Wohin treibt die Phillipskurve?

Theoretische und empirische Überlegungen zur inflationsstabilen Arbeitslosenquote in der Bundesrepublik Deutschland

Von Wolfgang Franz

Dieser Beitrag geht der Frage nach, bei welcher Höhe der Arbeitslosenquote die wirtschaftspolitischen Instanzen eine Stabilisierung der Inflationsrate erreichen können. Daran anschließend wird geprüft, ob diese inflationsstabile Arbeitslosenquote zeitlich stabil ist bzw. welche (angebotsseitigen) Störungen eine Erhöhung verursacht haben. Außerdem wird getestet, ob eine „tolerable", stabile Inflationsrate zur Auswahl steht. Zunächst wird ein theoretisches Modell entwickelt, das dann für die Bundesrepublik und den Zeitraum 1965 bis 1981 mit Hilfe von Quartalswerten ökonometrisch getestet wird.

I. Problemstellung

Das Konzept der inflationsstabilen Arbeitslosenquote untersucht, bei welcher Höhe der Arbeitslosenquote die Inflations*rate* unverändert bleibt und welche Faktoren eine Veränderung dieser Arbeitslosenquote bewirken. Es wird somit ein wirtschaftspolitisches Zwischenziel verfolgt, nämlich die Stabilisierung einer tolerablen Inflationsrate. Ob und inwieweit eine „tolerable" stabile Inflationsrate überhaupt zur Auswahl steht, hängt weitgehend davon ab, wie steil die Phillipskurve verläuft. Schaubild 1 liefert eine erste und vorläufige Antwort auf die Problemstellung, welche Arbeitslosenquote mit einer stabilen Inflationsrate in der Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1965 - 1982 konsistent war. Vor 1974 ergibt sich eine sehr steile, wenn nicht sogar vertikale Phillipskurve mit einem Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote in Höhe von etwa 1 v. H. Die Größenordnung dieser Quote erhöht sich für den Zeitraum 1975 bis 1980 auf etwa 4 v. H. Die Werte für 1981 und 1982 lassen einen erneuten Anstieg vermuten. Die nächstliegende Frage lautet daher, ob dieser visuelle Eindruck theoretisch und empirisch belegt werden kann und welche Faktoren die mögliche Rechtsverschiebung der inflationsstabilen Arbeitslosenquote bewirkt haben.

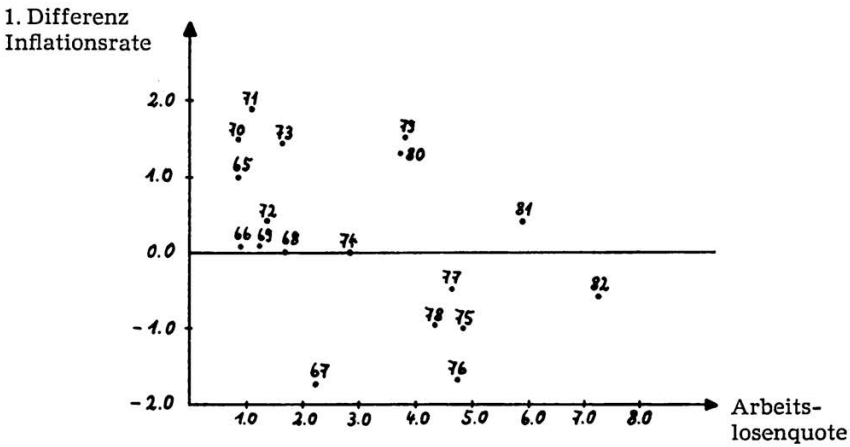
Im nächsten Abschnitt wird zunächst ein theoretischer Ansatz formuliert, dessen Ergebnis eine empirisch überprüfbare Hypothese ist, mit

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

deren Hilfe die oben angeführten Fragestellungen beantwortet werden können. Die empirischen Resultate werden in Abschnitt III vorgestellt und diskutiert, während in Abschnitt IV wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen gezogen werden.

Schaubild 1

Beziehung zwischen der Veränderung von Inflationsraten der Konsumgüterpreise und der Arbeitslosenquote in der Bundesrepublik Deutschland 1962 - 1982



Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung; Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit.

II. Theoretische Überlegungen

1. Herleitung einer inflationsstabilen Arbeitslosenquote

Die theoretische Analyse einer inflationsstabilen Arbeitslosenquote basiert auf einer reduzierten Form eines Modells der Preis- und Lohnbestimmung.[1] Unterstellt sei, daß Unternehmen gemäß einer Cobb-Douglas-Technologie produzieren. Die Nachfrage nach ihrem Produkt X sei beschrieben durch[2]

$$X = Bp^{-\psi_1} y^{\psi_2}, \tag{1}$$

[1] Zur Diskussion: reduzierte Form versus 2-Gleichungssystem vgl. *Gordon* (1982).

[2] Auf die Verwendung von Zeitindices t wird verzichtet, solange dies nicht zu Mißverständnissen führt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wobei p den Produktpreis und y das Einkommen bezeichnen und B, ψ_1 und ψ_2 Parameter darstellen, d. h. ψ_1 und ψ_2 sind Preis- respektive Einkommenselastizitäten und B ist ein Niveauparameter. Die Produktionsfunktion sei

$$X = AL^{\alpha} K^{\beta} M^{\gamma} e^{\varrho t} , \tag{2}$$

wobei L, K und M die Inputfaktoren Arbeit, Kapital und Rohstoffe, ϱ die Rate des technischen Fortschritts und A ebenfalls einen Niveauparameter angeben. Der Gewinn Q ist dann gegeben durch

$$Q = [p/(1 + \tilde{v})]\, X - wL - ucK - mM . \tag{3}$$

Die Inputpreise sind die Bruttolohnkosten w je Arbeitsstunde, die Kapitalnutzungskosten uc sowie der Rohstoffpreis m. Bezüglich der Lohnnebenkosten wird vereinfachend unterstellt, daß sie proportional dem Bruttostundenlohnsatz l sind, d. h. $w = l \cdot (1 + s)$, wobei s den konstanten Zuschlagssatz bezeichnet. Der indirekte Steuersatz ist v und zur Vereinfachung der Notation wird $p' = p/(1 + \tilde{v})$ definiert. Der gewinnmaximierende, langfristige Preis ergibt sich dann als[3]

$$p' = C_1\, y^{\psi_2(1-\alpha-\beta-\gamma)\Theta} \left(\frac{\alpha}{w}\right)^{-\alpha\Theta} \left(\frac{\beta}{uc}\right)^{-\beta\Theta} \left(\frac{\gamma}{m}\right)^{-\gamma\Theta} e^{-\varrho t\Theta} \tag{4}$$

mit $$\Theta = [\psi_1 + (1 - \psi_1)(\alpha + \beta + \gamma)]^{-1}$$

$$C_1 = \left[B^{\alpha+\beta+\gamma-1} A \left(1 - \frac{1}{\psi_1}\right)^{\alpha+\beta+\gamma}\right]^{-\Theta} .$$

Bei konstanten Skalenerträgen ist $\Theta = 1$ und aus Gleichung (4) ergibt sich

$$p' = C_2 \left(\frac{\alpha}{w}\right)^{-\alpha} \left(\frac{\beta}{uc}\right)^{-\beta} \left(\frac{\gamma}{m}\right)^{-\gamma} e^{-\varrho t} \tag{5}$$

mit $$C_2 = A\left(1 - \frac{1}{\psi_1}\right)^{-1}$$

bzw.

$$\hat{p} = \alpha\, \hat{w} + \beta\, \widehat{uc} + \gamma\, \hat{m} - \varrho + \hat{v} \text{ mit } \hat{v} = \widehat{(1 + \tilde{v})} . \tag{5a}$$

Das Symbol $\frown$ kennzeichnet eine Wachstumsrate. Unter den gemachten Annahmen wird $\hat{p}$ bestimmt als gewichtete Summe der Inflationsraten der Inputpreise (mit den Produktionselastizitäten als Gewichten), der Veränderung des indirekten Steuersatzes abzüglich der technischen Fortschrittsrate. Gleichung (5) macht deutlich, daß die Annahme konstanter Skalenerträge bewirkt, daß alle exogenen Variablen der Pro-

[3] Vgl. auch *Nordhaus* (1972), 28 - 29, *Frohn* (1980), 238.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

duktnachfragefunktion in der Preisbestimmungsgleichung nicht mehr enthalten sind. Für $\alpha + \beta + \gamma \neq 1$ ergibt sich nämlich

$$\text{(5b)} \quad \hat{p} = \Theta\,[\alpha\,\hat{w} + \beta\,\widehat{uc} + \gamma\,\hat{m} - \varrho + \delta\,\hat{y}] + \hat{v} \text{ mit } \delta = \psi_2\,(1 - \alpha - \beta - \gamma)\ .$$

Die Annahme einer Skalenelastizität in Höhe von Eins wird indessen durch empirische Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland gestützt.[4]

Die in zahlreichen empirischen Studien zur Preisbestimmung verwendete Variable „Arbeitsproduktivität" (bzw. deren Wachstumsrate) ist in (5a) bzw. (5b) nicht explizit enthalten, weil die in jenen Studien meistens verwendete Methode der Zuschlagskalkulation hier nicht unterstellt wird, da eine Zuschlagskalkulation nur unter ziemlich restriktiven Annahmen optimal ist[5]. Es ist jedoch nicht notwendig, eine Zuschlagskalkulation zu unterstellen, um die Arbeitsproduktivität als erklärende Variable der Preisbestimmung in der theoretischen Deduktion zu berücksichtigen, da diese Variable indirekt über die Rate des technischen Fortschritts die Inflationsrate beeinflußt. Wachstumstheoretische Überlegungen zeigen[6], daß langfristig bei Konstanz des Kapital- und Rohstoffkoeffizienten (K/X und M/X) gilt:

$$\text{(6)} \qquad \varrho = (1 - \beta - \gamma)\,\hat{X}^T - \alpha\,\hat{L}^T$$

bzw. im Fall konstanter Skalenerträge:

$$\text{(6a)} \qquad \varrho = \alpha\hat{\pi}^T\ ,$$

wobei $\hat{\pi}^T$ die Wachstumsrate des langfristigen Trends der Arbeitsproduktivität bezeichnet. Somit erhalten wir für (5a)

$$\text{(7)} \qquad \hat{p} = \alpha\,(\hat{w} - \hat{\pi}^T) + \beta\,\widehat{uc} + \gamma\,\hat{m} + \hat{v}\ ,$$

d. h. eine einprozentige Zunahme des nominellen Bruttolohns relativ zum langfristigen Produktivitätsfortschritt erhöht die Inflationsrate um α Prozent. Zyklische Abweichungen von $\hat{\pi}^T$ werden ebenfalls die kurzfristige Preisgestaltung beeinflussen, obwohl empirische Studien auch diese Aussage wenig unterstützen[7].

In diesem Zusammenhang ergibt sich generell des Problem optimaler Preisanpassungsstrategien. Die Einbeziehung der Lagerfähigkeit des Outputs stellt den bekannten Zusammenhang in Frage, daß Preisvariationen als Antwort auf Nachfrageschwankungen um so kleiner ausfal-

---

[4] So *Oppenländer* (1980), *Schalk* (1976).
[5] *Nordhaus* (1972).
[6] *Bombach* (1965).
[7] *de Ménil* und *Westphal* (1982).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

len, je geringer die Steigung der Grenzkostenkurve in ihrem Schnittpunkt mit der Grenzerlöskurve ist. Es läßt sich zeigen, daß Preis- und Outputvariationen mit zunehmender Lagerfähigkeit des Outputs und abnehmender Permanenz des Nachfrageschocks geringer werden[8]. Weiterhin zeigt die Informationsökonomik, daß es für Firmen und deren Kunden optimal sein kann, implizite Kontrakte abzuschließen, die Preisreaktionen auf moderate und transitorische Nachfrageschwankungen für unzulässig erklären[9]. Die Nachfrager reduzieren die Suchkosten, die Firma läuft weniger Gefahr, ihre Reputation zu verlieren. Außerdem sind direkte Kosten der Preisänderung zu berücksichtigen (z. B. Druck neuer Preislisten)[10].

Überlegungen dieser Art lassen die bisher verwendeten Ansätze zur formalen Erfassung von Preisreaktionen durch Einbeziehung einer Konjunkturvariablen in die Preisgleichung[11] oder durch Berücksichtigung eines Anpassungsschemas mit konstantem Reaktionskoeffizienten[12] als problematisch erscheinen. Aber auch die Annahme einer quadratischen Kostenfunktion für Preisänderungen[13] ist unvollständig, da sie zwar das Argument erfaßt, daß die Reputationseinbuße der Firma um so höher sein kann, je stärker die Preiserhöhung ausfällt, jedoch die von der Höhe der Preisanpassung unabhängigen, fixen Kosten ebenso außer Ansatz läßt wie die Asymmetrie dieser Kosten, da Preissenkungen ceteris paribus dem Ruf der Firma eher zuträglich sind.

Rekurriert man in einer formalen Darstellung nur auf kontrakttheoretische Überlegungen, d. h. daß Firmen und Kunden an möglichst stabilen Preisen interessiert sind, dann ist der erwartete Gegenwartswert des Gewinns einer Firma i im Zeitpunkt t

$$E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \zeta_1^{\tau-t} [V(p_{it}^{**}) - k_i (p_{i\tau} - p_{i\tau}^{**})^2 - c_i (p_{i\tau} - p_{i\tau-1})^2] \,, \tag{8}$$

wobei E den Erwartungsoperator, $V(\cdot)$ die Differenz von Umsatz und Kosten, p^{**} den optimalen Preis gemäß (4) respektive (5) und ζ_1 die Diskontrate bezeichnen. Maximierung dieses Ausdrucks führt — einer Vorgehensweise von Sargent (1979, S. 333 ff.) folgend — zu einem rekursiven optimalen Kontrollproblem, dessen Lösung einen Preispfad der Form[14]

$$p_{t+\tau} = \lambda_1 p_{t+\tau-1} - \lambda_2 \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^j E_{t+\tau} p_{t+\tau+j}^{**} \qquad \tau = 0, 1, 2, \ldots \tag{9}$$

---

8 *Blinder* (1982).
9 *Bordo* (1980), *Stiglitz* (1979).
10 *Mussa* (1981).
11 *Diekheuer* (1975), *Eckstein* (1981), *Franz* (1978).
12 *McCallum* (1979), 60.
13 *Rotemberg* (1982 a, b).
14 Das Symbol i wird unterdrückt, um die Notation nicht zu überladen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

liefert, wobei λ_1, λ_2 die Wurzeln der zu lösenden Differenzengleichung 2. Ordnung sind. M. a. W. das Problem wird in zwei Stufen gelöst: zunächst müssen optimale Prognosen der zukünftigen gewünschten Preise p^{**} ermittelt und dann die Minimierung der Preisanpassungs-Kostenfunktion durchgeführt werden. So kann man beispielsweise für die die optimalen Preise p^{**} erklärenden exogenen Variablen quasi-rationale Erwartungen unterstellen und dieses Erwartungsschema mit Hilfe von ARIMA-Prozessen modellieren. Die so gewonnenen erklärenden Variablen werden dann — zusammen mit p_{t-1} in die Preisgleichung (4) bzw. (5) eingesetzt. Ähnliche Überlegungen gelten für rationale Erwartungen bezüglich $\hat{p}^{**}$.

Die hohen Anforderungen und Kosten, die dieses Procedere für die Preiskalkulation der Firma verursachen, lassen indessen für die Inflationsgleichungen (5a) und (5b) ein Anpassungsschema der Form (λ = konstanter Anpassungskoeffizient)

$$\hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} = \lambda (\hat{p}_t^{**} - \hat{p}_{t-1}) \qquad 0 \leqq \lambda \leqq 1 \tag{9a}$$

als Alternative plausibel erscheinen — in Analogie etwa zu den Argumenten für eine Rehabilitation adaptiver Erwartungen[15]. Auch in dieser Version erscheinen der zeitverzögerte Wert von $\hat{p}_t$ und außerdem die Wachstumsraten der erklärenden Variablen aus (4) bzw. (5) für die laufende Zeitperiode.

Der Lohnsatz l ist eine endogene Variable, für dessen theoretische Behandlung eine Trennung in Tariflohn und Lohndrift sinnvoll sein kann[16]. Da jedoch beide Bestandteile teilweise mit denselben oder ähnlichen Variablen erklärt werden können, wird diese Differenzierung hier nicht weiterverfolgt. Die Höhe des Lohnsatzes ist das Ergebnis eines Verhandlungsprozesses [Ramser (1976)]. Unterstellt sei das Nutzenfunktional der Gewerkschaften

$$U^G = \int_0^\infty U \left[AQ, (T - f) \frac{l}{p} L \right] e^{-\zeta_2 t} \, dt \, , \tag{10}$$

wobei T die Zykluslänge eines Tarifkontraktes, f die Kosten der Erhöhung des Reallohnes l/p (gemessen in Einheiten der Lohnsumme pro Zeitperiode), AQ die Arbeitslosenquote, und ζ_2 die Nutzendiskontrate angeben. Der Ausdruck $f \cdot \frac{l}{p} \cdot L$ kennzeichnet mithin die in Kategorien der Periodenlohnsumme $\frac{l}{p} L$ gemessenen Kosten der Durchsetzung des angestrebten Reallohnes in Form von Streikkosten und eines Ab-

[15] *Feige* und *Pierce* (1976), *Friedman* (1979).
[16] *Gerfin* (1969).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

baus sonstiger Realeinkommen darstellender Vergünstigungen. Bei Grenzproduktivitätsentlohnung und für $T = 1$ führt eine Maximierung von U^G unter Beachtung einer Nebenbedingung, die die mit der Reallohnsatzerhöhung verbundenen Kosten berücksichtigt, zu einer Beziehung zwischen der Zuwachsrate des *Real*lohnsatzes und Beschäftigungsgrad, die dem originären Phillips-Ansatz entspricht, sofern Unternehmen nicht auf dem Gütermarkt rationiert sind[17].

Bezieht man in die Verhandlungsstrategie der Gewerkschaften eine gewünschte Beteiligung am Produktivitätsfortschritt der vergangenen Zeitperiode ein, so lassen sich die obigen Überlegungen durch folgende Gleichung approximieren:

$$(11) \qquad \hat{l}_t = b_0 + b_1 \hat{p}_t^* + b_2 AQ_t + b_3 \hat{\pi}_{t-1} \quad \text{mit} \quad b_1 > 0, b_2 < 0, b_3 > 0 \ .$$

$\hat{p}_t^*$ ist die in der Zeitperiode t für die Laufzeit des Tarifvertrages von den Gewerkschaften erwartete Inflationsrate[18]. Für die Relation Bruttolohnkosten w und Bruttostundenlohnsatz l unterstellen wir

$$(11a) \qquad \hat{w} = \hat{l} + b_4 \hat{s} \quad \text{mit} \quad 0 < b_4 < 1 \ ,$$

da nicht alle Nebenkosten s proportional zu l sind. Unter Verwendung von (7), (9a), (11) und (11a) ergibt sich für die Inflationsrate:

$$(12) \qquad \hat{p}_t = \lambda\alpha\, b_0 + \lambda\alpha\, b_1 \hat{p}_t^* + \lambda\alpha\, b_2 AQ_t + \lambda\alpha\, b_3 \hat{\pi}_{t-1} + \lambda\alpha\, b_4 \hat{s}_t - \lambda\alpha \hat{\pi}_t^T + \lambda\beta\, \widehat{uc}_t + \lambda\gamma\, \hat{m}_t + \lambda\, \hat{v}_t + (1-\lambda)\, \hat{p}_{t-1} \ .$$

Indem man erste Differenzen bildet, macht Gleichung (12) deutlich, wieso eine akzelerierende Inflation (d. h. $\hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} > 0$) trotz steigender Arbeitslosigkeit zustandekommen kann. Unter anderem mögen die Gründe in höheren *erwarteten* Inflationsraten (d. h. $\hat{p}_t^* - \hat{p}_{t-1}^* > 0$), in exogenen Faktoren wie einem Anstieg der Rohstoffpreise (d. h. $\hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} > 0$) oder der Steuer- und Abgabensätze (d. h. $\hat{s}_t - \hat{s}_{t-1} > 0$ und $\hat{v}_t - \hat{v}_{t-1} > 0$) liegen.

Wie beim Preisanpassungs-Modell der Firmen kann bei der Erwartungsbildung $\hat{p}_t^*$ zunächst von rationalen Erwartungen ausgegangen werden, d. h. $\hat{p}_t^* = E(\hat{p}_t \mid I_{t-1})$, wobei I_{t-1} die den Wirtschaftssubjekten in der Zeitperiode $t-1$ bekannten Informationen (darunter auch $\hat{p}_{t-1}$) kennzeichnen. Beschränkt man sich bei der Schätzung auf ein Modell $\hat{p}_t^* = \hat{p}_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$, wobei ε_{t-1} alle Informationen I_{t-1} außer $\hat{p}_{t-1}$ bezeichnet, dann handelt es sich um ein „Fehler in dem Variablen-Modell", das mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode unter Be-

---

17 *Ramser* (1976), 19.

18 Zur Vereinfachung wird angenommen, daß der Erzeugerpreis unter Berücksichtigung von Handelsspannen gleich dem Endverkaufspreis ist.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

rücksichtigung der Kovarianzstruktur geschätzt werden müßte[19]. Um diese Schätzproblematik in einer reduzierten Form zu vermeiden, unterstellen wir grob vereinfachend $\hat{p}_t^* = \hat{p}_{t-1}$, so daß[20]

$$\text{(12a)}\quad \hat{p}_t - a_1 \hat{p}_{t-1} = a_0 + a_2 AQ_t + a_3 \hat{\pi}_{t-1} + a_4 \hat{s}_t + a_5 \hat{\pi}^T + a_6 \widehat{uc} + a_7 \hat{m} + a_8 \hat{v}$$

$$\begin{array}{lll} \text{mit } a_0 = \lambda\alpha b_0 & a_1 = \lambda\alpha b_1 + (1-\lambda) > 0 & a_2 = \lambda\alpha b_2 < 0 \\ a_3 = \lambda\alpha b_3 > 0 & a_4 = \lambda\alpha b_4 > 0 & a_5 = -\lambda\alpha < 0 \\ a_6 = \lambda\beta > 0 & a_7 = \lambda\gamma > 0 & a_8 = \lambda > 0 \end{array}$$

Ein Parameter $a_1 = 1$ bedeutet, daß die inflationsstabile Arbeitslosenquote langfristig von der Inflationsrate unabhängig ist. Zur Berechnung einer um exogene Schocks korrigierten, inflationsstabilen Arbeitslosenquote AQ^N sind zwei Verfahren möglich, die sich dadurch unterscheiden, inwieweit die Veränderung der die Inflationsrate bestimmenden Größen tatsächlich als exogen angesehen wird und daher nicht mit höherer Arbeitslosigkeit bekämpft werden sollte.

Im ersten Fall wird unterstellt, daß $\hat{v} = \hat{s} = \widehat{uc} = \hat{m} = 0$ und $\hat{\pi}_{t-1} = \hat{\pi}^T$. Dann erhält man für die inflationsstabile Arbeitslosenquote (beachte: $a_2 < 0$):

$$\text{(13)}\qquad AQ_{1t}^N = -\,[a_0 + (a_3 + a_5)\,\hat{\pi}_t^T - (1 - a_1)\,\hat{p}_0]/a_2$$

für einen Wert einer tolerablen Inflationsrate in Höhe von $\hat{p}_o$ bzw. wenn die Phillipskurve langfristig vertikal verläuft ($a_1 = 1$):

$$\text{(13a)}\qquad AQ_{2t}^N = -\,[a_0 + (a_3 + a_5)\,\hat{\pi}_t^T]/a_2\ .$$

Die Beschränkung der Wachstumsraten von s, uc und m auf einen Wert Null bedeutet, daß die Veränderung dieser Variablen bei der Berechnung der inflationsstabilen Arbeitslosenquote außer Ansatz bleibt. Damit liegt der wirtschaftspolitischen Strategie, Arbeitslosigkeit mit Hilfe gesamtwirtschaftlicher Maßnahmen solange zu reduzieren, bis keine akzelerierende Inflation induziert wird, nur die endogen verursachte Inflationsrate als Maßstab zugrunde. Bei einer solchen Strategie kann daher die tatsächlich beobachtete Inflation zeitweilig akzelerieren (d. h. $\hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} > 0$); diese Akzeleration wird jedoch herausgerechnet, sofern sie auf exogenen Schocks beruht, einfach deshalb, weil exogene Preisschübe im ersten Fall annahmegemäß nicht mit Arbeitslosigkeit

---

[19] *Schneeweiß* (1978).

[20] Insgesamt gibt es mithin 3 Inflationsraten im Modell: die tatsächliche, $\hat{p}$, die von den Gewerkschaften erwartete, $\hat{p}^*$, und die von den Unternehmen als optimal angesehene, $\hat{p}^{**}$. Da sich bei Konstanz von $\hat{p}^{**}$ die Unternehmen langfristig an diesen Wert anpassen, gilt langfristig $E(\hat{p}) = E(\hat{p}^{**})$ und außerdem $E(\hat{p}^*) = E(\hat{p})$ auf Grund des Modells der Erwartungsbildung. Somit gilt langfristig: $E(\hat{p}) = E(\hat{p}^*) = E(\hat{p}^{**})$.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

bekämpft werden sollen. Maßgeblich ist also eine um exogene Determinanten *korrigierte* Inflationsrate bzw. deren Veränderung. Diese Korrektur bewirkt, daß die so berechnete inflationsstabile Arbeitslosenquote vergleichsweise niedrig ausfällt, so daß mehr Spielraum für eine gesamtwirtschaftliche Nachfragepolitik besteht. Dies wird deutlich, wenn man die Annahme bezüglich der Exogenität der genannten Wachstumsraten weniger restriktiv faßt. Insbesondere bei den Veränderungen der Kapitalnutzungskosten, Rohstoffpreise und Wechselkurse mögen auch endogene Inflationsursachen eine Rolle spielen (z. B. Nachfragesog-Argumente und Kaufkraftparitätentheorie[21]).

Der zweite Fall geht daher davon aus, daß nur der über die allgemeine Inflation hinausgehende Teil des Anstiegs der Kapitalnutzungskosten und Rohstoffpreise als exogen angesehen werden kann. Die Restriktion lautet jetzt

$$\widehat{uc}_t - \hat{p}_t = \hat{m}_t - \hat{p}_t = 0$$

und man erhält folgenden Ausdruck für die inflationsstabile Arbeitslosenquote:[22]

$$AQ_{3t}^{N} = -\,[a_0 + (a_3 + a_5)\,\hat{\pi}_t^T - (1 - a_1 - a_6 - a_7)\,\hat{p}_0]/a_2\,. \tag{13b}$$

Die Bedingung dafür, daß die inflationsstabile Arbeitslosenquote unabhängig von einer tolerablen Inflationsrate $\hat{p}_o$ ist, lautet nun: $(1 - a_1 - a_6 - a_7) = 0$.

Aus Gleichung (13b) errechnet sich ein höherer Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote als aus Gleichung (13). Da nur der über $\hat{p}$ hinausgehende Anstieg von uc und m als exogen betrachtet wird, ist jetzt mehr Arbeitslosigkeit erforderlich, um nun noch die endogen erzeugte Inflation auf Grund der endogenen Faktoren $\widehat{uc}_t = \hat{p}_t$ bzw. $\hat{m}_t = \hat{p}_t$ zu bekämpfen. Anders formuliert, Inflationsstabilität kostet um so mehr Arbeitslosigkeit, in je größerem Umfang die Inflation „hausgemacht" ist, oder, wieder in Umkehrung der Fragestellung, eine globale Beschäftigungspolitik stößt desto eher an die Grenze einer akzelerierenden Inflation, in je höherem Ausmaß endogene Determinanten diese Beschleunigung induzieren[23].

---

21 Vgl. jedoch *Frenkel* (1981), der zu dem Schluß kommt, daß die Kaufkraftparitätentheorie in den siebziger Jahren „zusammengebrochen" ist.

22 Erweiterung von (12a) auf beiden Seiten um $(-\,a_6\,\hat{p} - a_7\,\hat{p})$, Beachtung der neuen Restriktion $\widehat{uc}_t - \hat{p}_t = \hat{m}_t - \hat{p}_t = 0$ sowie der übrigen Restriktionen $\hat{p}_t = \hat{p}_{t-1}$, $\hat{s} = \hat{v} = 0$ und $\hat{\pi}_{t-1} = \hat{\pi}_t^T$ und Auflösen nach AQ liefert (13b), wobei $\hat{p}$ dann das Subskript 0 erhält, um die „tolerable" Inflationsrate zu kennzeichnen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2. Reallohnsicherung und Beschäftigungspersistenz

In diesem Abschnitt sollen zwei Sachverhalte diskutiert werden. Zum einen wird aufgezeigt, welche Überlegungen notwendig sind, um eine langfristig senkrecht verlaufende Phillipskurve zu erhalten, wenn man von dem in der Literatur meistens verwendeten Modell der einfachen Zuschlagskalkulation absieht und — wie in diesem Beitrag — gewinnmaximales Preissetzungsverhalten unterstellt. Zum anderen soll gezeigt werden, daß die zur Begründung einer kurzfristig negativ verlaufenden Phillipskurve meistens vorgetragene Hypothese einer Reallohntäuschung der Arbeitsanbieter nicht erforderlich ist und durch ein anderes, mindestens ebenso plausibles Argument ersetzt werden kann.

Daß der Unterschied zwischen einer kurzfristig negativ und langfristig vertikal verlaufenden Phillipskurve entweder auf Geldillusion bei den Arbeitsanbietern oder auf der Unmöglichkeit beruht, Inflationserwartungen in Nominallohnerhöhungen umzusetzen, gehört mittlerweile zur Lehrbuchliteratur[24].

Die Gleichung (5a) im vorherigen Abschnitt verdeutlicht diesen Sachverhalt. Bei einem Wert der Skalenelastizität von Eins ist Gleichung (5a) identisch mit

$$\hat{p} = \hat{w} + \frac{\beta}{\alpha}(\widehat{uc} - \hat{p}) + \frac{\gamma}{\alpha}(\hat{m} - \hat{p}) - \frac{1}{\alpha}\varrho + \frac{1}{\alpha}\hat{v}\,. \tag{14}$$

Der Koeffizient der Lohnvariablen ist Eins und um eine vertikale Phillipskurve zu erhalten, muß nur noch der Koeffizient b_1 in der Lohngleichung (11) den Wert Eins annehmen. Dieser Koeffizient gibt indessen an, ob und inwieweit Inflationserwartungen in Nominallohnerhöhungen transformiert werden.

Die obige Überlegung beinhaltet jedoch mehr als eine bloße algebraische Umformung. Setzt man die Lohngleichung (11) in Gleichung (14) ein, so erhält man einen Zusammenhang zwischen $\hat{p}$ und AQ bei gegebenen *relativen* Inflationsraten von Kapitalnutzungskosten und Rohstoffpreisen. Eine Rechtsverschiebung der Phillipskurve ergibt sich folglich nur dann, wenn Kapitalnutzungskosten und Rohstoffpreise um mehr als $\hat{p}$ steigen, weil — wie in Abschnitt II.1 ausgeführt — nur dieser Teil der Inflation als exogen angesehen wird. Bei vollständiger Exogenität von $\widehat{uc}$ und $\hat{m}$ muß die um exogene Schocks bereinigte Phillipskurve jedoch unter der Hypothese $\widehat{uc} = \hat{m} = 0$ formuliert wer-

[23] Davon unberührt bleibt das Argument, daß eine auf die Stimulierung der privaten Investitionen ausgerichtete Wirtschaftspolitik erfolglos bleibt, solange die realen Zinssätze über der Grenzleistungsfähigkeit des Kapitals liegen [*Streissler* (1982)].

[24] *Claassen* (1980), 294.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

den, so daß der Parameter a_1 der erwarteten Inflationsrate nicht mehr den Wert b_1, sondern jetzt den Wert αb_1 annimmt [vgl. Gleichung (12a)][25]. Geht man davon aus, daß $b_1 = 1$ und $\alpha < 1$ ist, dann muß $a_1 < 1$ sein, d. h. die Phillipskurve kann nicht vertikal verlaufen.

Um dennoch die Möglichkeit einer Steigung der Phillipskurve in Höhe von Null zuzulassen, bieten sich zwei Alternativen an. Zum einen mögen $\widehat{uc}$ und $\hat{m}$ tatsächlich zu einem Teil endogen verursacht sein und in Gleichung (12a) müßte dann dieser Betrag (multipliziert mit a_6 respektive a_7) zu a_1 addiert werden, um Aussagen über den Verlauf der Phillipskurve zu erhalten. Zum anderen kann das Preissetzungsverfahren dahingehend modifiziert werden, daß Unternehmen auch die Preise in ihre Überlegungen einbeziehen, die ihre Konkurrenten verlangen (werden)[26]. Im letzteren Fall wäre dann $a_1 = \alpha b_1 + d$, wobei d den Reaktionskoeffizienten der laufenden Inflationsrate in bezug auf erwartete zukünftige Inflationsraten kennzeichnet. Je nach Höhe von d kann die Möglichkeit, daß $a_1 = 1$ und damit ein vertikaler Verlauf der Phillipskurve, nicht mehr a priori ausgeschlossen werden.

Die Hypothese, daß sich Arbeitsanbieter respektive Gewerkschaften permanent über die Höhe des erwarteten realen Lohnsatzes auf Grund einer Fehleinschätzung der zukünftigen Inflationsrate in größerem Umfang täuschen lassen, ist — von Extremfällen wie 1973/74 abgesehen — etwas wirklichkeitsfremd, weil dafür die Laufzeit der Tarifverträge zu kurz und die Variabilität der aggregierten Inflationsrate in der Bundesrepublik Deutschland zu gering ist. Die Begründung für eine zumindest kurzfristig negativ verlaufende Phillipskurve liegt daher weniger in einer Täuschung der Arbeitnehmer, sondern eher daran, daß die meisten Arbeitsanbieter auf transitorische Veränderungen des Reallohnes nicht reagieren können und/oder wollen.

Eine solche Verhaltensweise kann durchaus optimal sein und muß nicht im Widerspruch zum Lebenszyklusmodell des intertemporalen, nutzenmaximalen Arbeitsangebots stehen, das der „natural rate"-Hypothese zugrundeliegt. Theoretisches Ergebnis derartiger Modelle ist, daß Individuen einen nutzenmaximalen Bruchteil ihres Lebens als Arbeitszeit anbieten, die genaue zeitliche Aufteilung innerhalb des Lebenszyklus jedoch von den jeweiligen Opportunitäten am Arbeitsmarkt abhängig machen, d. h. in der Regel von einem Vergleich der derzeitigen Entlohnung mit zukünftigen Lohnsätzen und von der jeweiligen Arbeitsnachfragesituation. Der insbesondere in Rezessionen häufig als

[25] Wobei Aspekte verzögerter Preisanpassungen unberücksichtigt bleiben, d. h. $\lambda = 1$.
[26] *Maccini* (1978).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

„entmutigt" bezeichnete Teil der Erwerbsbevölkerung außerhalb des Arbeitsmarktes bietet nach dieser Theorie freiwillig und in Realisation seines maximalen Lebensnutzens eben derzeit keine Arbeit an.

Das skizzierte Lebenszyklusmodell des Arbeitsangebots muß nicht vom Ansatz falsch sein, sondern es kommt deshalb zu Schlußfolgerungen, die in der Realität keine Entsprechung finden, weil es unvollständig ist. Was in diesem Modell fehlt, ist die Persistenz der Beschäftigungsverhältnisse, d. h. die Überlegung, daß die frühere Erwerbstätigkeit die heutige Beschäftigungssituation entscheidend mitprägt. Anders ausgedrückt: die Wahrscheinlichkeit, daß jemand heute den Status „erwerbstätig" statt „arbeitslos" aufweist, ist um so höher, je öfter und länger die vorherige Lebenszeit durch „Erwerbstätigkeit" anstelle von „Arbeitslosigkeit" gekennzeichnet war.

Theoretische Gründe für eine solche Persistenz der Beschäftigung liegen in den Kosten einer Separation vom derzeitigen Arbeitsverhältnis, in den Suchkosten nach einem neuen Arbeitsplatz und in den Kosten einer neuerlichen Arbeitsaufnahme[27]. Dabei sind nicht nur die unmittelbaren finanziellen Aufwendungen zu berücksichtigen (z. B. Umzugskosten), sondern auch der Verlust an betriebsspezifisch verwertbarem Humankapital, der mit einem Firmenwechsel verbunden sein kann. Schließlich kann sich die Freizeitpräferenz auf Grund der gemachten Erfahrungen mit Erwerbstätigkeit ändern — in Analogie etwa zur „habit persistence"-Hypothese in der Nachfrageanalyse[28].

Die Konsequenzen für das Konzept der natürlichen Arbeitslosenquote bei Vorhandensein von Persistenz können wie folgt verdeutlicht werden. Unterstellt sei eine expansive Fiskalpolitik, die die Beschäftigung über das Niveau anhebt, das die „natural rate"-Hypothese festlegt. Diese Reduktion der Arbeitslosigkeit findet unabhängig davon statt, ob Persistenzverhalten oder intertemporale Allokation des Arbeitsangebots vorliegt. Nach diesem Nachfrageimpuls würde jedoch das Arbeitsangebot gemäß dem Lebenszyklusmodell *unter* das Niveau sinken, das sich eingestellt hätte, wenn es den Nachfragestoß nicht gegeben hätte, einfach deshalb, weil sich die betroffenen Wirtschaftssubjekte (zeitweilig) aus dem Erwerbsleben zurückziehen, da sie zukünftig geplantes Arbeitsangebot zeitlich vorgezogen haben. Bei Gültigkeit der Persistenz-Hypothese hingegen verbleibt das Arbeitsangebot *über* dem Niveau ohne Nachfragepolitik je nach Grad der Persistenz.

Eine auch langfristig negativ verlaufende Phillipskurve muß mithin nicht bedeuten, daß Arbeitsanbieter ständig der Geldillusion unterlie-

---

[27] *Clark* und *Summers* (1982).
[28] *Pollak* (1978).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gen oder erwartete Inflationsraten nicht in Nominallohnerhöhungen umsetzen können. Der Grund kann vielmehr in einer Persistenz der Beschäftigung liegen, die bei Existenz von Informations-, Such- und Mobilitätskosten nutzenmaximal sein kann und ein Verhalten gemäß dem reinen Lebenszyklusmodell — so präferabel es auch sein mag — ausschließt.

III. Empirische Resultate

Dieser Abschnitt diskutiert die empirische Evidenz des Konzepts der inflationsstabilen Arbeitslosenquote und berichtet über erste vorläufige Tests zur Persistenz-Hypothese.

1. Die inflationsstabile Arbeitslosenquote in der Bundesrepublik Deutschland

Ausgangspunkt der empirischen Untersuchung ist eine einfache Phillipsrelation für den Zeitraum 1965 I - 1981 IV. Eine der erklärenden Variablen ist jedoch eine Dummy-Variable, um zu testen, ob die in Schaubild 1 vermutete Rechtsverschiebung der Phillipskurve statistisch belegt werden kann. Wie aus Spalte 1 der *Tabelle 1* hervorgeht, ist die Shift-Variable tatsächlich signifikant[29]. Da der Parameterschätzwert bezüglich der zeitlich verzögerten Inflationsrate statistisch nicht signifikant von Eins verschieden ist, würde dieses Resultat die Hypothese einer langfristig vertikal verlaufenden Phillipskurve unterstützen. Somit wäre die von einer „tolerablen" Inflationsrate unabhängige inflationsstabile Arbeitslosenquote von einem Durchschnittswert für die Quartale 1965 I - 1974 IV in Höhe von 1,6 v. H. auf 4,3 v. H. für 1975 I bis 1981 IV gestiegen. Im folgenden wird daher untersucht,

(i) auf welche Ursachen diese Rechtsverschiebung zurückzuführen ist, und
(ii) ob die Hypothese einer langfristig senkrechten Phillipskurve bei alternativen Spezifikationen empirisch aufrecht erhalten werden kann.

Die Beantwortung der beiden Fragen liefern die Spalten (2) - (6). Spalte (2) enthält eine Schätzung der Gleichung (12a). Obwohl mit Ausnahme der $\hat{\pi}_{t-1}$-Variable alle Variablen das theoretisch erwartete Vorzeichen aufweisen, sind einige erklärende Variable statistisch insignifikant. Daher enthält Spalte (3) eine Neuschätzung von Gleichung (12a) unter der Restriktion eines t-Wertes in Höhe von mindestens Eins. Gemessen an den Beta-Koeffizienten für $\hat{p}_{t-1}$ (= 0,88), AQ_t (= − 0,12) und $\hat{\pi}_t^T$ (= − 0,10) liefern hauptsächlich diese Variablen einen Beitrag zur

[29] Dies ist natürlich nur eine grobe Approximation, da die „Übergangsperioden" 1974 und 1981 mit dieser Methode nicht hinlänglich genau beschrieben werden können. Dazu wäre z. B. ein Modell mit variablen Koeffizienten erforderlich.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1: **Schätzergebnisse für die Phillipskurve 1965 I - 1981 IV, Abhängige Variable: Inflationsrate der Konsumgüterpreise**

Erklärende Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inflationsrate der Vorperiode ($\hat{p}_{-1}$)	1.0030 (27.9)	0.8952 (17.6)	0.8816 (10.0)	1.0000[a] (—)	0.9074 (19.1)	0.9042 (20.5)
Arbeitslosenquote (AQ)	− 0.2342 (3.1)	− 0.1204 (1.6)	− 0.1165 (2.0)	− 0.2081 (2.8)	− 0.1852 (2.4)	− 0.1245 (2.1)
Trend des Produktivitätsfortschritts ($\hat{\pi}^T$)		− 0.2959 (1.5)	− 0.3179 (1.9)	− 0.3573 (2.2)	− 0.2067 (1.1)	− 0.3333 (1.9)
Produktivitätsfortschritt d. Vorperiode ($\hat{\pi}_{t-1}$)		− 0.0138 (0.3)				
Wachstumsraten: Importpreise plus Nahrungsmittel minus Wechselkurs ($\hat{m}$)		0.009795 (2.2)	0.01008 (2.3)	0.004419 (1.0)	0.009372 (2.1)	0.009596[b] (2.1)
Wachstumsrate der Kapitalnutzungskosten ($\hat{uc}$)		0.01172 (2.0)	0.01289 (2.3)	0.004973 (0.7)	0.01259 (2.3)	0.01171[b] (2.0)
Wachstumsrate der Arbeitslosenquote ($\hat{AQ}$)		− 0.00077 (0.8)				
Wachstumsrate der indirekten Steuern ($\hat{v}$)		0.4294 (1.2)	0.4190 (1.2)	0.4416 (1.3)	0.3928 (1.1)	0.4174 (1.2)
Wachstumsrate der Beiträge zur sozialen Sicherheit ($\hat{s}$)		0.02400 (0.8)	0.02551 (1.0)	0.03327 (1.1)	0.03182 (1.2)	0.02638 (1.0)
Dummy-Variable: 1975 I - 1981 IV = 1, 0 sonst	0.6372 (2.4)				0.3892 (1.4)	
Konstante	0.3769 (2.4)	2.0614 (1.6)	2.1155 (2.1)	2.0864 (2.2)	1.4962 (1.4)	2.2106 (2.1)
$\bar{R}^2$	0.9268	0.9375	0.9389	0.2408	0.9399	0.9362
Durbin-Watson-Statistik	1.6557	1.9287	1.8505	1.9976	1.9087	1.8477
Durbin's h	1.4937	0.9817	0.6618	—	0.4090	0.6742
Standardfehler der Regression	0.4773	0.4411	0.4359	0.4414	0.4323	0.4457

a) Parameterrestriktion auf den Wert 1. — b) Relative Inflationsraten, d. h. $\hat{m} - \hat{p}$ und $\hat{uc} - \hat{p}$.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Definitionen und Quellenangaben zu Tabelle 1

Konsumgüterpreis (p)	=	Preisindex des privaten Konsums 1970 = 100 (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vierteljährliche Gesamtrechnung).
Arbeitslosenquote (AQ)	=	Anteil der registrierten Arbeitslosen an den abhängigen Erwerbspersonen (Bundesanstalt für Arbeit, Amtliche Nachrichten).
Import- u. Nahrungsmittelpreise sowie Wechselkurs (m)	=	Index der Einfuhrpreise, Grundstoffe für das verarbeitende Gewerbe 1970 = 100 (Wirtschaft und Statistik) zuzüglich Preisindex für landwirtschaftliche Produkte 1970 = 100 (Wirtschaft und Statistik) abzüglich Index der Entwicklung des Außenwertes der D-Mark 1972 = 100 seit 1972 erhältlich, Werte vor 1972 = 100 (Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 3, Zahlungsbilanzstatistik); alle drei Komponenten als Wachstumsrate ungewichtet zusammengefaßt.
Produktivität (π)	=	Produktionsergebnis je geleisteter Arbeitsstunde (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung) $\hat{\pi}^T = 5.33$ für 1965 I - 1973 IV; $\hat{\pi}^T = 4.01$ für 1974 I - 1981 IV.
Kapitalnutzungskosten (uc)	=	vgl. König (1976) für Definition; Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung; Monatsberichte der Deutschen Bundesbank; König (1976).
Indirekte Steuern ($\tilde{v}$)	=	gewichteter Mehrwertsteuersatz für Nahrungsmittel und andere Güter (Finanzberichte; Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung) $\hat{v} = \widehat{(1 + \tilde{v})}$.
Sozialversicherung (s)	=	Anteil der Arbeitgeberbeiträge zur sozialen Sicherheit an der Lohn- und Gehaltssumme (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung).

Hinweise:

a) Alle Wachstumsraten auf Vorjahresquartalsbasis, d. h. $\hat{y} = (y - y_{-4})/y_{-4} * 100$

b) t-Werte in Klammern unter den Regressionskoeffizienten

Erklärung von $\hat{p}$. Die Ergebnisse in Spalte (4) unterstützen wenig die Hypothese, daß es sich bei der Zeitreihe der Inflationsrate $\hat{p}_t$ um einen reinen „White Noise"-Prozeß handelt. Diese Aussage wird durch einen Likelihood-Ratio-Test zwischen den Versionen gemäß Spalte (3) und (4) bestätigt. Der empirische χ^2-Wert beläuft sich auf 23,7 und liegt über dem kritischen Wert χ^2 (6) = 16,8 (Irrtumswahrscheinlichkeit: 1 v. H.), der bei Nichtablehnung der Nullhypothese, daß kein signifikanter Unterschied zwischen beiden Versionen besteht, hätte unterschritten wer-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

den müssen. Schließlich erweist sich dieselbe Dummy-Variable, die in Spalte (1) enthalten ist, dann als statistisch insignifikant, wenn sie — wie in Spalte (5) — in Verbindung mit den anderen Variablen, die zur Erklärung der Rechtsverschiebung der Phillipskurve in Frage kommen, geschätzt wird. M. a. W., die verwendeten erklärenden Variablen erfassen die Rechtsverschiebung in hinlänglichem Ausmaß. Hierbei und bei den folgenden Interpretationen der Ergebnisse sind die bekannten Probleme der Schätzung reduzierter Formen mit OLS stets zu beachten. So können einige Orthogonalitätsbedingungen verletzt sein (z. B. fehlende Unabhängigkeit von AQ und $\widehat{uc}$), obwohl eine Instrumentvariablenschätzung (mit den exogenen sowie den zeitlich verzögerten endogenen und exogenen Variablen als Instrumentvariablen) nur vernachlässigbare Unterschiede in den Resultaten ergab. Unter diesem Vorbehalt ergibt sich aus Spalte (3) ein Anpassungskoeffizient $\lambda\,(= a_8)$ in Höhe von etwa 0,4, d. h. die *Unternehmen* haben nach etwa 1,5 Quartalen die Anpassung an die von ihnen als optimal angesehene Inflationsrate $\hat{p}^{**}$ durchgeführt, ihre mittlere Anpassungsgeschwindigkeit beträgt etwa 2 Monate. Allerdings sind diese Angaben auf Grund des hohen Standardfehlers von $a_8\,(= 0{,}34)$ mit erheblichen Unsicherheiten behaftet. Verläßlicher sind dann schon Berechnungen über die kurz- und langfristigen Effekte der Veränderungen einiger erklärender Variablen auf die Inflationsrate unter Berücksichtigung der gesamten Dynamik, d. h. unter Einbeziehung der Erwartungsbildung. Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt induziert kurz- bzw. langfristig einen Rückgang der Inflationsrate um 0,12 bzw. 1,0 Prozentpunkte, während eine Erhöhung des trendmäßigen Produktivitätsfortschritts um 1 Prozentpunkt entsprechende Effekte in Höhe von 0,32 respektive 2,68 Prozentpunkte zur Folge hat. Schließlich überträgt sich eine Erhöhung der Inflationsrate der Kapitalnutzungskosten langfristig nur zu einem Zehntel auf die Inflationsrate der Konsumgüterpreise. Es ist daher nicht erstaunlich, daß in den meisten Preisbestimmungsgleichungen diese Variable unberücksichtigt bleibt.

Somit erhalten wir als Antwort auf die Frage (i), daß die Rechtsverschiebung der inflationsstabilen Arbeitslosenquote durch die Verlangsamung des Produktivitätsfortschrittstrends und weniger als *direkte* Folge der Rohstoffpreiserhöhungen[30] oder der Wechselkursveränderun-

[30] In Abänderung des theoretischen Modells enthält die $\hat{m}$-Variable auch den Anstieg der Nahrungsmittelpreise, um den drastischen, exogenen Anstieg dieser Preise auf Grund von Mißernten 1972/73 und 1975 zu erfassen. Versuche, den Erklärungswert der $\hat{m}$-Variable durch Gewichtung ihrer Komponenten zu verbessern, blieben erfolglos. Einer theoretischen Analyse von *Hines* (1972) folgend, wird beim empirischen Test die Arbeitsmarktsituation zusätzlich durch die Wachstumsrate der Arbeitslosenquote beschrieben.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gen erklärt werden kann[31]. Wenn die beiden letztgenannten Faktoren einen Einfluß gehabt haben, dann nur indirekt über die Verringerung von $\hat{\pi}^T$. Abschnitt III.2 enthält einige Überlegungen zu diesem Zusammenhang.

Die Antwort auf die Frage (ii) hängt vom Parameterschätzwert a_1 ab. Wie Tabelle 1 zeigt, liegt dessen Wert zwischen 0,88 und 0,91, wenn man den Schätzwert in der einfachen Version der Phillipskurve gemäß Spalte (1) außer Betracht läßt, da diese Spezifikation nur illustrativen Charakter hat. Es muß jedoch beachtet werden, daß auf Grund des Charakters von $\hat{p}_{t-1}$ als zeitverzögerter abhängiger Variabler und der damit erzeugten Autokorrelation die geschätzten Koeffizienten a_1 nach oben verzerrt sind[32, 33]. Zusammenfassend kann festgestellt werden, daß der Parameterschätzwert a_1 höher ausfällt als in früheren Berechnungen[34], jedoch signifikant verschieden von Eins ist, und daß somit die Hypothese nicht verworfen werden kann, daß die Phillipskurve in der Bundesrepublik negativ verläuft — zwar steil, aber eben nicht senkrecht.

Wie hoch ist die inflationsstabile Arbeitslosenquote in der Bundesrepublik? Es wurde eben ausgeführt, daß deren Wert nicht unabhängig von der Höhe der Inflationsrate ist. Unterstellt man eine tolerable Inflationsrate in Höhe von 3 v. H. und die Restriktion $\widehat{uc} = \hat{m} = 0$, dann beträgt die inflationsstabile Arbeitslosenquote ab 1974 4,2 v. H., wenn alle sonstigen exogenen Einflüsse herausgerechnet werden (d. h. $\hat{v} = \hat{s} = 0$). Wendet man die Restriktion $\widehat{uc} - \hat{p} = \hat{m} - \hat{p} = 0$ an, dann berechnet sich aus Spalte (6) in Tabelle 1 eine um 0,5 Prozentpunkte höhere inflationsstabile Arbeitslosenquote. Welche der genannten Restriktionen auch immer als die zutreffendere angesehen werden mag, in Anbetracht einer derzeitigen Arbeitslosenquote von über 10 v. H. wäre nicht zu befürchten, daß eine gesamtwirtschaftliche Beschäftigungspolitik alsbald eine akzelerierende Inflation induzieren würde, selbst wenn man das Lucas-Argument berücksichtigt, daß die Para-

---

31 Diese Resultate stehen im Gegensatz zu einer Studie von *Holtfrerich* (1982), nach der flexible Wechselkurse auf Grund einer weniger zurückhaltenden Lohn- und Preispolitik zu einem stärkeren Tradeoff zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit führen. Abgesehen davon, daß die getestete Phillipskurve nur die Arbeitslosenquote und den Importpreisanstieg als erklärende Variable enthält, würde dieses Argument — worauf *Neumann* (1982) zu Recht hinweist — eher eine Rechtsverschiebung, nicht notwendigerweise aber eine Veränderung der Steigung der Phillipskurve bewirken.

32 *Gaab* (1974).

33 Eine weitere Verzerrung dieser Art liegt vor, weil es sich um ein „Fehler in den Variablen-Modell" handelt, da andere Informationen als p_{t-1} nicht verwendet werden.

34 *Franz* (1978).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

meterschätzwerte nicht invariant gegenüber der gewählten Wirtschaftspolitik sind.

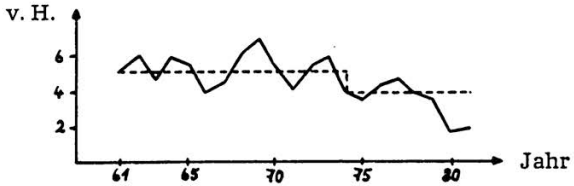
Hätte eine solche Gefahr im Zeitraum 1975 - 1981 bestanden? Dem ersten Anschein nach ist diese Frage zu bejahen, denn die o. a. Werte der inflationsstabilen Arbeitslosenquote stimmen in etwa mit der tatsächlich beobachteten durchschnittlichen Arbeitslosenquote 1975 - 1981 in Höhe von 4,5 v. H. überein. Ein zusätzliches Beschäftigungsprogramm hätte nach diesen Angaben dann zwar die Arbeitslosigkeit reduziert, jedoch wäre dieser Vorteil mit einer sofort einsetzenden akzelerierenden Inflation erkauft worden. Jedoch trügt dieser Anschein dann, wenn der *Trend* $\hat{\pi}^T$ des Produktivitätsfortschritts nicht wie angenommen exogen, sondern zumindest teilweise endogen war. In diesem Fall hätte das Beschäftigungsprogramm eine Erhöhung von $\hat{\pi}^T$ und damit eine Reduktion der inflationsstabilen Arbeitslosenquote bewirken können, so daß die Gefahr einer akzelerierenden Inflation nicht mehr so unmittelbar gewesen wäre. Wie endogen ist $\hat{\pi}^T$?

2. Zur Problematik einer Erklärung des Produktivitätstrends

Schaubild 2 zeigt den zeitlichen Verlauf des Produktivitätsfortschritts 1965 - 1981. Es ist erkennbar, daß zwischen 1965 und 1973 die *trend*mäßige Entwicklung in etwa konstant mit einem Durchschnittswert für $\hat{\pi}^T = 5{,}33$ v. H. geblieben ist, wohingegen nach diesem Zeitraum ein eher fallender Trend zu beobachten ist.[35]

Schaubild 2

Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität 1961 - 1981[a)]



a) Vgl. die Erläuterungen zu Tabelle 1 für Definitionen und Quellenangaben.

Bei der Schätzung der Phillipskurve in Tabelle 1 wurde mit mehreren Spezifikationen dieser Trendentwicklung experimentiert. Die Versuche

[35] Der genannte Bruch in der Entwicklung im Jahr 1973 stimmt übrigens überein mit Beobachtungen für die USA. Zwischen 1973 und 1980 betrug der US-Produktivitätsfortschritt für die Gesamtwirtschaft 0,4 v. H. im Vergleich zu 2,3 v. H. in den vorangegangenen Jahren [*Nordhaus* (1982), 133].

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

führten indes nur zu vernachlässigbaren Unterschieden in den Ergebnissen, so daß in den Finalversionen $\hat{\pi}^T$ durch die Mittelwerte der beiden Zeitperioden 1965 I - 1973 IV (= 5,33) und 1974 I - 1981 IV (4,01) approximiert wurde. Auf Grund der diesbezüglichen Robustheit der Schätzungen sind die folgenden Überlegungen unabhängig von der gewählten Spezifikation.

Ein Standardverfahren zur Bereinigung des Produktivitätsfortschritts um zyklische Schwankungen ist eine Regression mit der tatsächlichen Wachstumsrate der Produktivität als abhängiger und der Wachstumsrate des Outputs als eine der erklärenden Variablen. Der um Konjunkturschwankungen korrigierte Produktivitätsfortschritt berechnet sich dann unter Verwendung der geschätzten Regressionsgleichung für eine vorgegebene Wachstumsrate des Outputs — beispielsweise deren Mittelwert vor der vermuteten Trendwende von $\hat{\pi}$. Als Resultat dieses Korrekturverfahrens ergibt sich für die Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum 1974 - 1981, daß der durchschnittliche Produktivitätsfortschritt 3,8 bzw. 3,1 v. H. betragen hätte, wenn der Output in jedem Jahr um 4 v. H. (= durchschnittliche Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts zwischen 1965 und 1973) bzw. 3 v. H. gestiegen wäre.[36] Die Differenz zum durchschnittlichen Produktivitätsfortschritt zwischen 1965 und 1973 (= 5,33 v. H.) in Höhe von 1,5 v. H. bzw. 2,2 v. H. gibt daher zu der Vemutung Anlaß, daß weitere Faktoren ursächlich am Rückgang des Produktivitätswachstums beteiligt sind.

Eine überschlägige Rechnung kann eine Vorstellung über die Größenordnung des Beitrags der Kapitalbildung zum Produktivitätsfortschritt vermitteln. Unter Verwendung der Produktionsfunktion (2) trägt Kapital in Höhe von $\beta \hat{k}$ zur Veränderung von π bei, wobei k die Kapitalintensität (K/L) bezeichnet. Die Wachstumsrate der Kapitalintensität fiel von durchschnittlich 5,3 v. H. im Zeitraum 1965 - 1973 auf durchschnittlich 4,3 v. H. in der Zeitperiode 1974 - 1981. Multipliziert man diese Differenz von einem Prozentpunkt mit der Produktionselastizität des Kapitals $(0{,}3 < \beta < 0{,}4)$, so ist der von Konjunkturschwankungen bereinigte Rückgang des Produktivitätsfortschritts in Höhe von 1,5 v. H. etwa zu einem Viertel auf die verringerte Wachstumsrate der Kapitalintensität zurückzuführen. Bezogen auf die inflationsstabile Arbeitslosenquote bedeutet dies eine Reduktion auf 3,2 v. H. gegenüber dem in Abschnitt III.1 berechneten Wert von 4,2 v. H. für den Zeitraum 1974 - 1981. Wenn

[36] Der Wert $\pi = 3{,}8$ ist somit fast identisch mit dem in dieser Studie veranschlagten Wert $\pi^T = 4{,}01$ für 1974 - 1981. Um Mißverständnissen vorzubeugen, sei nochmals darauf hingewiesen, daß die oben beschriebene Methode ein Korrekturverfahren zur Bereinigung um konjunkturelle Schwankungen und kein „Erklärungsmodell" darstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der Rückgang der Kapitalintensität konjunkturell bedingt und nicht auf exogene Ursachen zurückzuführen ist, wäre mithin 3,2 v. H. der adäquatere Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote für den genannten Zeitraum.

Der statistisch gemessene Kapitalbestand gibt kaum an, welcher Anteil dieses Wertes auf Grund von Rohstoff- und Energiepreiserhöhungen obsolet geworden ist. Die exorbitante Verteuerung dieser Inputfaktoren hat zur Folge, daß aus Konkurrenzgründen Produktionsanlagen ausgesondert werden müssen, die diese Inputs in vergleichsweise unwirtschaftlichem Ausmaß einsetzen. Insoweit hätte OPEC über eine Erhöhung der Erdölpreise bewirkt, daß ein Teil des vorhandenen Kapitalbestandes nicht mehr genutzt werden kann. Die damit einhergehende Verlangsamung des Produktivitätsfortschritts ist später nicht aufgefangen worden, da der Übergang zu effizienteren Produktionsverfahren zeitaufwendig ist und auf Grund von Gewinnreduktionen — z. T. ebenfalls OPEC-induziert — und erwarteten Nachfragedefiziten teilweise unterlassen wurde. Trifft diese Hypothese zu, so ist dieser Teil des Rückgangs von $\hat{\pi}^T$ exogen bedingt. So kommt z. B. Bruno (1981) in einer mehrere Länder umfassenden Studie zu der Ansicht, daß fast der gesamte „productivity slowdown" in Deutschland auf den relativen Anstieg der Rohstoffpreise zurückzuführen sei.

Die These vom teilweise obsolet gewordenen Kapitalbestand kann erweitert werden, wenn man Veränderungen in dessen Altersaufbau berücksichtigt. Empirische Studien des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung[37] und des Statistischen Bundesamtes[38] zeigen, daß 1970 (1977) etwa 33 v. H. (42 v. H.) des Ausrüstungsvermögens in der Bundesrepublik aus Anlagen bestand, die 10 und mehr Jahre alt waren. Der Investitionseinbruch in den siebziger Jahren hat demzufolge zu einem Rückgang des Modernisierungsgrades des Kapitalbestandes geführt. Eine Simulationsrechnung mit einer durchschnittlichen Wachstumsrate der realen Anlageinvestitionen von 4,0 v. H. zwischen 1974 - 1985 im verarbeitenden Gewerbe führt beispielsweise zu einem Rückgang des Modernisierungsgrades von 64,9 v. H. auf 59,9 v. H.[39]. Wachstumstheoretische Überlegungen unter Verwendung einer Produktionsfunktion mit expliziter Berücksichtigung des Altersaufbaus des Kapitalbestandes zeigen einen verringerten Anstieg der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität bei rückläufigem Modernisierungsgrad[40].

---

[37] *Krengel* (1978), *Görzig* (1976).
[38] *Lützel* (1976).
[39] *Görzig* (1976, S. 28). Der Modernisierungsgrad mißt das Verhältnis Netto- zu Bruttoanlagevermögen und gibt den Anteil derjenigen Anlagen am Bruttoanlagevermögen an, die jünger als der Durchschnitt aller Anlagegüter sind.
[40] *Wan* (1971).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die vorgetragenen Überlegungen verdeutlichen, wie schwierig eine umfassende Analyse der Produktivitätsentwicklung ist, zumal noch andere, bisher nicht erwähnte Faktoren eine Rolle spielen dürften, wie z. B. der Einfluß der Forschungs- und Entwicklungsausgaben sowie Änderungen in der sektoralen Struktur der Volkswirtschaft. Insbesondere die Aggregationsproblematik fordert eine Untersuchung auf der Datenbasis individueller Firmen heraus, jedoch zeigen z. B. Arbeiten für die USA, daß auch dann keine unmittelbaren Erfolge im Hinblick auf eine Erklärung der Produktivitätsentwicklung zu erwarten sind[41].

Es mag abschließend nützlich sein, die Verlangsamung des Produktivitätsfortschritts in einer umfassenden historischen Perspektive zu sehen. Derartige Abschwächungen sind keineswegs neu, sondern haben Vorläufer[42] und sind bisher stets überwunden worden. Vielleicht ist die gegenwärtige Phase bereits vorüber, bevor wir ihre Ursachen verstanden haben.

3. Zur Persistenz von Beschäftigungsverhältnissen

In diesem Abschnitt wird kurz über erste empirische Anhaltspunkte zur Persistenz von Beschäftigungsverhältnissen berichtet. Persistenz liegt vor, wenn — wie in Abschnitt II.2 ausgeführt — die Wahrscheinlichkeit, im Zeitpunkt t in einem Status zu sein, um so höher ist, je häufiger und langandauernder man sich in früheren Zeitperioden in diesem Status befunden hat (Ereignis- respektive Dauer-Persistenz).

Unterscheidet man der Einfachheit halber zwei Statusmöglichkeiten x und $\bar{x}$ (z. B. Arbeitslosigkeit und Erwerbstätigkeit), dann ist eine formale Darstellung der Persistenz gegeben durch[43]:

$$h_x^{(l)} = h_x^{(l)} \left[x^{(l)}, x^{(l-1)}, \ldots, x^1; \bar{x}^{(l-1)}, \bar{x}^{(l-2)}, \ldots, \bar{x}^{(1)}\right] , \tag{15}$$

wobei $h_x{}^{(l)}$ die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, in der l-ten Periode des Zustandes x zu sein, also z. B. die l-te Arbeitslosigkeitsperiode zu durchlaufen. Wenn die Funktion $h_x{}^{(l)}$ über alle Perioden stationär ist, d. h. wenn sich die Regressionskoeffizienten einer Schätzung von (15) für sukzessive Zeitperioden nicht ändern, dann liegt keine Ereignis-Persistenz vor. In diesem Fall ist die mittlere Dauer des Zustandes x ceteris paribus für alle Perioden identisch. Wenn

$$\frac{\partial h_x^{(l)}}{\partial x^{(l)}} = 0 , \tag{16}$$

41 *Griliches* und *Mairesse* (1982).
42 *Hoffmann* (1965), 67.
43 *Heckman* und *Borjas* (1981).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dann hängt die Wahrscheinlichkeit, jetzt im Zustand x zu sein, nicht davon ab, wie lange dieser *jetzige* Zustand bereits andauert. Wenn

$$\text{(16a)} \qquad \frac{\partial h_x^{(l)}}{\partial x^{(i)}} = \frac{\partial h_x^{(l)}}{\partial \bar{x}^{(i)}} = 0 \quad \text{für } i = l-1,\ l-2,\ \ldots,\ 1\ ,$$

dann wird die sogenannte Wahrscheinlichkeit nicht von der Dauer *vorangegangener* Perioden gleich welchen Typs beeinflußt. Die Bedingungen (16) bzw. (16a) kennzeichnen somit die Abwesenheit von gegenwärtiger und vergangener Dauer-Persistenz.

Empirische Tests von (15) machen in der Regel die Verwendung von Individualdaten erforderlich, um die Heterogenität der Individuen und deren Veränderung hinlänglich zu erfassen, damit Persistenz nicht mit individuellen Merkmalen der Betroffenen verwechselt wird. Neben einer zeitaufwendigen Aufbereitung des Datenmaterials müssen zudem mathematisch aufwendige Schätzverfahren angewandt werden. Für die Bundesrepublik Deutschland ergeben sich erste empirische Anhaltspunkte zur Persistenz aus einer Studie über Jugendarbeitslosigkeit[44]. Danach existiert eine signifikante, gegenwärtige und vergangene Dauer-Persistenz, und die Hypothese einer Ereignis-Persistenz kann nicht verworfen werden. Je länger die gegenwärtige Arbeitslosigkeitsperiode bereits andauert, um so geringer ist die Austrittswahrscheinlichkeit. Weiterhin führt eine um 10 Tage längere frühere Arbeitslosigkeitsperiode zu einer um 1,2 Tage längeren derzeitigen Arbeitslosigkeitsperiode. Wenn ein solches Persistenzverhalten bereits bei Jugendlichen (unter 25 Jahre) auftritt, ist schwer einzusehen, warum die Persistenz bei Erwachsenen geringer sein soll.

Die empirische Evidenz zugunsten einer Beschäftigungs- und Arbeitslosigkeitspersistenz wird auch durch Schätzungen von aggregierten Arbeitsangebotsfunktionen des Mincer-Typs gestützt, die neben permanenten auch transitorische Einkommenskomponenten als erklärende Variable enthalten[45]. Für das Arbeitsangebotsverhalten der Männer ergeben sich für die Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1963 - 1978 keine Reaktionen auf transitorische Einkommensänderungen, während die diesbezügliche Elastizität bei den Frauen mit 0,012 als gering zu veranschlagen ist[46].

Persistenz scheint somit ein erfolgversprechender Ersatzkandidat für das Argument einer intertemporalen Allokation des Arbeitsangebots im Lebenszyklus zu sein.

---

[44] *Franz* (1982).
[45] *Mincer* (1962).
[46] *Franz* (1983).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

IV. Wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen

Der Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote lag im Zeitraum 1974 bis 1981 etwa bei 4,5 v. H., wobei eine tolerable Inflationsrate von 3 v. H. unterstellt wurde. Hierbei ist jedoch zu berücksichtigen, daß exogen verursachte Inflationsursachen unberücksichtigt bleiben. Die Begründung dafür liegt in dem Argument, daß solche Preisschübe (wie z. B. die Rohstoffpreiserhöhungen) — wenn überhaupt — nicht mit Arbeitslosigkeit bekämpft werden sollten. Der genannte Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote in Höhe von 4,5 v. H. bedeutet daher nicht notwendigerweise, daß die beobachtete Inflationsrate konstant ist, sondern nur die um exogene Inflationsschocks korrigierte Wachstumsrate des Preisniveaus.

Im Vergleich zur Zeitperiode 1965 bis 1973 hat sich der Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote fast verdreifacht, d. h. Inflationsstabilität kostet heute mehr Arbeitslosigkeit als früher. Die vorgenommene Ursachenanalyse dieser Veränderung wirft jedoch mindestens ebenso viele Fragen auf wie sie beantwortet. Es sind nicht in erster Linie die Wirkungen des Rohstoffpreisanstiegs, des Zusammenbruchs des alten Wechselkurssystems oder der Erhöhung staatlicher Abgabesätze verantwortlich, sondern hauptsächlich die Verlangsamung des um konjunkturelle Schwankungen bereinigten Fortschritts in der Arbeitsproduktivität. Wenn die vorher genannten Faktoren einen Einfluß auf die inflationsstabile Arbeitslosenquote gehabt haben, dann allenfalls indirekt über die Entwicklung der Arbeitsproduktivität.

Der verringerte Produktivitätsfortschritt als Ursache der Rechtsverschiebung der Phillipskurve ist bestenfalls ein Zwischenergebnis, da unklar ist, welches nun die Gründe für diese Entwicklung sind. Aussichtsreiche und testbare Hypothesen dürften im Bereich der Kapitalbildung liegen: ein Teil des Kapitalbestandes ist auf Grund der Energiepreisverteuerung möglicherweise obsolet geworden, und der durch den ungünstigen Altersaufbau des Kapitalbestandes induzierte rückläufige Modernisierungsgrad hat ebenfalls negative Effekte auf die Produktivität.

Für den Wirtschaftspolitiker ist die Kenntnis der Bestimmungsfaktoren wichtig, weil er — wenn die inflationsstabile Arbeitslosenquote erreicht ist — andere als nachfragepolitische Mittel einsetzen muß. Weiterhin dient die Information über diese Determinanten als Grundlage einer Beurteilung, ob auch dieser, zunächst nicht als konjunkturbedingt angesehene Teil des Rückgangs des Produktivitätsfortschritts nicht letztlich doch teilweise endogen ist, weil eine gestiegene Investitionstätigkeit im Konjunkturaufschwung ihn wieder verringert. In die-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sem Fall wäre die inflationsstabile Arbeitslosenquote geringer und die 4,5 v. H.-Marke eine Obergrenze.

Welche Bedenken auch immer gegen eine nachfrageorientierte Beschäftigungspolitik geltend gemacht werden können, angesichts einer Arbeitslosenquote von derzeit 10 v. H. kann jedoch ihre Eignung kaum mit dem Argument einer alsbald einsetzenden akzelerierenden Inflation bestritten werden.

Zusammenfassung

Dieser Beitrag enthält theoretische und empirische Überlegungen zum Konzept der inflationsstabilen Arbeitslosenquote. Es wird gezeigt, daß ihr Wert für die Bundesrepublik im Zeitraum 1974 - 1981 bei etwa 4,5 v. H. lag, wobei eine tolerable Inflationsrate von 3 v. H. unterstellt wurde und exogen verursachte Inflationsschübe wie z. B. Rohstoffpreiserhöhungen unberücksichtigt bleiben, da sie nicht mit Arbeitslosigkeit bekämpft werden sollten. Ursachen für den höheren Wert der inflationsstabilen Arbeitslosenquote im Vergleich zu den sechziger Jahren lagen in der Verlangsamung des Produktivitätsfortschritts und in den Rohstoffpreiserhöhungen.

Summary

This paper investigates to what extent supply shocks in the seventies affected the non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU). The findings are that in the FRG for 1974 - 1981 a no-shock NAIRU amounts to 4.5 percent approximately where a 3 percent tolerable inflation rate is assumed. This value is considerably higher than in the sixties mainly due to a productivity slowdown. This result raises further questions about the causes of this slowdown such as the role of a changing vintage structure of the German capital stock.

Literatur

Blinder, A. S. (1982), Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics. American Economic Review 72, 334 - 348.

Bombach, G. (1965), Artikel: Wirtschaftswachstum. Handwörterbuch der Sozialwissenschaften, Bd. 12. Stuttgart, 763 - 801.

Bordo, M. D. (1980), The Effects of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long-Term Contracts. Journal of Political Economy 88, 1088 - 1109.

Bruno, M. (1981), Raw Materials, Profits, and the Productivity Slowdown. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 660. Cambridge (Mass.).

Claassen, E. M. (1980), Grundlagen der makroökonomischen Theorie. München.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Clark, K. B. und L. H. *Summers* (1982), Labor Force Participation: Timing and Persistence. The Review of Economic Studies 49, 825 - 844.

Diekheuer, G. (1975), Die gesamtwirtschaftliche Preisfunktion-Modelltheoretische und empirische Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland. Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 131, 385 - 415.

Eckstein, O. (1981), Core Inflation. Englewood Cliffs.

Feige, E. L. und D. G. *Pearce* (1976), Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Inovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy? Journal of Political Economy 84, 499 - 522.

Franz, W. (1978), Eine empirische Überprüfung des Konzepts der „natürlichen Arbeitslosenquote" für die Bundesrepublik Deutschland. Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 134, 442 - 463.

— (1982), Youth Unemployment in the Federal Republic of Germany: Theory, Empirical Results, and Policy Implications. An Economic Analysis. Tübingen.

— (1983), An Economic Analysis of Female Work Participation, Education, and Fertility: Theory and Empirical Evidence for the Federal Republic of Germany. Paper für die „International Conference on Trends in Women's Work", hektographiert.

Frenkel, J. A. (1981), The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's. European Economic Review 16, 145 - 165.

Friedman, B. M. (1979), Optimal Expectations and the Extreme Information Assumptions of „Rational Expectation" Macromodels. Journal of Monetary Economics 5, 23 - 41.

Frohn, J. (1980), Zur Schätzung von Preismodellen, in: Joachim Frohn / Reiner Stäglin (Hrsg.), Empirische Wirtschaftsforschung. Konzeptionen, Verfahren und Ergebnisse. Festschrift für Rolf Krengel. Berlin, 472 - 522.

Gaab, W. (1974), Schätzung verteilter Lags. Eine Monte-Carlo-Untersuchung zur Beurteilung einiger ausgewählter Verfahren. Meisenheim am Glan.

Gerfin, H. (1969), Ausmaß und Wirkung der Lohndrift, in: Helmut Arndt (Hrsg.), Lohnpolitik und Einkommensverteilung. Schriften des Vereins für Sozialpolitik 51, 472 - 522.

— (1983), Worin liegen die Ursachen der Arbeitslosigkeit? Referat für das Symposium „Wirtschaftspolitik in der Bundesrepublik — eine Bestandsaufnahme", veranstaltet vom Sonderforschungsbereich 5 (Universität Mannheim) am 27. und 28. 1. 1983 in Mannheim, erscheint in: H. Siebert (Hrsg.), Wirtschaftspolitik in der Bundesrepublik Deutschland. Stuttgart.

Görzig, B. (1976), Die Altersstruktur des Anlagevermögens in der Bundesrepublik Deutschland. Eine ex-post-Analyse und Simulation bei alternativen Investitionsverläufen bis 1985. Göttingen.

Gordon, R. J. (1982), Inflation, Flexible Exchange Rates and the Natural Rate of Unemployment, in: M. N. Baily (Hrsg.), Workers, Jobs and Inflation. Washington, 89 - 152.

Griliches, Z. und J. *Mairesse* (1982), Comparing Productivity Growth: An Exploration of French and U.S. Industrial and Firm Data. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 961. Cambridge (Mass.).

Hall, R. E. (1980), Labor Supply and Aggregate Fluctuations. Carnegie Rochester Conference Serie 12, 7 - 34.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Heckman, J. und G. *Borjas* (1980), Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continous Time Model of Heterogeneity and State Dependence. Economica 47, 247 - 283.

Hines, A. G. (1972), The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment. American Economic Review 62, 155 - 160.

Hoffmann, W. G. (1965), Das Wachstum der Deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts. Berlin.

Holtfrerich C.-L. (1982), Wechselkurssystem und Phillips-Kurve. Kredit und Kapital 15, 65 - 89.

Krengel, R. (1973), Drastische Verschlechterung des Altersaufbaus und des Modernitätsgrades des industriellen Anlagevermögens in der Bundesrepublik Deutschland. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 22 - 28.

Lützel, H. (1976), Altersaufbau des Anlagevermögens. Wirtschaft und Statistik 4, 217 - 221.

Maccini, L. J. (1978), The Impact of Demand and Price Expectations on the Behavior of Prices. American Economic Review 68, 134 - 145.

McCallum, B. T. (1979), Monetarism, Rational Expectations, Oligopolistic Pricing, and the MPS Econometric Model. Journal of Political Economy 87, 57 - 73.

de Ménil, G. und U. *Westphal* (1982), The Transmission of International Disturbances. A French-German Cliometric Analysis, 1972 - 1980. European Economic Review 18, 41 - 73.

Mincer, J. (1962), Labor Force Participation of Married Women, in: H. G. Lewis (Hrsg.), Aspects of Labor Economics. Princeton, 63 - 105.

Mussa, M. (1981), Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Model of the Inflationary Process. American Economic Review 71, 1020 - 1027.

Nelson, R. R. (1981), Research on Productivity Growth and Productivity Differences: Dead Ends and New Departures. Journal of Economic Literature 19, 1029 - 1064.

Neumann, M. J. M. (1982), Phillips-Illusionen: Ein Kommentar. Kredit und Kapital 15, 566 - 571.

Nordhaus, W. D. (1972), Recent Development in Price Dynamics, in: Otto Eckstein (Hrsg.), The Econometrics of Price Determination. Washington, 16 - 49.

— (1982), Economic Policy in the Face of Declining Productivity Growth. European Economic Review 18, 131 - 157.

Oppenländer, K. H. (1980), Zur Produktivitätsentwicklung in der verarbeitenden Industrie der Bundesrepublik Deutschland, in: Joachim Frohn / Reiner Stäglin (Hrsg.), Empirische Wirtschaftsforschung, Konzeption, Verfahren und Ergebnisse. Festschrift für Rolf Krengel. Berlin, 41 - 60.

Pollak, R. A. (1978), Endogenous Tastes in Demand and Welfare Analysis. American Economic Review 68, 374 - 379.

Ramser, H. J. (1976), Phillips-Kurve und Bargaining-Theorie. Zeitschrift für Nationalökonomie 36, 9 - 20.

Rotemberg, J. J. (1982a), Sticky Prices in the United States. Journal of Political Economy 90, 1187 - 1211.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

— (1982b), Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output. Review of Economic Studies 49, 517 - 531.

Schalk, H. J. (1976), Die Bestimmung regionaler und sektoraler Produktivitätsunterschiede durch die Schätzung von Produktionsfunktion, Beiträge zum Siedlungs- und Wohnungswesen und zur Raumplanung 32. Münster.

Schneeweiß, H. (1978), Ökonometrie, 3. Aufl. Würzburg.

Stiglitz, J. E. (1979), Equilibrium in Product Markets with Imperfect Information. American Economic Review (Papers and Proceedings) 69, 339 - 345.

Streissler, E. (1982), Stagnation — Analyse und Therapie —, Einleitung in die Generaldiskussion des Seminars Ottobeuren 1982, hektographiert.

Wan, H. Y. Jr. (1971), Economic Growth. New York.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.6.603 | Generated on 2025-07-26 03:34:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/