(22) \quad *RP_t^{(4)} = RP_{t-4} \quad t = 5, \dots, N.$$

Mit Hilfe dieser Definitionen werden die folgenden Testfunktionen formuliert:

$$(23) \quad RP = a \cdot *RP^{(1)} + b,$$

$$(24) \quad RP = a \cdot *RP^{(2)} + b \text{ und}$$

$$(25) \quad RP = a \cdot *RP^{(4)} + b.$$

Um die nachfolgenden Ergebnisse, die mit der Methode der gleitenden Zeitabschnitte erreicht wurden, mit den herkömmlichen Ergebnissen vergleichen zu können, werden in der folgenden Übersicht die Ergebnisse der Regressionsansätze für den *gesamten Beobachtungszeitraum* wiedergegeben (Fig. 3):

¹² Neben gegenwärtigen und vergangenen Inflationsraten bestimmen auch andere Variable — z. B. die erwartete Wachstumsrate der Geldmenge — die Preiserwartungen. In eine Diskussion der Theorie der Preiserwartungen wird hier nicht eingetreten, stattdessen wird auf den konventionellen Ansatz „adaptiver“ Erwartungsbildung zurückgegriffen. Vgl. auch *Stein* (1974).

Fig. 3: Regressionsansätze für den gesamten Beobachtungszeitraum

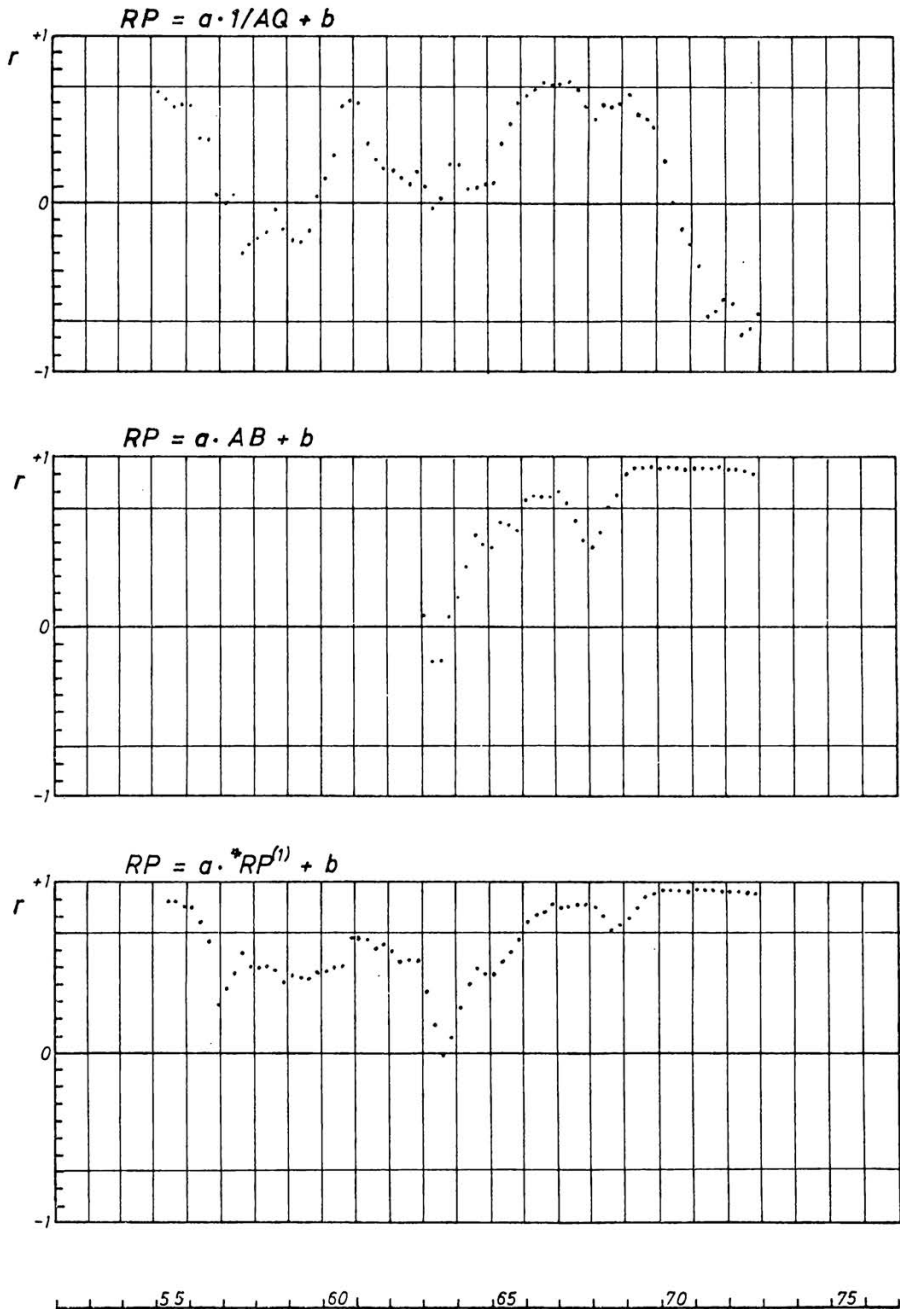
(26)	$RP = -0,436 \cdot$	$AQ + 3,665$	$r = -0,537$
(27)	$RP = 0,903 \cdot$	$1/AQ + 1,802$	$r = 0,294$
(28)	$RP = 0,188 \cdot 10^6 \cdot$	$1/AL + 1,821$	$r = 0,283$
(29)	$RP = 4,555 \cdot 10^{-6} \cdot$	$OS + 0,598$	$r = 0,464$
(30)	$RP = 0,808 \cdot 10^{-6} \cdot$	$GB - 18,091$	$r = 0,640$
(31)	$RP = 2,163 \cdot 10^{-6} \cdot$	$AB + 0,435$	$r = 0,818$
(32)	$RP = 0,928 \cdot$	$*RP^{(1)} + 0,288$	$r = 0,934$
(33)	$RP = 0,865 \cdot$	$*RP^{(2)} + 0,540$	$r = 0,868$
(34)	$RP = 0,695 \cdot$	$*RP^{(4)} + 1,153$	$r = 0,702$

Zeitentwicklungswerte der Korrelationskoeffizienten für alle aufgeführten Beziehungen wurden in einer umfassenderen Studie (Woll 1975) untersucht. Dort zeigten sich für die zeitentwickelten Werte der Beziehungen (14) bis (17) nahezu identische Verläufe¹³. Für Ansatz (19), mit der Zahl der ausländischen Beschäftigten in der Bundesrepublik Deutschland als exogener Variabler, ergibt sich demgegenüber ein abweichender Verlauf der Korrelationskoeffizienten. Von den Ansätzen, die Preis-erwartungswerte als Erklärungsfaktoren heranziehen, weist nur (23) längere Zeiträume mit signifikanten Korrelationskoeffizienten auf. Um charakteristische Entwicklungspfade der Erklärungsansätze vergleichen zu können, werden die Ergebnisse von (15), (19) und (23) nachstehend gegenübergestellt (Fig. 4; numerische Ergebnisse können dem Anhang entnommen werden).

Die Entwicklung der Korrelationskoeffizienten für die drei ausgewählten Beziehungen zeigt, daß es für keine ein permanent stabiles Erklärungsniveau gibt. Allerdings wird auch deutlich, daß einige Perioden mit hohen Korrelationswerten existieren. Ansatz (23) weist die höchsten zeitentwickelten Korrelationskoeffizienten für längere Zeiträume auf. Diese Werte werden vor 1956, 1960/61 und seit 1966 erreicht. Ähnliche Ergebnisse wurden für Ansatz (15) gefunden. Dabei zeigen sich die höchsten Korrelationskoeffizienten ebenfalls in diesen Zeiträumen, sie sind jedoch viel niedriger als in Beziehung (23) und nehmen nach 1969 stark ab. Für Beziehung (19) sind Korrelationskoeffizienten erst seit 1963 verfügbar. Wie bei den anderen Ansätzen erreichen sie ab 1966 signifikante Werte und verbleiben auf diesem hohen Niveau — ähnlich Beziehung (23) — bis zum Ende der Beobachtungsperiode.

¹³ Vgl. Woll (1975).

Fig. 4: Zeitentwicklungskurven der Korrelationskoeffizienten für die Erklärungsansätze:
 $RP = f(1/AQ)$, $RP = f(AB)$ und $RP = f(*RP^{(1)})$



IV. Interpretation der Ergebnisse

Zur Interpretation der vorliegenden Testergebnisse wird angenommen, daß

- von der Höhe der Korrelationskoeffizienten auf die Stärke des Beziehungszusammenhangs und von ihren Vorzeichen auf die Richtung des Einflusses der unabhängigen Variablen geschlossen werden kann;
- die Entwicklung der Korrelationskoeffizienten Informationen über die Stabilität des Beziehungszusammenhangs jeder Relation liefern kann;
- die Höhe der Korrelationskoeffizienten für alternative exogene Variable ihr relatives Gewicht in der Erklärung der Inflationsrate anzeigt.

Auf den ersten Blick zeigen die Testergebnisse der drei ausgewählten Beziehungen (Fig. 4), daß keine zur Erklärung der Inflationsrate während der gesamten Beobachtungsperiode mit permanent stabilen Korrelationskoeffizienten beiträgt. Besonders die Ergebnisse zum *Phillips*-Theorem erlauben nicht, von einer stabilen Beziehung zwischen Unterbeschäftigung und Inflationsraten zu sprechen. Im Zeitablauf existiert kein stabiler trade-off. Zweitens ist offensichtlich, daß es bestimmte Perioden gibt, in denen sich für die Beziehungen relativ hohe Korrelationskoeffizienten ergeben. Temporär signifikante Werte existieren in unterschiedlichem Ausmaß. Schließlich ist der Verlauf der Korrelationskoeffizienten für die drei ausgewählten Ansätze besonders im letzten Viertel des Untersuchungszeitraumes auffallend.

Auf diese offensichtlichen Testergebnisse soll im folgenden detaillierter eingegangen werden:

(1) Die Testergebnisse zeigen sehr deutlich, daß die vom modifizierten *Phillips*-Theorem postulierte Beziehung im Zeitablauf weder permanent signifikant noch stabil ist. Der Zielkonflikt Vollbeschäftigung versus Inflation — oft von Politikern beschworen — kann deshalb nicht als Grundlage für politisch rationale Handlungen dienen; auf einen stabilen trade-off ist kein Verlaß¹⁴.

¹⁴ Dies ist empirische Tatsache. Eine andere Frage — die hier nicht diskutiert wird — ist, ob sich der trade-off unter dem Einfluß der Wirtschaftspolitik, die ihn auszunutzen sucht, verändert.

(2) Speziell für den *Phillips*-Ansatz wurden drei Perioden gefunden, für die relativ hohe Korrelationskoeffizienten den Schluß auf bestehende Beziehungen erlauben. Die höchsten Korrelationskoeffizienten existieren in den Jahren 1955, 1966 und 1969. Diese Werte erreichen jedoch gerade die gewählte Signifikanzschranke von $s = 0,7$ oder bleiben knapp darunter. Im Vergleich mit den beiden anderen Tests weist der *Phillips*-Ansatz — selbst in den zuvor erwähnten Perioden — nur bescheidene Erklärungsqualität auf.

(3) Seit 1961 erweisen sich die ausländischen Beschäftigten zunehmend als ein wichtiger Faktor zur Erklärung der Inflationsrate. Darin spiegelt sich ihr wachsender Einfluß auf den Arbeitsmarkt wider. Bei Überschußnachfrage nach Arbeit steigt die Zahl der ausländischen Beschäftigten. Hohe Korrelationen für diesen Ansatz unterstützen deshalb die Hypothese, daß Arbeitsmarktindikatoren inflationäre Entwicklungen erklären können. Die Ergebnisse mit ausländischen Beschäftigten als exogene Variable zeigen deutlich, daß ihre Zahl ein besserer Indikator eines ungleichgewichtigen Arbeitsmarktes zu sein scheint als die Arbeitslosenquote.

(4) Die Korrelationskoeffizienten des Preiserwartungsansatzes erreichen im Vergleich mit den Ergebnissen der anderen Testbeziehungen durchweg ein höheres Niveau und somit einen höheren Erklärungsgehalt. Unerwartete Entwicklungen des Preisniveaus — wie z. B. 1963, als starke kurzfristige Schwankungen auftraten — können das hohe Erklärungsniveau des Preiserwartungsansatzes reduzieren. Dagegen sind die Ergebnisse in Perioden akzelerierender Inflationsraten eindeutig: Preiserwartungen haben dann einen starken Einfluß auf die Inflationsrate.

(5) Im letzten Viertel der Beobachtungsperiode ist die Entwicklung der Korrelationskoeffizienten aller Ansätze relativ gleichförmig. Bis Ende 1969 zeigen die drei untersuchten Beziehungen teilweise sehr hohe Korrelationen. Bemerkenswert ist, daß ab 1969 der Erklärungsgehalt des *Phillips*-Ansatzes ständig sinkt und schließlich vollständig verschwindet. Dagegen erklären die Zahl der ausländischen Beschäftigten sowie Preiserwartungen weiterhin die Inflationsrate sehr gut. Diese Ergebnisse zeigen, daß in Perioden akzelerierender Inflation sowohl ein richtig gewählter Arbeitsmarktindikator (in diesem Fall ausländische Beschäftigte) als auch Preiserwartungen herangezogen werden können, um die Änderungsrate des Preisniveaus zu erklären. Es sollte jedoch nicht

übersehen werden, daß diese Schlußfolgerungen nur für einen bestimmten Zeitabschnitt innerhalb des gesamten Untersuchungszeitraumes gelten.

V. Schlußfolgerungen

Die oben angeführten, nur temporär gültigen Ergebnisse sollen nicht über das Hauptergebnis dieser Untersuchung hinwegtäuschen. Wird auf die gesamte Beobachtungsperiode abgestellt, so hat keine der analysierten Variablen einen eindeutigen und konstanten Einfluß auf die Inflationsrate. Dies führt zu der Schlußfolgerung, daß der trade-off zwischen Vollbeschäftigung und Inflation nicht stabil ist. Dieses Ergebnis läßt keinen Spielraum für Optimismus, den Politiker in dieser Hinsicht so oft hegen. Es zeigt vielmehr, wie zukünftige Untersuchungen an den Problemkreis herangehen sollten: Nur eine Analyse der Bestimmungsgründe der Inflation, die über den *Phillips*-Ansatz hinausgeht, kann Politikern eine solide Grundlage für rationales Handeln geben.

Literaturhinweise

Boelaert, R., 1973, Unemployment-Inflation Trade-Offs in EEC-Countries, *Weltwirtschaftliches Archiv* 109, 419 - 451. — *Friedman*, M., 1968, The Role of Monetary Policy, *The American Economic Review* 58, 1 - 17. — *Goldstein*, M., 1972, The Trade-Off Between Inflation and Unemployment: A Survey of the Econometric Evidence of Selected Countries, *IMF-Staff-Papers* 19, 647 - 698. — *Lucas Jr.*, R. E., 1973, Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *The American Economic Review* 63, 326 - 334. — *Maneval*, H., 1973, Die *Phillips*-Kurve, Empirische, theoretische und wirtschaftspolitische Aspekte (Mohr, Tübingen). — *Phelps*, E. S., 1967, *Phillips Curves*, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time, *Economica* 34, 254 - 281. — *Phillips*, A. W., 1958, The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861 - 1957, *Economica* 25, 283 - 299. — *Ramb*, B.-Th., 1976, *Zeitentwicklungsanalyse*, Eine ökonometrische Methode für die Untersuchung der zeitlichen Entwicklung makroökonomischer Zusammenhänge mit einem Anwendungsbeispiel für die Größen: Konsum, Einkommen und Preisniveau (Veröffentlichung vorgesehen). — *Samuelson*, P. A. and R. M. *Solow*, 1960, Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy, *The American Economic Review* 50, Papers and Proceedings, 177 - 194. — *Schloenbach*, K., 1972, Ökonometrische Analyse der Lohn- und Arbeitsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland 1957 - 1968 (Anton Hain, Meisenheim am Glan). — *Stein*, J. L., 1974, Unemployment, Inflation, and Monetarism, *The American Economic*

Review 64, 867 - 887. — Woll, A., 1975, Das *Phillips*-Theorem, Eine empirische Studie zum Zielkonflikt zwischen Vollbeschäftigung und Preisniveaustabilität in der Bundesrepublik Deutschland 1952 - 1972, in: T. Pütz, Hrsg., Studien zum Inflationsproblem (Dunker & Humblot, Berlin), 101 - 174. — Woll, A., Faulwasser, B. und Ramb, B.-Th., 1976, Beschäftigung, Geld und Preisniveaustabilität, Empirische Untersuchungen zum Inflationsproblem (erscheint demnächst). — Zahn, P., 1973, Die *Phillips*-Relation für Deutschland, Eine lohn- und inflationstheoretische Untersuchung (de Gruyter, Berlin-New York).

Zusammenfassung

Zur Zeitstabilität des Phillips-Theorems

Die Frage, ob das *Phillips*-Theorem einen stabilen trade-off zwischen den wirtschaftspolitischen Zielen Vollbeschäftigung und Preisniveaustabilität aufweist, ist Gegenstand theoretischer und empirischer Auseinandersetzung. Vorliegende empirische Überprüfungen theoretischer Positionen liefern widersprüchliche Ergebnisse. Vor allem sind sie nicht in der Lage, systematisch die Stabilität der implizierten Beziehungen zu untersuchen. Um dem Mangel abzuwehren, wird in diesem Aufsatz mit Hilfe der ökonometrischen Methode der „gleitenden Zeitabschnitte“ die Stabilität der *Phillips*-Relationen getestet.

Die „Methode der gleitenden Zeitabschnitte“ geht davon aus, daß die Wahl des Beobachtungszeitraumes wesentlichen Einfluß auf die Ergebnisse empirischer Tests hat. Um systematisch zu überprüfen, in welchen Unterperioden signifikante und stabile Beziehungen existieren, wird der gesamte Untersuchungszeitraum mit sich überlappenden Zeitabschnitten bedeckt, für die je einzeln der Regressionsansatz berechnet wird. Am zeitlichen Verlauf der daraus sich ergebenden Korrelationskoeffizienten kann abgelesen werden, wann der Erklärungsgehalt der Relationen signifikant und stabil ist.

Mit Hilfe dieses Verfahrens wird — auf der Grundlage von Quartalsdaten — das *Phillips*-Theorem für die Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1953 - 1974 getestet. Dabei werden als erklärende Variable der Inflationsrate verschiedene Arbeitsmarktaggregate und Preiserwartungswerte herangezogen. Aus beiden Gruppen exogener Variabler werden charakteristische Verläufe des Erklärungszusammenhangs ausgewählt und verglichen.

Die Ergebnisse zeigen, daß keine erklärende Größe in permanent stabiler und eindeutiger Beziehung zur Inflationsrate steht. Vor allem für den Zusammenhang zwischen Unterbeschäftigung und Inflation existiert im Zeitablauf kein stabiler trade-off. Dieser Zielkonflikt kann deshalb — allen Beschwörungsformeln zum Trotz — nicht als Grundlage politisch rationaler Handlungen dienen.

Summary

The Temporal Stability of the Phillips Theorem

The question of whether the *Phillips* theorem exhibits a stable trade-off between the economic policy objectives of full employment and price level stability is the subject of theoretical and empirical debate. Available empirical appraisals of theoretical positions deliver contradictory results. Above all, they are not in a position to carry out a systematic study of the stability of the implied relationships. To remedy this defect, in this article the stability of *Phillips* relations is tested with the help of the econometric 'moving sub-period' method.

The 'moving subperiod method' sets out from the assumption that the choice of the observation period has a substantial influence on the results of empirical tests. In order to check systematically in what subperiods significant and stable relations exist, the entire period under study is covered with overlapping subperiods for each of which the regression estimate is calculated individually. From the trend of the resulting correlation coefficients it is possible to read off when the explanatory content of the relations is significant and stable.

With the help of this method — on the basis of quarterly data — the *Phillips* theorem is tested for the Federal Republic of Germany in the period from 1953 to 1974. Various labour market aggregates and price expectations are used as explanatory variables of the inflation rate. From the two groups of exogenous variables, characteristic paths of the explanatory relationships are selected and compared.

The results show that no explanatory magnitude has a permanent, stable and unequivocal relation to the inflation rate. Particularly for the relationship between underemployment and inflation, there is no stable trade-off over time. This objective conflict, therefore — despite all incantations — cannot serve as a basis for politically rational action.

Résumé

De la Stabilité dans le Temps du Théorème de Phillips

La question de savoir si le théorème de *Phillips* établit un « trade-off » (influence réciproque) stable entre les objectifs de la politique économique que sont le plein emploi et la stabilité du niveau des prix fait l'objet de discussions théoriques et empiriques. Les recherches empiriques connues sur des positions théoriques livrent des résultats contradictoires. Elles ne sont surtout pas en mesure d'étudier systématiquement la stabilité des relations impliquées. Afin de contribuer au comblement de cette lacune, les auteurs entreprennent dans le

présent article de tester la stabilité des relations de *Phillips* à l'aide de la méthode économétrique des « périodes glissantes ».

La « méthode des périodes glissantes » se base sur le fait que le choix de la période d'observation exerce une influence considérable sur les résultats des tests empiriques. En vue de déterminer systématiquement dans quelles sous-périodes se manifestent des relations significatives et stables, toute la période d'observation est divisée en sous-périodes se recouvrant partiellement les unes les autres; l'on calcule ensuite pour chacune d'elles le taux de régression. Le déroulement des coefficients de corrélation qui en résultent permet de savoir quand le contenu explicatif des relations est significatif et stable.

Au moyen de ce procédé — utilisant des données trimestrielles —, le théorème de *Phillips* est testé pour la République fédérale d'Allemagne sur la période 1953 - 1972. L'on y utilise comme variables explicatives des taux d'inflation divers agrégats du marché de l'emploi et diverses valeurs d'anticipation des prix. Des deux groupes de variables exogènes sont sélectionnés et comparés des cours caractéristiques de relations explicatives.

Les résultats démontrent qu'aucune grandeur significative ne se trouve en rapport permanent stable et clair avec le taux d'inflation. Il n'existe en particulier aucun « trade-off » stable dans le temps pour la relation entre le sous-emploi et l'inflation. Ce conflit d'objectifs ne peut donc, malgré toutes les affirmations contraires, servir de fondement à une action politique rationnelle.

Tab. 1: Zeitreihenwerte von *RP* und $1/AQ$ sowie Zeitentwicklungswerte des Korrelationskoeffizienten r und der Regressionskoeffizienten *a* und *b* für den Ansatz: $RP = a \cdot 1/AQ + b$

Jahr	RP	1/AQ	r	a	b	Jahr	RP	1/AQ	r	a	b
1953.1	-2,084	0,992	0,675	14,794	-2,072	1964.1	1,907	0,789	0,089	0,113	2,823
1953.2	-1,470	0,927	0,565	12,848	-1,932	1964.2	1,968	1,763	0,101	0,137	2,826
1953.3	-2,288	0,937	0,590	10,806	-1,932	1964.3	2,995	2,441	0,115	0,167	2,781
1953.4	-2,592	0,968	0,597	6,377	-0,572	1964.4	2,482	1,499	0,128	0,176	2,783
1954.1	-0,520	0,936	0,302	3,725	0,010	1965.1	3,358	0,856	0,364	0,473	2,230
1954.2	0,520	0,976	0,388	3,123	1,352	1965.2	3,232	2,000	0,476	0,631	1,951
1954.3	1,056	0,956	0,069	0,439	2,046	1965.3	3,941	2,500	0,605	0,832	1,687
1954.4	1,268	0,956	0,156	0,291	2,076	1965.4	3,959	1,763	0,653	0,936	1,376
1955.1	1,177	0,901	0,285	0,288	1,867	1966.1	4,263	0,968	0,677	1,016	1,328
1955.2	2,020	0,925	0,297	0,292	2,372	1966.2	4,144	1,876	0,727	1,162	1,149
1955.3	2,554	0,950	0,302	0,302	2,372	1966.3	2,889	2,000	0,708	1,261	0,985
1955.4	3,524	0,950	0,388	0,388	2,372	1966.4	2,783	0,882	0,724	1,286	0,969
1956.1	2,510	0,989	0,069	0,439	2,046	1967.1	2,174	0,444	0,724	1,299	0,933
1956.2	1,775	0,943	0,165	0,066	2,076	1967.2	1,444	0,588	0,575	1,254	0,933
1956.3	1,514	0,933	0,288	0,550	1,867	1967.3	1,444	0,588	0,575	1,083	1,053
1957.1	2,814	0,961	0,227	0,292	2,689	1967.4	1,343	0,365	0,590	0,889	1,154
1957.2	2,814	0,961	0,227	0,292	2,689	1968.1	0,929	0,751	0,574	0,703	1,184
1957.3	3,013	0,965	0,190	0,303	2,372	1968.2	0,990	1,111	0,597	0,770	1,138
1957.4	3,399	0,965	0,156	0,303	2,372	1968.3	2,015	0,968	0,649	0,927	0,995
1958.1	1,139	0,961	0,106	0,066	1,837	1968.4	1,728	0,625	0,527	0,933	1,086
1958.2	0,983	0,937	0,146	0,066	1,903	1969.1	2,101	1,666	0,499	1,086	1,060
1958.3	0,476	0,937	0,207	0,373	1,903	1969.2	2,248	2,000	0,447	1,175	1,148
1959.1	0,460	0,889	0,152	0,571	1,946	1969.3	2,033	1,499	0,255	0,753	1,955
1959.2	1,732	0,882	0,345	0,340	1,928	1970.1	2,831	0,882	0,011	0,036	3,103
1959.3	2,207	0,825	0,165	0,108	1,609	1970.2	3,016	2,000	-0,148	-0,470	4,002
1959.4	1,732	0,825	0,165	0,300	1,462	1970.3	3,269	2,000	-0,236	-0,710	4,583
1960.1	2,184	0,971	0,298	0,571	1,207	1970.4	3,760	1,579	-0,371	-1,148	5,402
1960.2	1,032	1,071	0,594	1,049	0,684	1971.1	4,231	0,856	-0,661	-2,041	6,844
1960.3	0,817	1,071	0,603	0,965	0,684	1971.2	4,925	1,499	-0,629	-2,058	7,400
1960.4	1,757	1,071	0,364	0,972	0,785	1971.3	5,515	1,428	-0,557	-1,965	7,147
1961.1	2,000	1,071	0,271	0,536	1,868	1971.4	5,625	1,000	-0,589	-1,853	7,211
1961.2	2,676	1,071	0,214	0,372	1,868	1972.1	5,205	0,652	-0,771	-2,141	7,732
1961.3	2,676	1,071	0,214	0,372	1,868	1972.2	4,798	1,000	-0,726	-2,015	7,641
1961.4	2,986	1,364	0,198	0,282	2,037	1972.3	5,303	1,111	-0,884	-1,819	7,514
1962.1	3,478	0,882	0,156	0,234	2,109	1972.4	6,119	0,884	0,884		
1962.2	2,934	0,882	0,119	0,181	2,164	1973.1	7,216	0,666	0,666		
1962.3	2,596	1,428	0,202	0,564	2,157	1973.2	6,829	1,000	1,000		
1962.4	3,808	0,638	0,103	0,408	2,488	1973.3	6,829	0,612	0,612		
1963.1	2,892	1,658	-0,043	-0,013	2,713	1974.1	7,020	0,379	0,379		
1963.2	2,163	0,245	0,043	0,245	2,457	1974.2	6,846	0,476	0,476		
1963.3	2,163	0,245	0,043	0,245	2,457	1974.3	6,829	0,434	0,434		
1963.4	3,118	1,364	0,241	0,241	2,490						

Tab. 2: Zeitreihenwerte von RP und AB sowie Zeitentwicklungswerte des Korrelationskoeffizienten r und der Regressionskoeffizienten a und b für den Ansatz: $RP = a \cdot AB + b$

Jahr	RP	AB	r	a	b
1961.1	1.757	0.412			
1961.2	2.000	0.507			
1961.3	2.676	0.548			
1961.4	2.687	0.501			
1962.1	2.986	0.570			
1962.2	3.478	0.655			
1962.3	2.934	0.711			
1962.4	2.596	0.668	0.084	0.284	2.452
1963.1	3.808	0.736	-0.190	-0.593	3.139
1963.2	2.892	0.811	-0.182	-0.505	3.171
1963.3	2.163	0.828	0.079	0.235	2.651
1963.4	3.148	0.764	0.189	0.638	2.368
1964.1	1.907	0.837	0.371	1.398	1.724
1964.2	1.968	0.932	0.557	2.122	1.014
1964.3	2.995	0.985	0.506	1.869	1.184
1964.4	2.482	0.952	0.483	1.938	1.079
1965.1	2.358	1.061	0.627	2.741	0.101
1965.2	3.232	1.164	0.617	3.173	-0.478
1965.3	3.941	1.216	0.587	3.421	-0.820
1965.4	3.959	1.126	0.766	5.655	-3.401
1966.1	4.263	1.233	0.790	6.482	-4.370
1966.2	4.144	1.314	0.778	7.028	-5.061
1966.3	2.889	1.313	0.779	7.554	-5.807
1966.4	2.783	1.068	0.807	8.198	-6.633
1967.1	2.174	1.054	0.740	7.373	-5.841
1967.2	1.477	1.023	0.631	5.501	-3.897
1967.3	1.444	0.991	0.517	3.520	-1.833
1967.4	0.670	0.903	0.484	2.527	-0.887
1968.1	1.343	0.950	0.570	2.162	-0.607
1968.2	0.929	1.014	0.712	1.856	-0.372
1968.3	0.990	1.089	0.796	1.846	-0.409
1968.4	2.015	1.136	0.916	2.167	-0.878
1969.1	1.728	1.233	0.952	2.451	-1.279
1969.2	2.101	1.372	0.954	2.712	-1.621
1969.3	2.248	1.501	0.955	3.017	-2.048
1969.4	2.033	1.575	0.943	3.225	-2.312
1970.1	2.831	1.669	0.951	3.452	-2.710
1970.2	3.016	1.838	0.944	3.392	-2.643
1970.3	3.269	1.948	0.938	3.366	-2.592
1970.4	3.760	1.964	0.949	3.850	-3.527
1971.1	4.213	2.042	0.947	4.258	-4.329
1971.2	4.925	2.168	0.949	4.875	-5.580
1971.3	5.513	2.240	0.952	5.054	-6.011
1971.4	5.625	2.158	0.942	4.999	-5.912
1972.1	5.205	2.215	0.940	5.405	-6.831
1972.2	4.798	2.316	0.927	5.408	-6.819
1972.3	5.303	2.352	0.908	5.182	-6.236
1972.4	6.119	2.346			
1973.1	6.253	2.346			
1973.2	7.216	2.470			
1973.3	6.829	2.595			
1973.4	6.828	2.595			
1974.1	7.020	2.520			
1974.2	6.846	2.490			
1974.3	6.829	2.440			

Tab. 3: Zeitreihenwerte von RP und $*RP^{(1)}$ sowie Zeitentwicklungs- und Korrelationskoeffizienten r und der Regressionskoeffizienten a und b für den Ansatz: $RP = a \cdot *RP^{(1)} + b$

Jahr	RP	$*RP^{(1)}$	r	a	b	Jahr	RP	$*RP^{(1)}$	r	a	b
1953,2	-1,274	-2,1084	0,912	0,843	0,339	1964,2	1,968	1,907	0,515	0,547	1,402
1953,3	-1,430	-1,274	0,901	0,852	0,406	1964,3	2,995	1,968	0,471	0,471	1,607
1953,4	-2,268	-1,430	0,875	0,827	0,446	1964,4	2,482	2,995	0,473	0,473	1,625
1954,1	-1,512	-2,268	0,781	0,606	0,694	1965,1	2,558	2,482	0,540	0,540	1,298
1954,2	-0,352	-1,512	0,668	0,571	1,044	1965,2	3,232	2,558	0,606	0,671	0,882
1954,3	0,590	-0,352	0,294	0,294	1,487	1965,3	3,941	3,232	0,682	0,726	0,739
1954,4	1,965	0,590	0,393	0,422	1,878	1965,4	3,959	3,941	0,773	0,891	0,152
1955,1	1,688	1,965	0,912	0,843	0,339	1966,1	4,233	3,959	0,822	0,850	0,362
1955,2	1,177	1,688	0,901	0,852	0,406	1966,2	4,114	4,233	0,837	0,893	0,221
1955,3	1,559	1,177	0,875	0,827	0,446	1966,3	4,144	4,114	0,882	0,936	0,064
1955,4	2,020	1,559	0,870	0,692	0,694	1966,4	2,889	4,144	0,864	0,861	0,293
1956,1	2,554	2,020	0,781	0,606	0,917	1967,1	2,783	2,889	0,865	0,873	0,265
1956,2	3,524	2,554	0,668	0,571	1,044	1967,2	1,477	2,783	0,865	0,873	0,249
1956,3	2,540	3,524	0,294	0,294	1,487	1967,3	1,444	1,477	0,884	0,886	0,294
1956,4	1,775	2,540	0,393	0,422	1,878	1967,4	0,670	1,444	0,884	0,789	0,342
1957,1	1,551	1,775	0,489	0,545	0,878	1968,1	0,929	0,670	0,811	0,694	0,545
1957,2	1,494	1,551	0,610	0,731	0,442	1968,2	0,900	0,929	0,731	0,607	0,709
1957,3	2,814	1,494	0,521	0,520	0,932	1968,3	0,900	0,900	0,758	0,798	0,410
1957,4	2,348	2,814	0,519	0,522	0,935	1968,4	2,015	0,900	0,795	0,900	0,254
1958,1	3,043	2,348	0,437	0,459	0,939	1969,1	1,728	2,015	0,868	1,027	0,073
1958,2	3,399	3,043	0,500	0,437	0,922	1969,2	2,248	1,728	0,923	1,097	0,008
1958,3	1,139	3,399	0,438	0,477	0,939	1969,3	2,248	2,248	0,944	1,101	0,016
1958,4	0,983	1,139	0,466	0,477	0,837	1969,4	2,033	2,248	0,964	1,032	0,250
1959,1	0,476	0,983	0,451	0,451	0,931	1970,1	2,831	2,033	0,961	1,022	0,279
1959,2	-0,460	0,476	0,451	0,484	0,867	1970,2	3,016	2,831	0,961	0,919	0,496
1959,3	1,732	-0,460	0,501	0,510	0,849	1970,3	3,269	3,016	0,957	0,909	0,372
1959,4	2,207	1,732	0,520	0,517	0,822	1970,4	4,213	3,269	0,960	0,955	0,455
1960,1	1,723	2,207	0,518	0,523	0,820	1971,1	4,935	4,213	0,965	1,005	0,296
1960,2	2,184	1,723	0,694	0,715	0,600	1971,2	5,513	4,935	0,954	1,038	0,562
1960,3	1,022	2,184	0,696	0,690	0,666	1971,3	5,265	5,513	0,955	0,881	0,867
1960,4	0,847	1,022	0,696	0,690	0,666	1971,4	5,265	5,265	0,955	0,907	0,732
1961,1	1,757	0,847	0,679	0,695	0,795	1972,1	4,798	5,265	0,951	0,863	0,970
1961,2	2,000	1,757	0,629	0,646	1,309	1972,2	5,303	4,798	0,943	0,824	0,824
1961,3	2,676	2,000	0,614	0,635	0,882	1972,3	6,253	5,303	0,931	0,824	0,824
1961,4	2,986	2,676	0,552	0,630	0,934	1972,4	6,253	6,253	0,931	0,824	0,824
1962,1	3,478	2,986	0,561	0,565	1,047	1973,1	6,253	6,253	0,931	0,824	0,824
1962,2	3,934	3,478	0,551	0,497	1,444	1973,2	6,829	6,253	0,931	0,824	0,824
1962,3	2,506	3,934	0,291	0,159	1,611	1973,3	7,020	6,829	0,951	0,824	0,824
1962,4	3,898	2,506	0,172	0,172	2,369	1974,1	6,846	7,020	0,931	0,824	0,824
1963,1	3,898	3,898	0,172	0,001	2,369	1974,2	6,846	6,846	0,931	0,824	0,824
1963,2	2,163	3,898	-0,001	-0,001	2,537	1974,3	6,846	6,846	0,931	0,824	0,824
1963,3	3,148	2,163	0,278	0,365	1,656						
1963,4	1,907	3,148	0,416	0,467	1,658						