

# Der Beitrag alternativer Finanzmarktmodelle zur Erklärung des DM/\$-Wechselkurses von 1974 (10) – 1981 (5)

Von Werner Gaab

In diesem Beitrag werden drei unterschiedliche Finanzmarktmodelle der Wechselkursbestimmung diskutiert und einer empirischen Untersuchung für den DM/\$-Wechselkurs unterzogen. Die wesentlichen Unterschiede zwischen den einzelnen Modellen basieren dabei auf Annahmen bezüglich der Anpassungsgeschwindigkeit von Güter- und Finanzmärkten und bezüglich der Substituierbarkeit inländischer und ausländischer Wertpapiere.

## Einleitung

Die seit dem Übergang zu einem System „flexibler“ Wechselkurse im März 1973 beobachtete hohe kurzfristige Variabilität und Instabilität der Wechselkurse hat in den letzten Jahren zu einer Neuorientierung in der Wechselkurstheorie geführt, in deren Zuge eine Reihe bedeutender theoretischer Modelle mit unterschiedlichen wirtschaftspolitischen Implikationen entwickelt wurde<sup>1</sup>. Diese Neuorientierung war notwendig geworden, da die traditionelle Theorie flexibler Wechselkurse eine Reihe empirisch beobachteter Fakten nicht erklären konnte<sup>2</sup>. Im Gegensatz zur traditionellen Theorie, die den Wechselkurs als Relativpreis von Gütern betrachtet, und damit ein Strom-Gleichgewicht für die Bestimmung des Wechselkurses postuliert, wird in neueren Theorien der Wechselkurs als Relativpreis von inländischen und ausländischen Finanzaktiva in unterschiedlichen Währungen verstanden. Danach befindet sich der Wechselkurs im Gleichgewicht, wenn inländische und ausländische Kapitalanleger die in den betreffenden Währungen angebotenen Bestände an Finanztiteln gerade zu halten wünschen. Der Wechselkurs ist demnach durch ein Bestandsgleichgewicht determiniert.

<sup>1</sup> Vgl. hierzu die wegweisenden Beiträge von *J. A. Frenkel* (1976), *R. Dornbusch* (1976 a, b), *P. J. K. Kouri* (1976), *W. H. Branson* (1977) und die Übersichtsartikel von *S. Schadler* (1978), *P. Isard* (1978), *J. F. O. Bilson* (1979), *R. Dornbusch* (1980).

<sup>2</sup> Vgl. hierzu den Beitrag von *M. Mussa* (1979), in dem die traditionelle Wechselkurstheorie mit empirisch beobachteten Regelmäßigkeiten im Verhalten der Wechselkurse konfrontiert wurde.

Gemeinsamer Ausgangspunkt der unterschiedlichen Finanzmarkttheorien ist die Annahme, daß Kapital international vollkommen mobil ist, d. h. daß keine Regulierungen der internationalen Finanz- und Devisenmärkte z. B. durch Kapitalverkehrskontrollen existieren, die zu einer Segmentierung dieser Märkte führen können. Eine Implikation dieser Annahme ist die Gültigkeit des Zinssatzparitätentheorems, welches besagt, daß im Gleichgewicht durch gesicherte Zinsarbitrage keine Gewinne erzielt werden können. Ein zentrales Unterscheidungsmerkmal alternativer Finanzmarktmodelle ist durch unterschiedliche Annahmen bezüglich der Substituierbarkeit inländischer und ausländischer Wertpapiere gegeben und führt zu einer Dichotomisierung der Finanzmarktmodelle in Modelle, die dem sog. „monetären Ansatz“ (monetary approach) und die dem sog. „Portfolio-Ansatz“ (portfolio approach) zuzurechnen sind.

Modelle des monetären Ansatzes gehen davon aus, daß inländische und ausländische Wertpapiere vollkommene Substitute darstellen. Dies impliziert, daß inländische und ausländische Wertpapiere sich in ihrem Risiko nicht unterscheiden und der Terminkurs ein unverzerrter Prediktor des erwarteten Kassakurses bei entsprechender Fristigkeit ist und die internationale Zinsdifferenz gleich der erwarteten Veränderung der Kassakurse sein muß, da sonst durch Spekulation am Terminmarkt oder durch ungesicherte Zinsarbitrage, die im Prinzip eine Kassamarktspekulation darstellt, risikolose Gewinne erzielt werden können. Die für die Modellierung des Wechselkursgleichgewichts wesentliche Konsequenz der Annahme vollkommener Substituierbarkeit besteht darin, daß der Wechselkurs zwischen zwei Währungen vollkommen durch das Gleichgewicht auf den betreffenden Geldmärkten bestimmt ist, da die Wertpapiermärkte einheitliche Märkte mit gleichen erwarteten Renditen darstellen.

Demgegenüber werden in Portfolio-Modellen inländische und ausländische Wertpapiere als unvollkommene Substitute behandelt. Veränderungen der erwarteten Renditen und des Risikos, das mit dem Halten inländischer und ausländischer Wertpapiere verbunden ist, führen zu Vermögensumschichtungen und tangieren dadurch die Wechselkurse. Auch durch die explizite Einführung der privaten Vermögensrestriktion und die explizite Berücksichtigung des Vermögensbestandes in den Nachfragefunktionen nach Finanzaktiva ist eine wesentlich flexiblere Modellierung der Determinanten der Höhe des Wechselkurses und der Entwicklung der Wechselkurse möglich, so führen z. B. (i) Leistungsbilanzungleichgewichte zu einer internationalen Vermögensumverteilung, (ii) Haushaltsdefizite des Staates zu einer Erhöhung des privaten Wertpapierbestandes und des privaten Vermögens und (iii) neutralisierte Zentralbankinterventionen, die das Geldangebot

zwar unverändert lassen, zu einer Veränderung des Privatvermögens und damit zu Veränderungen der gleichgewichtigen Wechselkurse.

In diesem Papier soll untersucht werden, welchen Erklärungsbeitrag alternative Wechselkursmodelle, die in der theoretischen Diskussion der letzten Jahre eine wichtige Rolle gespielt haben, zur Entwicklung des DM/\$-Kurses in der Periode von Oktober 1974 bis Mai 1981 leisten. Die dabei untersuchten Modelle sind aufgrund der Fragestellung nicht neu und beanspruchen auch keine besondere Originalität. Abgesehen von der offensichtlichen Bedeutung empirischer Untersuchungen für die Wirtschaftspolitik, sind derartige Arbeiten auch für die Theorie hilfreich, da sie evtl. einen Hinweis auf die weitere Forschungsrichtung geben können. Auf theoretischer Basis kann zwischen alternativen Modellen nicht diskriminiert werden; dies ist in erster Linie aufgrund der Fragestellung ein empirisches Problem.

In den letzten Jahren ist mit zunehmender Verfügbarkeit von Daten auch eine starke Zunahme empirischer Arbeiten zu verzeichnen. Häufig werden dabei jedoch nur spezifische Modelle ohne Vergleich mit anderen Hypothesen untersucht. Vergleiche der Ergebnisse dieser Einzelstudien sind nicht unproblematisch, da diese meist für unterschiedliche Währungen und/oder unterschiedliche Zeitperioden und/oder mit unterschiedlichen Schätzverfahren und/oder unterschiedlichen Datendefinitionen durchgeführt wurden. Wir halten deshalb einen direkten Vergleich unterschiedlicher Modelle mit einem konsistenten Datensatz, für dieselbe Zeitperiode, für denselben Wechselkurs und wenn möglich mit demselben Schätzverfahren für wichtig und interessant.

Der vorliegende Beitrag ist wie folgt organisiert:

Im ersten Abschnitt wird ein Modell diskutiert, das als zentrale Bausteine die Gültigkeit der Kaufkraftparitätenbedingung in jedem Zeitpunkt und vollkommene Substituierbarkeit inländischer und ausländischer Wertpapiere unterstellt. Ungleichgewichte auf Güter- und Finanzmärkten werden durch entsprechende Anpassung der Güterpreise und des Wechselkurses unendlich schnell eliminiert, so daß sich diese Märkte immer im Gleichgewicht befinden. Da monetäre Störungen keine realen Effekte bewirken, haben wir dieses Modell monetaristisch genannt. Es kann gewissermaßen als Prototyp für die nachfolgenden Modelle betrachtet werden.

Im zweiten Abschnitt wird die Annahme der kurzfristigen Gültigkeit der Kaufkraftparitätenbedingung aufgehoben und zwischen einem kurzfristigen und langfristigen Gleichgewicht unterschieden. Der Anpassungsprozeß an das langfristige Gleichgewicht, in dem die Kaufkraftparität wieder hergestellt ist, wird durch eine Preisanpassungsfunktion in Abhängigkeit von der Überschußnachfrage auf dem Güter-



markt und die Unterstellung regressiver Wechselkurserwartungen bestimmt, die an dem langfristigen Gleichgewichtswechselkurs orientiert sind. Eine wesentliche Aussage dieses Modells, das wir Dornbusch-Modell genannt haben, besteht darin, daß der Wechselkurs bei monetären Störungen kurzfristig über seinen Gleichgewichtswert hinauschießt.

Dieses Modell wird im dritten Abschnitt durch die Annahme unvollkommener Substituierbarkeit inländischer und ausländischer Wertpapiere modifiziert, wodurch die Einführung portfolio-theoretischer Überlegungen notwendig wird. Ein Ergebnis dieses Modells besteht darin, daß ein Überschießen des Wechselkurses nicht mehr in jedem Fall eintritt. Weiterhin beinhaltet das Modell den nicht nur theoretisch interessanten Aspekt, daß es die Leistungsbilanz via Veränderungen der Nettoforderungen gegenüber dem Ausland wieder als ein Bestimmungsgrund in die moderne Wechselkursstheorie einbringt und damit die Verbindung zur traditionellen Wechselkursstheorie herstellt.

Im vierten Abschnitt wird schließlich der Beitrag dieser Modelle zur Erklärung der Entwicklung des DM/\$-Kurses empirisch untersucht. Eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und deren Interpretation schließt diese Arbeit ab.

### 1. Das „monetaristische“ Modell

Das folgende einfache Modell stellt gewissermaßen den Prototyp eines Modells des monetären Ansatzes zur Wechselkursbestimmung dar. Es wurde vor allem von *J. A. Frenkel* (1976, 1977), *M. Mussa* (1976, 1979), *L. Girton* und *D. Roper* (1977), *R. J. Hodrick* (1978) und *J. F. O. Bilson* (1978, 1979) propagiert und empirisch überprüft. Da das Modell eine konsequente Übertragung der Quantitätstheorie auf eine offene Volkswirtschaft darstellt<sup>3</sup>, haben wir es als „monetaristisches Modell“ bezeichnet<sup>4</sup>.

Dem Modell liegen folgende Annahmen zugrunde: (i) die Güterpreise sind völlig flexibel, (ii) inländische und ausländische Wertpapiere sind vollkommene Substitute, (iii) es herrscht vollkommene Kapitalmobilität, (iv) das Geldangebot ist autonom bestimmt, (v) das Realeinkommen ist exogen, (vi) inländisches Geld wird nur von Inländern, ausländisches Geld nur von Ausländern nachgefragt. Grundlage der Theorie ist die kurz- und langfristige Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie in ihrer absoluten Form, d. h. es gilt in jedem Zeitpunkt die Kaufkraftparitätenbedingung (PPP) in logarithmischer Schreibweise<sup>5</sup>

<sup>3</sup> Vgl. hierzu z. B. *Dornbusch* (1980).

<sup>4</sup> *J. A. Frenkel* (1979) bezeichnet diese Variante des monetären Ansatzes als Chicago-Theorie.



$$(1) \quad \ln S_t = \ln P_t - \ln P_t^* ,$$

wobei  $S$  den Wechselkurs, definiert als Preis einer ausländischen Währungseinheit in inländischen Währungseinheiten und  $P$  das Preisniveau bezeichnet.

Die PPP-Bedingung (1) impliziert, daß keine terms of trade-Effekte existieren und die Gütermärkte auch kurzfristig im Gleichgewicht sind. Ein weiterer zentraler Baustein der Theorie ist die Annahme, daß das inländische bzw. ausländische Preisniveau durch das Gleichgewicht auf den jeweiligen Geldmärkten determiniert ist. Da das Geldangebot autonom festgelegt ist, stellt damit die Geldnachfragefunktion die zentrale Verhaltensfunktion des Modells dar. Unter Verwendung einer konventionellen Geldnachfragefunktion vom Cagan-Typ<sup>6</sup> kann das Gleichgewicht auf den Geldmärkten wie folgt beschrieben werden<sup>7</sup>:

$$(2) \quad \ln M_t - \ln P_t = \ln K + \Phi \ln Y_t - \lambda R_t$$

$$(3) \quad \ln M_t^* - \ln P_t^* = \ln K^* + \Phi^* \ln Y_t^* - \lambda^* R_t^* ,$$

wobei mit „\*“ jeweils das Ausland bezeichnet wird und die Symbole folgende Bedeutung haben:  $M, M^* \equiv$  nominales Geldangebot;  $Y, Y^* \equiv$  Realeinkommen;  $R, R^* \equiv$  nominaler Zinssatz;  $K, K^* \equiv$  Skalierungsvariable;  $\Phi, \Phi^* \equiv$  Einkommenselastizität der Geldnachfrage;  $\lambda, \lambda^* \equiv$  Semi-Zinselastizität der Geldnachfrage<sup>8</sup>.

Die Gleichungen (1), (2) und (3) konstituieren das „monetaristische“ Modell und führen unter der vereinfachenden Annahme gleicher Einkommens- und Zinselastizitäten im In- und Ausland, d. h.  $\Phi = \Phi^*$  und  $\lambda = \lambda^*$ , zur folgenden reduzierten Form des Modells

$$(4) \quad \ln S_t = \ln (M_t/M_t^*) - \ln (K/K^*) - \Phi \ln (Y_t/Y_t^*) + \lambda (R_t - R_t^*)$$

bzw. unter Verwendung der Abkürzungen  $s_t \equiv \ln S_t$ ,  $m_t \equiv \ln (M_t/M_t^*)$ ,  $k \equiv \ln (K/K^*)$ ,  $y_t \equiv \ln (Y_t/Y_t^*)$ ,  $r_t \equiv R_t - R_t^*$  zu

$$(5) \quad s_t = m_t - k - \Phi y_t + \lambda r_t .$$

<sup>5</sup> In den folgenden Ausführungen werden ausländische Größen jeweils mit dem Symbol „\*“ versehen.

<sup>6</sup> Gemäß *P. Cagan* (1956). Die Geldnachfragefunktion lautet in unlogarithmierter Form  $M_t/P_t = KY_t^\Phi e^{-\lambda R_t}$ .

<sup>7</sup> Es wird dabei implizit unterstellt, daß die Geldnachfrager nicht der Geldillusion unterliegen. Wenn diese Annahme aufgehoben wird, erscheint der Preis als erklärende Variable auf der rechten Seite von (2) und (3). Außerdem ist angenommen, daß die Geldnachfrage homogen vom Grade Null bezüglich des Vermögens ist, so daß von Veränderungen des Vermögens keine Effekte auf die reale Geldnachfrage und auf den Wechselkurs ausgehen.

<sup>8</sup> Die Zinselastizität der Geldnachfrage beträgt  $|\lambda r_t|$  und variiert demnach mit der Höhe des nominalen Zinssatzes.

Die Gleichungen (4) und (5) dokumentieren die Grundidee des monetären Ansatzes, daß nämlich der Wechselkurs als der Relativpreis zweier Währungen interpretiert werden kann und durch das Gleichgewicht auf dem Geldmarkt determiniert ist. Eine Erhöhung des inländischen Geldangebots führt demnach *ceteris paribus* zu einer Abwertung um den gleichen Prozentsatz, eine Erhöhung des inländischen Relativeinkommens zu einer Aufwertung und eine Erhöhung der Zinsdifferenz zu einer Abwertung.

Im Vergleich zu anderen Wechselkursmodellen, die auf einer Einbeziehung von Kapitalbewegungen in das Keynes'sche System basieren wie z. B. das Mundell-Fleming-Modell, überrascht vor allem das Vorzeichen des Zinseinflusses. Während im Mundell-Fleming-Modell<sup>9</sup> eine relative Erhöhung des inländischen Zinssatzes zu Kapitalimporten (bzw. zu einer Verringerung der Kapitalexporte) und damit zu einer Aufwertung führt, kommt das monetaristische Modell zu einem entgegengesetzten Effekt. Dieser kommt dadurch zustande, daß eine Erhöhung des inländischen Zinssatzes zu einer Reduzierung der realen Geldnachfrage führt und damit bei gegebener nominaler Geldmenge zur Wiederherstellung des Gleichgewichts auf dem Geldmarkt eine Erhöhung des inländischen Preisniveaus und damit eine Abwertung des Wechselkurses hervorgerufen wird. Im monetaristischen Modell reflektieren nominale Zinsdifferenzen Unterschiede in den Inflationserwartungen, da infolge der vollkommenen Substituierbarkeit der Wertpapiere und der vollkommenen Kapitalmobilität reale Zinsdifferenzen im Gleichgewicht nicht existieren können<sup>10</sup>, während im Mundell-Fleming-Modell infolge der Annahme fester Preise nominale Zinsdifferenzen gleichzeitig auch reale Zinsdifferenzen bedeuten. Im Gegensatz zum Mundell-Fleming-Modell und dessen Varianten kennt die monetaristische Theorie in der hier vorgetragenen extremen Version keine kurzfristigen Liquiditätseffekte einer Variation des Geldangebots. Eine Erhöhung der Geldmenge führt z. B. nicht zu einer Zinssenkung, sondern über erwartete Preissteigerungen zu einer Erhöhung des nominalen Zinssatzes.

Eine wesentliche wirtschaftspolitische Implikation des monetaristischen Modells besteht darin, daß von einer expansiven Geldpolitik keine realen Effekte ausgehen, da die Zentralbank infolge der vollkommenen Preisflexibilität das reale Geldangebot nicht verändern kann. Auch bezüglich der Wirkungen von Veränderungen des relativen Realeinkommens ergeben sich unterschiedliche Wirkungen. Bei einer

---

<sup>9</sup> Vgl. *J. M. Fleming* (1962) und *R. Mundell* (1968).

<sup>10</sup> In der monetaristischen Theorie passen sich die Finanzmärkte sofort an, so daß das monetäre Bestandsgleichgewicht in jedem Zeitpunkt gewährleistet ist.

Erhöhung des inländischen Realeinkommens prognostiziert das monetaristische Modell eine Aufwertung, die durch eine Erhöhung der realen Geldnachfrage und der zur Erreichung des Gleichgewichts auf dem Geldmarkt notwendigen Preissenkung zustande kommt, während im Mundell-Fleming-Modell der Anstieg des inländischen Realeinkommens zu einer Passivierungstendenz der Leistungsbilanz und damit zu einer Abwertung führt<sup>11</sup>.

Ein wesentlicher Mangel der bisher skizzierten monetaristischen Theorie des Wechselkurses besteht darin, daß die Zinsdifferenz als eine exogene Variable behandelt wird, und daß sie in der vorliegenden Form die beobachtete hohe Variabilität der Wechselkurse nicht erklären kann<sup>12</sup>. Die Annahme der Exogenität der Zinsdifferenz ist vor dem Hintergrund der sehr starken Integration der internationalen Geld- und Devisenmärkte sicherlich sehr problematisch. Es ist jedoch möglich, das Modell mit Hilfe der Annahmen (ii) und (iii) zu schließen. Da in- und ausländische Wertpapiere annahmegemäß vollkommene Substitute darstellen, sich also in ihrem Risiko nicht unterscheiden, und vollkommene Kapitalmobilität unterstellt wurde, muß im Gleichgewicht die Zinsdifferenz gleich der erwarteten Wechselkursveränderung sein, da sonst durch ungesicherte Zinsarbitrage, d. h. durch eine Kassamarkt-spekulation, risikolose Gewinne erzielt werden können. Es gilt also<sup>13</sup>

$$(6) \quad r_t = {}_tEs_{t+1} - s_t,$$

wobei  ${}_tEs_{t+1}$  den Logarithmus des zum Zeitpunkt  $t$  für den Zeitpunkt  $t + 1$  erwarteten Kassakurses darstellt. Das durch Gleichung (5) beschriebene Modell lautet dann unter Berücksichtigung von Gleichung (6)

$$(7) \quad s_t = m_t - k - \Phi y_t + \lambda ({}_tEs_{t+1} - s_t).$$

Zur Schließung des Modells ist eine Spezifikation der Erwartungsbildung notwendig. Eine in Wechselkursmodellen<sup>14</sup> gebräuchliche und theoretisch sehr elegante Spezifikation besteht in der Annahme, daß die Marktteilnehmer ihre Erwartungen rational bilden, d. h. daß der

<sup>11</sup> Ein Aufwertungseffekt ergibt sich jedoch auch im Mundell-Fleming-Modell, wenn die Erhöhung des Realeinkommens aus einer Erhöhung der Exporte resultiert.

<sup>12</sup> Die beobachteten Wechselkurse weisen eine wesentliche höhere Varianz auf als ihre Einflußfaktoren. Vgl. z. B. *M. Mussa* (1979).

<sup>13</sup> Außerdem muß auch das Zinssatzparitätentheorem gelten:  $r_t = f_t - s_t$  ( $f_t \equiv$  Logarithmus des Terminkurses) und damit wegen Gl. (6)  $f_t = {}_tEs_{t+1}$ , d. h. daß der Terminkurs ein unverzerrter Prediktor des künftigen Kassakurses bei sich entsprechender Fristigkeit ist. Vgl. hierzu und zu der mit dieser Annahme verbundenen Problematik *W. Gaab* (1981).

<sup>14</sup> Vgl. z. B. *M. Mussa* (1976), *R. Barro* (1978) und *J. F. O. Bilson* (1979).



erwartete Wechselkurs gleich dem durch das Modell selbst prognostizierten Wechselkurs ist<sup>15</sup>. Damit wird eine Verbindung der Wechselkursstheorie mit der Theorie informations-effizienter Märkte hergestellt<sup>16</sup>. Unter der Annahme rationaler Erwartungen erhalten wir als Lösung des Modells<sup>17</sup>

$$(8) \quad s_t = \frac{1}{1 + \lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{\lambda}{1 + \lambda} \right)^i ({}_t E m_{t+i} - \Phi {}_t E y_{t+i} - k) .$$

Gleichung (8) zeigt, daß der Wechselkurs nicht nur von den laufenden Werten des relativen Geldangebots und des relativen Realeinkommens abhängt, sondern auch von den Erwartungen bezüglich der künftigen Entwicklung derselben, die mit einer von der Zinselastizität der Geldnachfrage abhängenden Rate auf den Zeitpunkt  $t$  abdiskontiert werden.

Gemäß Gleichung (8) können relativ geringe Veränderungen des relativen Geldangebots bzw. des relativen Realeinkommens vergleichsweise große Auswirkungen auf den Wechselkurs haben, wenn dadurch die Erwartungen bezüglich der künftigen Entwicklung dieser Größen relativ stark tangiert werden. Die beobachtete Instabilität der Wechselkurse kann demgemäß durch die Instabilität der Erwartungen bezüglich der künftigen Entwicklung der Wechselkurse und derer Determinanten erklärt werden<sup>18</sup>.

Um dieses Modell einer empirischen Überprüfung zugänglich zu machen, ist es notwendig, die Erwartungen über die modell-exogenen Variablen auf beobachtbare Größen zurückzuführen. Wir nehmen deshalb an, daß das relative Geldangebot und das relative Realeinkommen jeweils approximativ einem Random-Walk-Prozeß folgen<sup>19</sup>.

Unter Berücksichtigung dieser Annahmen erhalten wir dann als Gleichgewichtslösung des Modells

$$(9) \quad s_t = -k + m_t - \Phi y_t^{20} .$$

Die hier skizzierte und — wie wir meinen — von den Annahmen her extreme monetaristische Theorie wurde von einigen Autoren empi-

<sup>15</sup> Es wird also angenommen, daß die Marktteilnehmer das für die Wechselkursentwicklung relevante Modell kennen und ihre Erwartungen auf dessen Grundlage bilden.

<sup>16</sup> Vgl. hierzu z. B. W. Gaab (1982).

<sup>17</sup> Für eine Herleitung vgl. Anhang I.

<sup>18</sup> Eine wirtschaftspolitische Implikation dieses Modells, die völlig auf der monetaristischen Linie liegt, besteht darin, daß eine konstante Wachstumsrate des Geldangebots gefordert wird, um eine Stabilisierung der Erwartungen bezüglich dieser Komponente herbeizuführen.

<sup>19</sup> Diese Annahme scheint aufgrund der nachfolgenden Ergebnisse der Untersuchung des Zeitreihenverhaltens dieser Variablen gerechtfertigt.

<sup>20</sup> Vgl. hierzu Anhang I.

risch überprüft und teilweise als eine realistische Beschreibung der Realität empfunden<sup>21</sup>. *M. Mussa* (1979, 45) schließt aus diesen Untersuchungen: „By and large, these studies conclude that the behaviour of exchange rates is consistent with the monetary model and that this model is of assistance in explaining a significant fraction of exchange rate movements. In my judgement, this body of evidence is sufficiently impressive to justify the conclusion that the monetary model of the exchange rate does have empirical content.“

Die erste Euphorie bezüglich der empirischen Relevanz des monetaristischen Modells scheint allerdings vorüber zu sein, zumal sich in jüngster Zeit Untersuchungen häufen, die zu einer Ablehnung gelangen<sup>22</sup>.

Die Beantwortung der Frage, ob Gleichung (5) bzw. Gleichung (9) eine realistische Beschreibung der Realität liefert, hängt wesentlich davon ab, ob die Kaufkraftparitätenbedingung kurz- und langfristig erfüllt ist. Nach den bisher vorliegenden Untersuchungen scheint dies — zumindest kurzfristig — nicht der Fall zu sein. In einer neueren Untersuchung ist *J. A. Frenkel* (1981) zu dem Ergebnis gelangt, daß in den 70er Jahren die kurzfristige Gültigkeit der PPP-Bedingungen für den Wechselkurs des US-Dollars gegenüber der Deutschen Mark und anderen europäischen Währungen nicht nachgewiesen werden kann<sup>23</sup>. Dieses Ergebnis legt den Schluß nahe, daß die realen Wechselkurse bzw. die terms of trade in den 70er Jahren nicht konstant geblieben sind, wie dies die PPP-Bedingung postuliert<sup>24</sup>. Den Hauptgrund für diese Abweichungen sieht *J. A. Frenkel* (1981, 146) darin, „... that there is an important intrinsic difference between exchange rates and national price levels which stems from the ‚asset market theory‘ of exchange rate determination. This theory implies that the exchange rate, like the prices of other assets is much more sensitive to expectations concerning future events than national price levels and as a result, in periods which are dominated by ‚news‘ which alter expectations, exchange rates are likely to be much more volatile than national price levels and departures from PPP are likely to be the rule rather than the exception.“

<sup>21</sup> Vgl. z. B. *J. F. O. Bilson* (1978), *R. J. Hodrick* (1978) in den 70er Jahren und *J. A. Frankel* (1976) für eine Phase der Hyperinflation in den 20er Jahren.

<sup>22</sup> Vgl. z. B. *R. Dornbusch* (1980), *J. A. Frankel* (1981).

<sup>23</sup> Dagegen hat *J. A. Frankel* (1978, 1981) für eine Phase der Hyperinflation in den 20er Jahren für verschiedene Währungen eine Bestätigung der PPP-Bedingung gefunden. Dieses Ergebnis kann dahingehend interpretiert werden, daß die PPP-Bedingung nur bei Dominanz monetärer Faktoren eine akzeptable Beschreibung der Realität liefert.

<sup>24</sup> Veränderungen des realen US-Dollar-Wechselkurses gegenüber den Währungen der wichtigsten westlichen Industrienationen wurden auch von *R. Dornbusch* (1980, 147) für den Zeitraum von 1973 - 1979 gefunden.

## 2. Ein Wechselkursmodell mit langsamer Preisanpassung: Das Dornbusch-Modell

Ein wesentlicher Nachteil des monetaristischen Modells besteht darin, daß sich alle Märkte annahmegemäß immer im Gleichgewicht befinden. Es beschreibt damit im Prinzip ein langfristiges Gleichgewicht. Dieser Nachteil wird in einer Reihe von theoretischen Modellen dadurch zu beheben versucht, daß die Annahme völliger Flexibilität der Güterpreise aufgehoben wird<sup>25</sup>. Das Grundmodell dieser Klasse von Modellen stammt von *R. Dornbusch* (1976), und kann als eine Erweiterung des Mundell-Fleming-Modells interpretiert werden. Die Bedeutung des Modells von Dornbusch liegt darin begründet, daß es explizit unterschiedliche Anpassungsgeschwindigkeiten auf Güter- und Finanzmärkten unterstellt und über die Spezifikation einer Anpassungsfunktion für die Güterpreise und die Wechselkurserwartungen eine Erklärung für die Wechselkursdynamik im Anpassungsprozeß an ein neues Gleichgewicht liefert.

Das Dornbusch-Modell bildet die Grundlage für die folgende Modell-Variante<sup>26</sup>. Wie im zuvor behandelten monetaristischen Modell gehen wir wiederum von einem Zwei-Länder-Modell aus, wobei identische Strukturparameter im In- und Ausland unterstellt werden; inländische und ausländische Wertpapiere sind weiterhin vollkommene Substitute, d. h. von Risikoüberlegungen wird abstrahiert; Geldangebot und Real-einkommen sind exogen bzw. die Relativgrößen folgen einem Random-Walk.

Der wesentliche Unterschied zum monetaristischen Modell besteht darin, daß inländische und ausländische Güter nicht mehr als vollkommene Substitute behandelt werden und daß sich die Güterpreise aufgrund von Anpassungskosten, unvollkommener Information oder

---

<sup>25</sup> Vgl. hierzu die wegweisende Arbeit von *R. Dornbusch* (1976) und die darauf aufbauenden Arbeiten von *D. Mathieson* (1977), *C. A. Wilson* (1979), *M. R. Gray* und *S. J. Turnowski* (1979), *J. A. Frankel* (1979), *W. Witte* (1979), *J. S. Bhandari* (1981), *R. Driskill* (1981), *W. E. Weber* (1981), *P. Callier* (1982).

<sup>26</sup> Für ein ähnliches Modell vgl. *R. A. Driskill* (1981) und auch *J. A. Frankel* (1979), der jedoch den Anpassungsprozeß der Güterpreise nicht explizit modelliert und dessen Modell unseres Erachtens deshalb nicht geschlossen ist. Im Gegensatz zu der hier gewählten Modell-Variante geht Dornbusch von dem Fall einer kleinen offenen Volkswirtschaft aus und behandelt demgemäß den ausländischen Zinssatz als exogen bestimmt. Die Gültigkeit des Kaufkraftparitäten-Theorems im langfristigen Gleichgewicht wird nicht explizit unterstellt, obwohl diese infolge der Homogenitätsannahmen des Modells – es existiert keine Geldillusion – implizit enthalten ist (vgl. *R. Dornbusch* (1976), 1168). Außerdem behandelt Dornbusch alle Variablen sowie den Anpassungsprozeß als stetig in der Zeit, während wir hier für eine empirische Überprüfung die zeit-diskrete Form wählen. Die wesentlichen Aspekte der Wechselkursdynamik des Dornbusch-Modells werden durch diese Annahmen jedoch nicht verändert.



aufgrund von unterschiedlichen und sich im Zeitverlauf nur langsam ändernden Konsumgewohnheiten mit Verzögerung an ein neues Gleichgewicht anpassen. Dagegen wird die Annahme der unendlichen Anpassungsgeschwindigkeit der Finanzmärkte weiterhin aufrechterhalten. Da im langfristigen Gleichgewicht annahmegemäß Kaufkraftparität gilt, entspricht die langfristige Wirkung einer Variation z. B. des Geldangebots derjenigen des monetaristischen Modells. Dieses ist demnach ein Spezialfall des Dornbusch-Modells.

Der interessante Aspekt des Dornbusch-Modells liegt darin begründet, daß kurzfristig eine Erhöhung des Geldangebots wegen der Annahme unterschiedlicher Anpassungsgeschwindigkeiten der Güter- und Finanzmärkte über die Veränderung der terms of trades reale Effekte hat und zu Liquiditätswirkungen, d. h. zu einer Zinssenkung, wie im Mundell-Fleming-Modell führt, woraus ein Kapitalabfluß und eine sofortige Abwertung der inländischen Währung resultiert, die größer sein kann als diejenige im langfristigen Gleichgewicht, so daß es im Anpassungsprozeß über steigende Zinssätze sogar zu einer Aufwertung, d. h. zu einer gegenläufigen Bewegung von Preisen und Wechselkursen kommen kann<sup>27</sup>. Ein zentraler Baustein des Modells bildet wiederum die Annahme, daß sich der inländische und der ausländische Geldmarkt zu jedem Zeitpunkt im Gleichgewicht befinden, d. h. es gilt

$$(10) \quad m_t - p_t = k + \Phi y_t - \lambda r_t ,$$

wobei  $m$ ,  $p$  und  $y$  wiederum die Logarithmen des relativen Geldangebots, des Relativpreises der Güter und des relativen Realeinkommens bezeichnen und  $r$  die internationale Zinsdifferenz darstellt.

Die Annahme der Gültigkeit des Kaufkraftparitätentheorems in jedem Zeitpunkt wird dahingehend modifiziert, daß Kaufkraftparität nur noch im langfristigen Gleichgewicht vorliegt, d. h.

$$(11) \quad \bar{s}_t = \bar{p}_t ,$$

wobei  $\bar{s}$  und  $\bar{p}$  die langfristigen Gleichgewichtswerte für  $s$  und  $p$  bezeichnen.

Wie im monetaristischen Modell stellt ungesicherte Zinsarbitrage sicher, daß die Zinsdifferenz gleich der erwarteten Wechselkursveränderung ist:

$$(6) \quad r_t = {}_tE s_{t+1} - s_t .$$

<sup>27</sup> Dieses kurzfristige Überschießen des Wechselkurses über seinen langfristigen Gleichgewichtswert hinaus, hängt — wie *R. Dornbusch* (1976, Anhang) gezeigt hat — u. a. davon ab, ob das reale Güterangebot fixiert ist oder nachfragebestimmt ist. Im letzteren Fall werden die Zins- und Wechselkursreaktionen gedämpft und ein Überschießen des Wechselkurses bei monetären Störungen tritt nicht mehr in jedem Fall ein.

Bezüglich der erwarteten Wechselkursveränderung wird angenommen, daß diese proportional zur Differenz zwischen dem langfristigen Gleichgewichtswert des Wechselkurses und dem realisierten Wechselkurs ist

$$(12) \quad {}_t E s_{t+1} - s_t = \alpha (\bar{s}_t - s_t), \quad \alpha > 0,$$

d. h. es wird eine regressive Erwartungsbildung unterstellt<sup>28, 29</sup>. Wenn z. B. der realisierte Wechselkurs höher als der langfristige Gleichgewichtskurs ist, so wird für die nächste Periode eine Aufwertung erwartet.

Da der langfristige Gleichgewichtswert des Wechselkurses (5) keine beobachtbare Größe darstellt, ist es notwendig, diese auf beobachtbare Größen zurückzuführen, d. h. es stellt sich die für die Lösung des Modells wichtige Frage, wie die Erwartungen bezüglich des langfristigen Gleichgewichtswertes des Wechselkurses gebildet werden. Eine in theoretischen Modellen dieser Art übliche, empirisch jedoch nicht unumstrittene Annahme, die auch R. Dornbusch (1976) verwendet, ist, daß die Marktteilnehmer vollkommene Voraussicht haben, d. h. sie kennen das für die Wechselkursentwicklung relevante Modell und damit auch die Gleichgewichtslösung<sup>30</sup>. Die Erwartungen sind somit konsistent mit dem zugrundeliegenden Modell.

Zur Schließung des Modells ist eine Spezifikation der Preisanpassung notwendig. Hierzu nehmen wir an, daß die Relativpreise mit einer

<sup>28</sup> J. A. Frankel (1979) erweitert Gl. (12) um die Differenz der säkularen Inflationsraten im In- und Ausland, die er als Wachstumsrate des relativen Geldangebots interpretiert, d. h. er unterstellt bezüglich der Erwartungsbildung das Modell  ${}_t E s_{t+1} - s_t = \alpha (\bar{s}_t - s_t) + \pi_t$ , wobei  $\pi_t$  die Inflationsdifferenz bezeichnet.

<sup>29</sup> Die Annahme regressiver Erwartungen im Dornbusch-Modell ist ad hoc, wenn auch nicht unplausibel. Es kann jedoch gezeigt werden, daß die Einführung modell-konsistenter bzw. rationaler Erwartungen zu keinen wesentlichen Veränderungen der generellen Aussagen bezüglich des Anpassungsprozesses führen. Wie R. Dornbusch (1976, 1167 f.) zeigt, ist der Erwartungskoeffizient  $\alpha$  dann eine Funktion der Strukturparameter des Modells, welche damit die Anpassungsgeschwindigkeit des Systems bestimmen. Vgl. hierzu auch M. R. Gray und R. S. Turnowski (1979), welche den Anpassungspfad des Dornbusch-Modells unter vollständiger myopischer Voraussicht, dem Äquivalent rationaler Erwartungen bei Sicherheit, untersuchen. Auch wir haben die hier unterstellte Modellvariante unter dieser Annahme gelöst. Da sich die reduzierten Formen bezüglich der erklärenden Variablen nicht unterscheiden und wir bei der Schätzung die daraus resultierenden, sehr komplexen Parameterrestriktionen nicht berücksichtigen, haben wir von einer Veröffentlichung an dieser Stelle abgesehen. Eine Auferlegung der exakten Parameterrestriktionen erscheint uns in empirischen Arbeiten nur dann als gerechtfertigt, wenn man — abgesehen von der Form der Erwartungsbildung — davon überzeugt ist, daß das Modell korrekt spezifiziert ist.

<sup>30</sup> Die Annahme vollkommener Voraussicht in deterministischen Modellen ist äquivalent der Annahme rationaler Erwartungen in stochastischen Modellen.

Verzögerung von einer Periode auf Störungen auf den Gütermärkten reagieren. Die Veränderung der Relativpreise wird demgemäß als proportional zur Überschußnachfrage in der Vorperiode angenommen, d. h. es ist<sup>31</sup>

$$(13) \quad p_t - p_{t-1} = \delta (d_{t-1} - y_{t-1}), \quad \delta > 0 .$$

Schließlich wird angenommen, daß die relative Nachfrage nach Gütern abhängig ist von der Höhe des Relativeinkommens, der Zinsdifferenz, den terms of trades und einem Absolutglied:

$$(14) \quad d_t = \gamma y_t - \sigma r_t + w (s_t - p_t) + b .$$

Das Modell, das sich aus den Gleichungen (6), (10), (11), (12), (13) und (14) zusammensetzt, kann auf die folgende reduzierte Form für den Wechselkurs gebracht werden<sup>32</sup>:

$$(15) \quad s_t = c_0 + c_1 s_{t-1} + c_2 m_t + c_3 m_{t-1} + c_4 y_t + c_5 y_{t-1} + c_6 p_{t-1} ,$$

wobei die Parameter  $c_i$  den Restriktionen  $c_0, c_6 \geq 0$ ;  $c_1, c_3, c_4 \leq 0$ ;  $c_2 \geq 1$  und  $c_5 \geq 0$  unterliegen und außerdem wegen Gültigkeit des Kaufkraftparitätentheorems im langfristigen Gleichgewicht die Restriktion  $c_1 + c_2 + c_3 + c_6 = 1$  gilt.

Die Gleichgewichtslösung des monetaristischen Modells ist ein Spezialfall des Dornbusch-Modells; mit zunehmender Anpassungsgeschwindigkeit des Wechselkurses, d. h. für  $\alpha \rightarrow \infty$ , konvergiert Gl. (14) gegen

$$(9) \quad s_t = -k + m_t - \Phi y_t ,$$

d. h. die Lösung des monetaristischen Modells.

Das Überschießen des Wechselkurses über seinen langfristigen Gleichgewichtswert hinaus wird durch den Parameter  $c_2 > 1$  verdeutlicht. Das Ausmaß des Überschießens hängt dabei von der Anpassungsgeschwindigkeit  $\alpha$  und der Semi-Zinselastizität  $\lambda$  ab; je größer diese Parameter sind, desto geringer ist das Überschießen<sup>33</sup>.

Der negative Koeffizient des um eine Periode verzögerten Wechselkurses, der eine oszillierende Wechselkursanpassung impliziert, resultiert aus der speziellen ad hoc Annahme der Preisanpassung. Der verzögerte Wechselkurs kann aus der reduzierten Form (14) dadurch eliminiert werden, daß wir eine sofortige, jedoch unvollständige Reaktion

<sup>31</sup> Diese Spezifikation der Preisanpassung wird auch von *Driskill* (1981) verwendet.

<sup>32</sup> Für eine Ableitung der reduzierten Form vgl. Anhang II.

<sup>33</sup> Eine hohe Zinselastizität der Geldnachfrage impliziert eine geringere Variation des Zinssatzes zur Wiederherstellung des Geldmarktgleichgewichts und damit eine relativ geringere Reaktion des Wechselkurses.



der Güterpreise auf Ungleichgewichte am Gütermarkt zulassen, d. h. wenn Gl. (13) durch

$$p_t - p_{t-1} = \delta (d_t - y_t)$$

ersetzt wird.

In diesem Fall erhalten wir als reduzierte Form für den Wechselkurs

$$(16) \quad s_t = c_0 + c_1 m_t + c_2 y_t + c_3 p_{t-1}$$

mit  $c_1 \geq 1$ ,  $c_2 \leq 0$ ,  $c_3 \leq 0$ <sup>34</sup>.

Die wesentlichen Eigenschaften des vorausgehenden Modells werden durch die vorgenommene Modifikation des Preisanpassungsprozesses nicht tangiert. Wie zuvor kommt es zu einem Überschießen des Wechselkurses über seinen langfristigen Gleichgewichtswert hinaus; auch die cob-web-Eigenschaft des Modells bezüglich der Anpassung an das langfristige Gleichgewicht bleibt erhalten<sup>35</sup>, das wiederum durch das monetaristische Gleichgewicht (vgl. Gl. (9)) beschrieben wird.

### **3. Inflexible Preise, Portfolio-Theorie und Interaktion von Strom- und Bestandsgrößen: Eine Erweiterung des Dornbusch-Modells**

Die bisher behandelten Finanzmarkt-Modelle waren monetäre Modelle in dem Sinne, daß der Wechselkurs als Relativpreis zweier unterschiedlicher Währungen behandelt wurde, der kurzfristig durch das Angebot und die Nachfrage nach Geld determiniert ist. Die zentrale Annahme dieser monetären Modelle, nämlich, daß inländische und ausländische Wertpapiere vollkommene Substitute darstellen, soll nun aufgehoben werden. Die Aufgabe dieser Annahme führt zu einer umfangreichen Klasse von Finanzmarkt-Modellen, den sog. Portfolio-Modellen<sup>36</sup>. Danach wird der Wechselkurs nicht nur auf den Geldmärkten, sondern allgemeiner durch das Bestandsgleichgewicht auf den Finanzmärkten (inklusive der Geldmärkte) determiniert. Inländische und ausländische Vermögensbesitzer sind nun nicht mehr indifferent bezüglich der Anlagengewährung ihres Vermögens, sondern diversifizie-

<sup>34</sup> Für eine Herleitung der reduzierten Form und der Parameter-Restriktionen vgl. Anhang II.

<sup>35</sup> Dies wird durch das durch Gl. (16) und Gl. (II.13 in Anhang II) beschriebene Reaktionsmuster von Relativpreisen und Wechselkursen verdeutlicht.

<sup>36</sup> Vgl. hierzu z. B. R. Dornbusch (1975), P. J. Kouri (1976), W. H. Branson (1977, 1979), W. H. Branson, H. Halttunen und P. Masson (1977, 1979), D. W. Henderson (1980), um nur einige zu nennen und die Übersichtsartikel von S. Schadler (1977), P. Isard (1978) und R. G. Murphy und C. Van Duynne (1980).

ren dieses gemäß der erwarteten Renditen- und Risikostruktur. Die Einbeziehung von Risikoüberlegungen impliziert, daß eine Risikoprämie in das Investitionskalkül einbezogen werden muß. Dies bedeutet, daß die internationale Zinsdifferenz ungleich der erwarteten Wechselkursveränderung ist, wobei die Differenz zwischen beiden die Risikoprämie darstellt<sup>37</sup>.

Das kurzfristige Portfolio-Gleichgewicht beschreibt die Allokation eines gegebenen Vermögensbestandes auf alternative Anlageformen gemäß den erwarteten Renditen und Wechselkursen. Störungen des Portfolio-Gleichgewichts werden durch sofortige Anpassung der Wechselkurse und Zinssätze eliminiert, so daß die Vermögensbesitzer das Angebot an Finanztiteln, das als kurzfristig fixiert angenommen wird, gerade nachfragen. Bei inflexiblen Güterpreisen bewirken Veränderungen des Wechselkurses Veränderungen der Leistungsbilanz, denen bei völlig flexiblen Wechselkursen Veränderungen der Nettoforderungen gegenüber dem Ausland und damit des Vermögens entsprechen.

Leistungsbilanzveränderungen führen zu einer internationalen Vermögensumverteilung und haben über die Störung des bestehenden Portfolio-Gleichgewichts Rückwirkungen auf den Wechselkurs. Die Wechselkursdynamik ist im Zeitverlauf durch diese Interaktion von Bestands- und Strom-Größen mitbestimmt, womit die Brücke zur traditionellen Wechselkursstheorie mit Betonung des Stromgleichgewichts geschlagen und das come-back der Leistungsbilanz als ein Bestimmungsgrund der Wechselkursentwicklung hergestellt ist.

Um die Änderungen gegenüber dem zuvor behandelten Modell so gering wie möglich zu halten, wollen wir wiederum davon ausgehen, daß die inländische Geldmenge jeweils nur von Inländern gehalten wird<sup>38</sup>. Außerdem wollen wir annehmen, daß die reale Geldnachfrage homogen vom Grade Null bezüglich des Vermögens ist, d. h. Geld wird nur zu Transaktionszwecken nachgefragt. Inländische und ausländische Wertpapiere unterscheiden sich nicht bezüglich Ausstattung, Insolvenzrisiko, steuerliche Behandlung oder ihres politischen Risikos; der einzige Unterschied besteht in der Währung, in der sie ausgedrückt sind, so daß Risiko nur aus der Unsicherheit bezüglich des erwarteten Wechselkurses resultiert. Um dieses Wechselkursrisiko zu diversifizieren, teilen die Kapitalanleger ihre Wertpapierportefeuilles in inländische und ausländische Wertpapiere gemäß der erwarteten

---

<sup>37</sup> Unter diesen Bedingungen ist der Terminkurs ein verzerrter Prediktor des künftigen Wechselkurses. Vgl. hierzu z. B. W. Gaab (1981).

<sup>38</sup> Diese Annahme ist schon deshalb notwendig, weil die verfügbaren Daten eine Trennung in inländische und ausländische Nachfrage nicht zulassen.

relativen Rendite bzw. der Risikoprämie auf<sup>39</sup>. Es gilt demnach die funktionale Beziehung

$$(17) \quad \frac{B_t}{S_t F_t} = f(r_t - ({}_t E s_{t+1} - s_t)) ,$$

bzw. die spezielle Form

$$(18) \quad \frac{B_t}{S_t F_t} = \exp(a + \beta(r_t - ({}_t E s_{t+1} - s_t))), \quad \beta > 0 ,$$

wobei  $B$  das inländische Angebot an Staatspapieren in Inlandswährung und  $F$  ausländische Wertpapiere in Fremdwährung bezeichnen. Bei einer Erhöhung der Risikoprämie — entweder durch eine Erhöhung der Zinsdifferenz oder eine Abnahme der erwarteten Wechselkursveränderung — strukturieren die Investoren ihre Portefeuilles zugunsten inländischer Wertpapiere um.

Bezüglich  $B$  und  $F$  können folgende Annahmen gemacht werden<sup>40</sup>:

- (i) Inländische und ausländische Investoren haben die gleichen Portefeuille-Präferenzen; dann stellen  $B$  und  $F$  das Angebot an inländischen und ausländischen Staatspapieren in der jeweiligen Währung dar<sup>41</sup>.
- (ii) Das inländische Wertpapierangebot (in heimischer Währung) wird nur von Inländern nachgefragt. Diese vereinfachende Annahme eines kleinen Landes, die in vielen Portfolio-Modellen verwendet wird<sup>42</sup>, bewirkt, daß ein Kapitalzufluß bzw. -abfluß als Zunahme oder Abnahme des Angebots an ausländischen Wertpapieren auf dem Inlandsmarkt interpretiert werden kann. Bei flexiblen Wechselkursen entsprechen die Kapitalbewegungen Veränderungen der Leistungsbilanz.  $B$  ist in diesem Fall das Angebot an inländischen Staatspapieren und  $F$  stellt den Bestand an Forderungen an das Ausland dar, der aus der Akkumulation vergangener Leistungsbilanzüberschüsse resultiert.
- (iii) Das Ausland ist das kleine Land. In diesem Falle halten die Inländer keine ausländischen Wertpapiere. Diese Konstellation ist für unseren Fall uninteressant, da das Ausland die USA sind.

<sup>39</sup> Vgl. hierzu *J. A. Frankel* (1981).

<sup>40</sup> Für eine Diskussion vgl. *J. A. Frankel* (1981). Ein wesentliches Unterscheidungsmerkmal der in der Literatur abgeleiteten unterschiedlichen Portfolio-Modelle basiert darauf, welche Annahmen in den einzelnen Modellen bezüglich  $B$  und  $F$  gemacht werden. Für eine Diskussion vgl. *R. G. Murphy* und *C. Van Duyn* (1980).

<sup>41</sup> Dies setzt weiterhin voraus, daß die Staatspapiere in jedem Land in der betreffenden Inlandswährung ausgegeben werden.

<sup>42</sup> Vgl. z. B. *W. H. Branson* (1977, 1979).



(iv) Inländer und Ausländer fragen Wertpapiere nach, die in beiden Ländern emittiert werden. Dies ist der realistische Fall. Ein Leistungsbilanzüberschuß führt zu einer Umverteilung des Weltvermögens, wobei eine Aufwertung der Inlandswährung sich jedoch nur dann ergibt, wenn Inländer und Ausländer jeweils einen größeren Teil ihres Vermögens in Wertpapieren in heimischer Währung zu halten wünschen.

Im folgenden wollen wir das durch Gl. (18) beschriebene Portfolio-Gleichgewicht in das Dornbusch-Modell einbauen und so eine Synthese zwischen monetärem Ansatz und Portfolio-Theorie herstellen. Infolge der Annahme unvollkommener Substituierbarkeit inländischer und ausländischer Wertpapiere wird die erwartete Wechselkursänderung nicht mehr durch die Zinsdifferenz repräsentiert. Dies bedeutet, daß Gl. (6) nicht mehr gilt. Sie wird durch Gl. (18) in der logarithmischen Form

$$(19) \quad b_t - s_t - f_t = a + \beta (r_t - ({}_tE s_{t+1} - s_t))$$

ersetzt, wobei  $b_t \equiv \ln B_t$  und  $f_t \equiv \ln F_t$  ist. Für die nicht beobachtbare Risikoprämie kann aus Gl. (19) die Beziehung

$$(20) \quad r_t - ({}_tE s_{t+1} - s_t) = \frac{1}{\beta} (-a + b_t - s_t - f_t)$$

abgeleitet werden. Gemäß Gl. (20) ist die Risikoprämie um so größer, je kleiner der Anteil der inländischen Wertpapiere im Gesamtportefeuille, d. h. je geringer  $\beta$  ist.

Das Modell setzt sich somit aus den Gleichungen (10), (11), (12), (13), (14) und (19) bzw. (20) zusammen. Die reduzierte Form des Modells lautet<sup>43</sup>:

$$(21) \quad s_t = c_0 + c_1 s_{t-1} + c_2 m_t + c_3 m_{t-1} + c_4 y_t + c_5 y_{t-1} + c_6 p_{t-1} + c_7 (b_t - f_t)$$

mit den Restriktionen  $c_0, c_6 \geq 0$ ;  $c_1, c_3, c_4 \leq 0$ ;  $c_2, c_5 \geq 0$  und  $0 \leq c_7 \leq 1$ . Das Dornbusch-Modell und das monetaristische Modell sind Spezialfälle des durch Gl. (21) beschriebenen Modells. Der wesentliche Unterschied der reduzierten Form des Synthese-Modells zum Dornbusch-Modell besteht darin, daß bei unvollkommener Substituierbarkeit der Wertpapiere, ein Überschießen des Wechselkurses bei monetären Störungen nicht mehr in jedem Falle eintritt. Dies hängt von der Größenordnung von  $\Omega$  und damit von dem Parameter  $\beta$  ab, der die Aufteilung des Portefeuilles in inländische und ausländische Wertpapiere

<sup>43</sup> Für eine Herleitung vgl. Anhang III.

determiniert. Die Frage des Überschießens der Wechselkurse ist damit eine empirische Fragestellung, die theoretisch nicht beantwortet werden kann<sup>44</sup>.

#### 4. Empirische Untersuchung

In diesem Abschnitt sollen die zuvor entwickelten Modelle bzw. die aus diesen abgeleiteten reduzierten Formen geschätzt werden. Als Wechselkurs haben wir dabei auf Grund seiner internationalen Bedeutung und Beachtung den Deutsche Mark/US-Dollar-Kurs (DM/\$) ausgewählt. Der Schätzzeitraum erstreckt sich dabei von Oktober 1974 bis Mai 1981<sup>45</sup>. Die Wahl des Anfangszeitpunktes war dadurch bestimmt, daß ab diesem Zeitpunkt nur noch geringfügige Kapitalverkehrskontrollen durch die Deutsche Bundesbank existiert haben, so daß der Kapitalverkehr relativ frei durchgeführt werden konnte<sup>46</sup>. Außerdem sind wir davon ausgegangen, daß die erste Anpassungsphase auf den Ölpreisschock Ende 1973 und die Herstattpleite im Juni 1974, welche bedeutende exogene Schocks für das System dargestellt und zu einer erhöhten Unsicherheit in der Erwartungsbildung geführt haben, überwunden war. Die Schätzungen wurden mit einer monatlichen Grundzeitperiode durchgeführt.

##### 4.1 Zur Auswahl der Daten

Bei der Auswahl der in den Schätzungen verwendeten Daten waren einige Kompromisse notwendig, die uns ex post nicht immer befriedigt haben. So haben wir uns für eine monatliche Grundzeitperiode entschieden, um möglichen Unterschieden in den Anpassungsgeschwindigkeiten einzelner Märkte, die gemäß unseren theoretischen Überlegungen Bedeutung für die Wechselkursdynamik haben, besser Rechnung tragen zu können. Diese Entscheidung beinhaltet aber das Problem, daß gesamtwirtschaftliche Einkommensdaten auf monatlicher Basis nicht verfügbar sind und deshalb als Proxyvariable für die relative Realeinkommensentwicklung — wie in anderen Arbeiten üblich — die jeweiligen Produktionsindizes verwendet wurden. Die Ergebnisse

---

<sup>44</sup> Von einer Publikation des Modells mit sofortiger Preisanpassung wird abgesehen, da die empirischen Ergebnisse zu keinen neuen Erkenntnissen geführt haben.

<sup>45</sup> Es wurden auch Schätzungen bis einschließlich Oktober 1981 durchgeführt. Die Ergebnisse derselben unterscheiden sich jedoch bezüglich der generellen Aussagen nicht wesentlich von denjenigen für den verkürzten Zeitraum, wenn sich auch die Parameterschätzwerte in einigen Fällen verändert haben.

<sup>46</sup> Die Dt. Bundesbank hat im September 1974 als letzte der seit 1971 eingeführten Kapitalverkehrskontrollen die sog. Bardepotpflicht außer Kraft gesetzt.

hängen deshalb davon ab, wie gut diese die jeweilige Einkommensentwicklung repräsentieren.

Weiterhin haben wir uns — soweit dies sinnvoll war — für saisonbereinigte Daten und Monatsdurchschnitte für die Zinssätze und den Wechselkurs entschieden. Dies hat den Vorteil, daß die Möglichkeit der Beeinflussung der Ergebnisse durch außergewöhnliche Einflüsse abgeschwächt wird, d. h. den permanenten Komponenten ein größeres Gewicht zukommt. Der wesentliche Nachteil besteht jedoch darin, daß unterschiedliche Saisonbereinigungsverfahren zu Verzerrungen führen können<sup>47</sup>, und der Einfluß nicht antizipierter Informationen auf die Wechselkursvariabilität verwischt werden kann<sup>48</sup>. Die Alternative wäre die Verwendung von Saison-Dummies gewesen, die jedoch bei Monatsdaten 11 Freiheitsgrade absorbieren und außerdem wegen der Annahme eines konstanten Saisonmusters auch nicht unproblematisch sind.

Bezüglich der Geldmengendefinition haben wir uns für die engste Definition, also  $M_1$  für die Bundesrepublik und  $M1A$  für die USA, entschieden. Der Grund dafür war, daß Untersuchungen mit anderen Geldmengendefinitionen ( $M1B$  für USA,  $M_2$  und  $M_3$ ) zu theoretisch unplausiblen Wirkungen einer Geldmengenvariation geführt haben. Als Preisindex wurde jeweils der Preisindex für die Lebenshaltung aller Haushalte ausgewählt, da wir diesem als Informationsgrundlage für die Erwartungsbildung eine besondere Bedeutung beigemessen haben und seine Verwendung in der entsprechenden Literatur nicht unüblich ist<sup>49</sup>.

Die verwendete Zinsdifferenz basiert auf dem Dreimonatsgeldsatz in Frankfurt a. M. und auf dem Zinssatz für U. S.-Commercial Papers mit einer Laufzeit von drei Monaten. Dem Zinssatz für Commercial Papers haben wir gegenüber dem entsprechenden Zinssatz für Treasury Bills deshalb den Vorrang gegeben, weil dieser eine höhere Korrelation mit dem Eurodollarsatz aufweist, für dessen Differenz zum Dreimonatsgeldsatz in Frankfurt a. M. das Zinssatzparitätentheorem eine gute Approximation liefert und damit den theoretischen Voraussetzungen besser entspricht<sup>50</sup>.

---

<sup>47</sup> Vgl. hierzu z. B. C. Sims (1974).

<sup>48</sup> Ein weiterer Nachteil der Durchschnittsbildung besteht darin, daß dadurch die Struktur einer Zeitreihe geändert werden kann. Folgt z. B. eine auf einen Zeitpunkt bezogene Variable einem Random-Walk, so führt die Durchschnittsbildung zu einer Zeitreihe, die Abweichungen von einem Random Walk aufweisen kann.

<sup>49</sup> Für eine Diskussion über den adäquaten Preisindex vgl. J. A. Frenkel (1978).

<sup>50</sup> Vgl. hierzu W. Gaab (1980).



Die größten Probleme ergeben sich unseres Erachtens jedoch bezüglich der Daten für die von der Theorie her wünschenswerte Aufteilung der in den einzelnen Ländern von Privaten gehaltenen Wertpapierbestände bzw. der Vermögenszusammensetzung entsprechend der Währungsdenomination. Bilaterale monatliche Daten hierfür sind weder für die USA noch für die Bundesrepublik Deutschland öffentlich verfügbar, so daß man auch hier auf die Verwendung von Proxy-Variablen angewiesen ist mit der bereits angesprochenen Problematik. Die z. T. negativen Ergebnisse von bisher durchgeführten empirischen Untersuchungen der Wechselkursentwicklung in den 70er Jahren mit Hilfe der Portfolio-Theorie sind eventuell auf die unzulängliche Datenbasis zurückzuführen. Als Proxy-Variable für die von privaten Inländern in Inlandswährung nachgefragten Staatspapiere haben wir die jeweilige Staatsverschuldung gewählt und als Proxy für die Netto-Forderungen an das Ausland wurden die kumulierten Beträge des Leistungsbilanzsaldos abzüglich der Veränderung der Währungsreserven (ohne Wertberichtigungen) verwendet<sup>51</sup>.

#### 4.2 Ergebnisse

Bevor wir die Schätzergebnisse für die einzelnen Modelle besprechen, soll das univariate Zeitreihenverhalten der exogenen Variablen und des Wechselkurses untersucht werden. Dies ist deshalb wichtig, da im theoretischen Teil zur Ableitung beobachtbarer reduzierter Formen für das relative Geldangebot und für das relative Realeinkommen Random Walk-Prozesse angenommen wurden. Außerdem liefert das Zeitreihenverhalten Hinweise auf das Anpassungsverhalten der einzelnen Variablen bei transitorischen Störungen.

Das Zeitreihenverhalten der Variablen  $m$ ,  $y$ ,  $s$  und  $p$  ist in Tabelle 1 (S. 622) festgehalten. Dabei wurden sowohl für die absolute Höhe als auch für die ersten Differenzen, welche infolge der logarithmischen Transformation praktisch identisch mit den Wachstumsraten dieser Variablen sind, autoregressive Prozesse 1. Ordnung geschätzt und die aus diesen Schätzungen resultierenden Restgrößen mit Hilfe der Box-Pierce-Statistik auf Zufälligkeit getestet<sup>52</sup>. Es zeigt sich, daß sowohl das relative Geldangebot als auch das Realeinkommen relativ

<sup>51</sup> Für eine detaillierte Definition der einzelnen Variablen mit Quellenangabe vgl. Anhang IV.

<sup>52</sup> Die Box-Pierce-Statistik  $Q(K) = T \sum_{k=1}^K \hat{\rho}(k)$  ( $T$  = Anzahl der Beobachtungen,  $K$  = Anzahl der lags und  $\rho(k)$  = Autokorrelationskoeffizient bei lag  $k$ ) ist  $\chi^2$ -verteilt mit  $K - p$  Freiheitsgraden, wobei  $p$  die Anzahl der zu schätzenden Parameter darstellt. Vgl. hierzu G. E. P. Box und D. A. Pierce (1970).

gut durch Random Walk-Prozesse approximiert werden können, wobei allerdings anzumerken ist, daß das relative Geldangebot einen Random Walk mit einem positiven Trendparameter darstellt. Dies bedeutet, daß das Geldangebot zufällig um einen Trend schwankt, der mit einer monatlichen Rate von 0,3 v. H. wächst<sup>53, 54</sup>.

Die Schätzgleichungen für den DM/\$-Kurs zeigen, daß dieser im untersuchten Zeitraum relativ gut durch einen reinen Random Walk beschrieben werden kann. Dieses Ergebnis wird auch durch eine Reihe anderer Arbeiten und für andere Wechselkurse bestätigt<sup>55</sup>. Dieses Ergebnis besagt, daß die Wechselkursentwicklung im Prinzip nicht prognostizierbar ist: Der beste Prediktor für den künftigen Wechselkurs ist der heutige. Dagegen zeigt der Relativpreis signifikante Abweichungen von einem Random-Walk-Modell. Im Rahmen dieser Arbeit ist dieses Ergebnis deshalb von Bedeutung, weil es die Berechtigung der Annahme dokumentiert, daß sich die Gütermärkte langsamer anpassen als die Finanzmärkte. Wie aus Tabelle 1 hervorgeht, kann die Wachstumsrate des Relativpreises durch einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung beschrieben werden. Danach wird eine Störung nicht sofort in den Relativpreisen absorbiert, wie dies z. B. beim Wechselkurs der Fall ist, sondern erst im Zeitablauf.

---

<sup>53</sup> J. A. Frankel (1979, 1980) interpretiert die Wachstumsrate des relativen Geldangebots als Differenz der langfristigen Inflationsraten zwischen der Bundesrepublik und den USA. Wir können uns dieser Interpretation nicht anschließen, da die positive Wachstumsrate anzeigt, daß das deutsche Geldangebot in dem beobachteten Zeitraum stärker gestiegen ist als das amerikanische; die Inflationsrate lag in den USA jedoch permanent höher als die deutsche, so daß sich ein negatives Absolutglied ergeben müßte. Außerdem nimmt Frankel (1980), 11, an, daß die Wachstumsraten des Geldangebots einem Random Walk folgen. Diese Hypothese wird durch unsere Schätzungen nicht bestätigt. Zu dem gleichen Ergebnis gelangten auch R. A. Driskill und S. M. Sheffrin (1981), 1071.

<sup>54</sup> Es kann gezeigt werden, daß die Einführung eines Trendparameters in das reine Random Walk Modell auf die dynamische Spezifikation der im theoretischen Teil abgeleiteten reduzierten Formen der Modelle keinen Einfluß hat, so daß die Schätzgleichungen in ihrer allgemeinen Form (d. h. ohne Berücksichtigung der Parameterrestriktionen), die unter der Annahme eines reinen Random Walk-Modells abgeleitet wurden, unverändert bleiben. Eine Veränderung der dynamischen Spezifikation tritt jedoch bei Abweichungen von einem Random Walk ein.

<sup>55</sup> In einzelnen Teilperioden können zwar geringfügige Abweichungen von einem reinen Zufallsprozeß beobachtet werden. Diese Strukturen sind im Zeitablauf jedoch derart instabil, daß sie im Prinzip nicht zu besseren Prognosen der Wechselkursentwicklung als das reine Random-Walk-Modell führen. Vgl. hierzu z. B. R. Meese und K. Rogoff (1981). Für eine ausführliche Untersuchung des Zeitreihenverhaltens des DM/\$-Kurses mit parametrischen und nicht-parametrischen statistischen Verfahren unter Verwendung von wöchentlichen Beobachtungen und für einen Überblick über die entsprechende Literatur vgl. W. Gaab (1982).

Tabelle 1

**Zeitreihenverhalten der Logarithmen des relativen Geldangebots ( $m$ ), des relativen Produktionsindex ( $y$ ), des Wechselkurses ( $s$ ) und des Relativpreises ( $p$ ) in der Periode 1974 (10) - 1981 (5).**

**Geschätzt wurde jeweils der AR (1)-Prozess:  $x_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$  <sup>a)</sup>.**

$x_t$	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\bar{R}^2$	Q (12)	Q (24)	Q (36)
$y_t$	-0.0196 (0.0106)	0.9332* (0.0370)	0.868	11.6	20.9	33.0
$\Delta y_t$	-0.0014 (0.0019)	0.0918 (0.1136)	0.000	10.3	19.7	31.9
$m_t$	0.0089* (0.0009)	1.0135* (0.0069)	0.957	7.2	12.7	15.5
$\Delta m_t$	0.0031* (0.0013)	-0.0593 (0.1128)	0.000	6.6	12.6	15.4
$s_t$	-0.0006 (0.0031)	1.0002* (0.0019)	0.971	11.5	17.0	26.3
$\Delta s_t$	-0.0017 (0.0025)	0.2156 (0.1102)	0.042	3.1	7.9	15.7
$p_t$	-0.0137* (0.0018)	0.9783* (0.0026)	0.996	211.0	253.7	262.6
$\Delta p_t$	-0.0019* (0.0005)	0.4421* (0.1030)	0.184	16.0	24.4	34.1

a) Werte in Klammern bezeichnen Standardfehler der geschätzten Parameter. Q (K) gibt den Wert für die Box-Pierce-Statistik zur Prüfung der Restgrößen  $\hat{\varepsilon}_t(t)$  auf white-noise an. Q (K) ist  $\chi^2$ -verteilt mit  $K - 2$  Freiheitsgraden. Die kritischen Werte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. betragen: Q (12) = 18.3, Q (24) = 33.9, Q (36) = 48.6. Die Nullhypothese, daß die Restgrößen white-noise sind, wird mit entsprechender Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt, wenn der geschätzte Q-Wert größer als der kritische Wert ist.

Zusammenfassend können wir sagen, daß das Zeitreihen-Verhalten der untersuchten Variablen konsistent mit den Annahmen im theoretischen Teil dieser Arbeit ist.

In Tabelle 2 sind die Schätzergebnisse für das monetaristische Modell (Gleichungen 2 - 1 bis 2 - 6) ausgegeben. Geschätzt wurde das Regressionsmodell

$$(22) \quad s_t = a_0 + a_1 m_t + a_2 y_t + a_3 r_t + \varepsilon_t,$$

wobei die stochastischen Störglieder als white-noise angenommen werden. Gemäß dem monetaristischen Modell wird theoretisch erwartet, daß  $a_1 = 1$ ,  $a_2 < 0$  und  $a_3 > 0$  ist.



Tabelle 2

**Schätzergebnisse für das monetaristische Modell<sup>a)</sup>**  
**(Zeitperiode: Oktober 1974 - Mai 1981)<sup>b)</sup>**

	2 - 1	2 - 2	2 - 3	2 - 4	2 - 5	2 - 6
$k$	0.9075 (0.6800)	0.5808 (0.7917)	- 0.9827 (0.8743)	1.3157 (0.6977)	1.4089* (0.6913)	1.3702 (0.7017)
$m$	0.3632 (0.2236)	0.3711 (0.2242)	0.3752 (0.2226)	1.0 —	0.4453 (0.2353)	0.4663* (0.2306)
$y$	- 0.0261 (0.1474)	- 0.0182 (0.1480)		- 0.0475 (0.1543)	- 0.1214 (0.1506)	- 0.1116 (0.1530)
$r$	- 0.0063* (0.0022)	- 0.0064* (0.0022)		- 0.0055* (0.0022)		- 0.0073* (0.0022)
$t$		0.0036 (0.0044)				
$y_D$			0.15448 (0.1673)			
$y_{us}$			0.1871 (0.2162)			
$r_D$			- 0.0085 (0.0331)			
$r_{us}$			0.0827* (0.0287)			
$\hat{q}$	0.9749* (0.0252)	0.9775* (0.0239)	0.9809* (0.0220)	0.9687* (0.0281)	0.9724* (0.9724)	0.9726* (0.0254)
$\bar{R}^2$	0.9752	0.9751	0.9769	0.9845	0.9728	0.9709
$\tilde{R}^2$	0.1140	0.1630	0.1947	0.0593	0.0189	0.1564
$SEE$	0.0215	0.0215	0.0208	0.0225	0.0225	0.0229

a) Gleichungen 2 - 1 bis 2 - 6.

b) Gl. 2 - 6 bis Oktober 1981.

Alle Gleichungen wurden zur Bereinigung der hohen Autokorrelation 1. Ordnung der Kleinst-Quadrate-Schätzungen mit Hilfe des Cochrane-Orcutt-Verfahrens geschätzt. Werte in Klammern bezeichnen Standardfehler.  $\bar{R}^2 = R^2$  bereinigt um Freiheitsgrade,  $\tilde{R}^2 =$  bereinigtes  $R^2$  für eine Transformation in 1. Differenzen,  $SEE =$  Standardfehler der Regression. Die mit \*, \*\* bezeichneten Parameter sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. von Null verschieden.

Als generelle Aussage kann zunächst festgestellt werden, daß die Schätzergebnisse die monetaristische Theorie nicht bestätigen. Wie Gl. (2.1) zeigt, haben das relative Geldangebot und das relative Einkommen zwar das theoretisch erwartete Vorzeichen, die Parameter-

schätzwerte sind jedoch mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v. H. nicht signifikant von Null verschieden. Der Regressionskoeffizient der Zinsdifferenz ist sogar negativ und statistisch signifikant. Erhöhungen der Zinsdifferenz zugunsten des Inlandes führen demnach — wie im Mundell-Fleming-Modell — zu einer Aufwertung der heimischen Währung und nicht zu einer Abwertung wie von dem monetaristischen Modell postuliert. Um eventuell vorhandene Trendeinflüsse (z. B. durch Veränderung der relativen Geldnachfrage) Rechnung zu tragen haben wir in Gl. (2.2) einen Zeittrend ( $t$ ) als weitere erklärende Variable in die Schätzgleichung aufgenommen. Der entsprechende Parameter ist nicht signifikant; es ergibt sich dadurch keine Veränderung der Aussagen. In Gleichung (2-3) wurde getestet, welchen Einfluß die Aufgabe der Annahme gleicher Einkommens- und Zinselastizitäten für das Inland hat<sup>56</sup>. Auch dadurch werden die generellen Aussagen nicht tangiert. Es zeigt sich jedoch, daß der Zinssatz für amerikanische Wertpapiere einen wesentlich größeren Einfluß auf den Wechselkurs hat und die Entwicklung der Zinsdifferenz dominiert, während sich die Regressionskoeffizienten der jeweiligen Realeinkommen statistisch nicht unterscheiden, aber jedoch auch nicht von Null verschieden sind<sup>57</sup>. In Gleichung (2.4) wurde der Parameter des relativen Geldangebotes explizit mit seinem theoretischen Wert von Eins vorgegeben, um einer etwaigen Endogenität des relativen Geldangebotes, die zu inkonsistenten Schätzungen führt, Rechnung zu tragen. Die allgemeinen Aussagen bezüglich der Einflußrichtung und der Größenordnung der verbleibenden erklärenden Variablen bleiben jedoch auch bei dieser Transformation erhalten<sup>58</sup>. Gl. (2-5) zeigt die Schätzung für die langfristige Lösung des Modells bei rationalen Erwartungen (vgl. Gl. (9)). Schließlich haben wir das

<sup>56</sup> S. Haynes und J. Stone (1981) zeigen, daß die Auferlegung derartiger Restriktionen zu Parameterschätzungen führen können, die nicht nur verzerrt sind, sondern auch das „falsche“ Vorzeichen tragen. Es ist hierzu jedoch anzumerken, daß andererseits Schätzprobleme bezüglich der Multikollinearität auftreten können, da die einzelnen Ländervariablen über die Trendkomponente z. T. hoch miteinander korreliert sind.

<sup>57</sup> Die Verwendung des relativen Geldangebots als erklärende Variable hängt nicht von der Annahme gleicher Nachfrageelastizitäten ab, sondern resultiert aus der Annahme, daß die Geldnachfrage homogen vom Grade Null in den Preisen ist. Diese Annahme scheint uns aufgrund von vielen empirischen Untersuchungen über die Geldnachfrage sinnvoll zu sein. Vgl. z. B. den Überblick von M. M. G. Fase und J. B. Kuné (1975).

<sup>58</sup> Wir haben die einzelnen Gleichungen auch mit einer Instrumentvariablen-Methode geschätzt, wobei sowohl die Geldmenge als auch die Zinsdifferenz als endogene Variablen behandelt wurden. Es hat sich dabei jedoch gezeigt, daß die einzelnen Parameterschätzwerte sehr sensitiv bezüglich der Wahl der Instrumentvariablen waren. Da wir kein Kriterium bezüglich einer Diskriminierung zwischen den unterschiedlichen Schätzgleichungen haben, haben wir die „Experimente“ eingestellt. Zur Problematik und Sensitivität von Instrumentvariablen-schätzungen vgl. auch G. Maddala (1977).

monetaristische Modell auch für die Zeitperiode von Oktober 1974 bis Oktober 1981 geschätzt. Im Vergleich zu Gl. (2 - 1) für die kürzere Periode ergibt sich nun — wie Gl. (2 - 6) zeigt — ein signifikanter Schätzwert für den Parameter des relativen Geldangebots, der signifikante negative Einfluß der Zinsdifferenz bleibt jedoch erhalten.

Eine gemeinsame Eigenschaft aller in Tabelle 2 ausgewiesenen Schätzungen ist die sehr hohe Autokorrelation der Restgrößen, die u. E. daraus resultiert, daß der Random Walk-Charakter des Wechselkurses diese Schätzungen dominiert. Diese Auffassung wird auch dadurch bestätigt, daß — wie dies die Werte für  $\tilde{R}^2$  dokumentieren — die fundamentalen Einflußfaktoren aus dem theoretischen Modell nur einen relativ geringen Teil der Wechselkursveränderungen erklären können. Die mit Hilfe des Cochrane-Orcutt-Verfahrens<sup>59</sup> durchgeführten Schätzungen entsprechen bei Autokorrelationskoeffizienten nahe Eins Schätzungen, die aus einer Transformation des Modells in Wachstumsraten resultieren<sup>60</sup>. Gemäß den Werten für  $\tilde{R}^2$  können die einzelnen Schätzgleichungen im günstigsten Fall (Gl. (2 - 3)) nur ca. 20 v. H. der Wechselkursveränderungen erklären<sup>61</sup>.

Der signifikante negative Einfluß der Zinsdifferenz in allen Schätzgleichungen ist ein wichtiges qualitatives Ergebnis und kann als ein Hinweis darauf gewertet werden, daß sich Gütermärkte langsamer anpassen als Finanzmärkte. Bei Aufgabe der Annahme der kurzfristigen Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie kann mit Hilfe des Dornbusch-Modells die Gleichung

$$(23) \quad s_t = -k + m_t - \Phi y_t - \frac{1}{\alpha} \tau_t$$

abgeleitet werden, die den negativen Einfluß der Zinsdifferenz theoretisch begründet, sonst aber die gleiche Struktur wie das monetaristische Modell aufweist<sup>62</sup>. Das durch Gleichung (23) beschriebene

<sup>59</sup> Für eine Darstellung des Cochrane-Orcutt-Verfahrens und eine Überprüfung der Schätzigenschaften in kleinen Stichproben mit Hilfe einer Monte-Carlo-Studie vgl. *W. Gaab* (1974).

<sup>60</sup> Das Cochrane-Orcutt-Verfahren basiert auf einem Modell der Form  $y_t = ax_t + u_t$  mit dem Restgrößenprozeß  $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ , wobei  $\varepsilon_t$  white-noise ist, das in  $x_t - \rho x_{t-1} = a(y_t - \rho y_{t-1}) + \varepsilon_t$  transformiert werden kann und in dieser Form geschätzt wird, wobei iterativ Werte für  $\rho$  aus den jeweiligen Restgrößenprozessen solange geschätzt werden, bis die Regressionsparameter eine ausreichende Konvergenz aufweisen.

<sup>61</sup> Die Beobachtung, daß die Wechselkurse eine wesentlich höhere Varianz als die fundamentalen Einflußfaktoren aufweisen, wird von *M. Mussa* (1979) als eine empirische Regelmäßigkeit bezeichnet.

<sup>62</sup> Gl. (23) folgt aus dem Dornbusch-Modell, wenn das Gütermarkt-Gleichgewicht und die Preisanpassung nicht spezifiziert werden. Aus den Gl. (II.3) und (II.4) in Anhang II folgt für den Wechselkurs die Beziehung



Modell ist unseres Erachtens nicht ausreichend spezifiziert, da es nicht in der Lage ist, die Wechselkursdynamik im Anpassungsprozeß zu beschreiben und die Bedingungen für ein kurzfristiges Finanzmarkt-Gleichgewicht nicht berücksichtigt. Dieser Einwand gilt auch für die sog. Realzinstheorie des Wechselkurses von *J. A. Frankel* (1979, 1981), die — wie bereits erwähnt — auf eine Schätzgleichung führt, die außer den in Gleichung (23) enthaltenen erklärenden Variablen noch die langfristige Inflationsrate enthält.

In Tabelle 3 (S. 628) sind die Schätzergebnisse für das Dornbusch-Modell und dessen Erweiterung mit Hilfe der Portfolio-Theorie ausgegeben. Gemäß unseren Ableitungen wurden die Gleichungen (15) und (16) für das Dornbusch-Modell geschätzt. Sie werden durch die Gleichungen (3 - 1) und (3 - 2) in Tabelle 3 repräsentiert. Als generelle Aussage läßt sich zunächst festhalten, daß sich ein Überschießen des Wechselkurses über seinen langfristigen Gleichgewichtswert nicht feststellen läßt. Der Koeffizient von  $m$  ist zwar positiv, jedoch signifikant kleiner als Eins. Eine signifikante Abweichung von seinem theoretischen Wert zeigt auch der Koeffizient des verzögerten Wechselkurses, der aufgrund der angenommenen Preisanpassung negativ sein sollte, jedoch positiv und nicht signifikant von Eins verschieden ist. Dieses Ergebnis zeigt, daß die sog. fundamentalen Einflußfaktoren nur einen minimalen Beitrag zur Erklärung der Entwicklung des Wechselkurses leisten, so daß dessen Random Walk-Charakter voll zum Ausdruck kommt. Der verzögerte Wechselkurs läßt sich zwar durch Veränderung der Preisanpassung als erklärende Variable eliminieren, jedoch führt dies — wie Gl. (3 - 2) zeigt — dazu, daß die Dominanz der transitorischen Komponente bei der Wechselkursentwicklung nun durch einen Autokorrelationskoeffizienten  $\hat{\rho}$  nahe Eins zum Ausdruck kommt<sup>63</sup>. Wie bereits angemerkt, entspricht die Schätzung mit dem Cochrane-Orcutt-Verfahren bei Werten von  $\hat{\rho}$  nahe Eins approximativ der Kleinst-Quadrate-Schätzung des in Wachstumsraten transformierten Modells. Der Beitrag der permanenten Komponente der Einflußfaktoren zur Erklärung der Varianz der Wechselkursveränderungen beträgt in diesem Falle nur ca. 2 v. H.

---

$s_t = \bar{s}_t - \frac{1}{\alpha} r_t$ . Da im langfristigen Gleichgewicht gemäß Gl. (II.9)  $\bar{s}_t = -k + m_t - \Phi y_t$  gilt, ergibt sich dann Gl. (23).

<sup>63</sup> *R. A. Driskill* (1981) leitet im Rahmen eines Strom-/Bestands-Modells eine reduzierte Form wie Gl. (15) ab, jedoch mit einem Koeffizienten  $c_1 < 1$ . Er erhält dieses Ergebnis mit Hilfe einer Nachfragefunktion nach ausländischen Wertpapieren [ $B_t = \eta ({}_t E s_{t+1} - s_t - r_t)$ ], einer Leistungsbilanzfunktion [ $T_t = \alpha (e_t - p_t) - \beta y_t$ ] und der Zahlungsbilanzbedingung [ $\Delta B_t - T_t = 0$ ], die er anstelle von Gl. (6) in das Dornbusch-Modell einführt.

Diese Überlegungen lassen sich *cum grano salis* auch auf die Schätzungen der portfolio-theoretischen Erweiterung des Dornbusch-Modells übertragen. Die entsprechenden Schätzgleichungen werden durch die Gleichungen (3 - 3) bis (3 - 7) repräsentiert. Sie basieren auf der durch Gl. (21) beschriebenen reduzierten Form und stellen eine Erweiterung der reduzierten Form des Dornbusch-Modells um eine Variable dar, welche die Portefeuille-Aufteilung zwischen inländischen und ausländischen Wertpapieren beschreibt, die noch einer weiteren Konkretisierung bedarf.

Gemäß der Schätzgleichungen (3 - 3) bis (3 - 7) in Tabelle 3 lassen sich folgende Aussagen machen: (i) Die Einführung von Portfolio-Überlegungen führt zu keiner Erhöhung des Erklärungsbeitrags gegenüber dem Dornbusch-Modell. Außerdem tragen die Schätzwerte der Parameter, welche die Portfolio-Struktur beschreiben, das „falsche“ Vorzeichen<sup>64</sup>. (ii) Geldmenge und Realeinkommen tragen das theoretisch erwartete Vorzeichen, sind jedoch nicht signifikant von Null verschieden.

In Gl. (3 - 3) wurde unterstellt, daß die in der Bundesrepublik emittierten Staatspapiere nur von deutschen privaten Anlegern gehalten werden und daß die Nettoforderungen gegenüber dem Ausland nur auf US-Dollar lauten. Gl. (3 - 4) beschreibt die Unterstellung dieser Annahme für die USA, während in Gl. (3 - 5) der allgemeinere Fall angenommen wurde, d. h. daß die in einem Land emittierten Wertpapiere sowohl von Inländern als auch von Ausländern nachgefragt werden. Schließlich beschreibt Gl. (3 - 6) die Schätzgleichung für ein Modell, das unter der Annahme gleicher Portefeuille-Präferenzen von deutschen und amerikanischen Anlegern abgeleitet wurde. Außerdem haben wir in Gl. (3 - 7) nur die jeweiligen Nettoforderungspositionen gegenüber dem Ausland hinzugefügt, um den Einfluß von Leistungsbilanzveränderungen und Zentralbankinterventionen zu isolieren.

(iii) Der hohe Erklärungswert des Modells — gemessen durch das Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$  — ist auch hier auf den verzögerten Wert des Wechselkurses zurückzuführen. Die in der laufenden und vergangenen

<sup>64</sup> Hierbei muß jedoch berücksichtigt werden, daß die deutsche Nettoforderungsposition im untersuchten Zeitraum das Vorzeichen gewechselt hat, womit auch Veränderungen der Einflußrichtung verbunden sind. Der insignifikante Beitrag der deutschen Portfoliovariablen kann evtl. auf diesen Sachverhalt zurückgeführt werden. Hierzu wäre eine tiefergehende Untersuchung notwendig. Zu der hier angesprochenen Problematik vgl. auch R. S. Boyer (1977), J. P. Martin und P. Masson (1979) und W. H. Branson, H. Haltunen und P. Masson (1979). Bei der Akkumulation der Veränderung der Nettoforderungen gegenüber dem Ausland wurden wegen der logarithmischen Transformation die Anfangswerte so gewählt, daß sich keine negativen Bestände ergaben.

Tabelle 3: Schätzergebnisse für das Dornbusch-Modell und dessen Erweiterung gemäß der Portfoliotheorie

	3 - 1	3 - 2	3 - 3	3 - 4	3 - 5	3 - 6	3 - 7
$c_0$	0.5392 (0.5757)	1.3708* (0.6893)	0.8974 (0.7421)	- 1.4684 (1.3002)	- 1.3734 (1.2916)	0.5816 (0.5719)	- 1.5284 (1.1239)
$s_{-1}$	1.0186* (0.0373)		1.0282* (0.0395)	0.9735* (0.0452)	0.9789* (0.0450)	1.0034* (0.0384)	0.9735* (0.0447)
$m$	0.4130 (0.2516)	0.4818* (0.2344)	0.4090 (0.2524)	0.3361 (0.2523)	0.3047 (0.2512)	0.4197 (0.2496)	0.3170 (0.2502)
$m_{-1}$	- 0.4668* (0.2269)		- 0.4657* (0.2275)	- 0.4461* (0.2242)	- 0.4376* (0.2225)	- 0.3920* (0.2308)	- 0.3963 (0.2299)
$y$	- 0.1327 (0.1567)	- 0.1024 (0.1510)	- 0.1644 (0.1625)	- 0.0593 (0.1605)	- 0.0993 (0.1480)	- 0.0881 (0.1584)	- 0.1298 (0.8375)
$y_{-1}$	0.1247 (0.1596)		0.1613 (0.1670)	0.1097 (0.1577)	0.1773 (0.1632)	0.1222 (0.1583)	0.1995 (0.1611)
$p_{-1}$	- 0.1230* (0.0636)	- 0.0063 (0.0052)	- 0.2029 (0.1220)	0.2569 (0.2300)	0.2148 (0.2299)	- 0.1875* (0.077)	0.3117* (0.2300)
$bf^D$			- 0.0164 (0.7682)		- 0.0323 (0.0221)		
$bf^{US}$				0.0412 (0.0240)	0.0538* (0.2534)		





Periode beobachteten Werte der fundamentalen Einflußfaktoren leisten einen relativ geringen Beitrag zur Erklärung der Wechselkursentwicklung. (iv) Monetäre Störungen führen nicht zu einem kurzfristigen Überschießen der Wechselkurse über ihren langfristigen Gleichgewichtswert hinaus.

Abschließend soll zur Relativierung der Ergebnisse darauf hingewiesen werden, daß — wie in nahezu allen empirischen Arbeiten — diese natürlich von den vereinfachenden Annahmen abhängen, unter denen die Untersuchung durchgeführt wurde. Ein wesentlicher Problembereich der vorliegenden empirischen Analyse hängt damit zusammen, daß die Ergebnisse unter der Annahme eines Zwei-Länder-Modells abgeleitet wurden. Diese in theoretischen Arbeiten zulässige Abstraktion kann in empirischen Arbeiten zu einigen Problemen bezüglich der Interpretation und Schätzung der Parameter führen. Die ad hoc-Annahme, daß die Existenz anderer Länder keinen Einfluß auf den bilateralen Wechselkurs hat, kann vor allem bei Portfolio-Modellen problematisch sein, da ein internationales Portefeuille in der Regel nicht nur zwei Währungen umfaßt<sup>65</sup>. Die Tatsache, daß der US-Dollar eine überragende Rolle als Anlage- und Fakturierungswährung auf den internationalen Finanz- und Gütermärkten spielt und Zentralbankinterventionen — auch innerhalb des EWS — meist in US-Dollar erfolgen, kann vielleicht als eine Teilrechtfertigung für diese Annahme herangezogen werden. Eine adäquate Behandlung dieses Problems scheitert u.E. zur Zeit daran, daß entsprechende Daten nicht verfügbar sind, wobei allerdings angemerkt werden muß, daß die hier verwendete Datenbasis aufgrund der vorhandenen Informationen sicherlich noch verbessert werden kann. Ein weiterer Problembereich hängt mit der Frage zusammen, ob die von den Zentralbanken im Beobachtungszeitraum durchgeführten, z. T. massiven Zentralbankinterventionen in ihrer Wirkung auf das heimische Geldangebot neutralisiert wurden, so daß die Annahme der Exogenität der Geldmenge gerechtfertigt ist oder ob der Geldangebotsprozeß endogen modelliert werden sollte<sup>66, 67</sup>. Weitere Probleme betreffen die Exogeni-

<sup>65</sup> Für den Versuch der Modellierung und Schätzung von Mehr-Länder-Modellen vgl. z. B. R. B. Berner, P. Clark, H. Howe, S. Y. Kwack u. G. Stevens (1975).

<sup>66</sup> Für ein Modell mit Einbeziehung von Reaktionsfunktionen der Zentralbanken und der endogenen Modellierung des Geldangebotsprozesses vgl. z. B. J. R. Artus (1976), W. H. Branson, H. Halttunen und P. Masson (1977).

<sup>67</sup> Für die Periode 1973 - 1978 ermittelt H. Lehment (1980, 227 ff.) einen Neutralisierungsgrad von 91 v. H. und W. H. Branson, H. Halttunen und P. Masson (1977, 318) ermitteln für die Periode von 1974 - 1976 einen Neutralisierungsgrad von 94 v. H., jeweils für die Bundesrepublik. Für die Zeit nach 1978 wird von J. A. Frankel (1981, 1077) ein derart hoher Neutralisierungsgrad bezweifelt, ohne allerdings den empirischen Nachweis zu erbringen.

tätsannahme bezüglich des Realeinkommens, die Unterstellung gleicher Reaktionskoeffizienten in den Nachfragefunktionen, die Annahme der unendlichen Anpassungsgeschwindigkeit auf den Finanzmärkten und die ad hoc-Spezifikation der Preisanpassung und die bereits angesprochene Datenproblematik bezüglich der Währungszusammensetzung der Portefeuilles. Eine in diesem Zusammenhang nicht unbedeutende Fragestellung betrifft u. E. auch die Frage, inwieweit beobachtete Wechselkursbewegungen durch Veränderungen der Währungspräferenzen internationaler Anleger verursacht worden sind<sup>68</sup>.

### 5. Zusammenfassung

In diesem Beitrag wurden drei unterschiedliche Finanzmarktmodelle zur Bestimmung des Wechselkurses diskutiert und einer empirischen Untersuchung bezüglich ihres Beitrages zur Erklärung der Entwicklung des DM/\$-Wechselkurses von Oktober 1974 bis Mai 1981 unterzogen. Untersucht wurden (i) ein monetaristisches Modell, wobei unendliche schnelle Anpassung der Güter- und Finanzmärkte und vollkommene Substituierbarkeit inländischer und ausländischer Wertpapiere unterstellt wurde, (ii) ein Modell von Dornbusch mit unterschiedlichen Anpassungsgeschwindigkeiten auf Güter- und Finanzmärkten und (iii) ein Portfolio-Modell, welches das Dornbusch-Modell durch Aufgabe der Annahme vollkommener Substituierbarkeit der Wertpapiere erweitert.

Die empirischen Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- (i) Keines der untersuchten Modelle liefert gemäß den Ergebnissen der ökonometrischen Untersuchungen einen befriedigenden Beitrag zur Erklärung der Entwicklung des DM/\$-Kurses. Beim monetaristischen Modell kann dies z. T. darauf zurückgeführt werden, daß — wie die Zeitreihen-Analyse zeigt — sich die Güterpreise langsamer anpassen als der Wechselkurs und das Kaufkraftparitätentheorem zumindest kurzfristig nicht erfüllt ist.
- (ii) Veränderungen der Portefeuille-Struktur bezüglich inländischer und ausländischer Wertpapiere haben entweder keinen oder einen theoretisch nicht erwarteten statistisch signifikanten Einfluß. Es ist nicht auszuschließen, daß dies z. T. mit der diskutierten Problematik der verwendeten Daten-Definitionen bezüglich der Wertpapierbestände zusammenhängt.

---

<sup>68</sup> Zu Fragen bezüglich internationaler Verschiebungen in der Geldnachfrage vgl. z. B. R. Vaubel (1980).



- (iii) Veränderungen des relativen Geldangebots und des relativen Realeinkommens haben zwar in nahezu allen Fällen die theoretisch erwarteten Vorzeichen, sind jedoch meist nicht statistisch signifikant von Null verschieden. Ein Überschießen der Wechselkurse bei monetären Störungen — wie dies das Dornbusch-Modell impliziert — kann nicht festgestellt werden.
- (iv) Der Beitrag aller Modelle zur Erklärung der Varianz der Wechselkursveränderungen ist sehr gering. Im besten Fall können 20 v.H. der Varianz erklärt werden, wobei es sich hierbei allerdings um ein Modell handelt, das den inländischen und ausländischen Zinssatz bzw. deren Differenz als erklärende Variablen enthält. In anderen Modellen ist der Beitrag wesentlich geringer.
- (v) Die Wechselkursentwicklung kann relativ gut durch ein Random-Walk-Modell approximiert werden, eine Eigenschaft, die auch andere, sich auf Finanzmärkten bildende Preise wie z. B. Aktienkurse aufweisen und die für die Interpretation des Wechselkurses als Relativpreis von Finanzaktiva spricht.

Es stellt sich die Frage, worauf die relativ gute Approximation der Wechselkursveränderungen durch einen Zufallsprozeß zurückgeführt werden kann. Eine Erklärungsmöglichkeit bietet die Theorie informations-effizienter Märkte bzw. die Theorie rationaler Erwartungen, wobei dazu u. E. nicht unbedingt deren strengste Formulierungen herangezogen werden müssen<sup>69</sup>. Danach reflektieren die beobachteten Wechselkurse die Erwartungen der Marktteilnehmer bezüglich der künftigen Entwicklung der Wechselkurse. Neue Informationen, die definitionsgemäß zufällig in den Markt gelangen, führen zur unmittelbaren Revision der Erwartungen und damit zu zufälligen Veränderungen der Wechselkurse, deren Varianz z. T. um ein Vielfaches größer ist als diejenige der sog. fundamentalen Einflußfaktoren der Wechselkurse<sup>70</sup>, so daß die Entwicklung des gleichgewichtigen Wechselkurses durch starkes „weißes Rauschen“ überlagert wird, woraus sich dann der Random Walk-Charakter ergibt<sup>71</sup>. Die Wechselkurse

<sup>69</sup> Zur Theorie informations-effizienter Märkte vgl. z. B. *E. F. Fama* (1976) und speziell für Devisenmärkte *W. Gaab* (1982).

<sup>70</sup> *M. Mussa* (1979, 21) leitet aus diesem Sachverhalt als eine „general empirical regularity“ ab, daß über 90 v. H. der monatlichen und vierteljährlichen Wechselkursveränderungen nicht antizipiert sind. Vgl. hierzu auch *R. Dornbusch* (1980 a, 157 ff.) und *J. A. Frenkel* (1980, 672ff.).

<sup>71</sup> Es soll hier explizit darauf hingewiesen werden, daß das Random-Walk-Modell bzw. der allgemeinere Fall eines Martingal-Modells selbst in der strengsten Form von Markteffizienz keine notwendige Bedingung für einen informationseffizienten Markt darstellt. Es kann gezeigt werden, daß sich das Random Walk- bzw. Martingal-Modell nur dann ergibt, wenn sowohl die Zinsdifferenz also auch die Risikoprämie gleich Null ist bzw. bei einem

passen sich demnach nicht langsam wie z. B. Güterpreise an, sondern zeigen — wie alle sich auf gut organisierten Finanzmärkten bildenden Preise — ein zufälliges Verhaltensmuster, das durch die Reaktion auf kontinuierlich in den Markt gelangende neue Informationen zustande kommt<sup>72</sup>. Unter diesem Aspekt ist der geringe empirische Erklärungs-wert der untersuchten Wechselkursmodelle nicht überraschend.

Die Implikationen, die sich aus dem dominierenden Einfluß nicht antizipierter, d. h. neuer Informationen auf die Wechselkursveränderungen für die empirische Forschung ergibt, besteht u. E. darin, daß Wechselkursmodelle nicht mit den realisierten Werten der erklärenden Variablen geschätzt werden sollten, sondern in Form von Innovationen („news“), d. h. den Abweichungen der realisierten Werte von den entsprechenden erwarteten Werten. Wie einige neuere empirische Arbeiten zeigen, gewinnen diese Überlegungen immer mehr an Bedeutung<sup>73</sup>. Das wesentliche Problem hierbei ist jedoch — wie in allen theoretischen und empirischen Arbeiten — die Spezifikation der Erwartungen und hierbei vor allem auch die Frage, ob die Erwartungsbildung konstant geblieben ist, d. h. ob die Erwartungen der Marktteilnehmer über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg auf dem gleichen theoretischen Modell basieren oder ob der wissenschaftliche Fortschritt in der Modellbildung auch die Erwartungen beeinflußt hat.

### Anhang I

#### Das monetaristische Modell mit rationalen Erwartungen

Das in Abschnitt 1.1 behandelte monetaristische Modell kann unter Verwendung der Gleichungen (1), (2), (3) und (6) sowie mit Hilfe der verwendeten Abkürzungen kurz wie folgt geschrieben werden-

$$(I.1) \quad m_t = p_t + \Phi y_t - \lambda r_t + k ,$$

$$(I.2) \quad s_t = p_t ,$$

$$(I.3) \quad r_t = {}_tE s_{t+1} - s_t ,$$

wobei wiederum angenommen wurde, daß die in- und ausländischen Zins- und Einkommenselastizitäten der Geldnachfrage gleich groß sind. Gl. (I.1) beschreibt das Gleichgewicht auf dem Geldmarkt, Gl. (I.2) stellt die Kaufkraftparitätenbedingung dar und Gl. (I.3) postuliert ungesicherte Zinsparität.

Random Walk mit Trend bzw. Submartingal, wenn diese konstant sind. Vgl. hierzu z. B. W. Gaab (1982).

<sup>72</sup> M. Mussa (1979, 9) meint hierzu: „Looking at the totality of our experience with floating exchange rates, there is no sound basis for the belief that exchange rates will adjust slowly and smoothly to correct ‚fundamental disequilibria‘ ... the smoothly adjusting exchange rate is, like the unicorn, a mythical beast.“

<sup>73</sup> Vgl. hierzu z. B. R. Dornbusch (1980 a), P. Isard (1980) und W. H. Branson (1981).

Durch Substitution von (I.2) und (I.3) in (I.1) erhalten wir für den Logarithmus des Wechselkurses

$$(I.4) \quad s_t = \frac{1}{1+\lambda} m_t - \frac{\Phi}{1+\lambda} y_t - \frac{k}{1+\lambda} + \frac{\lambda}{1+\lambda} {}_t E s_{t+1}$$

und mit Hilfe der Definitionen  $Z_t \equiv \frac{1}{1+\lambda} m_t - \frac{\Phi}{1+\lambda} y_t - \frac{k}{1+\lambda}$   
und  $\varepsilon \equiv \lambda/(1+\lambda)$

$$(I.5) \quad s_t = Z_t + \varepsilon {}_t E s_{t+1} .$$

Diese Differenzgleichung kann durch Vorwärtssubstitutionen gelöst werden. Als Lösung ergibt sich dann

$$(I.6) \quad s_t = \frac{1}{1+\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon^i ({}_t E m_{t+i} - \Phi {}_t E y_{t+i} - k) .$$

Unter der Annahme, daß die Logarithmen des relativen Geldangebotes und des relativen Realeinkommens durch Random Walk-Prozesse beschrieben werden können, d. h. es gilt

$$(I.7) \quad m_t = m_{t-1} + u_{1t} \quad \text{bzw.} \quad y_t = y_{t-1} + u_{2t} ,$$

wobei  $u_{1t}$  und  $u_{2t}$  zufällige Störglieder mit  $Eu_{1t} = Eu_{2t} = 0$  darstellen, gilt für deren Erwartungswerte

$${}_t E m_{t+j} = m_t \quad \text{bzw.} \quad {}_t E y_{t+j} = y_t .$$

Wir erhalten damit als Lösung des monetaristischen Modells bei rationalen Erwartungen

$$(I.8) \quad s_t = -k + m_t - \Phi y_t .$$

## Anhang II

### Das Dornbusch-Modell

Das Modell lautet:

(II.1)	$m_t - p_t = k + \Phi y_t - \lambda r_t ,$	Gleichgewicht auf den Geldmärkten
(II.2)	$\bar{s}_t = \bar{p}_t ,$	langfristige Kauf- kraftparität
(II.3)	$r_t = {}_t E s_{t+1} - s_t ,$	Bedingung für unge- sicherte Zinsarbitrage
(II.4)	${}_t E s_{t+1} - s_t = \alpha (\bar{s}_t - s_t) ,$	Erwartungsbildung
(II.5)	$p_t - p_{t-1} = \delta (d_{t-1} - y_{t-1}) ,$	Preisanpassung
(II.6)	$d_t = \gamma y_t - \sigma r_t + w (s_t - p_t) + b .$	Güternachfrage

Aus der Gleichgewichtsbedingung für die Geldmärkte erhalten wir für die gleichgewichtige Zinsdifferenz



$$(II.7) \quad r_t = \frac{1}{\lambda} (k - m_t + p_t + \Phi y_t)$$

und für den Relativpreis der Güter ergibt sich gemäß (II.5), (II.6) und (II.7) die folgende Beziehung:

$$(II.8) \quad p_t = \delta b - \frac{\delta \sigma k}{\lambda} + \left(1 - \frac{\sigma \delta}{\lambda} - w \delta\right) p_{t-1} + \frac{\sigma \delta}{\lambda} m_{t-1} - \delta \left(1 - \gamma + \frac{\sigma \Phi}{\lambda}\right) y_{t-1} + w \delta s_{t-1} .$$

Mit Hilfe der Annahmen, daß das relative Geldangebot und das relative Güterangebot konstant sind bzw. einem Random Walk-Prozeß folgen, können wir für den langfristigen Gleichgewichtswert des Wechselkurses aus (II.1) und (II.2) die Gleichung

$$(II.9) \quad \bar{s}_t = -k + m_t - \Phi y_t$$

ableiten, welches — wie in Anhang I gezeigt — die Gleichgewichtslösung des monetaristischen Modells darstellt. Wegen der Annahme eines stationären relativen Geldangebots ist im langfristigen Gleichgewicht die erwartete Wechselkursveränderung und damit die Zinsdifferenz gleich Null.

Mit Hilfe der Gleichungen (II.3), (II.4) und (II.9) erhalten wir eine weitere Beziehung für die Zinsdifferenz, nämlich

$$(II.10) \quad r_t = \alpha (-k + m_t - \Phi y_t - s_t)$$

und durch Gleichsetzen von (II.7) und (II.10), Substitution von (II.8) und Auflösen nach  $s_t$  die reduzierte Form des Modells für den Wechselkurs:

$$(II.11) \quad s_t = -k \left(1 + \frac{1}{\alpha \lambda}\right) + \left(\frac{\delta \sigma k}{\lambda} - \delta b\right) \frac{1}{\alpha \lambda} - \frac{w \delta}{\alpha \lambda} s_{t-1} + \left(1 + \frac{1}{\alpha \lambda}\right) m_t - \frac{\sigma \delta}{\alpha \lambda^2} m_{t-1} - \Phi \left(1 + \frac{1}{\alpha \lambda}\right) y_t + \frac{\delta}{\alpha \lambda} \left(1 - \gamma + \frac{\sigma \Phi}{\lambda}\right) y_{t-1} - \frac{1}{\alpha \lambda} \left(1 - \frac{\sigma \delta}{\lambda} - w \delta\right) p_{t-1} .$$

Die Form von Gl. (II.11) und vor allem der negative Koeffizient von  $s_{t-1}$  hängt natürlich u. a. von der Spezifikation der Preisanpassungsgleichung (II.5) ab, die ad hoc spezifiziert ist. Wenn wir diese Gleichung durch

$$(II.12) \quad p_t - p_{t-1} = \delta (d_t - y_t)$$

ersetzen, d. h. eine sofortige, wenn auch unvollständige Preisreaktion zulassen, dann erhalten wir analog zu Gl. (II.8) die Preisgleichung

$$(II.13) \quad p_t = B_0 + B_1 p_{t-1} + B_2 y_t + B_3 m_t + B_4 s_t$$

mit:

$$\begin{aligned} B_0 &= \Delta (b \delta - \sigma \delta k / \lambda) \geq & B_3 &= \Delta \sigma \delta / \lambda, \quad 0 \leq B_3 \leq 1, \\ B_1 &= \Delta, \quad 0 \leq B_1 \leq 1, & B_4 &= \Delta w \delta; \quad 0 \leq B_4 \leq 1, \\ B_2 &= -\Delta \delta (1 - \gamma + \sigma \Phi / \lambda) \leq 0, & \Delta &= (1 + w \delta + \sigma \delta / \lambda)^{-1}, \quad 0 \leq \Delta \leq 1. \end{aligned}$$

Für die reduzierte Form erhalten wir dann durch Gleichsetzung von (II.7) und (II.10) und Substitution von (II.13)

$$(II.14) \quad s_t = c_0 + c_1 m_t + c_2 y_t + c_3 p_{t-1},$$

wobei die Strukturparameter folgenden Restriktionen unterliegen:

$$\begin{aligned} c_0 &= \eta \left[ -k \left( 1 + \frac{1}{\alpha\lambda} \right) - \frac{B_0}{\alpha\lambda} \right] \geq 0, & c_3 &= -\frac{\eta B_1}{\alpha\lambda} \leq 0, \\ c_1 &= \eta \left[ 1 + \frac{1}{\alpha\lambda} - \frac{1}{\alpha\lambda} B_3 \right] \geq 1, & \eta &= \left( 1 + \frac{B_4}{\alpha\lambda} \right)^{-1}, \quad 0 \leq \eta \leq 1. \\ c_2 &= -\eta \left[ \Phi \left( 1 + \frac{1}{\alpha\lambda} \right) + \frac{1}{\alpha\lambda} B_2 \right] \leq 0, \end{aligned}$$

### Anhang III

#### Synthese aus Dornbusch-Modell und Portfolio-Modell

Das Modell unterscheidet sich von dem Dornbusch-Modell in Anhang II nur dadurch, daß die Bedingung für ungesicherte Zinsarbitrage (Gl. (II.3)) durch eine Bedingung für das Portfolio-Gleichgewicht ersetzt wird. Das Modell lautet dann:

$$(III.1) \quad m_t - p_t = k + \Phi y_t - \lambda r_t, \quad \text{Gleichgewicht auf den Geldmärkten}$$

$$(III.2) \quad \bar{s}_t = \bar{p}_t, \quad \text{langfristige Kaufkraftparität}$$

$$(III.3) \quad b_t - s_t - f_t = a + \beta (r_t - ({}_t E s_{t+1} - s_t)), \quad \text{Portfolio-Gleichgewicht}$$

$$(III.4) \quad {}_t E s_{t+1} - s_t = \alpha (\bar{s}_t - s_t), \quad \text{Erwartungsbildung}$$

$$(III.5) \quad p_t - p_{t-1} = \delta (d_{t-1} - y_{t-1}), \quad \text{Preisanpassung}$$

$$(III.6) \quad d_t = \gamma y_t - \sigma r_t + w (s_t - p_t) + b. \quad \text{Güternachfrage}$$

Gemäß G. (III.1) ergibt sich bei Gleichgewicht auf den Geldmärkten für die Zinsdifferenz

$$(III.7) \quad r_t = \frac{1}{\lambda} (k - m_t + p_t + \Phi y_t)$$

und gemäß (III.5) und (III.6) unter Substitution von (III.7) für den Relativpreis der Güter wiederum

$$(III.8) \quad p_t = \delta b - \frac{\delta \sigma k}{\lambda} + \left( 1 - \frac{\sigma \delta}{\lambda} - w \delta \right) p_{t-1} + \frac{\sigma \delta}{\lambda} m_{t-1} - \delta \left( 1 - \gamma + \frac{\sigma \Phi}{\lambda} \right) y_{t-1} + w \delta s_{t-1}.$$

Durch Erweiterung beider Seiten von Gl. (III.4) um den Zinssatz erhalten wir

$$(III.9) \quad s_t = \bar{s}_t - \frac{1}{\alpha} r_t + \frac{1}{\alpha} (r_t - ({}_t E s_{t+1} - s_t)).$$

Da im langfristigen Gleichgewicht wiederum

$$(III.10) \quad \bar{s}_t = m_t - \Phi y_t - k$$

gilt und aus Gl. (III.3) für die nicht beobachtbare Risikoprämie

$$(III.11) \quad r_t - ({}_t E s_{t+1} - s_t) = \frac{1}{\beta} (-a + b_t - s_t - f_t)$$

folgt, erhalten wir durch Einsetzen von (III.10) und (III.11) in (III.9) die Gleichung

$$(III.12) \quad \left(1 + \frac{1}{\alpha\beta}\right) s_t = -\left(k + \frac{a}{\alpha\beta}\right) + m_t - \Phi y_t - \frac{1}{a} r_t + \frac{1}{\alpha\beta} (b_t - f_t)$$

und unter Berücksichtigung (III.7) und (III.8)

$$(III.13) \quad s_t = c_0 + c_1 s_{t-1} + c_2 m_t + c_3 m_{t-1} + c_4 y_t + c_5 y_{t-1} + c_6 p_{t-1} + c_7 (b_t - f_t)$$

mit folgenden Parameterrestriktionen:

$$\begin{aligned} c_0 &= -\Omega \left[ k + \frac{a}{\alpha\beta} + \frac{1}{\alpha\lambda} \left( k + \delta b - \frac{\delta\sigma k}{\lambda} \right) \right] \geq 0, \\ c_1 &= -\Omega \frac{w\delta}{\alpha\lambda} \leq 0, & c_3 &= \Omega \left( 1 - \gamma + \frac{\sigma\Phi}{\lambda} \right) \frac{\delta}{\alpha\lambda} \geq 0, \\ c_2 &= \Omega \left( 1 + \frac{1}{\alpha\lambda} \right) \geq 0, & c_6 &= -\Omega \left( 1 - \frac{\sigma\delta}{\lambda} - w\delta \right) \frac{1}{\alpha\lambda} \geq 0, \\ c_3 &= -\Omega \frac{\sigma\delta}{\alpha\lambda^2} \leq 0, & c_7 &= \frac{1}{1 + \alpha\beta}, 0 \leq c_7 \leq 1, \\ c_4 &= -\Omega\Phi \left( 1 + \frac{1}{\alpha\lambda} \right) \leq 0, & \Omega &= \frac{\alpha\beta}{1 + \alpha\beta}, 0 \leq \Omega \leq 1. \end{aligned}$$

Anhang IV:

**Definitionen und Quellenangaben für die verwendeten Daten**

*s* — Logarithmus des DM/\$-Wechselkurses, Monatsdurchschnitte der amtlichen Devisenkurse an der Frankfurter Börse.

*Quelle:* Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 5: Die Währungen der Welt, versch. Hefte.

*m* — Logarithmus des Quotienten aus Geldmenge M1 für die Bundesrepublik und M1A für die USA, saisonbereinigte Werte.

*Quellen:*

- (i) USA: Sonderstatistik "Money Stock Measures and Liquid Assets Historical Data", herausgegeben durch Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C. Ab Jan. 1981: Federal Reserve Bulletin, versch. Hefte.



- (ii) Bundesrepublik: Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 4: Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, versch. Hefte.

*y* — Logarithmus des Quotienten aus den Indizes der Industriellen Produktion für die Bundesrepublik und die USA, saisonbereinigt.

*Quellen:*

- (i) USA: Industrial Production, total index (1967 = 100). Federal Reserve Bulletin, versch. Hefte.
- (ii) Bundesrepublik: Index für die Produktion im produzierenden Gewerbe, insgesamt. Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 4: saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, versch. Hefte.

*r* — Zinsdifferenz zwischen Dreimonatsgeldsatz in Frankfurt und Zinssatz für US-Commercial Paper mit dreimonatiger Laufzeit, in v. H. auf Jahresbasis; Monatsdurchschnitte.

*Quellen:*

- (i) USA: Commercial Paper- 3-month. Federal Reserve Bulletin, Interest Rates, versch. Hefte.
- (ii) Bundesrepublik Deutschland: Dreimonatsgeld in Frankfurt a. M. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, versch. Hefte.

*p* — Logarithmus des Quotienten aus Preisindex der Lebenshaltung in der Bundesrepublik und USA, saisonbereinigt.

*Quellen:*

- (i) USA: Consumer Prices, all items (1967 = 100). Federal Reserve Bulletin.
- (ii) Bundesrepublik: Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte. Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 4: Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen.

*bf* — Logarithmus des Quotienten aus Staatsverschuldung und Nettoforderungen gegenüber dem Ausland.

*Quellen:*

— Staatsverschuldung:

- (i) USA: Total gross public debt, private investors. Federal Reserve Bulletin, versch. Hefte.
- (ii) Bundesrepublik: Verschuldung des Bundes, insgesamt. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, versch. Hefte.

— Nettoforderungen gegenüber dem Ausland. Berechnet durch: Kumulierung der Differenz zwischen Leistungsbilanzsaldo und Veränderung der Währungsreserven.

- (i) USA: US-Foreign Trade, Trade Balance; U.S. Reserve Assets, total. Federal Reserve Bulletin. Anfangswert 140 Mrd. US- $\text{\$}$ .

- (ii) Bundesrepublik: Saldo der Leistungsbilanz, Veränderung der Nettoauslandsaktiva der Bundesbank ./.. Ausgleichsposten zur Auslandsposition der Bundesbank. Statistische Beihefte zu den Monatsberichten Reihe 3: Zahlungsbilanzstatistik. Anfangswert 5 Mrd. DM.

*bb* — Logarithmus des Quotienten aus Staatsverschuldung in der Bundesrepublik und in USA. Vgl. Ausführungen bei *bf*.

*f* — Nettoforderungen gegenüber dem Ausland. Vgl. Ausführungen bei *bf*.

### Zusammenfassung

In dieser Studie werden drei unterschiedliche Finanzmarkt-Modelle diskutiert: (i) ein monetaristisches Modell, (ii) ein Dornbusch-Modell und (iii) ein Portfolio-Modell und ihr Beitrag zur Erklärung des DM/\$-Kurses für die Periode von Oktober 1974 bis Mai 1981 wird ökonomisch untersucht. Die empirischen Untersuchungen zeigen, daß nur ein relativ geringer Anteil der Varianz durch diese Modelle erklärt wird. Die zeitliche Entwicklung des DM/\$-Kurses kann relativ gut durch ein Random Walk-Modell approximiert werden. Dieses Ergebnis kann als ein Charakteristikum eines informations-effizienten Marktes interpretiert werden, in welchem die kurzfristige Entwicklung durch neue Informationen dominiert wird, die definitionsgemäß nicht antizipiert werden und deshalb zufällig den Markt treffen.

### Summary

This paper discusses three different asset-market models of exchange rate determination: (i) a „monetarist“ model with flexible prices, (ii) a Dornbusch-type-model with sticky prices, and (iii) a portfolio-model. An econometric study for the DM/\$-exchange rate for the period October 1974 to May 1981 follows. Empirical results show that only a small fraction of the variance of the DM/\$-rate is explained by „fundamentals“. The time-series behaviour of the DM/\$-rate can be approximated very well by a random walk-model. This result can be interpreted as an outcome of a speculative market in which informations are efficiently discounted in market prices. In an efficient market the short-run behaviour of prices is dominated by news which hit the market randomly.

### Literatur

- Artus*, J. R. (1976), Exchange Rate Stability and Managed Floating: The German Experience. International Monetary Fund, Staff Papers 23, 312 - 333.
- Barro*, R. (1978), A Stochastic Equilibrium Model of an Open Economy Under Flexible Exchange Rates. Quarterly Journal of Economics, 149 - 184.
- Berner*, R. B., *R. Clark*, *H. Howe*, *S. Y. Kwack* und *G. Stevens* (1975), Simultaneous Determination of the U.S. Balance of Payments and Exchange Rates: An Exploratory Report. International Finance Discussion Papers No. 59.

- Bhandari*, J. S. (1981), A Simple Transnational Model of Large Open Economies. *Southern Economic Journal* 47, 990 - 1006.
- Bilson*, J. F. O. (1978), Rational Expectations and Exchange Rates, in: J. A. Frenkel and H. G. Johnson (Hrsg.), *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies* 75 - 96.
- (1979), Recent Developments in Monetary Models of Exchange Rate Determination. *IMF Staff Paper* 26, 201 - 223.
- Box*, G. E. P. und D. A. *Pierce* (1970), Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association* 65, 1509 - 1526.
- Boyer*, R. S. (1977), Devaluation and Portfolio Balance. *The American Economic Review* 67, 54 - 63.
- Branson*, W. H. (1977), Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination. *Sozialwissenschaftliche Annalen*, Bd. 1, 69 - 80.
- (1979), Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy, in: A. Lindbeck (Hrsg.), *Studies in International Economics* 5, Amsterdam, 189 - 224.
- (1981), Macroeconomic Determinants of Real Exchange Rates. Working Paper No. 801, NBER.
- / H. *Halttunen* und P. *Masson* (1977), Exchange Rates in the Short Run: The Dollar-Deutschemark Rate. *European Economic Review* 10, 303- 324.
- / — / — (1979), Exchange Rates in the Short-Run: Some Further Results. *European Economic Review* 12, 395 - 402.
- / — (1979): Asset-market Determination of Exchange Rates: Initial Empirical and Policy Results, in: J. P. Martin u. A. Smith (Hrsg.), *Trade and Payments Adjustment under Flexible Exchange Rates*. London, 55 - 85.
- Cagan*, P. (1956): The Monetary Dynamics of Hyperinflation, in: M. Friedman (Hrsg.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago.
- Callier*, P. (1982), Exchange Rate and Price Level Dynamics Under Perfect Substitutability of Real and Financial Assets. *European Economic Review* 17, 61 - 73.
- Dornbusch*, R. (1975), A Portfolio Balance Model of the Open Economy. *Journal of Monetary Economics* 1, 3 - 20.
- (1976 a), Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* 84, 1161 - 1176.
- (1976 b), Exchange Rate Expectations and Monetary Policy. *Journal of International Economics* 6, 231 - 244.
- (1980), Exchange Rate Economics: Where Do We Stand? *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 143 - 185.
- (1980 b), *Open Economy Macroeconomics*. New York.
- Driskill*, R. A. (1981), Exchange-Rate Dynamics: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy* 89, 357 - 371.
- und S. M. *Sheffrin* (1981), On the Mark: Comment. *The American Economic Review* 71, 1068 - 1074.
- Fama*, E. F. (1976), *Foundations of Finance. Portfolio Decisions and Security Prices*. New York.



- Fase, M. M. G. und J. B. Kuné* (1975), The Demand for Money in Thirteen European and Non-European Countries: A Tabular Survey. *Kredit und Kapital*, 8. Jg., 410 - 419.
- Fleming, M.* (1962), Domestic Financial Policies under Fixed and Under Floating Exchange Rates. *IMF Staff Papers*, 369 - 380.
- Frankel, J. A.* (1979), On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. *The American Economic Review* 69, 610 - 622.
- (1981), Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination. Paper presented at the World Congress of the Econometric Society, Aix-en-Provence, August 1980, revised version, erscheint in: J. Bhandari und R. Putnam (eds.), *The International Transmission of Economic Disturbances under Flexible Exchange Rates*.
- (1981 b), On the Mark: Reply. *The American Economic Review* 71, 1075 - 1082.
- Frenkel, J. A.* (1976), A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 200 - 224. Reprinted in: J. A. Frenkel and H. G. Johnson (eds.), *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*. Reading 1978, 1 - 25.
- (1977), The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German Hyperinflation. *The American Economic Review* 67, 653 - 670.
- (1978), Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's. *Journal of International Economics* 8, 169 - 191.
- (1981), Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970's. *Journal of Political Economy* 89, 665 - 705.
- und R. M. Levich (1975), Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits. *Journal of Political Economy* 83, 325 - 338.
- / — (1977), Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods. *Journal of Political Economy* 85, 1209 - 1226.
- Gaab, W.* (1974), Schätzung verteilter lags: Eine Monte-Carlo-Untersuchung zur Beurteilung einiger ausgewählter Verfahren. Meisenheim a. Gl.
- (1980), On the Role of Interest Arbitrage, Speculation, and Commercial Hedging in the Determination of the Forward Exchange Rate: The Case of the Flexible German Mark, 1974 - 1977, in: H. Frisch und F. Schwödiauer (Hrsg), *The Economics of Flexible Exchange Rates*. Beihefte zu *Kredit und Kapital*, Heft 6, 345 - 377.
- (1981), Der Terminkurs als Prediktor für den zukünftigen Kassakurs: Eine ökonometrische Untersuchung, in: G. Bombach, B. Gahlen und A. E. Ott, *Zur Theorie und Politik internationaler Wirtschaftsbeziehungen*. Tübingen, 135 - 177.
- (1982), Zur Frage der Effizienz der Devisenmärkte und das Verhalten der Wechselkurse. Z. Zt. noch unveröffentlichte Habilitationsschrift, Mannheim.
- Girton, L. und D. Roper* (1977), A Monetary Model of Fixed and Flexible Exchange Rates Applied to the Post-War Experience. *The American Economic Review* 67, 537 - 548.

- Gray, M. R. und S. J. Turnovsky* (1979), The Stability of Exchange Rate Dynamics Under Perfect Myopic Foresight. *International Economic Review* 20, 643 - 660.
- Haynes, S. E. und J. A. Stone* (1981), On the Mark: Comment, *The American Economic Review* 71, 1060 - 1067.
- Henderson, D. W.* (1980), The Dynamic Effects of Exchange Market Intervention Policy: Two Views and a Synthesis, in: H. Frisch und G. Schwödiauer (Hrsg.), *The Economics of Flexible Exchange Rates*. Beihefte zu *Kredit und Kapital*, Heft 6, 156 - 209.
- Hodrick, R. J.* (1978), An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the Determination of the Exchange Rate, in: J. A. Frenkel u. H. G. Johnson (Hrsg.), *The Economics of Exchange Rates*, 97 - 116.
- Isard, P.* (1978), *The Process of Exchange-Rate Determination: A Survey of Popular Views and Recent Models*. Princeton Studies in International Finance, No. 42. Princeton.
- (1980), Expected and Unexpected Changes in Exchange Rates: The Roles of Relative Price Levels, Balance of Payments Factors, Interest Rates and Risk. *International Finance Discussion Papers*, No. 156.
- Kouri, P. J. K.* (1976), The Exchange Rate and the Balance of Payments, in the Short Run and in the Long Run: A Monetary Approach. *Scandinavian Journal of Economics* 78, 280 - 304.
- Lehment, H.* (1980), *Devisenmarktinterventionen bei flexiblen Wechselkursen*. Die Politik des Managed Floating. Tübingen.
- Maddala, G.* (1977), *Econometrics*. New York.
- Martin, J. P. und P. R. Masson* (1979), *Exchange Rates and Portfolio Balance*. NBER Working Papers, Nr. 377.
- Mathieson, D.* (1977), The Impact of Monetary and Fiscal Policy Under Flexible Exchange Rates and Alternative Expectations Structures. *IMF Staff Papers* 24, 535 - 568.
- Mundell, R.* (1968), *International Economics*. New York.
- Murphy, R. G. und C. Van Duyne* (1980), Asset Market Approaches to Exchange Rate Determination: A Comparative Analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv* 116, 628 - 656.
- Mussa, M. L.* (1976), The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy Under a Regime of Controlled Floating. *Scandinavian Journal of Economics* 78, 229 - 254.
- Mussa, M.* (1979), Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Markets, in: K. Brunner and A. H. Meltzer (eds.), *Policies for Employment, Prices, and Exchange Rates*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Supplement to the *Journal of Monetary Economics*, 9 - 57.
- (1982), A Model of Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* 90, 74 - 104.
- Niehans, J.* (1977), Exchange Rate Dynamics with Stock/Flow Interaction. *Journal of Political Economy* 85, 1245 - 1257.

- Rasulo, J. und D. Wilford* (1980), Estimating Monetary Models of the Balance of Payments and Exchange Rates: A Bias. *Southern Economic Journal* 47, 136 - 146.
- Schadler, S.* (1977), Sources of Exchange Rate Variability: Theory and Empirical Evidence. *IMF Staff Papers* 24, 428 - 441.
- Sims, C.* (1974), Seasonality in Regression. *Journal of the American Statistical Association* 69, 618 - 626.
- Vaubel, R.* (1980), International Shifts in the Demand for Money, Their Effects on Exchange Rates and Price Levels, and Their Implications for the Preannouncement of Monetary Expansion. *Weltwirtschaftliches Archiv* 116, 1 - 44.
- Weber, W. E.* (1981), Output Variability under Monetary Policy and Exchange Rate Rules. *Journal of Political Economy* 89, 733 - 751.
- Wilson, C. A.* (1979), Anticipated Shocks and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* 87, 639 - 647.
- Witte, W.* (1979), Dynamic Adjustment in an Open Economy with Flexible Exchange Rates. *Southern Economic Journal* 45, 1072 - 1090.