

Konjunktur und realer Wechselkurs*

Eine Kausalitätsanalyse für neun OECD-Länder

Von Manfred Gärtner und Erwin W. Heri, Basel

Ein zentrales, inzwischen vermutlich auch vielen Nichtspezialisten vertrautes Resultat formaler Wechselkursmodelle ist das Überschießen des Wechselkurses in der einen oder anderen Richtung als Folge eines exogenen Schocks. Gemessen wird dieses Überschießen an einem Gleichgewichtswechselkurs, der sich in der Regel an den Kaufkraftparitäten orientiert [z.B. *Dornbusch* (1976) und *Niehans* (1977)]. Sind Güterpreise nicht gleichermaßen wie der Wechselkurs kurzfristig flexibel, so bedeutet ein Überschießen des nominalen Wechselkurses gleichzeitig eine Über- oder Unterbewertung der betrachteten Währung am Devisenmarkt, also eine Veränderung des realen Wechselkurses.

Solche Schwankungen des realen Wechselkurses haben seit dem Übergang zu flexiblen Wechselkursen im Jahre 1973 ein Ausmaß erreicht, das eine Reihe zentraler wirtschaftspolitischer Ziele als gefährdet erscheinen lässt. In Frage gestellt ist besonders die Realisierung von zwei Zielen:

(1) Das Ziel der Preisstabilität, vor allem bei unterbewerteter heimischer Währung, bei der sich Einfuhrgüter verteuern und somit Inflation importiert wird; (2) das Ziel der Vollbeschäftigung respektive des angemessenen wirtschaftlichen Wachstums, insbesondere bei überbewerteter, die Wettbewerbschancen der heimischen Wirtschaft auf Binnen- wie Exportmärkten beeinträchtigender Währung.

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit der Frage, ob das unter Punkt (2) genannte Ziel im Sinne einer bestimmten statistischen Definition tatsächlich als gefährdet angesehen werden muß. Anhand von Datenreihen für insgesamt neun Mitgliedsländer der OECD soll untersucht werden,

* Für die kritische Durchsicht einer früheren Fassung der vorliegenden Studie danken wir *Gebhard Kirchgässner*, *Peter Kugler* und *George Sheldon*.

Die diesem Beitrag zugrunde liegenden empirischen Arbeiten wurden im Januar 1981 abgeschlossen.

ob eine Abhängigkeit der Zuwachsrate der Industrieproduktion von der Entwicklung des realen Wechselkurses mit Hilfe zeitreihenanalytischer Methoden nachgewiesen werden kann. Diese Fragestellung wird zunächst in Teil I formalisiert, um die der statistischen Analyse zugrundeliegenden Hypothesen explizit zu machen. Teil II enthält eine knappe Darstellung der verwendeten Methode. Teil III präsentiert die Ergebnisse der anhand von Schätzresultaten durchgeführten Tests. Diese Ergebnisse werden dann im abschließenden Teil IV diskutiert.

I. Formalisierung der Fragestellung

Um die allgemeine Hypothese, daß die inländische Produktion vom realen Wechselkurs beeinflußt wird, einer ökonometrischen oder statistischen Überprüfung zugänglich zu machen, muß sie zunächst präzisiert und formalisiert werden. Unterstellen wir also, der reale Output des Landes i im Zeitpunkt t , Y_{it} , sei eine Funktion Φ des die Preisrelation zwischen In- und Ausland widerspiegelnden realen Wechselkurses im Zeitpunkt t , W_{it} , und weiterer, zu einem Vektor X_{it} zusammengefaßten exogenen Variablen:

$$(1) \quad Y_{it} = \Phi (W_{it}, X_{it}).$$

Der reale Wechselkurs ist definiert als¹

$$(2) \quad W_t = \frac{P_t \cdot E_t}{P_t^*} / \frac{P_{t_1} \cdot E_{t_1}}{P_{t_1}^*},$$

wobei P = inländisches Preisniveau, P^* = ausländisches Preisniveau und E = Wechselkurs. Wenn t_1 einen Zeitpunkt bezeichnet, in dem sich in- und ausländische Kaufkraft exakt entsprechen, in dem also $P_{t_1} \cdot E_{t_1}/P_{t_1}^* = 1$, dann haben wir für $W_t > 1$ eine Überbewertung und für $W_t < 1$ eine Unterbewertung der heimischen Währung.

Um eine Überprüfung von (1) in Verbindung mit (2) mit Hilfe der im nächsten Abschnitt vorzustellenden zeitreihenanalytischen Methoden zu ermöglichen, muß die Art der Einwirkung von W auf Y so spezifiziert werden, daß sich, zumindest nach gewissen algebraischen Manipulationen wie der Logarithmierung und/oder der Differenzierung nach der Zeit, ein linearer Zusammenhang ergibt. Daneben gilt es zu berücksichtigen, daß sich Ver-

¹ Auf das Mitführen eines Subskripts für das Bezugsland wird im weiteren verzichtet.

änderungen der relativen Preise zwischen In- und Ausland vermutlich erst mit gewissen Verzögerungen auf die heimische Produktion auswirken. Eine sich anbietende und diesen Kriterien genügende Präzisierung von (1) lautet

$$(1') \quad Y_t = \Omega(X_t) \left(\prod_{i=1}^n W_{t-i}^{\alpha_i} \right)^\alpha. \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \alpha < 0$$

Bei Gültigkeit der Kaufkraftparitätenhypothese ($W_{t-i} = 1, i = 1, \dots, n$) entwickelt sich die Produktion als Funktion Ω der im Vektor X_t zusammengefaßten Variablen. Verschiebungen der relativen Preise zwischen In- und Ausland wirken auf die Ω -Funktion in multiplikativer Form als gewichtetes geometrisches Mittel vergangener realer Wechselkurse.

Setzt man nun Gleichung (2) in (1') ein, faßt die Exponenten zu $\beta_i = \alpha_i \cdot \alpha$ zusammen und logarithmiert beide Seiten der entstandenen Gleichung, so erhält man

$$(3) \quad \ln Y_t = \ln [\Omega(X_t)] + \sum_{i=1}^n \beta_i [(\ln P_{t-i} + \ln E_{t-i} - \ln P_{t-i}^*) - (\ln P_{t_1} + \ln E_{t_1} - \ln P_{t_1}^*)]$$

Diese Bestimmungsgleichung der Inlandsproduktion ist in den hier interessierenden Variablen linear. In der Praxis auftretende Schwierigkeiten bei der Suche nach dem richtigen Referenzzeitpunkt t_1 spielen in dieser logarithmischen Formulierung keine wesentliche Rolle mehr, da hierbei unterlaufene Fehler bei einer Schätzung von (3) durch das Konstantglied der Schätzgleichung aufgefangen werden. Das Problem des Referenzzeitpunkts verschwindet gar völlig, wenn man durch Differenzieren von (3) nach der Zeit Wachstumsraten der relevanten Variablen berechnet. Symbolisiert man die Wachstumsrate einer Variablen durch einen Punkt über dem entsprechenden Kleinbuchstaben, z.B. $\dot{y} \equiv d \ln Y/dt$, so ergibt sich aus der Ableitung von (3) nach t^2

$$(4) \quad \dot{y}_t = \dot{\omega}_t + \sum_{i=1}^n \beta_i (\dot{p}_{t-i} + \dot{e}_{t-i} - \dot{p}_{t-i}^*)$$

² Man gelangt auch zu Gleichung (4), wenn man unterstellt, daß der Logarithmus des realen Wechselkurses in additiver Form auf die Wachstumsrate von Y wirkt. Anstatt von (1') geht man dann von

$$Y_t = \Omega(X_t) \exp \left(\gamma \sum_{i=1}^n \delta_i \ln W_{t-i} \right)$$

aus.

Die Wachstumsrate der realen Inlandsproduktion hängt somit von zwei Komponenten ab: 1. von \dot{w} , der Wachstumsrate der Ω -Funktion, deren Bestimmungsfaktoren hier nicht interessieren, und 2. der prozentualen Änderungsrate des realen Wechselkurses. Mit dieser zweiten Komponente wollen wir uns im folgenden beschäftigen und eine empirische Antwort auf die Frage suchen, ob es in wichtigen OECD-Ländern eine ökonometrisch verwertbare Kausalwirkung von realen Wechselkursänderungen auf das reale Wirtschaftswachstum gibt.

II. Die statistische Methode

In den letzten Jahren wurden verschiedene statistische Verfahren entwickelt, die der Erfassung kausaler Strukturen in ökonomischen Zeitreihen dienen. Sie basieren sämtlich auf einem statistischen, gegenüber dem üblichen Verständnis verengten Kausalitätsbegriff [Granger (1969)]. Dieser Kausalitätsbegriff beruht insbesondere auf der unterstellten stochastischen Natur der betrachteten Variablen und auf dem Postulat einer Asymmetrie in der Zeit: Da die Zukunft nicht die Vergangenheit verursachen kann, kann Kausalität im zeitlichen Ablauf strenggenommen nur in einer Richtung wirken [Granger und Newbold (1977), S. 224].

Wir werden im folgenden anhand eines bei Sargent (1976) dargestellten Tests überprüfen, ob in neun OECD-Ländern eine so verstandene Kausalwirkung vom realen Wechselkurs zum realen Output im Sinne einer verbesserten Prognostizierbarkeit der letzteren Zeitreihe bei Verwendung verzögter Werte der ersten Zeitreihe besteht. Einigen wir uns zunächst auf folgende Terminologie:

- \dot{y}' und \dot{w}' bezeichnen jeweils die vergangenen Werte der Variablen \dot{y} und \dot{w} .
- $\sigma^2(\dot{y}|\dot{y}')$ ist der Prognosefehler von \dot{y} bei Berücksichtigung vergangener Werte von \dot{y} .
- $\sigma^2(\dot{y}|\dot{y}', \dot{w}')$ ist der Prognosefehler von \dot{y} bei Berücksichtigung vergangener Werte von \dot{y} und \dot{w} .

Nach der Definition von Granger (1969) ist \dot{w} dann kausal zu \dot{y} , wenn

$$(5) \quad \sigma^2(\dot{y}|\dot{y}', \dot{w}') < \sigma^2(\dot{y}|\dot{y}')$$

Die Operationalisierung dieser Definition erfolgt in der Regel dadurch, daß man Linearität des gesuchten optimalen Prediktors unterstellt. Entsprechend folgt dann ein Test auf Kausalität von \dot{w} zu \dot{y} im Sinne von

Granger direkt aus Definition (5)³. Zunächst sind die beiden folgenden Gleichungen mit Hilfe des OLS-Verfahrens zu schätzen:

$$(6) \quad \dot{y}_t = \xi_0 + \sum_{i=1}^m \xi_1^i \dot{y}_{t-i} + \varepsilon_1$$

$$(7) \quad \dot{y}_t = \eta_0 + \sum_{i=1}^m \eta_1^i \dot{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \eta_2^i \dot{w}_{t-i} + \varepsilon_2$$

ε_1 und ε_2 sind „White Noise“ Residuen.

Bei Gültigkeit der Nullhypothese, daß \dot{w} nicht kausal zu \dot{y} ist, muß η_2^i für alle i gleich Null sein. Somit entspricht Gleichung (6) Gleichung (7) unter der Restriktion, daß die Nullhypothese korrekt ist. A priori vorzugeben ist sowohl für die abhängige als auch für die unabhängige Variable eine endliche maximale Verzögerungsdauer. Der Test auf Konsistenz der Schätzresultate mit der Nullhypothese, d.h. die Untersuchung, ob die verzögerten Werte von \dot{w} insgesamt einen zusätzlichen, signifikanten Einfluß auf \dot{y} ausüben, kann nun anhand der *F*-Statistik

$$F_{n, T-m-n} = \frac{[SQF(6) - SQF(7)](t-m-n)}{SQF(7)n}$$

erfolgen, wobei $SQF(i)$ die Summe der quadrierten Fehler von Schätzgleichung i bezeichnet. Da die a-priori-Festlegung der maximalen Verzögerungen m und n ein nicht zu unterschätzendes Element der Willkür darstellt, liegt es nahe, die diesbezügliche Sensitivität der erzielten Resultate durch Variation von m und n abzutasten.

Probleme können sich aus der Anwendung des beschriebenen bivariate Testansatzes auf ein Modell ergeben, das in Wahrheit mehr als zwei Variablen enthält. Bei der Formulierung unserer Hypothese haben wir eine solche Verkürzung vorgenommen, indem wir den explizit als theoretisch relevant anerkannten Variablenvektor X_t bei der Kausalitätsanalyse unberücksichtigt lassen und nur mehr auf die bivariate Bindung zwischen \dot{y}_t und \dot{w}_t abstreffen. Nach *Sargent* (1979) und *Sims* (1977) muß man nun im Regelfall damit rechnen, daß eine beim bivariate Testansatz unberücksichtigt bleibende Variable des wahren Modells zur Folge hat, daß eine in Wahrheit einseitige Kausalwirkung, z.B. von \dot{w} auf \dot{y} , als Feedbackbeziehung erscheint. Führt das bivariate Modell dagegen zum Schluß, daß eine einseitige Kausalbeziehung besteht, so würde die Aussage auch einer Erweiterung

³ Vgl. zu diesem Punkt beispielsweise *Pierce* und *Haugh* (1977).

des Modelles um zusätzliche Erklärungsvariablen standhalten⁴. Für unsere Fragestellung bedeutet dies folgendes: Können wir aufgrund der Schätzung von (6) und (7) für ein Land die Nullhypothese, daß \dot{y} nicht durch \dot{w} „verursacht“ wird, nicht verwerfen, dann können wir zunächst auf Unabhängigkeit der beiden Zeitreihen in dieser Richtung schließen⁵. Führt unser *F*-Test dagegen zur Ablehnung der Nullhypothese, so müssen wir in analoger Weise untersuchen, ob auch ein kausaler Zusammenhang in entgegengesetzter Richtung besteht. Ist dies nicht der Fall, haben wir mittels unseres bivariaten Tests verlässlich einseitige Kausalität festgestellt. Besteht dagegen auch entgegengesetzte Kausalität, also Feedback, kann das Ergebnis auf die Ausklammerung einer dritten Variablen zurückzuführen sein und ist deshalb mit einem Fragezeichen zu versehen.

III. Empirische Ergebnisse

Die wichtigsten Resultate der durchgeführten *Granger*-Tests auf einseitige Kausalität von prozentualen Änderungsraten des realen Wechselkurses zu prozentualen Änderungsraten des realen Outputs sind in den Tabellen 1 - 4 zusammengefaßt. Der statistischen Arbeit liegen Quartalsreihen der Industrieproduktion und effektiver realer Wechselkurse für die neun OECD-Länder Kanada, USA, Großbritannien, Japan, Bundesrepublik Deutschland, Schweiz, Frankreich, Italien und Schweden zugrunde. Die Zeitreihen beginnen im ersten Quartal 1963 und enden, mit Ausnahme der Schweiz, im dritten Quartal 1980 (Schweiz: zweites Quartal 1980).

Aus dieser Datenbasis und aus den jeweils maximal berücksichtigten 12 Verzögerungen der exogenen Variablen ergeben sich die in Tabelle 1 angegebenen Gesamtperioden. In Tabelle 2, die Tests auf Kausalität in Zeiten fester Wechselkurse enthält, wird der Schätzzeitraum entsprechend der maximalen Verzögerung, von 1966/II bis 1973/I gewählt. In Tabelle 3 wird durchwegs auf Kausalität während der Zeit flexibler Wechselkurse ab 1973/II getestet. Tabelle 4 schließlich enthält die Ergebnisse der für einige Länder notwendigen Tests auf umgekehrte Kausalität.

⁴ Diese Schlußfolgerung gilt im übrigen auch dann, wenn die beiden Variablen des bivariaten Modells scheinkorreliert sind, d. h. wenn keine direkte Kausalbeziehung zwischen ihnen sondern für beide Abhängigkeit von einer dritten Variablen vorliegt. Siehe *Kirchgässner* (1981).

⁵ Wegen der bei Anwendung zeitreihenanalytischer Kausalitätstests häufig auftretenden Scheinunabhängigkeiten gilt diese Aussage nur mit Einschränkungen [siehe *Kirchgässner* (1981)]. Wir werden in Teil IV noch einmal auf diese Frage zurückkommen.

Zur Berechnung des effektiven realen Wechselkurses wurden effektive Wechselkurse und Weltpreisniveaus verwendet (siehe Anhang). Effektive Wechselkurse sind jeweils gewichtete geometrische Durchschnitte bilateraler Wechselkurse gegenüber 13 OECD-Partnern. Analog berechnen sich Weltpreisniveaus als gewichtete geometrische Durchschnitte der Konsumentenpreisindizes dieser 13 Länder. Die verwendeten Gewichte stammen aus einer Veröffentlichung der OECD (1978) und basieren auf dem Multilateral Exchange Rate Model (MERM) des Internationalen Währungsfonds. Aus inländischer Sicht gibt das Gewicht des Partnerlandes j den vom MERM geschätzten Effekt auf die inländische Handelsbilanz an, der sich aus einer einprozentigen Erhöhung der mit dem entsprechenden bilateralen Wechselkurs multiplizierten Konsumentenpreise dieses Partnerlandes ergibt. Somit berücksichtigt jedes Gewicht sowohl die direkte bilaterale Beziehung, als auch die Bedeutung des Partners als Konkurrent auf Drittmarkten.

Als Outputindikator wurde die Industrieproduktion verwendet. Dies erlaubt die Durchführung der Kausalitätstests für immerhin 9 der 14 in der genannten OECD-Veröffentlichung berücksichtigten Länder. Bei Verwendung des Bruttoinlandsprodukts hätte sich diese Zahl auf 7 reduziert. Im übrigen führten Kontrollrechnungen für diese 7 Länder unter Verwendung des BIP zu praktisch identischen Ergebnissen.

Die in den Tabellen 1 - 4 Verwendung findenden Datenreihen geben Quartalsdurchschnitte wieder. Änderungsraten beziehen sich auf das vorhergehende Quartal.

Tabelle 1 enthält die Ergebnisse für den Gesamtzeitraum. Die Zahl der Verzögerungen der endogenen Variablen in der Schätzung der Gleichungen (6) und (7) wurde generell auf 2 beschränkt (Kontrollschatzungen mit 4 Verzögerungen der endogenen Variablen führten zu keinen nennenswerten Veränderungen). Gleichung (7) wurde jeweils mit 2, 4, 8 und 12 Verzögerungen der exogenen Variablen geschätzt.

Für 7 der 9 betrachteten Länder ergibt der *Granger*-Test keinerlei Anzeichen auf Kausalität im oben definierten Sinne von Änderungsraten des realen Wechselkurses zu realen Outputzuwachsraten. Die durchgeführten *F*-Tests besagen, daß die erzielten Schätzresultate mit einer Wahrscheinlichkeit von mehr als 5 Prozent auch dann auftreten können, wenn die Nullhypothese korrekt ist. Die Hypothese der Unabhängigkeit von \dot{w} und \dot{y} in der untersuchten Richtung läßt sich in diesen Fällen nicht verwerfen. Für die Vereinigten Staaten und für Italien ergeben sich andere Ergebnisse: Die erhaltenen Schätzresultate können bei Gültigkeit der Nullhypothese nur

Tabelle 1
F-Werte zum Test der Kausalität von \dot{w} zu \dot{y} , Gesamtperiode

Länder/ Schätzzeitraum	Maximale Verzögerung der exogenen Variablen			
	2	4	8	12
Kanada (66/2 - 80/3)	0.254 (53)	1.414 (51)	1.170 (47)	1.357 (43)
USA (66/2 - 80/3)	1.676 (53)	5.445** (51)	5.444** (47)	4.159** (43)
Großbritannien (66/2 - 80/3)	1.190 (53)	1.516 (51)	0.847 (47)	0.776 (43)
Japan (66/2 - 80/3)	2.510 (53)	1.755 (51)	1.343 (47)	1.188 (43)
BR Deutschland (66/2 - 80/3)	0.835 (53)	0.484 (51)	0.672 (47)	0.494 (43)
Schweiz (66/2 - 80/2)	1.198 (52)	0.629 (50)	1.008 (46)	1.265 (42)
Frankreich (66/2 - 80/3)	0.641 (53)	1.355 (51)	0.866 (47)	0.630 (43)
Italien (66/2 - 80/3)	1.389 (53)	1.704 (51)	2.400* (47)	2.039* (43)
Schweden (66/2 - 80/3)	0.357 (53)	1.549 (51)	1.538 (47)	1.141 (43)

Bemerkungen: Unter den F-Werten sind in Klammern die Zählerfreiheitsgrade angegeben. Die Nennerfreiheitsgrade entsprechen der jeweiligen Anzahl der Restriktionen. * = 95 % Signifikanzniveau. ** = 99 % Signifikanzniveau. Maximale Verzögerung der endogenen Variablen jeweils 2 Perioden. – \dot{w} = prozentuale Änderungsrate des realen Wechselkurses. – \dot{y} = prozentuale Änderungsrate der Industrieproduktion.

mit einer Wahrscheinlichkeit von weniger als 1, bzw. 5 Prozent auftreten. Nach üblichen Kriterien ist somit die Nullhypothese abzulehnen.

Der Übergang zu flexiblen Wechselkursen im Jahre 1973 und die Möglichkeit damit verbundener Verhaltensänderungen legt es nahe, unsere Hypothese einseitiger Kausalität von \dot{w} und \dot{y} für entsprechende Subzeiträume zu überprüfen. Ergebnisse für die Zeit fester Wechselkurse finden sich in Tabelle 2.

Es zeigt sich, daß die Schätzresultate nur für ein einziges Land – für die Schweiz – der Nullhypothese zu widersprechen scheinen.

Für die Zeit flexibler Wechselkurse ergibt der Granger-Test für drei der neun Länder eine ökonometrische Kausalwirkung von \dot{w} zu \dot{y} (Tabelle 3). Es sind dies die USA, für die sich der Zusammenhang schon bei Betrachtung des Gesamtzeitraumes zeigte, sowie Kanada und Frankreich.

Tabelle 2
F-Werte zum Test der Kausalität von \dot{w} zu \dot{y} , Periode fixer Wechselkurse

Länder/ Schätzzeitraum	Maximale Verzögerung (n) der exogenen Variablen			
	2	4	8	12
Kanada (66/2 - 73/1)	1.213 (23)	0.818 (21)	1.189 (17)	1.313 (13)
USA (66/2 - 73/1)	2.046 (23)	1.047 (21)	0.730 (17)	0.772 (13)
Großbritannien (66/2 - 73/1)	2.680 (23)	1.309 (21)	0.709 (17)	0.463 (13)
Japan (66/2 - 73/1)	0.452 (23)	1.329 (21)	1.866 (17)	1.271 (13)
BR Deutschland (66/2 - 73/1)	1.909 (23)	1.186 (21)	0.514 (17)	0.343 (13)
Schweiz (66/2 - 73/1)	1.380 (23)	2.190 (21)	2.791* (17)	1.811 (13)
Frankreich (66/2 - 73/1)	0.116 (23)	0.146 (21)	0.116 (17)	0.135 (13)
Italien (66/2 - 73/1)	1.323 (23)	1.036 (21)	0.893 (17)	1.049 (13)
Schweden (66/2 - 73/1)	0.302 (23)	0.958 (21)	0.947 (17)	1.728 (13)

Bemerkungen: Siehe Tabelle 1.

Die Tests für diese drei Länder zeigen im übrigen deutlich, wie sensibel die statistischen Ergebnisse auf Variationen der Laglänge reagieren können:

Für die USA z. B. ist ein maximaler Lag von $n = 2$ für die exogene Variable noch zu kurz. Die Kausalwirkung setzt offensichtlich erst für $i > 2$ ein und zeigt sich bei Schätzungen mit $n = 4$, $n = 8$ und $n = 12$. Das Beispiel Frankreichs illustriert andererseits, daß es offensichtlich nicht genügt, die maximale Verzögerung der exogenen Variablen möglichst groß zu wählen, um die Gefahr zu reduzieren, daß die wirkliche Kausalverzögerung ausgeschlossen wird. Wählt man $n = 4$, so widersprechen die Schätzergebnisse der Nullhypothese auf dem 1 %-Niveau, weisen also eindeutig auf einen Kausalzusammenhang hin. Der bestehende Kausalzusammenhang wird jedoch bei schrittweiser Erhöhung von n auf 8 und 12 offensichtlich „verwässert“ und für $n = 12$ läßt sich die Nullhypothese bereits auf dem 5 %-Niveau nicht mehr verwerfen.

Nun hatten wir bereits in Teil II auf die Schwierigkeiten hingewiesen, die sich bei Anwendung des bivariaten *Granger*-Tests aus der Vernach-

Tabelle 3
F-Werte zum Test der Kausalität von \dot{w} zu \dot{y} , Periode flexibler Wechselkurse

Länder/ Schätzzeitraum	Maximale Verzögerung der exogenen Variablen			
	2	4	8	12
Kanada (73/2 - 80/3)	0.309 (25)	2.460 (23)	2.872* (19)	1.790 (15)
USA (73/2 - 80/3)	0.800 (25)	3.793* (23)	3.420* (19)	2.670* (15)
Großbritannien (73/2 - 80/3)	0.266 (25)	0.899 (23)	0.550 (19)	0.494 (15)
Japan (73/2 - 80/3)	2.096 (25)	1.800 (23)	0.996 (19)	0.767 (15)
BR Deutschland (73/2 - 80/3)	0.083 (25)	0.135 (23)	0.788 (19)	0.630 (15)
Schweiz (73/2 - 80/2)	0.518 (24)	0.314 (22)	0.399 (18)	0.585 (14)
Frankreich (73/2 - 80/3)	3.263 (25)	6.582** (23)	3.066** (19)	1.802 (15)
Italien (73/2 - 80/3)	0.251 (25)	1.142 (23)	1.400 (19)	1.202 (15)
Schweden (73/2 - 80/3)	0.637 (25)	1.244 (23)	1.354 (19)	0.767 (15)

Bemerkungen: Siehe Tabelle 1.

lässigung relevanter dritter Variablen ergeben können. Um unsere oben gemachten Bemerkungen zu dieser Frage zu wiederholen: Im bivariaten Modell festgestellte unikausale Zusammenhänge gelten auch für das erweiterte multivariate Modell. Impliziert das bivariate Modell dagegen Feedback, so kann ein Teil dieses Feedbacks eine aus der Vernachlässigung einer relevanten dritten Variablen resultierende Scheinbeziehung sein. Das Ergebnis ist in diesem Fall nicht auf das erweiterte ‚wahre‘ Modell übertragbar.

Für unsere Analyse bedeutet dies, daß wir überall dort, wo wir eine Kausalwirkung von \dot{w} zu \dot{y} festgestellt haben, überprüfen müssen, ob dieses Ergebnis nicht Teil eines möglichen Scheinfeedbacks ist. Die Ergebnisse der somit notwendigen Tests auf gegenläufige Kausalität von \dot{y} zu \dot{w} sind in Tabelle 4 zusammengefaßt. Nur für die USA ergibt sich bei Betrachtung des Gesamtzeitraums und bei Beschränkung der maximalen Verzögerung der exogenen Variablen auf 2 Quartale statistische Evidenz für gegenläufige Kausalität. Dies läßt zusammen mit dem Ergebnis aus Tabelle 1 die Möglichkeit offen, daß wir es hier mit einer Scheinfeedbackbeziehung zu tun haben,

Tabelle 4
F-Werte zum Test auf umgekehrte Kausalität von \dot{y} zu \dot{w}

Länder	Periode	Maximale Verzögerung der exogenen Variablen			
		2	4	8	12
Kanada	Flexible Wechselkurse	0.157 (25)	0.346 (23)	0.265 (19)	0.369 (15)
	Gesamtperiode	4.286* (53)	2.105 (51)	1.166 (47)	1.087 (43)
USA	Flexible Wechselkurse	3.249 (25)	1.464 (23)	0.742 (19)	0.563 (15)
	Fixe Wechselkurse	0.727 (23)	2.410 (21)	1.459 (17)	1.507 (13)
Schweiz	Gesamtperiode	0.275 (53)	0.367 (51)	1.192 (47)	0.792 (43)
	Flexible Wechselkurse	2.789 (25)	1.428 (23)	1.128 (19)	0.918 (15)
Italien					
Frankreich					

Bemerkungen: Siehe Tabelle 1.

die einer Überprüfung im weiteren, korrekt spezifizierten Modell nicht standhalten würde. Der für die anderen Länder und für die USA unter flexiblen Wechselkursen negative Ausgang des Tests auf Kausalität von \dot{y} zu \dot{w} bedeutet, daß wir es mit verläßlichen unikausalen Beziehungen von \dot{w} zu \dot{y} im Sinne von *Granger* zu tun haben.

IV. Diskussion und Einschätzung der empirischen Ergebnisse

Unter dem Gesichtspunkt, daß üblicherweise die Konjunktur in kleinen und offenen Volkswirtschaften als besonders sensibel bezüglich Schwankungen des realen Wechselkurses angesehen wird, sind die erzielten statistischen Ergebnisse verwirrend. So ergibt sich für die ausgeprägt außenhandelsabhängigen Staaten Großbritannien, Japan, Bundesrepublik Deutschland und Schweden keinerlei Evidenz für eine kausale Abhängigkeit (im Sinne der Definition von *Granger*) der Zuwachsrate der Industrieproduktion von Schwankungen des realen Wechselkurses. Für die Schweiz ist die vermutete Kausalität zwar für die Zeit fester Wechselkurse feststellbar, kurioserweise jedoch nicht für die Zeit flexibler Wechselkurse, in welcher der reale Außenwert des Schweizerfrankens derart massive Schwankungen erfuhr, daß sich die Schweizerische Nationalbank Ende 1978 genötigt sah, die Flexibilität des Schweizer Frankens durch Bekanntgabe eines Wechsel-

Tabelle 5
Zusammenfassung der Ergebnisse

Ist *Granger*-Kausalität von \dot{w} zu \dot{y} feststellbar?

Länder	Gesamtperiode	Periode fester Wechselkurse	Periode flexibler Wechselkurse
Kanada	nein	nein	ja
USA	ja?	nein	ja
Großbritannien	nein	nein	nein
Japan	nein	nein	nein
BR Deutschland	nein	nein	nein
Schweiz	nein	ja	nein
Frankreich	nein	nein	ja
Italien	ja	nein	nein
Schweden	nein	nein	nein

Ein Fragezeichen weist auf ein wegen vorhandenen Feedbacks vorläufiges Ergebnis hin. Endgültige Aussagen sind dann nur im Rahmen eines vollständigen Modells möglich.

kursziels zur DM drastisch zu reduzieren. Gut in das erwartete Bild passen dagegen die Ergebnisse für Kanada und Frankreich. Hier ist der vermutete Kausaleinfluß für den Zeitraum seit 1973 deutlich feststellbar. Unerwartet sind aber wiederum die für die USA erzielten Resultate. Zwar muß man hier aufgrund des in Teil III Gesagten für den Gesamtzeitraum ein Fragezeichen setzen, da die Möglichkeit einer Scheinfeedbackbeziehung besteht; für die Zeit flexibler Wechselkurse ergibt sich jedoch ein eindeutig unikausaler Zusammenhang, der von \dot{w} zu \dot{y} geht.

Wie sind nun diese Ergebnisse zu bewerten? Zunächst ist zu bedenken, daß sich der durchgeführte Test auf eine für die statistische Analyse vereinfachte Hypothese bezieht. Zwar wird der untersuchte Zusammenhang zwischen der Entwicklung des realen Wechselkurses und dem wirtschaftlichen Wachstum vor allem in der wirtschaftspolitischen Diskussion, häufig aber auch in formalen Modellen [Gärtner und Ursprung (1980)] auf eine ähnlich einfache Form reduziert, doch illustrieren primär verbale Diskussionen [z.B. Dürr (1980) oder Gutowski (1980)] häufig recht anschaulich die Komplexität der Zusammenhänge. Ein zentrales Problem könnte in diesem Zusammenhang darin bestehen, daß Abweichungen des realen Wechselkurses von seinem Gleichgewichtswert vermutlich nicht symmetrisch wirken: So dürfte eine durch Unterbewertung seiner Währung verbesserte Wettbewerbsposition des Referenzlandes zumindest in der kurzen und mittleren

Frist zunächst eher zu Preiserhöhungen als zu Mengenreaktionen führen. Dagegen sind aufgrund nach unten rigider Preise im Falle einer Verschlechterung der Wettbewerbsposition durch Überbewertung primär Mengenkontraktionen zu erwarten. *Turnovsky* (1981) hat weiter sehr deutlich herausgearbeitet, daß die Reaktion makroökonomischer Aggregate auf Wechselkursänderungen wesentlich von der Präzision der Erwartungen und von der erwarteten Dauer einer Paritätsänderung abhängt.

Auf statistischer Ebene werden die Ergebnisse durch mögliche Vorbehalte gegen die verwendeten Datenreihen, aber auch durch gewisse Grenzen der angewandten Methode relativiert. Was die Datenreihen angeht, so stellt sich vor allem die Frage, ob ein um die Konsumentenpreise bereinigter Wechselkurs ein angemessener Indikator für die Wettbewerbsposition eines Landes ist. Die aus theoretischer Sicht vorzuziehende Bereinigung mittels Großhandelspreisen oder Stückkosten [siehe *Gutowski* (1980)] hat allerdings in der Praxis enorme datentechnische Mängel [OECD (1978)]. Zu den bei der Berechnung effektiver Wechselkurse und der ausländischen Inflationsrate verwendeten Gewichten bieten sich natürlich Alternativen an. Diese dürften jedoch gegenüber den MERM-Gewichten eher Nachteile als Vorteile haben, vor allem deshalb weil die im vorliegenden Zusammenhang wesentliche Konkurrenzsituation auf Drittmarkten wohl nur im Rahmen eines multilateralen ökonometrischen Modells befriedigend erfaßt werden kann⁶.

Aus methodischer Sicht sind zwei Anmerkungen zu machen, die bei der Interpretation und Weiterverwendung der Testergebnisse zu berücksichtigen sind. Zu betonen ist zunächst, daß die verwendete Methode nur auf das Vorhandensein sogenannter „linear least-squares causality“ [*Granger* (1969)] testet. Dies hat unter anderem die wichtige Implikation, daß von der postulierten Linearität abweichende funktionale Zusammenhänge zwischen den untersuchten Zeitreihen nicht erfaßt werden. Der Gegenstand der zweiten Anmerkung wurde oben bereits angesprochen: Bei der Anwendung zeitreihenanalytischer Kausalitätstests ergeben sich verstärkt Scheinunabhängigkeiten [*Kirchgässner* (1981)]⁷, im Gegensatz zum Problem der Scheinkorrelation, mit dem man bei den üblicherweise zur Anwendung gelangenden ökonometrischen Verfahren konfrontiert wird. Die Ursache hierfür liegt in der etwa gegenüber ökonometrischen Verfahren höheren Sensitivität der

⁶ Eine knappe, aber informative Diskussion des Gewichtungsproblems findet sich bei *Gutowski* (1980).

⁷ Nach *Kirchgässner* (1981) gilt dies sowohl für das in der vorliegenden Arbeit verwendete *Granger*-Verfahren, als auch für die Testansätze von *Pierce* und *Haugh* (1977) und von *Sims* (1972).

zeitreihenanalytischen Methoden in bezug auf Meßfehler. Wenn Kausalbeziehungen festgestellt werden, geschieht das immer trotz vorhandener Meßfehler. Unabhängigkeiten können sich dagegen wegen vorhandener Meßfehler bzw. wegen Autokorrelation der Meßfehler ergeben und deshalb Scheinunabhängigkeiten sein. Aufgrund dieses „Bias“ zeitreihenanalytischer Kausalitätstests scheinen festgestellte Abhängigkeiten einen höheren Stellenwert zu haben als festgestellte Unabhängigkeiten. Letztere sind eher mit Zurückhaltung zu interpretieren und sollten sowohl an ihrer theoretischen Plausibilität als auch an mit alternativen empirischen Methoden erzielten Resultaten gemessen werden.

Zunächst mit einem Fragezeichen zu versehen sind aus den genannten Gründen beispielsweise die bei flexiblen Wechselkursen negativen Ergebnisse für die Schweiz, der kleinsten und offensten Volkswirtschaft in unserem OECD-Querschnitt. Ergänzt man die festgestellte Unabhängigkeit im Sinne von *Granger* jedoch durch Ergebnisse anderer, von der Fragestellung her vergleichbarer, ausnahmslos auf Regressionen zurückgreifender Studien für die Schweiz, so ergeben sich keine nennenswerten Widersprüche. *Schneider* (1980) kommt zum Ergebnis, daß Änderungen des realen Wechselkurses weder auf die Gesamtimporte noch auf einzelne Importzweige wirken. Für einzelne Exportzweige ergibt sich zwar eine Wirkung, doch zeigt sich diese in den Gesamtexporten schon nicht mehr. Dieses Resultat deckt sich auch mit den Schlüssen von *Berwert* und *Kleinewefers* (1978) und mit den Ergebnissen von *Ditzler*, *Koellreuter* und *Kugler* (1980). Letztere stellen eine zumindest langfristig bei Null liegende Elastizität der schweizerischen Güterexporte bezüglich des realen Wechselkurses fest. Etwas aus der Reihe fällt das von *Hunkeler* (1978) erzielte Ergebnis, daß schweizerische Importeure auf Änderungen des realen Wechselkurses reagieren. Ein direkter Widerspruch zu unseren eigenen, sich auf ein Aggregat beziehenden Schlußfolgerungen besteht allerdings nicht. Insgesamt fügt sich das Ergebnis des *Granger*-Tests also recht gut in das sich bisher für die Schweiz bietende Bild ein. Eine Erklärung für die offensichtliche Robustheit des schweizerischen Wirtschaftswachstums gegenüber Veränderungen der Wettbewerbsfähigkeit könnte man im hohen, in manchen Bereichen vielleicht konkurrenzlosen Qualitätsstandard sehen. Diese Erklärung wäre auch noch auf Deutschland übertragbar. Für Japan etwa müßte man dagegen sicherlich nach einer anderen Erklärung suchen. Das alles bewegt sich jedoch weitgehend im Bereich der Spekulationen. Ein fundierter Erklärungsversuch würde eine ausführliche disaggregierte Analyse eines jeden einzelnen Landes erfordern. Dies ist jedoch in der vorliegenden Arbeit weder beabsichtigt noch durchführbar.

Für die USA, die sich an dem der Schweiz gegenüberliegenden Ende unseres 9-Länder-Spektrums befinden, ergeben sich aus den Testergebnissen interessante Einsichten. Aus theoretischen Erwägungen im Sinne des eingangs erwähnten Überschießens des Wechselkurses hätte man für diesen Prototyp einer großen, relativ geschlossenen Volkswirtschaft allenfalls eine Reaktion des realen Wechselkurses auf Outputschwankungen erwartet, jedoch kaum eine meßbare Reaktion des Outputs auf Veränderungen des realen Wechselkurses. Nun ergibt der *Granger*-Test bei flexiblen Wechselkursen einseitige Kausalität in entgegengesetzter Richtung, von w zu y . Gleichgültig ob man diese Umkehrung gegenüber den theoretischen Erwartungen durch Antizipation der Akteure erklären will oder die Ergebnisse schlicht für unplausibel hält, es ergeben sich jedenfalls schwerwiegende und weitreichende Konsequenzen für praktisch alle in den letzten fünf Jahren geschätzten Wechselkursmodelle. In diesen Modellen tritt der reale Output ausnahmslos als exogene Variable auf⁸. Da in der Regel bilaterale Wechselkurse zum Dollar erklärt werden, wird der Output des betreffenden Landes immer in Relation zum amerikanischen Output gesetzt. Letzterer jedoch ist, wie sich aus unseren Tests ergibt, eine ökonometrisch endogene Variable. Es ist somit zu befürchten, daß die genannten Wechselkursmodelle durchweg fehlspezifiziert sind und Resultate von allenfalls beschränktem Wert liefern⁹.

Anhang

1. Datenspezifikation

Das bei der Berechnung des realen Wechselkurses W_{it} nach Gleichung (3) verwendete ausländische Preisniveau P_{it}^* wurde für jedes Land als gewichtetes geometrisches Mittel aus den Konsumentenpreisindizes der übrigen 13 OECD-Länder berechnet. Die Formel lautet somit

$$P_{it}^* = \prod_{j=1}^{14} P_{jt}^{\lambda_{ij}} \quad \begin{aligned} \lambda_{ij} &= 0 \quad \text{für } i = j \\ \prod_{j=1}^{14} \lambda_{ij} &= 1 \quad \text{für alle } i \end{aligned}$$

⁸ Beispiele für ein solches Vorgehen sind *Bernholz* und *Kugler* (1979), *Frankel* (1979), *Gärtner* und *Ursprung* (1981).

⁹ Zu einem ähnlichen Schluß, wenn auch mit anderen Methoden, kommen z.B. *Kugler* (1981) für Deutschland und die Schweiz oder *Heri* (1982) für den Schweizer Franken gegenüber den Währungen von Deutschland, Frankreich, Italien, England und den USA. Multivariate Testansätze führen in diesen Arbeiten zum Ergebnis, daß die Wechselkurse nicht durch die exogenen Variablen üblicher Wechselkursmodelle ‚verursacht‘ werden. Vielmehr scheint Kausalität vom Wechselkurs zu diesen ‚exogenen‘ Variablen vorzuliegen.

wobei j über 14 OECD-Länder läuft und λ_{ij} das Gewicht des Konkurrenzlandes j aus der Sicht des Referenzlandes i angibt. Da der statistische Test nur für 9 der 14 in den Index eingehende Länder durchgeführt werden kann, ist die Gewichtematrix $[\lambda_{ij}]$ eine 9×14 Matrix. Tabelle 6 entspricht $[\lambda_{ij}]'$.

Tabelle 6
Gewichte zur Berechnung des realen Wechselkurses (in Prozent)

Bezugsland \ Konkurrenzendes Land	Kanada	USA	Großbritannien	Japan	BR Deutschland	Schweiz	Frankreich	Italien	Schweden
Kanada	0	30,0	7,0	10,6	2,8	3,1	2,4	2,9	3,2
USA	63,7	0	21,7	46,8	14,1	13,7	10,7	14,6	11,3
Großbritannien	8,4	10,2	0	9,1	8,1	10,3	8,4	7,3	16,9
Japan	10,4	16,5	7,4	0	4,5	6,3	4,2	4,4	3,7
BR Deutschland	5,3	12,3	14,5	10,7	0	20,7	26,6	27,9	16,3
Schweiz	0,8	2,5	5,3	2,2	6,8	0	5,8	5,2	3,7
Frankreich	2,4	7,4	9,7	5,0	16,3	12,0	0	17,2	7,8
Italien	2,5	5,6	6,1	4,0	10,7	10,4	13,7	0	5,1
Schweden	0,9	2,2	6,1	1,8	4,6	4,3	2,5	2,2	0
Belgien	1,9	4,3	6,6	3,1	10,5	4,4	13,2	6,5	4,9
Niederlande	2,0	6,0	7,3	3,5	11,8	4,7	8,4	7,1	6,0
Österreich	0,3	0,8	2,0	0,9	5,5	6,0	1,5	2,6	2,2
Dänemark	0,5	1,2	3,5	1,0	2,5	2,3	1,4	1,2	9,4
Norwegen	0,9	0,9	2,8	1,3	1,7	1,8	1,1	0,9	9,4
Summe	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Quelle: OECD (1978).

In analoger Weise wurde der in Gleichung (3) weiter benötigte effektive Wechselkurs für das Land i als gewichtetes geometrisches Mittel aus den bilateralen Wechselkursen E_{ijt} gegenüber den Währungen der übrigen 13 OECD-Länder berechnet:

$$E_{it} = \prod_{j=1}^{14} E_{ijt}^{\lambda_{ij}} \quad \lambda_{ij} = 0 \text{ für } i = j$$

2. Datenquellen

P = Konsumentenpreisindizes.

Quelle: OECD, Main Economic Indicators, verschiedene Jahre.

E = Bilaterale Wechselkurse.

Quelle: OECD, Main Economic Indicators, verschiedene Jahre.

Y = Indizes der Industrieproduktion (saisonbereinigt).

Quelle: IWF, International Financial Statistics, verschiedene Jahre.

Literatur

Bernholz, P. und Kugler, P.: „Ein Versuch zur Erklärung von Wechselkursbewegungen“, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Bd. 115 (Oktober 1979). – *Berwert, P. und Kleinewfers, H.:* Empirische Untersuchungen über die schweizerische Wettbewerbsfähigkeit und Außenhandelsstruktur 1967 bis 1977. Forschungsbericht zuhanden der Expertengruppe „Wirtschaftslage“ (Bern: Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement 1978). – *Ditzler, Ch., Koellreuther, Ch. und Kugler, P.:* „Einige empirische Ergebnisse bezüglich des Einflusses des Wechselkurses auf die schweizerische verarbeitende Industrie“, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Bd. 116 (Juni 1980). – *Dornbusch, R.:* „Expectations and Exchange Rate Dynamics“, Journal of Political Economy, Vol. 84 (December 1976). – *Dürr, E.:* „Der Einfluß des Wechselkurses auf das Wirtschaftswachstum“, in: Theorie und Politik der internationalen Wirtschaftsbeziehungen, herausgegeben von K. Borchardt und F. Holzheu (Stuttgart: Gustav Fischer Verlag 1980). – Federal Reserve Bank of Minneapolis (Ed.): New Methods of Business Cycle Research: Proceedings from a Conference (Minneapolis 1977). – *Frankel, J. A.:* „On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials“, American Economic Review, Vol. 69 (September 1979). – *Gärtner, M. und Ursprung, H. W.:* „A Structural Model of Price and Exchange Rate Dynamics in a Small Open Economy“, Zeitschrift für Nationalökonomie, Vol. 40 (No. 3 - 4, 1980). – *Gärtner, M. und Ursprung, H. W.:* „An Empirical Analysis of a Scandinavian Exchange Rate Model“, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 83 (No. 1, 1981). – *Granger, C. W. J.:* „Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods“, Econometrica, Vol. 37 (1969). – *Granger, C. W. J. und Newbold, P.:* Forecasting Economic Time Series. (New York: Academic Press 1977). – *Gutowski, A.:* „Realer Wechselkurs, Wettbewerbsfähigkeit und Beschäftigung – Zur Schlüsselrolle der Geldpolitik“, in: Theorie und Politik der internationalen Wirtschaftsbeziehungen, herausgegeben von K. Borchardt und F. Holzheu (Stuttgart: Gustav Fischer Verlag 1980). – *Heri, E. W.:* „Bestimmungsgründe kurzfristiger Wechselkursfluktuationen“. (Hamburg: Weltarchiv 1982). – *Hunkeler, J.:* Flexible Exchange Rates and International Trade – Swiss Foreign Trade in a Changing Monetary Environment (1968–1975). (Bern: Peter Lang 1978). – *Kirchgässner, G.:* Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen – Darstellung und Kritik. (Göttingen: Vandenhoeck und Ruprecht 1981). – *Kugler, P.:* „Sources of Exchange Rate Fluctuations: Some Empirical Evidence“, Diskussionspapier Nr. 54, Universität Basel, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (Januar 1981). – *Niehans, J.:* „Exchange Rate Dynamics with Stock/Flow Interaction“, Journal of Political Economy, Vol. 85

(December 1977). – OECD Economic Outlook: Occasional Studies, the International Competitiveness of Selected OECD Countries, Data Supplement (July 1978). – *Pierce, D. A. und Haugh, L. D.*: „Causality in Temporal Systems, Characterizations and a Survey“, *Journal of Econometrics*, Vol. 10 (1977). – *Sargent, T. J.*: „A Classical Macroeconometric Model of the United States“, *Journal of Political Economy*, Vol. 84 (1976). – *Sargent, T. J.*: *Macroeconomic Theory* (New York: Academic Press 1979). – *Schneider, F.*: „Der Einfluß der realen Aufwertung des Schweizer Frankens auf Export, Import und Beschäftigung in der Schweiz“, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, Heft 7 (Juli 1980). – *Sims, C. A.*: „Money, Income, and Causality“, *American Economic Review*, Vol. 62 (1972). – *Sims, C. A.*: „Exogeneity and Causal Ordering in Macroeconomic Models“, in: *Federal Reserve Bank of Minneapolis* (Ed.) (1977). – *Turnovsky, S. J.*: „The Effects of Devaluation and Foreign Price Disturbances Under Rational Expectations“, *Journal of International Economics*, Vol. 11 (February 1981).

Zusammenfassung

Konjunktur und realer Wechselkurs Eine Kausalitätsanalyse für neun OECD-Länder

Die vorliegende Arbeit untersucht das vor allem in der wirtschaftspolitischen Diskussion oft vertretene Argument, Schwankungen des realen Wechselkurses seien für außenhandelsabhängige Länder eine wesentliche Bestimmungsgröße der Konjunkturentwicklung. Mit einem auf *Granger* (1969) zurückgehenden zeitreihenanalytischen Kausalitätstest werden für neun OECD-Länder Ergebnisse erzielt, die sich kaum in das Muster einfügen, das die übliche theoretische Argumentation liefert. Für einige kleine, offene Länder ist nämlich die Hypothese einer kausalen Abhängigkeit der Konjunktur vom realen Wechselkurs zu verwerfen. Allerdings zeigt sich am Beispiel der Schweiz, daß sich dieses unerwartete Ergebnis mit den Resultaten vorliegender ökonometrischer Studien deckt. Für ein großes, weniger offenes Land wie die USA sprechen dagegen die statistischen Tests für die Existenz der untersuchten Kausalbeziehung. Wenn auch eine theoretische Begründung dieses Resultats schwerfällt, so hat zumindest die Endogenität der Konjunkturentwicklung in den USA eine eindeutige und schwerwiegende Implikation: Die Spezifikation empirischer Wechselkursmodelle muß neu überdacht und gegenüber der heute gängigen Form verändert werden.

Summary

The Trade Cycle and Real Exchange Rates A Causality Analysis for Nine OECD Countries

This study examines the argument often advanced especially in the economic policy debate that fluctuations of the real exchange rates are an important determinant of trade cycle trends for countries dependent on foreign trade. With a causality test based on time-series analysis, which was developed by *Granger* (1969), results are

obtained for nine OECD countries, which hardly fit into the pattern derived with conventional theoretical argumentation. For some small, open countries, the hypothesis of causal dependence of the trade cycle on real exchange rates must be rejected. The example of Switzerland, however, shows that this unexpected result coincides with the results of available econometric studies. In the case of a large, less open country like the USA, in contrast, the statistical tests speak in favour of the existence of the investigated causal relationship. Although theoretical substantiation of this result is difficult, at least the endogeneity of cyclical trends in the USA has an unequivocal and weighty implication – the specification of empirical exchange rate models must be reappraised and their currently conventional form must be modified.

Résumé

Conjoncture et taux réel de change – Une analyse de causalité pour neuf pays de l'OCDE

Le présent travail examine l'argument fréquemment développé dans le débat de politique économique suivant lequel les fluctuations du taux réel de change sont pour les pays fortement dépendants de leur commerce extérieur une grandeur essentielle de détermination de l'évolution de la conjoncture. A l'aide d'un test de causalité analytique chronologique emprunté à *Granger* (1969), l'on obtient pour neuf pays de l'OCDE des résultats difficilement insérables dans le modèle fourni par l'argumentation théorique d'usage. En fait, pour certains petits pays ouverts, l'hypothèse pour la conjoncture d'une dépendance causale du taux réel de change est à écarter. L'exemple de la Suisse montre néanmoins que cette conclusion inattendue coïncide avec les résultats d'études économétriques existantes. Pour un grand pays moins ouvert, comme les Etats-Unis, les tests statistiques plaident en revanche pour l'existence de la relation causale examinée. Même s'il est malaisé de motiver théoriquement ce résultat, l'endogénéité de l'évolution de la conjoncture aux USA à au moins une implication claire et lourde de conséquences: la spécification de modèles empiriques de taux de change doit être repensée et rectifiée.