Reale Wechselkurse und realer zyklischer Output

Theoretisches Modell und empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland

Von Hans-Edi Loef, Siegen

1. Einleitung: Problemstellung und Untersuchungsablauf*

Die bekannte Untersuchung von *Lucas* (1973) analysiert den Output-Inflations-Zusammenhang für 18 Länder mit Jahresdaten von 1951 - 1967. Die empirischen Ergebnisse sind nur teilweise befriedigend[1] (Lucas (1973, 331/332)). Eine Erweiterung der Datenbasis auf 49 Länder durch *Alberro* (1981) bestätigt die primären empirischen Resultate von Lucas. Obwohl die untersuchten Länder im wesentlichen alle die Eigenschaften sogenannter offener Volkswirtschaften besitzen, wird dieser Tatsache in den beiden erwähnten Untersuchungen in den internen Länder-Analysen explizit nicht Rechnung getragen. *Parkin, Bentley* und *Fader* (1981) haben den theoretischen Ansatz von Lucas modifiziert und einen Teilaspekt einer offenen Volkswirtschaft explizit berücksichtigt[2]. Der für Güterangebotsentscheidungen erwartete relevante Preisindex wird in ihrer Studie in eine inländische und eine ausländische Komponente aufgespalten, wobei letztere durch

---

* Ich danke Frau *D. Chatterton-Weber* und den Herren *J. Ehlgen, W. Leoni* und *A. Weber* für wertvolle Anregungen und Mitarbeit. Der vorliegende Beitrag entstand im Rahmen eines von der Deutschen Forschungsgemeinschaft finanzierten Forschungsprojektes mit dem Titel „Geldpolitik, rationale Erwartungen und reale Wechselkurse". Für die gewährte Sachbeihilfe möchte ich mich an dieser Stelle herzlich bedanken.

[1] Dies gilt für die Hypothese hinsichtlich des trade-offs innerhalb eines Landes. Für den Zusammenhang zwischen der Varianz des nominellen, aggregierten Outputs und dem Anstieg der realen, aggregierten Angebotsfunktion im Ländervergleich sind die Ergebnisse ungleich besser. Im vorliegenden Kontext der Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland steht der interne Output-Inflations-Zusammenhang im Vordergrund.

[2] Neben *Parkin, Bentley* und *Fader* (1981) beschäftigen sich insbesondere auch *Burton* (1980), *Cox* (1980), *Cozier* (1986), *Kimbrough* (1983), *Leiderman* (1979, 1980) und *Saidi* (1980) mit der Erweiterung der *Lucas*-Angebotsfunktion für offene Volkswirtschaften.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

den entsprechenden nominellen Wechselkurs in inländische Geldeinheiten transformiert wird. Trotz dieser einfachen Erweiterung ist das resultierende theoretische Modell nicht zuletzt aufgrund bestimmter Annahmen über stochastische Prozesse und Informationsmengen recht komplex, so daß eine ökonomisch einfache Interpretation des sogenannten trade-off Parameters, im Gegensatz zur Lucas Version, nicht mehr möglich ist. Die empirischen Ergebnisse von Parkin et al. (1981) für 21 Länder (von 1953 bis 1978) sind jedoch keineswegs besser als diejenigen von Lucas (1973). Auch die Erweiterung der empirischen Basis auf 79 Länder durch *Ram* (1984) erbringt für das von Parkin et al. entwickelte Modell keine Verbesserung. Während die Analyse von Ram für die länderinterne trade-off Beziehung für das Parkin-Bentley-Fader Modell ähnliche Ergebnisse wie der einfache Lucas-Ansatz liefert, erfahren die ländervergleichenden cross-section-Vorhersagen keine Bestätigung durch die empirischen Fakten. Hier ist das einfache Lucas Modell der theoretisch reicheren Analyse von Parkin, Bentley and Fader überlegen.

In einem im Vergleich zu *Lucas* (1973) und *Parkin, Bentley* und *Fader* (1981) modifizierten Ansatz wird in *Loef* (1984) und im vorliegenden Beitrag ebenfalls ein theoretisches Gütermarktmodell für eine offene Volkswirtschaft analysiert. Auch hier sind die Güterangebotsentscheidungen im *Phelp*schen Inselparadigma von den Erwartungen über die Preise inländischer und ausländischer Güter abhängig. Ausgehend von individuellen z-Märkten und rationalen Erwartungen wird über lineare Kleinstquadrate-Projektionen (*Sargent* (1979), chap X) eine aggregierte Güterangebotsfunktion abgeleitet. Wichtig ist hierbei und im Gegensatz zu Parkin, Bentley und Fader (1981) die Annahme, daß der nominelle Wechselkurs der Periode t nicht zur Informationsmenge gehört[3]. Es zeigt sich, daß der trade-off Parameter zwar nicht in einfachster, doch in eindeutig ökonomisch interpretierbarer Weise von bestimmten Varianzen und Kovarianzen der unterstellten stochastischen Prozesse abhängt. Insbesondere ergibt sich, daß der *Phillips*-Kurven-trade-off-Parameter um so niedriger ist, je größer die Varianz nomineller relativ zur Varianz realer Wechselkurse ist.

Die Annahme, daß nominelle Wechselkurse nicht exakt durch absolute und/oder relative Kaufkraftparität bestimmt sind, führt zu einem wichtigen Einflußfaktor für die Entwicklung der Mengen und Preise auf dem Gütermarkt und der Höhe der Beschäftigung auf dem Arbeitsmarkt. Die Kausalkette prognostiziert für eine reale Wechselkursabwertung einen Output-

[3] In der Untersuchung von *Cozier* (1986) wird der nominelle Wechselkurs ebenfalls nicht im verfügbaren Informationsset verwendet. Die Begründung bei Cozier ist jedoch anders als die hier weiter unten angeführte.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

und Beschäftigungsrückgang[4]. Dies steht im testbaren Widerspruch zur nachfrageorientierten, keynesianischen Behauptung einer positiven Wirkung auf Output und Beschäftigung durch eine Abwertung der inländischen Währung (in realen Größen).

Der vorliegende Beitrag analysiert im theoretischen Teil eine Güterangebotsfunktion vom *Lucas*-Typ für eine offene Volkswirtschaft. Über eine einfache Güternachfragefunktion und elementare Geldmarktbedingungen für eine offene Volkswirtschaft mit Interventionssystem[5] ergibt sich eine testbare reduzierte Form für das reale Sozialprodukt. Im empirischen Analyseteil werden die postulierten Hypothesen für die Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum 1960 bis 1982 mit Vierteljahreswerten überprüft. Zur Bildung der in dieser Studie besonders wichtigen Größe eines erwarteten realen Wechselkurses werden der DM/US $ Kurs bzw. ein effektiver Wechselkurs und in- und ausländische Preisindizes für Konsumgüter bzw. das Sozialprodukt verwendet.

II. Theoretische Fundierung einer empirischen Teststruktur

Für jeden Teilmarkt z in der Periode t wird der angebotene reale Output $y_t^s(z)$ in eine potentielle Größe $y_{n,t}^z$ und eine zyklische Komponente $y_{c,t}^s(z)$ aufgespalten (Gleichung (1)), wobei alle Variablen in Logarithmen spezifiziert sind. Während im wesentlichen ein linearer Trend die potentielle Outputgröße approximiert, wird die konjunkturelle Komponente näher bestimmt.

$$y_t^s(z) = y_{n,t}^z + y_{c,t}^s(z) \tag{1}$$

Wie in *Lucas* (1973) hängt die zyklische Outputkomponente vom eigenen Marktpreis $p_t(z)$ relativ zum erwarteten, relevanten Preisindex des Warenkorbes $E(p_{I,t})$ ab, der für die Überlegungen der typischen Güteranbieter

---

[4] Interpretiert man reale Wechselkurse als terms-of-trade, so steht die abgeleitete Wirkungsrichtung im Einklang mit der klassischen (realen) Außenwirtschaftstheorie. Ein ähnlicher Zusammenhang zwischen Wechselkursen und Output ist in *Blinder* (1981) und *Calmfors* (1983) mit unterschiedlichen Begründungen zu finden.

[5] Weder in *Lucas* (1973) noch in *Parkin* et al. (1981) enthält die Güternachfrageseite, die als unerwartete Wachstumsrate des nominellen Sozialproduktes aus der Quantitätsgleichung Eingang in die reduzierte Form des Modells findet, Elemente einer offenen Volkswirtschaft. Neben den Einwänden in Lucas (1976b) und *Barro* (1981, 68 - 70) sind für eine offene Volkswirtschaft zusätzliche Einflußfaktoren von der Güternachfrage und dem Geldangebotsprozeß her zu berücksichtigen. In der vorliegenden Analyse geschieht dies in einfacher, aber dennoch charakteristischer Art und Weise.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

repräsentativ ist. Zusätzlich wird der um eine Periode verzögerte Wert der zyklischen Outputgröße berücksichtigt (Gleichung (2)).

$$y^s_{c,t}(z) = \gamma \left\{ p_t(z) - E\left[p_{I,t} \mid \Omega_{t-1}, p_t(z)\right] \right\} + \lambda\, y^s_{c,t-1}(z) \tag{2}$$

mit $\gamma, \lambda > 0$

Der relevante Preisindex $p_{I,t}$ besteht in einer offenen Volkswirtschaft aus einem inländischen Preis p_t und einem ausländischen Preis p^*_t. Letzterer wird mit Hilfe des nominellen Wechselkurses ε_t in einheimische Währungseinheiten transformiert.

$$p_{I,t} = \mu\, p_t + (1 - \mu)\,(p^*_t + \varepsilon_t) \tag{3}$$

mit $0 \leq \mu \leq 1$

Für den erwarteten Preisindex $E\,(p_{I,t})$ wird angenommen, daß in der relevanten Informationsmenge alle Werte der vergangenen Periode bis einschließlich $t - 1$ (Ω_{t-1}) und zusätzlich der eigene individuelle Marktpreis der laufenden Periode $p_t\,(z)$ enthalten sind. Im besonderen wird der nominelle Wechselkurs ε_t als nicht zur bekannten Informationsmenge gehörend angesehen[6].

Wendet man das rekursive Projektionsverfahren (siehe *Sargent* (1979), chap X und chap XIII) unter Beachtung zufälliger Erwartungsfehler und konstanter Varianzen der stochastischen Größen p_t, p^*_t, ε_t und z_t an, so ergibt sich nach Aggregation über alle z-Märkte der zyklische Output für eine offene Volkswirtschaft in Gleichung (4)

---

[6] Diese Annahme mag im Hinblick auf die Theorie effizienter Kapitalmärkte mit täglichen und stündlichen Informationsänderungen über bilaterale Wechselkurse nicht gerechtfertigt erscheinen. Zu ihrer Begründung ist neben den Argumenten in *Loef* (1984, 11) jedoch zu beachten, daß die vorliegende Analyse für Gütermärkte mit Quartalsdaten gilt. Darüber hinaus ist für den Erwartungswert von p_{It} nicht allein die Kenntnis von ε_t entscheidend, sondern in gleichem Maße die vom ausländischen Preisniveau p^*_t. Letzteres ist aber ebensowenig bekannt wie das allgemeine inländische Preisniveau p_t. Bei vorliegender Kenntnis von ε_t und p^*_t in Zeitpunkt t und exakter Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie wäre p_t ebenfalls in t bekannt und es gäbe keine Erwartungsfehler mehr in Gleichung (2). In diesem Fall würde die in diesem Modellrahmen zugrundeliegende *Lucas*-Hypothese völlig negiert. Schließlich ist zu beachten, daß (genau wie in der Analyse von *Parkin* et al. (1981)) im Mittelpunkt des empirischen Analyseteils im wesentlichen der effektive Wechselkurs steht, zu dessen Ermittlung Gewichte aus den Anteilen der realen Sozialprodukte ausgewählter Länder an der Gesamtsumme der realen Sozialprodukte gebildet werden. Diese Gewichte sind sicherlich nicht in t bekannt und somit gehört zumindest der effektive Wechselkurs in t selbst in kapitalmarkttheoretischer Hinsicht nicht zur Informationsmenge in t. Vgl. auch Fußnote 3.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(4) $$y^s_{c,t} = \gamma\,\psi\left\{p_t - E\left[p_t \mid \Omega_{t-1}\right]\right\} + \gamma\,(1-\mu)\,E\left[\omega_t \mid \Omega_{t-1}\right] + \lambda\, y^s_{c,t-1}$$

mit

$\omega_t \;= p_t - p^*_t - \varepsilon_t$ und dem Anstiegsparameter ψ in (5)

(5) $$\psi \;= 1 - \mu\,(1-\theta_1) - (1-\mu)\,(1-\theta_2) = \mu\,\theta_1 + (1-\mu)\,\theta_2$$

mit

$$0 \;\leq \theta_1 = \frac{\tau^2}{\sigma_p^2 + \tau^2} \leq 1 \quad \text{und}$$

$$\theta_2 \;= \frac{\tau^2 + \frac{1}{2}\left[(\sigma_p^2 - \sigma_{p^*}^2) + (\sigma_\omega^2 - \sigma_\varepsilon^2) + 2\,cov\,(p^*_t, \varepsilon_t)\right]}{\sigma_p^2 + \tau^2} \gtreqless 0$$

wobei σ_x^2 die Varianzen der Variablen $x = p_t, p^*_t, \omega_t$ und ε_t,

$cov\,(p^*_t, \varepsilon_t)$ die Kovarianz zwischen

p^*_t und ε_t und τ^2 die Varianz von z_t bedeuten.

Für eine geschlossene Volkswirtschaft ($\mu = 1$) ergibt sich in (4) der Sonderfall der *Lucas*-Angebotsfunktion mit der bekannten Varianzenkonstellation $\psi \mid_{\mu=1} = \dfrac{\tau^2}{\sigma_p^2 + \tau^2}$ in (5). Im allgemeinen wird jedoch der Anstiegsparameter $\gamma\,\psi$ in (4) für eine offene Volkswirtschaft von zusätzlichen Einflußgrößen bestimmt, die eine im Vergleich zur einfachen Lucas-Version unterschiedliche Größenordnung bedingen können. Nur im Sonderfall gleicher Varianzen für in- und ausländische Preise einerseits und nomineller und realer Wechselkurse andererseits (und bei Vernachlässigung der Kovarianzen) ergibt sich wiederum als Spezialfall der Anstiegsparameter $\gamma\,\dfrac{\tau^2}{\sigma_p^2 + \tau^2}$.

Es zeigt sich ceteris paribus insbesondere, daß eine höhere Variabilität der realen Wechselkurse relativ zur Variabilität der nominellen Wechselkurse die Güterangebotsfunktion für eine offene Volkswirtschaft (im p-y Diagramm) flacher verlaufen läßt ($\psi > \theta_1$) als im *Lucas*-Fall einer geschlossenen Volkswirtschaft. Besonders hohe Varianzen nomineller Wechselkurse (bei gegebenen Varianzen der übrigen Größen) reduzieren somit den Einfluß unerwarteter Preise in (4) bzw. von Innovationen geldpolitischer Maßnahmen bei Berücksichtigung von Güternachfrage und Geldmarktbedingungen (siehe weiter unten) auf den realen Output. Dies steht im Einklang mit der

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

allgemeinen Lucas-Aussage, daß höhere Variabilität nomineller Nachfrageschocks relativ zu realen den *Phillips*-Kurven trade-off verringern.

Selbst wenn exakte Kaufkraftparität erwartet wird ($E[\omega_t] = 0$ in (4)), kann sich somit ein nicht unbedeutender Unterschied zur einfachen *Lucas*-Angebots-Funktion für eine geschlossene Volkswirtschaft ergeben. Im vorliegenden Modellrahmen wird jedoch zusätzlich angenommen, daß die exakte Gültigkeit der Kaufkraftparität nicht notwendigerweise gilt und erwartet wird. Damit ergibt sich für eine offene Volkswirtschaft eine weitere Verallgemeinerung der Güterangebotsfunktion und ein wichtiger Einflußfaktor zur Erklärung der zyklischen Outputkomponente.

Für den potentiellen Output wird in Anlehnung an *Lucas* (1973), *Parkin, Bentley* und *Fader* (1981), sowie *Cozier* (1986) ein exogener Zeittrend unterstellt (Gleichung (6)).

$$y_{n,t} = q_0 + q_1 t; \; q_0, \; q_1 \geq 0 \tag{6}$$

Faßt man entsprechend Gleichung (1) für die gesamte Volkswirtschaft (Aggregation über z) die Gleichungen (4) und (6) zusammen, so ergibt sich der gesamtwirtschaftliche, angebotene Output für eine offene Volkswirtschaft.

Für die Güternachfrage in einer offenen Volkswirtschaft wird die einfache Beziehung (7) postuliert.

$$y_t^d = \tilde{y}_t + a(m_t - p_t) - c\,E[\omega_t]; \; a, \; c \geq 0 \tag{7}$$

Neben einer permanenten Einkommensgröße $\tilde{y}_t$ (später durch die potentielle Outputgröße y_{nt} approximiert) und einem positiven Realkasseneffekt, hängt die Güternachfrage negativ vom erwarteten realen Wechselkurs $E[\omega_t] = E[\omega_t \mid \Omega_{t-1}]$ mit $\omega_t = p_t - p_t^* - \varepsilon_t$ ab.

Für die angebotene Geldmenge m_t wird angenommen, daß das inländische Geldangebot von einer inländischen Komponente und einer ausländischen Komponente abhängt. Diese Vorgehensweise entspricht im wesentlichen den monetären Ansätzen zur Zahlungsbilanztheorie (z.B. *Johnson* (1972)). Für die inländische Komponente $\bar{m}_t$ wird unterstellt, daß sie durch die Zentralbank exakt kontrolliert werden kann und einer bestimmten Politikregel folgt, die durch permanente Elemente gekennzeichnet ist. Die ausländische Komponente h wird im Prinzip durch ausländische Preise und den durch Interventionen der Zentralbank politisch fixierten nominellen Wechselkurs $\bar{\varepsilon}_t$ beeinflußt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$m_t = \varrho \bar{m}_t + (1 - \varrho)\ h\ (\bar{\varepsilon}_t + p_t^*);\ h' > 0,\ 0 \leq \varrho \leq 1 \tag{8}$$

Der Parameter ϱ spiegelt die Entscheidung der monetären Instanz wider, die Wechselkurse freizugeben ($\varrho = 1$) und einer Geldmengenpolitik zu folgen oder auf dem Devisenmarkt zu intervenieren ($\varrho = 0$). Im letzteren Fall (fixe Wechselkurse) wird zwar ein gewünschtes Wechselkursniveau $\bar{\varepsilon}_t$ erreicht, die Geldmenge m_t aber wird endogen durch die ausländische Komponente h bestimmt[7].

Verbindet man die Gleichungen (7) und (8) und löst nach p_t auf, so erhält man von der Güternachfrageseite her die Preisbestimmungsgleichung (9).

$$p_t = \varrho \bar{m}_t + (1 - \varrho)\ h\ (\bar{\varepsilon}_t + p_t^*) - \frac{c}{a} E\left[\omega_t\right] - \frac{1}{a}(y_t^d - \tilde{y}_t) \tag{9}$$

Die Angebotsgleichungen (4) und (6) und die Nachfragegleichung (9) beschreiben den Gütermarkt in einer offenen Volkswirtschaft. Bildet man den mathematischen Erwartungswert entsprechend der Hypothese rationaler Erwartungen über die als stochastische Gleichung interpretierbare Preisgleichung (9), verbindet die Gleichungen (4), (6) und (9) mit (11), wobei man

$$y_t^d = y_t^s,\ E\left[y_t - y_{n,t}\right] = \gamma(1 - \mu)\ E\left[\omega_t\right] + \lambda\, y_{c,t-1} \text{ und } \tilde{y}_t = y_{n,t}$$

beachtet und für h monotone Transformationen zuläßt, so erhält man die reduzierte Form für den Outputmarkt in Gleichung (10).

---

[7] Die Auswirkungen auf den Gütermarkt einer offenen Volkswirtschaft bei variablem ϱ und Unsicherheit über die Wahl von ϱ durch die Zentralbank seitens der privaten Wirtschaftssubjekte ist ausführlicher Gegenstand der Analyse in *Loef* (1985). Veränderungen des politisch beeinflußten nominellen Wechselkurses $\bar{\varepsilon}_t$ führen zu Reaktionen auf den Devisenmärkten und über entsprechende Einflüsse auf (hier nicht modellierte) Elemente der Zahlungsbilanz zu einer Variation der Geldbasis. Ohne Verlust an Erklärungsgehalt wird im vorliegenden Kontext angenommen, daß die initiierten Veränderungen der endogenen Geldbasisbestandteile die Geldmenge in der Funktion h in Gleichung (8) beeinflussen. Eine explizite Berücksichtigung der Wirkungskette über Veränderungen von Geldbasis und Veränderungen der Geldmenge ist für die Modellversion, die Wachstumsraten für die unerwarteten Komponenten in der reduzierten Form (10) (siehe weiter unten) enthält, unmittelbar möglich. In diesem Fall ist der Realkasseneffekt in Gleichung (7) in erster Differenzenform (d.h. hier: Wachstumsraten) zu formulieren und Veränderungen des Geldmengenmultiplikators sind als null anzunehmen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$(10) \qquad y_{c,t} = y_t - y_{n,t} = \alpha_1 \left(\bar{m}_t - E\left[\bar{m}_t\right]\right) + \alpha_2 \left(h\left(\bar{\varepsilon}_t + p_t^*\right) - E\left[h\left(\bar{\varepsilon}_t + p_t^*\right)\right]\right) + \alpha_3 E\left[\omega_t\right] + \lambda y_{c,t-1} + v_t$$

mit

$$\alpha_1 = \frac{a\gamma\psi}{a+\gamma\psi}\varrho \geq 0$$

$$\alpha_2 = \frac{a\gamma\psi}{a+\gamma\psi}(1-\varrho) \geq 0$$

$$\alpha_3 = \gamma(1-\mu) \geq 0 \quad \text{und } \psi \text{ wie in (5) definiert.}$$

Die stochastische Größe v_t faßt alle Angebots- und Nachfrageschocks zusammen, die zuvor in der Angebots- und Nachfragegleichung zur Vereinfachung unerwähnt blieben. Bezüglich v_t gelten die üblichen Normalverteilungsannahmen.

Im nachfolgenden zweistufigen Testverfahren wird zunächst der potentielle Output $y_{n,t}$ bestimmt und zur Ermittlung des zyklischen Outputs $y_{c,t}$ vom tatsächlichen Output y_t abgezogen. Zur Vereinfachung wird $h(\bar{\varepsilon}_t + p_t^*) = \bar{\varepsilon}_t + p_t^*$ gesetzt.

III. Erwartungsbildungsprozesse und empirischer Untersuchungsrahmen

1. Zur Bildung von permanenten und erwarteten Größen

Vor dem eigentlichen empirischen Test sind zwei Probleme zu lösen. Die reduzierte Form (10) enthält Variable, die nicht unmittelbar beobachtbar und erfaßbar sind. Zunächst ist zu beachten, daß $\bar{m}_t$ nicht die tatsächliche Geldmenge zum Zeitpunkt t bedeutet, sondern jener Teil der tatsächlichen Geldmenge m_t^a ist, der zur inländischen Geldbasiskomponente korrespondiert. Nimmt man an, daß die Deutsche Bundesbank ihrer primären Währungsaufgabe, der internen Sicherung des Geldwertes, entsprechend dem Bundesbankgesetz nachkommt, so kann $\bar{m}_t$ als langfristige oder permanente Geldmengenkomponente interpretiert werden, die die Intentionen und Maßnahmen der Zentralbank zur Währungsstabilität repräsentiert. Für die empirische Implementation bedeutet dies, daß $\bar{m}_t$ zwar in m_t^a enthalten ist (wobei m_t^a die tatsächlich empirisch beobachtete Geldmenge in der übli-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

chen $M1$-Definition ist), aber nicht exakt von dieser Größe abgebildet wird. Vielmehr sind die $\bar{m}_t$-Bewegungen (oder Signale) in m_t^a versteckt und müssen herausgelöst oder extrahiert werden. Für diese Aufgabe wird auf das „signal extraction"-Verfahren aus der Statistik zurückgegriffen und mit einem einfachen Algorithmus, der von *Lucas* (1980) in anderen Zusammenhängen Anwendung findet, die $\bar{m}_t$-Information aus m_t^a herausgefiltert.

Ein weiteres Problem im vorliegenden Kontext stellt die Bildung von Erwartungswerten der verschiedenen Variablen dar. In der Literatur zur neuen monetären Makroökonomie wird Erwartungsbildungsprozessen große Aufmerksamkeit und Energie gewidmet. Zumeist verwendet man unter Bezug auf die klassische Arbeit von *Muth* (1961) rationale Erwartungen, die bekanntlich innerhalb eines gegebenen Modellrahmens mathematische Erwartungen eben dieses (stochastischen) Modells sind und systematische Fehler ausschließen. Diese Vorgehensweise hat auch in der Ableitung des vorliegenden Modells Anwendung gefunden. Die Größen $\bar{m}_t$ und ω_t jedoch werden nicht im präsentierten Modell erklärt, sondern exogen von außen vorgegeben. Daher sind Informationen aus der Modellstruktur nicht in der Lage, Erwartungen hinsichtlich $\bar{m}_t$ und ω_t zu verbessern. Dieses Problem, das implizit oder explizit auch in der vielfältigen empirischen Literatur zum Politik-Ineffektivitätspostulat (*Sargent* and *Wallace* (1976)) auftritt (z.B. *Barro* (1977)), wird meist dadurch gelöst, daß theoretische Parallel-Modelle gebildet werden (z.B. über den Geldangebotsprozeß), die unabhängig vom Hauptmodell postuliert werden und mit Hilfe geeigneter stochastischer Annahmen Erwartungswerte für die zu prognostizierenden (exogenen) Variablen (des Hauptmodells) generieren helfen. Eine weitere Möglichkeit besteht darin, aus sehr vielen, zeitlich verzögerten Zeitreihen mehr oder weniger a-theoretisch Informationen herauszulösen und als „rationale" Erwartungen über eine interessierende Variable zu verwenden. Dieses Verfahren findet in den Untersuchungen von *Mishkin* verbreitet Anwendung (siehe z.B. Mishkin (1983)). Allen diesen Arbeiten ist darüber hinaus gemeinsam, daß sie zur Bildung von Erwartungswerten in geeigneten ökonometrischen Verfahren (einfache Regressionen oder ARIMA-Prozesse) die gesamte, vorhandene Datenbasis verwenden, d.h. zur Bildung eines Erwartungswertes nicht nur die Informationen aus $t - j$ ($j = 1, 2 \ldots$), sondern auch aus $t + j - 1$ verwenden und somit einem expost-bias unterliegen.

In der vorliegenden Untersuchung sind für die besonders interessierenden Variablen $\bar{m}_t$ und ω_t, bzw. deren Erwartungswerte, deren langfristige oder permanente Charakteristika von Interesse. Für die inländische Geldmengenkomponente $\bar{m}_t$ wurde dies oben angedeutet. Für den realen Wechselkurs und seinen Einfluß auf reale ökonomische Sachverhalte ist ebenfalls

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

auf permanente oder langfristige Wirkungen abzustellen. Der oben erwähnte low-pass Filter von *Lucas,* der langfristige oder permanente Komponenten aus einer gegebenen Zeitreihe herauslösen kann, ist für die Bildung von (im oben angegebenen Sinne auch rationalen) Erwartungswerten nicht anwendbar, da er eben jenen expost-bias aufweist, in dem für jeden Filterwert in t alle Informationen zwischen $t = -\infty$ und $t = +\infty$ Verwendung finden.

Zur Bildung der Erwartungswerte über die permanenten Komponenten von m_t^a und ω_t wird stattdessen auf ein verwandtes Verfahren zurückgegriffen, das keinen expost-bias aufweist. Dieses Verfahren ist in einem weiteren, nicht weniger wichtigen Beitrag von Muth enthalten. In *Muth* (1960) wird dieses Verfahren zur Bildung von (erwarteten) permanenten Einkommenswerten angewendet.

Die beiden verwendeten Filterverfahren zur Bildung von langfristigen oder permanenten Werten (*Lucas* (1980)) und Erwartungswerten (*Muth* (1960)) werden kurz in ihrem Algorithmus, ihren Implikationen und stochastischen Eigenschaften erläutert[8].

Nimmt man für die permanente Geldmengenkomponente $\bar{m}_t$ an, daß ihre Werte in der tatsächlichen Geldmenge m_t^a enthalten, aber nicht sichtbar sind (Gleichung (11)) und daß sie darüber hinaus der Regel (12) folgen, so läßt sich das Problem wie nachfolgend skizziert lösen[9].

$$m_t^a = \bar{m}_t + v_t \tag{11}$$

$$\bar{m}_t = \delta \bar{m}_{t-1} + w_t \tag{12}$$

$$\text{mit} \quad E(v_{t-i}) = E(w_{t-j}) = E(v_{t-i} w_{t-j}) = 0, \ \forall\, i, j;$$

$$E(v_{t-i} v_{t-j}) = E(w_{t-i} w_{t-j}) = 0, \ \forall\, i, j, \ i \neq j;$$

$$\text{und} \quad E(w_t)^2 = \sigma^2 \quad \text{und} \quad E(v_t)^2 = \theta\, \sigma^2$$

Filtert man die bekannte Zeitreihe m_t^a entsprechend dem Algorithmus (13), so lassen sich die in m_t^a enthaltenen langfristigen (niedrigen) Frequenzen in $m_t^a(\beta) = \bar{m}_t$ erfassen.

---

[8] Der *Lucas*-Filter ist in nachfolgenden Beiträgen kritisch beachtet worden. Die Kritik mancher Autoren bezieht sich dabei meist weniger auf das statistische Verfahren selbst, als vielmehr seine Anwendung auf ökonomische Hypothesen (*Fisher*'sche Zinsgleichung, Quantitätsgleichung), die eine multivariate Version bedingen. Im vorliegenden Untersuchungsrahmen wird das Filter-Verfahren auf jeweils eine Zeitreihe bezogen und somit univariat verwendet (siehe die Beiträge von *Mills* (1982), *Loef* (1983) und *McCallum* (1984)).

[9] Siehe die ausführliche Darstellung in *Loef* (1983).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\bar{m}_t = m_t^a(\beta) = \frac{1-\beta}{1+\beta} \sum_{k=-n}^{n} \beta^{|k|} m_{t+k}^a \quad \text{mit} \quad \delta = 1 \tag{13}$$

Da die Wahl des Filterparameters arbiträr ist, wird im folgenden β nach dem Kriterium (14) bestimmt, das gewährleistet, daß nur die kurzfristigen Störungen „weggefiltert" werden (siehe *Loef* (1983)).

$$\min_{\beta} \left\{ \varkappa(m_t^a, \beta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} \left[m_t^a(\beta) - m_{t-1}^a(\beta) \right]^2 \left[\frac{1+\beta^2}{(1-\beta)^2} \right] \right\} \tag{14}$$

$$0 \leq \beta < 1$$

Die Eigenschaften des Kriteriums (14) sind in weiteren empirischen Testverfahren durch geeignete *Likelihood*-Verfahren überprüft worden, indem in der reduzierten Form (10) $\bar{m}_t$-Werte mit alternativen β Größen (zwischen 0,01 und 0,99) generiert wurden. Die Testgleichungen mit dem niedrigsten Standardfehler stellte sich regelmäßig bei jenem β-Wert ein, der sich auch nach Kriterium (14) als optimal ergab[10].

Da die Summationsgrenzen in (13) den gesamten Untersuchungszeitraum umfassen, ist dieser Algorithmus zur Bildung der Erwartungswerte (z.B. $E(\omega_t)$) nicht geeignet. Für die Bildung der Erwartungswerte wird der *Muth*-Algorithmus (15) unter Beachtung des Kriteriums (16) verwendet.

$$E[\omega_t] = (1-\xi) \sum_{k=1}^{n} \xi^{k-1} \omega_{t-k} \tag{15}$$

$$\min_{\xi} \left\{ \varkappa(\omega, \xi) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} \left[\omega_t(\xi) - \omega_{t-1}(\xi) \right]^2 \frac{1+\xi}{1-\xi} \right\}; \; 0 \leq \xi < 1 \tag{16}$$

In ähnlicher Weise wie für den *Lucas*-Filter stellt der *Muth*-Filter (15) eine Möglichkeit dar, aus einer gegebenen Zeitreihe nur niedrige Frequenzen herauszulösen, die langfristigen oder permanenten Bewegungen entsprechen.

Darüber hinaus verwendet der *Muth*-Filter (im Gegensatz zum *Lucas*-Filter) zur Bildung von Werten der laufenden Periode t (z.B. $E(\omega_t)$) nur vergangene Werte derselben Variablen bis zum Zeitpunkt $t-1$.

Im vorliegenden Untersuchungsrahmen sind mit den beiden vorgestellten Filterverfahren zwei Probleme verbunden. Das erwähnte „signal extraction problem" ist in der angeführten Weise durch den low-pass Filter von *Lucas*

[10] Analoge Überprüfungen wurden auch für den *Muth*-Algorithmus ausgeführt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(1980) eigentlich nur dann korrekt zu lösen, wenn die betrachtete Zeitreihe stochastisch stationär in den ersten Differenzen ist. Das ist im Falle der (logarithmierten) Geldmenge m_t^a möglicherweise nicht gegeben. Um diesem Einwand zu begegnen, werden weiter unten die Berechnungen für unerwartete Variablen in der reduzierten Form (10) in Wachstumsraten wiederholt.

Löst man darüber hinaus den Algorithmus (14) vom „signal extraction problem" in *Lucas* (1980), so kann er auch auf nicht-stationäre Prozesse, wie der *Muth*-Filter im Falle des permanenten Einkommens in Muth (1960), angewendet werden[11].

2. *Empirische Implementation*

Die Überprüfung der Hypothesen in der Gleichung (10) wird anhand von Quartalsdaten vorgenommen, die aus mehreren Magnetbändern der „International Financial Statistics" des IMF entnommen sind. Eigene Berechnungen ergänzen die verwendeten Daten und sind im Text erwähnt bzw. erläutert.

Die für die empirischen Untersuchungen zur Verfügung stehenden Zeitreihen beginnen mit dem ersten Quartal 1960, und enden mit dem vierten Quartal 1982, so daß pro Zeitreihe 92 Beobachtungswerte vorliegen. Basisperiode für alle Indexreihen und realen Größen ist das Jahr 1980. Die bei der Anwendung der Filterverfahren zur Gewinnung der Erwartungswerte auftretende Verzerrung am Anfang und am Ende einer gefilterten Zeitreihe führt dazu , daß generell die ersten und letzten vier Beobachtungswerte aller Zeitreihen bei den späteren Schätzungen der konjunkturellen Sozialproduktskomponente nicht verwendet werden. Ein weiterer Beobachtungswert entfällt darüber hinaus bei allen Schätzungen, in denen die um eine Periode verzögerte Endogene vorkommt.

Bei der Berechnung des unerwarteten ausländischen Preisniveaus wird so vorgegangen, daß zunächst für den nominellen D-Mark Wechselkurs der *Lucas*-Filter angewendet und in einem zweiten Schritt zu dem gefilterten Wert $\bar{\varepsilon}$ das ausländische Preisniveau p_t^* hinzuaddiert wird. Anhand des *Muth*-Filters wird für die Summe des nominellen Wechselkurses und des ausländischen Preisniveaus das erwartete ausländische Preisniveau (korri-

---

[11] Hierbei sind allerdings die Einwände von *Lucas* (1976a) zu berücksichtigen. Da jedoch die Abweichungen insbesondere von ω_t von null über den ganzen betrachteten Untersuchungszeitraum hinweg nicht exponentiell zunehmend bzw. abnehmend sind, führt die Anwendung dieses Filteralgorithmus zu keinen systematischen Verzerrungen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

giert um den nominellen Wechselkurs) berechnet. Die Differenz beider Filterwerte ergibt dann das nicht-erwartete ausländische Preisniveau.

Zur Ermittlung des realen effektiven D-Mark Wechselkurses und des unerwarteten ausländischen Preisniveaus für den Untersuchungsfall bei effektiven Wechselkursen werden die Anteile der realen Sozialproduktwerte ausgewählter wichtiger Handelspartner[12] der Bundesrepublik am gesamten realen Sozialprodukt dieser Länder verwendet. Diese Vorgehensweise folgt im Prinzip derjenigen von *Parkin, Bentley* und *Fader* ((1981), 142 - 143).

Zur Ermittlung einer empirischen Zeitreihe des realen Sozialproduktes, die nur konjunkturelle Bewegungen enthält, wird zunächst die tatsächliche, vierteljährliche Sozialproduktentwicklung um einen deterministischen Trend und mögliche Saisoneinflüsse bereinigt. Dabei wird zusätzlich für diesen, im vorliegenden Kontext „uninteressanten" Potentialoutput eine Instrumentenvariable eingesetzt, die den modelltheoretisch unberücksichtigten Realkapitalmarkt durch eine erwartete reale Ertragsrate des Realkapitals andeutungsweise erfaßt[13].

IV. Empirische Ergebnisse

Tabellen 1 und 2 dokumentieren die OLS-Schätzergebnisse für den zyklischen Output in Abhängigkeit von unerwarteten in- und ausländischen Geldmengenkomponenten, dem erwarteten realen Wechselkurs und einer verzögerten Endogenen für die Fälle, in denen die unerwarteten Variablen in Niveaugrößen formuliert sind. Bei Zugrundelegung des bilateralen Wechselkurses DM/US $ und alternativer Preisniveauspezifikationen ergeben sich die Regressionen (1) bis (6) in Tabelle 1.

Regressionsgleichung (1) zeigt bei Verwendung des Konsumentenpreisindex zur Bildung des realen Wechselkurses unter Vernachlässigung von Besonderheiten hinsichtlich des Wechselkurssystems für die unerwartete permanente inländische Geldmengenkomponente und den erwarteten rea-

---

[12] Diese elf Länder sind: USA, England, Kanada, Frankreich, Italien, Japan, Österreich, Finnland, Norwegen, Schweiz und Südafrika. Für diese Länder lagen für den Untersuchungszeitraum reale Sozialproduktwerte vierteljährlich vor.

[13] Die erwartete reale Ertragsrate wird empirisch durch den Dreimonatszinssatz auf dem Geldmarkt abzüglich der erwarteten Änderungsrate (generiert mit Hilfe des *Muth*-Filters) des Konsumentenpreisindex bzw. des impliziten Preisdeflators des Bruttosozialprodukts ermittelt, wobei die Annahme einer konstanten Zeitstruktur der Zinssätze, die Verwendung eines kurzfristigen nominellen Zinssatzes anstelle einer langfristigen Kapitalmarktrate rechtfertigt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1: **Realer zyklischer Output, unerwartete Geldmengenkomponenten und erwarteter realer Wechselkurs in der Bundesrepublik Deutschland II. 1961 - IV. 1981 (DM/US $ Wechselkurs, unerwartete Variablen in Niveauwerten)**

Testgleichung: $$y_{c,t} = \sum_{j=1}^{3} \alpha_j x_{j,t} + \sum_{j=1}^{3} \gamma_j (x_{j,t} - x_{j,\mathrm{I.73}}) D_t + \lambda y_{c,t-1} + v_t$$

mit $x_{1,t} = m_t - E(m_t)$; $x_{2,t} = \bar{\varepsilon}_t + p_t^* - E(\bar{\varepsilon}_t + p_t^*)$; $x_{3,t} = E(\omega_t)$; $D_t = 0$ für II. 1961 bis I. 1973, sonst $D_t = 1$

Nr.	Preis-Index	WK-System Dummy	α_1 (t) β	α_2 (t) β	α_3 (t) β	λ (t) β	γ_1 (t) β	γ_2 (t) β	γ_3 (t) β	R^2_{adj} F SE	DW h
(1)	CPI	Nein	0,292 (7,02) 0,215	0,017 (1,16) 0,027	0,069 (9,93) 0,317	0,754 (33,06) 0,846				0,955 440,8 0,015	1,97 0,13
(2)	CPI	Ja	0,256 (4,32) 0,119	0,090 (1,56) 0,060	0,046 (6,35) 0,213	0,795 (26,79) 0,892				0,941 333,8 0,017	1,81 0,91
(3)	CPI	PLR	0,306 (5,02) 0,226	0,004 (0,09) 0,007	0,072 (8,69) 0,330	0,724 (25,03) 0,812	− 0,122 (1,37) 0,046	− 0,029 (0,53) 0,047	0,040 (2,37) 0,096	0,958 268,7 0,014	2,00 0,01
(4)	GNP D	Nein	0,300 (6,74) 0,221	0,028 (1,56) 0,040	0,052 (9,13) 0,315	0,772 (32,66) 0,866				0,951 400,4 0,016	1,88 0,55
(5)	GNP D	Ja	0,280 (4,62) 0,129	0,106 (1,76) 0,077	0,036 (5,86) 0,218	0,809 (26,26) 0,907				0,940 323,2 0,017	1,82 0,84
(6)	GNP D	PLR	0,300 (4,95) 0,221	0,001 (0,02) 0,001	0,054 (8,36) 0,327	0,720 (23,73) 0,807	− 0,105 (1,18) 0,039	− 0,019 (0,34) 0,02	0,050 (3,72) 0,121	0,957 267,6 0,014	2,01 − 0,06

Anmerkungen: t = t-Statistik, β = β-Koeffizient, R^2_{adj} = bereinigtes Bestimmtheitsmaß, F = F-Statistik, SE = Standardfehler der Schätzung, DW = *Durbin-Watson* Statistik, h = *Durbin's* h-Statistik, PLR = piece-wise linear regression.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

len Wechselkurs einen hohen, statistisch signifikanten Einfluß mit korrektem Vorzeichen. Die unerwartete ausländische Komponente der inländischen Geldmenge (approximiert durch das unerwartete ausländische Preisniveau in inländischen Geldeinheiten, siehe Text der vorausgegangenen Abschnitte) hat zwar das richtige positive Vorzeichen, ist jedoch statistisch nicht signifikant (bei 90% Signifikanzniveau). Die β-Koeffizienten zeigen (wie in fast allen Regressionen der Tabellen 1 bis 4) einen höheren Erklärungsbeitrag des erwarteten realen Wechselkurses im Vergleich zur unerwarteten Geldmengenkomponente. Die Gesamtstatistiken sind zufriedenstellend und bedingen keine weiteren Untersuchungen mit komplizierten Testverfahren.

Unterstellt man, daß der Zeitraum II. 1961 bis I. 1973 durch rein fixe und der nachfolgende Zeitraum II. 1973 bis IV. 1981 durch rein flexible Wechselkurse gekennzeichnet war, so ist Regression (1) dahingehend misspezifiziert, daß im ersten Zeitabschnitt $\varrho = 0$ und damit $\alpha_1 = 0$ und im zweiten $\varrho = 1$ und damit $\alpha_2 = 0$ (siehe Gleichung (8) weiter oben) a priori gelten muß. Es ist jedoch darauf hinzuweisen, daß empirisch gesehen, völlig reine Systeme nie vorlagen. In Zeiten allgemein fixer Wechselkurse ließen mehr oder weniger enge Bandbreiten durchaus marktmäßig frei gestaltete Wechselkurse zu. Dies und die Möglichkeit der Zentralbank durch offsetting-Maßnahmen die monetären, ausländischen Einflüsse auf die inländische Geldmenge zu kompensieren, lassen eher die Interpretation eines allgemeinen Interventionssystems zu, in dem beide Geldmengenkomponenten einen gewissen Einfluß besitzen und damit ϱ in Gleichung (8) zwischen 0 und 1 liegt und a priori $\alpha_1 \neq 0$ und $\alpha_2 \neq 0$ nicht auszuschließen ist. Dasselbe gilt in verstärktem Maße für die Periode sogenannter flexibler Wechselkurse ab II. 1973. Auch hier ist realistischerweise eher von einem Interventionssystem zu sprechen mit $0 < \varrho < 1$ und damit α_1 und α_2 ungleich Null.

Regression (2) gilt für die strenge Annahme exakter (reiner) Wechselkurssysteme im oben angegebenen Sinne. Für die Berücksichtigung alternativer Wechselkurssysteme werden Wechselkurssystem-Dummies in der Weise gebildet, daß für II. 1961 bis I. 1973 $\alpha_1 = 0$ und für II. 1973 bis IV. 1981 $\alpha_2 = 0$ restringiert wird. Die Ergebnisse sind insgesamt etwas schlechter als in der vorangegangenen Regression (1). Trotzdem sind die Koeffizienten α_1 und α_3 für die unerwartete inländische Geldmengenkomponente und den erwarteten realen Wechselkurs weiterhin hoch signifikant (99% Signifikanzniveau). Zusätzlich ist nun der Parameter α_2 für die unerwartete ausländische Preiskomponente wenigstens auf dem 90% Signifikanzniveau mit richtigem Vorzeichen gesichert. Die Gesamtstatistiken sind im Vergleich zur Regression (1) schlechter.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2: **Realer zyklischer Output, unerwartete Geldmengenkomponenten und erwarteter realer Wechselkurs in der Bundesrepublik Deutschland II. 1961 - IV. 1981 (effektiver Wechselkurs, unerwartete Variablen in Niveauwerten)**

Testgleichung: $y_{c,t} = \sum_{j=1}^{3} \alpha_j x_{j,t} + \sum_{j=1}^{3} \gamma_j (x_{j,t} - x_{j,\mathrm{I.73}}) D_t + \lambda y_{c,t-1} + v_t$

mit $x_{1,t} = m_t - E(m_t)$; $x_{2,t} = \bar{\varepsilon}_t + p_t^* - E(\bar{\varepsilon}_t + p_t^*)$; $x_{3,t} = E(\omega_t)$; $D_t = 0$ für II. 1961 bis I. 1973, sonst $D_t = 1$

Nr.	Preis-Index	WK-System Dummy	α_1 (t) β	α_2 (t) β	α_3 (t) β	λ (t) β	γ_1 (t) β	γ_2 (t) β	γ_3 (t) β	R^2_{adj} F SE	DW h
(7)	CPI	Nein	0,304 (6,43) 0,223	0,041 (2,28) 0,060	0,036 (7,93) 0,284	0,771 (31,94) 0,868				0,947 371,3 0,016	1,76 1,11
(8)	CPI	Ja	0,298 (4,64) 0,138	− 0,010 (0,13) 0,004	0,021 (4,58) 0,170	0,787 (29,33) 0,883				0,934 296,0 0,018	1,66 1,61
(9)	CPI	PLR	0,307 (5,11) 0,226	0,006 (0,11) 0,008	0,042 (8,23) 0,334	0,717 (29,3) 0,805	− 0,117 (1,35) 0,044	− 0,036 (0,54) 0,065	0,075 (2,796) 0,193	0,958 270,8 0,014	2,02 − 0,10
(10)	GNP D	Nein	0,299 (6,16) 0,220	0,021 (1,81) 0,048	0,030 (7,57) 0,278	0,784 (31,99) 0,878				0,944 350,9 0,017	1,70 1,40
(11)	GNP D	Ja	0,298 (4,63) 0,138	0,017 (0,25) 0,008	0,017 (4,79) 0,161	0,791 (29,51) 0,886				0,934 294,1 0,018	1,66 1,60
(12)	GNP D	PLR	0,300 (5,03) 0,221	− 0,003 (0,06) 0,004	0,036 (8,39) 0,334	0,717 (29,06) 0,804	− 0,102 (1,18) 0,038	− 0,018 (0,31) 0,026	0,067 (3,40) 0,173	0,958 268,9 0,014	2,02 − 0,08

Anmerkungen: Siehe Anmerkungen zu Tabelle 1.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Eine andere Möglichkeit, den Übergang vom Bretton-Woods-Wechselkurssystem zum System des managed float ab II. 1973 als Strukturbruch im vorliegenden Regressionsansatz zu erfassen, bietet die piecewise-linear regression (PLR) (*Pindyck* und *Rubinfeld* (1981), 126 - 127). Bei diesem Verfahren unterstellt man nicht a priori, daß die Parameter in Teilperioden Null und in anderen von Null verschieden sind, sondern den allgemeinen Fall, daß die numerische Größenordnung durch den Strukturbruch geändert wird. Der Zusammenhang zwischen Exogenen und der Endogenen in Gleichung (10) wird somit als kontinuierlich betrachtet. Zusätzlich läßt sich hier auch die Möglichkeit eines Strukturbruches für den Einfluß des erwarteten realen Wechselkurses testen. Das Ergebnis der PLR mit $D_t = 0$ von II. 1961 bis I. 1973 und $D_t = 1$ danach, sowie der Strukturbruch Exogenen zum Zeitpunkt I. 1973, ist Regression (3). Im Vergleich zur Regression (1) ist das Gesamtergebnis leicht und im Vergleich zur Regression (2) deutlich besser. Die Strukturbruchkoeffizienten γ_1 für die inländische und γ_2 für die ausländische Geldmengenkomponente sind statistisch nicht signifikant, so daß die Vermutung erhärtet wird, daß der Übergang zu flexiblen Wechselkursen hinsichtlich der unerwarteten Geldmengenkomponenten keine wesentliche Änderung bewirkt, wie es die Annahme völlig reiner Systeme in Regression (2) unterstellt. Hieraus ist der Schluß zu ziehen, daß sowohl bei fixen wie flexiblen Wechselkursen die unerwartete langfristige Geldmengenkomponente einen signifikant positiven Erklärungsbeitrag liefert, während der Einfluß der unerwarteten ausländischen Komponente statistisch nicht signifikant ist. Interessanterweise weist jedoch der Einfluß des erwarteten realen Wechselkurses einen Strukturbruch auf. Der (Punkt-)Koeffizient erhöht sich von 0,072 im Zeitraum 1961 bis 1973 auf 0,112 im Zeitraum danach. Der t-Wert von γ_3 erkennt dem Strukturbruch eine Signifikanz von mehr als 95% zu. Der Einfluß der erwarteten realen Wechselkurse (bzw. der terms of trade) hat somit nach 1973 verstärkt an Bedeutung gewonnen.

Dasselbe qualitative Bild ergibt sich, wenn anstelle des Konsumentenpreisniveaus der implizite Preisindex für das Sozialprodukt Verwendung findet (Regression (4) bis (6)). Auf eine detaillierte Interpretation der Ergebnisse kann hier verzichtet werden.

Tabelle 2 präsentiert die Ergebnisse für dieselben, gerade besprochenen Alternativen bei Verwendung eines effektiven Wechselkurses und eines effektiven (multilateralen) ausländischen Preisniveaus. Qualitativ ergibt sich dasselbe Bild wie bei Verwendung des bilateralen DM/US $ Wechselkurses. Die α_1 und α_3 Koeffizienten für die unerwartete inländische (permanente) Geldmengenkomponente und den erwarteten realen Wechselkurs sind weiterhin in allen Fällen hoch signifikant (99% Signifikanzniveau).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Ohne Berücksichtigung der Wechselkurssystem-Dummies ist darüber hinaus auch der α_2 Koeffizient für die unerwartete ausländische Komponente auf dem 95% Niveau signifikant. Bei expliziter Berücksichtigung von reinen Systemen wird α_2 insignifikant, und die übrigen t-Werte werden leicht schlechter. Ebenso sinken die Gesamtstatistiken in ihrer Güte. Die *Durbin-h* Statistik erreicht recht hohe Werte, liegt aber in allen Fällen unter der theoretischen Signifikanzgrenze, ab der eine positive Autokorrelation anzunehmen ist. Auch hier bedeutet die PLR eine bemerkenswerte Verbesserung der Regresssionsergebnisse (Regressionen (9) und (12)). Das zuvor bei Tabelle 1 gewonnene Gesamtbild wird somit nicht nur bestätigt, sondern auch deutlicher und verstärkt.

Trägt man den Einwänden im Abschnitt III.1 oben Rechnung und verwendet (unter Beibehaltung der übrigen angesprochenen Alternativen) Wachstumsraten anstelle von Niveauwerten für die unerwarteten Erklärungskomponenten, so lassen sich die Ergebnisse der Regressionen (13) bis (24) in den Tabellen 3 und 4 feststellen. Tabelle 3 gilt wiederum für die bilateralen und Tabelle 4 für die effektiven Wechselkurse und ausländischen Preiskomponenten.

Bei der einfachen OLS-Schätzung einiger der postulierten Testgleichungen in den Tabellen 3 und 4 ergaben sich zunächst recht niedrige *Durbin-Watson* Werte und relativ hohe Durbin-h Werte (zum Teil weit über 2). Die Hypothese des Vorhandenseins positiver Autokorrelation konnte nicht verworfen werden, so daß bei Beibehaltung der gewählten Modellhypothesen geeignete statistische Bereinigungsverfahren anzuwenden waren. Da in den Testgleichungen auch die verzögerte Endogene berücksichtigt wird, eignen sich die bekannten und üblichen Bereinigungsverfahren von *Cochrane-Orcutt* oder *Hildreth-Lu* hier nicht. Statt dessen ist ein etwas komplizierteres Verfahren angebracht, daß in der Literatur als zweistufiger *Hatanaka*-Schätzer (bzw. residual adjusted Aitken estimator) bekannt ist (*Pindyck* and *Rubinfeld* (1981), 193 - 194, *Johnston* (1972), 316 - 320, *Harvey* (1981), 265 - 270 und *Hatanaka* (1974)).

Im ersten Schritt sind λ und die α Koeffizienten in Gleichung (10) mit der Methode der Instrumentenvariablen zu schätzen, indem aus dem Ansatz

$$y_{c,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{3} \alpha_j x_{j,t-1} + \eta_t \tag{21}$$

mit x_j = Exogene der Gleichung (10) (x_1 und x_2 in Wachstumsraten)

der Schätzwert $\tilde{y}_{c,t-1}$ gewonnen wird. Konsistente Schätzer für λ und die α_j Koeffizienten ergeben sich dann in der Regression

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3: **Realer zyklischer Output, unerwartete Geldmengenkomponenten und erwarteter realer Wechselkurs in der Bundesrepublik Deutschland II. 1961 - IV. 1981 (DM/US $ Wechselkurs, unerwartete Variablen in Wachstumsraten)**

Testgleichung: $\tilde{y}_{c,t} = \sum_{j=1}^{3} \alpha'_j \tilde{x}_{j,t} + \sum_{j=1}^{3} \gamma'_j (\tilde{x}_{j,t} - \tilde{x}_{j,1.73}) D_t + \lambda' \tilde{y}_{c,t-1} + \phi' u_{t-1} + \varepsilon_t$

mit $\tilde{y}_{c,t} = y_{c,t} - \tilde{\delta} y_{c,t-1}$, $\tilde{x}_{j,t} = x_{j,t} - \tilde{\delta} x_{j,t-1}$; x_j und D_t wie in Tabelle 1 definiert mit x_1 und x_2 in Wachstumsraten

Nr.	Preis-Index	WK-System Dummy	α'_1 (t) β	α'_2 (t) β	α'_3 (t) β	λ' (t) β	γ'_1 (t) β	γ'_2 (t) β	γ'_3 (t) β	ϕ' (t) β	$\tilde{\delta}$	R^2_{adj} F SE	DW h
(13)	CPI	Nein	3,002 (3,02) 0,308	0,219 (0,62) 0,057	0,152 (4,08) 0,432	0,284 (2,06) 0,284				0,056 (1,11) 0,125	0,792	0,364 10,1 0,017	2,02 –
(14)	CPI	Ja	– 0,217 (0,11) 0,012	1,079 (1,50) 0,157	0,196 (3,22) 0,362	0,081 (0,72) 0,082				0,005 (0,34) 0,038	0,877	0,143 3,6 0,017	2,03 –
(15)	CPI	PLR	3,861 (3,69) 0,410	0,857 (1,26) 0,230	0,153 (4,05) 0,400	0,260 (2,14) 0,260	– 2,189 (1,07) 0,121	– 1,200 (1,52) 0,273	0,136 (2,31) 0,247	0,008 (0,21) 0,020	0,815	0,396 7,5 0,016	2,18 –
(16)	GNP D	Nein	3,139 (3,08) 0,326	0,429 (0,90) 0,088	0,093 (3,22) 0,343	0,274 (1,87) 0,274				0,077 (1,28) 0,163	0,800	0,316 8,3 0,017	2,02 –
(17)	GNP D	Ja	– 2,280 (1,30) 0,124	– 1,062 (1,20) 0,108	0,106 (3,98) 0,468	– 0,005 (0,03) 0,005				– 0,240 (2,77) 0,400	0,739	0,399 11,5 0,018	2,12 –
(18)	GNP D	PLR	3,333 (4,23) 0,219	– 1,226 (1,31) 0,176	0,087 (3,02) 0,229	0,874 (13,95) 0,871	– 1,171 (0,992) 0,061	0,842 (0,783) 0,094	0,087 (3,02) 0,229	– 0,067 (0,84) 0,027	0,143	0,928 128,9 0,015	2,18 – 0,95

Anmerkungen: Die Größen ϕ' und $\tilde{\delta}$ beziehen sich auf das Bereinigungsverfahren bei Vorliegen von Autokorrelation bei Einschluß von verzögerten Endogenen (zweistufiger *Hatanaka*-Schätzer, siehe Text). In den Fällen, in denen kein h-Wert angegeben ist, konnte dieser wegen negativer Werte unter der Quadratwurzel nicht berechnet werden. Ansonsten gelten die Anmerkungen unter Tabelle 1.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4: **Realer zyklischer Output, unerwartete Geldmengenkomponenten und erwarteter realer Wechselkurs in der Bundesrepublik Deutschland II. 1961 - IV. 1981 (effektiver Wechselkurs, unerwartete Variablen in Wachstumsraten)**

Testgleichung: $$\tilde{y}_{c,t} = \sum_{j=1}^{3} \alpha'_j \tilde{x}_{j,t} + \sum_{j=1}^{3} \gamma'_j (\tilde{x}_{j,t} - \tilde{x}_{j,\mathrm{I.73}}) D_t + \lambda' \tilde{y}_{c,t-1} + \phi' u_{t-1} + \varepsilon_t$$

mit $\tilde{y}_{c,t} = y_{c,t} - \tilde{\delta} y_{c,t-1}$, $\tilde{x}_{j,t} = x_{j,t} - \tilde{\delta} x_{j,t-1}$; x_j und D_t wie in Tabelle 1 definiert mit x_1 und x_2 in Wachstumsraten

Nr.	Preis-Index	WK-System Dummy	α'_1 (t) β	α'_2 (t) β	α'_3 (t) β	λ' (t) β	γ'_1 (t) β	γ'_2 (t) β	γ'_3 (t) β	ϕ' (t) β	$\tilde{\delta}$	R^2_{adj} F SE	DW h
(19)	CPI	Nein	2,542 (2,81) 0,287	0,039 (0,11) 0,01	0,062 (2,55) 0,298	0,368 (1,46) 0,233				0,080 (1,56) 0,222	0,805	0,282 7,3 0,018	1,57 –
(20)	CPI	Ja	– 1,595 (0,74) 0,086	– 0,284 (0,50) 0,054	0,116 (2,40) 0,386	– 0,320 (0,46) 0,147				0,020 (0,80) 0,221	0,870	0,087 2,5 0,018	1,82 –
(21)	CPI	PLR	1,595 (2,48) 0,100	– 0,485 (0,78) 0,081	0,023 (6,39) 0,185	0,770 (26,56) 0,864	0,027 (0,03) 0,001	0,142 (0,20) 0,018	0,100 (4,77) 0,257			0,946 209,5 0,016	1,77 1,06
(22)	GNP D	Nein	3,065 (3,40) 0,343	– 0,057 (0,82) 0,078	0,053 (3,00) 0,308	0,156 (1,12) 0,156				0,147 (3,19) 0,411	0,799	0,349 9,6 0,017	1,98 –
(23)	GNP D	Ja	– 0,592 (0,28) 0,032	0,016 (0,23) 0,024	0,065 (0,25) 0,260	0,138 (1,16) 0,139				0,009 (0,85) 0,096	0,868	0,083 2,5 0,018	2,03 –
(24)	GNP D	PLR	1,704 (2,76) 0,108	– 0,022 (0,22) 0,006	0,021 (6,91) 0,194	0,763 (26,78) 0,855	– 0,206 (0,21) 0,010	– 0,525 (1,189) 0,046	0,097 (5,11) 0,250			0,946 209,8 0,016	1,77 1,08

Anmerkungen: Siehe Anmerkungen zu Tabelle 3.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$(22) \qquad y_{c,t} = \sum_{j=1}^{3} \tilde{\alpha}_j x_{j,t} + \tilde{\lambda} \tilde{y}_{c,t-1} + u_t$$

Der Schätzwert $\tilde{\delta}$ läßt sich aus den Residuen u_t durch $\Sigma\, u_t\, u_{t-1} / \Sigma\, u_{t-1}^2$ ermitteln und wird im zweiten Schritt des Verfahrens in der Regression

$$(23) \qquad y_{c,t} - \tilde{\delta}\, y_{c,t-1} = \sum_{j=1}^{3} \alpha_j' \left[x_{j,t} - \tilde{\delta}\, x_{j,t-1}\right] + \lambda' \left[y_{c,t-1} - \tilde{\delta}\, y_{c,t-2}\right] + \phi'\, u_{t-1} + \varepsilon_t$$

angewendet. Die zweistufigen Schätzer für λ und die α_j Werte in (10) sind nun unmittelbar gegeben durch die α_j' und die λ' in (23). Der zweistufige Schätzer für δ wird durch $\delta' = \tilde{\delta} + \phi'$ gebildet. Die Regressionskoeffizienten α_j', λ' und δ' sind konsistent und asymptotisch effizient. Sie sind darüber hinaus mit dem *Gauss-Newton* Schätzer identisch (*Harvey* (1981), 270).

Die Gesamtstatistiken sind in den beiden Tabellen 3 und 4 im Vergleich zu den korrespondierenden Ergebnissen der Tabellen 1 und 2 deutlich schlechter. Während die nicht erwartete ausländische Komponente der inländischen Geldmengenwachstumsrate in keinem Fall einen signifikanten Beitrag liefert, ist die inländische Komponente immer dann mit korrekten Vorzeichen hoch signifikant, wenn das Wechselkurssystem nicht in den beiden reinen Extremfällen berücksichtigt wird (Regressionen (14), (17), (20) und (23)). Die PLR hingegen erbringt für die nicht erwartete inländische Geldmengenwachstumsrate ein korrektes, hoch signifikantes Vorzeichen (Regressionen (15), (18), (21) und (24)). Zudem kann in den Fällen der Regressionen (21) und (24) auf das oben angegebene Autokorrelations-Bereinigungsverfahren verzichtet werden.

Der erwartete reale Wechselkurs hat bis auf die Ausnahme in Regression (23) das richtige Vorzeichen bei hoher Signifikanz. Die jeweilige Berücksichtigung des Strukturbruchs I. 1973 erbringt erneut für den erwarteten realen Wechselkurs einen signifikant höheren numerischen Parameterwert.

Insgesamt deuten sowohl die Gesamtstatistiken als auch individuelle Signifikanzwerte der Parameter darauf hin, daß die explizite Berücksichtigung von reinen Wechselkurssystemen keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag liefert. Die Gesamtperiode 1961 bis 1982 ist in dieser Hinsicht durch ein ausgeprägtes Devisenmarkt-Interventionssystem gekennzeichnet, in dem vor allem die inländische langfristige (nicht erwartete) Geldmengenkomponente bzw. deren Veränderungsrate von signifikantem Einfluß ist.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

V. Zusammenfassung und Schlußbemerkungen

Gegenstand der vorstehenden Analyse ist die Überprüfung der *Lucas*-Hypothese eines trade-offs zwischen Inflation und realem Output in Form nicht erwarteter nomineller Änderungen für eine offene Volkswirtschaft. Die auf rationalen Erwartungen basierende Güterangebotsfunktion wird für eine offene Volkswirtschaft erweitert, indem der relevante Preisindex für Güterangebotsentscheidungen neben dem inländischen auch das ausländische Preisniveau und den nominellen Wechselkurs enthält. Diese Vorgehensweise entspricht im Prinzip derjenigen von *Parkin, Bentley* und *Fader* (1981), weicht aber hinsichtlich der Informationsmenge zur Erwartungsbildung von dieser Studie dadurch ab, daß der aktuelle nominelle Wechselkurs als nicht bekannt angenommen wird. Rekursive Kleinstquadrate-Projektionen führen zu einer modifizierten Lucas-Angebots-Funktion für eine offene Volkswirtschaft, die neben dem unerwarteten inländischen Preisniveau den erwarteten realen Wechselkurs als weitere wichtige Determinante aufweist. Darüber hinaus wird der trade-off Parameter im Vergleich zur Lucas-Version von zusätzlichen Varianzen in eindeutiger Weise bestimmt. Insbesondere läßt eine höhere Varianz nomineller Wechselkurse relativ zur Varianz realer Wechselkurse den trade-off Parameter geringer werden.

Das Gütermarktmodell wird vervollständigt durch eine einfache Güternachfragestruktur mit Realkasse und realem Wechselkurs als Erklärungsargumenten. Die Geldangebotshypothese unterscheidet zwischen fixen und flexiblen Wechselkurssystemen als Extremfälle und der Interventionspolitik als weitestgehendem Regelfall.

Die reduzierte Form des Gütermarktmodells läßt vor allem folgende Hypothesen erkennen:

(1) Der reale Output wird positiv durch die erwarteten realen Wechselkurse bzw. terms of trade bestimmt. Eine erwartete reale Abwertung verringert das gesamtwirtschaftliche zyklische Güterangebot.

(2) Eine unerwartete permanente Geldmengenänderung hat einen positiven Einfluß auf das reale Sozialprodukt. Die Art des Zusammenhangs bzw. die Stärke des trade-offs wird durch verschiedene Varianzen beeinflußt: Höhere Varianzen nomineller Größen relativ zu realen verringern den möglichen trade-off[14]. Diese Hypothese gilt strenggenommen nicht für den Extremfall reiner fixer Wechselkurse.

---

[14] Der letzte Teil dieser Hypothese (sog. cross-section Hypothese) ist nicht Gegenstand der vorliegenden Untersuchung.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(3) Unerwartete ausländische Preisniveauänderungen und nominelle Wechselkursbewegungen sind positiv mit dem realen Output korreliert. Der Zusammenhang wird durch dieselben Faktoren bestimmt wie die in Hypothese 2 erwähnten. Hypothese 3 gilt strenggenommen nicht für den Extremfall reiner flexibler Wechselkurse[15].

Für die länderinterne Überprüfung der vorstehenden Hypothesen wird für die Ermittlung der permanenten Geldmengenentwicklung auf das „signal-extraction"-Verfahren zurückgegriffen und ein low-pass Filter (*Lucas* (1980)) angewendet. Für die Bildung von Erwartungswerten gelangt der Vorschlag von *Muth* (1960) zur Anwendung.

Die empirische Implementation verwendet neben dem realen Sozialprodukt als Endogene alternativ die beiden Preisindizes impliziter Preisindex des Bruttosozialprodukts und Konsumentenpreisindex. Für den nominellen Wechselkurs werden alternativ der wichtige bilaterale DM-US Dollar Wechselkurs und ein effektiver Wechselkurs herangezogen.

Hypothesen 1 und 2 finden insgesamt bei verschiedenen Untersuchungsvarianten eine Bestätigung auf hohem Signifikanzniveau. Hypothese 3 hingegen ist in den meisten Untersuchungsfällen zu verwerfen. Unerwartete ausländische Preisentwicklungen haben nahezu keinen Einfluß auf das reale Sozialprodukt in der Bundesrepublik im betrachteten Untersuchungszeitraum 1961 bis 1981. Die explizite Berücksichtigung von unterschiedlichen Wechselkurssystemen 1961 bis 1973 versus 1973 bis 1981 in reiner Form führt zu schlechteren Gesamtergebnissen. Die Hypothese des Vorhandenseins reiner Wechselkurssysteme in den angeführten Untersuchungsperioden ist zugunsten der Unterstellung eines allgemeinen Interventionssystems zurückzuweisen.

Im Hinblick auf die Untersuchung von *Lucas* (1973) weist der vorliegende Untersuchungsbeitrag auf den wichtigen Einfluß von Elementen einer offenen Volkswirtschaft zur Erklärung des zyklischen, realen Sozialprodukts hin. Insbesondere haben erwartete Abweichungen der Wechselkurse von der Kaufkraftparität einen bedeutenden Erklärungsbeitrag für konjunkturelle Entwicklungen in der Bundesrepublik im betrachteten Zeitraum. Eine erwartete reale Aufwertung der deutschen Währung hat einen positiven Outputeffekt zur Folge und bedeutet nicht, wie in keynesianisch orientierten Nachfragemodellen über sinkende Exporte (und zunehmende Importe), einen Rückgang des realen Sozialproduktes.

---

[15] Hypothese 1 und 2 gelten jedoch gemeinsam für den praktischen Fall von fallweisen Interventionen der Zentralbank auf dem Devisenmarkt. Die Interventionspolitik läßt sich sowohl im Bretton-Woods-System fixer Wechselkurse mit Bandbreiten als auch nach 1973 für das sog. System flexibler Wechselkurse feststellen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Trotz der Beschränkung des Untersuchungsrahmens auf die länderinterne trade-off Beziehung und die Vernachlässigung der Überprüfung der cross-section Voraussagen von *Lucas* (1973) weist die Erweiterung der Lucas-Hypothese durch den hier untersuchten Modellrahmen für eine offene Volkswirtschaft insgesamt eine befriedigende empirische Unterstützung auf. Die Erweiterung ist meines Erachtens nicht nur theoretisch geboten und begründet, sondern auch empirisch zumindest für die Bundesrepublik nicht unbedeutend.

Literatur

Alberro, J.: The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve: Further International Evidence, Journal of Monetary Economics, 7 (1981), 239 - 250. – *Barro,* R. J.: Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States, The American Economic Review, 67 (1977), 101 - 115. – *Barro,* R. J.: Money, Expectations, and Business Essays Cycles, in Macroeconomics, New York 1981. – *Blinder,* A. S.: Monetary Accomodation of Supply Shocks under Rational Expectations, Journal of Money, Credit and Banking, 13 (1981), 425 - 438. – *Burton,* D.: Expectations and a Small Open Economy with a Flexible Exchange Rate, Canadian Journal of Economics, 13 (1980), 1 - 15. – *Calmfors,* L.: Output, Inflation and the Terms of Trade in a Small Open Economy, Kyklos, 36 (1983), 40 - 65. – *Cox,* W. M.: Unanticipated Money, Output, and Prices in the Small Economy, Journal of Monetary Economics, 6 (1980), 359 - 384. – *Cozier,* B. V.: A Model of Output Fluctuations in a Small Specialized Economy, Journal of Money, Credit and Banking, 18 (1986), 179 - 190. – *Harvey,* A. C.: The Econometric Analysis of Time Series, Oxford 1981. – *Hatanaka,* M.: An Efficient Two-Step Estimator for the Dynamic Adjustment Model with Autoregressive Errors, Journal of Econometrics, 2 (1974), 199 - 220. – *Johnson,* H.-G.: The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory, in: *Johnson,* H. G. (ed.) Further Essay in Monetary Economics, London 1971, 229 - 249. – *Johnston,* J.: Econometric Methods, 2nd ed., New York 1972. – *Kimbrough,* K. P.: The Information Content of the Exchange Rate and the Stability of Real Output under Alternative Exchange-Rate Regimes, Journal of International Money and Finance, 2 (1983), 27 - 38. – *Leiderman,* L.: Expectations and Output-Inflation Tradeoffs in a Fixed-Exchange-Rate Economy, Journal of Political Economy, 87 (1979), 1285 - 1306. – *Leiderman,* L.: Output Supply in the Open Economy: Some International Evidence, Review of Economics and Statistics, 62 (1980), 180 - 189. – *Loef,* H. E.: Real Exchange Rates, Purchasing Power Parity, and the Signal Extraction Problem. Diskussionsbeiträge zur monetären Makroökonomie, Nr. 5, Universität-Gesamthochschule Siegen, Juli 1983. – *Loef,* H. E.: Theoretische Analyse eines aggregierten Gütermarktmodells für eine offene Volkswirtschaft, Diskussionsbeiträge zur monetären Makroökonomie, Nr. 9, Universität-Gesamthochschule Siegen, März 1984. – *Loef,* H. E.: Reale Effekte eines Interventionssystems bei Risiko und Unsicherheit in einem einfachen Gütermarktmodell für eine offene Volkswirtschaft, in: H. *Milde* und H. G. *Monissen* (Hrsg.), Rationale Wirtschaftspolitik in komplexen Gesellschaften, Festschrift für Prof. Dr. G. Gäfgen, Stuttgart 1985, 266 - 275. – *Lucas,* R. E.: Some International Evidence on Output-Inflation-Trade-offs, The American Economic Review, 63 (1973), 326 - 334. – *Lucas,* R. E.: Econometric Policy Evaluation: A Critique, The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Conference Series on Public Policy, 1 (1976a), 19 - 46. – *Lucas,* R. E.: Errata, Some International Evidence on Output-Inflation-Trade-offs. The American Economic Review, 66 (1976b), 985. – *Lucas,* R. E.: Two Illustrations of the Quantity Theory of Money, American Economic Review, 70 (1980), 1005 - 1014. – *McCallum,* B. T.: On Low-Frequency Estimates of Long-Run Relationships in Macroeconomics, Journal of Monetary Economics, 14 (1984), 3 - 14. – *Mills,* T. C.: Signal Extraction and Two Illustrations of the Quantity Theory, The American Economic Review, 72 (1982), 1162 - 1168. – *Mishkin,* F. S.: A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics. Testing Policy Ineffectiveness and Efficient Markets Models, Chicago and London 1983. – *Muth,* J. F.: Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts, Journal of the American Statistical Association, 55 (1960), wieder abgedruckt in: R. E. *Lucas* and T. J. *Sargent,* (eds.), Rational Expectations and Econometric Practice, London 1981, 23 - 31. – *Muth,* J. F.: Rational Expectations and the Theory of Price Movements, Econometrica, 29 (1961), wieder abgedruckt in: R. E. *Lucas* and T. J. *Sargent,* (eds.), Rational Expectations and Econometric Practice, London 1981, 3 - 22. – *Parkin,* M., B. *Bentley* and C. *Fader:* Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs: A Reappraisal, in: Development in an Inflationary World, ed. by M. J. *Flanders* and A. *Razin,* New York 1981, 131 - 152. – *Pindyck,* R. S. and D. L. *Rubinfeld:* Econometric Models and Economic Forecasts, Second edition, Auckland etc. 1981. – *Ram,* R.: Further International Evidence on Inflation-Output Trade-Offs, Canadian Journal of Economics, 17 (1984), 523 - 540. – *Saidi,* N. H.: Fluctuating Exchange Rates and the International Transmission of Economic Disturbances, Journal of Money, Credit and Banking, 12 (1980), 575 - 591. – *Sargent,* T. J.: Macroeconomic Theory, New York 1979. – *Sargent,* T. J. and N. *Wallace:* Rational Expectations and the Theory of Economic Policy, Journal of Monetary Economics, 2 (1976), 169 - 183.

Zusammenfassung

Reale Wechselkurse und realer zyklischer Output

Gegenstand der Analyse ist die Überprüfung der *Lucas*-Hypothese eines trade-offs zwischen Inflation und realem Output in Form nicht erwarteter nomineller Änderungen für eine offene Volkswirtschaft. Die modifizierte Güterangebotsfunktion vom Lucas-Typ weist neben unerwarteten nominellen Einflüssen insbesondere den erwarteten realen Wechselkurs als wichtige Determinante auf. Das Gütermarktmodell wird vervollständigt durch eine einfache Güternachfragestruktur, die zwischen fixen und flexiblen Wechselkurssystemen als Extremfälle und der Interventionspolitik als weitestgehendem Regelfall unterscheidet. Die empirische Überprüfung der postulierten Hypothesen ergibt für die Bundesrepublik 1961 bis 1981, daß insbesondere die erwartete Abweichung der Wechselkurse von der Kaufkraftparität einen bedeutenden Erklärungsbeitrag für konjunkturelle Entwicklungen liefert. Eine erwartete reale Aufwertung der deutschen Währung hat einen positiven Outputeffekt zur Folge und bedeutet nicht, wie in keynesianisch orientierten Nachfragemodellen über sinkende Exporte, einen Rückgang des realen Sozialproduktes.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Summary

Real Exchange Rates and Real Cyclical Output

The subject of the analysis is a review of the *Lucas* hypothesis regarding a trade-off between inflation and real output in the form of unexpected nominal changes in an open economy. The modified Lucas-type goods supply function includes, in addition to unexpected nominal influences, the expected real exchange rate as an important determinant. The goods market model is completed by a simple goods demand structure, which distinguishes between fixed and flexible exchange rate systems as extreme cases, and intervention policy as the most extensive normal case. The empirical investigation of the postulated hypotheses shows for the Federal Republic of Germany from 1961 to 1981, that in particular the expected deviation from purchasing power parity contributes significantly towards an explanation of business cycle movements. An expected real appreciation of the German currency results in a positve output effect and does not imply, as in Keynesian-orientated demand models via sinking exports a reduction in real Gross Domestic Product.

Résumé

Taux de change réels et output cyclique réel

L'analyse examine l'hypothèse de Lucas d'une équilibration entre inflation et output réel sous forme de modifications nominales inattendues pour une économie ouverte. A côté d'influences nominales attendues, la fonction d'offre de biens modifiée du type *Lucas* présente avant tout un autre déterminant important: le taux de change réel attendu. Le modèle du marché des biens est complété par une structure de demande de biens simple. Celle-ci distingue les cas extrêmes, à savoir des systèmes de change fixes et flottants, et le cas le plus général, celui de la politique interventionniste. Selon l'analyse empirique des hypothèses postulées, l'écart attendu des taux de change par rapport à la parité du pouvoir d'achat explique en grande partie les évolutions conjoncturelles en République fédérale d'Allemagne de 1961 à 1981. Une réévaluation réelle attendue du mark a un effet positif sur l'output et ne signifie pas, comme dans les modèles de demande de *Keynes* sur les exportations en déclin, que le produit national réel régresse.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.20.1.22 | Generated on 2025-07-19 16:32:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/