

# Wechselkursstabilisierung und Währungs Kooperation

Von

Eduard J. Bomhoff, Emil-Maria Claassen,  
Reinhard Pohl, Rüdiger Pohl, Manfred Willms

Herausgegeben von Armin Gutowski †  
mit einem Vorwort von Jürgen Siebke



**Duncker & Humblot · Berlin**

**Schriften des Vereins für Socialpolitik**  
**Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften**  
**Neue Folge Band 172**

**SCHRIFTEN DES VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK**

**Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften**

**Neue Folge Band 172**

---

**Wechselkursstabilisierung  
und Währungs Kooperation**



**Duncker & Humblot · Berlin**

# Wechselkursstabilisierung und Währungs Kooperation

Von

Eduard J. Bomhoff, Emil-Maria Claassen,  
Reinhard Pohl, Rüdiger Pohl, Manfred Willms

Herausgegeben von Armin Gutowski †  
mit einem Vorwort von Jürgen Siebke



**Duncker & Humblot · Berlin**



CIP-Titelaufnahme der Deutschen Bibliothek

**Wechselkursstabilisierung und Währungs Kooperation** / von  
Eduard J. Bomhoff ... Hrsg. von Armin Gutowski. Mit e.  
Vorw. von Jürgen Siebke. — Berlin : Duncker u. Humblot, 1988  
(Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts-  
und Sozialwissenschaften ; N.F., Bd. 172)  
ISBN 3-428-06433-X  
NE: Gutowski, Armin [Hrsg.]; Bomhoff, Eduard J. [Mitverf.];  
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften: Schriften des  
Vereins ...

Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen  
Wiedergabe und der Übersetzung, für sämtliche Beiträge vorbehalten

© 1988 Duncker & Humblot GmbH, Berlin 41

Satz: Hagedornsatz, Berlin 46

Druck: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin 61

Printed in Germany

ISBN 3-428-06433-X

## Vorwort

Die in diesem Band der „Schriften des Vereins für Socialpolitik“ vorgelegten Referate wurden auf der 17. Sitzung des Ausschusses für Geldtheorie und Geldpolitik am 6. und 7. Februar 1987 in Frankfurt vorgetragen und diskutiert. *Armin Gutowski* hat als Ausschußvorsitzender die Sitzung vorbereitet und geleitet und die Herausgabe des Bandes unter dem Titel „Wechselkursstabilisierung und Währungs Kooperation“ besorgt. Die Veröffentlichung konnte er nicht mehr erleben. *Armin Gutowski* verstarb am 29. November 1987. Er hinterläßt eine schmerzliche Lücke im Ausschuß für Geldtheorie und Geldpolitik. Das wissenschaftliche Interesse von *Armin Gutowski* galt stets den aktuellen Problemen der internationalen Wirtschaftsbeziehungen und deren theoretischer Durchdringung, um zu wirtschaftspolitisch realisierbaren Empfehlungen und Lösungsvorschlägen zu gelangen. Die hier vereinigten theoretischen und empirischen Beiträge spiegeln ganz dieses sein Interesse wider.

*Rüdiger Pohl* formuliert in seiner Arbeit „Wohlfahrtstheoretische Aspekte der internationalen geldpolitischen Kooperation“ eine spieltheoretische Analyse. Grundlage bildet ein stochastisches Makromodell mit rationalen Erwartungen. Die wohlfahrtstheoretischen Aspekte werden dadurch integriert, daß das Geld nicht neutral ist und mithin ein Land in der Lage ist, durch Variation der nominalen Geldmenge über eine Beeinflussung des realen Wechselkurses Wohlfahrtsgewinne auf Kosten anderer Länder zu erzielen. Auch wenn unter diesen Prämissen bei exogenen Störungen ein kooperatives Verhalten der Notenbanken nicht-kooperativen Strategien pareto-überlegen ist, kann gleichwohl die geldpolitische Kooperation vergleichsweise stärkere reale Wechselkursbewegungen hervorrufen. Das Fazit dieser Analyse liegt auf der Hand: Man darf in einem System flexibler Wechselkurse „aus der Beobachtung realer Wechselkursschwankungen nicht unbedingt auf unkoordiniertes Verhalten“ schließen, und „die Stabilität des realen Wechselkurses (kann) nicht grundsätzlich das Ziel internationaler geldpolitischer Kooperation sein“ (Seite 28). Die letztere theoretische Aussage ist insofern interessant, als in der aktuellen Diskussion auf währungspolitischer Ebene ein Handlungsbedarf für eine internationale Währungs Kooperation deshalb gesehen wird, weil die realen Wechselkurse der wichtigsten westlichen Industrieländer einer persistenten ungleichgewichtigen Bewegung (misalignment) unterliegen würden. Die im einzelnen geltend gemachten Begründungen zeigt *Manfred Willms* in seiner Analyse der „Ansätze zur Währungs Kooperation und Wechselkursstabilisierung“ auf. In einer detailliert vergleichenden Auseinander-

setzung mit den währungspolitischen Reformvorstellungen werden deren gemeinsame Schwächen herausgearbeitet; so u. a. die mangelnde operationale Gewichtung der fundamentalen Determinanten des gleichgewichtigen Wechselkurses und der Optimismus in den politischen Willen der betroffenen Länder, sich außerwirtschaftlichen Notwendigkeiten binnenwirtschaftlich unterzuordnen. In einem Kommentar zu dieser Schlußfolgerung unterstreicht *Emil-Maria Claassen*, daß die Forschung gefordert ist herauszufinden, ob tatsächlich ein misalignment vorliegt oder nicht möglicherweise den Reformvorschlägen der Boden entzogen ist, weil die zu beobachtenden trendmäßigen Entwicklungen des realen Wechselkurses doch dem fundamentalen Gleichgewichtskurs entsprechen.

Genau dieser Forderung, empirisch den Determinanten des Wechselkurses nachzugehen, entsprechen die Beiträge „Ein empirischer Versuch zu Erklärung der Dollarkurstendenz“ von *Reinhard Pohl* und „The Dollar-Yen Exchange Rate“ von *Eduard J. Bomhoff*. *Pohl* kombiniert zur Erklärung des Außenwertes der D-Mark gegenüber dem US-Dollar in seiner Regressionsanalyse die Kaufkraftparitätentheorie mit dem erwarteten Realzinsgefälle zwischen beiden Ländern und der geplanten Länge der Anlageperiode einer Investition in Auslandswährungseinheiten. *Bomhoff* erklärt die Differenz aus dem Kassakurs und dem Terminkurs der Vorperiode aus unerwarteten Entwicklungen der Inflationsraten sowie der Realzinsen als Träger neuer Informationen und einer Risikoprämie. Methodisch werden verschiedene Kalman-Filter-Verfahren angewendet, um die nicht beobachtbaren exogenen Variablen zu ermitteln und Veränderungen der Parameterwerte des Modells zuzulassen. Beide Arbeiten ergeben, daß Veränderungen der Realzinsen beträchtliche und anhaltende Abweichungen des Wechselkurses von der Kaufkraftparität auszulösen vermögen. *Bomhoff's* bedeutsames zusätzliches Ergebnis ist, daß die Existenz einer Risikoprämie in einem bilateralen Wechselkurs nicht mehr vernachlässigt werden darf. Diese Resultate haben weitreichende Konsequenzen: Devisenmarktinterventionen zur Stabilisierung der Wechselkurse müssen fehlschlagen, und die Abschätzung gleichgewichtiger Wechselkurszielzonen erscheinen außerordentlich schwierig, denn es liegen zu wenig Informationen über die Erwartungen der Vermögensanleger und über die Ertrags- und Risikostrukturen ihrer Portefeuilles vor. Die empirische Evidenz stützt damit die in den theoretischen Arbeiten anklingende Skepsis über Zielsetzungen und Effizienz von Wechselkursstabilisierungen und Währungskooperationen.

Jürgen Siebke

## Inhalt

Wohlfahrtstheoretische Aspekte der internationalen geldpolitischen Kooperation Von <i>Rüdiger Pohl</i> , Hagen .....	9
Ansätze zur Währungs Kooperation und Wechselkursstabilisierung Von <i>Manfred Willms</i> , Kiel .....	37
Kommentar zu Manfred Willms' „Ansätze zur Währungs Kooperation und Wechselkursstabilisierung“ Von <i>Emil-Maria Claassen</i> , Florenz .....	59
Ein empirischer Versuch zur Erklärung der Dollarkurstendenz Von <i>Reinhard Pohl</i> , Berlin .....	61
The Dollar-Yen Exchange Rate Von <i>Eduard J. Bomhoff</i> , Rotterdam .....	87



# Wohlfahrtstheoretische Aspekte der internationalen geldpolitischen Kooperation

Von *Rüdiger Pohl*, Hagen

## I. Vorbemerkungen und Abgrenzungen

Die zentrale These der monetären Kooperationstheorie lautet, daß eine geldpolitische Kooperation im Rahmen der internationalen Währungspolitik im Vergleich zu einem nicht-kooperativen Verhalten der Notenbanken pareto-überlegen ist, also allen beteiligten Ländern einen Wohlfahrtsgewinn ermöglicht. Allerdings — und hierin liegt die Problematik — gibt es für jede Notenbank Anreize, die kooperative Strategie zu verlassen und den Versuch zu unternehmen, auf Kosten des Auslands Wohlfahrtsvorteile zu erzielen. Insofern besteht das währungspolitische Hauptproblem in der Durchsetzung von „Wohlverhalten“, also die kooperative Strategie nicht nur zu vereinbaren, sondern auch tatsächlich zu realisieren.

Der grundlegende Beitrag zu diesem Themenbereich stammt von Niehans bereits aus dem Jahre 1968. Niehans hat einen Optimierungsansatz für die Geld- und Fiskalpolitik in der offenen Wirtschaft, bezogen auf ein System fester Wechselkurse, vorgelegt. Nachdem Hamada (1974) diesen Ansatz auf ein System flexibler Wechselkurse übertragen hatte, klang das Interesse an diesem Thema zunächst merklich ab. Dies änderte sich in den achtziger Jahren schlagartig. Eine wahre Flut von Beiträgen über internationale wirtschaftspolitische Kooperation setzte ein<sup>1</sup>. Daß das Thema nach langer Zeit wieder auf so großes Interesse stieß, ist wohl mit den zwischenzeitlich gesammelten Erfahrungen im System flexibler Wechselkurse zu erklären. Die Einführung flexibler Kurse in den siebziger Jahren war in Politik und Wirtschaftswissenschaft allenthalben mit der Vorstellung verbunden, dadurch würden die Länder wirtschaftspolitisch voneinander weitgehend abgeschottet, so daß geldpolitische Aktivitäten sich nur im Lande, aber nicht auf das Ausland übertragen würden. Ein internationales Koopera-

---

<sup>1</sup> Hervorzuheben sind insbesondere die Sammelbände von *Buiter / Marston* (1985) über „International Economic Policy Coordination“, hier insbesondere die Beiträge von *Corden* (1985), *Currie / Levine* (1985), *Oudiz / Sachs* (1985), *Müller / Salmon* (1985) sowie von *Merlini* (1984) über „Economic Summits and Western Decision Making“, hier besonders die Beiträge von *Pelkmans* (1984) und *Putnam* (1984). Weiter sei verwiesen auf *Brand-sma / Hallet* (1986), *Branson* (1986), *Laskar* (1986), *Taylor* (1985) und den Review-Artikel von *Cooper* (1985).

tionsproblem würde sich insoweit nicht stellen. Inzwischen ist empirische Evidenz gewonnen und theoretische Erkenntnis gesammelt worden, daß auch bei flexiblen Wechselkursen Störübertragungen zwischen den Ländern stattfinden, insoweit also keineswegs eine vollständige Abschottung wirtschaftspolitischer Maßnahmen vorliegt. Damit stellt sich auch wieder das Kooperationsproblem.

Auch die neuere Literatur zum Kooperationsproblem bestätigt grundsätzlich die Niehans/Hamada-Ergebnisse über die Zweckmäßigkeit geldpolitischer Kooperation. Dabei verwenden die neueren Beiträge einen zeitgemäßen analytischen Rahmen, nämlich stochastische Makromodelle mit rationalen Erwartungen. Die Fragestellung ist insoweit erweitert worden, daß auch spezielle Themen, etwa die Kooperation bei der Reaktion auf Schocks, untersucht werden. Zugleich sind mit den Auswertungen der Weltwirtschaftsgipfel verstärkt auch politologische Aspekte in die Überlegungen einbezogen worden.

Im folgenden werden zunächst die modelltheoretischen Grundlagen für die Analyse kooperativer und nicht-kooperativer Geldpolitik bei flexiblen Wechselkursen dargestellt (Abschnitt II). Daß Geldpolitik überhaupt Wohlfahrtseffekte haben kann, wie dabei unterstellt wird, steht in einer gewissen Spannung zur sonstigen monetären Makroökonomik, die ja eher von der (langfristigen) Neutralität systematischer Geldpolitik ausgeht. Aus diesem Grunde werden in einem weiteren Abschnitt (III) die Existenzbedingungen für das Kooperationsproblem ausführlich untersucht. Es werden dabei auch Bedingungen herausgearbeitet, unter denen kooperative und nicht-kooperative Formen der Geldpolitik identische Ergebnisse haben. In Abschnitt IV werden kooperative und nicht-kooperative Reaktionen auf Störungen in der Wirtschaft untersucht. Hierbei geht es vor allem um die Frage, welchen Einfluß die Reaktionsform auf die Bewegungen der realen Wechselkurse hat. Zugleich wird geprüft, inwieweit Störungen, die nur in einem Land auftreten, auch zu Anpassungslasten im Ausland führen.

## II. Modelltheoretische Grundlagen

### 1. Das Basismodell

Das in diesem Abschnitt entwickelte Zwei-Länder-Modell beschreibt eine weltwirtschaftliche Struktur, in der ein Land auf Kosten des anderen Wohlfahrtsgewinne erzielen kann. Der Mechanismus besteht darin, daß ein Land über restriktive Geldpolitik eine reale Aufwertung seiner Währung herbeiführt. Durch die Aufwertung wird der Trade-off in diesem Land so verlagert, daß das Land tendenziell bei niedrigerem Preisniveau einen höheren Output erzielen kann. Die gesellschaftliche Wohlfahrt, die vom Output und Preisniveau bestimmt wird, steigt. In dem anderen Land treten wegen der dortigen Abwertungseffekte die gegenteiligen Wirkungen auf.



Da jedes Land so auf Kosten des anderen einen Vorteil anstreben kann und dies bei nicht-kooperativem Verhalten auch versuchen wird, entsteht zwischen den Ländern eine Konfliktsituation. Es kommt zu einem Aufwertungswettlauf durch gegenseitiges Überbieten restriktiver Geldpolitik. Vorteile erlangt dabei kein Land, da sich die gegenseitigen Restriktionsmaßnahmen in ihrer Wirkung auf den realen Wechselkurs letztlich kompensieren. Aber es kommt in diesem Wettlauf zu einer übermäßigen geldpolitischen Restriktion, die sich in beiden Ländern wohlfahrtseinschränkend auswirkt. Daher ist für beide Länder eine Kooperation in dem Sinne vorteilhaft, daß geldpolitische Restriktion mit dem Ziel einer Aufwertung unterlassen wird. Statt dessen sollen die Länder die monetären Variablen so abstimmen, daß sie den gemeinsamen Nutzen maximieren.

Das Problem besteht allerdings in der Brüchigkeit der Kooperationsvereinbarung. Durch Bruch des Kooperationsabkommens (verabredungswidrige restriktive Geldpolitik) kann ein Land seine Lage verbessern, sofern das andere Land die Kooperationsvereinbarung erfüllt (also die vereinbarte Geldmenge weiterhin realisiert). Somit ist weniger der Abschluß das Problem, sondern die Durchführung und Wahrung der Kooperationsvereinbarung.

Für die modelltheoretische Analyse wird ein stochastisches Zwei-Länder-Modell mit symmetrischer Struktur beider Länder verwendet. Es werden flexible Wechselkurse und unbeschränkter Kapitalverkehr unterstellt. Erwartungen werden rational gebildet. Das Modell besteht aus den Gleichungen (1) bis (8).

(1)	$y_t = \tau \lambda [p_t - E_t(p_t)] + \tau(1 - \lambda)p_t - \tau \lambda \theta E_t(q_t) + u_t$	Angebot
(2)	$y_t = -\phi [i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)] + \varphi q_t + x_t$	Nachfrage
(3)	$m_t = p_t + y_t - \mu i_t$	Geldmarkt
(4)	$y_t^* = \tau \lambda [p_t^* - E_t(p_t^*)] + \tau(1 - \lambda)p_t^* + \tau \lambda \theta E_t(q_t) + u_t^*$	Angebot (*)
(5)	$y_t^* = -\phi [i_t^* - E_t(p_{t+1}^* - p_t^*)] - \varphi q_t + x_t^*$	Nachfrage (*)
(6)	$m_t^* = p_t^* + y_t^* - \mu i_t^*$	Geldmarkt (*)
(7)	$i_t = i_t^* + E_t(e_{t+1} - e_t)$	Zinsparität
(8)	$q_t = e_t + p_t^* - p_t$	Definition des realen Wechselkurses

#### Symbole

$y$	Output
$p$	Preisniveau (des heimischen Outputs)
$i$	Nominalzins
$q$	realer Wechselkurs ( $\Delta q > 0$ : reale Abwertung der Inlandswährung)
$e$	nominaler Wechselkurs (Summe inländischer Währung je Einheit ausländischer Währung)
$m$	nominale Geldmenge
$\lambda$	Elastizität des Nominallohns bezüglich des Konsumentenpreisniveaus ( $0 \leq \lambda \leq 1$ )

- $\theta$             Gewicht des ausländischen Preisniveaus im inländischen Konsumentenpreisindex ( $0 \leq \theta \leq 1$ )
- $u, x$             stochastische Störung ( $Eu = Ex = 0$ ;  $\sigma_u^2, \sigma_x^2 = cst$ )
- $E_t(Z_{t+i})$     Erwartungswert, datiert zum Beginn von Periode  $t$ , für  $Z$  in  $t+i$ .
- \* Indizierung für ausländische Variable

endogene Variable:  $y, p, i, y^*, p^*, i^*, q, e$

exogene Variable:  $m, m^*$  (Annahme  $Em, Em^* = \text{konstant}$ )

Alle Variablen bis auf den Zinssatz sind Logarithmen und Abweichungen vom jeweiligen Gleichgewichtswert. Die Gleichungen über die Güternachfrage (Abhängigkeit der Güternachfrage vom Realzins und dem realen Wechselkurs, vgl. (2) und (5)) und den Geldmarkt (Abhängigkeit der Geldnachfrage vom Nominaleinkommen und vom Nominalzins, vgl. (3) und (6)) entsprechen den in der Literatur üblichen Ansätzen.<sup>2</sup> Dagegen weicht die Angebotsfunktion ((1), (4)) ab. Meist wird der Output als nachfragebestimmt behandelt.<sup>3</sup> Hier wird dagegen eine explizite Angebotsfunktion verwendet, wie sie in der monetären Makroökonomik üblich ist.<sup>4</sup> Zudem läßt die explizite Berücksichtigung der Angebotsfunktion in Abschnitt III eine präzisere Beschreibung der Existenzbedingungen für das Kooperationsproblem zu.

Hinter dieser Angebotsfunktion — eine Erweiterung der Lucas-Angebotsfunktion für die offene Wirtschaft — steht die Annahme, daß der inländische Nominallohn mit der Elastizität  $\lambda$  auf den erwarteten inländischen Konsumentenpreisindex reagiert. In den inländischen Konsumentenpreisindex gehen dabei der inländische Outputpreis mit einem Gewicht  $(1 - \theta)$  und der ausländische Outputpreis mit einem Gewicht  $\theta$  ein.<sup>5</sup> Würde das Auslandspreisniveau im heimischen Preisindex keine Rolle spielen ( $\theta = 0$ ) und wäre die Preiselastizität des Nominallohns  $\lambda = 1$ , so erhielte man die herkömmliche Lucas-Angebotsfunktion.

Mit (7) wird die Gültigkeit der Zinsparität unterstellt. Risikoprämien, die bei Auslandsanlagen eine Rolle spielen könnten, werden hier vernachlässigt. Gleichung (8) enthält eine Definition für den realen Wechselkurs. Ausdrücklich muß darauf hingewiesen werden, daß die Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie ( $q = 0$ ) hier nicht a priori unterstellt wird. Würde man neben der Zinsparitätä-

<sup>2</sup> Vgl. z. B. *Laskar* (1986), *Cooper* (1985), *Currie/Levine* (1985, hier mit Einbeziehung von Vermögens-effekten und Besteuerung), *Oudiz/Sachs* (1985).

<sup>3</sup> Jedoch werden spezifische Annahmen über das Angebot in der Weise gemacht, daß mit einem konstanten Inlandspreis (*Cooper* (1985)) oder konstanten Reallöhnen (*Oudiz/Sachs* (1985)) gearbeitet wird. Darüber hinaus wird der Preisindex in Abhängigkeit von Inlands- und Auslandspreisen mit festen Gewichten behandelt (vgl. *Cooper* (1985), *Oudiz/Sachs* (1985), *Currie/Levine* (1985), *Laskar* (1986)).

<sup>4</sup> Vgl. etwa *Parkin* (1978), *Melvin* (1985), *Pohl* (1987).

<sup>5</sup> Die Angebotsfunktion ergibt sich aus dem reallohnabhängigen Output  $y = -\tau(w - p)$ , der preisabhängigen Lohnbildung  $w = \lambda \cdot p_c^e$  und der Definition für den inländischen Konsumentenpreisindex  $p_c = (1 - \theta)p + \theta(p^* + e)$ .

tentheorie auch die Kaufkraftparitätentheorie annehmen, dann wäre die Konsequenz, daß ein Land seine geldpolitische Autonomie verliert. Die in dem Land zur Aufrechterhaltung des Marktgleichgewichts erforderliche Geldmenge wäre über Zinsparität und Kaufkraftparität vom anderen Land her bestimmt.<sup>6</sup> Die Kooperationsproblematik läßt sich sinnvoll aber nur erörtern, wenn beide Länder eine geldpolitische Autonomie besitzen. Wenn hier die Kaufkraftparitätentheorie nicht a priori unterstellt wird, so schließt das allerdings nicht aus, daß die Gleichgewichtslösung des Modells einen realen Wechselkurs entsprechend der Kaufkraftparität ergibt. Dies wird in der Tat wegen der symmetrischen Modellstruktur auch der Fall sein.

Für die weitere Modellanalyse wird angenommen, daß der Erwartungswert für die Geldmenge in beiden Ländern konstant ist (vgl. Laskar 1986), nachdem die (kooperative oder nicht-kooperative) Optimierung der Geldmenge angenommen wurde. Hier geht es also nicht um die von Poole (1970) aufgeworfene Frage nach der optimalen Geldmengenvarianz bei stochastischen Störungen. Die Optimierung im vorliegenden Fall bezieht sich vielmehr auf den Erwartungswert der Geldmenge, der von stochastischen Einflüssen unabhängig ist. Die eben eingeführte Annahme erlaubt eine drastische Vereinfachung des Basismodells (1) bis (8) zu der in den Gleichungen (9) bis (15) wiedergegebenen deterministischen Modellversion (vgl. Anhang A):

$$(9) \quad y = \tau(1 - \lambda)p - \tau\lambda\theta q$$

$$(10) \quad y = -\phi i + \varphi q$$

$$(11) \quad m = p + y - \mu i$$

$$(12) \quad y^* = \tau(1 - \lambda)p^* + \tau\lambda\theta q$$

$$(13) \quad y^* = -\phi i^* - \varphi q$$

$$(14) \quad m^* = p^* + y^* - \mu i^*$$

$$(15) \quad i = i^*$$

Dieses Modell liegt den weiteren Überlegungen zugrunde.

## 2. Die reduzierte Form

Die reduzierte Form des Zwei-Länder-Modells (9) bis (15) ist in den Gleichungen (16) bis (20) enthalten

$$(16) \quad y = am - bm^*$$

$$(17) \quad p = cm - gm^*$$

<sup>6</sup> Aus der Zinsparität (7) i. V. m. der a priori Annahme für die Kaufkraftparität ( $q = 0$ ) folgt, daß die Realzinsen in beiden Ländern übereinstimmen müssen. Unterstellt man, daß die Geldpolitik eines Landes auf den Realzins wirkt, so ist darüber auch der Realzins des anderen Landes mit determiniert, und das andere Land kann seine Geldmenge nicht mehr frei wählen.

$$(18) \quad y^* = am^* - bm$$

$$(19) \quad p^* = cm^* - gm$$

$$(20) \quad q = \frac{a+b}{2\varphi} (m - m^*)$$

### Koeffizienten

$$a = \frac{A}{A^2 - B^2} \quad b = \frac{B}{A^2 - B^2} \quad c = \frac{2\varphi a + \tau\lambda\theta(a+b)}{2\varphi\tau(1-\lambda)} \quad g = \frac{2\varphi b + \tau\lambda\theta(a+b)}{2\varphi\tau(1-\lambda)}$$

$$A = 1 + \frac{\mu}{2\phi} + \frac{2\varphi + \tau\lambda\theta}{2\varphi\tau(1-\lambda)} \quad B = \frac{\mu}{2\phi} - \frac{\lambda\theta}{2\varphi(1-\lambda)}$$

Output und Preisniveau hängen in jedem Land von der heimischen Geldmenge und von der ausländischen Geldmenge ab, der reale Wechselkurs ist eine Funktion des Geldmengendifferentials. Aufgrund der Auswirkungen heimischer Geldpolitik auf das Ausland und der Rückwirkung ausländischer Geldpolitik auf das Inland entsteht ein Kooperationsproblem. Wie sind die Wohlfahrtseffekte kooperativer und nicht-kooperativer Politik zu beurteilen? Die Antwort auf diese Frage setzt einen Bewertungsmaßstab voraus, der in den Nutzenverlustfunktionen für beide Länder gegeben ist:

$$(21) \quad U = -[(\tilde{y} - y)^2 + wp^2]$$

$$(22) \quad U^* = -[(\tilde{y}^* - y^*)^2 + w(p^*)^2]$$

$U^{(*)}$  Nutzenverlust (des Auslands)

$\tilde{y}$  Zielwert für den Output (Annahme  $\tilde{y} = \tilde{y}^*$ )

$w$  relatives Gewicht des Preisniveaus in der Nutzenfunktion ( $w \geq 0$ )

Es werden quadratische Nutzenverlustfunktionen hinsichtlich der Outputabweichung vom Zielwert ( $\tilde{y}$ ) und des Preises vom Zielwert ( $\tilde{p} = 0$ ) unterstellt.

Die hier gewählten Nutzenverlustfunktionen stimmen mit den in der Literatur vorgeschlagenen Funktionen insofern überein, daß neben der Outputvariablen auch eine Preisvariable als Argument auftritt.<sup>7</sup> Dies ist bekanntlich nicht unproblematisch, es sei denn, man unterstellt, daß die Preisvariable wohlfahrtsbeeinflussende Realeffekte indiziert, die nicht in der Outputvariablen erfaßt werden (z.B. Verteilungseffekte). Für eine solche Annahme gibt der hier vorliegende Modelltyp aber keinen Anlaß. So erscheint die Einbeziehung der Preisvariablen problematisch, und es wird später zu prüfen sein (vgl. Abschnitt III 2), welche Konsequenzen eine andere Fassung der Nutzenverlustfunktion hätte.

<sup>7</sup> Im Detail weichen die verwendeten Nutzenverlustfunktionen naturgemäß voneinander ab. So wird statt der Niveauvariablen  $y$  und  $p$  deren Änderungsrate (vgl. Cooper (1985)) oder deren Varianz (vgl. Taylor (1985)) verwendet. Statt des heimischen Preisniveaus wird das Konsumentenpreisniveau eingesetzt (vgl. Cooper (1985), Laskar (1986)). Auch finden

### 3. Kooperative und nicht-kooperative Strategie

Eine kooperative Strategie liegt vor, wenn die Notenbanken auf der Basis einer gemeinsamen Zielfunktion („Weltnutzenverlustfunktion“) und unter Berücksichtigung der Restriktion (16) bis (19) zweierlei festlegen: das Verhältnis der nominalen Geldmengen zueinander und das Niveau der nominalen Geldmenge. Die gemeinsame Zielfunktion sei durch

$$(23) \quad V = \frac{1}{2}(U + U^*)$$

bestimmt, worin  $U$  und  $U^*$  gemäß (21), (22) die jeweilige nationale Nutzenverlustfunktion sind. Die kooperative Strategie führt zu einem Pareto-Optimum.<sup>8</sup>

Eine nicht-kooperative Strategie liegt vor, wenn die Notenbanken unabhängig voneinander, auf der Basis der jeweiligen nationalen Nutzenverlustfunktion (21 bzw. 22) und unter Berücksichtigung der nationalen Restriktion (16, 17 bzw. 18, 19) ihre jeweilige optimale Geldmenge festlegen. Dabei unterstellt jede Notenbank bei ihrer eigenen Geldmengenfixierung, daß die andere Notenbank darauf geldpolitisch nicht reagiert. Die nicht-kooperative Strategie führt zu einem Nash-Cournot-Gleichgewicht, welches pareto-unterlegen ist.

Mischformen, wonach eine, die „unabhängige“ Notenbank, eine Stackelbergische Führung übernimmt, d. h. die Reaktion der anderen, der „abhängigen“ Notenbank einkalkuliert, können ebenfalls behandelt werden, sollen jedoch hier ausgespart bleiben.<sup>9</sup>

In der Übersichtstabelle sind die Ergebnisse der kooperativen und nicht-kooperativen Strategien enthalten, und zwar die Optimalwerte für die Geldmenge und die daraus resultierenden Werte für den Output, das Preisniveau, den realen Wechselkurs und den Nutzenverlust beider Länder. Es wird deutlich, daß die kooperative Strategie ( $k$ ) im Vergleich zur nichtkooperativen Strategie ( $n$ )

- zu höheren Werten der Geldmenge, des Outputs und des Preisniveaus führt ( $y_k > y_n$ ,  $p_k > p_n$ ),
- der reale Wechselkurs in beiden Fällen jedoch gleich ist ( $q_k = q_n = 0$ )
- und der Nutzenverlust bei kooperativer Strategie geringer ist als bei nicht-kooperativer Strategie ( $U_k < U_n$ ).

---

sich weitere Argumente, z. B. Zins- und Steuersatz in der Funktion (vgl. *Currie/Levine* (1985)). Anstelle des Outputs kann auch die Beschäftigung verwendet werden (vgl. *Corden* (1985)).

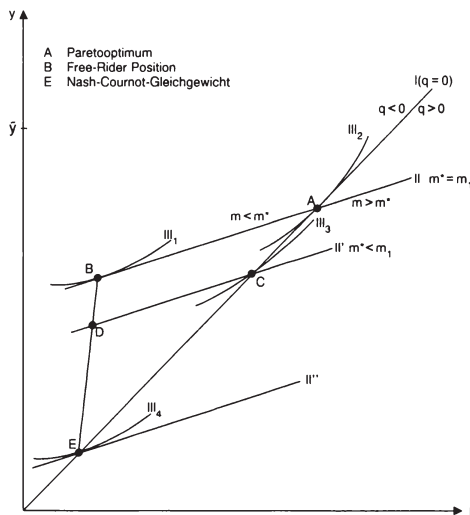
<sup>8</sup> Entsprechend der Symmetriannahme des Modells sind beide Länder mit gleichen Gewichten ( $1/2$ ) in der „Weltnutzenverlustfunktion“ berücksichtigt. Die Wahl der Gewichte wird hier jedenfalls nicht problematisiert, obwohl sie auch ein Konfliktpotential enthält.

<sup>9</sup> Vgl. zu den *Stackelberg-Lösungen* *Cooper* (1985), *Miller/Salmon* (1985), *Niehans* (1968), *Hamada* (1974).

Insgesamt kann also festgestellt werden, daß nicht-kooperatives Verhalten der Notenbanken zu einer übermäßigen geldpolitischen Restriktion führt.

Diese Ergebnisse werden nun in Abb. 1 interpretiert. Die Abbildung ist aus der Sicht des Inlands konstruiert (wegen der Symmetrieannahme ist die Auslandsicht analog zu deuten).

Abb. 1



**Ergebnisse der geldpolitischen Strategie**

kooperative Strategie (Pareto-Gleichgewicht)	nicht-kooperative Strategie (Nash-Cournot-Gleichgewicht)
<b>Geldmenge</b>	
$m_k = m_k^* = \frac{(a-b)^{-1}}{1+z} \tilde{y}$	$m_n = m_n^* = \frac{(a-b)^{-1}}{1+z(1+x)} \tilde{y}$
<b>Realer Wechselkurs</b>	
$q_k = 0$	$q_n = 0$
<b>Produktion</b>	
$y_k = \frac{1}{1+z} \tilde{y}$	$y_n = \frac{1}{1+z(1+x)} \tilde{y}$

Preisniveau	
$p_k = \frac{1}{\tau(1-\lambda)(1+z)} \bar{y}$	$p_n = \frac{1}{\tau(1-\lambda)[1+z(1+x)]} \bar{y}$
Nutzenverlust	
$U_k = -\frac{z}{1+z} \bar{y}^2$	$U_n = -\frac{z}{1+z} \left( 1 + \frac{zx^2}{[1+z(1+x)]} \right) \bar{y}^2$

## Legende

$$z = \frac{w}{[\tau(1-\lambda)]^2} > 0$$

$$x = \frac{\tau\lambda\theta}{2\phi} \frac{(a-b)^{-1}}{1 + \frac{\mu}{2\phi} + \frac{2\phi + \tau\lambda\theta}{2\phi\tau(1-\lambda)}} > 0$$

$$(a-b)^{-1} = 1 + \frac{\mu}{\phi} + \frac{1}{\tau(1-\lambda)} > 0$$

Wegen der Übereinstimmung von  $m$  und  $m^*$  stimmen auch die jeweiligen Inlands- und Auslandswerte von  $y$ ,  $p$ ,  $U$  überein.

Kurve I ist die Angebotsfunktion des Inlandes (9) bei einem realen Wechselkurs  $q = 0$ . Kurve II gibt mögliche Gleichgewichtskombinationen vom inländischem Output und Preisniveau an. Lageparameter der inländischen „Möglichkeitenkurve“ ist die ausländische Geldmenge  $m^*$ . Änderungen der inländischen Geldmenge  $m$  sind als Bewegungen auf II darstellbar. In A gilt  $m = m^*$ . Links von A gilt  $m < m^*$ .<sup>10</sup> Die Indifferenzkurven III sind Ellipsen um den Mittelpunkt  $(\bar{y}, 0)$ , welches die Zielwerte sind, bei denen der Nutzenverlust null wird. Die entscheidenden Punkte sind das Pareto-Optimum A, der Free-Rider-Punkt B und das Nash-Cournot-Gleichgewicht E.

Die kooperative Lösung ist durch A gekennzeichnet. Die währungspolitische Kooperation der Notenbank hat zwei Elemente. Erstens muß jede Notenbank darauf verzichten, den realen Wechselkurs  $q$  manipulieren zu wollen. Zur kooperativen Lösung gehört  $q = 0$ , was jede Notenbank akzeptieren muß.<sup>11</sup> Das

<sup>10</sup> Aus (16) und (17) läßt sich die Funktion für II ableiten:

$$y = \frac{2\phi\tau(1-\lambda) \cdot a}{\Delta} p + \frac{\tau\lambda\theta(a^2 - b^2)}{\Delta} m^*$$

und  $\Delta = 2\phi a + \tau\lambda\theta(a+b)$   
 und  $a^2 - b^2 > 0$ .

Änderungen von  $m$  beeinflussen  $y$  und  $p$  gemäß (16), (17) in die gleiche Richtung. Diese Bewegung vollzieht sich unter der Bedingung, daß  $m^*$  konstant bleibt, auf II.

<sup>11</sup> Die Gleichgewichtslösung  $q = 0$  folgt aus der Symmetrie des Modells (die realen Verhältnisse beider Länder sind identisch, so daß sie von daher auch den gleichen Wechselkurs benötigen) und der Gewichtung beider Länder in der „Weltnutzenverlust-



impliziert, daß die Geldmengen beider Länder gleich groß sein müssen. Die Übereinstimmung der Geldmengen reicht aber nicht. Zweitens gehört zu A nämlich ein bestimmter Umfang des Geldvolumens, nämlich  $m = m^* = m_k$ . D. h. die Notenbanken müssen sich auch über den Umfang der Geldversorgung verständigen. Der Kooperationspunkt A ist pareto-optimal: unter der Kooperationsbedingung  $q=0$  und der durch die Möglichkeitskurve II gegebenen Alternativen kann das Inland keine höherwertige Indifferenzkurve als  $III_2$  erreichen. Das gilt analog auch für das Ausland. Die pareto-optimale Lösung impliziert, daß der Output unterhalb seines Zielwertes ( $y < \tilde{y}$ ), das Preisniveau oberhalb seines Zielwertes ( $p > 0$ ) liegt.

Das Inland hat einen starken Anreiz, die kooperative Lösung A zu verlassen. Unter der Bedingung, daß das Ausland bei der vereinbarten optimalen Geldmenge  $m^* = m_k$  bleibt, kann das Inland durch Reduktion seiner Geldmenge auf  $m_F$  den Free-Rider-Punkt B erreichen, der auf einer höherwertigen Indifferenzkurve  $III_1$  liegt.<sup>12</sup> Die Wohlfahrtsverbesserung des Inlands durch das Free-Rider-Verhalten ist folgendermaßen zu begründen. Durch die restriktive Geldpolitik (Geldmengensenkung unter das vereinbarte Niveau) kommt es zu einer Aufwertung der heimischen Währung ( $q < 0$ ). Dies löst gegenläufige Effekte aus. Einmal wird das inländische Preisniveau reduziert, was einen Wohlfahrtsgewinn bringt (im Pareto-Optimum lag das Preisniveau oberhalb des Zielwertes). Andererseits bewirkt die Aufwertung eine Outputkontraktion, die für sich nutzenmindernd wirkt (im Pareto-Optimum lag der Output unter dem Zielwert). Der nutzenstiftende Effekt der Preisniveausenkung überwiegt zunächst, solange die Geldmenge auf  $m_F$  zurückgeführt wird (Punkt B in Abb. 1). Bei einer zu starken Geldmengenkontraktion (über  $m_F$  bzw. Punkt B hinaus) würde dagegen der nutzenmindernde Effekt der Outputkontraktion überwiegen.

Lange wird sich das Inland seines Vorteils bei B nicht erfreuen können. Durch die Aufwertung der Inlandswährung, die ja eine Abwertung der Auslandswährung spiegelt, erleidet das Ausland eine Wohlfahrtseinbuße, die Abwehrreaktio-

---

funktion\* (annahmegemäß gleich), was dann ebenfalls einen für beide Länder gleichen Wechselkurs erfordert.

<sup>12</sup> Auf der Basis seiner Nutzenverlustfunktion (21)  $U$  und unter Annahme von  $m^* = m_k$  ist es für das Inland optimal, seine Geldmenge um

$$m_k - m_F = \frac{z}{1+z} \frac{\tau \lambda \theta (a+b)}{2 \varphi (a^2 + w c^2)} \tilde{y} > 0$$

zu senken. Dadurch schrumpfen Einkommen und Preisniveau entlang der Möglichkeitskurve zwar um

$$y_k - y_F = a \cdot H > 0 \quad \text{und} \quad p_k - p_F = c \cdot H > 0$$

mit

$$H = \frac{z}{1+z} \frac{\tau \lambda \theta (a+b)}{2 \varphi (a^2 + w c^2)} \tilde{y},$$

aber der Nutzenverlust wird um

$$U_k - U_F = -(a^2 + w c^2) (m_k - m_F)^2 < 0$$

kleiner.

nen veranlaßt. Das Ausland wird der Kontraktion der inländischen Geldmenge eine Kontraktion seiner Geldmenge entgegenstellen. Es stellt sich nun C ein, wenn  $m^*$  auf das reduzierte Geldmengenniveau des Inlandes gesenkt wird, um wieder  $q = 0$  herzustellen. (Freilich kann sich das Ausland auch zu einer tit-for-tat-Reaktion veranlaßt sehen und seinerseits eine  $m$ -Kontraktion über C hinaus durchführen). Statt der vom Inland angestrebten Verbesserung  $III_2$  nach  $III_1$  kommt es effektiv zu einer Verschlechterung nach  $III_3$ . Punkt C markiert aber ebenfalls nur ein vorübergehendes Gleichgewicht. Denn erneut hat das Inland Anlaß für Free-Rider-Verhalten. Eine weitere, nach D führende Geldmengenkontraktion verspricht eine Verbesserung gegenüber C. Die so ausgelöste Kettenreaktion einer Geldmengenreduktion des Inlandes und des Auslandes führt so zu dem nicht-kooperativen Nash-Cournot-Gleichgewichtspunkt E. Erst bei E fällt der Anreiz für weiteres Free-Rider-Verhalten weg. Da die in diesem Modell implizierten Reaktionsfunktionen linear und die Steigungen absolut kleiner als Eins sind, existiert das Nash-Gleichgewicht, und es ist stabil.<sup>13</sup> Das Nash-Cournot-Gleichgewicht ist pareto-unterlegen. Zwar ist — wie im pareto-optimalen Punkt A — der reale Wechselkurs gleich Null, jedoch wird nur noch die Indifferenzkurve  $III_4$  realisiert, die gegenüber  $III_2$  einen höheren Nutzenverlust impliziert.

Das Dilemma der Kooperation besteht darin, daß das Inland permanent einen Anreiz hat, die eigene Geldmenge im Vergleich zu der des Auslandes zu reduzieren, um eine wohlfahrtssteigernde reale Aufwertung zu erzielen, daß diese Politik aber letztlich an Abwehrreaktionen des Auslandes scheitert und daß ein Gleichgewicht von Aktion und Reaktion erst auf dem pareto-unterlegenen Niveau zustande kommt.

Sofern das Inland die Auslandsreaktion antizipiert, würde es auf Free-Rider-Versuche im eigenen Interesse verzichten, und das vereinbarte Kooperationsgleichgewicht bliebe erhalten. Allerdings wird es insbesondere dann zu Free-Rider-Versuchen kommen, wenn in einer unsicheren Welt die Auslandsreaktion nicht mit Sicherheit, sondern nur mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit zu erwarten ist und wenn die Auslandsreaktion erst mit zeitlicher Verzögerung einsetzt. Dann können temporäre Vorteile erzielt werden. Sie zu nutzen, auch wenn langfristig davon Nachteile zu erwarten sind, kann für Regierungen sinnvoll sein, die sich einem Wahlzyklus gegenübersehen, in dem auch der temporäre Erfolg die Wiederwahlchancen verbessert (vgl. Oudiz/Sachs (1985),

<sup>13</sup> Die Reaktionsfunktionen lauten:

$$\begin{aligned} m &= H + R \cdot m^* \\ m^* &= H + R \cdot m \end{aligned}$$

mit

$$H = \frac{a}{a^2 + wc^2} \bar{y}$$

und

$$R = \frac{ab + wcg}{a^2 + wc^2}$$

Es ist  $R < 1$ , weil  $a > b$  und daher auch  $c > g$  ist.

Miller/Salmon (1985)). Sofern es, so oder anders motiviert, Anlaß zu Free-Rider-Versuchen gibt, muß im übrigen jedes Land damit rechnen, daß das andere das Kooperationsabkommen bricht. Um hier einen (temporären) Nachteil zu vermeiden, wird jedes Land dem anderen zuvorzukommen versuchen. Es liegt ein prisoner-dilemma vor (vgl. Oudiz/Sachs (1985), Currie/Levine (1985)).

### III. Bedingungen für das Kooperationsproblem

#### 1. Übersicht

Das Problem internationaler Kooperation in der Geldpolitik stellt sich nur dann, wenn die Wohlfahrtseffekte koordinierter Geldpolitik denen nicht-koordinierter Geldpolitik überlegen sind. Dies ist nicht generell, sondern nur unter bestimmten Bedingungen der Fall. Gelten diese Bedingungen nicht, so sind koordinierte und nicht-koordinierte Geldpolitik gleichwertig. Für die Ausgestaltung und Stabilität des Weltwährungssystems ist es bedeutsam, ob und inwieweit von einem Kooperationsbedarf wirklich auszugehen ist oder ob nicht auch nicht-kooperative Geldpolitik mit dem System vereinbar wäre. Kooperative Systeme verursachen Transaktionskosten; die kooperative Lösung muß gefunden, ihre Einhaltung überwacht und Free-Rider-Versuchen mit wirksamen Sanktionen entgegengewirkt werden. Ein nicht-kooperatives System kann dagegen mehr oder weniger automatisch funktionieren. Somit ist es währungspolitisch von Interesse, ob die Bedingungen für die wohlfahrtstheoretische Überlegenheit der Kooperation erfüllt sind.

In dem vorgeführten Modell entsteht das Kooperationsproblem, wenn drei Bedingungen gegeben sind:

- Es muß ein wirtschaftspolitischer Zielkonflikt vorliegen (III 2).
- Der reale Wechselkurs muß auf den trade-off, der den Zielkonflikt ausdrückt, einwirken (III 3).
- Die Geldpolitik muß auf den realen Wechselkurs Einfluß nehmen können (III 3).

Ist nur eine dieser Bedingungen nicht erfüllt, so sind kooperative und nicht-kooperative Geldpolitik wohlfahrtstheoretisch gleichwertig.

#### 2. Zielkonflikte

Der Anreiz für ein Land zum Bruch einer Kooperationsvereinbarung, d. h. zu Free-Rider-Verhalten, besteht in der Hoffnung, durch Manipulation außenwirtschaftlicher Variabler (realer Wechselkurs) den eigenen Nutzen zu steigern bzw. den Nutzenverlust zu verringern, oder anders ausgedrückt: der erwünschten Zielkombination näher zu kommen. Der Anreiz ist nur gegeben, wenn das Land

aus eigener Kraft, d.h. ohne Rückgriff auf das Ausland, seine gewünschte Zielkombination nicht realisieren kann. Dies ist bei einem Zielkonflikt der Fall. Der Zielkonflikt ist in der Nutzenverlustfunktion (21), (22) in Verbindung mit der Angebotsfunktion (9), (12) angelegt. Ein Zielkonflikt läge nicht vor, wenn die Volkswirtschaft entweder einen Zielwert für den Output  $\bar{y}$  akzeptieren würde, der dem Gleichgewichtswert des Outputs ( $y=0$ ) entspräche, oder wenn in der Zielfunktion nur ein Ziel enthalten wäre (also das Preisniveau durch  $w=0$  eliminiert wäre) In beiden Fällen ließen sich dann die jeweiligen nutzenverlustminimierenden Werte ( $y = \bar{y} = 0$  und  $p = 0$  im ersten Fall,  $y = \bar{y}$  im zweiten Fall) ohne reale Wechselkursänderungen (also mit  $q=0$ ) realisieren. Da kein Land seine Situation durch Wechselkursmanipulation verbessern kann, bedarf es gegen derartige Manipulationen auch keiner Vorkehrungen. Auf Kooperation in der Geldpolitik kann verzichtet werden, da nicht-kooperative Geldpolitik zu dem gleichen Ergebnis führt.<sup>14</sup>

Der erste Fall ist in Abb. 2a dargestellt. Das Nutzenverlustminimum liegt im Ursprung bei A, und es ist null. Ein Anreiz zu Free-Rider-Verhalten ist daher nicht gegeben. A beschreibt so gleichermaßen ein kooperatives wie ein nicht-kooperatives Gleichgewicht. Der zweite Fall ist in Abb. 2b dargestellt. Hier ist bei B das Nutzenverlustminimum (ebenfalls  $U = 0$ ); und auch hier gibt es keinen Anreiz zu Free-Rider-Verhalten. Kooperatives wie nicht-kooperatives Verhalten führen zu übereinstimmenden Ergebnissen.

Abb. 2a

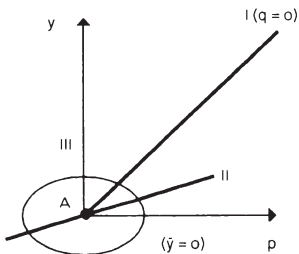
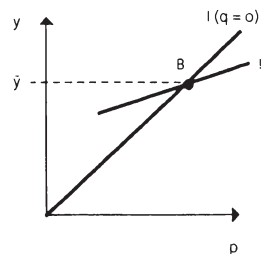


Abb. 2b



### 3. Realer Wechselkurs und trade-off

Der Zielkonflikt ist nur eine notwendige Voraussetzung für das Kooperationsproblem. Hinzu kommen muß die weitere Voraussetzung, daß durch Manipulation außenwirtschaftlicher Variabler, hier also des Wechselkurses, auf

<sup>14</sup> Formal läßt sich die Übereinstimmung beider Lösungen zeigen, indem in den Lösungsfunktionen für  $m$  und  $U$  (vgl. Übersichtstabelle) entweder  $\bar{y} = 0$  (erster Fall) oder  $w = 0$  mit der Folge  $z = 0$  (zweiter Fall) eingesetzt werden. Es folgen dann  $m_k = m_n$  und  $U_k = U_n = 0$ .

die Lage der Trade-off-Funktion eingewirkt werden kann. Nur dann gibt es ja für die Geldpolitik überhaupt einen Anreiz, die außenwirtschaftlichen Variablen zu beeinflussen. Der Anreiz besteht dann in der erwarteten Milderung des Zielkonflikts.

Wohlgermerkt: ein Kooperationsproblem entsteht nicht schon daraus, daß eine Volkswirtschaft überhaupt außenwirtschaftliche Beziehungen unterhält und der reale Wechselkurs auf makroökonomische Variable der Volkswirtschaft wirkt. Das Kooperationsproblem entsteht nur insoweit, als über diese außenwirtschaftlichen Beziehungen auch Wohlfahrtseffekte erzielt werden können, also auf den Zielkonflikt innerhalb des Landes eingewirkt werden kann.

Das läßt sich an dem Modell (9) bis (15) verdeutlichen. Der Trade-off wird durch die Angebotsfunktionen (9), (12) bestimmt: Output und Preisniveau sind nicht unabhängig voneinander, solange  $q = 0$  gelten soll. Wenn hier der Einfluß des realen Wechselkurses eliminiert wird (d. h.  $\lambda = 0$  oder  $\theta = 0$ ), dann entfielen das Kooperationsproblem, d. h. nicht-kooperative Politik führt dann zu dem gleichen Ergebnis wie kooperative Geldpolitik.<sup>15</sup> Dies tritt ein, obwohl ansonsten weiterhin enge außenwirtschaftliche Beziehungen bestehen: der Wechselkurs wirkt auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage ((10), (13)), und es herrscht die Zinsparität (15).

Die Annahme  $\lambda = 0$  bedeutet, daß der Nominallohn rigide ist, so daß die Wirkungskette vom realen Wechselkurs über den Konsumentenpreisindex auf die Lohnbildung und damit auf die Trade-off-Funktion unterbrochen ist. Die Annahme  $\theta = 0$  bedeutet, daß sich die Auslandsgüterpreise nicht in dem Preisindex niederschlagen, der für die Lohnbildung maßgebend ist, so daß auch hier die Wirkung auf die Lage der Trade-off-Beziehung unterbrochen ist. In beiden Fällen ist die Trade-off-Beziehung wechselkursunabhängig.

Im folgenden soll jedoch angenommen werden, daß der reale Wechselkurs auf die Trade-off-Beziehung wirkt und sich daher das Kooperationsproblem stellt. Es läßt sich dann zeigen, daß das Kooperationsproblem mit zunehmender außenwirtschaftlicher Verflechtung immer drängender wird. Als Meßplatte für den Grad der außenwirtschaftlichen Verflechtung kann  $\theta$ , das Gewicht der Importpreise im heimischen Konsumgüterpreisindex, benutzt werden.

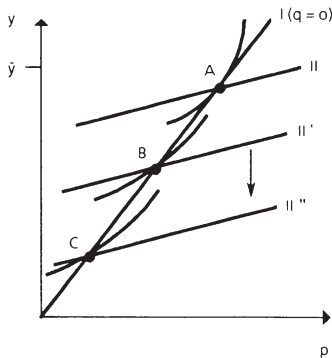
Ein Anstieg von  $\theta$  beeinflußt die Lage des Nash-Cournot-Gleichgewichts. Mit steigender außenwirtschaftlicher Verflechtung ( $\theta$  steigt) nimmt die nicht-kooperative Geldmenge ab, Output und Preisniveau schrumpfen gleichermaßen.<sup>16</sup> Der Nash-Cournot-Punkt wandert von B nach C, so daß der Abstand

<sup>15</sup> In der Lösungsübersicht erhält man für  $\lambda = 0$  oder  $\theta = 0$  gleichermaßen  $x = 0$  mit der Folge  $m_k = m_n$  und  $U_k = U_n$ , d. h. die Wohlfahrtseffekte kooperativer und nicht-kooperativer Geldpolitik stimmen dann überein.

<sup>16</sup> In der Ergebnisübersicht ist  $x$  abhängig von  $\theta$ , und es gilt  $dx/d\theta > 0$ . Da auch  $d|U_n|/dx > 0$ , folgt  $d|U_n|/d\theta > 0$ . Der Nutzenverlustwert einer nicht kooperativen Strategie steigt mit zunehmendem Auslandsanteil.

zum Kooperationspunkt steigt (Abb. 3). Nicht-kooperatives Verhalten der Notenbanken mindert die Wohlfahrt der Länder um so mehr, je größer der Grad der außenwirtschaftlichen Verflechtung ist.

Abb. 3



#### 4. Geldpolitik und realer Wechselkurs

Auch wenn ein Zielkonflikt vorliegt, der durch reale Wechselkursmanipulationen beeinflussbar ist, käme es dennoch nicht zu einem geldpolitischen Kooperationsproblem, wenn die Geldpolitik neutral bezüglich des realen Wechselkurses wäre. Das Kooperationsproblem setzt mithin voraus, daß die Geldpolitik auf den realen Wechselkurs einwirken kann.

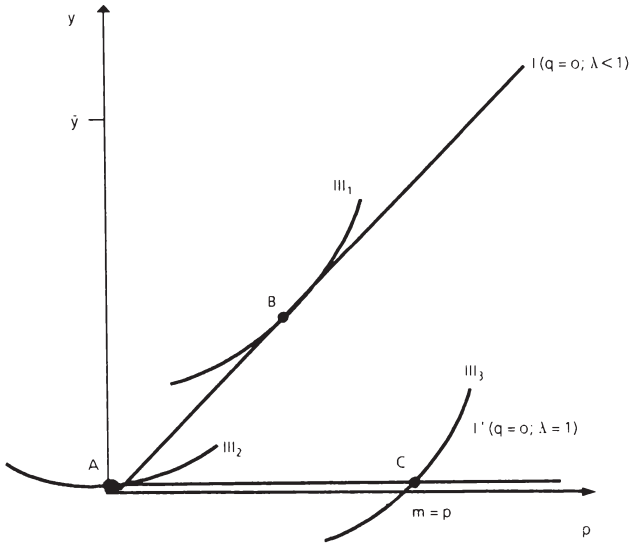
Ob und inwieweit Geldpolitik reale Effekte erzielen kann, gehört zu den wichtigsten Themen der monetären Makroökonomik in den siebziger und achtziger Jahren. In dem hier diskutierten Modell ist der Einfluß der Geldpolitik auf den realen Wechselkurs so lange gesichert, wie  $\lambda < 1$  ist, wobei  $\lambda$  die Elastizität des Nominallohns in bezug auf den Konsumentenpreisindex ist. Eine proportionale Lohn-Preis-Reaktion ( $\lambda = 1$ ) würde dagegen reale Effekte der Geldpolitik verhindern.<sup>17</sup> Die Realwirksamkeit systematischer Geldpolitik — und um die geht es hier — läßt sich auf verschiedene Weise begründen; am verbreitetsten sind die auf Fischer zurückgehenden Rigiditätsansätze, in denen vorübergehende Preisstarrheiten „überschießende“ Wechselkurse und somit zeitlich begrenzte Realeffekte der Geldpolitik erlauben.<sup>18</sup> Der temporäre Charakter dieser Effekte legt es nahe, kurzfristige und langfristige Reaktionen auch mit Blick auf das Kooperationsproblem zu würdigen. Dabei deckt die

<sup>17</sup> Für  $\lambda = 1$  ergibt sich  $a + b = 0$ , und der reale Wechselkurs gemäß (20) wird zu  $q = 0$ .

<sup>18</sup> Vgl. Fischer (1977), zum Overshooting Dornbusch (1976) und zu den realwirtschaftlichen Effekten der Geldpolitik der Überblick bei Pohl (1983).

Einbeziehung dieses Aspektes mögliche Gefahren geldpolitischer Kooperationen im Rahmen der internationalen Währungs politik auf, daß nämlich die Notenbanken um kurzfristiger Erfolge willen zu einer Kooperation finden, die sich langfristig nachteilig auswirken können<sup>19</sup>. Dies soll an Abb. 4 erörtert werden.

Abb. 4



In Abb. 4 ist eine kurzfristige ( $I$ ,  $\lambda < 1$ ) und eine langfristige ( $I'$ ,  $\lambda = 1$ ) Angebotsfunktion jeweils für den Fall eines realen Wechselkurses  $q = 0$  eingezeichnet. Beim Ausgangsgleichgewicht  $A$  ist das langfristige Nutzenverlustminimum gegeben ( $p = 0$ ,  $y = 0 < \bar{y}$ ; der Nutzenverlust ist  $-\bar{y}^2$ ). Durch eine expansive Geldversorgung, die *kooperativ* betrieben wird, können die Notenbanken den Punkt  $B$  erreichen, der eine Wohlfahrtssteigerung gegenüber  $A$  bringt ( $III_1$ ,  $III_2$ ). Jedoch bleibt  $B$  nur kurzfristig erhalten. Durch allmähliche Anpassung der Lohn-Preis-Elastizität ( $\lambda \rightarrow 1$ ) dreht sich die Angebotsfunktion nach unten. Langfristig wird der Punkt  $C$  erreicht, der gegenüber der Ausgangsgleichgewichtssituation eine Wohlfahrtseinbuße darstellt ( $III_3 < III_2$ ).

Hieraus lassen sich verschiedene Schlußfolgerungen ziehen. Erstens besteht die Gefahr eines Mißbrauchs der Kooperation, wenn die Regierung aus kurzfristigen (z.B. wahltaktischen) Überlegungen heraus eine Expansion betreibt, die nach vorübergehendem Vorteil langfristig Nachteile bringt (short run

<sup>19</sup> Zur Divergenz kurz- und langfristiger Kooperationseffekte vgl. Corden (1985), Oudiz/Sachs (1985), Miller/Salmon (1985).



expansionary bias der Kooperation). Freilich setzt das voraus, daß die Wähler das Spiel nicht durchschauen, also die langfristigen Nachteile dieser Politik nicht sehen oder gering erachten. Zweitens entsteht ein Problem für die Glaubwürdigkeit (credibility) der Geldpolitik, wenn sie nämlich von C aus wieder eine Kontraktionspolitik einleitet, um zu A zurückzuführen. Drittens gibt es vom Ergebnis her keinen Kooperationsbedarf, wenn sich die Notenbanken an den langfristigen Effekten orientieren. In langfristiger Betrachtung fehlt der Anreiz, von dem pareto-optimalen Punkt A abzuweichen. Auch nicht-koordiniertes Verhalten fixiert dann diesen Punkt. Viertens läßt sich bei dynamischer Betrachtung das Kooperationsproblem auf die Anpassungsprobleme nach Störungen begrenzen (vgl. Miller/Salmon (1985)).

## IV. Monetäre Reaktionen auf Störungen

### 1. Auswirkungen auf den realen Wechselkurs

Treten an den Märkten in den beteiligten Ländern Störungen auf, so hängt es grundsätzlich von der monetären Strategie ab — kooperativ oder nicht-kooperativ —, welches die Auswirkungen für die Länder sind. In diesem Abschnitt sollen insbesondere die Effekte auf den realen Wechselkurs untersucht werden. Es wird sich zeigen, daß kooperatives Verhalten der Notenbanken im allgemeinen größere reale Wechselkursbewegungen hervorruft als nicht-kooperatives Verhalten, jedenfalls dann, wenn Angebotsstörungen in einer Wirtschaft vorliegen. Dieses Ergebnis hat währungspolitische Bedeutung. Soweit reale Wechselkursänderungen die Folge einer Marktstörung sind, kann nicht erwartet werden, daß geldpolitische Kooperation dieser Wechselkursänderung entgegenwirkt.<sup>20</sup> Eine eventuelle Forderung an die Adresse der Notenbanken, sie sollten zur Stabilität der realen Wechselkurse beitragen, wäre somit problematisch. Ein weiteres wichtiges Ergebnis ist, daß sowohl bei kooperativem wie bei nicht-kooperativem Notenbankverhalten Störungen in einem Land auf das andere Land ausstrahlen. Eine gegebenenfalls auch mögliche „Abschottungsstrategie“, bei der Störeinflüsse auf das Ursprungsland begrenzt bleiben sollten, ist für dieses nicht optimal.

Störungen werden im folgenden berücksichtigt, indem in die deterministische Modellversion (9)-(15) folgende Störvariablen aufgenommen werden: in die Angebotsfunktionen (9) und (12) die Variablen  $u$  und  $u^*$ , in die Nachfragefunktionen (10) und (13) die Variablen  $x$  und  $x^*$ , sowie in die Geldmarktgleichungen

---

<sup>20</sup> Wenn Laskar (1986) zeigt, daß kooperatives Verhalten zu größerer Wechselkursstabilität führt als nicht-kooperatives Verhalten, so bezieht sich dies auf den nominalen Wechselkurs. In unserem Zusammenhang interessiert jedoch der reale Wechselkurs. Da der reale Wechselkurs gleich dem nominalen Kurs korrigiert um das Preisgefälle ist, geht eine Stabilisierung des nominalen Wechselkurses dann, wenn sich das Preisgefälle ändert, mit einer Destabilisierung des realen Wechselkurses einher.

(11) und (14) die Variablen  $z$  und  $z^*$ . Mit diesen Störvariablen werden Verschiebungen der nationalen Trade-off-Funktion ( $u, u^*$ ), Änderungen der Güternachfragepräferenzen ( $x, x^*$ ) und Änderungen der Liquiditätspräferenz ( $z, z^*$ ) erfaßt, die autonom auftreten, dauerhaft sein sollen und beobachtbar sind. Es handelt sich nicht um stochastische Störungen, wie sie in dem Basismodell (1) bis (8) enthalten waren. Unsere Fragestellung zielt also nicht darauf ab, optimale kooperative und nicht-kooperative Varianzen der Geldmenge bei stochastischen Störungen abzuleiten. Vielmehr geht es um die Reaktion der Geldpolitik bei Änderungen in der Struktur.

Unter Einbeziehung der Störvariablen  $u, u^*, x, x^*$  und  $z, z^*$  ergibt sich die folgende reduzierte Form des Modells:

$$(24) \quad y = am - bm^* - aH + bH^*$$

$$(25) \quad p = cm - gm^* - cH + gH^* - \frac{2\varphi u + \tau\lambda\theta(x - x^*)}{2\varphi\tau(1 - \lambda)}$$

$$(26) \quad y^* = am^* - bm - aH^* + bH$$

$$(27) \quad p^* = cm^* - gm - cH^* + gH - \frac{2\varphi u^* - \tau\lambda\theta(x - x^*)}{2\varphi\tau(1 - \lambda)}$$

$$(28) \quad q = \frac{a + b}{2\varphi} \left( m - m^* - H + H^* - \frac{x - x^*}{a + b} \right)$$

mit

$$H = z - \frac{1}{\tau(1 - \lambda)} u - \frac{u}{\phi} x + B \cdot (x - x^*)$$

$$H^* = z^* - \frac{1}{\tau(1 - \lambda)} u^* - \frac{u}{\phi} x^* - B \cdot (x - x^*)$$

Alle anderen Koeffizienten ( $a, b, c, g, B$ ) stimmen mit denen des ursprünglichen Modells (vgl. reduzierte Form in den Gleichungen (16) bis (20)) überein.

Die Geldmengen  $m, m^*$  sind zunächst noch unbestimmt. Führt man wieder die Optimierung durch, und zwar bei nicht-kooperativem Verhalten der Notenbanken auf der Basis der unabhängigen Minimierung der beiden Nutzenverlustfunktionen (21) und (22) sowie bei kooperativem Verhalten auf der Basis der Minimierung der gemeinsamen Nutzenverlustfunktion (23), so erhält man für den realen Wechselkurs bei nicht-kooperativem Verhalten

$$(29) \quad q_n = w \frac{c(a + b)}{2\varphi\tau(1 - \lambda)T} \left\{ (u - u^*) + \frac{1}{\varphi} \left[ \tau\lambda\theta - T \cdot \frac{\varphi\tau(1 - \lambda)}{wc(a + b)} \right] (x - x^*) \right\}$$

mit  $T = a(a + b) + wc(c + g)$

und bei kooperativem Verhalten

$$(30) \quad q_k = w \frac{(c+g)(a+b)}{2\varphi\tau(1-\lambda)S} \left\{ (u-u^*) + \frac{1}{\varphi} \left[ \tau\lambda\theta - S \frac{\varphi\tau(1-\lambda)}{w(c+g)(a+b)} \right] (x-x^*) \right\}$$

mit  $S = (a+b)^2 + w(c+g)^2$ .

Drei Ergebnisse sind besonders hervorzuheben. *Erstens* läßt sich feststellen, daß es zu realen Wechselkursänderungen dann nicht kommt, wenn die Störungen in beiden Ländern symmetrisch sind. Für  $u - u^* = x - x^* = 0$  werden die realen Wechselkurse sowohl bei nicht-kooperativem Verhalten als auch bei kooperativem Verhalten der Notenbank  $q_n = q_k = 0$ . Und dies entspricht dem Wert, den die Wechselkurse auch im Basismodell ohne Störungen hatten (vgl. Tabelle „Ergebnisse der geldpolitischen Strategie“). Zwar führen die Störungen in beiden Ländern zu Output- und Preisniveaueffekten, jedoch in gleichem Umfang, so daß die „Scharniervariable“ zwischen beiden Ländern, der reale Wechselkurs, unverändert bleiben kann. Der Grund ist, daß beide Länder in diesem Modell eine symmetrische Struktur aufweisen. Im Gleichgewicht muß — unabhängig vom Verhalten der Notenbanken — der Wechselkurs für beide Länder gleich sein, und dies setzt  $q = 0$  voraus. An der Symmetrieannahme ändert sich nichts, wenn symmetrische Störungen in beiden Ländern eingeführt werden. Daraus folgt umgekehrt, daß Wechselkurseffekte erst dann auftreten, wenn asymmetrische Störungen in beiden Ländern vorliegen.

*Zweitens* zeigen die Lösungen (29) und (30), daß Geldmarktstörungen ( $z, z^*$ ) auf den realen Wechselkurs in keinem Fall wirken, und zwar unabhängig davon, ob die Notenbanken kooperieren oder nicht, und ebenfalls unabhängig davon, ob die Geldmarktstörung symmetrisch ist oder nicht. Die Plausibilität dieses Ergebnisses läßt sich mit der um den Störeinfluß erweiterten Geldmarktgleichgewichtsbedingung

$$(31) \quad m = p + y - \mu i + z$$

begründen. In die Nutzenverlustfunktion gehen die beiden Variablen Output  $y$  und Preisniveau  $p$  ein. Tritt eine Störung  $z$  auf, so ist es optimal, die Geldmenge  $m$  entsprechend zu variieren. Das läßt Output und Preisniveau unberührt und tangiert somit auch nicht das bislang erzielte Nutzenverlustminimum. Reagiert jede Notenbank in der Weise, daß sie sich bei Geldnachfrageverschiebung ( $z, z^*$ ) mit entsprechenden Geldangebotsänderungen anpaßt, bleiben Output, Preise, Zins und in der Folge auch der reale Wechselkurs unverändert. Hieraus läßt sich umgekehrt schließen, daß es zu Anpassungen der realen Wechselkurse nur kommen kann, wenn asymmetrische Störungen im Angebotsbereich der Volkswirtschaft ( $u, u^*$ ) oder bei der Güternachfrage ( $x, x^*$ ) auftreten.

*Drittens*: Bei asymmetrischer Angebots- und Nachfragestörung ( $u - u^* \neq 0, x - x^* \neq 0$ ) kommt es zu realen Wechselkursanpassungen, deren Ausmaß von der Strategie der Notenbank abhängt. Es ist  $R(h) = q_n(h)/q_k(h)$  die Relation des realen Wechselkurses bei nicht-kooperativem Verhalten und kooperativem Verhalten in Abhängigkeit von der Stördifferenz  $h$  ( $h = u - u^*, x - x^*$ ). Man erhält für die Angebotsstörung

$$(32) \quad R(u - u^*) = \frac{c}{c + g} \frac{S}{T}$$

und für die Nachfragestörung

$$(33) \quad R(x - x^*) = \frac{R(u - u^*) - Q}{1 - Q}$$

mit  $Q = \varphi \tau (1 - \lambda) S / \tau \lambda \theta w (c + g) (a + b)$ .

Man kann zeigen, daß der Wert von  $R(u - u^*)$  vom Vorzeichen von  $(a - b)$  abhängt. Da eindeutig  $a - b > 0$  ist, folgt eindeutig auch  $R(u - u^*) < 1$ .<sup>21</sup> Das bedeutet, daß der aus einer gegebenen Angebotsstörung resultierende reale Wechselkurseffekt bei nicht-kooperativem Notenbankenverhalten kleiner ist als bei kooperativem Notenbankverhalten. Anders als im störungsfreien Fall, in dem kooperatives und nicht-kooperatives Notenbankverhalten letztlich zum gleichen realen Wechselkurs führen ( $q_n = q_k = 0$ ), ist beim Vorliegen asymmetrischer Störungen der Wechselkurseffekt beider Strategien unterschiedlich. Die Asymmetrie zwischen beiden Ländern, die durch die unterschiedlichen Störungen entsteht, begründet, daß der reale Wechselkurs vom bisherigen Gleichgewicht ( $q = 0$ ) abweichen muß, also ein Land real aufwertet und das andere real abwertet. Das Ausmaß dieser Abweichung hängt ab von der geldpolitischen Reaktion. Kooperatives Verhalten der Notenbanken akzentuiert die reale Wechselkursbewegung. Man kann also bei einem flexiblen Wechselkurssystem aus der Beobachtung realer Wechselkursschwankungen nicht unbedingt schließen, daß dahinter unkoordiniertes Verhalten der Notenbanken stünde. Das Gegenteil kann richtig sein. Bedenkt man weiter, daß Kooperation im Vergleich zu Nicht-Kooperation pareto-überlegen ist, dann kann die Stabilität des realen Wechselkurses nicht grundsätzlich das Ziel internationaler geldpolitischer Kooperation sein.

## 2. Interpretation des Angebotsschocks

Die Aussage, daß Störungen bei kooperativem Notenbankverhalten stärker auf die realen Wechselkurse durchwirken können als bei nicht-kooperativem Verhalten, ist intuitiv nicht leicht zu erfassen. Daher soll hier eine ausführliche ökonomische Interpretation dieses Ergebnisses vorgenommen werden. Um trotz des komplexen Modellansatzes nachvollziehbare Ableitungen zu ermöglichen, sollen jedoch zwei Vereinfachungen vorgenommen werden. Zum einen soll

---

<sup>21</sup> Der Wert von  $R(x - x^*)$  ist nicht eindeutig, ebenso das Vorzeichen nicht. Während eine positive inländische Angebotsstörung ( $u$ ) in jedem Fall zu einer Abwertung der Inlandswährung führt, ist bei einer Nachfragestörung das Ergebnis nicht eindeutig. Die Wirkungsrichtung hängt beispielsweise von der Gewichtung des Preisniveaus in der Nutzenverlustfunktion ab. Da es in diesem Beitrag nur um die grundsätzliche Argumentation geht, werden wir uns auf den Fall der Angebotsstörung beschränken. Die Ergebnisse sind nicht ohne weiteres auf die Nachfragestörung übertragbar.

nur eine (positive) Angebotsstörung im Inland ( $u > 0$ ) untersucht werden. Nachfragestörungen, Geldmarktstörungen und Angebotsstörungen im Ausland treten nicht auf. Zum anderen soll  $b = 0$  angenommen werden (d.h.  $(\mu/2\phi) - (\tau\lambda\theta/2\varphi\tau(1-\lambda)) = 0$ ). Mit dieser Annahme wird unterstellt, daß der Output eines Landes im Gleichgewicht nur von der Geldmenge des Landes selbst (und gegebenenfalls der Störung), jedoch nicht von der Geldmenge des anderen Landes abhängt.

Mit diesen Vereinfachungen erhält man für die reduzierte Form des Modells:

$$(34) \quad y = a \left( m + \frac{u}{r} \right)$$

$$(35) \quad p = -gm^* + c \left( m + \frac{u}{r} \right) - \frac{u}{r}$$

$$(36) \quad y^* = am^*$$

$$(37) \quad p^* = cm^* - g \left( m + \frac{u}{r} \right)$$

$$(38) \quad q = \frac{a}{2\varphi} \left( m - m^* + \frac{u}{r} \right)$$

mit  $r = \tau(1 - \lambda)$ .

In einer bisher störungsfreien Entwicklung ( $u = 0$ ) trete nun eine positive Angebotsstörung im Inland ( $u > 0$ ) auf. Als erstes sei eine „Abschottungsstrategie“ des Inlandes betrachtet. Darunter soll eine inländische Geldpolitik verstanden werden, die die Auswirkung des Angebotsschocks auf das Inland begrenzt. Das Ausland wird also von der Inlandsstörung abgeschottet. Der Abschottungseffekt wird erreicht, wenn die inländische Geldmenge wie folgt reduziert wird:

$$(39) \quad \Delta m = -u/r.$$

Die Inlandsstörung wirkt dann weder auf das ausländische Preisniveau (37) noch auf den ausländischen Output (36) durch. Die Abschottungsstrategie ist jedoch aus der Sicht des Inlandes nicht optimal. Sie würde bewirken, daß einerseits im Inland der Output von der Störung unberührt bleibt ( $\Delta y = 0$ ), andererseits aber das inländische Preisniveau reduziert wird ( $\Delta p = -u/r$ ). Das Ausgangsgleichgewicht war dadurch gekennzeichnet, daß der Output unterhalb seines Idealwertes ( $y < \bar{y}$ ) und das Preisniveau oberhalb seines Idealwertes ( $p > 0$ ) lag (vgl. Abschnitt II 3). Insofern erfährt das Inland durch den Preisrückgang durchaus eine Reduktion seines Nutzenverlustes. Jedoch ist es aufgrund des in der Nutzenverlustfunktion angelegten abnehmenden Grenznutzens der Preisreduktion und der Outputexpansion nicht optimal, wenn die Verbesserung der inländischen Trade-off-Funktion, die durch  $u > 0$  erreicht wird, lediglich zu einer Preissenkung, nicht jedoch auch zu einer Outputsteigerung genutzt wird. Aus inländischer Sicht ist es optimal, auf die Verlagerung der Trade-off-Funktion (durch  $u > 0$ ) so zu reagieren, daß das Preisniveau sinkt *und* der Output



Reduktion des ausländischen Preisniveaus um  $\Delta p^* = -g(\Delta m + u/r)$  niederschlagen.

Nun kann analog wie beim Inland weiter argumentiert werden. Zwar bedeutet die Auslandspreissenkung dort einen geringeren Nutzenverlust. Doch ist es nicht optimal, wenn die Verlagerung der ausländischen Trade-off-Funktion nur zur Preissenkung und nicht auch zu Outputsteigerungen genutzt wird. Um auch eine Outputsteigerung zu bewirken, wird das Ausland seine Geldmenge  $m^*$  erhöhen. Diese expansive Geldpolitik des Auslandes ist darauf gerichtet, der realen Aufwertung der eigenen Währung entgegenzuwirken und eine Outputsteigerung zu erzielen. Der dadurch reduzierte Abwertungseffekt der Inlandswährung begünstigt dort die Preisniveaumentwicklung ( $p$  sinkt jetzt). Erneut bessert sich also die Trade-off-Funktion des Inlands, was die Notenbank zur partiellen Outputsteigerung nutzen wird, und zwar durch eine expansivere Geldpolitik.

Der entscheidende Punkt liegt darin, daß der positive Angebotsschock im Inland zu einer expansiven Geldpolitik sowohl im Inland als auch im Ausland führen wird. Dies folgt aus dem Optimierungskalkül der Geldpolitik.<sup>23</sup> Der zentrale Transmissionsprozeß läuft über den realen Wechselkurs. Der expansive monetäre Impuls des Inlandes wie des Auslandes führt jeweils zu einer realen Abwertung der eigenen Währung und Aufwertung der anderen Währung, d. h. zu einer Verbesserung der Trade-off-Funktion in einem anderen Land, was dort einen erneuten monetären Expansionsimpuls auslöst.

Festzuhalten ist, daß bei asymmetrischen Störungen nicht mit einem Notenbankverhalten zu rechnen ist, welches die Auswirkung der Störung auf das Inland begrenzt und das Ausland von den Folgen abschottet. Vielmehr kommt es zu einem Notenbankverhalten, welches eine partielle Störübertragung auf das Ausland fördert. Da das Bestreben der inländischen und der ausländischen Notenbank nach Abwertung der jeweils eigenen Währung nicht gleichzeitig realisierbar ist, liegt ein Konflikt zwischen den Notenbanken vor. Die expansiven monetären Impulse beider Notenbanken wirken gegeneinander. Daher stellt sich das Problem der Kooperation versus der Nicht-Kooperation. Wie Gleichung (32) gezeigt hat, ist der reale Wechselkurseffekt bei Kooperation größer als bei nicht-kooperativem Verhalten. Um dieses zu begründen, muß man sich erstens deutlich machen, daß eine inländische Angebotsstörung entweder zu

---

<sup>23</sup> Der expansive Kurs der Geldpolitik tritt auch dann ein, wenn nicht eine Abschottungsstrategie des Inlandes als erste Reaktion unterstellt wird. Es sei jetzt angenommen, bei positiver Auslandsstörung werde die Geldmenge in beiden Ländern zunächst unverändert bleiben. Im Inland steigt der Output, der inländische Preisimpuls ist ungewiß (abhängig davon, ob  $c > 1$  ist). Gleichzeitig kommt es über eine reale Abwertung der Inlandswährung (38) auf jeden Fall aber zu einem deflationären Effekt im Ausland (37), der dort in dem Bestreben, auch eine Outputsteigerung zu ermöglichen, eine expansive Geldpolitik auslöst. Das wirkt auf das Inland und verursacht dort ebenfalls eine expansive Reaktion.



einem internationalen Preisgefälle oder zu einem internationalen Outputgefälle führen muß.

Aus (34) bis (38) lassen sich ableiten:

$$(40) \quad p - p^* = \frac{c + g}{a} (y - y^*) - \frac{u}{r}$$

$$(41) \quad y - y^* = 2\varphi q.$$

Gleichung (40) besagt, daß eine positive inländische Angebotsstörung ( $u > 0$ ) entweder zu einem Preisvorsprung des Auslandes ( $p - p^* < 0$ ) oder zu einem Outputvorsprung des Inlandes ( $y - y^* > 0$ ) führen muß. Gleichung (41) besagt, daß ein eventueller Einkommensvorsprung des Inlandes eine abgewertete Inlandswährung ( $q > 0$ ) voraussetzt. Wie man den Gleichungen (29) und (30) entnehmen kann, kommt es bei nicht-kooperativem und kooperativem Notenbankverhalten gleichermaßen zu einer Abwertung der Inlandswährung ( $q_n, q_k > 0$  bei  $u > 0$ ). D.h. in beiden Strategien wird ein Teil der Anpassung an die Inlandsstörung über den „Mengenanpassungsmechanismus“, also über das Entstehen einer Outputdifferenz  $y - y^*$ , vorgenommen. Wenn jedoch der reale Wechselkurseffekt bei kooperativem Verhalten größer ist als bei nicht-kooperativem Verhalten, so bedeutet das, daß der Mengenanpassungsmechanismus bei kooperativem Verhalten stärker genutzt wird als bei nicht-kooperativem Verhalten. Zugleich wird der Preisanpassungsmechanismus (also Entstehung eines Preisgefälles  $p - p^*$ ) bei kooperativem Verhalten weniger genutzt als bei nicht-kooperativem Verhalten.

Damit kann die folgende Zwischenbilanz gezogen werden. Tritt in einem Land eine Angebotsstörung auf, so muß zwischen den beiden Ländern entweder ein Preisgefälle („Preisanpassungsmechanismus“) oder ein Outputgefälle („Mengenanpassungsmechanismus“) entstehen. Kooperatives Verhalten der Notenbank nutzt im Vergleich zu nicht-kooperativem Verhalten relativ stärker den Mengenanpassungsmechanismus und relativ schwächer den Preisanpassungsmechanismus. Da kooperatives Verhalten ein relativ größeres Outputgefälle zuläßt, muß auch der reale Wechselkurseffekt größer sein als bei nicht-kooperativem Verhalten.

Worin liegt nun der Vorteil der einen und der Nachteil der anderen Strategie? In beiden Strategien kommt es nach der positiven Angebotsstörung zu expansiver Geldpolitik. Jedoch ist der Expansionsgrad nicht-kooperativen Verhaltens größer. Die bei nicht-kooperativem Verhalten entstehende Gesamtgeldmenge ist höher als die bei kooperativem Verhalten entstehende Gesamtgeldmenge, nämlich

$$(42) \quad \Delta(m + m^*)_n - \Delta(m + m^*)_k = \frac{a^2 g}{[a^2 + wc(c - g)] [a^2 + w(c - g)^2]} \frac{u}{r} > 0.$$

M. a. W.: Die nicht-kooperative Politik enthält bei der Reaktion auf (positive) Angebotsstörungen einen inflationären Bias, der sich im Vergleich zu kooperati-

dem Verhalten nutzenmindernd auswirken kann. Die Einschätzung der Preisniveaueffekte liefert also den Schlüssel zum Verständnis der beiden Strategien. Das läßt sich untermauern, indem die Grenzfälle betrachtet werden.

Würde das Preisniveau in der Nutzenverlustfunktion keine Rolle spielen (also  $w = 0$ ), dann führen kooperatives und nicht-kooperatives Verhalten der Politik zu gleichen Ergebnissen (nämlich  $\Delta q = 0$ ,  $\Delta m^* = 0$ ,  $\Delta m = -u/r$ ). Das vor der Störung erreichte Optimum der beiden Länder ( $y = y^* = \bar{y}$ ) würde aufrechterhalten. Lediglich würde das Inland bei positiven Angebotsstörungen durch eine restriktive Geldpolitik ( $\Delta m = -u/r$ ) eine Preisniveausenkung ( $\Delta p = -u/r$ ) induzieren. Das Nutzenverlustminimum bleibt davon annahmegemäß aber unberührt. Der reale Wechselkurs bleibt unverändert ( $\Delta q = 0$ ), so daß das Ausland die Inlandsstörung nicht spürt. Es entsteht folglich auch kein Konflikt zwischen beiden Ländern, der durch kooperatives oder nicht-kooperatives Verhalten zu lösen wäre.

## V. Abschließende Bemerkungen

Bei dem Thema internationale geldpolitische Kooperation stehen drei Fragen im Vordergrund. Die erste Frage betrifft die Bedingungen für die Existenz eines Kooperationsproblems. Damit kooperatives und nicht-kooperatives Verhalten der Notenbanken zu unterschiedlichen Wohlfahrtseffekten führen kann, muß eine Struktur der Weltwirtschaft angenommen werden, bei der ein Land in der Lage ist, durch Variationen der Geldmenge über dadurch induzierte Anpassungen außenwirtschaftlicher Variabler (realer Wechselkurs) Wohlfahrtsgewinne auf Kosten anderer Länder zu erzielen. Eine solche Struktur wird in der Kooperationsliteratur durchweg unterstellt. Das läßt sich unter Rückgriff auf jene Ansätze der monetären Makroökonomik rechtfertigen, die Möglichkeiten für eine aktive Geldpolitik aufzeigen. Jedoch sind diese Ansätze nicht unbestritten, und zumindest für die lange Frist gehen viele Autoren von der Neutralität der Geldpolitik aus. Folgt man dieser Linie, so ergäbe sich bei langfristiger Orientierung der Geldpolitik kaum ein Kooperationsproblem. Es muß also insgesamt festgestellt werden, daß die wohlfahrtstheoretischen Aspekte der internationalen geldpolitischen Kooperation ganz entscheidend davon abhängen, ob und welche Möglichkeiten für eine aktive Geldpolitik gegeben sind. Dies deutlich zu machen, war ein wichtiges Anliegen dieses Beitrags.

Die zweite Frage betrifft — Existenz des Kooperationsproblems unterstellt — die Auswirkungen kooperativen und nicht-kooperativen Verhaltens auf die realwirtschaftlichen Variablen, insbesondere auf den realen Wechselkurs. Die erheblichen Wechselkursbewegungen der letzten Jahre haben zu einer anhaltenden Debatte über die Ausgestaltung des internationalen Währungssystems geführt. Gemeinhin wird dabei die Stabilisierung des realen Wechselkurses als ein vordringliches Ziel angesehen. Aus dem Blickwinkel von Kooperation oder Nicht-Kooperation muß dies jedoch differenzierter betrachtet werden. Die Konstanz des realen Wechselkurses kann gleichermaßen mit kooperativem wie

auch mit nicht-kooperativem Verhalten der Notenbanken verbunden sein (wenn, wie in Abschnitt II 3 gezeigt, symmetrische Bedingungen herrschen). Mit anderen Worten kann aus einer Konstanz des realen Wechselkurses nicht ohne weiteres auf das „Wohlverhalten“ der einzelnen Länder geschlossen werden, wenn die Konstanz auch bei nicht-kooperativem Verhalten möglich ist. Darüber hinaus konnte gezeigt werden (Abschnitt IV), daß unter bestimmten Bedingungen (auf ein Land begrenzte Angebotsschocks) gerade durch kooperatives Verhalten der Notenbanken die realen Wechselkursbewegungen akzentuiert werden. Reale Wechselkursbewegungen können sich durchaus als notwendige und unter wohlfahrtstheoretischen Aspekten auch als erwünschte Folge eines kooperativen Verhaltens erweisen. Das weist auf die Dimension des währungspolitischen Problems hin. Nicht die Konstanz des realen Wechselkurses belegt den Erfolg eines Währungssystems, sondern erst der Verzicht auf nicht-kooperative Strategien. Und die Beweglichkeit des realen Wechselkurses ist kein Mißerfolg des Systems, wenn sie aus der kooperativen geldpolitischen Reaktion auf Störungen folgt.

Die dritte Frage betrifft die Durchsetzbarkeit internationaler Kooperationsvereinbarungen. Auch wenn kooperatives Verhalten pareto-überlegen ist, bleibt es doch nicht gesichert, weil jedes Land Anreize zu Free-Rider-Verhalten hat (vgl. Abschnitt III). Das führt zu den vermutlich immensen politischen Problemen einer internationalen Kooperation hin, die jedoch in diesem Beitrag ausgespart blieben. Was hierzu in der Literatur entwickelt worden ist, bleibt bisher noch recht vage. So wird auf die Notwendigkeit einer intensiven internationalen Überwachung (surveillance) hingewiesen, um nicht-kooperatives Verhalten identifizieren zu können. Unter Umständen kann währungspolitische Disziplin auch durch die „Führerschaft“ (leadership) der führenden Ökonomien erreicht werden, vorausgesetzt, es stehen wirksame Sanktionsmechanismen gegen nicht-kooperatives Verhalten zur Verfügung. Die in einem Währungssystem notwendige Disziplin wird so lange schwer aufrechtzuerhalten sein, wie die einzelnen Länder meinen, daß ihre nationale Souveränität auch ihre wirtschaftspolitische Autonomie einschließen müsse. Die wirtschaftspolitische Autonomie wird aber durch die faktische Interdependenz der Volkswirtschaften aufgehoben, nicht nur bei festen, sondern auch bei flexiblen Wechselkursen. Ökonomisch besser stellen können sich die Länder unter diesen Umständen nur gemeinsam und nur dadurch, daß sie miteinander kooperieren.

### Anhang A\*

Zunächst gilt es zu zeigen, daß in dem Basismodell (1)-(8) bei konstanten Erwartungswerten für die Geldmengen auch die Erwartungswerte der Preisniveaus in den beiden Ländern und des nominalen Wechselkurses konstant sind (vgl. Laskar (1986)).

---

\* Bei den umfangreichen Berechnungen dieses Anhangs hat mich Herr Dipl.-Ök. F. Kißmer erheblich unterstützt.

Durch Addition der Gleichungen (1) und (4), (2) und (5), (3) und (6) läßt sich eine Differenzgleichung für die Summe der erwarteten Preisniveaus beider Länder ableiten:

$$(i) \quad E_t(p_t + p_t^*) = \frac{\phi}{\Delta} E_t(m + m^*) + \frac{\phi\mu}{\Delta} E_t(p_{t+1} + p_{t+1}^*)$$

$$\Delta = \beta(\mu + \phi) + \phi(1 + \mu).$$

Vorwärtslösung ergibt einen konstanten Erwartungswert  $E(p + p^*)$ .

Durch Subtraktion der Gleichungen (1) und (4), (2) und (5), (3) und (6) erhält man unter Berücksichtigung von (7) und (8) ein Differenzgleichungssystem, dessen homogener Teil wie folgt aussieht:

$$(ii) \quad \begin{bmatrix} E_t(q_t) \\ E_t(p_t - p_t^*) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t(q_{t+1}) \\ E_t(p_{t+1} - p_{t+1}^*) \end{bmatrix}$$

$$a_{11} = [\mu\beta + \phi(1 + \beta + \mu)] / \Delta$$

$$a_{12} = \beta\mu / \Delta$$

$$a_{21} = 2[\phi\gamma + \mu(\varphi + \gamma)] / \Delta$$

$$a_{22} = \mu[\phi + 2(\varphi + \gamma)] / \Delta$$

$$\Delta = \beta(\mu + \phi + 2\varphi) + (1 + \eta)[\phi + 2(\varphi + \gamma)]$$

Die Stabilität von (ii) ist gegeben, da die Schur-Kriterien erfüllt sind. Da somit  $E(p - p^*)$  und  $E(q)$  konstant sind, läßt sich schließen:

- Wegen der Konstanz von  $E(p + p^*)$  und  $E(p - p^*)$  sind dann  $E(p)$  und  $E(p^*)$  konstant.
- Wegen konstanter Preiserwartungen und eines konstanten Erwartungswerts für den realen Wechselkurs  $E(q)$  ist auch der Erwartungswert für den nominalen Wechselkurs konstant.

Damit kann in (1) bis (8)

$$E(p_{t+1} - p_t) = E(p_{t+1}^* - p_t^*) = E(e_{t+1} - e_t) = 0$$

gesetzt werden. Nach Erwartungsbildung für das restliche Modell erhält man (9) bis (15), worin alle verbliebenen Größen streng genommen Erwartungswerte sind. Da die stochastischen Einflüsse ( $u$ ,  $x$ ) im Rahmen dieses Beitrags jedoch vernachlässigt werden können (nochmals: es geht hier nicht um die monetäre Beeinflussung der Varianz geldpolitischer Zielgrößen, sondern um die Beeinflussung ihrer Niveaus), kann die „deterministische“ Schreibweise der Gleichungen (9) bis (15) gewählt werden.

## Literaturverzeichnis

Aliber, R. (Hrsg.) (1974): National Monetary Policies and the International Financial System, Chicago u. a. 1974.

- Artus, P./Guvenen, O.* (Hrsg.) (1986): *International Macroeconomic Modelling for Policy Decisions*, 1986.
- Brandsma, A./Hughes Hallet, A.* (1986): *The Coordination Approach to Policymaking in Interdependent Economies*, in: Artus, P./Guvenen, O. 1986, S. 209-229.
- Branson, W. H.* (1986): *The Limits of Monetary Coordination as Exchange Rate Policy*, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, 1/1986, S. 175-194.
- Buiter, W./Marston, R.* (Hrsg.) (1985): *International Economic Policy Coordination*, Cambridge 1985.
- Cooper, R.* (1985): *Economic Interdependence and Coordination of Economic Policies*, in: *Handbook of International Economics*, Vol. II, Amsterdam 1985, S. 1195-1234.
- Corden, M.* (1985): *On Transmission and Coordination under Flexible Exchange Rates*, in: Buiter, W./Marston, R., 1985, S. 8-35.
- Currie, D./Levine, P.* (1985): *Macroeconomic Policy Design in an Interdependent World*, in: Buiter, W./Marston, R., 1985, S. 228-273.
- Fischer, St.* (1977): *Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule*, in: *Journal of Political Economy*, 1977, S. 191-205.
- Hamada, K.* (1974): *Alternative Exchange Rate Systems and the Interdependence of Monetary Policies*, in: Aliber, R., 1974, S. 13-33.
- Laskar, D.* (1986): *International Cooperation and Exchange Rate Stabilization*, in: *Journal of International Economics* (1986), Vol. 21, S. 151-164.
- Merlini, C.* (Hrsg.) (1984): *Economic Summits and Western Decision Making*, Sydney 1984.
- Miller, M./Salmon, M.* (1985): *Policy Coordination and Dynamic Games*, in: Buiter, W./Marston, R., 1985, S. 184-227.
- Niehans, J.* (1968): *Monetary and Fiscal Policies in Open Economies under Fixed Exchange Rates: An Optimizing Approach*, in: *Journal of Political Economy*, 1968, S. 893-920.
- Oudiz, G./Sachs, J.* (1985): *International Policy Coordination in Dynamic Macroeconomic Models*, in: Buiter, W./Marston, R., 1985, S. 274-330.
- Parkin, M.* (1978): *A Comparison of Alternative Techniques of Monetary Control under Rational Expectations*, in: *The Manchester School*, 1978, S. 252-287.
- Pelkmans, J.* (1984): *Collective Management and Economic Cooperation*, in: Merlini, C., 1984, S. 89-136.
- Pohl, R.* (1983): *Nicht-neutrale Inflation*, in: *Kredit und Kapital*, 16. Jg., 1983, S. 458-478.
- Poole, W.* (1970): *Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model*, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, 1970, S. 197-216.
- Putnam, R.* (1984): *The Western Economic Summits: A Political Interpretation*, in: Merlini, C., 1984, S. 43-88.
- Taylor, J.* (1985): *International Coordination in the Design of Macroeconomic Policy Rules*, in: *European Economic Review*, Vol. 28, 1985, S. 53-81.

# **Ansätze zur Währungs Kooperation und Wechselkursstabilisierung**

Von *Manfred Willms*, Kiel

## **I. Währungsintegration und Währungs Kooperation**

Die Analyse der internationalen währungspolitischen Zusammenarbeit hat in der Nachkriegszeit durch zwei politische Entwicklungen entscheidende Impulse erfahren, nämlich erstens durch die Gründung der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft im Jahre 1957 und zweitens durch den Zusammenbruch des Bretton Woods Systems im Jahre 1973.

Die Gründung der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft hat zu umfangreichen Forschungsarbeiten über die Währungsintegration geführt. Währungsintegration bedeutet im Endzustand die Schaffung einer Währungsunion mit einer Einheitswährung. Im Mittelpunkt der Studien steht die Ableitung von Kriterien für die Abgrenzung eines optimalen Währungsgebiets und für die optimale Strategie zur Erreichung einer Währungsunion.

Im Gegensatz zur Währungsintegration wird bei der Währungs Kooperation davon ausgegangen, daß die nationalen Währungen in den einzelnen Ländern erhalten bleiben. Ziel der Kooperation ist die Verringerung der starken Wechselkursschwankungen, die seit dem Übergang zu flexiblen Wechselkursen zwischen den wichtigsten Währungen der Welt aufgetreten sind. Im Mittelpunkt der ökonomischen Analyse stehen Vorschläge zur Kooperation im Bereich der Geldpolitik und im Bereich der Interventionspolitik auf den Devisenmärkten.

Gegenstand dieses Beitrags ist es, die zur Zeit diskutierten Vorschläge zur Währungs Kooperation aufzuzeigen und die mit ihnen verbundenen Probleme offenzulegen. Auf die in spieltheoretischen Ansätzen gestellte Frage, ob eine kooperative Lösung einer nicht-kooperativen über- oder unterlegen ist, wird nicht eingegangen.

## **II. Probleme des internationalen Währungssystems nach Bretton Woods**

Beim Bretton Woods System handelte es sich um ein Kartellwährungssystem in Form einer Wechselkursunion. Die Mitglieder des Systems vereinbarten feste Paritäten zwischen ihren Währungen bei gleichzeitiger Gewährleistung der Konvertibilität. Der Kartellcharakter kam darin zum Ausdruck, daß die

relativen Preise zwischen den Währungen fixiert wurden. Eine Vereinbarung über die absolute Höhe des Preisniveaus gab es dagegen nicht. Die Fixierung des absoluten Preisniveaus blieb den USA als wirtschaftlich stärkstem Mitgliedsland überlassen. Die USA übernahmen damit im Rahmen des Bretton Woods Systems die Preisführerschaft mit dem Dollar als Leitwährung.

Das System erforderte langfristig eine Orientierung der Geldpolitik der Mitgliedsländer an der Geld- und Fiskalpolitik des Leitwährungslandes. Es konnte daher nur so lange funktionsfähig sein, wie die Präferenz für eine bestimmte Inflationsrate in den USA den Präferenzvorstellungen über die Preisniveaumentwicklung in den anderen Ländern entsprach. Dies war in der Anfangszeit, als die USA eine Politik sehr niedriger Inflationsraten betrieben, weitgehend der Fall. Die ab Mitte der 60er Jahre zunehmend expansiver werdende Geld- und Fiskalpolitik der USA führte zu einer allmählichen Destabilisierung des Systems. Es kam zu Abwertungen des realen Wechselkurses in Ländern, die eine niedrigere Inflationsrate als die USA bevorzugten, und zu Aufwertungen in Ländern, die eine höhere Inflationsrate präferenzierten. Länder, deren Währung unterbewertet war, verzögerten systematisch eine Aufwertung, um die Beschäftigung und die Einkommen in ihrer Exportindustrie zu schützen. Als Folge stellten sich bei ihnen hohe Überschüsse in der Leistungsbilanz und ein Anstieg der Währungsreserven ein. Länder mit überbewerteter Währung verzögerten systematisch eine Abwertung, um einen Inflationsimport zu vermeiden. Ihre Leistungsbilanz wurde defizitär, und ihre Währungsreserven nahmen ab.

Der Sachverhalt, daß im Bretton Woods System keine Verständigung über die Festlegung eines einheitlichen Preisniveaus und damit keine Koordinierung der Geld- und Fiskalpolitik erfolgt ist, hat zu erheblichen Verzerrungen der Investitionsstruktur in den Mitgliedsländern und im internationalen Handel geführt. Die letztendlich doch unvermeidlichen Wechselkurskorrekturen waren sprunghaft und fielen fast immer zu gering aus. Sie dürften eher zur Destabilisierung als zur Stabilisierung des Investitionsklimas in den Mitgliedsländern beigetragen haben.

Kritiker des Bretton Woods Systems wie Milton Friedman<sup>1</sup>, Harry G. Johnson<sup>2</sup> und Egon Sohmen<sup>3</sup> bezweifelten grundsätzlich die Funktionsfähigkeit einer Wechselkursunion. Sie verwiesen auf den inneren Widerspruch zwischen der Vereinbarung fester Paritäten und der Aufrechterhaltung unterschiedlicher Zielvorstellungen in bezug auf die Preisniveaumentwicklung in den einzelnen Ländern. Die Lösung dieses Konflikts sahen sie nur in einem System voll flexibler Wechselkurse.

---

<sup>1</sup> Friedman, M., The Case for Flexible Exchange Rates, in: Friedman, M. (Hrsg.): Essays in Positive Economics, Chicago 1953, S. 157-203.

<sup>2</sup> Johnson, H. G., The Case for Flexible Exchange Rates 1969, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 51, Nr. 6 (1969), S. 12-24.

<sup>3</sup> Sohmen, E., Flexible Exchange Rates, 2. Aufl., Chicago 1969.



Von einem solchen System wurde erwartet, daß sich die Wechselkurse durch die Marktkräfte tendenziell ihrem langfristigen Gleichgewichtswert annähern. Kurzfristige Wechselkursschwankungen und kurzfristige Abweichungen der Wechselkurse von der Kaufkraftparität als einem Maßstab für den Gleichgewichtskurs wurden allerdings nicht ausgeschlossen. Sofern spekulative Einflüsse auftraten, wurden sie als wechselkursglättend angesehen. Das zentrale Argument war hierbei, daß erfolgreiche Spekulanten eine Währung bei niedrigem Kurs kaufen und bei hohem Kurs verkaufen, so daß potentielle Kursausschläge abgeschwächt würden und die Spekulation stabilisierend wirkt.

Von flexiblen Wechselkursen wurde ferner erwartet, daß Verzerrungen in der internationalen Arbeitsteilung und im Welthandel, wie sie für das Bretton Woods System typisch waren, durch eine kontinuierliche Anpassung der Wechselkurse an ihren Gleichgewichtswert vermieden werden könnten. Außerdem herrschte die Vorstellung, daß jedes Land eine unabhängige Geldpolitik betreiben könne, und die eigene Volkswirtschaft vor außenwirtschaftlichen Störungen, vor allem vor dem Inflationsimport, weitgehend abgeschirmt werden kann.

Die optimistischen Erwartungen, die mit der Einführung flexibler Wechselkurse zwischen den international wichtigsten Währungen verbunden waren, haben sich in der Realität nur zum Teil erfüllt. Als positive Ergebnisse der Floating-Periode sind festzuhalten:<sup>4</sup>

1. Stabilitätsorientierte Länder waren in der Lage, eine weitgehend unabhängige Geldpolitik zu betreiben und ihre Inflation auf das von ihnen gewünschte niedrigere Niveau zurückzuführen.
2. Die realen Wechselkurse haben sich schneller als im Bretton Woods System an veränderte Arbeitsproduktivitäten und veränderte Angebots- und Nachfragestrukturen angepaßt.
3. Kapitalverkehrskontrollen, die im Bretton Woods System notwendig waren, haben mit der Einführung flexibler Wechselkurse an Bedeutung verloren; die Integration der internationalen Kapitalmärkte hat zugenommen.
4. Welthandel und internationale Direktinvestitionen haben sich in der Periode des Floatens genauso expansiv entwickelt wie im Bretton Woods System.

Abweichend von den Erwartungen ergaben sich demgegenüber folgende negative Wirkungen des Floating Rate Systems:<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> Vgl. zu einigen dieser Argumente: International Monetary Fund, *The Exchange Rate System: Lessons of the Past and Options for the Future*, Occasional Paper No. 30, Washington, D.C. 1984, S. 47ff.

<sup>5</sup> Vgl. auch *Dunn, R. M., The Many Disappointments of Floating Exchange Rates. Essays in International Finance* Nr. 154, Princeton, N.J. 1983.



1. Die kurzfristige Variabilität der Wechselkurse fiel überraschend stark aus.
2. Es kam zu anhaltenden Abweichungen der Wechselkurse von der Kaufkraftparität mit der Folge von Umlenkungen der internationalen Handelsströme, einer entsprechenden Fehlallokation von Ressourcen und schwierigen sektoralen Anpassungsproblemen in den einzelnen Volkswirtschaften.<sup>6</sup>
3. Der Wechsel zwischen einer mehrere Jahre anhaltenden Unterbewertung des realen Wechselkurses und einer ebensolchen Überbewertung hat weltweit protektionistische Tendenzen verstärkt. Industrien, die bei einer unterbewerteten Währung international konkurrenzfähig waren und diese Fähigkeit bei einer Umkehrung der Wechselkursrelation verloren, wurden häufig durch Subventionen, steuerliche Vergünstigungen oder nichttarifäre Handelshemmnisse gestützt.
4. Eine schnelle Beseitigung von Leistungsbilanzüberschüssen und -defiziten ist nicht eingetreten.
5. Spekulative Anlageentscheidungen in internationalen Währungen waren nicht in der Lage, eine Stabilisierung der realen Wechselkurse zu bewirken. Vielleicht haben sie sogar zu ihrer Destabilisierung beigetragen.

### III. Argumente zugunsten einer Währungskooperation

Der Handlungsbedarf für eine internationale Kooperation im Bereich der Währungspolitik wird aus dem Sachverhalt abgeleitet, daß die realen Wechselkurse, und hier vor allem der Kurs des amerikanischen Dollars, in der Periode des Floatens starken Schwankungen ausgesetzt waren. Im einzelnen werden folgende Begründungen für eine Währungskooperation geltend gemacht:<sup>7</sup>

1. Aufgrund der Zunahme der Substituierbarkeit der international gehandelten Güter und Finanzaktiva führt der durch das Floaten gewonnene Autonomiespielraum nicht zwangsläufig zu mehr Wechselkursstabilität, wenn die nationale Geld- und Fiskalpolitik durch starke Variabilität gekennzeichnet ist. Häufig löst eine solche Politik über die Reaktion der Devisenmärkte unerwünschte Rückwirkungen auf die inländische Volkswirtschaft aus, die ihrerseits wieder zu wirtschaftspolitischen Reaktionen führt. Durch eine internationale Abstimmung der Geld- und Fiskalpolitik könnten diese destabilisierenden Wirkungen verringert werden.

<sup>6</sup> Die Beschäftigungseffekte realer Wechselkursschwankungen können beachtlich sein. So ermittelt Branson für die USA von 1963 bis 1985 einen Elastizitätswert der Industriebeschäftigten in bezug auf eine reale Dollar-Aufwertung von  $-0,14$ , d.h. eine Aufwertung von 10% führt zu einer Freisetzung von 140000 Beschäftigten. *Branson, W. H.; Love, J. P., The Real Exchange Rate and Employment and Output in U.S. Manufacturing*, Princeton, N.J. 1986.

<sup>7</sup> Vgl. hierzu auch: *Sachs, J., The Uneasy Case for Greater Exchange Rate Coordination*, in: *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, Vol. 76, Nr. 2 (1986), S. 336-341.

2. Nationale Regierungen neigen dazu, eine an ihren eigenen kurzfristigen Interessen ausgerichtete Wirtschaftspolitik zu betreiben. So wird bei Arbeitslosigkeit im Inland häufig versucht, durch eine expansive Geldpolitik und die damit verbundene Zinssenkung eine reale Abwertung der eigenen Währung herbeizuführen, um auf diese Weise die Konkurrenzfähigkeit der inländischen Wirtschaft gegenüber anderen Ländern zu verbessern (Beggarmy-Neighbour Policy). Bei Inflation im Inland besteht häufig die Tendenz, eine Abwertung der inländischen Währung durch Interventionen oder Kapitalverkehrskontrollen zu verhindern, um den damit verbundenen Inflationimport nicht eintreten zu lassen. Reagieren andere Länder auf eine derartige Politik in gleicher Weise, neutralisieren sich die Vorteile, die ein einzelnes Land erzielen könnte. Als Ergebnis stellt sich lediglich eine Destabilisierung der Wechselkurse und eine Behinderung der internationalen Arbeitsteilung ein. Eine Währungskooperation könnte die nationalen Regierungen veranlassen, eine Wirtschaftspolitik zu betreiben, die sowohl ihren eigenen langfristigen Interessen als auch den langfristigen Interessen der übrigen Länder entspricht.
3. Die Kursentwicklung auf den Währungsmärkten wird durch spekulative Transaktionen häufig dergestalt beeinflusst, daß die realen Wechselkurse von ihren durch Fundamentalfaktoren geprägten Gleichgewichtswerten abweichen. Ungleichgewichtige und stark schwankende Wechselkurse bewirken eine Destabilisierung der internationalen Arbeitsteilung sowie der internationalen Handels- und Kapitalströme.

Mittels internationaler Kooperation können spekulativ bedingte Schwankungen der realen Wechselkurse, denen keine entsprechende Änderung der ökonomischen Grunddaten gegenübersteht, abgefangen und damit verbundene Destabilisierungen des internationalen Systems verringert werden. Kooperation bietet diesbezüglich drei Vorteile: Zwei Vorteile sind institutioneller Art und bestehen in der größeren Interventionsmasse und der weltweiten zeitlichen Abstimmung der Interventionen. Der dritte Vorteil ist ökonomischer Natur und liegt in der Homogenisierung der Erwartungen.

4. Das Vorhandensein mehrerer Währungen mit stark schwankenden Wechselkursen macht die internationalen Handels- und Finanztransaktionen risikovoll und teuer. Eine durch Währungskooperation herbeigeführte Stabilisierung der Wechselkurse einiger weniger weltwirtschaftlich bedeutender Währungen reduziert die Risiken internationaler Transaktionen und verringert die außenwirtschaftlich bedingten Informations- und Transaktionskosten.

## IV. Alternative Vorschläge zur Währungs Kooperation

### 1. Koordinierte Steuerung der Weltgeldmenge

Das Konzept einer internationalen Koordinierung des Geldmengenwachstums wurde von Ronald McKinnon<sup>8</sup> entwickelt. Es basiert weitgehend auf dem monetären Ansatz der Wechselkursbestimmung. Der monetäre Ansatz besagt, daß der Wechselkurs nicht aus den Stromgrößen der Handelsbilanz abgeleitet werden kann, sondern daß er der relative Preis zweier Währungen ist, der sich aus dem Bestandsangebot und der Bestandsnachfrage auf dem nationalen Finanzmarkt im Vergleich zum internationalen Finanzmarkt bildet. Die Entwicklung auf den Finanzmärkten wird entscheidend durch die Geldpolitik beeinflusst. Daraus folgt, daß eine Stabilisierung des Wechselkurses mittels einer international abgestimmten und wechselkursorientierten Geldmengensteuerung erreichbar sein müßte.<sup>9</sup>

McKinnons Vorschlag enthält zwei Komponenten. Zum einen soll das Wachstum der Weltgeldmenge verstetigt werden. Damit soll eine Glättung des Weltkonjunkturverlaufs und eine Stabilisierung der Erwartungen auf den Devisenmärkten erreicht werden. Überraschende Änderungen in der Geldpolitik werden als eine der wichtigsten Ursachen für die Wechselkursschwankungen und die Destabilisierung der Wechselkurserwartungen angesehen. Zum anderen sollen kompensatorische Geldmengenreaktionen stattfinden, wenn unerwünschte Veränderungen der realen Wechselkurse eintreten. So ist die Zentralbank einer unerwünscht starken Währung verpflichtet, die Geldmenge über den Trend hinaus auszudehnen, während das Geldmengenwachstum der schwachen Währung reduziert werden soll. Der Wachstumstrend der Weltgeldmenge bleibt dabei von den Bemühungen zur Wechselkursstabilisierung unberührt. Außerdem verschiebt sich das Schwergewicht des Wachstums der Weltgeldmenge auf die Hartwährungsländer, ein Sachverhalt, den McKinnon für wünschenswert hält.<sup>10</sup>

An dem System sollen zunächst nur die Währungen der USA, Japans und der Bundesrepublik Deutschland teilnehmen. Diese Länder wurden ausgewählt aufgrund der Größe ihrer Volkswirtschaften, ihres Anteils am Welthandel, der Bedeutung ihrer Währungen als internationale Transaktions- und Finanzwäh-

---

<sup>8</sup> *McKinnon, R.*, An International Standard for Monetary Stabilization, Policy Analysis in International Economics 8, Washington, D.C. 1984, Kap. 5; ders.: The Dollar Exchange Rate and International Monetary Cooperation, in: Hafer, R. (Hrsg.): The Increasing Openness of the US Economy, The Federal Reserve Bank of St. Louis, 1986, S. 211-231; ders.: Monetary and Exchange Rate Policies for International Financial Stability: A Proposal, Stanford, California, September 1986; ders.: The U.S. Price Level and Dollar Exchange Rate, Tahoe City, California, August 1986.

<sup>9</sup> Vgl. *McKinnon*, The Dollar Exchange Rate ..., a.a.O., S. 211-231.

<sup>10</sup> Vgl. *McKinnon, R.*, An International Standard ..., a.a.O., S. 61-73.

rungen und der Freiheit von Kapitalverkehrskontrollen. Eine spätere Einbeziehung anderer Währungen, z.B. des Pfund Sterling, wird nicht ausgeschlossen.

Als Weltgeldmenge wird die gewichtete Summe der nationalen Geldbestände der drei Länder in enger Abgrenzung ( $M_1$ ) gewählt. McKinnon macht folgenden Gewichtungsvorschlag:<sup>11</sup>

$$M_W = 0,45 M_{US} + 0,35 M_D + 0,20 M_J$$

Dieser Ausdruck ist in Wachstumsraten definiert, so daß die Notwendigkeit einer Umrechnung der verschiedenen Währungseinheiten auf einen einheitlichen Standard entfällt. Die Subskripte kennzeichnen die Werte für die Welt (W), die USA (US), die Bundesrepublik Deutschland (D) und Japan (J). Die Gewichtung entspricht annähernd den vom Internationalen Währungsfonds bei der Definition der Sonderziehungsrechte verwendeten Werten. Allerdings steht die deutsche Geldmenge repräsentativ für den gesamten europäischen Währungsraum. Dies wird damit begründet, daß die D-Mark als wichtigste Währung im Europäischen Währungssystem anzusehen ist und daß sie zugleich eine Quasi-Leitwährungsfunktion für einige kleinere europäische Länder ausübt. Sie erhält ein entsprechend großes Gewicht von 35 Prozent.

Die Wachstumsrate der Weltgeldmenge soll so ausgelegt werden, daß das Preisniveau für international handelbare Güter konstant bleibt. In den einzelnen Ländern können die Wachstumsraten der Geldmenge jedoch voneinander abweichen. Sie sollen an der erwarteten Entwicklung der inländischen Geldnachfrage ausgerichtet werden. Die Ermittlung des länderspezifischen Geldangebots erfolgt unter Berücksichtigung der erwarteten Wachstumsrate des realen Bruttosozialprodukts, der Trendentwicklung der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes und der Preissteigerungsrate im Bereich der nicht-handelbaren Güter.<sup>12</sup>

Sind die Wachstumsraten des inländischen Geldangebots auf diese Weise den Erfordernissen der Geldnachfrage angepaßt worden, können Wechselkurschwankungen nur noch als Folge von Veränderungen internationaler Portfoliopräferenzen auftreten. Abweichungen der Marktkurse vom „Gleichgewichtswechselkurs“ werden als derartige Präferenzänderungen interpretiert. Zur Befriedigung der geänderten Nachfragestruktur nach nationalen Währungen soll das Geldmengenwachstum der aufwertenden Währung(en) erhöht und das der abwertenden Währung(en) unter den nationalen Gleichgewichtspfad abgesenkt werden, bis der Marktkurs wieder in die Nähe des „gleichgewichtigen Wechselkurses“ zurücktendiert ist. Um eine Beeinflussung des Wachstumstrends der Weltgeldmenge zu verhindern, werden die Änderungen symmetrisch vorgenommen, und zwar entsprechend der Gewichtung in der Definitionsgleichung.<sup>13</sup>

<sup>11</sup> Vgl. *McKinnon, R.*, An International Standard ..., a. a. O., S. 67.

<sup>12</sup> Vgl. *McKinnon, R.*, The U.S. Price Level and Exchange Rate Policies, a. a. O., S. 3; ders.: Monetary and Exchange Rate Policies ..., a. a. O., S. 8-13.

<sup>13</sup> Vgl. *McKinnon, R.*, The U.S. Price Level ..., a. a. O., S. 6-16.

Für den obigen Mechanismus ist die Bestimmung des „gleichgewichtigen Wechselkurses“ erforderlich. McKinnon stützt sich in seinem Vorschlag auf die Kaufkraftparitätentheorie. Er verwendet zur Ermittlung des „Gleichgewichtskurses“ jedoch nicht den Großhandelspreisindex, sondern einen Index der Lohnstückkostenentwicklung. Der so gefundene Kaufkraftparitätenkurs muß allerdings um die Effekte von Beschäftigungsschwankungen auf die Arbeitsproduktivität bereinigt werden. Ausgehend vom Basisjahr 1975 ergeben sich für 1985 „Gleichgewichtskurse“ von etwa 2,20 DM/\$ und 210 ¥/\$.<sup>14</sup> Die Festlegung dieser „Gleichgewichtsparitäten“ ist mit Unsicherheit behaftet. Probleme entstehen bei der Festlegung der Basisperiode, bei der Auswahl des zu verwendenden Deflators und bei der Identifizierung von realwirtschaftlich bedingten Abweichungen von der Kaufkraftparität. Um diese Probleme zu berücksichtigen, sollten Geldmengenreaktionen der Zentralbanken erst einsetzen, wenn der Marktkurs um mehr als 10 Prozent vom „Gleichgewichtskurs“ abweicht.

Die erforderliche Anpassung des Geldmengenwachstums kann sowohl in Form nicht-sterilisierter Devisenmarktinterventionen als auch über die inländische Komponente der Geldbasis erfolgen. Lediglich bei extrem starken kurzfristigen Schwankungen der Wechselkurse sollte allein auf nicht-sterilisierte Interventionen zurückgegriffen werden, die dann allerdings zwischen den Zentralbanken zu koordinieren sind.

McKinnon sieht für die monetäre Kooperation zwischen den wirtschaftlich bedeutendsten Ländern der Welt einen breiten Rahmen gegeben. Wichtig ist für ihn jedoch, daß die angestrebten Wachstumsraten der Geldmenge und die Wechselkursziele im voraus veröffentlicht werden. Nur so ließe sich eine Stabilisierung der Inflations- und der Wechselkursereignisse erreichen. Außerdem wäre dadurch sichergestellt, daß eine kurzfristige Abweichung vom vorgegebenen Wachstumspfad der Geldmenge zur Wechselkursstabilisierung nicht als eine grundlegende Änderung in der geldpolitischen Ausrichtung interpretiert werden kann.

## 2. Zielzonen für Wechselkurse

Zielzonen für Wechselkurse sind in jüngster Zeit vor allem von John Williamson<sup>15</sup> vom Institute for International Economics in Washington und

---

<sup>14</sup> Vgl. *McKinnon, R.*, An International Standard ..., a.a.O., S. 81-88; ders.: The Dollar Exchange Rate ..., o.a.O., S. 223.

<sup>15</sup> *Williamson, J.*, The Exchange Rate System, Policy Analysis in International Economics 5, 2. Aufl., Washington, D.C. 1985; ders.: Target Zones and the Management of the Dollar, in: Brookings Papers on Economic Activity, Heft 1 (1986), S. 165-175; ders.: Exchange Rate Flexibility, Target Zones, and Policy Coordination, Washington, Mai 1986; ders.: Target Zones and Indicators as Instruments for International Economic Policy Coordination: A Report to the Group of 24, Washington, September 1986; ders.:

von Daniel Lebeque<sup>16</sup>, dem Direktor für das Finanzwesen in Frankreich, vorgeschlagen worden. Am weitesten ausgereift sind hierbei die Vorschläge von Williamson.

Nach Williamson ist eine Zielzone ein von einer Anzahl von Ländern vereinbarter Schwankungsbereich der Wechselkurse um einen real fixierten Gleichgewichtskurs. Überschreitungen der Zielzone sind nicht grundsätzlich ausgeschlossen. Sie verpflichten die betroffenen Länder auch nicht, bestimmte im voraus festgelegte Maßnahmen zu ergreifen. Als Konsequenz ergibt sich lediglich ein Zwang zu internationalen Konsultationen und zu währungspolitischer Kooperation mit der Absicht, das Ausbrechen aus der Zielzone wieder rückgängig zu machen. Die Zielzonen für die Wechselkurse sind zu veröffentlichen.

Ein Zielzonensystem sollte zunächst nur die wichtigsten Währungen der Welt umfassen. Als Mindestvoraussetzung für sein Funktionieren wird die Beteiligung von Dollar, Yen und DM oder von Dollar, Yen und ECU angesehen. Eine Lösung innerhalb der Gruppe der 5, der Gruppe der 7 oder der Gruppe der 10 ist ebenfalls denkbar.<sup>17</sup> Unabhängig von der Zahl der beteiligten Länder wird vorgeschlagen, daß der Managing Director des IMF an den Verhandlungen über die Festlegung der Zielzonen teilnimmt. Dem IMF soll überhaupt eine wichtige Rolle in einem Zielzonensystem zukommen. So ist vorgesehen, daß der IMF die Berechnungen des realen Gleichgewichtswechselkurses vornimmt. Der IMF soll ebenfalls darüber wachen, daß die einzelnen Länder eine Wirtschaftspolitik betreiben, die mit der Einhaltung der Wechselkurszielzonen übereinstimmt. Schließlich bleibt dem IMF die Aufgabe vorbehalten, Zielzonen für Wechselkurse auch mit Ländern oder Ländergruppen außerhalb der großen Kernländer zu vereinbaren.

Eines der größten Probleme des Zielzonensystems stellt die Berechnung des realen Gleichgewichtswechselkurses dar. Nach der Kaufkraftparitätentheorie wird der jeweilige reale Wechselkurs durch Korrektur eines Ausgangskurses um das Inflationsdifferential berechnet. Der Wert ist stark von der Wahl der Ausgangsperiode und dem verwendeten Preisindex abhängig. Williamson verwirft diesen Ansatz daher und entwickelt stattdessen das Konzept der „Fundamental Equilibrium Exchange Rate“ (FEER).<sup>18</sup> Der FEER ist der reale Wechselkurs, der gleichzeitig internes und externes Gleichgewicht gewährleistet. Internes Gleichgewicht heißt hierbei eine hohe Auslastung ökonomischer

---

Options for Improving the International Coordination of Economic Policies, Bellagio Group Conference Paper, Basel, November 1986.

<sup>16</sup> Lebeque, D., Reforming the International Monetary System, Paris 1986.

<sup>17</sup> Gruppe der 5 = USA, Japan, Bundesrepublik Deutschland, Großbritannien, Frankreich

Gruppe der 7 = Gruppe der 5 plus Italien und Kanada

Gruppe der 10 = Gruppe der 7 plus Niederlande/Belgien, Schweden, Schweiz

<sup>18</sup> Vgl. Williamson, J., The Exchange Rate System, a. a. O., S. 19-36.



Ressourcen ohne Inflation und externes Gleichgewicht ein Leistungsbilanzsaldo, der genau dem gewünschten Kapitalstrom entspricht, der sich aufgrund der inländischen Sparneigung und Investitionsneigung ohne Störung durch die öffentlichen Haushalte einstellt. Die Berechnung des FEER erfolgt unter Ausschaltung zyklischer Effekte der Variablen mittels des Wechselkursmodells des IMF. Williamson kommt dabei zu folgender Beurteilung der damaligen Situation: Im 1. Quartal 1983 war die DM gegenüber dem Dollar um 22% und im 4. Quartal 1984 um 50% unterbewertet.

Die Weite der Zielzonen sollte möglichst groß ausfallen. Williamson schlägt maximale Abweichungen von dem FEER von  $\pm 10\%$  vor. Derartige Abweichungen sind immer noch erheblich niedriger als die in der Phase des Floatens eingetretenen Wechselkursschwankungen von 30 bis 50%.

Begründet wird die vorgesehene relativ große Ausdehnung der Zielzonen jedoch nicht mit den in der Realität beobachteten Schwankungen, sondern mit folgenden Argumenten:<sup>19</sup>

1. den Unsicherheiten bei der Schätzung des Gleichgewichtswechselkurses,
2. der größeren politischen Konsensfähigkeit,
3. der Erhaltung eines Spielraums für eine nationale Stabilisierungspolitik,
4. der besseren Möglichkeit zur Neutralisierung spekulativer Kapitalbewegungen und
5. der leichteren Überwindung des politischen Widerstands gegen eine wechsellkursorientierte internationale Kooperation in der Wirtschaftspolitik.

Ein weiteres zentrales Element von Wechselkurszielzonen stellt die Ausgestaltung des Anpassungsmechanismus dar. Das vorgelegte Zielzonenkonzept trägt dem Sachverhalt, daß Anpassungen der Zielzonen von Zeit zu Zeit notwendig sind, auf zweierlei Weise Rechnung: Zunächst einmal ist vorgesehen, daß der im Mittelpunkt stehende Gleichgewichtswechselkurs kontinuierlich an unterschiedliche Entwicklungen der nationalen Inflationsraten und der volkswirtschaftlichen Basisdaten angepaßt wird. Auf diese Weise könnte eine Art „crawling zone“ entstehen. Notwendige Anpassungen der Gleichgewichtskurse sollten stets unterhalb der Breite der Zielzonen liegen, um gravierende spekulative Umschichtungen der Nachfrage nach internationalen Währungen zu verhindern.<sup>20</sup>

Als weitere Maßnahme ist vorgesehen, daß ein Land, dessen Wechselkurs die Grenzen der Zielzone erreicht oder überschreitet, verpflichtet ist, Konsultationen mit den anderen Mitgliedsländern vorzunehmen. Die Konsultationen können entweder dazu führen, daß die Zielzone verändert wird oder daß

<sup>19</sup> Institute for International Economics and Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales: Exchange Rate Management and Policy Coordination: The Search for Realistic World Monetary Reform, Paris, Februar 1986, S. 27.

<sup>20</sup> Williamson, J., The Exchange Rate System, a. a. O., S. 66.

wirtschaftspolitische Maßnahmen zur Rückkehr in den mittleren Bereich der Zielzone vereinbart werden. Wird eine Änderung der Zielzone für nicht erforderlich gehalten, gibt es zwei Möglichkeiten: Droht nur der Kurs einer einzelnen Währung aus der Zone auszubrechen, hat das betreffende Land durch wirtschaftspolitische Maßnahmen dafür zu sorgen, daß sich sein Wechselkurs wieder auf den realen Gleichgewichtskurs zubewegt. Drohen dagegen die Kurse mehrerer Währungen gleichzeitig aus den Zielzonen auszubrechen, ist darüber zu entscheiden, welches Land oder welche Länder wirtschaftspolitische Maßnahmen zur Anpassung der Wechselkurse zu ergreifen haben.

Als wichtigstes wirtschaftspolitisches Instrument zur Wechselkursanpassung wird die Geldpolitik angesehen.<sup>21</sup> Danach sollen Länder, deren Wechselkurs sich auf die Obergrenze der Zielzone zubewegt, zu einer restriktiven Geldpolitik mit einer entsprechenden Erhöhung des inländischen Zinsniveaus übergehen, während Länder, deren Wechselkurs zur Untergrenze tendiert, eine expansive Geldpolitik einschlagen sollen. Generell soll die Geldpolitik jedoch nicht primär der Wechselkurssteuerung dienen, sondern einem stabilen Wachstumspfad folgen, der international abgesprochen und mit den Wechselkurszielzonen vereinbar ist. Auf diese Weise sollen inflationistische oder deflationistische Fehlentwicklungen des Systems ausgeschlossen werden.

In bezug auf den Einsatz der Fiskalpolitik zur Wechselkursstabilisierung ist Williamson relativ zurückhaltend. Er begründet dies zum einen damit, daß der Einfluß der Fiskalpolitik auf den Wechselkurs umstritten ist, und zum anderen damit, daß die Fiskalpolitik ein zu wenig flexibel einsetzbares Instrument darstellt.<sup>22</sup> Im Rahmen des policy-mix wird der Fiskalpolitik jedoch eine Bedeutung zur simultanen Realisierung des internen und externen Gleichgewichts beigemessen.

Als weiteres mögliches Instrument zur Stabilisierung der Wechselkurse werden Zentralbankinterventionen angesehen.<sup>23</sup> Sterilisierten Interventionen wird eine Wirkung auf den Wechselkurs zuerkannt, wenn sie in großem Umfang und über längere Zeiträume durchgeführt werden. Nicht-sterilisierte Interventionen sind in bezug auf den Wechselkurs wirksamer, können jedoch zu unerwünschten Schwankungen der inländischen Geldmenge und einer Destabilisierung der Inlandsnachfrage führen.

Kapitalverkehrskontrollen, Tobins Steuer auf Devisentransaktionen oder eine Zinsausgleichssteuer werden ebenso wie automatische Geldmengenregeln als unpraktikabel abgelehnt.

---

<sup>21</sup> Vgl. *Williamson, J., The Exchange Rate System, a. a. O., S. 69.*

<sup>22</sup> Vgl. *Williamson, J., The Exchange Rate System, a. a. O., S. 71.*

<sup>23</sup> Vgl. *Institute for International Economics and Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales: Exchange Rate Management and Policy Coordination, a. a. O., S. 31 f.*



### 3. Koordinierung der Wirtschaftspolitik auf der Grundlage von Indikatoren

Konkrete Vorschläge mit dem Ziel einer internationalen Koordinierung der Wirtschaftspolitik zur Stabilisierung der Wechselkurse auf der Grundlage von gesamtwirtschaftlichen Indikatoren sind in der jüngsten Vergangenheit vor allem von dem amerikanischen Finanzminister James A. Baker<sup>24</sup> und von John Williamson<sup>25</sup> unterbreitet worden. Danach sollen Zielgrößen von Indikatorwerten für makroökonomische Variablen, die in der Lage sind, Informationen über das binnen- und außenwirtschaftliche Gleichgewicht eines Landes zu geben, quantifiziert werden. Bei einer Abweichung der realisierten Indikatorwerte von den angestrebten Zielwerten sollen international koordinierte Maßnahmen ergriffen werden, um die tatsächlichen Werte an die gewünschten Werte anzupassen. Die Maßnahmen sind im einzelnen nicht konkretisiert worden. Zu ihnen gehören jedoch nach den Vorstellungen von Baker auch koordinierte Devisenmarktinterventionen.<sup>26</sup>

Williamson unterscheidet vier Funktionsebenen für Indikatoren.<sup>27</sup> Demzufolge können Abweichungen der Indikatoren von ihren Zielwerten folgende mögliche wirtschaftspolitische Reaktionen auslösen:

1. Aufnahme von Beratungen zwischen den beteiligten Ländern.
2. Diskussionen über das Erfordernis des Einsatzes bestimmter Maßnahmen.
3. Übernahme einer Verpflichtung, Anpassungsmaßnahmen durchzuführen.
4. Sanktionsmechanismen bei Nichtanpassung der Wirtschaftspolitik.

Die erste Ebene ist zugleich die schwächste Form der Ausgestaltung der internationalen Kooperation. Sie beinhaltet lediglich einen Druck auf die am Indikatorsystem teilnehmenden Länder, in Beratungen über eine Änderung ihrer wirtschaftspolitischen Maßnahmen einzutreten.

Bei der zweiten Ebene dient das Indikatorsystem dazu, Konstellationen aufzuzeigen, die auf ein Ungleichgewicht hindeuten. Von den betroffenen Ländern wird erwartet, daß sie ihre Wirtschaftspolitik ändern, es sei denn, sie können nachweisen, daß eine derartige Änderung wegen des gleichzeitigen Verstoßes gegen andere Ziele unangebracht ist.

---

<sup>24</sup> Vgl. *Baker, J. A.*, Statement before the International Trade Subcommittee of the Senate Finance Committee and the International Finance and Monetary Policy Subcommittee of the Senate Banking Committee, in: U.S. Treasury News, Washington, D.C., 13. Mai 1986, S. 4.

<sup>25</sup> Vgl. *Williamson, J.*, Target Zones and Indicators as Instruments for International Economic Policy Coordination, a.a.O., S. 17ff.

<sup>26</sup> Vgl. *Baker, J. A.*, Statement before the Committee on Foreign Relations of the U.S. Senate, in: U.S. Treasury News, Washington, D.C., 20. Mai 1986, S. 4.

<sup>27</sup> Vgl. *Williamson, J.*, Target Zones and Indicators as Instruments for International Economic Policy Coordination, a.a.O., S. 20f.

Die dritte Ebene ist wesentlich konkreter konzipiert. Sie sieht das Ergreifen bestimmter im voraus festgelegter Maßnahmen bei einem Abweichen der Indikatoren vor. Teilweise ist daran gedacht, hier auch Elemente von automatischen Anpassungsmaßnahmen einzubeziehen.<sup>28</sup>

Die vierte Ebene schließlich stellt die strengste Form der internationalen Währungs Kooperation dar. Sie führt zur Auslösung von Sanktionsmechanismen, sobald der Indikator einen kritischen Wert überschreitet und keine wirtschaftspolitischen Gegenmaßnahmen ergriffen werden.

Es ist allgemein bekannt, daß Indikatoren Variablen sein müssen, die eindeutig definiert sind, die genau gemessen werden können und die schnell zur Verfügung stehen. Die Indikatoren müssen außerdem in sich konsistent sein. Bei international zu verwendenden Indikatoren kommt noch hinzu, daß ihr Aussagegehalt für verschiedene Länder identisch sein muß.

Als Indikatoren für eine internationale Währungs Kooperation dürften vor allem die Wechselkurse, die Leistungsbilanzsalden und die Währungsreserven von Bedeutung sein. Innerhalb der Gremien, in denen in der letzten Zeit über Fragen der Währungs Kooperation beraten worden ist, sind jedoch sehr viel mehr Indikator-kandidaten benannt worden. So hat die Gruppe der 7 auf ihrer Konferenz in Tokio im Mai 1986 insgesamt zehn Indikatoren vorgeschlagen, nämlich die Wachstumsraten des realen Bruttosozialprodukts, Inflationsraten, Arbeitslosenquoten, Defizite der öffentlichen Haushalte, Leistungsbilanzsalden, Handelsbilanzsalden, Zinssätze, Wachstumsraten der Geldmenge, Währungsreserven und Wechselkurse.<sup>29</sup>

Die Inkonsistenzen, die bei dem Bestreben, zehn Indikatoren simultan zu realisieren, voraussichtlich auftreten werden, sind von Williamson sehr klar gesehen worden.<sup>30</sup> Nicht nur wegen der theoretischen Inkonsistenzen, sondern auch wegen der Schwierigkeiten, auf politischer Ebene eine Übereinkunft über so viele Indikatoren zu erreichen, schlägt er eine Umstrukturierung und Neuklassifizierung der Summit-Indikatoren in folgende Kategorien vor:

1. Endzielvariablen

Hierzu gehören eine angemessene Wachstumsrate des realen Bruttosozialprodukts, ein hoher Beschäftigungsgrad, eine niedrige Inflationsrate und ein an der Spar- und Investitionsneigung der Länder ausgerichteter Leistungsbilanzsaldo. Die Vorgabe von Zielwerten für die Handelsbilanz entfällt.

---

<sup>28</sup> Vgl. *Baker, J. A.*, The Functioning of the International Monetary System, Statement before the IMF Interim Committee, in: U.S. Treasury News, Washington, D. C., 9. und 10. April 1986.

<sup>29</sup> Vgl. *Baker, J. A.*, Statement before the Committee on Foreign Relations of the U.S. Senate, a. a. O., S. 4.

<sup>30</sup> Vgl. *Williamson, J.*, Target Zones and Indicators as Instruments for International Economic Policy Coordination, a. a. O., S. 26ff.

2. Politikindikatoren  
Geldpolitik — als Geldmengenpolitik oder als Zinspolitik ausgestaltet — ist ebenso wie die Fiskalpolitik als wirtschaftspolitisches Instrument aufzufassen.
3. Zwischenziele  
Zwischenziele sind Variablen, denen keine normative Bedeutung an sich zukommt, die aber für die Erreichung der Endziele wichtig sind. Als Zwischenziel wird der Wechselkurs betrachtet.
4. Residualvariablen  
Hierbei handelt es sich um Variablen, die innerhalb bestimmter Grenzen als Residuen schwanken können. Ihre Aufgabe besteht darin, für die notwendige Flexibilität des Systems im Hinblick auf die Absorption unerwarteter Schocks zu sorgen. Währungsreserven erfüllen nach Williamson typischerweise die Funktion einer solchen Residual- oder auch Auffangvariablen.

Zentrale Bedeutung in der Anwendung des Indikatorkonzepts von Williamson kommt einer internationalen Übereinkunft über die Endzielvariablen zu. Er geht davon aus, daß es aufgrund von Modellrechnungen (IMF Multilateral Exchange Rate Model, Link-Model, OECD-Interlink-Model) möglich ist, die für die Zielerreichung erforderliche Kombination im Einsatz der Geld- und Fiskalpolitik sowie die effektiven realen Gleichgewichtswechselkurse zu berechnen.

Das Problem der internationalen Kooperation reduziert sich dann auf die Festlegung der Werte für die Endzielvariablen. Nach den auf der Gipfelkonferenz in Tokio entwickelten Vorstellungen soll jedes Land seine eigenen Vorschläge über seine realistischere erreichbaren Indikatorwerte machen. Eine Überprüfung dieser Werte hinsichtlich ihrer internationalen Konsistenz sollte durch den IMF erfolgen. Die letztendliche Festlegung der Indikatoren soll durch Verhandlungen innerhalb der Gruppe der 5 oder der Gruppe der 7 vorgenommen werden. Die Überwachung der Einhaltung der Vereinbarungen soll dem IMF im Rahmen der Wahrnehmung seiner multilateralen surveillance-Aufgaben übertragen werden.

Um den Indikator-Ansatz operabel zu machen und den politischen Abstimmungsprozeß zu vereinfachen, schlägt Williamson schließlich die Verwendung eines Zwei-Ziele- und Zwei-Instrumenten-Ansatzes vor. Danach sollten das nominale Bruttosozialprodukt und die Leistungsbilanz als Endzielvariablen und die Geld- und Fiskalpolitik als Politikvariablen dienen. Die Geldpolitik wäre dann überwiegend zur Realisierung des außenwirtschaftlichen Gleichgewichts und die Fiskalpolitik zur Stabilisierung der Binnennachfrage einzusetzen. Wegen des Sachverhalts, daß Leistungsbilanzdaten nur mit zeitlicher Verzögerung zur Verfügung stehen, soll an ihre Stelle der Wechselkurs treten. Williamson kommt dann zu folgendem Zuordnungsschema:

Wachstum des nominalen Sozialprodukts	Wechselkurs	
	Aufwertung oberhalb des Ziels	Abwertung unterhalb des Ziels
Oberhalb des Ziels	Monetäre Expansion Fiskalische Kontraktion	Monetäre Kontraktion
Unterhalb des Ziels	Monetäre Expansion	Monetäre Kontraktion Fiskalische Expansion

Mit diesem letzten Schritt rückt der Indikator-Ansatz deutlich in die Nähe des Zielzonen-Ansatzes. Auch in ihm sind Zielwerte für den Wechselkurs festzulegen.

## V. Kritik der Vorschläge zur Währungs Kooperation

Der Wechselkurs ist neben dem Lohn einer der wichtigsten Preise in der Volkswirtschaft. Selbst wenn es richtig ist, daß die gesamtwirtschaftliche Unsicherheit mit dem Floaten nicht zugenommen hat, so zählt dieses Argument wenig für diejenigen, die unmittelbar von wechselkursbedingten Schwankungen der Auslandspreise betroffen sind. Aus ihrer Sicht hat die Unsicherheit zugenommen, und damit bleibt der politische Druck bestehen, Maßnahmen zur Reduzierung der Wechselkursschwankungen zu ergreifen.

Die europäischen Länder haben diesem Druck zumindest teilweise mit der Schaffung des Europäischen Währungssystems nachgegeben. In den USA kommt der Druck in verstärkten protektionistischen Tendenzen zum Tragen. Er kann zu nachhaltigen Verzerrungen des Welthandels führen und die Erfolge, die in der Nachkriegszeit mit Zollabbau und Liberalisierung des internationalen Handels erreicht worden sind, zunichte machen. Die Vorschläge, die zur Reduzierung von Wechselkursschwankungen durch währungspolitische Kooperation unterbreitet worden sind, verdienen daher eine sorgfältige Überprüfung.

Eine solche Überprüfung ist ohne Kenntnis der Ursachen der starken Schwankungen wenig sinnvoll. In der theoretischen Diskussion finden sich folgende Erklärungsansätze für Abweichungen der nominalen und realen Wechselkurse von ihren langfristigen Gleichgewichtswerten:

### 1. Geldpolitische Aktivitäten

Den bekanntesten Ansatz zur Erklärung von Wechselkursschwankungen dürfte das Overshooting-Modell von Dornbusch darstellen.<sup>31</sup> Nach diesem Modell reagieren Zinsen und Wechselkurse unmittelbar auf einen monetären Impuls, während die Anpassung bei den Güterpreisen erst mit einer zeitlichen Verzögerung erfolgt. Die schnelle Anpassung auf den

<sup>31</sup> Dornbusch, R., Expectations and Exchange Rate Dynamics, in: Journal of Political Economy, Vol. 84 (1976), S. 1161-1176.

Finanzmärkten impliziert, daß eine expansive Geldpolitik sofort zu einer Zinssenkung und einer überschießenden nominalen und realen Abwertung der inländischen Währung führt, die sich erst im Laufe der Zeit mit dem Anstieg des inländischen Zins- und Preisniveaus und der damit verbundenen realen Aufwertung abbaut.

2. Fiskalpolitische Aktivitäten

Zu einem Überschießen des Wechselkurses kommt es auch, wenn unerwartete transitorische fiskalpolitische Maßnahmen ergriffen werden.<sup>32</sup> So führt ein überraschend eingetretenes Budgetdefizit bei gegebener inländischer Spar- und Investitionsneigung zu einem Anstieg des Zinsniveaus im Inland. Zur Aufrechterhaltung des Gleichgewichts auf den Finanzmärkten ist dann eine Abwertungserwartung für den inländischen Wechselkurs erforderlich. Diese kann sich nur einstellen, wenn die inländische Währung zuvor überproportional aufgewertet worden ist. Der Überschießungseffekt baut sich im Laufe der Zeit mit der Senkung des Zinses auf sein Ausgangsniveau ab.

3. Risiko- und Rentabilitätsgesichtspunkte

Ein Teil des großen Bestandes an international beweglichem Finanzkapital wird häufig aufgrund von Informationen über tatsächliche oder erwartete Veränderungen in der politischen Stabilität eines Landes oder in bezug auf eine Veränderung der Rentabilitätsbedingungen umgeschichtet. So lösen politische Unsicherheiten in einem Land Kapitalfluchtbewegungen in Richtung auf stabile Währungen aus, die zu einer überproportionalen Abwertung der Inlandswährung und einer Aufwertung der stabilen Währungen führen, die von der ökonomischen Konstellation in den betreffenden Ländern losgelöst sind. Erwartete Rentabilitätssteigerungen in einem Land können einen Kapitalzustrom und entsprechende Aufwertungseffekte der Inlandswährung induzieren, die zumindest kurzfristig nicht den Fundamentalfaktoren entsprechen.

4. Destabilisierende Wechselkursrerwartungen

Wechselkursrerwartungen brauchen nicht notwendigerweise stabilisierende Kapitaltransaktionen auszulösen. So kann eine für einige Zeit beobachtete Aufwertungstendenz einer Währung zu der Erwartung des Anhaltens dieses Trends führen und Anleger veranlassen, Finanzaktiva in der betreffenden Währung mit dem Ziel nachzufragen, Aufwertungsgewinne zu realisieren. Der Wechselkurs schießt dann über den Wert hinaus, der durch die realen und monetären Gegebenheiten bedingt ist. In diesem Fall ist die Spekulation destabilisierend, selbst wenn sie für den Investor noch profitabel sein sollte.

---

<sup>32</sup> *Branson, W. H.*, The Limits of Monetary Coordination as Exchange Rate Policy, in: *Brookings Papers of Economic Activity*, Heft 1 (1986), S. 175-194; *Dornbusch, R.*, Flexible Exchange Rates and Excess Capital Mobility, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, Heft 1 (1986), S. 209-226.

### 5. Marktineffizienz

Die neueste Form des Marktineffizienz-Arguments in der Wechselkursanalyse ist das Irrationalitäts-Argument.<sup>33</sup> Es basiert auf der Annahme, daß die Marktteilnehmer die Inkompatibilität zwischen einer stark überbewerteten Währung und der Existenz nur sehr kleiner realer Differenzen der langfristigen Zinssätze nicht erkennen. Eine solche kleine Zinsdifferenz zugunsten eines Landes, das sich im Ausland kräftig verschuldet, erfordert unter dem Gesichtspunkt des Portfolio-Gleichgewichts nur eine geringe reale Abwertungsrate seiner Währung. Im Laufe der Zeit baut sich jedoch ein so hoher Bestand an Auslandsschulden auf, daß plötzlich Schwierigkeiten bei der Erfüllung des Kapitaldienstes auftreten. In dem Moment erkennen die Wirtschaftseinheiten, daß sie sich geirrt haben, und versuchen, die Staatsschuldentitel zu verkaufen. Die betreffende Währung erfährt dann eine überproportionale Abwertung. Die Irrationalität des Marktes liegt in seiner Unfähigkeit, die Zusammenhänge rechtzeitig sichtbar werden zu lassen und die Kapitaltransaktionen an den Fundamentalfaktoren zu orientieren.

Die ersten drei Effekte führen zu Wechselkursschwankungen, die ökonomisch unvermeidbar sind. Es ist klar, daß Wechselkurse stark schwanken, wenn die Wirtschaftspolitik extremen Veränderungen unterliegt oder sich die Portfoliopräferenzen auf der Grundlage von Fundamentalfaktoren verschieben. Problematischer sind die letzten beiden Effekte. Falls sie in der Realität eine Rolle spielen, lösen sie Wechselkursschwankungen aus, die als unerwünscht bezeichnet werden können.

Die Vorschläge zur Währungs Kooperation zielen auf der einen Seite darauf ab, die durch wirtschaftspolitische Maßnahmen induzierten Wechselkursschwankungen zu glätten. Auf der anderen Seite soll spekulativen Kapitaltransaktionen durch koordinierte Interventionen der Zentralbanken auf den Devisenmärkten begegnet werden.

Alle Vorschläge weisen fünf gemeinsame Schwächen auf:

1. Prozesse der Markt Koordination sollen durch Prozesse politischer Kooperation abgelöst werden, ohne daß der Nachweis erbracht ist, daß diese zu besseren Ergebnissen führen.
2. Es wird unterstellt, daß die Marktkurse nicht den durch ökonomische Fundamentalfaktoren bestimmten Gleichgewichtskursen entsprechen. Ein allgemein anerkanntes Verfahren zur Berechnung eines gleichgewichtigen Wechselkurses wird jedoch nicht vorgelegt.
3. Eine Unterscheidung zwischen spekulativen und durch Fundamentalfaktoren, z. B. durch eine Veränderung der property rights<sup>34</sup>, ausgelöst

---

<sup>33</sup> Frankel, J. A.; Froot, K. A., *The Dollar as an Irrational Speculative Bubble*, University of California, Berkeley 1985.



Kapitaltransaktionen ist in der Realität nicht möglich. Der Optimismus, größere Kapitalbewegungen durch Interventionen in ihrer Wechselkurswirkung zu neutralisieren, scheint überzogen zu sein.

4. Das Risiko der Veränderung von Wechselkursen und der Einschränkung der Konvertibilität bleibt bei allen Formen der Währungs Kooperation bestehen.
5. Der politische Wille zur Unterordnung binnenwirtschaftlicher Zielsetzungen unter die außenwirtschaftlichen Notwendigkeiten ist von seiten der betroffenen Länder genauso wenig zu erkennen wie zu Zeiten des Bretton Woods Systems.

Im einzelnen sind zu den Vorschlägen folgende Anmerkungen zu machen: Der Ansatz von McKinnon besticht durch die Chance, eine niedrige Weltinflationsrate über die Kontrolle der Weltgeldmenge zu erreichen und gleichzeitig geldpolitisch ausgelöste Wechselkursschwankungen durch eine Stabilisierung der Erwartungen mittels der Verstetigung des langfristigen Geldmengenwachstums in den einzelnen Volkswirtschaften zu verhindern. Er besitzt darüber hinaus den Vorteil, das Problem der *n*-ten Währung, das bei einer Wechselkursunion auftritt, zu vermeiden.

Allerdings ist auch der McKinnon-Ansatz nicht frei von Problemen:<sup>35</sup>

- Fiskalpolitisch ausgelöste Schwankungen der Wechselkurse führen zu einer Destabilisierung der Geldmengenentwicklung. Das Konzept enthält keinen fiskalpolitischen Korrekturmechanismus, der dies verhindert. Im Grunde erfordert der McKinnon-Ansatz einen ausgeglichenen Staatshaushalt in den beteiligten Ländern.
- Kommt es wider Erwarten auch in einer McKinnon-Welt zu stärkeren internationalen Kapitalbewegungen, löst dies wegen der vorgesehenen nicht-sterilisierten Interventionen starke Schwankungen des inländischen Geldmengenwachstums mit entsprechenden Nachfrage-, Produktions- und Zinseffekten aus. Sinnvoller wären hier sterilisierte Interventionen.
- Länder, die eine expansive Geld- und Fiskalpolitik beginnen, sind bevorteilt. Sie zwingen den Partnerländern über den Kooperationsmechanismus eine restriktive Geldpolitik auf.

<sup>34</sup> Veränderungen der property rights in Form von international unterschiedlichen Regelungen des Kündigungsschutzes, der Mitbestimmung und der Umweltschutzaufgaben können für den internationalen Kapitalverkehr eine große Rolle spielen. Vgl. A. Gutowski, Internationale Währungsordnung und weltwirtschaftliche Entwicklung, in: Probleme und Perspektiven der weltwirtschaftlichen Entwicklung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N. F., Bd. 148 (Hrsg.: H. Giersch), Berlin 1985, S. 307-332.

<sup>35</sup> Zu einer kritischen Auseinandersetzung mit dem McKinnon-Ansatz vgl. auch Scharer, H.-E., Internationalisierung der Geldpolitik, in: W. Filc und C. Köhler (Hrsg.), Stabilisierung des Währungssystems, Berlin 1985, S. 235-253. Reither, F., Versagen flexible Wechselkurse?, in: Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik, 31. Jg. (1986), S. 293-309.

- McKinnon unterstellt eine stabile Weltgeldnachfrage. Damit wird postuliert, daß Veränderungen in der Geldnachfrage in den beteiligten Ländern stochastischer Natur sind und sich zu Null aufaddieren.
- Der McKinnon-Ansatz enthält eine Reihe technischer Schwierigkeiten bei der Währungs Kooperation im Zusammenhang mit der Bestimmung des gleichgewichtigen Geldangebotswachstums (Berechnung der Veränderung der nationalen Geldnachfrage) und der Orientierung an der Kaufkraftparität (Wahl der Basisperiode und eines geeigneten Preisindizes).

Der Zielzonen-Ansatz von Williamson ist in bezug auf die internationale Koordinierung der Geldpolitik weniger stringent als der McKinnon-Ansatz. Er basiert vorrangig auf dem Prinzip der moralischen Beeinflussung der Wirtschaftspolitik und läßt den kooperierenden Ländern einen großen Spielraum in der Verfolgung binnenwirtschaftlicher Ziele. Zum Ausgleich divergierender Inflationsraten sind Wechselkursanpassungen in festen Zeitabständen vorgesehen.

Trotz seiner eingebauten Anpassungsflexibilität können auch bei einem Zielzonen-System erhebliche Probleme auftreten:

- Der fehlende Anpassungszwang und das Nichtvorhandensein von Sanktionen gefährden permanent die Existenz des gesamten Systems.
- Das Fehlen einer Beschränkung der monetären Expansion kann das Zielzonen-System zu einem Weltinflationssystem machen.
- Die Koordination beschränkt sich im wesentlichen auf die Geldpolitik. Fiskalpolitisch ausgelöste Wechselkursschwankungen können damit nicht verhindert werden.
- Auch in einem Zielzonen-System dürfte auf Kapitalverkehrskontrollen nicht verzichtet werden können.

Der Indikator-Ansatz bietet den Vorteil, daß er politisch schnell konsensfähig ist. Eine Einigung über eine Vielzahl anzustrebender Indikatorgrößen und deren unverbindliche Überwachung durch den IMF dürfte leicht zu erreichen sein. Schwieriger wird es dagegen bei der Williamson-Version werden, die darauf abzielt, über die Festlegung von Indikatoren eine Kooperation in der Geldpolitik und der Fiskalpolitik herbeizuführen.

Gerade aber die Realisierung der „schwachen“ Version wirft erhebliche Probleme auf:

- Die beobachteten Indikatorwerte sind das Ergebnis von wirtschaftspolitischen Maßnahmen, die in der Vergangenheit liegen. Die zu ihrer Korrektur erforderlichen wirtschaftspolitischen Eingriffe wirken erst mit einer erheblichen zeitlichen Verzögerung.
- Bei einer Anzahl von Indikatoren ist eine eindeutige Zuordnung zu einem einzelnen Instrument nicht möglich (Assignment-Problem). Darüber hinaus ist die Frage der Quantifizierung des Instrumenteneinsatzes ungelöst.



- Die in der Diskussion stehende große Anzahl von Indikatoren birgt das Problem der Widersprüchlichkeit und Überdeterminiertheit in sich und kann keine sinnvolle Grundlage für die angestrebte Kooperation der Wirtschaftspolitik bilden.
- Die Ausgestaltung der surveillance durch den IMF dürfte nicht ausreichen, die Einhaltung der Indikatorwerte zu gewährleisten.

Als Fazit läßt sich festhalten, daß jede Form der Währungs Kooperation nur so gut ist wie der Wille der beteiligten Länder, sich wirtschaftspolitisch diszipliniert zu verhalten. Eine inflationäre Geldpolitik paßt ebenso wenig in dieses Bild wie eine defizitäre Haushaltspolitik. Letztendlich sind die starken Schwankungen der Wechselkurse das Ergebnis einer destabilisierenden Geld- und Fiskalpolitik in den einzelnen Ländern. Das zentrale Anliegen der Währungs Kooperation muß es daher sein, eine am Wachstumspotential der Volkswirtschaften ausgerichtete Geldpolitik und eine Politik der ausgeglichenen Staatshaushalte zu erreichen. Die Vorschläge zur Währungs Kooperation können allenfalls einen institutionellen Rahmen zur Erleichterung der diesbezüglichen internationalen Abstimmung bilden. Den Willen zu einer Wirtschaftspolitik, die relativ stabile Wechselkurse gewährleistet, können sie nicht ersetzen.

### Literaturverzeichnis

- Baker, J. A.*, The Functioning of the International Monetary System, Statement before the IMF Interim Committee, in: U.S. Treasury News, Washington, D.C., 9.-10. April 1986.
- , Statement before the International Trade Subcommittee of the Senate Finance Committee and the International Finance and Monetary Policy Subcommittee of the Senate Banking Committee, in: U.S. Treasury News, Washington, D.C., 13. Mai 1986.
  - , Statement before the Committee on Foreign Relations of the U.S. Senate, in: U.S. Treasury News, Washington, D.C., 20. Mai 1986.
- Branson, W. H.*, The Limits of Monetary Coordination as Exchange Rate Policy, in: Brookings Papers on Economic Activity, Heft 1 (1986), S. 175-194.
- Branson, W. H., Love, J. P.*, The Real Exchange Rate and Employment and Output in U.S. Manufacturing, Princeton, N.J., 1986.
- Buiter, W. H., Marston, R. C.*, International Economic Policy Coordination, Cambridge University Press, Cambridge 1985.
- Corden, W.*, Fiscal Policies, Current Accounts and Real Exchange Rates: In Search of a Logic of International Policy Coordination, Bernhard-Harms-Vorlesungen, 12, Kiel 1986.
- Dornbusch, R.*, Expectations and Exchange Rate Dynamics, in: Journal of Political Economy, Vol. 84 (1976), S. 1161-1176.
- Dornbusch, R.*, Flexible Exchange Rates and Excess Capital Mobility, in: Brookings Papers on Economic Activity, Heft 1 (1986), S. 209-226.
- Dunn, R. M.*, The Many Disappointments of Floating Exchange Rates, Essays in International Finance Nr. 154, Princeton, N.J., 1983.
- Filc, W.*, Zielzonen für den US-Dollar?, in: Wirtschaftsdienst, Heft 6 (1986), S. 288-294.

- Frankel, J. A. und Froot, K. A.*, The Dollar as an Irrational Speculative Bubble, University of California, Berkeley, 1985.
- Friedman, M.*, The Case for Flexible Exchange Rates, in: Friedman, M. (Hrsg.): Essays in Positive Economics, Chicago 1953, S. 157-203.
- Giersch, H.*, Wo lohnt sich koordinierte Wirtschaftspolitik?, in: Wirtschaftswoche, Nr. 52 (1986), S. 124.
- Gutowski, A.*, Internationale Währungsordnung und weltwirtschaftliche Entwicklung, in: Probleme und Perspektiven der weltwirtschaftlichen Entwicklung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F., Bd. 148 (Hrsg.: H. Giersch), Berlin 1985, S. 307-332.
- Haberler, G.*, Markt koordiniert besser, in: Wirtschaftswoche, Nr. 47 (1986), S. 112-120.
- Institute for International Economics und Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales, Exchange Rate Management and Policy Coordination: The Search for Realistic World Monetary Reform, Paris, Februar 1986.
- Interim Committee of the Board of Governors of the IMF, Communiqué of the Twenty-Sixth Meeting, Washington, D. C., 9.-10. April 1986, in: IMF (1986), Annual Report 1986, S. 109-113.
- International Monetary Fund, The Exchange Rate System: Lessons of the Past and Options for the Future, Occasional Paper No. 30, Washington, D. C., 1984.
- International Monetary Fund, Deputies of the Group of 10: The Functioning of the International Monetary System, in: IMF Survey, Juli 1985, S. 2-16.
- International Monetary Fund, Deputies of Intergovernmental Group of 24 Call for Major Changes in Monetary System, in: IMF Survey, September 1985, S. 2-16.
- Johnson, H. G.*, The Case for Flexible Exchange Rates 1969, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 51, Nr. 6 (1969), S. 12-24.
- Lebeque, D.*, Reforming the International Monetary System, Paris 1985.
- McKinnon, R.*, An International Standard for Monetary Stabilization, Policy Analysis in International Economics 8, Washington, D. C., 1984.
- , The U.S. Price Level and Dollar Exchange Rate, Tahoe City, California, August 1986.
- , Monetary and Exchange Rate Policies for International Financial Stability: A Proposal, Stanford, California, September 1986.
- , The Dollar Exchange Rate and International Monetary Cooperation, in: Hafer, R. (Hrsg.): The Increasing Openness of the US Economy, The Federal Reserve Bank of St. Louis 1986, S. 211-231.
- Reither, F.*, Versagen flexible Wechselkurse? Zu den theoretischen Grundlagen der McKinnon-Kritik, in: Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik, 31. Jg. (1986), S. 293-309.
- Sachs, J.*, The Uneasy Case for Greater Exchange Rate Coordination; in: The American Economic Review (Papers and Proceedings), Vol. 76, Nr. 2 (1986), S. 336-341.
- Scharrer, H.-E.*, Internationalisierung der Geldpolitik. Eine Beurteilung des McKinnon-Ansatzes aus der Sicht der Bundesrepublik Deutschland, in: Filc, W. und Köhler, C. (Hrsg.): Stabilisierung des Währungssystems, Berlin 1985, S. 235-253.
- Scheide, J.*, Mehr Stabilität durch Wechselkurszielzonen?, in: Die Weltwirtschaft, Heft 1 (1986), S. 38-46.
- Stevart, O.*, Gibt es eine Alternative zu flexiblen Wechselkursen?, in: Wirtschaftsdienst, Heft 7 (1986), S. 335-344.

*Sohmen, E.*, Flexible Exchange Rates, 2. Aufl., Chicago 1969.

*Spinelli, F.*, Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and the Case for International Monetary Cooperation, in: IMF Staff Papers, Vol. 30 (1983), S. 755-783.

*Williamson, J.*, The Exchange Rate System, Policy Analyses in International Economics 5, 2. Aufl., Washington, D.C., 1985.

—, Exchange Rate Flexibility, Target Zones, and Policy Coordination, Washington, D.C., Mai 1986.

—, Options for Improving the International Coordination of Economic Policies, Bellagio Group Conference Paper, Basel, November 1986.

—, Target Zones and Indicators as Instruments for International Economic Policy Coordination: A Report to the Group of 24, Washington, D.C., September 1986.

—, Target Zones and the Management of the Dollar, in: Brookings Papers on Economic Activity, Heft 1 (1986), S. 165-174.

## **Kommentar zu Manfred Willms' „Ansätze zur Währungs Kooperation und Wechselkursstabilisierung“**

Von *Emil-Maria Claassen*, Florenz

Der vorliegende Beitrag von Manfred Willms stellt einen klaren und hervorragenden Überblick der jüngsten Reformvorschläge dar. Im Mittelpunkt stehen die Vorstellungen von McKinnon versus Williamson. Die neuen Reformprogramme erinnern an eine alte Kontroverse während der 1920er und 1930er Jahre, was die Bestimmung des fundamentalen gleichgewichtigen Wechselkurses anbelangt: McKinnon auf der einen Seite, der an Cassels Kaufkraftparitätentheorie und an der in den 1920er Jahren auftauchenden Unterscheidung zwischen internationalen Gütern (heute tradables) und heimischen Gütern (heute nontradables) anknüpft, und Williamson auf der anderen Seite, der sich den seit den 1930er Jahren populär gewordenen Elastizitätsansatz zu eigen macht, wonach die Handelsbilanz im Mittelpunkt der Wechselkursbestimmung steht und den Kapitalbewegungen — wenn überhaupt — nur eine untergeordnete Rolle zugewiesen wird.

Was in der gesamten Literatur der letzten zehn Jahre über Wechselkursbestimmung und damit auch über die von ihr abgeleiteten Reformvorschläge fehlt, ist eine klare Unterscheidung zwischen geldwirtschaftlichen und realwirtschaftlichen Störungen bzw. Schocks. Beiden, McKinnon und Williamson, schwebt die Dominanz von geldwirtschaftlichen Störungen vor, auch wenn die Realität für die letzte Dekade eher in die Richtung von prädominierenden realen Schocks weist.

Die Messung *realer* Wechselkursschwankungen anhand des Kaufkraftparitätentheorems und die hieraus gezogene Schlußfolgerung eines Abweichens des effektiven Wechselkurses vom fundamentalen gleichgewichtigen Wechselkurs (das Phänomen des sog. misalignment) haben nur dann einen relevanten Aussagewert, wenn die Realität mit den zugrundeliegenden Hypothesen der Kaufkraftparitätentheorie übereinstimmt. Letztere versinnbildlicht letztendlich nichts anderes als die Annahme der Geldneutralität in einer offenen Volkswirtschaft. Sie reflektiert eine für die lange Periode gültige komparativ-statische Aussage, wonach relative Preise — und damit auch der reale Wechselkurs — durch monetäre Störungen unverändert bleiben. Charakteristisch für solche Situationen sind beispielsweise Wirtschaften mit Hyperinflation oder solche, in denen realwirtschaftliche Schocks transitorischer Art sind und sich gegenseitig in der Zeit aufheben.

Sobald jedoch reale Störungen in der Weltwirtschaft dominieren *und* sofern letztere zwischen den Währungen bzw. Währungsblöcken divergieren, stellt die Kaufkraftparitätentheorie nicht mehr einen Maßstab für den realen fundamentalen gleichgewichtigen Wechselkurs dar. Die enormen Fluktuationen im relativen Preis von Energie, Rohstoffen und anderen Primärprodukten, der Anstieg von negativen Realzinsen zu historisch einmalig hohen Realzinssätzen, extrem unterschiedliche Entwicklungen der Unterbeschäftigungsrate zwischen den USA, Europa und Japan (vor allem in den 1980er Jahren) und schließlich die divergierenden Fiskalpolitiken zwischen den USA und Jeuropa (d. h. Japan und Europa) — alle diese realwirtschaftlichen Störungen haben möglicherweise die Bestimmung des *realen* Wechselkurses dominiert.

Unter diesem realwirtschaftlichen Aspekt wäre folgende Fragestellung für die zukünftige Forschung — und für zukünftige Reformvorschläge — von wissenschaftlichem Interesse. Indem die von Williamson vollzogene nützliche Unterscheidung zwischen „volatility of real exchange rates“ — einem kurzfristigen Phänomen, dem weniger Bedeutung zukommt — und „misalignment of real exchange rates“ — ein langfristiger Tatbestand — vollzogen wird, sollte die theoretische und empirische Forschung herausfinden, ob dieses Phänomen des misalignment tatsächlich den Sachverhalt eines ungleichgewichtigen realen Wechselkurses darstellt — vor allem für die realen Wechselkurse zwischen den USA, Japan und dem EWS. In diesem Forschungsszenario ist die relative Gewichtung von realwirtschaftlichen und geldwirtschaftlichen Schocks (zu den letzteren zählen selbstverständlich auch Portfolioumschichtungen) von kapitaler Bedeutung. Ein mögliches Resultat könnte jenes sein, wonach die langfristige Entwicklung des realen Wechselkurses dem fundamentalen Gleichgewichtskurs entspricht, so daß den jüngsten Reformvorschlägen jeglicher Boden entzogen wird. Was jedoch zu reformieren bleibt, sind jene nationalen Politiken, die die Ursache der realwirtschaftlichen Störungen ausmachten.

# Ein empirischer Versuch zur Erklärung der Dollarkurstendenz

Von *Reinhard Pohl*, Berlin

## 1. Warum noch ein Versuch, den Dollarkurs empirisch zu erklären?\*

In den fünfziger und sechziger Jahren traten immer mehr Wirtschaftswissenschaftler dafür ein, die Wechselkurse dem Markt zu überlassen. Nur so könnte ein einzelnes Land sich von der internationalen Inflation abkoppeln oder — so Albert Hahn — sogar erfolgreiche „autonome Konjunkturpolitik“ verfolgen, und nur bei freien Wechselkursen seien übermäßige Leistungsbilanzsalden zu vermeiden.

Das wesentliche Argument war die *Kaufkraftparitätentheorie*: Bei freiem internationalen Güterverkehr Sorge der internationale Preiszusammenhang dafür, daß, über den Wechselkurs umgerechnet, zunächst die Außenhandelspreise, dann auch die Inlandspreise (Verbraucherpreisniveaus) in den verschiedenen Ländern einander angeglichen werden. Die Raten der Änderungen der Wechselkurse würden gleich den Differenzen zwischen den Inflationsraten der verschiedenen Länder sein; denn die Inflationsdifferenzen sind nichts anderes als die Änderungen der Kaufkraftparitäten. Wirtschaftspolitisch heißt das: Weil die Kaufkraftparitätentheorie gelte, seien bei freien Wechselkursen ein Inflationsgefälle und damit eine autonome Stabilitätspolitik durchzuhalten.

Von der Wissenschaft weniger akzeptiert, dafür aber um so populärer war ein spezielles *leistungsbilanztheoretisches* Argument für freie Wechselkurse: Mit einem Überschuß in der Leistungsbilanz entstehe ein Überangebot an Devisen, das den Wechselkurs der fremden Währungen senke. Die Ausfuhr werde verteuert und vermindert, die Einfuhr verbilligt und vergrößert, so daß ein „übermäßiger“ Leistungsbilanzsaldo verhindert werde.

Im März 1973 brach das Bretton-Woods-System amtlich fixierter Währungsrelationen endgültig zusammen, und der Dollarkurs wurde gegenüber vielen anderen Währungen freigegeben. In den fast anderthalb Jahrzehnten danach gab es viel Gelegenheit, die Kaufkraftparitätentheorie, die Leistungsbilanztheorien und andere Hypothesen zur Erklärung der Wechselkurse empirisch zu

---

\* Ich danke herzlich Ingrid *Anders* für die Hilfe bei den statistischen Arbeiten, Michaela *Engelmann* für die Textverarbeitung, Barbara *Meisner* für die Regressionsanalysen und Ilse *Walborn* für die Graphiken.

prüfen. Die Ergebnisse haben etliche zunächst euphemistische Anhänger freier Wechselkurse ernüchtert. Natürlich sahen sich all jene in ihrer Auffassung bestätigt, die da meinten, der Dollarkurs sei nicht mit ökonomischen Faktoren, schon gar nicht mit „fundamentalen“ Faktoren, wie Kaufkraftparitäten und Leistungsbilanzsalden, befriedigend zu erklären.

Rüdiger Dornbusch steht für viele, wenn er feststellt

„that modern exchange rate theories have failed across the board to account for exchange rate behavior. Speculative bubbles, expectations about future policy changes and international side effects of inappropriate monetary-fiscal policy mixes are reasons for deviations of the exchange rate from the rate warranted by the fundamentals“.<sup>1</sup>

Mindestens so rigoros ist Wolfgang Cezanne, der vor kurzem zahlreiche gängige Wechselkurstheorien getestet und verworfen hat:

„Die Aufgabe, für Prognosezwecke taugliche Wechselkurstheorien zu entwickeln, ist noch ungelöst“.<sup>2</sup>

In der Tat lehrt ein Blick auf die im Anhang stehende Abbildung 2 (unterste Reihen), daß die Kaufkraftparitätentheorie allenfalls längerfristig, für manche zu langfristig, gelten könnte. Gegenüber dem Index des „Preisgefälles“ (der Kaufkraftparität) kommt es immer wieder zu einem jahrelangen „Überschießen“ des Indexes des Außenwertes der D-Mark gegenüber dem US-Dollar in der einen oder anderen Richtung. Die Kaufkraftparität scheint also allenfalls auf längere Sicht wie ein Magnet auf den Wechselkurs zu wirken (daß das „Überschießen“ zum Teil rational zu erklären ist und insoweit kein „Marktversagen“ bedeutet, hat Jürg Niehans plastisch beschrieben und wird im Modell wieder aufgegriffen).<sup>3</sup>

Wie Abbildung 3 erkennen läßt, hat die Leistungsbilanz der USA in den letzten Jahren mit kräftig steigenden Defiziten abgeschlossen. „Trotzdem“ hat der Außenwert des Dollars gegenüber der D-Mark, aber auch — was hier nicht abgebildet wurde — gegenüber dem mit Außenhandelsanteilen gewogenen Durchschnitt aller Währungen bis zum Frühjahr 1985 zugenommen! Der leistungsbilanztheoretische Ansatz zur Dollarkurserklärung hat also zumindest in seiner naiven Fassung versagt. Denn er krankt daran, daß bei ihm der Kapitalverkehr ausgeklammert, also nicht berücksichtigt wird, daß dem Leistungsbilanzdefizit ein Kapitalzustrom gegenübersteht. Für die Jahre 1981 bis 1984 konnten die USA mit einem Unternehmen verglichen werden, das als solide gilt und den Aktionären und Gläubigern gute Erträge bzw. sichere Zinsen verspricht, so daß es sich ein hohes „Leistungsbilanzdefizit“, eine hohe Außenfinanzierung leisten kann und überdies den Aktionären Kursgewinne beschert:

<sup>1</sup> Dornbusch (1985), S. 597.

<sup>2</sup> Cezanne (1985), S. 38.

<sup>3</sup> Niehans (1979). Vgl. insbesondere Dornbusch (1976), der in seinem Wechselkursmodell zeigt, unter welchen Bedingungen — perfekte Kapitalmobilität, eine relativ zur Reagibilität der „Asset-Märkte“ langsame Anpassung der Gütermärkte, „konsistente“ Erwartungen — es zu einem „overshooting“ der Wechselkurse kommt.



In den betrachteten Jahren waren in den USA die Wachstumsaussichten sehr gut, die Renditen auf Sachkapital und die Zinsen für Fremdkapital für Ausländer so attraktiv, daß die Nachfrage nach Dollars und nach Dollaranlagen anzog. Erst als die Wachstumsaussichten schlechter wurden und die Zinsen nachgaben, wurde das „Unternehmen USA-Volkswirtschaft“ von den internationalen Finanzmärkten zunehmend als „überschuldet“ eingeschätzt. Mit anderen Worten: Für die Bewertung einer Währung kommt es nicht auf das Leistungsbilanzdefizit, für sich allein genommen, an, sondern auf die erwarteten Erträge, die mit diesem Defizit erwirtschaftet werden.

Derartige Überlegungen haben dazu geführt, daß immer mehr vermögens-theoretische (portfoliotheoretische) Ansätze und Modelle benutzt wurden, bei denen die Differenzen zwischen den aus dem Kapitalverkehr zu erwartenden Renditen im Inland und denen im Ausland eine zentrale Rolle bei der Erklärung des Wechselkurses spielen. Ich halte diese Ansätze für fruchtbar. Allerdings darf man sich dabei nicht — wie es manchmal geschieht — nur auf die Differenzen zwischen den nominalen Anleihezinsen beschränken. Das nominale Zinsgefälle, für sich genommen, bietet keine Erklärung (vgl. die obersten Reihen in der Abbildung 2 mit der untersten Reihe „Außenwert der D-Mark“).

Wer zur Erklärung des Dollarkurses nur die Kaufkraftparitätentheorie, nur den leistungsbilanztheoretischen oder nur den nominalzinstheoretischen Ansatz benutzt, hat offenbar nur die Wahl zwischen zwei Konsequenzen: Wenn er seriös ist, wird er vom „Zufallsprozeß“ (random walk) sprechen. Neigt er zum Zynismus, so wird er das surrealistische Bild vom Dollarmarkt als einem „Käfig voller Narren“ zeichnen: Die Devisenmarktteilnehmer spekulieren auf kurzfristige Kursgewinne. „Effizient“, allerdings oft verschieden, wird jede neue Nachricht (auf Neudeutsch: „News“) verarbeitet. Darüber hinaus werden „viele Devisenmarktteilnehmer sich vor ihren eigenen Entscheidungen ein Bild davon zu machen versuchen, wie die übrigen Marktteilnehmer bestimmte Ereignisse und Informationen beurteilen und daraus ihre Erwartungen und Entscheidungen ableiten. So (entstehen) immer wieder irrationale, sich selbst verstärkende Wechselkursbewegungen“.<sup>4</sup> Diese sind mit einer Seifenblase (Bubble) vergleichbar, die irgendwann durch irgendein Ereignis zum Platzen gebracht wird.

Diese beiden Konsequenzen wären eine Bankrotterklärung eines Wirtschaftswissenschaftlers, der die Konkursmasse entweder dem Wahrscheinlichkeitstheoretiker oder dem Massenpsychologen überließe. Ich habe mich um die Vermeidung eines solchen Bankrotts bemüht, indem ich versucht habe, die einzelnen fruchtbaren, aber für sich genommen nicht ausreichenden Erklärungsansätze miteinander zu kombinieren. Die Elemente dieser Kombination sind:

— Der *durchschnittlich erwartete Dollarkurs*: er deckt sich — so wird hier behauptet — auf etwas längere Sicht mit der erwarteten Kaufkraftparität. Diese ergibt sich, indem man die vermutete *aktuelle Kaufkraftparität* mit dem erwarteten *Inflationsgefälle* fortschreibt.

---

<sup>4</sup> Reinhard Pohl (1985a).



- Die durchschnittlich *geplante (finanzielle) Investitionsperiode*<sup>5</sup> der Devisen- und Finanzmarktteilnehmer, — eine wesentliche Variable, die bei den mir bekannten Erklärungsversuchen nicht berücksichtigt worden ist.
- Der Durchschnitt oder das Niveau der erwarteten *nominalen Renditen* von Geld- und Sachvermögen in den USA und in der Bundesrepublik Deutschland. Da die durchschnittliche finanzielle Investitionsperiode langfristig (4 bis 6 Jahre) sein dürfte, kommt als für das Renditenniveau repräsentativer Satz nicht ein Geldmarktsatz, sondern ein Anleihezinssatz in Frage, wenn man keinen gewogenen Mittelwert aus den verschiedenen Renditen von Geld- und Sachvermögen berechnen kann.

Schon wegen der Unvollkommenheit der Informationen über tatsächliche und, vor allem, über erwartete und geplante Vorgänge muß der Anspruch an einen solchen Erklärungsversuch bescheiden sein. Hinzu kommt, daß solche fundamentalen, ökonomisch wesentlichen Vorgänge, wie politische und soziale Unruhen, allgemeine Zahlungskrisen oder Kapitalverkehrskontrollen, also Faktoren, welche nicht nur den Geldwert im engeren Sinne (Preisstabilität), sondern auch die Sicherheit der Geld- und Kapitalanlagen beeinträchtigen, mit diesem Ansatz nicht erfaßt werden können. Aber selbst wenn man über all das mehr wüßte, bliebe noch etliches übrig, was man den Massenpsychologen zur Deutung überlassen könnte. Immerhin ist es gelungen, wenigstens die Grundrichtung des Dollarkurses zu erklären: Die Regressionsanalysen für die Zeit von Anfang 1973 bis Herbst 1986 ergaben, daß — je nach Teil-Stützperiode — 70 bis 84 v. H. der Varianz des DM-Dollarkurses statistisch erklärt werden konnten.

Das im folgenden vorgestellte Modell ist ein äußerst restriktiv angelegtes Partialmodell, mit dem lediglich die aus den zahlreichen einzelwirtschaftlichen Kalkulationen abgeleitete Kursbildung in einem kurzen Stadium beschrieben werden soll. Es kann allenfalls ein Baustein für ein Totalmodell sein, mit dem nicht nur die jeweilige Kursbildung, sondern auch die Wirkungen der jeweils zustande gekommenen Kurse auf Preise und Mengen, auf die Wirtschaftspolitik und auf die Erwartungen und Pläne der Wirtschaftssubjekte beschrieben werden. Trotzdem ist bereits dieses Modell sehr ausführlich dargestellt, da ich schon mir selber (und damit auch anderen) folgende Fragen beantworten wollte:

- Nach welchen Kriterien müßte sich ein „rationaler“, auf Gewinnmaximierung bedachter Devisenmarktteilnehmer richten?
- Wie können die bei gesamtwirtschaftlichen Analysen unumgänglichen, aber manchmal leichthin gebrauchten Begriffe wie „*der* Zinssatz“ oder „im Durchschnitt erwartete Wechselkurse oder Inflationsraten“ oder „durchschnittliche Risikoprämie bei Devisengeschäften“ sinnvoll interpretiert werden?

---

<sup>5</sup> Die Bedeutung der Verzinsungsperiode für die Erklärung der Zinssätze ist schon von Eirik *Svindland* (1979 a, 1979 b) hervorgehoben und untersucht worden.

## 2. Ein Partialmodell zur Beschreibung der Wechselkursbildung

### 2.1 Vorbemerkung

Die zum Verständnis des Modells notwendigen Erklärungen der Symbole und Begriffe, ferner die Gleichungen und schließlich, als Zugabe, ein Zahlenbeispiel sind in den Tabellen 1 bis 3b im Anhang wiedergegeben.

### 2.2 Ein Modell mit nur zwei Marktteilnehmern (Investoren)

Auf einem Devisenmarkt sind zumindest zwei Teilnehmer notwendig, damit eine Transaktion zustandekommen kann. Zwei sind aber auch hinreichend. Deshalb und aus Gründen der Vereinfachung soll unser Modell mit zwei Teilnehmern am Dollarmarkt (genau: DM-Dollar-Markt) beginnen, dem ersten, der Dollars (auf US-Dollar lautende Zahlungsmittel) gegen DM (auf DM lautende Zahlungsmittel) verkaufen möchte, und dem zweiten, der Dollars gegen DM verkaufen will. Im Verhandlungsstadium planen beide, ihr Gesamtvermögen, das jeweils sowohl aus Dollarvermögen als auch aus DM-Vermögen besteht, umzuschichten: Der erste Teilnehmer plant eine Dollar-Investition zu Lasten seines DM-Vermögens, der zweite möchte eine Dollar-Desinvestition zugunsten seines DM-Vermögens vornehmen.

Hierbei werden die Worte Investition und Desinvestition anders als in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung gebraucht als Transaktionen, mit denen die Zusammensetzung des Vermögens geändert wird. Das — in DM ausgedrückte — Vermögen besteht aus Geld- und aus Sachvermögen. Geldvermögen sind Zahlungsmittel zuzüglich sonstiger Forderungen und abzüglich der Verbindlichkeiten. Sachvermögen besteht aus dem Eigentum an Sachen und aus Beteiligungsrechten, z. B. Aktien. „Investition“ heißt die Zunahme eines bestimmten Teils des Vermögens, „Desinvestition“ die Abnahme eines anderen Teils des Vermögens. Eine „Dollar-Investition“ (ihre Entsprechung im Modell ist eine gleich große DM-Desinvestition) ist eine solche Investition, für die Dollars aufzuwenden sind und deren Rendite und deren Liquidationserlös in Dollars gezahlt werden. Analog hierzu wird eine DM-Investition definiert.

Dollar-Investitionen und Dollar-Desinvestitionen sind jeweils ein Glied in einer Kette von drei dem DM-Betrag nach gleich großen Transaktionen, wobei fingiert wird, daß diese im „Ausgangszeitpunkt“ simultan stattfinden, auch wenn sie in der Realität kurz nacheinander vorgenommen werden. Mit einer *Dollar-Investition* sind im Modell folgende drei Transaktionen verbunden:

1. Eine DM-Desinvestition,
2. die Verwendung der hieraus erlösten DM zum Kauf von Dollars,
3. die Verwendung der Dollars für eine Dollar-Investition.

Mit einer *Dollar-Desinvestition* sind im Modell folgende drei Transaktionen verknüpft:

1. Die in Frage stehende Dollar-Desinvestition selber,
2. der Verkauf der hieraus erlösten Dollars gegen DM,
3. die Verwendung der DM für eine DM-Investition.

Die Entscheidung über eine Dollar-Investition oder Dollar-Desinvestition wird für jeden der beiden potentiellen Investoren durch folgende Variable und Koeffizienten bestimmt:

- Die geplante Investitionsperiode ( $j$ ); sie ist der in Jahren gerechnete Zeitraum, für den die Investition festgelegt werden soll, wobei entweder der Betrag am Ende dieser Periode zusammen mit den aufgelaufenen Renditen zurückgezahlt bzw. liquidiert wird oder die schon vorher anfallenden Kupons, Dividenden oder auch Tilgungen sofort wieder in derselben Form angelegt werden. Die kleinste Periode ist ein Tag ( $j = 0,00274$ ); im Zahlenbeispiel wird für beide Investoren eine Investitionsperiode von zwei Jahren unterstellt.
- Die Renditen in % p. a., die aus einer Dollar-Investition und aus einer DM-Investition für jeweils  $j$  Jahre erwartet werden. Die Symbole  $h$  bzw.  $f$  bezeichnen die durch 100 dividierten Renditen für die geplante DM-Investition bzw. die geplante Dollar-Investition. Der aus der Haltung von nicht oder kaum verzinsten Zahlungsmitteln erwartete Nutzen wird in diesem Modell wie eine Rendite interpretiert. Als Synonym für „Rendite“ wird manchmal auch „Zinssatz“ gebraucht. Hier wird unterstellt, daß beide Investoren dieselbe Erwartung über jeweils  $h$  und jeweils  $f$  haben.
- Der für den Ausgangszeitpunkt geplante Kassakurs des Dollars (DM pro Dollar) mit dem Symbol  $K_0$ . Für das Zahlenbeispiel in den Tabellen 3 a und 3 b wurde unterstellt, daß dieser geplante Kurs dem zuletzt notierten Kurs von 2,00 DM gleich sei.
- Der für das Ende der geplanten Investitionsperiode erwartete Kassakurs des Dollars ( $E$ ). Für unser Beispiel wurde angenommen, daß der erste Investor einen höheren Kurs (1,90 DM) erwartet als der zweite Investor (1,653 DM).
- Die „Investitionsneigung“ ( $a$ ); sie ist der Faktor, mit dem der in DM gerechnete Nettogewinn, der aus einer bestimmten Dollar-Investition (Dollar-Desinvestition) von einem Dollar erwartet wird, multipliziert werden muß, damit man die — in DM gerechnete — geplante Dollar-Investition (Dollar-Desinvestition) erhält. Die Investitionsneigung hängt vor allem vom Gesamtvermögen und von der Risikobereitschaft des Investors ab. Sie wird um so höher sein, je größer sein Vermögen (und auch seine Bonität) und je größer seine Risikobereitschaft bzw. je geringer die von ihm kalkulierte „Risikoprämie“ ist.

Kennzeichnet man nun die verschiedenen Variablen und Koeffizienten mit jeweils zwei Indizes: dem ersten für die Investitionsperiode ( $j = 0,00274, 0,0055, \dots, m$ ) und dem zweiten für die Person des Investors ( $i = 1, 2, \dots, n$ ), so erhält man die allgemeinen und „konkreten“ Gleichungen für die geplanten positiven und negativen Dollar-Investitionen  $I_{ji}$  der Investoren  $A_{ji}$ :

$$(1) \quad I_{ji} = a_{ji} \cdot [E_{ji}(1+f_j)^j - K(1+h_j)^j]$$

$$(1.1) \quad I_{21} = a_{21} \cdot [E_{21}(1+f_2)^2 - K_0(1+h_2)^2]$$

$$(1.2) \quad I_{22} = a_{22} \cdot [E_{22}(1+f_2)^2 - K_0(1+h_2)^2]$$

Das erste Produkt innerhalb der eckigen Klammern in der ersten Gleichung ist der DM-Betrag, den man aus einer heutigen Investition in einen Dollar für das Ende der Investitionsperiode (hier: zwei Jahre) erwartet; er ergibt sich, indem man den erwarteten Dollarbetrag an Tilgungen und sonstigen Liquidationserlösen einschließlich der Zinseszinsen zum erwarteten Kassakurs des Dollars auf DM umrechnet. Das zweite Produkt innerhalb der eckigen Klammern ist der DM-Betrag, den man am Ende der Periode erwartet, wenn man den zum heutigen Kassakurs des Dollars berechneten Gegenwart eines Dollars in eine DM-Anlage investieren würde.

Für den Investor  $A_{21}$  (Gleichung 1.1) wird angenommen, daß er wegen des relativ hohen erwarteten Dollarkurses damit rechnet, daß das erste Produkt größer ist als das zweite Produkt, so daß er aus einer Dollar-Investition in einen Dollar einen Nettogewinn erzielen wird, hier: 10 Pfennig. Der Umfang dieser Investition richtet sich nach seiner Investitionsneigung: da  $a_{21} = 1000$  ist, wird seine geplante Dollar-Investition 100 DM betragen.

Beim Investor  $A_{22}$  ist es wegen des relativ niedrigen erwarteten Kassakurses umgekehrt: er erwartet aus einer Dollar-Investition einen Nettoverlust von 20 Pfennig. Er wird sich für eine Dollar-Desinvestition und damit eine DM-Investition entscheiden; sie wird wegen der Investitionsneigung  $a_{22} = 3000$  einen geplanten Umfang von 600 DM haben.

Wegen dieses Überangebots an Dollars wird zum von beiden Investoren zunächst geplanten Kassakurs von 2,00 DM kein Geschäft auf dem Devisenmarkt zustandekommen: Man wird sich auf einen niedrigeren Kassakurs  $K_0$  einigen müssen und dabei auch die ursprünglichen Investitionspläne ändern müssen! Dieser neue Gleichgewichts-Kurs kann auf folgende Weise abgeleitet werden: Zunächst werden die beiden Gleichungen 1.1 und 1.2 addiert, wobei  $K_0$  natürlich keine vorbestimmte Größe bleiben darf, sondern zu einer Variablen wird, die zu „erklären“ ist:

$$(2) \quad \sum_{i=1}^2 I_{2i} = a_{21} E_{21} (1+f_2)^2 + a_{22} E_{22} (1+f_2)^2 - a_{21} K_0 (1+h_2)^2 - a_{22} K_0 (1+h_2)^2$$

Anschließend wird die „Gleichgewichtsbedingung“ formuliert:

$$(3) \quad \sum_{i=1}^2 I_{2i} = 0 \quad (\text{Gleichgewichtsbedingung})$$

Dann wird diese Gleichung nach  $K_0$  aufgelöst:

$$(4) \quad K_0(a_{21} + a_{22})(1 + h_2)^2 = a_{21}E_{21}(1 + f_2)^2 + a_{22}E_{22}(1 + f_2)^2$$

$$(4.1) \quad K_0 = \frac{a_{21}E_{21}(1 + f_2)^2 + a_{22}E_{22}(1 + f_2)^2}{a_{21}(1 + h_2)^2 + a_{22}(1 + h_2)^2} \left| \frac{1}{\frac{a_{21} + a_{22}}{1}} \right. \\ \left. \frac{1}{a_{21} + a_{22}} \right.$$

$$(4.2) \quad K_0 = \frac{\left( \frac{a_{21}}{a_{21} + a_{22}} E_{21} + \frac{a_{22}}{a_{21} + a_{22}} E_{22} \right) \times (1 + f_2)^2}{\left[ \frac{a_{21}}{a_{21} + a_{22}} (1 + h_2)^2 + \frac{a_{22}}{a_{21} + a_{22}} (1 + h_2)^2 = (1 + h_2)^2 \right]}$$

$$(5) \quad K_0 = \left( \frac{a_{21}}{a_{21} + a_{22}} E_{21} + \frac{a_{22}}{a_{21} + a_{22}} E_{22} \right) \frac{(1 + f_2)^2}{(1 + h_2)^2}$$

Bezeichnet man  $g_{ji}$ , also auch

$$(6) \quad g_{21} = \frac{a_{21}}{a_{21} + a_{22}}; \quad g_{22} = \frac{a_{22}}{a_{21} + a_{22}}$$

als die „relative Investitionsneigung“ des Investors  $A_{ji}$ , so errechnet man auf folgende Weise den mit den individuellen relativen Investitionsneigungen gewogenen Mittelwert aus den für das Ende der Investitionsperiode von zwei Jahren erwarteten Kassakursen:

$$(7) \quad \bar{E}_2 = g_{21}E_{21} + g_{22}E_{22}$$

Setzt man diesen Mittelwert in die Gleichung (5) ein, so erhält man den im Ausgangszeitpunkt vereinbarten „Gleichgewichts-Kassakurs“ des Dollars:

$$(8) \quad K_0 = \bar{E}_2 \cdot \frac{(1 + f_2)^2}{(1 + h_2)^2}$$

Diese Gleichung hat die gleiche formale Struktur wie die bekannte Zinsparitäten-Gleichung, derzufolge im Gleichgewicht auf dem Devisenmarkt das Zinsgefälle gleich der Differenz zwischen dem Kassakurs und dem „durchschnittlich erwarteten“ Wechselkurs oder — bei Termingeschäften — gleich dem Swapsatz, also der Differenz zwischen dem Kassakurs und dem Terminkurs ist. In vielen Darstellungen der Zinsparitäten-Gleichung bleibt der Begriff „im Durchschnitt erwarteter Kurs“ ziemlich vage, und in manchen Darstellungen wird er um eine „durchschnittliche Risikoprämie“ ergänzt. Mit den oben aufgeführten Gleichungen hingegen ist eine Präzisierung dieses „Durchschnitts der erwarteten Kurse“ versucht worden: Die individuellen, oft für sich genommen unverbindlichen Kurserwartungen werden in Verbindung mit der „Investitionsneigung“ in für den Markt relevante Größen transformiert, aus denen ein

sinnvoller gewogener Mittelwert gebildet werden kann. Dabei kommt eine explizit, *neben* den „durchschnittlichen Kurserwartungen“ zu berücksichtigende „durchschnittliche Risikoprämie“ nicht vor. Sie wäre auch nicht sinnvoll zu interpretieren.<sup>6</sup>

Das hier vorgelegte System von Gleichungen läßt aber auch etwas anderes erkennen: Eine „rationale“ Erklärung des Dollarkurses, wie sie hier versucht wird, kommt nicht ohne die Einbeziehung der geplanten Investitionsperiode aus. Es macht schon einen gravierenden Unterschied aus, ob man — wie es meist geschieht — das Zinsgefälle auf dem Markt für Dreimonatsgelder betrachtet oder ob man das Renditegefälle bei Anleihen, für die eine längere Anlageperiode geplant wird, zugrundegelegt. Bei einem Kassakurs von 2,00 DM würde zum Beispiel die Erhöhung des Zinsgefälles auf dem Markt für Dreimonatsgelder um einen Prozentpunkt für sich genommen den Wechselkurs nur um einen halben Pfennig verändern. Dagegen würde sich bei einer Erhöhung des Zinsgefälles bei Anleihen, die man für fünf Jahre halten will, *ceteris paribus* der Kassakurs um 10 Pfennig verändern. Schon aus diesem Grunde wäre es illusorisch zu glauben, man könnte etwa mit einer Senkung der Notenbankzinsen um einen halben Prozentsatz dem Verfall des Dollarkurses auch nur annähernd begegnen.

### 2.3 Bestimmungsfaktoren des erwarteten Dollarkurses

Die Investoren in unserem Modell sind Anhänger der Kaufkraftparitäten-theorie und erwarten deshalb, daß der Dollarkurs am Ende der geplanten Investitionsperiode der Kaufkraftparität entspricht. Zunächst allerdings müssen sie sich mit Hilfe privater oder amtlicher Statistiken oder auch aufgrund eigener Impressionen und Informationen eine Vorstellung von der Kaufkraftparität im Ausgangszeitpunkt machen. Diesen Schätzungen liegt ein Warenkorb zugrunde (daß in Wirklichkeit vom Statistischen Bundesamt zwei benutzt werden, bleibt in diesem Modell außer Betracht):

- (9)  $WK^D$  bzw.  $WK^{USA}$ : Der vom Investor  $A_{ji}$  bei der Investition  $I_{ji}$  für repräsentativ gehaltene (einheitliche) Warenkorb, wenn dieser im „Inland“, d. h. in der Bundesrepublik Deutschland (D) bzw. im „Ausland“, d. h. in den USA angeboten wird.

Als Kaufkraftparität im Ausgangszeitpunkt (KKP) wird die Relation zwischen dem „Preis“ (dem Preisniveau) im Inland und dem „Preis“ (Preisniveau) im Ausland bezeichnet:

<sup>6</sup> Gewiß könnte man die individuelle Risikoprämie formal neben einem erwarteten Kurs berücksichtigen; vgl. u. a. *Cosset* (1984), *Schäfer* (1987), *Bomhoff* (1988) sowie die von *Cezanne* (1985) wiedergegebenen Beispiele. Dabei würde sie beim Investor  $A_{21}$  in einem *Abschlag* von den „an sich“ erwarteten Kurs, beim Investor  $A_{22}$  dagegen in einem *Zuschlag* bestehen müssen. Wie ein mit den  $g_{ji}$  gewogener Mittelwert aus den individuellen Risikoprämien unter diesen Umständen zu interpretieren wäre, bliebe allerdings ein Rätsel, zumal Konstellationen denkbar sind, bei denen ein solcher Mittelwert trotz hoher individueller Risikoprämien gleich Null ist.

$$(10) \quad \text{KKP} = \frac{P}{Q} = \frac{\text{DM-Betrag/WK}^D}{\text{Dollar-Betrag/WK}^{\text{USA}}}$$

Das für das Ende der Investitionsperiode, hier: von zwei Jahren, erwartete Preisniveau ( $EP_{2i}$ ) im Inland errechnet sich, indem man das Ausgangspreisniveau mit der erwarteten Inflationsrate fortschreibt, wobei  $p$  die durch 100 dividierte inländische Inflationsrate in v. H. p. a. bezeichnet. Analog hierzu wird mit Hilfe von  $q$  das für die Zeit nach zwei Jahren erwartete ausländische Preisniveau ( $EQ_{2i}$ ) ermittelt:

$$(11) \quad EP_{2i} = P_{2i}(1 + p_{2i})^2$$

$$(12) \quad EQ_{2i} = Q_{2i}(1 + q_{2i})^2$$

Mithin errechnet sich die erwartete Kaufkraftparität in zwei Jahren wie folgt:

$$(13) \quad \text{EKKP}_{2i} = \text{KKP}_{2i} \frac{(1 + p_{2i})^2}{(1 + q_{2i})^2}$$

womit auch der erwartete Dollarkurs nach zwei Jahren determiniert ist:

$$(14) \quad E_{2i} = \text{EKKP}_{2i}$$

Setzt man nun  $\text{EKKP}_{2i}$  für  $E_{2i}$  in die Gleichung (5) in Verbindung mit (6) ein, so erhält man

$$(15) \quad K_0 = \left[ g_{21} \text{KKP}_{21} \frac{(1 + p_{21})^2}{(1 + q_{21})^2} + g_{22} \text{KKP}_{22} \frac{(1 + p_{22})^2}{(1 + q_{22})^2} \right] \frac{(1 + f)^2}{(1 + h_2)^2}$$

Bereinigt man nun die erwarteten nominalen Renditen um die erwarteten Inflationsraten, so erhält man die realen Renditen; diese Berechnung geschieht auf folgende Weise für die inländischen (16) und die ausländischen realen Renditen (17):

$$(16) \quad 1 + r = (1 + h)/(1 + p)$$

$$(17) \quad 1 + z = (1 + f)/(1 + q)$$

Somit wird der aktuelle Kassakurs des Dollars durch folgende Variablen und Koeffizienten bestimmt: *Durch die Schätzungen der aktuellen Kaufkraftparität, die Erwartungen über das Gefälle zwischen den realen Renditen (das Realzinsgefälle), die geplanten Investitionsperioden und durch die relativen Investitionsneigungen:*

$$(18) \quad K_0 = g_{21} \text{KKP}_{21} \frac{(1 + z_{21})^2}{(1 + r_{21})^2} + g_{22} \text{KKP}_{22} \frac{(1 + z_{22})^2}{(1 + r_{22})^2}$$

Wenn die mit dieser Gleichung ausgedrückte Hypothese grundsätzlich zutrifft, dann kann auch ein starkes Überschießen des Wechselkurses, also eine starke Abweichung von der Kaufkraftparität, nicht als Marktversagen und eine Widerlegung der Kaufkraftparitätentheorie angesehen werden. In einer Welt,



die von Erwartungen geprägt ist, muß es unter den genannten Bedingungen zu einem Überschießen kommen — ein rational begründbarer Vorgang, mit dem die Kaufkraftparitätentheorie nicht ad acta zu legen, sondern auszubauen ist.

## 2.4 Verallgemeinerung der wichtigsten Gleichungen

Im folgenden sollen die wichtigsten der am Beispiel mit zwei Investoren dargestellten Beziehungen, nämlich die Gleichungen (1), (3), (4.2) und (15) verallgemeinert werden für alle  $j = 0,00274, 0,0055, \dots, m$ ; ferner für alle  $i = 1, 2, \dots, n$ :

$$(19) \quad \sum x_{ji} =: \sum_{j=0,00274}^m \sum_{i=1}^n x_{ji}$$

$$(20) \cong (1) \quad \sum I_{ji} = \sum a_{ji} [E_{ji}(1+f_{ji})^j - K_0(1+h_{ji})^j]$$

$$(21) \cong (3) \quad \sum I_{ji} = 0$$

$$(22) \cong (4.2) \quad K_0 = \frac{\sum g_{ji} E_{ji} (1+f_{ji})^j}{\sum g_{ji} (1+h_{ji})^j}$$

$$(23) \cong (15) \quad K_0 = \frac{\sum g_{ji} \text{KKP}_{ji} \frac{(1+p_{ji})^j}{(1+q_{ji})^j} \times (1+f_{ji})^j}{\sum g_{ji} (1+h_{ji})^j}$$

## 2.5 Approximative Ermittlung des Kassakurses aus Mittelwerten

Für gesamtwirtschaftliche, mit aggregierten Größen ausgestattete Modelle braucht man Mittelwerte für die Variablen. Die hier benutzte Ermittlung von gewogenen Mittelwerten kann aber wegen der hier gewählten Form der Gleichungen — die Variable „Investitionsperiode“ ist eine Hochzahl — nur eine annähernd richtige, für unsere Zwecke aber ausreichende Berechnung darstellen:

$$(24) \quad \overline{\text{KKP}} = g_{ji} \text{KKP}_{ji}$$

$$(25) \quad \overline{(1+p)} = g_{ji} (1+p_{ji})$$

$$(26) \quad \overline{(1+q)} = g_{ji} (1+q_{ji})$$

$$(27) \quad \overline{(1+f)} = g_{ji} (1+f_{ji})$$

$$(28) \quad \overline{(1+h)} = g_{ji} (1+h_{ji})$$

$$(29) \quad \bar{j} = g_{ji} j \quad (\text{Mittelwert der Anlageperiode})$$

$$(30) \quad \approx (23) K_0 \approx \overline{\text{KKP}} \frac{\overline{(1+p)}^{\bar{j}}}{\overline{(1+q)}^{\bar{j}}} \times \frac{\overline{(1+f)}^{\bar{j}}}{\overline{(1+h)}^{\bar{j}}}$$

$$(31) \quad \approx (18) K_0 \approx \overline{\text{KKP}} \frac{\overline{(1+z)}^{\bar{j}}}{\overline{(1+r)}^{\bar{j}}}$$

Die beiden letzten Gleichungen sind die Grundlage für die im folgenden Kapitel vorgeführte empirisch-statistische Prüfung der Erklärungshypothese. Freilich wird mit diesen Gleichungen nur ein beschränkter Erklärungsanspruch erhoben; denn das Partialmodell ist, wie eingangs erwähnt, äußerst restriktiv. So muß bei gegebenen „Investitionsneigungen“ ( $a_{ji}$  bzw.  $g_{ji}$ ) und gegebenen Erwartungen von Wechselkursen, Inflationsraten und Renditen hingegenommen werden, daß die in der Gleichung (8) für eine bestimmte Investitionsperiode erfüllte Bedingung der Zinsparität — Zinsgefälle gleich Differenz zwischen dem heutigen Kassakurs und dem gewogenen Mittelwert aus den individuellen Kurserwartungen — nicht mehr für jede einzelne Investitionsperiode, sondern nur noch für die aus den gewogenen Mittelwerten bestehenden aggregierten Gleichungen (30) und (31) erfüllt ist. Daß diese einzelwirtschaftlichen Diskrepanzen sehr schnell Rückwirkungen auf die Zinsstruktur, auf die Investitionsneigungen, auf die Erwartungsbildung haben, kann nur in einem umfassenderen Modell beschrieben werden — was hier nicht beabsichtigt war.

### 3. Versuche zur empirischen Prüfung der Hypothese

Im Modell war — wie in Deutschland üblich — vom DM-Dollarkurs und nicht — entsprechend den Gewohnheiten in einigen anderen Ländern — vom Wechselkurs der D-Mark die Rede. Aus bestimmten Gründen sind aber meine Daten und Berechnungen auf die Inverse des DM-Dollarkurses ausgerichtet, nämlich den „Außenwert der D-Mark gegenüber dem US-Dollar“ (AW). Die Gleichungen (30) und (31), welche die Grundlage der empirischen Prüfungen sind, müssen deshalb auf den Kopf gestellt werden, wobei jetzt die Inverse von KKP, nämlich  $PPP = Q/P$ , benutzt wird:

$$(32) \quad AW \approx \overline{PPP} \cdot \overline{((1+q)^j / (1+p)^j)} \cdot \overline{(1+h)^j / (1+f)^j}$$

$$(33) \quad AW \approx \overline{PPP} \cdot \overline{(1+r)^j / (1+z)^j}$$

Verbal und in Plan- und Erwartungsgrößen ausgedrückt, heißt das: Der Außenwert der D-Mark ist um so größer, je höher das ausländische Preisniveau im Verhältnis zum inländischen, je höher der inländische Realzins im Verhältnis zum ausländischen und je länger die „durchschnittliche“ Investitionsperiode ist.

Leider gibt es — ungeachtet mancher Befragungen — keine für unsere Zwecke ausreichenden Informationen über die in den Gleichungen stehenden Plan- und Erwartungsgrößen. Ich muß mich deshalb mit der bei empirischen Tests üblichen Hypothese begnügen, daß die allen verfügbaren Statistiken über Ex-post-Werte zumindest als eine wichtige, wenn auch durch andere, „Nachrichten“ und durch individuelle Urteile ergänzte Grundlage für die Schätzungen, Pläne und Erwartungen der maßgeblichen Devisenmarktteilnehmer bilden; die folgenden nicht saisonbereinigten Reihen bestehen aus Quartarsdurchschnitten durch Monatswerte:

- AW Index des Außenwertes der D-Mark gegenüber dem US-Dollar, (Ende 1972 = 100) dividiert durch den Index der Konsumentenpreise in der Bundesrepublik Deutschland (Ende 1972 = 100), multipliziert mit 100. Quelle: Main Economic Indicators der OECD. Ende 1972 entsprach der DM-Dollarkurs ungefähr dem einfachen Mittelwert aus den nach den Verbrauchergewohnheiten in den USA und den Verbrauchergewohnheiten in der Bundesrepublik vom Statistischen Bundesamt berechneten Kaufkraftparitäten.
- p, q Anstieg des Indexwertes der Konsumentenpreise (vgl. PPP) gegenüber dem Indexwert vom gleichen Quartal des Vorjahres, in v. H. p. a., dividiert durch 100.
- f Durch 100 dividierte nominale Rendite der öffentlichen Anleihen in den USA, in % p. a. Quelle: International Financial Statistics des Internationalen Währungsfonds.
- h Durch 100 dividierte nominale Rendite der im Umlauf befindlichen öffentlichen Anleihen in der Bundesrepublik Deutschland, in % p. a. Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank.
- j Die durchschnittliche Laufzeit neuemittierter festverzinslicher Wertpapiere, die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung berechnet wird. Grundlage sind die in der Reihe 2 (Wertpapierstatistik) der Statistischen Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Daten über die verschiedenen Restlaufzeiten beim Brutto-Absatz inländischer gesamtfalliger Schuldverschreibungen. Mangels besserer Information wird diese Größe als ein grober Indikator für die „Investitionsperiode“ benutzt, und zwar anders, als in der Abbildung 5 dargestellt, als eine nicht saisonbereinigte Reihe.

Weshalb als Indikator für die durchschnittlichen nominalen Renditen kein Geldmarktzins, sondern eine Kapitalmarktrendite gewählt wurde, hat folgende Gründe: In den Jahren von 1973 bis 1985 bestand der private deutsche Kapitalverkehr mit den USA (Deutsche Nettokapitalanlagen in den USA plus USA-Nettokapitalanlagen in der Bundesrepublik) zu drei Vierteln aus mittel- und langfristigem Kapitalverkehr. Bei den deutschen Nettokapitalanlagen in den USA allein belief sich der Anteil der längerfristigen Anlagen insgesamt auf 84 v. H.: 40 v. H. entfielen auf Direktinvestitionen, 9 v. H. auf Dividendenwerte, 26 v. H. auf Rentenwerte und 9 v. H. auf den Kreditverkehr und übrige Anlagen. Dabei hat der Anteil der Rentenwerte tendenziell zugenommen, er betrug in den Jahren 1979 bis 1985 sogar 33 v. H. Deshalb überrascht es auch nicht, daß die Regressionsanalysen, in denen mit Anleiherenditen und mit längeren Investitionsperioden (in der Größenordnung von fünf Jahren) operiert wurde, relativ gute Ergebnisse brachten.

Bei meinen empirischen Tests bin ich Schritt für Schritt vorgegangen und habe dabei folgende vier „Erklärungsreihen“ nach der Gleichung (33) konstruiert:

*Erklärungsreihe I:* Hier wurde mit einer konstanten Investitionsperiode von genau fünf Jahren gerechnet.

*Erklärungsreihe II:* Wegen der Intensivierung der Verflechtung der deutschen mit den amerikanischen Finanzmärkten — in den achtziger Jahren haben die deutschen Käufe von amerikanischen Wertpapieren, vor allem von Rentenwerten, sprunghaft zugenommen —, ist wohl die Anziehungskraft des Zinsgefälles zwischen beiden Ländern immer stärker geworden. In provisorischer Weise wurde dem dadurch Rechnung getragen, daß in der Erklärungsreihe II und in der Erklärungsreihe IV für den Zeitraum vom ersten Quartal 1973 bis zum vierten Quartal 1984 das Gewicht des Nominalzinsgefälles sukzessive (von Quartal zu Quartal um  $1/48$ ) bis auf Eins vergrößert wurde (obwohl in der Realität die Anziehungskraft mit Sicherheit nicht *stetig* größer geworden ist).

*Erklärungsreihe III:* Hier wurde die Annahme einer konstanten Investitionsperiode von fünf Jahren aufgegeben und durch die Verwendung des Indikators „durchschnittliche Laufzeit neuemittierter festverzinslicher Wertpapiere“ ersetzt. Denn die Investitionsperiode ist eine variable Größe; sie steht, wie die Abbildung 5 erkennen läßt, in einem gewissen Zusammenhang mit der Entwicklung der Kapitalmarktzinsen: Bei tendenziell steigenden Kapitalmarktzinsen wird die Laufzeit tendenziell kürzer, und der Anteil der kurz- und mittelfristigen Kredite an den gesamten Krediten an Unternehmen wird in solchen Phasen größer.

*Erklärungsreihe IV:* Mit ihr werden variable Investitionsperioden und eine wachsende Anziehungskraft des Nominalzinsgefälles (vgl. Erklärungsreihe II) berücksichtigt.

Die Stärke des Zusammenhangs des Außenwertes der D-Mark (AW) mit den vier Erklärungsreihen (ER I bis ER IV) wurde gemäß der Regressionsgleichung

$$AW = a + b \text{ ER}$$

berechnet.

Dieser Zusammenhang wurde — auch unter Verwendung verzögerter Variablen ( $ER_{t-1}$  und  $ER_{t-2}$ ) für die Zeit vom ersten Quartal 1973 bis zum dritten Quartal 1986, aber auch für kürzere Stützperioden geschätzt. Für die Wahl von Teilperioden waren zwei Überlegungen maßgeblich: Die Devisen- und Finanzmärkte brauchten nach der Freigabe des Dollarkurses sicherlich ein Jahr, um sich auf die neue Konstellation einzustellen. Ferner kam es im Laufe des Jahres 1984 zu einer Art Seifenblase (bubble) auf dem DM-Dollarmarkt, die durch eine für die USA tatsächlich unbegründete Wachstumseuphorie erzeugt und im Frühjahr 1985, als sich Ernüchterung ausbreitete, zum Platzen gebracht wurde.

Was die beiden Abbildungen 1 a und 1 b im Anhang auf den ersten Blick erkennen lassen, wird auch durch die — teilweise in der Tabelle „Bestimmtheitsmaße und Variationskoeffizienten“ abgedruckten — Ergebnisse der Regressionsanalysen bestätigt: Die unverzögerte Erklärungsreihe IV weist einen

deutlich besseren Zusammenhang mit der zu erklärenden Reihe „Außenwert der D-Mark“ auf als die übrigen Erklärungsreihen: Die Bestimmtheitsmaße reichen von 0,70 bis 0,83. Sämtliche Koeffizienten für  $b$  sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 gegen Null gesichert.

Damit dürfte die These, der Dollarkurs sei kaum mit ökonomischen Faktoren erklärbar, einen kräftigen Stoß erhalten haben. Wenn der Dollarkurs von Zeit zu Zeit, gemessen an der Erklärungsreihe IV, aus dem Ruder gerät und irrationalen Kräften ausgeliefert zu sein scheint, dann braucht das keineswegs immer mit einem Marktversagen zu tun zu haben: Vielleicht spiegelt der Devisenmarkt nur das Versagen der Wirtschaftspolitiker wider, die es an einem klaren und überzeugenden Kurs fehlen lassen.

## Anhang

### *Tabelle 1* Definition und Erklärungen der im Modell benutzten Symbole und Begriffe

#### Vorbemerkung:

Alle Koeffizienten und — bis auf zwei — alle Variablen sind durchweg erwartete, geplante oder für den „Ausgangszeitpunkt“ geschätzte Größen. Nur  $K_0$  und  $I$  sind sowohl „für den Ausgangszeitpunkt erwartete bzw. geplante“ als auch „im Ausgangszeitpunkt realisierte“ Größen. Auf eine entsprechende Kennzeichnung der Symbole ist aus Vereinfachungsgründen verzichtet worden.

#### Variable, Koeffizienten, Indizes

$A$	(Finanzieller) „Investor“ (auch: „Anleger“)
$a$	Die „Investitionsneigung“ ist der Faktor, mit dem der in DM gerechnete Nettogewinn (Nettoverlust), der aus einer bestimmten Dollar-Investition ( $s.I$ ) im Werte von 1 Dollar erwartet wird, multipliziert werden muß, damit man die — in DM gerechnete — geplante Dollar-Investition (Desinvestition) erhält.
Ausgangszeitpunkt:	Der Zeitpunkt, von dem an die „Anlageperiode“ ( $s. j$ ) gerechnet wird. Hier wird fingiert, daß die für eine „Dollar-Investition“ ( $s. I$ ) notwendigen Transaktionen gleichzeitig (simultan) zu diesem Zeitpunkt stattfinden, auch wenn sie kurz nacheinander stattfinden.
$D$	Index für die Bundesrepublik Deutschland (auch „Inland“)
$E$	Für das Ende der Investitionsperiode ( $s. j$ ) erwarteter (DM-)Kassakurs des Dollars.
EKKP	Für das Ende der Investitionsperiode ( $s. j$ ) erwartete „Kaufkraftparität“ ( $s. KKP$ ).
EP	Für das Ende der Investitionsperiode ( $s. j$ ) erwarteter „Preis“ für $WK^D$ ( $s. P$ ).
EQ	Für das Ende der Investitionsperiode ( $s. j$ ) erwarteter „Preis“ für $WK^{USA}$ ( $s. Q$ ).

- f* Die aus einer — für eine bestimmte Periode geplanten — Dollar-Investition (s. *I*) erwartete Rendite in Prozent je Jahr (% p. a.) dividiert durch 100. Der aus der Haltung von nicht oder kaum verzinsten Zahlungsmitteln erwartete Nutzen wird in diesem Modell wie eine Rendite interpretiert. Als Synonym für „Rendite“ wird manchmal auch „Zinssatz“ gebraucht.
- g* „Relative Investitionsneigung“ (s. a.):  $a_{ji}$  dividiert durch die Summe aller  $a_{ji}$ .
- h* Vgl. die Ausführung zum Symbol *f*, nur jetzt bezogen auf eine DM-Investition.
- I* Eine in DM gerechnete Größe, die, mit einem positiven Vorzeichen versehen, „Dollar-Investition“, mit einem negativen Vorzeichen versehen, „Dollar-Desinvestition“ genannt wird. Im folgenden wird erläutert, wie diese beiden Vorgänge zu definieren sind (I) und welche Transaktionen sie im Modell auslösen (II):
- Ia.* *Investitionen und Desinvestitionen sind Transaktionen, mit denen die Zusammensetzung des Vermögens geändert wird. Vermögen besteht aus Geld- und Sachvermögen. Geldvermögen ist die Summe von Zahlungsmitteln und sonstigen Forderungen abzüglich der Summe der Verbindlichkeiten. Sachvermögen besteht aus dem Eigentum an Sachen und aus Beteiligungsrechten. Eine Investition ist demnach die Zunahme bestimmter Vermögensteile, Desinvestition die Abnahme anderer Vermögensteile.*
- Ib.* *Dollar-Investitionen (ihnen entspricht hier eine DM-Desinvestition) sind solche Investitionen, für die Dollars aufgewendet werden müssen und deren Rendite und Liquidationserlös in Dollars gezahlt werden.*
- Ic.* *DM-Investitionen (ihnen entspricht hier eine Dollar-Desinvestition) werden analog zu *Ib* definiert.*
- II.* *Dollar-Investitionen und Dollar-Desinvestitionen sind jeweils ein Glied in einer Kette von drei dem Betrag von *I* nach gleich großen simultanen Transaktionen im Ausgangszeitpunkt (s. d.).*
- Mit einer *Dollar-Investition* (+) sind im Modell folgende drei Transaktionen verbunden:
1. Eine DM-Desinvestition,
  2. die Verwendung der hieraus erlösten DM-Zahlungsmittel (kurz „DM“) zum Kauf von *Dollar-Zahlungsmitteln* (kurz „Dollars“),
  3. Verwendung der Dollars für eine *Dollar-Investition*.
- Mit einer *Dollar-Desinvestition* (–) sind im Modell folgende drei Transaktionen verbunden:
1. Die in Frage stehende *Dollar-Desinvestition*.
  2. Verkauf der Dollars, die aus 1. erlöst wurden, und Kauf von DM,
  3. Verwendung der DM für eine *DM-Investition*.
- i* Ein Index, der die Person des jeweiligen Investors bezeichnet ( $i = 1, 2, \dots, n$ ).
- j* Als Index und als Variable: die in Jahren gerechnete Investitionsperiode, wobei die kleinste Periode ein Tag ist, so daß  $j = 0,00274, 0,0055, \dots, m$ .

$K_0$	In DM/1 Dollar ausgedrückter Kassakurs des Dollars (auch: „Dollarkurs“ oder „Wechselkurs des Dollars“) im „Ausgangszeitpunkt“ (s. d.).
KKP	„Kaufkraftparität“ im „Ausgangszeitpunkt“ (s. d.): $P/Q$ (s. d.).
P	DM-Betrag in DM je $WK^D$ („Inlandspreise“) im „Ausgangszeitpunkt“ (s. d.).
Q	Dollarbetrag je $WK^{USA}$ („Auslandspreise“) im „Ausgangszeitpunkt“ (s. d.).
$p, q$	Die durch 100 dividierte, für die Bundesrepublik Deutschland (Inland) bzw. die USA (Ausland) erwartete „Inflationsrate“, d. h. die Erhöhung von P bzw. Q in Prozent je Jahr (v. H. p. a.).
$r, z$	Inländischer bzw. ausländischer „Realzins“, berechnet aufgrund der Formeln: $(1+h)/(1+p) = 1+r$ , bzw. $(1+f)/(1+q) = 1+z$ .
USA	Index für USA („Ausland“).
$WK^D, WK^{USA}$	Der vom Investor bei der Investition $I_{ji}$ für repräsentativ gehaltene (einheitliche) Warenkorb, wenn dieser in der Bundesrepublik Deutschland (D) bzw. in den USA verkauft wird.

#### Sonstige Symbole

$\bar{X}$	Mittelwert aller $X_{ji}$
-----------	---------------------------



*Tabelle 2a*  
**Ein Beispiel**

Für die Bildung des Kassakurses ( $K_0$ ) durch ausschließlich zwei Investoren  $A_{21}$  und  $A_{22}$ , deren geplante Investitionsperiode zwei Jahre ( $j = 2$ ) beträgt. Die Zahlen sind zum Teil gerundet.

**Transaktionswerte in DM**

1	$I_{ji} = a_{ji} \times ((E_{ji} \times (1 + f_j)^j) - (K_0 \times (1 + h_j)^j))$	
I Geplante Transaktionen zum zunächst geplanten Kassakurs ( $K = 2$ DM) Investor $A_{21}$		
2	$I_{21} = 1 \text{ Tsd} \times ((1,90 \times 1,10^2)$	$-(2,00 \times 1,05^2))$
3	2,30	- 2,20
4	$+ 100 = 1 \text{ Tsd} \times$	0,10
Investor $A_{22}$		
5	$I_{22} = 3 \text{ Tsd} \times ((1,653 \times 1,10^2)$	$-(2,00 \times 1,05^2))$
6	2,00	- 2,20
7	$- 600 = 3 \text{ Tsd} \times$	- 0,20
II Realisierte Transaktion zum tatsächlichen Kassakurs <sup>a)</sup> Investor $A_{21}$		
8	$I_{21} = 1 \text{ Tsd} \times ((1,90 \times 1,10^2)$	$-(1,886 \times 1,05^2))$
9	2,30	- 2,075
10	$+ 225 = 1 \text{ Tsd} \times$	0,225
Investor $A_{22}$		
11	$I_{22} = 3 \text{ Tsd} \times ((1,653 \times 1,10^2)$	$-(1,886 \times 1,05^2))$
12	2,00	- 2,075
13	$- 225 = 3 \text{ Tsd} \times$	- 0,075

<sup>a)</sup> Wie dieser Kassakurs von 1,886 DM ermittelt wird, zeigt die folgende Tabelle „Ermittlung des Kassakurses...“

Tabelle 2b

**Ermittlung des Kassakurses ( $K_0$ ) und des gewogenen Mittelwertes der für das Ende der Periode  $j$  erwarteten Kassakurse (Mittelwert:  $\bar{E}_j$ )**  
(Ergänzung zum Beispiel in der vorherigen Tabelle)

$$K_0 = \left\{ \bar{E}_j = \left( \frac{a_{j1}}{a_{j1} + a_{j2}} E_{j1} \right) + \left( \frac{a_{j2}}{a_{j1} + a_{j2}} E_{j2} \right) \right\} \times \frac{(1 + f_j)^j}{(1 + h_j)^j}$$

$$K_0 = \left\{ \left( \frac{1 \text{ Tsd}}{1 \text{ Tsd} + 1 \text{ Tsd}} \times 1,90 \right) + \left( \frac{3 \text{ Tsd}}{1 \text{ Tsd} + 3 \text{ Tsd}} \times 1,653 \right) \right\} \times \frac{1,10^2}{1,05^2}$$

$$1,886 = \quad 0,4750 \quad + \quad 1,2398 \quad \times 1,1$$

$$\quad \quad \quad \bar{E}_j = 1,7148 \quad \times 1,1$$

Tabelle 3

**Bestimmtheitsmaße  $R^2$   
und Variationskoeffizienten  $VK^a$**

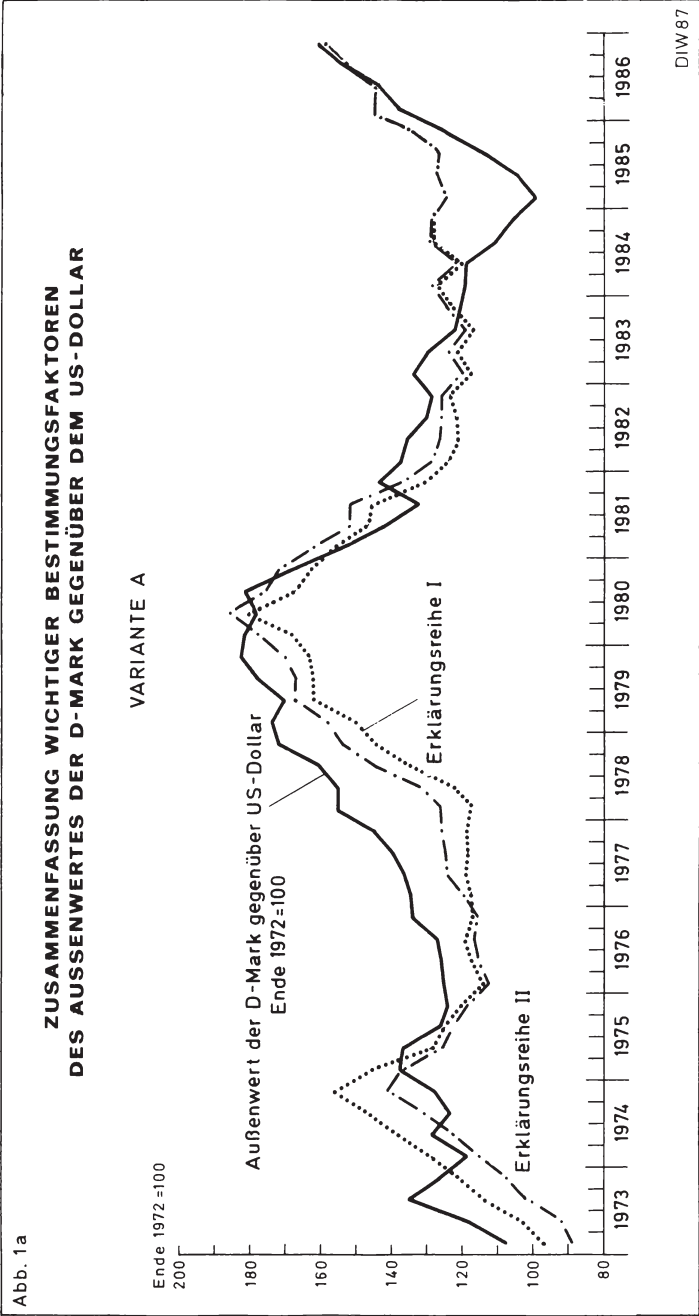
für die Beziehung zwischen der Reihe des Außenwertes der D-Mark (AW) und den Erklärungsreihen (ER), also für die Regressionsgleichung

$$AW_t = a + b ER_t$$

Zeitraum Quartal/Jahr	Erklärungsreihen			
	ER I	ER II	ER III	ER IV
<b>A Bestimmtheitsmaße (<math>R^2</math>)</b>				
1) für $AW_t = a + b ER_t$				
1/73-3/86	0,510	0,641	0,561	0,703
1/74-3/86	0,488	0,667	0,542	0,740
1/73-2/84	0,595	0,757	0,629	0,807
1/74-2/84	0,554	0,765	0,593	0,826
2) für $AW_t = a + b ER_{t-1}$				
1/74-2/84	0,484	0,666	0,552	0,776
3) für $AW_t = a + b ER_{t-2}$				
1/74-2/84	0,340	0,498	0,398	0,608
<b>B Variationskoeffizienten (VK)<sup>b</sup></b>				
für $AW_t = a + b ER_t$				
1/73-3/86	11,0	9,4	10,4	8,6
1/74-3/86	11,3	9,1	10,7	8,0
1/73-2/84	9,4	7,3	9,0	6,5
1/74-2/84	9,6	7,0	9,2	6,0

<sup>a</sup>) Die Koeffizienten b in der Gleichung A 1) sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 gegen Null gesichert. Ihre Werte liegen für die Gleichungen mit der Erklärungsreihe IV zwischen 0,75 und 0,90.

<sup>b</sup>) VK: (Standardabweichung der Reste  $\times$  100)/Mittelwert von AW. Die Dimension sind Prozente (v. H.).



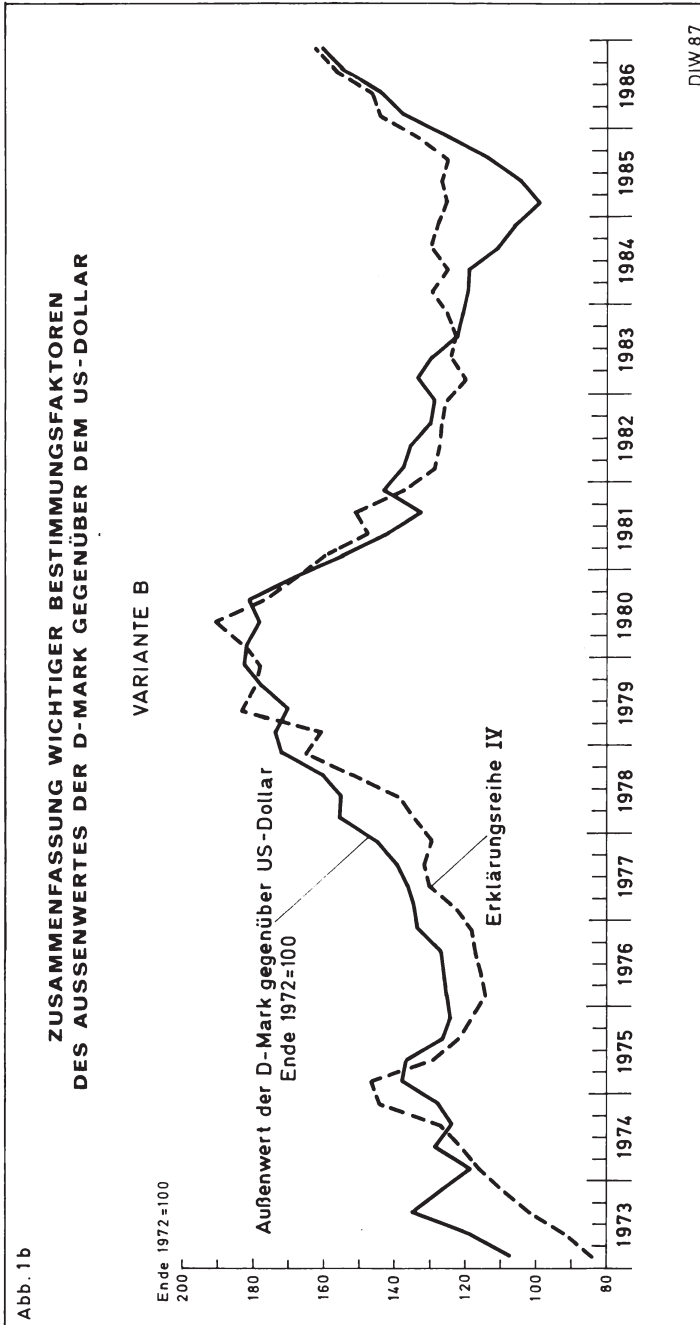
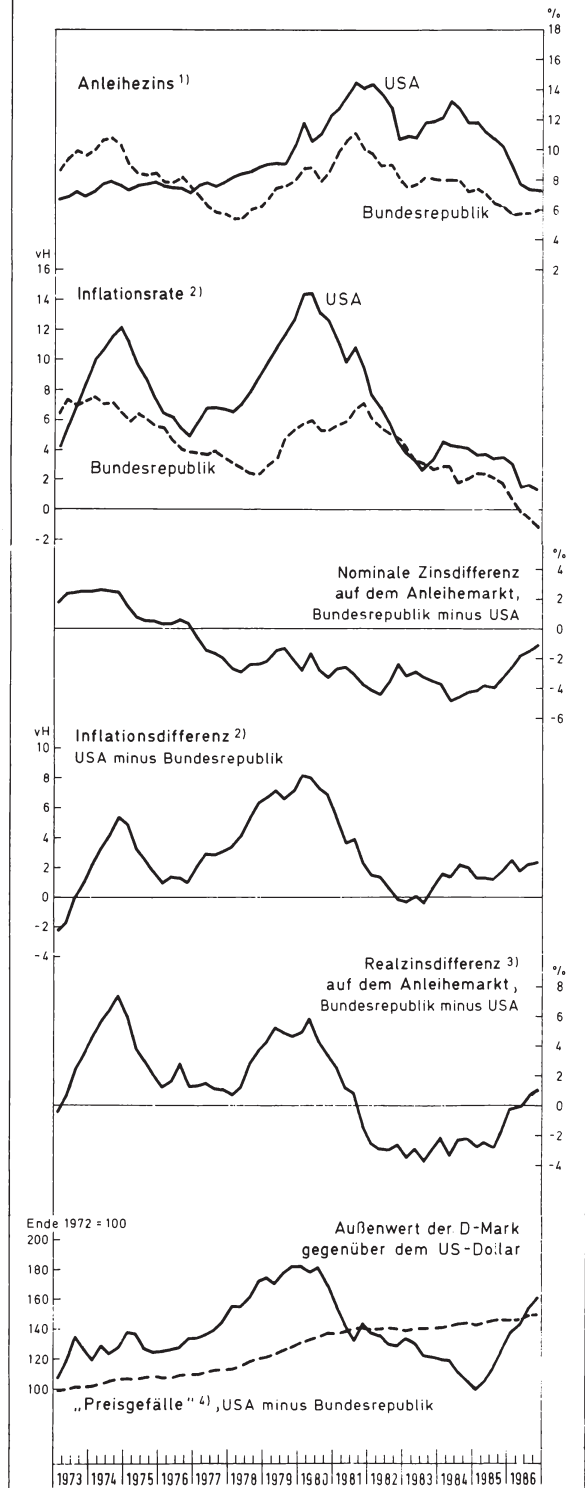


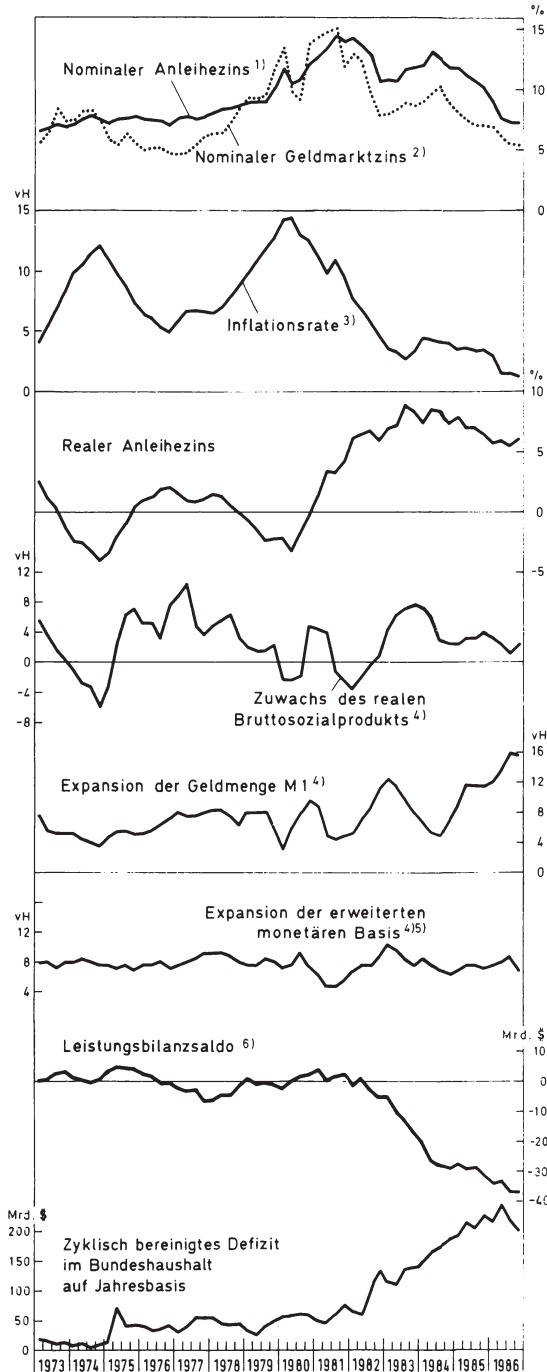
Abb. 2  
Zinsgefälle,  
Inflationsdifferenz und  
Wechselkurs



- 1) Öffentliche Anleihen.
- 2) Inflationsrate: Anstieg der Konsumentenpreise gegenüber Vorjahreswert.
- 3) Nominalzinsdifferenz bereinigt um Inflationsdifferenz.
- 4) Auf Basis der Indizes der Konsumentenpreise.

Abb. 3

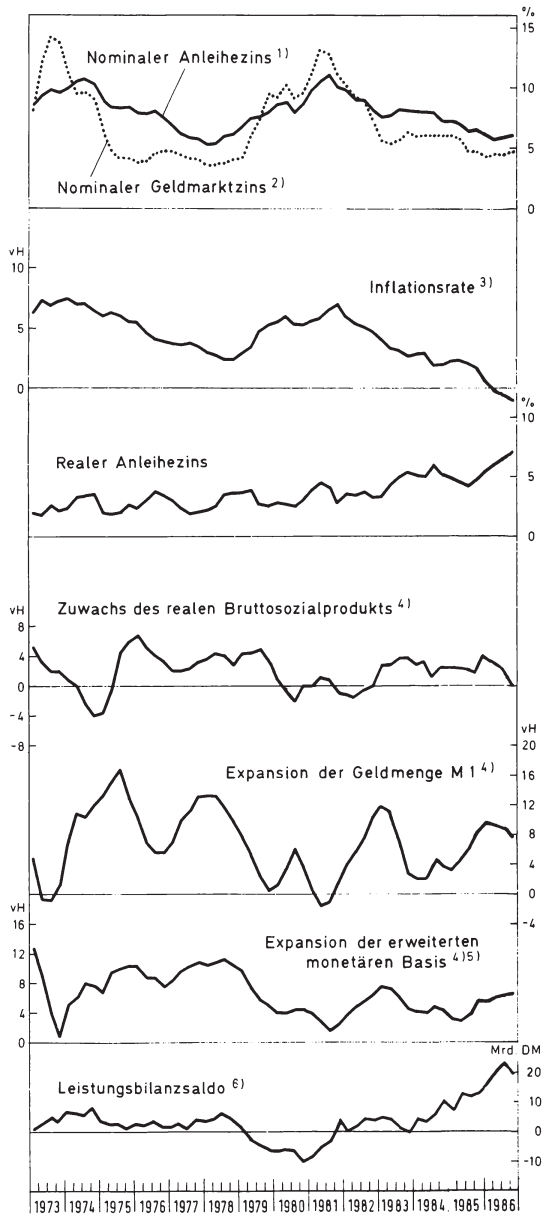
### Einige Indikatoren der Wirtschaftsentwicklung in den USA



6\*

Abb. 4

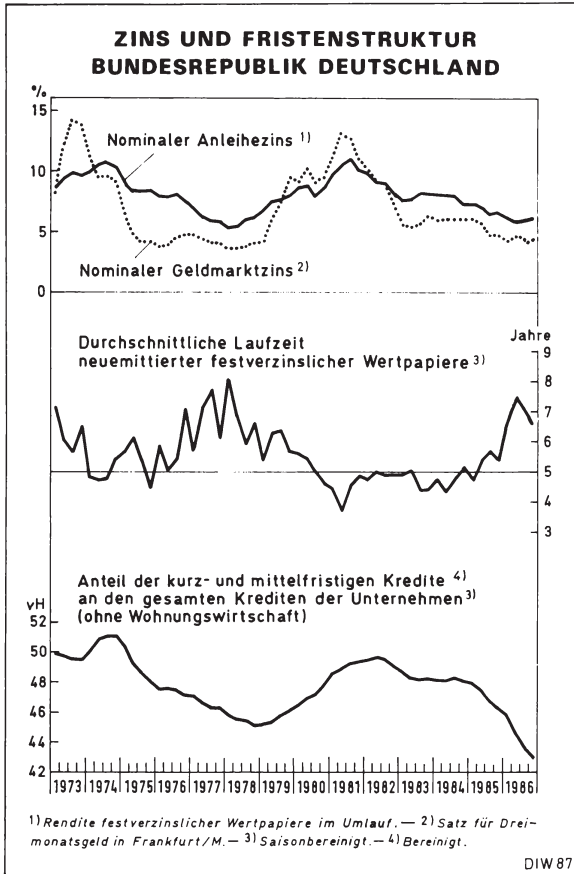
### Einige Indikatoren der Wirtschaftsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland



1) Öffentliche Anleihen. — 2) 3 Monate. — 3) Anstieg der Konsumentenpreise gegenüber Vorjahreswert. — 4) Gleitender 3-Quartalsdurchschnitt durch die saisonbereinigten Werte auf Jahresbasis. — 5) Zentralbankgeldvolumen um reservenpolitische Effekte bereinigt. — 6) Saisonbereinigt.

Quellen: OECD: Main Economic Indicators; Federal Reserve Board: Federal Reserve Bulletin; Federal Bank of St. Louis: Monetary Trends, and Review, Dec. 1980, Department of Commerce: Survey of Current Business, Dec. 1983, S. 33. Internationaler Währungsfonds. Deutsche Bundesbank und DIW.





## Literatur

- Batten*, Dallas S. und *Mack Ott* (1983), Five Common Myths About Floating Exchange Rates. In: Federal Reserve Bank of St. Louis. Review, Vol. 65, No. 9, Nov. 1983.
- Bomhoff*, Eduard J. (1988), The Dollar-Yen Exchange Rate. Abgedruckt in diesem Band.
- Cezanne*, Wolfgang (1985), Wechselkursatheorien und Devisenmarktentwicklung. Eine Analyse des DM-Dollar-Kurses von 1974 bis 1983 unter Verwendung alternativer Wechselkursatheorien. In: Wolfgang Filc und Claus Köhler (Hrsg.): Stabilisierung des Währungssystems. Berlin, 1985.
- Cosset*, Jean-Claude (1984), On the presence of risk premiums in foreign exchange markets. In: Journal of International Economics, Vol. 16, No. 1/2, Febr. 1984. (S. 139ff.).
- Dornbusch*, Rüdiger (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics. In: Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 6, 1976 (S. 1161 ff.).
- Ders. (1982), Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates. In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Heft 6 1982 (S. 573ff.).
- Frenkel*, Jacob A. (1981) Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of „News“: Lessons from the 1970s. In: Journal of Political Economy, Vol. 89, No. 4, 1981 (S. 665ff.).
- Niehans*, Jürg (1979), Geldpolitik bei überschießenden Wechselkursen. In: Außenwirtschaft. 34. Jg., Heft III, Sept. 1979 (S. 199ff.).
- Pohl*, Reinhard (1985a), Inwieweit ist der Dollarkurs mit ökonomischen Faktoren erklärbar? In: „Wochenbericht“ des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, Berlin, Heft 9, 1985 vom 1. März 1985 (S. 109ff.).
- Ders. (1985b), Effizienz der Geldpolitik bei beweglichen Wechselkursen. In: Wolfgang Filc und Claus Köhler (Hrsg.): Stabilisierung des Währungssystems. Berlin, 1985.
- Svindland*, Eirik (1979a): Zinsvorstellungen und Verzinsungsperiode in ausgewählten Zinstheorien. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, 2. Heft 1979.
- Ders. (1979b), Inflation, Zins und Kreditlaufzeiten. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, 4. Heft 1979.
- Schäfer*, Wolf (1987), Informationseffekte von Devisenmarktinterventionen. In: Rüdiger Pohl (Hrsg.): Aspekte der Geldpolitik in offenen Volkswirtschaften. Berlin 1987.

# The Dollar-Yen Exchange Rate

Von *Eduard J. Bomhoff*<sup>1</sup>, Rotterdam

## 1. Introduction

This paper describes an empirical investigation of the dollar-yen exchange rate which differs from a number of existing studies in two respects. First, I use Kalman Filter techniques to allow for changes over time in the stochastic processes descriptive of the exogenous variables and for changes in the parameter values of the model. Secondly, the economic model in section 2 points to variance and covariance terms as potential sources of risk premia in the exchange rate. These second moments are estimated using a univariate Kalman Filter rather than as moving averages of measured variances and covariances.

The basic framework is familiar from many other studies of bilateral exchange rates:

$$(1) \quad e - f_{-1} = \text{“news”} + \text{“risk”}$$

Here,  $e$  represents the natural logarithm of the spot exchange rate, and  $f$  the corresponding value of the forward rate as observed one period earlier, so that  $e - f_{-1}$  would stand for the forecast error in the current exchange rate if the forward rate were an unbiased predictor of the future spot rate. In that case it would be sufficient to explain the discrepancies  $e - f_{-1}$  as functions of relevant news which occurred between the observations on each  $f$  and the subsequent observations on the corresponding values of  $e$ .

A number of recent empirical studies have rejected the hypothesis that the forward rate is an unbiased predictor of the future spot rate (Hansen and Hodrick, 1983, Cosset, 1984, Korajczyk, 1985). On the assumption that the spot and forward markets in foreign exchange are efficient, it follows that non-zero risk premia must be present in the market.

---

<sup>1</sup> This paper was prepared during my stay as visiting scholar at the Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan. I am very grateful to Dr. Yoshio *Suzuki*, Director of the Institute, and his staff for their gracious hospitality. Mr. Sadao *Naniwa* kindly provided advice about the computations performed in the paper. Erzo *Luttmer* expertly assisted with the statistical analysis. I am also grateful to Clemens J. M. *Kool* for many discussions about Kalman Filters. This paper is part of an ongoing research project with Kees *Koedijk* and Clemens *Kool* and draws on our joint work, in particular on a joint paper with Koedijk. Address: Department of Economics, Erasmus University, P. O. Box 1738, 3000 DR Rotterdam, Netherlands, tel. 104081408.

Thus one obtains the well-known regression specification:  $e - f_{-1} =$  “news” + “risk”, where news refers to unexpected changes in the fundamental determinants of the exchange rate which occur during the current period and “risk” refers to all economic factors which make  $f$  unequal to the rational expectation of next period's  $e$ .<sup>2</sup>

In section 5 below I shall present reduced-form equations for the dollar-yen exchange rate, using monthly data for the period 1976-1984. Since many other researchers have used the same data, it is useful to list the differences between this paper and other contributions. The paper is organized as follows. The next section contains a brief description of the portfolio balance model which will be used to relate the risk premium to its macroeconomic determinants. This section is abbreviated from the earlier paper with Kees Koedijk (1986). In section 3 I discuss a reduced-form equation for the difference between the log of the current spot rate and the log of the lagged forward rate, which combines the mean-variance model of section 2 with the general notion that spot rates differ from lagged forward rates due to a combination of news and risk. Some additional structure is helpful here; I follow Isard (1983) and connect the current real exchange rate through its expected future rate of change to the long-term real exchange rate in equilibrium.

Section 4 describes the statistical techniques used in the paper. The univariate Multi-State Kalman Filter (MSKF) has been used before in Bomhoff (1982), Bomhoff (1983) and Bomhoff and Korteweg (1983). Kool (1982) contains an extensive description of the technique. The univariate data are processed in parallel by four or six fixed Kalman Filters, each corresponding to an ARIMA (0, 2, 2) model. The MSKF-method generates forecasts which are a weighted average of the separate forecasts, with weights that vary over time according to the prior probabilities of each separate filter. These priors are updated continuously in a Bayesian manner.

The univariate MSKF-method is used to prepare some exogenous variables for the reduced-form equations and to estimate the variance and covariance terms from the raw data on the squares and cross-products of the asset returns. After that, the equations for the dollar-yen exchange rate are estimated with a multivariate Kalman Filter technique, based on work by Ljung and Soderstrom (1983). As I am unaware as yet of any other economic applications of this algorithm, section 4 offers a description together with an informal discussion of the differences between this Filter and ordinary least squares.

Section 5 contains the statistical results. The empirical findings suggest that at least one of the proxies for risk factors which follow from our theoretical model does contribute towards an explanation of the discrepancies between the spot rate and the lagged forward rate. Thus, the paper provides some additional

---

<sup>2</sup> See Hodrick and Srivastava (1984), Domowitz and Hakkio (1985), Frankel (1982), Levich (1985) and Mark (1985).

evidence against the hypothesis that the forward rate is an unbiased predictor of the future spot rate.

After a concluding section, the paper terminates with a technical appendix which provides information about the data sources and the ways in which the explanatory variables in the regression equations have been computed.

## 2. The Risk Premium in a Bilateral Exchange Rate

In this section I apply a basic two-period mean-variance model to a bilateral international setting.<sup>3</sup> Representative investors in each of the two countries hold a portfolio of domestic assets and try to improve the risk-return characteristics of that portfolio through forward exchange operations. Overseas investments are limited to open positions in the one-month forward currency market. I assume that a representative investor in the United States has the opportunity to bet with a representative investor in Japan about next period's exchange rate through uncovered positions in the foreign exchange market.<sup>4</sup>

Assume that the representative American investor holds a domestic portfolio with short-term domestic assets and risky domestic assets. The risk-free short-term rate of return equals  $i_{US}$ , the uncertain total return on the risky part of the domestic portfolio equals  $i_{US} + q_{US}$ . Assume that a proportion  $B_{US}/W_{US}$  of the portfolio has been invested in the risky assets. Additionally, the representative investor may engage in bets on the forward market for foreign exchange. Assume that he is able to assume an open position of  $X$  units of his wealth through a trade in the forward currency market with the representative Japanese investor. With  $e_{+1}$  the future spot rate and  $f$  the currently quoted forward rate, his wealth will change by the amount  $-X(e_{+1} - f)$  as a result of this open position. I assume that the representative U.S. investor maximizes the expected utility of his wealth at the beginning of period  $t + 1$  and that the common mean-variance formulation of the utility of wealth applies. The optimization problem becomes:

$$(2) \quad \max_{w.r.t. X} E \left[ i_{US} + \frac{B_{US}}{W_{US}} q_{US} - \frac{X}{W_{US}} (e_{+1} - f) \right. \\ \left. - \frac{k}{W_{US}^2} [B_{US}^2 q_{US}^2 + X^2 \text{var}(e_{+1} - f) - 2 B_{US} X \text{cov}(q_{US}, e_{+1})] \right]$$

<sup>3</sup> Frankel (1985 a) has claimed that mean-variance models of international portfolio investment imply that the risk premium in the forward rate cannot exceed a few basis points (one basis point = 0.01 percentage point). But, he assumes that the variance-covariance matrix of the returns in different currencies is constant over time (see Frankel, 1986, p. S63) so that the risk premium varies only because of changes in net asset supplies. Bodie, Kane and McDonalds (1983) allow for changes in the variance-covariance matrix and obtain estimates for the risk premium on long-term U.S. bonds in the range of 100 to 600 basis points above the short-term bill rate. Such estimates are much closer, of course, to estimates of risk premia based on long-term differences in average realized rates of return.

<sup>4</sup> The model is inspired by Conroy and Rendleman (1983).

The parameter  $k$  indicates the degree of relative risk aversion,  $\text{var}(e_{+1} - f)$  represents the variance of the unexpected discrepancies between the future spot rate and the current forward rate for the same future date, and  $\text{cov}(q_{US}, e_{+1})$  represents the covariance between the unexpected movements in  $q_{US}$  and  $e_{+1} - f$ .

In eq. 2 the investor maximizes the expected utility of nominal wealth, since I assume that short-term uncertainty regarding the price level on the next period may be neglected.<sup>5</sup> Most portfolio-balance models for the exchange rate assume uncertainty about next period's price level, but make the simplifying assumption that the only uncertain element in the nominal holding-period yields is the currency exposure.<sup>6</sup>

Equation (3) formalizes the corresponding optimization problem for the representative Japanese investor. I assume that Japan has accumulated a net foreign asset position which at time period  $t$  amounts to  $e$ CCAB dollars for each representative Japanese investor. His voluntary additional exposure in the forward currency market amounts to  $Y$  yen, so that his total dollar exposure is equal to the dollar value of  $Y + e$ CCAB yen.

$$(3) \quad \max_{w.r.t. Y} E \left[ i_J + \frac{B_J}{W_J} q_J + \frac{Y}{W_J} (e_{+1} - f) + \frac{e\text{CCAB}}{W_J} (e_{+1} - f) \right. \\ \left. - \frac{k}{W_J^2} [B_J^2 q_J^2 + (Y + e\text{CCAB})^2 \text{var}(e_{+1} - f) + 2 B_J (Y + e\text{CCAB}) \text{cov}(q_J, e_{+1})] \right]$$

In eq. (3),  $W_J$  represents the wealth (in current yen) of our representative Japanese investor;  $\text{cov}(q_J, e_{+1})$  represents the covariance between unexpected elements in the total return on the risky Japanese assets and the unexpected movements in the exchange rate.

Equations (2) and (3), together with the constraint  $Y = eX$ , may be solved for the three unknowns  $X$ ,  $Y$  and  $E(e_{+1} - f)$ , the expected value of the risk premium. The model is a partial one, since domestic rates of return and their variance-covariance properties are assumed to be given. Lacking also is a feedback from changes in the exchange rate to domestic interest rates, other domestic rates of return and the inflation rate. On the other hand, the model avoids unattractive assumptions used in some other models of exchange rates: there is no purchasing power parity at every instant, investors in different countries hold different portfolios and the model posits an optimization problem not only for a U.S. investor but also from a Japanese perspective.

<sup>5</sup> This does not imply that investors are not faced with inflation uncertainty. Rates of return may vary due to changing expectations of future inflation and covariances between asset returns and exchange rate movements may deviate systematically from zero because of the effects of changes in inflationary expectations on the domestic financial markets and on the exchange rate.

<sup>6</sup> See, for example, the survey article by *Branson and Henderson* in the Handbook of International Economics. On the other hand, our model has no wealth effects of changes in the exchange rate on the domestic part of the portfolio (see *Frankel*, 1979, for further discussion of the wealth effects, albeit in a context of purchasing power parity).

The solution for the risk premium equals:

$$(4) \quad E(e_{+1} - f) = \frac{2k \text{CCAB}}{W^*} \text{var}(e_{+1} - f) + 2k [b_{\text{US}} \text{cov}(q_{\text{US}}, e_{+1}) + b_J \text{cov}(q_J, e_{+1})]$$

In eq. (4),  $b_{\text{US}}$  is defined as

$$B_{\text{US}} / \left( W_{\text{US}} + \frac{1}{e} W_J \right)$$

and  $b_J$  as:

$$B_J / (e W_{\text{US}} + W_J)$$

Some interesting special cases are:

a)  $\text{CCAB} = 0$ ,  $B_J = 0$  and  $B_{\text{US}} \neq 0$ . In this case the sign of the risk premium is equal to the sign of  $\text{cov}(q_{\text{US}}, e_{+1})$ . Thus, if factors which have a positive influence on the unexpected part  $q_{\text{US}}$  of the ex-post returns in the United States also cause an appreciation of the dollar during the same time period, then the risk premium is positive, and  $X$  and  $Y$  are also positive. In this case the Japanese residents enjoy the expectations of a positive return on their forward exchange bets; the Americans accept a negative expected return on their open positions in foreign exchange, since their foreign exchange exposure improves the risk-return characteristics of their portfolio.

b)  $\text{CCAB} = 0$ , and both covariances  $\text{cov}(q_{\text{US}}, e_{+1})$  and  $\text{cov}(q_J, e_{+1})$  are zero. In this special case the risk premium must be zero and open positions in foreign currency are unattractive at all nonnegative prices. Both  $X$  and  $Y$  are zero.

c)  $\text{CCAB} = 0$ ,  $b_{\text{US}} = b_J$  and  $\text{cov}(q_{\text{US}}, e_{+1})$  equals  $-\text{cov}(q_J, e_{+1})$ . This situation applies if both economies were equal in size and if the domestic returns in each country go up and down ex-post in step with changes in the (real) exchange rate. In this special case the risk premium again equals zero but  $X$  and  $Y$  are generally not zero; open positions in foreign exchange are helpful in the context of risk diversification and the non-zero covariances with the unexpected parts of the domestic rates of return make foreign exchange risk acceptable at a non-zero price.

### 3. Testable Implications

Equation (4) relates the risk-premium in the exchange market to the weighted average of two covariance terms and the cumulated current account term. Since the risk premium can not be observed in isolation, one has to embed one's model for the risk premium in a testable specification for one or more observable variables. Single-equation tests for risk premia in the foreign exchange market usually consist of reduced-form equations for the differences between the (logs of the) spot rate and the corresponding forward rate. Such tests decompose the difference  $(e_{t+1} - f_t)$  as follows:



$$(5) \quad e_{t+1} - f_t = (e_{t+1} - e_{t+1}^e) + (e_{t+1}^e - f_t)$$

log spot rate – log lagged forward rate = news + risk premium

Our application of this basic relationship starts from the concept of a long-term equilibrium real exchange rate,  $er$ . Agents hold homogeneous views on this long-term real exchange rate (“the anchor”) and on the speed at which the current real exchange rate will move towards its long-term value (“the rope”), (illuminating metaphors taken from Isard (1983) und Edwards (1983)). We postulate that the difference between the log of the current ex ante real interest rates on the one hand and the current assessment of the risk premium on the other hand:

$$(6) \quad e_t - P_J + P_{US} - A(r_{US} - r_J) + BE(e_{t+1} - f_t) = {}_tE(er \infty)$$

real – real	+ risk	= long-term
exchange	premium	real exchange
rate	rate	rate

with  $A, B > 0$ .<sup>7</sup> In this paper, real and nominal interest rates are predetermined with respect to the exchange rate and the risk premium in the forward rate. There are no feed-back mechanisms from the real exchange rate to the interest differential or the risk premium. Thus, no restrictions apply to the dynamics of the real interest differential or the expected future path of the risk premium. The formulation in eq. (6) is appropriate if agents expect both the real interest differential and the risk premium to converge to zero in such a way that the integral of all the future deviations from zero is proportional to the current deviation from zero, a condition which applies if the expected future path of the interest rate differential or the risk premium is that of an exponential decline towards zero. I do not impose the restriction that the real interest rate differential and the risk premium disappear with the same speed.<sup>8</sup>

The relationship eq. 6 between the current real exchange rate, the real interest rate differential, the risk premium and the long-term equilibrium value of the real exchange rate must hold also in terms of the expectations for these four variables. Applying the expectations operator to eq. (6) and subtracting from eq. (6) results in:

$$(7) \quad e_t - e_t^e = P_J^{ue} - P_{US}^{ue} + A(r_{US}^{ue} - r_J^{ue}) - Brp^{ue} + er_{\infty}^{ue}$$

$rp$  represents the risk premium, and the symbols “ $e$ ” and “ $ue$ ” stand for expected and unexpected values of the corresponding variable. Equation (7) shows the

<sup>7</sup> See Frankel (1979) and Edwards (1982) for models of exchange rate determination that are based on real interest rate differentials.

<sup>8</sup> It follows that the real exchange rate must exhibit mean reversion. This proposition has recently obtained some empirical support (see Frankel, 1985b, and Huizinga, 1987). Earlier studies concentrated on shorter-term behavior of the exchange rate and were unable to reject the hypothesis that exchange rates follow random walks (Roll, 1979, Darby, 1984, Hakkio, 1984).

determinants of the differences between the current spot rate and the rationally expected spot rate. Combining this expression with the earlier eq. (4) for the discrepancies between the expected spot rate and the forward rate results in an equation for the observable differences between the current spot rate and last period's forward rate:

$$(8) \quad e_t - f_{t-1} = P_t^{ue} - P_{US}^{ue} + A(r_{US}^{ue} - r_J^{ue}) - Brp_t^{ue} + rp_{t-1} + er_{\infty}^{ue}$$

Equation (8) has the observable difference between the log of the current spot rate and the log of last period's forward rate on the left-hand-side and a combination of "news" and "risk" on the right-hand-side. Note that changes in the risk premium, multiplied by  $B$ , are one element in the "news" of the current period. Since  $B$  is a positive constant, the unexpected change in the assessment of the risk premium and last period's estimated risk premium have different signs in this expression for  $e_t - f_{t-1}$ . A high positive risk premium in our definition implies a weak dollar, because the dollar is expected to appreciate a little more each period than would be indicated by the forward premium. A low initial value of the dollar is then required, in order to make room for the appreciations with respect to the forward rate which are expected to occur during the movement towards the equilibrium real exchange rate.

### Empirical Implementation

None of the variables on the right-hand side of equation (8) is directly observable. The empirical counterparts to these explanatory variables are as follows:

$p^{ue}$  — unexpected movements in the two domestic price levels are proxied by the residuals of a Multi-State Kalman Filter for the logarithm of the price index (see section 4 for further discussion of Kalman Filter techniques).

According to the Kalman filter methodology, changes in the expected rate of inflation are directly proportional to unexpected movements in the price level (as with univariate Box-Jenkins models).<sup>9</sup> Thus, inflation news enters the equation both directly as a reason for deviations between the expected spot rate and the actual spot rate and as an indicator of shifts in the expected rate of inflation which is assumed to be one of the causes for adjustment of the future equilibrium value of the real exchange rate.

$r^{ue}$  — unexpected movements in the two real rates of interest are computed as the first differences of the real rates of interest (residuals from the univariate Kalman filter are very similar to the first difference and perform identically in the regressions). The real rates of interest are computed by subtracting a

---

<sup>9</sup> The important difference with *Box-Jenkins* models is the flexibility of the Multi-State Kalman Filter: the constant of proportionality changes over time so as to maximize the fit of the model.

statistical measure of the expected rate of inflation (generated by a Multi-State Kalman Filter) from the nominal short-term interest rates.

$e^{ue}$  — empirical proxies for news about the expected long-term equilibrium value of the real exchange rate are hypothetical constructs. Any assumptions regarding the behavior of the future equilibrium real exchange rate have to be tested jointly with the other assumptions underlying the model for the exchange rate. I hypothesize that the expected future equilibrium value of the real exchange rate is adjusted by the market on the basis of news about the expected future rate of inflation.<sup>10</sup>

Inflation forecasts may be relevant for real exchange rates in equilibrium for a variety of reasons. If a high rate of inflation is regarded also as a variable rate of inflation, investors may reduce the weight of the currency of a high-inflation country in their portfolios. This process may occur during a long period of time. Tax systems are not neutral with respect to inflation and this may also be a cause of semi-permanent flows of savings between countries which necessitate corresponding surpluses and deficits in current account.<sup>11</sup>

$rp$  and  $rp^{ue}$  — the risk premium (equation 4) consists of two terms, one which is proportional to the product of the cumulated current account surpluses of Japan and the variance of the forecast errors in the exchange rate and a second term which is a weighted average of the covariances between the uncertain elements in the two domestic rates of return and the forecast error in the exchange rate.

I use the cumulated current account balance of Japan, scaled with an estimate of the combined wealth of the U.S. and Japan as one explanatory variable in the regressions. This variable should be multiplied with the estimated variance of the forecast errors in the exchange rate. I have used the series for  $(e - f_{-1})^2$  as a proxy for the squares of the forecast errors. As long as the risk premium is small relative to the discrepancies between the spot rate and the lagged forward rate, this approximation should be acceptable. Each of the two terms in the product — the scaled current account and the variance of  $e - f_{-1}$  — is separately transformed with the help of the univariate Kalman Filter into a series for an expected level. Then, the two time series for the respective expected levels are multiplied and the first difference of the product is used as the empirical proxy for changes in this part of the risk premium.<sup>12</sup>

---

<sup>10</sup> Thus, the model does not impose Purchasing Power Parity (P.P.P.) as a relevant long-run equilibrium condition. See *Adler and Dumas* (1983) for an extensive discussion of P.P.P. in the context of modelling international portfolio investment.

<sup>11</sup> *Hooper and Morton* (1982) regard news about the current account as a noisy indicator of changes in the equilibrium value of the real exchange rate. I shall report on some tests for the effects of news about the current account on the exchange rate.

<sup>12</sup> News about the current account of Japan — without multiplication by the variance of the forecast errors in the exchange rate — could have been included in the model as one

The second term in our expression for the risk premium requires estimates of two covariance terms. I multiply the differences  $e_t - f_{t-1}$  with a measure of the unexpected return on the domestic portfolio and lag these cross-products by one period in order to avoid simultaneity problems in the regressions.<sup>13</sup> The lagged cross-products are then used as input for the univariate Kalman Filter and the resulting series for the expected value of the cross-product is taken as the empirical counterpart to the covariance between the exchange rate and the domestic returns. Thus, a time series model is estimated for each covariance term and the expected covariances that influence current investment decisions are based on this time series model.<sup>14</sup>

Two simple alternatives are explored to capture the unexpected part of the return on the domestic portfolio: the first difference of the domestic interest rate and the total return on a domestic stock price index.<sup>15</sup>

Since the output of the Multi-State Kalman Filter is used to represent the level of the risk premium, the first difference of the expected value of the covariance term can serve as a measure of the unexpected change in the covariance. If changes in the expected level of the covariance are permanent, the change in the expected level of the covariance should have a larger effect on the exchange rate than the expected level of the covariance term. However, the unavoidable lagging of the covariance term causes a temporal mismatch between the month when the covariance changes and the subsequent month when this is registered in our measure of the change in the estimated covariance. This measurement error may bias the estimated coefficient on the change in the covariance towards zero.

---

of the determinants of changes in the equilibrium value of the real exchange rate (see previous footnote). To avoid multicollinearity, I have not included both the unexpected change in the current account (a “news” variable) and the unexpected change in the product of the current account and the variance of the forecast errors in the exchange rate (a “news about risk” variable). In the regressions reported here only the second of these two variables has been included. All regressions have been performed also with the simpler variable which proxies unexpected changes in the current account only. The results were virtually identical for all the remaining variables in the regression, but the current account variable itself is much less significant — although it retains the correct sign — without multiplication by the variance of the forecast errors in the exchange rate.

<sup>13</sup> See *Pagan* and *Ullah* (1985) for an econometric discussion of this and other issues arising in the econometrics of second moments.

<sup>14</sup> An alternative approach would be to estimate separate time series models for (1) the correlation coefficient between the exchange rate and the return on the domestic portfolio; (2) the variance of the unexpected changes in the exchange rate, and (3) the variance of the return on the domestic portfolio (see *Kaplanis*, 1986, for further discussion of different ways to estimate second moments).

<sup>15</sup> Clearly, this is a first attempt. We plan to test for the importance of covariance terms using less imperfect measures of the domestic returns in future work. A first step will be to integrate the relationship between domestic short-term and long-term interest rates in the analysis.

If, however, changes in the actual level of the covariance are predominantly temporary, our empirical proxy for the expected level will suffer less from measurement errors than its first difference. In that case, the expected level should be more effective in the regressions than the first difference of the expected level. The theoretical model takes the time series properties of the covariance terms as given and does not lead to a hypothesis about the relative importance of the level versus the first difference of the covariance terms in the regressions.

### Why Successful Exchange Rate Equations are Elusive

In their 1983 paper, Meese and Rogoff documented the failure of a number of single-equation models for exchange rates to forecast well outside the sample period. Quite likely the within-sample explanatory power of these equations was flattered because of selection bias. Some reasons why explaining exchange rate movements is hard are common to models of asset prices; some additional reasons are more specific to exchange rates. Here are five reasons for the lack of success of empirical models for floating exchange rates:

1. The long-term anchor. In the case of stock prices, the analyst has to make assumptions about the discount factor with which to discount the future dividends on the stock and about some terminal condition; the corresponding source of uncertainty with respect to exchange rates is located in the long-term equilibrium value of the real exchange rate and the precise meaning of the words “long-term”.
2. Speculative bubbles versus the possibility of “process switching”. If a conspicuous movement away from purchasing power parity is decisively reversed, it may be tempting to speak of a speculative bubble in the exchange rate.<sup>16</sup> Flood and Hodrick (1986) show that bubble-like patterns may also occur if the market gradually adjusts its assessment of the probability of an important future event which would have significant effects on the exchange rate. Speculation about the imposition of capital controls and trade restrictions, or talk about a major future change in domestic monetary policy may cause a “run-up” in the exchange rate which cannot be distinguished from a speculative bubble on the basis of its time-series properties alone.
3. Levels and first differences of an explanatory variable affect the price in opposite directions. In the case of stock prices, for example, a rate of return which is high by historical standards, is associated with cheap prices for stocks but a high rate of capital appreciation. By contrast, an unexpected

---

<sup>16</sup> *Singleton* (1987) has pointed out that the theoretical case for the existence of bubbles has often been made in exchange rate models which assume absolute or relative purchasing power parity, so that a bubble in the exchange rate should be accompanied by a bubble in at least one of the two national price levels, a phenomenon which would be hard to reconcile with any accepted theory of the domestic market for money.

increase in the required rate of return will lead to a substantial one-time capital loss as stock prices fall to the new equilibrium path. Thus, high total returns correspond to a high required rate of return, but an increase in the required rate of return comes with a large negative total return during the adjustment of the stock price.

Similarly, a high positive risk premium in our definition implies a weak dollar, because the dollar is expected to appreciate a little more on average each period than would be indicated by the forward premium. If the risk premium increases unexpectedly, the dollar has to fall quickly in order to reach its (unchanged) long-term equilibrium value according to a steeper path of gradual appreciation on average beyond each period's forward rate. It follows that the expected value of  $e_t - f_{t-1}$  is positive if there is no change in the assessment of the risk premium, but the ex post realization may be strongly negative if there is a strong increase in the risk premium. If the empirical counterparts to the risk premium incorporate measurement errors or are included with inappropriate lags then statistical tests will be strongly biased towards no rejection of the null hypothesis of a negligible risk premium.

These three arguments apply *mutatis mutandis* to many asset markets. The remaining two arguments for the lack of success in explaining exchange rate movements are specific to exchange rates.

4. Inadequacies of national price levels for the computation of real exchange rates. Some national price levels are contaminated with improper measures of some components, e.g. housing costs. All national price indices are a mixture of prices of tradeable and prices of non-tradeable goods. Differential trends in productivity between the production of traded and non-traded goods do have implications for the real exchange rate when (as usual) a combined national price index is used to compute the real exchange rate. Since neither the traded-goods sector nor the non-traded goods sector are homogeneous and easy to delineate, productivity and cost trends in these two composite sectors are hard to measure and the resulting lack of relevant information hampers the study of exchange rate movements.

5. Dynamics of real interest rate differentials between countries and dynamics of the risk premium in the forward rate. In the specific case of bilateral dollar exchange rates in the early 1980's this issue may have been the most important cause of the difficulties in accounting for the spectacular appreciation of the dollar with respect to all other major currencies and its subsequent rapid decline in real terms. A simple numerical illustration may clarify the point. Assume that the real interest differential between the U.S. and Japan increases by one percentage point and that the market assumes that this higher differential will persist for ten years. It follows that the dollar will have to undergo a one-time real appreciation of 10 percent. Suppose that next the market continues to observe the same interest rate differential but



reduces its estimate of the time period during which it will persist to no more than one year. This reassessment of the duration of the current real interest rate differential causes a fall in the dollar of 9 percent, almost as large a movement as the previous appreciation. However, no easily observable variable changes at the same time as this hypothesized drop in the exchange rate and any empirical exchange rate model will have difficulty in accounting for this movement in the exchange rate.

Specifically, the high real interest rates in the U.S. during the early 1980's were often viewed as a rather permanent feature of the American economy and a sign of expected real returns that exceeded the returns to be expected in other economies. High rates of business investment and a vigorous recovery after the 1981-82 recession were seen as corroborative of this view. Later, some years of moderate economic growth must have reduced the confidence that real rates of return in the U.S. were going to remain high by world standards for the foreseeable future. If this argument is correct, it would go some way towards explaining the broad movement of the dollar during the years 1980-86, but it is obviously hard to underpin empirically.

It is useful to generalize the last remark. If a time series  $\{x_t\}$  has an effect on another time series  $\{y_t\}$ , then any economic model which posits a constant coefficient for the magnitude of that effect may assume implicitly that the stochastic models for  $\{x\}$  and  $\{y\}$  are invariant over time. In the macro-economics literature this point is well taken in the case of the permanent income theory of the consumption function and in discussions of the impact of transitory versus permanent changes in tax schedules. Empirical work by Barro (1981) and others has documented the relevance of distinguishing between the effects of anticipated and unanticipated changes in money and government debt. In all these instances, the analysis has to be performed conditional upon a stochastic model for the input and the output variable.

A given time-series model fixes the speed with which deviations from equilibrium evanesce over time in the absence of fresh shocks. As noted above, this convention may be inappropriate in the case of the real interest rate (differential). The theory of international factor movements should lead to hypotheses about the determinants of the speed with which real interest rates in different economies converge to a single (risk adjusted) worldwide real interest rate, but we are far from a consensus on this issue.<sup>17</sup>

---

<sup>17</sup> *Makin and Sauer* (1984) using a quite different model also provide evidence that the coefficient in a reduced-form equation for the dollar-yen exchange rate are not constant over the period 1973-1982. *Hakkio and Pearce* (1986) discuss another mechanism which could lead to changing coefficients. They show that the effects of U.S. discount rate changes on the dollar should depend on the extent to which the market anticipated the change in the discount rate. Pre-multiplying each discount rate by a measure of the probability of its occurrence produces an artificial explanatory variable which performs a little better in some of their exchange rate equations than the simple change in the discount rate. If measurements of the probability that a variable will change significantly are unavailable, a

#### 4. Recursive Estimation

In this section I shall describe the multivariate algorithm which will be used to estimate a reduced-form equation for the dollar-yen exchange rate. This algorithm incorporates the univariate Multi-State Kalman Filter, and some comments about that method of producing univariate forecasts will be made also. The algorithm belongs to the class of Kalman filters and is closely related to some of the more flexible forms of recursive least squares. Several features of our model make it desirable to investigate alternatives to ordinary least squares. First, some model coefficients are likely to change over time. No economic theory offers a guarantee that the coefficient of the interest rate differential is constant over time. That coefficient depends on the speed with which real interest rate differentials between countries converge to zero, something we know preciously little about. Similarly, the coefficients on all the risk terms may well vary over time, because of changes in investor wealth and in the characteristics of their total portfolios (see Gregory and McCurdy, 1984, 1986, for a discussion and statistical evidence of coefficient variation in reduced-form equations for exchange rates: see also Makin and Sauer, 1984, Wolff, 1985).

Not only do the coefficients change over time, both the intercept and the residuals are also bound to exhibit behavior which is at variance with the assumptions required for estimation with ordinary least squares. The intercept in an equation for the difference between the logs of the spot rate and the lagged forward rate stands for the portion of the risk premium that is not captured by the explanatory variables. It is not clear how much of the unexplained variation in the dependent variable is due to risk, and it is possible that the risk premium is dwarfed by the effect of unanticipated news.

But, any statistical test for the size of the risk premium has to allow for permanent changes in the risk premium. One cannot reject a priori the possibility that the risk premium changes its sign at least once every few years, and the estimation method should allow for this.

Finally, the residuals of an exchange rate equation are also likely to be far from normal. This aspect of our equation is easier to deal with, and ordinary least squares techniques can cope with residuals which are not normally distributed. However, recursive methods are more suited to cope with single large outliers than ordinary least squares. Our algorithm will utilize a cutoff point for the effect of outliers. Below I shall describe another feature of the algorithm which allows for more flexible processing of outliers as they occur: the so-called Multi-State Kalman filter approach.<sup>18</sup>

---

second best alternative would be to let the changes in that variable operate through a varying coefficient.

<sup>18</sup> See Gregory and McCurdy (1984, 1986), Diebold and Nerlove (1985) and Domowitz and Hakkio (1985) for statistical evidence regarding heteroskedasticity in exchange rate equations. Wasserfallen and Zimmermann (1986) present interesting evidence of heteroskedasticity in the variance of exchange rates which are measured every five minutes.



The algorithm is best explained by introducing its differences with ordinary least squares (OLS) one by one. The most fundamental difference with OLS is the recursive character of the method. Apart from an initial bloc of data (18 periods in the case of the exchange rate equations) all data processed consecutively, and fresh estimates of the parameters are computed after each new data point. Thus, the parameters have a time subscript and coefficients which carry the subscript  $t$  are computed using data up to and including the observations for period  $t$ , but no information from any subsequent periods. It follows that all residuals correspond to the forecast errors obtained with a post-sample simulation in the OLS case.

OLS estimates can be obtained using recursive methods. Let  $\theta_T$  be the off-line estimate of the true coefficient vector theta, based on observations  $y_1, y_2, \dots, y_T$  for  $y$  and vectors  $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_T$  for  $\bar{X}$ .

Let  $\bar{y}_T$  be the vector 
$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}$$
 and  $X_T$  the matrix  $(\bar{x}_1 \ \bar{x}_2 \ \dots \ \bar{x}_T)$ .

The least squares estimate is given by  $\bar{\theta}_1 = (X_T' X_T)^{-1} X_T' \bar{y}_T$ , were  $X_T'$  denotes the transpose of  $X_T$ . It minimizes the function

$$S(\theta) = \sum_{t=1}^N (\bar{y}_t - \bar{x}_t' \theta)^2$$

Suppose the next observation consists of  $Y_{T+1}$  for  $y$  and  $X_{T+1}$  for the vector of explanatory variables.

We could compute a new estimate of the coefficient vector by first adding the matrix  $X_{T+1} X_{T+1}'$  to the matrix

$$X_T' X_T.$$

The inverse

$$[x_T' x_T + \bar{x}_{T+1} x_{T+1}']^{-1}$$

could be used to find the estimate  $\theta_{T+1}$ .

The following procedure is mathematically equivalent but much more efficient computationally:

- (1)  $K_{T+1} = P_T \bar{x}_{T+1} / (1 + \bar{x}_{T+1}' P_T \bar{x}_{T+1})$
- (2)  $\bar{\theta}_{T+1} = \bar{\theta}_T + K_{T+1} (y_{T+1} - \bar{x}_{T+1}' \bar{\theta}_T)$
- (3)  $P_{T+1} = \left( 1 - P_T \frac{\bar{x}_{T+1} \bar{x}_{T+1}'}{1 + \bar{x}_{T+1}' P_T \bar{x}_{T+1}} \right) P_T.$

Here,  $K_{T+1}$  is called the gain matrix.

$P_T$  equals the inverse  $(X_T' X_T)^{-1}$ .

$P_0$  has to be estimated from an initial bloc of data or to be initialized otherwise.

Proofs of the equivalence between eqs. (1)-(3) and OLS are available in Goodwin and Payne (1977) and in Ljung and Soderstrom (1983). The proof uses some version of the matrix inversion lemma. Obviously the recursive residuals will differ from the OLS-residuals, but the final estimate of the parameters, based on all the data will be identical. In the trivial case of a regression on a constant only, the OLS-estimate corresponds to

$$\theta_T = \frac{1}{T}(y_1 + \dots y_T)$$

and the recursive estimates are computed as follows:

$$K_{T+1} = \frac{1/T}{1 + 1/T} = \frac{1}{T+1}$$

$$\theta_{T+1} = \theta_T + \frac{1}{T+1} (y_{T+1} - \theta_T)$$

$P_T$  equals  $1/T$

and could be updated through:

$$P_{T+1} = \left(1 - \frac{1}{T} \cdot \frac{1}{1 + 1/T}\right) \frac{1}{T} = \frac{1}{T+1}$$

The recursive computation now allows us to introduce a number of modifications to cope with time-varying parameters and outliers. Within the class of least-squares methods, greater flexibility in the parameters estimates can be obtained through some discounting of old data. Two familiar methods are Exponentially Weighted Least Squares and Rolling Regressions (a. k. a. Rectangular Windows). With exponentially weighted least squares, the optimization problem in OLS:

$$\text{Min}_{\theta} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \bar{x}'_i \theta)^2$$

is replaced by the minimization of the following function:

$$(4) \quad S_{T+1}(\theta) = R_2 S_T(\theta) + (y_{T+1} - \bar{x}'_{T+1} \theta)^2 \quad \text{with} \quad 0 < R_2 \leq 1$$

$R_2 = 1$  reduces eq. (4) to OLS.

The solution to this minimization problem is in recursive form:

$$(5) \quad K_{T+1} = P_T \bar{x}_{T+1} / (R_2 + \bar{x}'_{T+1} P_T \bar{x}_{T+1})$$

$$(6) \quad \bar{\theta}_{T+1} = \bar{\theta}_T + K_{T+1} (y_{T+1} - \bar{x}'_{T+1} \bar{\theta}_T)$$

$$(7) \quad P_{T+1} = \left( P_T - \frac{P_T \bar{x}_{T+1} \bar{x}'_{T+1} P_T}{R_2 + \bar{x}'_{T+1} P_T \bar{x}_{T+1}} \right) \frac{1}{R_2}$$

(Goodwin and Payne, 1977, p. 180).

Rolling regressions are popular in applied economics. Again, a recursive algorithm is available (Goodwin and Payne, p. 181).

Both methods have a potential drawback. Assume that a non-negligible change in the parameters occurs after the data for period  $t$  have been processed. With a rectangular window of length  $T$  (= a rolling regression for the last  $T$  data points), the parameter estimates will continue to show the influence of the data for  $t$  during the next  $T$  periods, after which the data at  $t$  will no longer be reflected in the parameter estimates. Part of the change in the parameters between periods  $t + T - 1$  and  $t + T$  is therefore predictable. It follows that part of the change in the computed value of  $y$  between periods  $t + T - 1$  and  $t + T$  becomes predictable also. However, many model specifications impose restrictions on the extent to which future changes in the dependent variable may be predicted. The same potential problem applies also to exponentially weighted least squares, but the practical consequences will be less troublesome in most instances, since the influence of the data observed at time  $t$  will now wear off gradually, rather than being eliminated abruptly at period  $t + T$ .

Ljung and Soderstrom (1983) have an extensive discussion of various schemes for geometrically weighting (discounting) the data. On the basis of experiments with artificial data, they prefer a weighing scheme in which the discount parameter  $R_2$  itself varies somewhat over time. They suggest the following time path for  $R_2$  in the case of adaptive estimation of a fixed-parameter model:

$$R_{2,t} = \lambda_1 R_{2,t-1} + (1 - \lambda_2) \quad \text{with} \quad \lambda_1 = \lambda_2 \text{ a constant slightly smaller than } +1.$$

With this specification,  $R_{2,t}$  will converge to unity. In the case of a variable parameter model — as in this paper — one wants to keep  $R_2$  permanently somewhat below 1. Therefore, I have set  $R_{2,1}$  equal to 0.9,  $\lambda_1$  equal to 0.95 and  $\lambda_2$  equal to 0.9525.

So far, ordinary least squares could give an off-line estimate of the parameters identical to the final estimate obtained with a recursive method. It is with the following features of the algorithm that the recursive character of the method shows its advantages.

### Treatment of Outliers

In this discussion the term “outlier” will refer exclusively to excessive residuals encountered in the course of the estimation process. Before the processing of the data at period  $t$ , a robust estimate is computed of the standard error of the 19 most recent residuals. For this robust estimate the median of the absolute values of these residuals is divided by the factor 0.6745 (see Huber, 1981). In the case of normally distributed residuals, the robust estimate will be an unbiased estimate of their standard error. The residual for period  $t$  is now computed by applying the parameter estimates as adjusted after period  $t - 1$  to the data for period  $t$ . If the absolute value of the residual exceeds a pre-set factor times the estimated standard error of the residuals, the original outlier is adjusted before it is allowed

to enter eq (2) for the adjustment of the parameters. In the current application, a cut-off point of 2.0 has been used. With the difference between the logs of the spot rate and the lagged forward rate as the dependent variable, and low explanatory power for the regressions, severe outliers are bound to occur in the residuals. For the dollar-yen exchange rate, a robust estimate of the standard error of the dependent variable is 2.8 percent (per month). The largest observation on the dependent variable equals 12.5 percent (november 1978) and another 12 observations out of 108 exceed two times the robust standard deviation in absolute value. Remembering that the marginal effect of each observation is proportional to the square of the residual, it follows that without a cut-off point for outliers, the thirteen outliers together are about as important for the determination of the parameters as all the remaining “normal” observations together.

In some instances one could claim that outliers tell us more about the relationship between the data than “normal” observations, because of a more favorable signal-to-noise ratio. In the case at hand, this argument does not apply. Estimation with a cut-off point of 2.5 for the outliers produces larger residuals, with a robust estimate of the S.E.E. increasing by almost 10 percent. Estimation without any cut-off for outliers results in even larger residuals.

These findings suggest that large unexpected movements in the dollar-yen exchange rate were not a sign of important changes in the parameters of our reduced-form equation. Rather, the outliers in the series for the exchange rate occurred for reasons not directly related (at least not in a linear fashion) to the explanatory variables in the model.

The algorithm reacts to outliers in another way. One period after each outlier has occurred, the parameter  $R_2$  is reset at its starting value of 0.90. Experiments with and without this additional feature show that it does not have an important effect in the present case but it may be appealing in other applications to lower the weight of all observations before an outlier in computing coefficient estimates after the outlier.

### A Recursive Kalman Filter

So far, the algorithms described could be applied in settings where the true value of the parameters was constant, but the data were contaminated in a way which makes a robust approach desirable. The next feature of the estimation method is specifically designed to allow for variation in the value of the parameters over time. No longer do we assume that the parameter estimates will converge to a specific value as with ordinary or weighted least squares. Instead, the following stochastic difference equation describes the dynamics of the parameter vector theta:

$$\bar{\theta}_{T+1} = \bar{\theta}_T + \Delta_{\theta} \quad \text{with} \quad \Delta_{\theta} \text{ distributed as } N(0, \text{var } \Delta_{\theta}).$$

The model for  $y$  and  $x$  remains as before:

$$y_T = \bar{\theta}'_T \bar{x}_T + \varepsilon_T$$

let  $\text{var } \varepsilon$  be the variance of the residuals and define  $R_1$  implicitly through  $\text{var } \Delta_\theta = R_1 (\text{var } \varepsilon)$ .

The appropriate Kalman filter for this problem is:

$$(8) \quad K_{T+1} = P_T \bar{x}_{T+1} (R_2 + \bar{x}'_{T+1} P_T \bar{x}_{T+1})$$

$$(9) \quad \theta_{T+1} = \bar{\theta}_T + K_{T+1} (y_{T+1} - \bar{x}'_{T+1} \bar{\theta}_T)$$

$$(10) \quad P_{T+1} = P_T + R_1 - \frac{P_T \bar{x}_{T+1} \bar{x}'_{T+1} P_T}{R_2 + \bar{x}'_{T+1} P_T \bar{x}_{T+1}}$$

(see Ljung and Soderstrom, 1983, for a proof). As Goodwin and Payne point out (p. 185), specific settings for the matrices  $R_1$  and  $R_2$  reduce this Kalman filter to OLS or discounted least squares:

$$R_1 = 0; R_2 = 1 \quad (\text{O.L.S.});$$

$$R_1 = \left( \frac{1}{\alpha} - 1 \right) (I - K_{T+1} \bar{X}'_{T+1}) P_T; R_2 = \alpha \quad (\text{discounted O.L.S.})$$

In these two special cases, the matrix  $R_1$  is either the null matrix (OLS) or it converges to the null matrix as  $t$  increases. Typical for the Kalman filter approach is a choice of  $R_1$  that does not shrink to the null matrix over time. In that case, the matrix  $P$  will also not converge to the null matrix, and thus the gain vector  $K$  will be bounded from below in absolute value. Each successive observation can have a non-vanishing impact on the parameter estimates.

In the empirical work for this paper,  $R_1$  has been a diagonal matrix with constant elements equal to 0.0001 each.

If the matrix  $R_1$  has some positive elements on its main diagonal, the sophisticated version of the matrix  $P = (X'X)^{-1}$  will never converge to zero and the parameters will continue to change.

Do the estimated coefficients have to make sense? Or is minimization of (some function of) the size of the forecast errors the sole criterion for the usefulness of a model? My reading of the Kalman filter literature — much of it written by researchers in electrical engineering and control theory — points to investigating the plausibility of the estimated path for the coefficients. By contrast, Litterman (1984) discusses quite related algorithms but seems to propose that the variance of the forecast errors alone matters:

“I suggest a procedure in which the number of included explanatory variables is large, determined by computational expense considerations rather than the limited information content of the data; and in which the

relatively symmetrical prior information on all of the included variables is used to balance the tradeoff between oversimplification and overparametrization. The basic idea is to specify a relatively unrestricted vector autoregression and a prior that can be varied along one or more dimensions affecting this tradeoff. Consideration of the out-of-sample forecast errors as a function of movement in these dimensions is then used to find the optimal balance for forecasting purposes.” (pp. 5-6).

Much recent work in economics has taken the same view: vector autoregressions and so-called causality tests put little emphasis on the plausibility of the coefficients, but test the variance of the residuals. Here, all significant coefficients will be reported and taken into account when evaluating the success of an exchange rate equation.

### The Intercept

In the particular case of reduced-form equations for the difference between the logs of the spot rate and the lagged forward rate, the intercept has a clear economic interpretation: it represents the wedge between the forward rate and the expected future spot rate. If such a wedge exists, it is unlikely to be constant over time. Thus, estimation should allow for an intercept term that varies in magnitude and sign. Recursive ordinary least squares allows for a changing intercept, and a non-zero element in the top left-hand corner of Matrix  $R_1$  would maintain a non-zero variance for the first difference of the estimated intercept. Somewhat greater sophistication in estimation is achieved by using the Multi-State Kalman Filter method for the estimation of the intercept. This application of the Kalman Filter, developed by Harrison and Stevens (1976) processes a single time series with a number of parallel fixed Kalman Filters and forecasts with weighted averages of the forecasts generated by the separate filters (see Bomhoff and Korteweg, 1983, and Bomhoff, 1983 for further details and applications of the method). The MSKF-filter is able to learn about changes in the probability mixture of temporary and permanent shocks to a time series, and it can also treat outliers appropriately. When estimating the intercept, one cannot use a cut-off point for outliers, because of possible permanent large shifts in the intercept. However, if most large surprises are temporary, the algorithm should ideally be capable of not adjusting the intercept. The MSK-method incorporates these features.

To conclude, the exchange rate equations have been estimated with an algorithm which combines two Kalman filter algorithms: a Kalman filter which resembles recursive least squares is used for the regression coefficients on the exogenous variables, and the MSKF-filter is employed for an estimate of the intercept in the equation. Each residual is used twice, to adjust the coefficients and to compute new values for the estimated level (and optionally, the rate of change) of the intercept.

### The Extraordinary Restrictiveness of Ordinary Least Squares

After this appraisal of the features of Ljung's multivariate Kalman filter, it may be useful to sum up this section with a discussion of the various restrictions implicit in the ordinary least squares (O.L.S.) method. Compared to the more delicate on-line methods where results always depend on the initialization process, O.L.S. is less subjective as a statistical technique. Subjectivity remains in the choice of specification, but the estimation itself does not require arbitrary initial conditions. However, the strict objectivity of applying O.L.S. to a given specification also has a price. Here are five aspects of ordinary least squares which impose restrictions on the economic relations under consideration:

1. If the explanatory variables are non-stationary, why should the intercept be constant? Consider the intercept as a crude representation of all relevant factors for the determination of the dependent variable which are not captured by changes in the independent variables. If there is no specific insight in the stochastic behavior of these omitted variables, the most natural assumption would be that they develop over time in the same manner as the featured independent variables. In that case the intercept should be non-stationary whenever the majority of the independent variables is non-stationary. O.L.S., by contrast, leaves it to the constant term and the serial correlation in the residuals to account for movements in any omitted explanatory factors, so that non-stationarity cannot be permitted.
2. Do we really know nothing before estimation starts? The multivariate Kalman Filter and all other Bayesian methods force the researcher to specify a prior distribution for the parameters. The specification of the model is assumed to be given together with some more or less precise notions about the signs and the magnitudes of the model coefficients. In fact, it would be unusual to be fully confident about the presence of a certain explanatory variable in the regression without some idea at least about the sign of its coefficient. Nevertheless, O.L.S. matches certainty about the appropriateness of including an explanatory variable with a complete doubtfulness regarding its coefficient. Whatever happened before the start of the estimation period is fully relevant for deciding on the specification of the model, but at the same time useless for an initial narrowing down of the range in which each coefficient is to be found. It is true that the specification of an initial distribution for the coefficients will have some arbitrariness, but this is a *practical* disadvantage to procedures which are to be preferred as a matter of *principle*.
3. Should all past observations be weighted equally? Take the case of a permanent shift in the intercept of the equation. The Multi-State Kalman Filter adjusts its estimate of the expected level of the intercept and forgets the past history of the intercept; in O.L.S. the values of the variables before the shift in the intercept will continue to influence the estimate of the



constant term. Or imagine a major institutional change during the estimation period. O.L.S. offers few options beyond estimating separate regressions for the sub-periods before and after the change, weighted least squares or the insertion of a dummy variable. However, other modeling solutions, not provided by O.L.S., may be more appropriate, for example allowing some coefficients to adapt slowly during the transition to the new regime, or entering the second sub-period with a prior inspired by the first sub-period, or — as in this paper — bounding the matrix  $(X'X)^{-1}$  of the coefficients away from zero.

4. Should in all cases the squares of the residuals signify the importance of the respective observation? In many cases it may be pertinent to prevent the influence of each separate observation from increasing with the square of the residual. Recursive methods allow in a natural way for imposing an upper limit for the influence of each period's observation, so that the information in the data retains some influence over the parameter estimates. O.L.S. by definition does not allow for this, and thus the researcher either fully eliminates any seemingly deviant observations or does nothing.
5. Constant coefficients may be proper for hypotheses testing, but are they appropriate for within-sample simulation and residual analysis? For many reasons, the economic influences that are measured by the regression coefficients may become stronger or weaker over time. Also, the covariances between the specified variables and the omitted variables may change. Furthermore, learning effects may have a gradual influence on some of the coefficients. Some flexibility in the estimates of the coefficients may be called for, but O.L.S. leaves no room for adaptive behavior of any kind.

## 5. Results

In the previous two sections I discussed the specification of a reduced-form equation for the dollar-yen exchange rate. The theoretical analysis suggested that the various explanatory variables be signed as follows:

### *news*

change in the real interest rate in the U.S.	+
change in the real interest rate in Japan	-
change in the expected rate of inflation in the U.S.	-
change in the expected rate of inflation in Japan	+

### *risk*<sup>19</sup>

level of the covariance between the U.S. market and the exchange rate	+
---	---

<sup>19</sup> The risk terms include empirical proxies for changes in the levels of the covariance terms. Such terms represent news about risk and thus belong to both the *news* and the *risk* categories.



change in the covariance between the U.S. market and the exchange rate	—
level of the covariance between the Japanese market and the exchange rate	+
change in the covariance between the Japanese market and the exchange rate	—
level of the scaled cumulated current account surplus of Japan, multiplied by the variance of the forecast errors in the exchange rate	+
change in the scaled cumulated current account surplus of Japan, multiplied by the change in the variance of the exchange rate	—

Recall that the exchange rate is defined as the number of yen per dollar, so that an increase in the exchange rate signifies a stronger dollar.

The empirical analysis covers the period between January 1976 and December 1984 (108 monthly observations). Before presenting the results based on the multivariate Kalman filter, I show the outcomes of some regressions with ordinary least squares in table 1. For this O.L.S. analysis two distinct outliers in the exchange rate data have been omitted: October and November 1978. On November 1st, 1978 the Federal Reserve Board announced policy actions which caused a sharp rise in the value of the dollar.<sup>20</sup> Also, the O.L.S. estimates allow for a structural change in the relationship for the exchange rate during the final quarter of 1979, in view of the potentially important changes in American monetary policy announced at that time. I present an equation with a dummy variable for November 1979 and all subsequent months, as well as separate equations for the subperiods January 1976 — October 1979 and November 1979 — December 1984.<sup>21</sup>

The specification of all the O.L.S. regressions is identical. The differences between the log of the spot rate and the log of the one-month lagged forward rate are regressed on the proxies for the changes in the real short-term rates of interest in the two countries, the proxies for the changes in the two expected rates of inflation, and three risk terms.

One of the risk terms relates to the current account, multiplied with the variance of the forecast errors in the exchange rate; the other two risk terms are covariance terms between the two national markets and the exchange rate. The final selection was made on the basis of the adaptive Kalman Filter estimates (see below). The regressions contain the expected levels of the covariance between the total return on a domestic stock market index and the exchange rate. These

<sup>20</sup> Two additional observations (December 1978 and January 1979) are lost due to the computation requirements of the covariance terms.

<sup>21</sup> See *Frenkel* (1986) for further discussion of the evidence regarding a structural shift not only in U.S. monetary policy but also in the relations between interest rates and exchange rates.

terms represent a part of the risk premium which in principle should be predictable. The final, “news about risk” term consists of the product of the unexpected changes in the cumulated current account surplus of Japan and the change in the variance of the exchange rate.

The results of the O.L.S. regressions may be compared to the outcomes of the adaptive Kalman Filter. All Kalman Filter estimates include changes in the two real interest rates and changes in the two expected rates of inflation as regressors. The selection of the risk terms in the preferred specification was made as follows. First, the current account term was always more significant when multiplied with the variance of the exchange rate than by itself. This suggests that news about the current account is more important as news about part of the required risk premium than as news about a change in the future equilibrium value of the real exchange rate.<sup>22</sup> Since it is undesirable for econometric reasons to include both the levels and the first differences of the risk terms in the equations, further choices had to be made. The results strongly suggested that the current account term should be included in first-difference form (as “news about risk”), rather than as a level term. The sign of the current account variable was always correct and the coefficient significantly different from zero, but the residual errors increased and the significance of the other variables diminished when the level specification was chosen.

However, the data did not allow for a clear choice between the various specifications of the covariances. I have inserted the covariance terms in both level and first difference form. Also, the return on the market has been proxied by changes in the one-month interest rate (assuming a relationship between changes in short-term and changes in long-term interest rates) and alternatively by the total return on a domestic stock market index. This makes for a total of four possible specifications, since the same choice was made for both countries. The results shown are for the levels of the covariances between the stock market indices and the exchange rate, but this is an arbitrary choice. The remaining three possible specifications for the two covariance terms produced coefficients that hardly ever reached significance at the 5% level. The preferred specification is the only one where one of the coefficients is significant at the 5% level for a considerable period. The choice of specification for the two covariance terms hardly affected the coefficients on the other variables. If no covariance terms are included, the coefficients on all the other variables are also hardly affected.

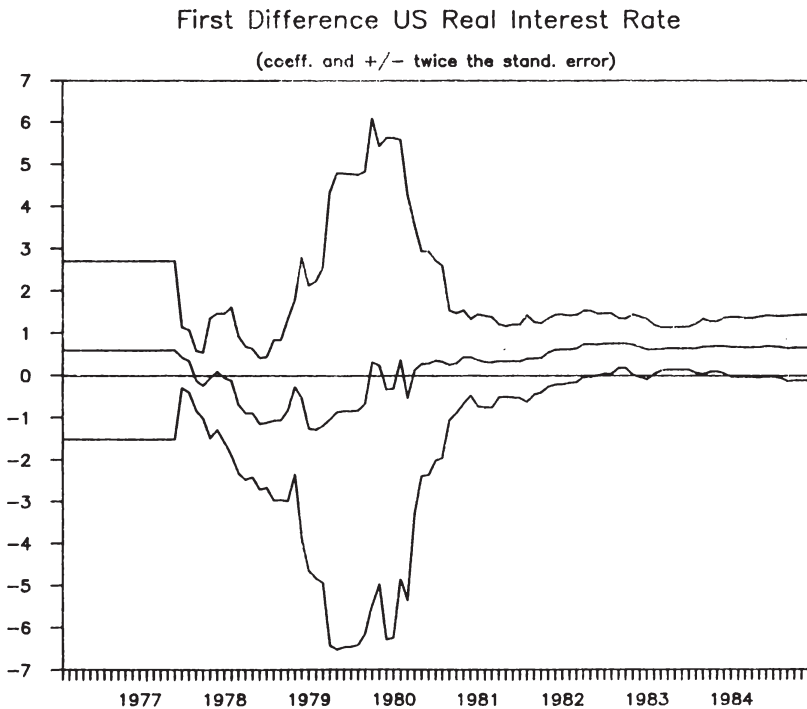
Figures 1-3 present the results obtained with the multivariate Kalman filter. There is no need now to take special steps because of outliers in the exchange rate data, since the program contains a cut-off point for the influence of outliers in the exchange rate data on the estimates of the coefficients. Thus, estimation covers the full period between January 1976 and December 1984, with the first 18

---

<sup>22</sup> The classical article by *Dornbusch* (1980) discusses the different channels (inclusive of changing evaluations of risk) from news about the current account to changes in the exchange rate.

observations used to initialize the coefficients on the exogenous variables.<sup>23</sup> The figures show the adaptive estimates of three coefficients of interest. Figure 1 indicates the estimated path of the coefficient on the change in the real rate of interest in the U.S., figure 2 the coefficient on the level of the covariance between the Japanese stock market and the exchange rate and figure 3 the coefficient on the change in the product of the scaled cumulated current account surplus of Japan and the variance of the exchange rate. All three variables appear to be statistically significant for considerable parts of the period of estimation. The two bands in each of the figures indicate the value of (coefficient  $+2x$  estimated standard error) and (coefficient  $-2x$  estimated standard error).<sup>24</sup>

Figure 1



<sup>23</sup> The adaptive estimates of the intercept in the regression requires some initial values for the prior probabilities of transitory and permanent changes in this variable “constant term”. These priors are assigned symmetrically as in our earlier work. The multivariate part of the model requires initialization in some other respects: elements on the principal diagonal of the matrix  $R_1$ , the discount parameter  $R_2$  and the way in which it varies over time, and the point at which observations are deemed to be outliers. The results of experiments with changes in these parameters from the values discussed in section 4 were hardly different from the reported outcomes.

Figure 2

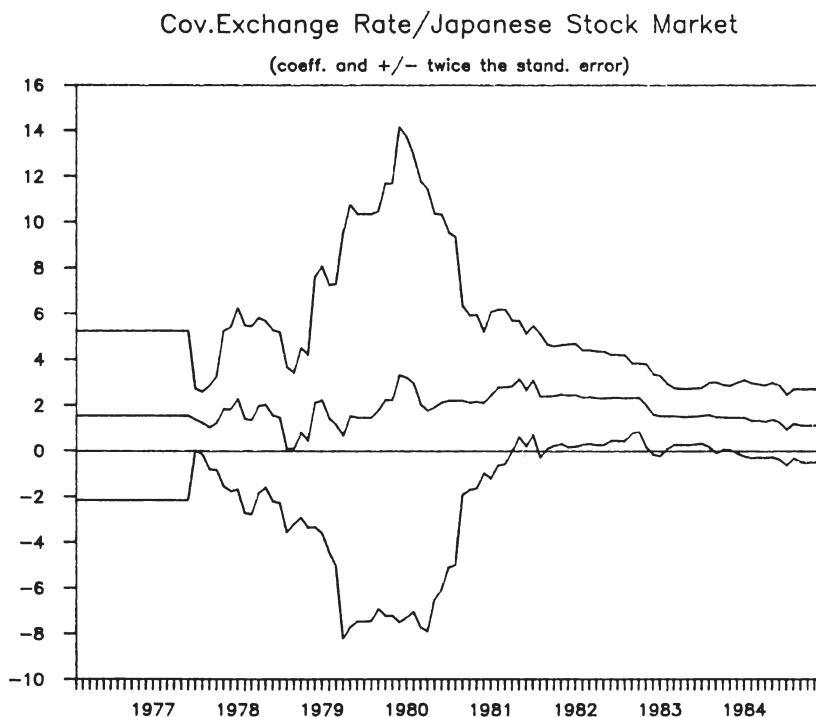
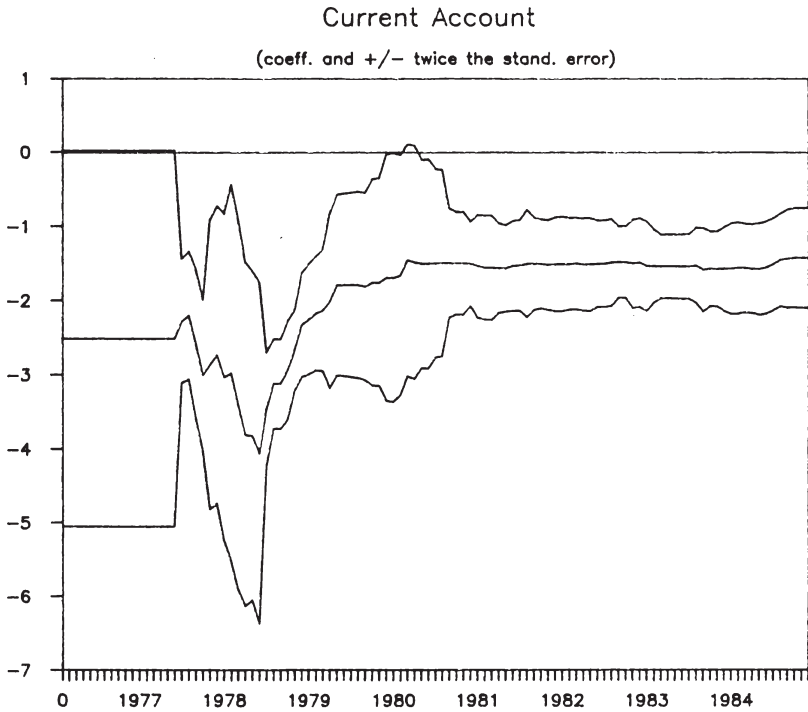


Figure 1 shows the coefficient for the change in the proxy in the U.S. real rate of interest. This coefficient should be discussed together with the coefficient on a fourth variable which achieved statistical significance for part of the period of estimation. From September 1982 through December 1984 the change in the estimated American rate of inflation enters the regression with a significant coefficient which suggests that decreases in U.S. inflation leads to a weaker dollar. During this period the coefficient on the change in the U.S. rate of inflation is always virtually equal in magnitude and sign to the coefficient on the change in the U.S. real rate of interest. This suggests that the coefficient on the change in the expected rate of inflation during these years reflects primarily systematic errors in the proxy for the expected rate of inflation. The following derivation shows

<sup>24</sup> Estimated standard errors of the coefficients are computed as the square root of the inverse of the quotient of the relevant element on the main diagonal of the matrix  $P$  and the estimated variance of the residuals. This corresponds to the definition of the standard error of the coefficient in the O.L.S. case. In this adaptive framework both the matrix  $P$  and the variance of the residuals are computed adaptively, with an exponential forgetting profile (coefficient: 0.9-0.95) and a rectangular window (length 19) respectively. An alternative would be to estimate the variance-covariance matrix of the coefficients through exact or approximate differentiation of the model.

Figure 3



how the coefficient on the expected rate of inflation could be identical to the coefficient on the real rate under certain plausible circumstances and suggests how the coefficient on the expected rate of inflation should be interpreted in that case:

Let  $pc$  denote the correct (but unobservable) expected rate of inflation and  $rc$  the true expected real rate of interest. Thus,

$$i = rc + pc$$

and

$$\Delta i = \Delta rc + \Delta pc.$$

Let the proxy used for the expected rate of inflation be connected to the true expected rate of inflation through

$$\Delta p^e = \alpha \Delta pc + u,$$

with  $u$  a normally distributed and serially uncorrelated error term. It follows that the proxy for the real rate of interest will be determined as

$$\Delta r = \Delta rc + (1 - \alpha) \Delta pc - u.$$

Assume that changes in the true real rate and the correct measure of the expected rate of inflation are uncorrelated and that the regression coefficients on  $rc$  and  $pc$  respectively should have been  $A$  and  $-B$ :

$$e - f_{-1} = A\Delta rc - B\Delta pc + \text{terms with other variables} + v,$$

with  $v$  a normally distributed and serially uncorrelated error term. Assume that the error terms  $u$  and  $v$  are uncorrelated. Let  $X$  and  $Y$  be the reported coefficients on  $r$  and  $p^e$  in a regression for  $e - f_{-1}$ . It follows that  $X$  and  $Y$  should be such that the following expression reaches a minimum value:

$$E[(A - X)\Delta rc + (-B - Y\alpha - X(1 - \alpha))\Delta pc + v - Yu + Xu]^2.$$

If  $\alpha$  is equal to 0, this expression reaches a minimum if  $X$  and  $Y$  are equal (as observed during the final years of our estimation period). Also, the closer the variance of  $pc$  is equal to 0, the closer both coefficients will be to the true value for the coefficient on the real rate,  $A$ . Therefore, I interpret the coefficient on the change in the real rate in the U.S. as an estimate of the true coefficient for the final years of the period of estimation and regard the (identical) coefficient on the change in the proxy for the expected rate of inflation as uninformative about the effects of changes in expected inflation on the exchange rate. Possibly, the years 1982-1984 saw both a decline in the measured rate of inflation in the U.S. and a gradual increase in the confidence of the markets in the future policy stance of the American monetary authorities. Thus, short-term wiggles in the observed rate of price change did not bear much relationship to changes in the long-term expected rate of inflation. Increases in the confidence with which certain important views are held can effect exchange rates, but in empirical work it will be hard to both measure the changes in expected inflation and the changes in the degree of confidence with which these expectations are held.<sup>25</sup>

Changes in the product of the scaled cumulated current account surplus of Japan and the variance of the forecast errors in the exchange rate have a significant effect on the exchange rate almost always.<sup>26</sup> The estimated standard

<sup>25</sup> *Ott and Veugelers* (1986) report on regressions for eight bilateral dollar exchange rates. They also computed the expected rate of inflation from monthly data for the price level. Decomposing the change in the nominal one-month interest rate into changes in expected inflation and changes in the estimated real rate of interest did not increase the explanatory power of their regressions for six out of eight currencies, even through the theoretical signs on the coefficients for expected inflation and the real rate are different. This evidence suggests that the problem of an imperfect proxy for the changes in the expected rate of inflation which results in "wrong" coefficients on this variable whenever expected inflation changes less than the real rate is a common one.

<sup>26</sup> *Domowitz and Hakkio* (1985) present evidence for an effect of the variance of the forecast errors in the exchange rate, using the ARCH specification. Their proxy for part of the risk premium does not incorporate multiplication with some measure of the extent to which investors are exposed to foreign exchange risk. Also, they use the variance of the forecast errors; I get significant results for both the level and the first difference of the product of the current account surplus and the variance of the forecast errors.

deviation of the coefficient changes dramatically during the second half of 1978, because of the large outliers in the exchange rate data. As noted above, October and November 1978 saw very large movements in the dollar-yen exchange rate and our regression framework is unable to determine the cause of these two large and opposite shocks.<sup>27</sup> The depreciation of the yen during most of 1978 is clearly correlated with the disappearance of Japan's current account surplus, but the estimated significance of the coefficient is too sensitive to the estimates of the variance of the dependent variable to be reliable.<sup>28</sup>

Changes in the U.S. real interest rate are much more important in the regressions than changes in the Japanese real rate of interest or in the expected rate of inflation in Japan.<sup>29</sup> This finding is in agreement with the analysis of Ito and Roley (1986) who showed that the dollar-yen exchange rate tends to vary more when the New York market is open (and much U.S. news has to be digested) than during the opening hours of the Tokyo market.<sup>30</sup>

## 6. Conclusions and Implications for Policy

Some conclusions from the analysis follow:

1. The sensitivity of exchange rates to real rates of interest depends on the country and the period. Identical changes in real interest rates in the U.S. and Japan may have far different effects on the exchange rate and it may be misleading to assume that the effects of real interest rates on the exchange rate depend only on the interest rate differential between the two countries concerned. Our empirical work suggests that during the recent period changes in U.S. real rates of interest were much more important for the dollar-yen exchange rate than changes in Japanese short-term interest rates. The reason must be that changes in U.S. real interest rates were perceived to be more permanent than

---

<sup>27</sup> October and November 1978 are important also in the domestic financial history of Japan: "In October 1978, seven-day call money with a freely determined rate was introduced while in November, one-month bills were introduced at an unregulated rate" (Dotsey, 1986, p. 113). See Suzuki (1986) and the references therein for further analysis of financial deregulation in Japan.

<sup>28</sup> Suzuki (1986, pp. 175-177) emphasizes the importance of the current account of Japan during the late 1970's and refers to supporting econometric work by Fukao.

<sup>29</sup> The coefficient on the change in the real rate of interest in Japan is larger than 1.5 times its estimated standard error (and has the wrong — positive — sign) for three months immediately after the large outliers in late 1978. During 1979 the coefficient decreases and after April 1979 it never exceeds one half times its own estimated standard deviation. The coefficient on the change in the expected rate of inflation in Japan has the correct positive sign after the first few periods of adaptive estimation, but never reaches significance at the 5% level. The magnitude of this coefficient is comparable to that of the coefficient on the change in the U.S. real rate and the U.S. rate of inflation.

<sup>30</sup> Ito (1986) contains an update of the Ito-Roley paper that covers the period between September 1985 and May 1986. During October 1985 the interest rate policies of the Bank of Japan were the most important source of news for the dollar-yen exchange rate, and thus most changes in the exchange rate took place during Tokyo market hours. This period was an exception, however.



changes in Japanese real rates, or — even more generally — that the persistence of movements away from any long-term average were more persistent in the U.S. than in Japan.

If this conclusion is correct, it follows that so-called coordinated changes in interest rates in, for example, the U.S. and Japan, do not leave the dollar-yen exchange rate unaltered. Equal declines in American and Japanese interest rates should lead to a weaker dollar, and equal increases in both interest rates should make the dollar stronger. Whatever happened to U.S. interest rates so far has been much more important than news about Japanese short-term rates, and the work reported in this paper suggests that it is hard to discern the impact of changes in real rates in Japan on the exchange rate.

2. The important effects of changes in real rates of interest on the dollar-yen exchange rate imply that deviations from purchasing power parity will be substantial and long-lived. The variance of real rates of interest seems to have increased during the 1970's (see Fama and Gibbons, 1982). If the persistence of changes in real rates has increased also resulting in long periods with "high" or "low" real rates, then exchange rates are bound to differ substantially from purchasing power equivalents.

3. Exchange rates do not only react to changes in inflation and in real rates of interest, but news about the current account also has an influence. Thus, an analysis which assumes that exchange rates should return to Purchasing Power Parity equivalents over the medium term is incomplete if there are reasons to expect persistence of capital flows.

4. Risk factors may have effects on exchange rates. Many papers have rejected the hypothesis that no risk premium is present, but attempts to go further — as in this paper — and to find empirical counterparts to risk factors are still quite preliminary. Nevertheless, the evidence for the existence of a risk premium is accumulating and it follows that exchange rates share this characteristic with stock market prices and long-term interest rates. All such asset prices are determined by expected rates of return over the long term and by the risk associated with holding the asset. Therefore, the reasons for which corporations cannot stabilize their stock prices and governments cannot stabilize interest rates through market interventions explain as well why direct intervention will fail to stabilize exchange rates and why it is even difficult to estimate an equilibrium zone for the exchange rate. Too much information is lacking about the expectations of the holders about future returns and about the risk and return characteristics of the other assets in their portfolios.

Statistical analyses of the type performed in this paper may be useful in contributing to an assessment of the importance of risk factors in the determination of exchange rates. If an easily measurable type of macroeconomic news has a significant effect on the exchange rate (for instance, major changes in monetary policy, current accounts, interest differentials) it is possible that an econometric analysis will amount to no more than a confirmation of insights



already obtained by more informal means. However, risk factors are related to changes in second moments of the relevant variables and therefore less easily discernible.<sup>31</sup>

5. Delicate statistical techniques are required to analyze movements in exchange rates. There is evidence that real rates of interest behave differently today than ten years ago. This implies that the coefficient which measures their impact on the exchange rate has changed also. Furthermore, risk factors appear to be important for the determination of exchange rates and their effects are bound to vary over time. This suggests that a combination of variable parameter estimation and some discounting of old data is appropriate. Additionally, some changes in the exchange rate should certainly be classified as outliers which also requires special statistical treatment.

### Appendix: Data Sources and Computation of Exogenous Variables

- $e$ : logarithm of the spot rate (end of period) price of one U.S. Dollar in Yen.  
Source: Federal Reserve Bank of St. Louis
- $f$ : logarithm of the 1-month forward rate (end of period)  
Source: Federal Reserve Bank of St. Louis
- $fp$ : 1-month forward premium ( $fp = e - f$ ) at annual rate.
- $y$ : Real Gross National Product  
Source: Federal Reserve Bank of St. Louis
- $p$ : consumer price index  
Source: Federal Reserve Bank of St. Louis
- $i_{US}$ : 1-month Eurodollar rate  
Source: World Financial Markets (Morgan Guaranty)
- $i_j$ : by subtraction  $i_j = i_{US} - fp$
- $q_{US}$ : rate of change of Standard and Poors 500 stock index  
Source: O.E.C.D., Main Economic Indicators<sup>32</sup>
- $q_j$ : rate of change of Tokyo Stock Exchange Index  
Source: O.E.C.D., Main Economic Indicators
- CAB: current account balance  
Source: International Financial Statistics

The data for the current account are available on a quarterly basis. Monthly data were obtained by linear interpolation. The data were cumulated from the beginning of 1974 onwards.

<sup>31</sup> See, for example, *Johnson and Loopesko* (1986) for an informal analysis of the dollar-yen exchange rate which reaches conclusions very similar to those of this paper as regards the role of interest differentials, inflation and the current account, but omits discussion of portfolio risk.

<sup>32</sup> In some regressions (see text), the return on the domestic market has been proxied by the change in the domestic short-term interest rate.

Monthly data for the wealth terms were also obtained by linear interpolation.

A circumflex indicates a rate of growth, the superscript <sup>e</sup> an expected value. First differences are indicated by a  $\Delta$ . All expectations were derived with a Multi-State Kalman Filter, as explained in Kool (1982).

*Table 1*  
**O.L.S. Regressions**

Dependent variable:  $100 \times (\log \text{ current dollar-yen rate} - \log \text{ one-month lagged forward rate})$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
constant	-1.12 (0.250)	-1.95 (0.449)	-6.58 (0.978)	4.78 (0.725)	-5.93 (0.953)
change in U.S. real rate	0.735 (2.34)	0.586 (1.93)	0.536 (0.586)	0.499 (1.35)	0.763 (2.43)
change in U.S. expected inflation	0.999 (2.95)	0.934 (2.90)	0.502 (0.445)	1.01 (2.73)	1.04 (3.06)
change in Japanese real rate	0.638 (2.25)	0.372 (1.25)	0.657 (1.61)	0.0906 (0.194)	0.633 (2.24)
change in Japanese expected inflation	0.724 (2.10)	0.504 (1.41)	0.858 (1.75)	0.179 (0.313)	0.728 (2.11)
level of cov. (U.S. stocks, exchange rate)	-1.18 (1.67)	-1.21 (1.79)	-0.559 (0.238)	-0.709 (0.840)	-0.853 (1.11)
level of cov. (Jap. stocks, exchange rate)	0.843 (0.112)	0.533 (0.733)	0.828 (0.537)	0.137 (0.149)	-0.0864 (0.113)
unexpected part of Japanese current account $\times$ variance exchange rate	0.182 (0.963)	-0.0331 (0.130)	-0.0531 (0.198)	0.193 (0.336)	0.192 (1.01)
dummy variable: 0 through 1979-10; +1 from 1979-11 onwards	—	—	—	—	9.827 (1.12)
nr of observations	108	104	42	62	108
D.W. Statistic	1.79	1.70	1.45	1.87	1.82
corrected $R^2$	0.08	0.06	-0.03	0.03	0.09
S.E.E.	3.39	3.22	2.89	3.51	3.39
period	1976-1	1976-1	1976-1	1979-11	1976-1
	1984-12	1984-12	1979-10	1984-12	1984-12

Notes:

1. In regressions 2 and 3, the months 1978-10 through 1979-1 have been omitted (see text).
2.  $t$  values are printed below the coefficients.
3. the mean of the dependent variable equals 0.189 for the complete period; -0.524 and 0.532 respectively for the two subperiods in regressions (3) and (4).

## References

- Adler, M. and B. Dumas* (1983), International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis, *The Journal of Finance*, 925-984.
- Barro, R. J.* (1981), *Money, Expectations, and Business Cycles-Essays in Macroeconomics*, New York, Academic Press.
- Black, S. W. and K. M. Salemi* (1984), Government Policy and the Risk Premium in Foreign Exchange Markets, unpublished paper, University of North Carolina, Chapel Hill.
- Bodie, Z., A. Kane and R. McDonald* (1983), Why are Real Interest Rates so High?, NBER Working Paper Series, no. 1141.
- Bomhoff, E. J.* (1982), Predicting the Price Level in a World that Changes all the Time, in: K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.): *Economic Policy in a World of Change*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 17, 7-38.
- (1983), *Monetary Uncertainty*, North-Holland, Amsterdam.
- Bomhoff, E. J. and P. Korteweg* (1983), Exchange Rate Variability and Monetary Policy under Rational Expectations: Some Euro-American Experience 1973-1979, *Journal of Monetary Economics*, 11, 169-206.
- Bomhoff, E. J. and K. G. Koedijk* (1988), Bilateral Exchange Rates and Risk Premia, *Journal of International Money and Finance*, 7, 205-220.
- Branson, W. H. and D. W. Henderson* (1985), The Specification and Influence of Asset Markets, *Handbook of International Economics* (eds. R. W. Jones and P. B. Kenen), Vol. II, 749-805.
- Conroy, R. M. and R. J. Rendleman* (1983), Pricing Commodities When Both Price and Output Are Uncertain, *The Journal of Futures Markets*, 3, 439-451.
- Cosset, J. C.* (1984), On the Presence of Risk Premiums in Foreign Exchange Markets, *Journal of International Economics*, 16, 139-154.
- Darby, M. R.* (1980), Does Purchasing Power Parity Work?, NBER Working Paper Series, no. 607.
- Diebold, F. X. and M. Nerlove* (1985), ARCH Models of Exchange Rate Fluctuations, unpublished paper, University of Pennsylvania.
- Domowitz, I. and C. S. Hakkio* (1985), Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market, *Journal of International Economics*, 19, 47-66.
- Dornbusch, R.* (1980), Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?, *Brookings Papers on Economic Activity* no. 1, 143-86.
- Dotsey, M.* (1986), Japanese Monetary Policy, A Comparative Analysis, *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 4, 105-128.
- Edwards, S.* (1982), Exchange Rates and 'News', a Multicurrency Approach, *Journal of International Money and Finance*, 1, 211-234.
- (1983), Comment on Isard, in: J. A. Frenkel (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago and London, 56-61.

- Engel, C. and J. A. Frenkel* (1984), Why Interest Rates React To Money Announcements, An Explanation from the Foreign Exchange Market, *Journal of International Money and Finance*, 3, 31-39.
- Fama, E. F.* (1984), Forward and Spot Exchange Rates, *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.
- Fama, E. F. and M. R. Gibbons* (1982), Inflation, Real Returns and Capital Investment, *Journal of Monetary Economics*, 9, 297-325.
- Flood, R. P. and R. J. Hodrick* (1986), Asset Price Volatility, Bubbles and Process Switching; *Journal of Finance*, 41, 831-842.
- Frankel, J. A.* (1979a), On the Mark, *American Economic Review*, 69, 610-622.
- (1979b), The Diversifiability of Exchange Risk, *Journal of International Economics*, 9, 379-393.
- (1981), Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of “News”: Lessons from the 1970’s, *Journal of Political Economy*, 89, 665-705.
- (1982), In Search of the Exchange-Risk Premium: A Six-Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization, *Journal of International Money and Finance*, 1, 255-274.
- (1985a), The Dazzling Dollar, *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, 199-217.
- (1985b), International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?, Paper presented at the Federal Reserve Bank of St. Louis Conference, October 11-12.
- (1986a), The Implications of Mean-Variance Optimization for Four Questions in International Macroeconomics, *Journal of International Money and Finance*, 5, supplement, 53-75.
- (1986b), Comments on Hodrick and Srivastava, *Journal of International Money and Finance*, 5, 23-30.
- Golub, S. S.* (1986), The Current-Account Balance and the Dollar: 1977-78 and 1983-84, *Princeton Studies in International Finance*, no. 57.
- Gregory, A. W. and T. H. McCurdy* (1984), Testing the Unbiasedness Hypothesis in the Forward Foreign Exchange Market: A Specification Analysis, *Journal of International Money and Finance*, 3, 357-368.
- — (1986), The Unbiased Hypothesis in the Forward Foreign Exchange Market, *European Economic Review*, 30, 365-381.
- Hakkio, C. S.* (1984), A Re-examination of Purchasing Power Parity, *Journal of International Economics*, 17, 265-277.
- Hakkio, C. S. and D. K. Pearce* (1986), Exchange Rates and Discount Rate Change, Research Working Paper no. 6., Federal Reserve Bank of Kansas.
- Hansen, L. P. and R. J. Hodrick* (1983), Risk Averse Speculation in the Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models, in: J. A. Frenkel (ed.): *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago and London, 113-142.
- Harrison, P. J. and C. F. Stevens* (1976), Bayesian Forecasting (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 38 no. 3, 205-247.

- Hodrick, R. J. and S. Srivastava* (1984), An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange, *Journal of International Money and Finance*, 3, 5-24.
- — (1986), The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Exchange Rates, *Journal of International Money and Finance*, 5, 5-21.
- Hooper, P. and J. Morton* (1982), Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination, *Journal of International Money and Finance*, 1, 39-56.
- Huizinga, J.* (1987), An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates, in: K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27.
- Isard, P.* (1983), An Accounting Framework and Some Issues for Modeling How Exchange Rates Respond to the News, in: J. A. Frenkel (ed.): *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago and London, 19-56.
- Ito, T.* (1986), The Intra-Daily Exchange Rate Dynamics and Monetary Policies after the G5 Agreement, paper presented at the International Symposium on "Current Theoretical and Policy Issues in the US and Japanese Economy", Tokyo, October 16-17.
- Ito, T. and V. V. Roley* (1986), News from the U.S. and Japan: Which Moves the Yen/Dollar Exchange Rate?, Research Working Paper no. 2, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Johnson, M. H. and B. E. Loopesko* (1986), The Yen-Dollar Relationship: a Recent Historical Perspective, *International Finance Discussion Paper no. 288*, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- Kaplanis, E. C.* (1986), Stability and Forecasting of the Comovement Measures of International Stock Market Returns, unpublished, London Business School.
- Kool, C. J. M.* (1982), The Multi-State Kalman Filter Method, in: K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.), *Economic Policy in a World of Change*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 17, 39-46.
- Korajczyk, R. A.* (1985), The Pricing of Forward Contracts for Foreign Exchange, *Journal of Political Economy*, 93, 346-368.
- Levich, R. M.* (1985), Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency, in: R. W. Jones and P. B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, vol. II, 979-1035, Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- Litterman, R. B.* (1984), Specifying Vector Autoregressions for Macroeconomic Forecasting, Staff Report 92, Federal Reserve Bank of Minneapolis, March.
- Makin, J. H. and R. D. Sauer* (1984), Exchange Rate Determination with Systematic and Unsystematic Policy Regime Changes: Evidence From the Yen/Dollar Rate, NBER Working Paper Series, no. 1406.
- Mark, N. C.* (1985), On Time Varying Risk Premia in the Foreign Exchange Market, An Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 16, 3-18.
- Mascaro, A. and A. H. Meltzer* (1983), Long- and Short-term Interest Rates in a Risky World, *Journal of Monetary Economics*, 12, 485-518.

- Meese, R. A. and K. Rogoff* (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit out of Sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3-25.
- — (1985), Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential, 1973-1984, *International Finance Discussion Paper no. 268*, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- Mussa, M.* (1979), Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market, in: K. Brunner and A. H. Meltzer eds.), *Policies for Employment, Prices and Exchange Rates*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 11, 9-47.
- Ott, M. and P. T. W. M. Veugelers* (1986), Forward Exchange Rates in Efficient Markets: The Effects of News and Changes in Monetary Policy Regimes, *Review, The Federal Reserve Bank of St. Louis*, 68, 5-15.
- Pagan, A. and A. Ullah* (1986), *The Econometric Analysis of Models with Risk Terms*, unpublished paper, Australian National University.
- Roll, R.* (1979), Violations of Purchasing Power Parity and Their Implications for Efficient International Commodity Markets, in: M. Sarnat and G. P. Szego (eds.), *International Finance and Trade*, 1, 133-176.
- Singleton, K. J.* (1987), Speculation and the Volatility of Foreign Currency Exchange Rates, in: K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 26.
- Suzuki, Y.* (1986), *Money, Finance, and Macroeconomic Performance in Japan*, Yale University Press, New Haven and London.
- Wasserfallen, W. and H. Zimmermann* (1986), Variance Measurement and Option Pricing in the Foreign Exchange Market, An Empirical Investigation Using Intra-Daily Data, *Volkswirtschaftliches Institut der Universität Bern*.
- White, H.* (1980), A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, 38, 817-838.
- Wolff, C. C. P.* (1985), *Time-varying Parameters and the Out-of-Sample Forecasting Performance of Structural Exchange Rate Models*, Institute of Finance and Accounting, London Business School.