

## Zur empirischen Relevanz des Monetären Modells für die Erklärung des DM/Dollar-Wechselkurses

Von Dieter Nautz, Frankfurt/M.\*

### I. Einleitung

Der Erfolg einer Theorie zur Erklärung des Wechselkurses wird von jeher vor allem daran gemessen, wie gut sie die tatsächliche Entwicklung eines Wechselkurses beschreiben oder sogar vorhersagen kann. In dieser Hinsicht wurde die Brauchbarkeit des Monetären Modells des Wechselkurses, wie es von Frenkel (1976) in die Literatur eingeführt wurde, in den letzten Jahren sehr unterschiedlich beurteilt. Während die empirische Literatur der achtziger Jahre dem Monetären Modell überwiegend jede empirische Relevanz abspricht, wird in den neunziger Jahren sein empirischer Gehalt für langfristige Wechselkursprognosen deutlich höher eingeschätzt.

Ausschlaggebend für die zunächst skeptische Beurteilung des Monetären Modells war die Studie von Meese und Rogoff (1983), die demonstrierten, daß *Out-of-Sample*-Prognosen des Wechselkurses auf Basis des Monetären Modells in der Regel schlechtere Ergebnisse lieferten als eine naive Random-Walk-Prognose. Die Renaissance des Monetären Modells wurde durch MacDonald und Taylor (1994) eingeleitet, die zeigten, daß sich die Prognosen entscheidend verbessern, wenn man die mittlerweile verfügbaren multivariaten Kointegrationstechniken auf die reduzierte Form des Monetären Modells anwendet. Dem sogenannten *reduced form approach* von MacDonald und Taylor (1994) folgend, wurde die empirische Evidenz für das Monetäre Modell mittlerweile für verschiedene Wechselkurse bestätigt, vgl. Moosa (1994), Kim und Mo (1995), Diamandis und Kouretas (1996) oder Choudhry und Lawler (1997).

Der Test des Monetären Modells in seiner reduzierten Form ist allerdings nicht unproblematisch. Insbesondere kann der *reduced form approach* zu unplausiblen Parameterrestriktionen und zu ineffizienten

---

\* Ich danke Jürgen Wolters, Mathias Moersch und einem anonymen Gutachter für ihre Anmerkungen und der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die an der Humboldt-Universität Berlin im Rahmen des SFBs 373 *Quantifikation und Simulation Ökonomischer Prozesse* gewährte Unterstützung.

Schätzungen der zugrundeliegenden Geldnachfragefunktionen führen, vgl. Moersch und Nautz (2000). Vor diesem Hintergrund wird in diesem Beitrag mit Blick auf die Entwicklung des DM/Dollar-Wechselkurses untersucht, inwieweit der *reduced form approach* dem Monetären Modell aus ökonomischer und aus ökonometrischer Sicht gerecht wird.

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt gegliedert. In Abschnitt II erfolgt eine kurze Darstellung des Monetären Modells, wobei insbesondere auf die aus empirischer Sicht wichtigen Annahmen eingegangen wird. Der Abschnitt beginnt mit einer kurzen Diskussion der Kaufkraftparität, eines zentralen Bestandteils des Monetären Modells. Abschnitt III zeigt, wie in der neuen empirischen Literatur das Monetäre Modell in seiner reduzierten Form getestet wird und welche Probleme damit verbunden sind. In Abschnitt IV werden die empirischen Ergebnisse für den DM/Dollar-Wechselkurs vorgestellt. Dabei zeigt sich, daß das Monetäre Modell besser abschneidet, wenn es in seiner strukturellen Form geschätzt wird. Die Arbeit endet in Abschnitt V mit einer Zusammenfassung und der Diskussion der Ergebnisse.

## II. Das Monetäre Modell des Wechselkurses

### 1. Die Kaufkraftparität als langfristiges Gleichgewicht

Ein entscheidender Baustein des Monetären Modells ist die Kaufkraftparität (PPP), nach der die Kaufkraft zweier Währungen nach Umrechnung mit dem Wechselkurs gleich hoch sein sollte. Der logarithmierte Wechselkurs  $e$  entspricht in diesem Fall gerade der Differenz der logarithmierten Preisniveaus  $p$  und  $p^*$ .<sup>1</sup>

$$(1) \quad e = p - p^*$$

Die Kaufkraftparität sollte dabei zumindest langfristig erfüllt sein. Das heißt, die PPP-Gleichung (1) muß sich als langfristiges Gleichgewicht interpretieren lassen in dem Sinne, daß Abweichungen von (1) zu einer entsprechenden Anpassung des Wechselkurses führen. Mit Blick auf die typische Instationarität von Preisen und Wechselkursen impliziert dies in der Sprache der Ökonometrie, daß der Wechselkurs und die Preisniveaus *kointegriert* sind und die Abweichungen von PPP eine stationäre Zeitreihe bilden.<sup>2</sup> Nach dem Repräsentationstheorem für kointe-

---

<sup>1</sup> Hier und im folgenden werden ausländische Variablen durch einen Stern gekennzeichnet.

grierte Zeitreihen nach Engle/Granger (1987) folgt ferner, daß die Veränderungen des Wechselkurses einer Fehlerkorrekturgleichung folgen:<sup>3</sup>

$$(2) \quad \Delta e_t = \gamma [e - (p - p^*)]_{t-1} + \text{lags}(\Delta e, \Delta p, \Delta p^*) + \varepsilon_t$$

Das plausible Vorzeichen des Fehlerkorrekturparameters  $\gamma$  ist negativ, denn wenn die Abweichung von PPP in der Vorperiode beispielsweise positiv ausgefallen ist, dann ist  $e$  zu groß gewesen und sollte tendenziell fallen. Um so kleiner  $\gamma$  dem Betrage nach ist, um so schwächer und langsamer ist die Anpassung des Wechselkurses an das langfristige Gleichgewicht. Vom Standpunkt der Kaufkraftparitätentheorie liefern Schätzungen von Fehlerkorrekturgleichungen für Wechselkurse vom Typ (2) in der Regel enttäuschende Ergebnisse. Die Quintessenz der empirischen Literatur zur Kaufkraftparität ist nach Rogoff (1996), daß die Anpassung des Wechselkurses an PPP nur sehr langsam erfolgt.

## 2. PPP und der DM/Dollar-Wechselkurs

Diese langsame Anpassung an PPP zeigt sich auch für den DM/Dollar-Wechselkurs. Bei der Schätzung einer Fehlerkorrekturgleichung mit Quartalsdaten von 1975.1 bis 1996.4 erhält man das folgende Ergebnis:<sup>4</sup>

$$(3) \quad \Delta e_t = -0.04 \underset{(1.66)}{(e - p + p^*)}_{t-1} + 0.35 \underset{(3.44)}{\Delta e_{t-1}} + \hat{\varepsilon}_t$$

Der geschätzte Fehlerkorrekturparameter  $\hat{\gamma} = -0.04$  besitzt zwar das richtige Vorzeichen, ist aber dem Betrage nach sehr klein. Die Reaktion des DM/Dollar-Wechselkurses auf Abweichungen von PPP fällt damit nur sehr schwach aus. Mit Blick auf den niedrigen  $t$ -Wert ist die Anpassung des Wechselkurses sogar insignifikant. Aus ökonometrischer Sicht ist es fraglich, ob überhaupt eine Anpassung des Wechselkurses an die Kaufkraftparität stattfindet. Nach Banerjee et al. (1998) müßte der  $t$ -Wert des Anpassungsparameters  $\gamma$  betragsmäßig größer als 3.19 sein, um die Null-Hypothese instationärer Abweichungen von PPP wenigstens auf dem 10%-Niveau verwerfen zu können. Trotz dieser schwachen Evi-

<sup>2</sup> Die Instationarität der in dieser Studie verwendeten Zeitreihen wurde mit Hilfe von Einheitswurzeltests überprüft, deren Ergebnisse auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden können.

<sup>3</sup> Dabei berücksichtigen die verzögerten Differenzen (lags) der Variablen die kurzfristige Dynamik des Wechselkurses und gewährleisten die Unkorreliertheit der Residuen  $\varepsilon_t$ .

<sup>4</sup>  $t$ -Werte der geschätzten Parameter stehen in Klammern. Eine Beschreibung der Daten befindet sich im Anhang.

denz und der nur langsamen Anpassung des Wechselkurses wäre es vorzuziehen, der Kaufkraftparitätentheorie jegliche Bedeutung für die Erklärung der langfristigen Entwicklung des Wechselkurses abzusprechen.

### 3. Simulationsergebnisse für den DM/Dollar-Wechselkurs

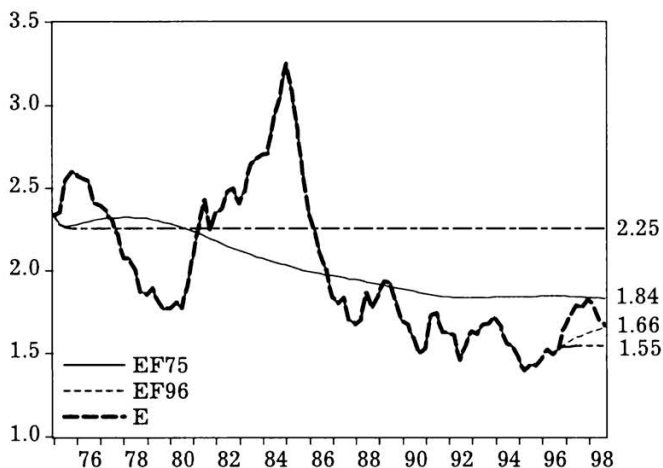
Die empirische Relevanz der Kaufkraftparität wird deutlich, wenn man die Entwicklung des DM/Dollar-Wechselkurses auf Grundlage der geschätzten PPP-Anpassungsgleichung (3) simuliert. Ab dem Startpunkt der Simulation  $t_0$  erhält man die simulierten Werte des (logarithmierten) Wechselkurses durch fortwährendes Einsetzen in (3). Nur für die beiden Preisniveaus werden die jeweils realisierten Werte eingesetzt:

$$(4) \quad \begin{aligned} \forall t \leq t_0 : ef_t &= e_t \\ \forall t > t_0 : ef_t &= ef_{t-1} - 0.04(ef - p + p^*)_{t-1} + 0.35\Delta ef_{t-1} \end{aligned}$$

Nur bei einer perfekten Voraussicht über die Entwicklung der beiden Preisniveaus entsprechen die auf diese Weise simulierten Werte einer dynamischen Prognose des Wechselkurses. *Echte* Prognosen des Wechselkurses erforderten auch eine Vorhersage der zukünftigen Preisniveaumentwicklung. Um so bemerkenswerter ist daher das Ergebnis von Meese und Rogoff (1983), die zeigten, daß – selbst bei perfekter Voraussicht über die zukünftigen Werte der exogenen Variablen – Wechselkursprognosen auf Basis von monetären Modellen schlechtere Ergebnisse liefern können als eine naive Random-Walk-Prognose. In der neueren empirischen Literatur gilt daher die zufriedenstellende Performance einer Prognosegleichung unter perfekter Voraussicht über die erklärenden Variablen als eine notwendige Voraussetzung und als ein erster Test für die empirische Relevanz eines Wechselkursmodells, vgl. Frankel und Rose (1995).

Abbildung 1 zeigt den Verlauf des DM/Dollar-Wechselkurses und die (entlogarithmierten) Simulationsergebnisse  $EF75$  und  $EF96$  für die beiden Startwerte 1975.1 und 1996.4. Weil der Schätzzeitraum 1996.4 endet, lassen sich die für 1997 und 1998 simulierten Werte nach Meese und Rogoff (1983) als *bedingte* Out-of-Sample-Prognosen des Wechselkurses auffassen.<sup>5</sup> Betrachten wir zunächst die Simulation  $EF75$ , die sich

<sup>5</sup> Aufgrund der Nichtlinearität der Logarithmusfunktion liefern die entlogarithmierten Werte eigentlich keine optimalen Prognosen für das Niveau des Wechselkurses, vgl. Nelson (1973 (S. 161 ff.)). Der zugehörige Korrekturfaktor besitzt allerdings in unserer Anwendung eine vernachlässigbare Größenordnung von nur etwa 0,001 DM/Dollar.



Erläuterungen: Die Abbildung zeigt den Verlauf des DM/Dollar-Wechselkurses ( $E$ ) von 1975 bis 1998 und die gemäß (4) simulierten Wechselkurse ( $EF75$ ,  $EF96$ ). Die ab 1975 bzw. 1996 nahezu parallel zur Zeitachse verlaufenden Linien zeigen den Verlauf der univariaten Prognosen ( $\gamma = 0$ ).

Abb. 1: PPP und der DM/Dollar-Wechselkurs – Simulationsergebnisse

über den gesamten Schätzzeitraum erstreckt. Das Simulationsergebnis zeigt, daß die geschätzte Fehlerkorrekturgleichung zwar nicht die kurzfristigen Schwankungen, aber erstaunlich gut den langfristigen Trend des Wechselkurses beschreiben kann. Bei perfekter Voraussicht über die Entwicklung der beiden Preisniveaus hätte man 1975 auf Basis der geschätzten PPP-Fehlerkorrekturgleichung (3) für den Ende 1998 gültigen DM/Dollar-Wechselkurs einen Wert von 1.84 prognostiziert – und sich (bei einem Prognosehorizont von 23 Jahren) lediglich um 18 Pfennig verschätzt. Natürlich hängt der Verlauf der Simulation von ihrem Startwert ab. Doch auch dann, wenn man die Simulation erst im Jahr 1997 beginnen läßt, besitzen simulierte und realisierte Wechselkurse den gleichen Trend. Ende 1998 stimmen die *Out-of-Sample*-Prognose  $EF96$  und der beobachtete Wechselkurs sogar bis auf die zweite Dezimalstelle überein.

Bemerkenswert ist, daß die gute Performance der beiden Simulationen – trotz des kleinen Anpassungsparameters  $\gamma = -0.04$  – in erster Linie auf die Anpassung des Wechselkurses an die Kaufkraftparität zurückzuführen ist. Wenn bei der Simulation des Wechselkurses der Einfluß der Preisniveaus nicht berücksichtigt wird ( $\gamma = 0$ ), dann schreibt die resultie-

rende univariate, rein autoregressive Prognosegleichung den Wechselkurs am Startpunkt nahezu unverändert in die Zukunft fort. Abbildung 1 illustriert, daß der Einfluß der kurzfristigen Dynamik ( $\Delta e_{t-1}$ ) in der Simulation sehr rasch abklingt. Ohne die Information über die Entwicklung der Preisniveaus unterscheidet sich die beste Vorhersage des Wechselkurses nur noch unwesentlich von einer Random-Walk-Prognose, die für die Entwicklung des DM/Dollar-Wechselkurses offensichtlich nur unbefriedigende langfristige Prognosen liefert.

Alles in allem scheint es gerechtfertigt, von der langfristigen Gültigkeit der Kaufkraftparität auszugehen. Eine wichtige Voraussetzung für die empirische Anwendung des Monetären Modells des Wechselkurses ist damit erfüllt.

#### 4. Das vollständige Monetäre Modell

Das Monetäre Modell des Wechselkurses nach Frenkel (1976) interpretiert den Wechselkurs als relativen Preis zweier Währungen, der sich aus dem jeweiligen Angebot und der Nachfrage nach diesen Währungen ergibt. In der Philosophie des Monetären Modells wird das Preisniveau (die Kaufkraft einer Währung) auf dem Geldmarkt durch den Ausgleich von exogenem Geldangebot und der realen Geldnachfrage bestimmt.

In seiner einfachsten Version läßt sich die Struktur des Modells (in logarithmierter Form) wie folgt zusammenfassen:

$$\begin{aligned} (5) \quad & m - p = \alpha y - \delta i + ec^m \\ (6) \quad & m^* - p^* = \alpha^* y^* - \delta^* i^* + ec^{m^*} \\ (7) \quad & e = p - p^* + ec^{PPP} \end{aligned}$$

Die (logarithmierte) reale Geldnachfrage  $m - p$  hängt dabei wie üblich vom (logarithmierten) realen Einkommen  $y$  und einem Zinssatz  $i$  ab, der die Opportunitätskosten der Geldhaltung erfaßt. In der logarithmischen Darstellung bezeichnen die  $\alpha$ 's die Einkommenselastizitäten der Geldnachfragen und die  $\delta$ 's messen ihre Zinsreagibilität. Das Bindeglied zwischen in- und ausländischem Geldmarkt bildet die langfristige Kaufkraftparität, die den Wechselkurs bestimmt. Neben den beiden Preisniveaus ist der Wechselkurs die dritte endogene Variable dieses Gleichungssystems.

In einer empirischen Anwendung wird man zumindest temporäre Abweichungen von diesen Beziehungen zulassen, die in (5), (6) und (7) in den jeweiligen  $ec$ -Variablen berücksichtigt sind. Das Monetäre Modell

verlangt damit das Vorliegen von drei langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen: Neben der Kaufkraftparität (7) muß auch die Stabilität der beiden Geldnachfragefunktionen (5) und (6) gewährleistet sein. Aus ökonomischer Sicht impliziert dies, daß die Gleichgewichtsabweichungen  $ec^m, ec^{m^*}$  und  $ec^{PPP}$  stationär sind und folglich der Kointegrationsrang  $r$  des Systems ( $e, p, p^*, m, m^*, y, y^*, i, i^*$ ) mindestens drei ist. Eine vierte plausible Kointegrationsbeziehung resultiert aus der ungedeckten Zinsparität (UIP). Demnach wäre auch die Zinsdifferenz  $i - i^* =: ec^{uip}$  stationär, weil sie der erwarteten Wechselkursveränderung entspricht.

Was implizieren diese Voraussetzungen des Monetären Modells für die Anpassungsgleichung des Wechselkurses? Nach dem Repräsentationstheorem für kointegrierte Zeitreihen gilt: Wenn es in einem System  $r$  langfristige Gleichgewichtsbeziehungen gibt, dann kann sich eine endogene Variable auch an  $r$  verschiedene Ungleichgewichte anpassen. Das heißt, die Fehlerkorrekturgleichung des Wechselkurses wird im allgemeinen nicht nur *einen*, sondern eben genau  $r$  Fehlerkorrekturterme enthalten. Der Wechselkurs reagiert möglicherweise nicht nur auf Abweichungen von der Kaufkraftparität ( $ec^{PPP}$ ), sondern auch auf Ungleichgewichte in den jeweiligen Geldmärkten ( $ec^m, ec^{m^*}$ ) oder auf Abweichungen von der Zinsparität ( $ec^{uip}$ ):

$$(8) \quad \Delta e_t = \gamma_{PPP} ec_{t-1}^{PPP} + \gamma_m ec_{t-1}^m + \gamma_{m^*} ec_{t-1}^{m^*} + \dots + \gamma_{uip} ec_{t-1}^{uip} + \text{lags}(\Delta) + \varepsilon_t$$

Das Monetäre Modell sagt zwar nichts über die Größenordnung der einzelnen Anpassungsparameter, charakterisiert aber sehr wohl ihre Vorzeichen. Gilt beispielsweise  $ec_{t-1}^m > 0$ , dann war nach Gleichung (5) das inländische Geldangebot im Vergleich zur realen Geldnachfrage zu groß. In der Sichtweise des Monetären Modells führt dies zu Preissteigerungen, zu einer Abwertung der inländischen Währung und zu einem Anstieg des Wechselkurses. Der Anpassungsparameter  $\gamma_m$  ist damit positiv und auf analoge Weise sieht man, daß das plausible Vorzeichen von  $\gamma_m^*$  negativ ist.

Explizit wird die Bedeutung des Geldangebots, des realen Einkommens und der Zinssätze auf die Höhe des Wechselkurses in der reduzierten Form der Wechselkursgleichung. Löst man die Geldnachfragen (5) und (6) nach den Preisniveaus auf und setzt diese in die Kaufkraftparitätengleichung (7) ein, so erhält man die sogenannte Fundamentalgleichung des Monetären Modells,

$$(9) \quad e = m - m^* - \alpha y + \alpha^* y^* + \delta i - \delta^* i^* + u,$$

wobei es sich festzuhalten lohnt, daß  $u = ec^{ppp} - (ec^m - ec^{m^*})$ . Die Fundamentalgleichung verdeutlicht, daß etwa eine Erhöhung des inländischen Geldangebots oder ein geringeres inländisches Einkommen den Wechselkurs steigen läßt, die einheimische Währung also unter Abwertungsdruck bringt.

### III. Tests des Monetären Modells in reduzierter Form

#### 1. *Der reduced form approach*

Die reduzierte Form der Wechselkursgleichung (9) bildet den typischen Ausgangspunkt empirischer Arbeiten zum Monetären Modell. Beim *reduced form approach* zum Test des Monetären Modells wird in einem ersten Schritt im (um die beiden Preisniveaus) reduzierten System ( $e, m, m^*, y, y^*, i, i^*$ ) auf Kointegration getestet, denn das Residuum  $u$  der Fundamentalgleichung (9) sollte als Linearkombination stationärer  $ec$ -Variablen wieder stationär sein. Damit bildet auch die Fundamentalgleichung (9) eine Kointegrationsbeziehung. Seit MacDonald und Taylor (1994) wird deshalb in einem ersten Schritt der Kointegrationsrang des reduzierten Systems mit Hilfe des Johansen-Verfahrens (vgl. Johansen (1995)) bestimmt. Spricht der Test für das Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung, dann erfolgt deren Schätzung in unrestringierter Form:

$$(10) \quad e_t = \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 i_t + \beta_6 i_t^* + u_t$$

Im zweiten Schritt des *reduced form approachs* wird die Anpassungsgleichung des Wechselkurses geschätzt. Der Fehlerkorrekturterm ist dabei die in der ersten Stufe gemäß (10) geschätzte Gleichgewichtsabweichung  $\hat{u}$ . Schließlich wird die Prognosefähigkeit der Anpassungsgleichung für den Wechselkurs mit Hilfe von Simulationen überprüft und deren Ergebnisse insbesondere mit der Performance einer Random-Walk-Prognose verglichen. Eine Anwendung dieser traditionellen Vorgehensweise auf den DM/Dollar-Wechselkurs erfolgt in Abschnitt IV.3.

#### 2. *Die Probleme des reduced form approachs*

Die Probleme und Ungereimtheiten des in der neueren Literatur üblichen *reduced form approachs* werden im folgenden am Beispiel der (für diese Literatur typischen) Ergebnisse von MacDonald und Taylor (1994) (MD & T) diskutiert. MD & T untersuchen den Pfund/Dollar-Wechsel-



kurs von 1975 bis 1990. Wie im vorangegangenen Abschnitt dargestellt, bestimmen MD & T zunächst den Kointegrationsrang  $r$  des reduzierten Systems. Das Johansen-Verfahren liefert dabei den Wert  $r = 3$ . Aus ökonomischer Sicht ist dieses Ergebnis bemerkenswert, denn im System  $(e, m, m^*, y, y^*, i, i^*)$  sollte es eigentlich nur eine, bei Gültigkeit der Zinsparität maximal zwei Kointegrationsbeziehungen geben. Tatsächlich testen MD & T, ob eine der drei Beziehungen mit der Zinsparität verträglich ist, und müssen diese Hypothese verwerfen. Das Ergebnis zu *vieler* Kointegrationsbeziehungen, die keiner ökonomischen Interpretation mehr zugänglich sind, ist aus ökonometrischer Sicht auf die Probleme des Johansen-Tests bei kleinen Stichproben zurückzuführen, vgl. Reinsel/Ahn (1992). Das Problem mehrerer Kointegrationsbeziehungen im reduzierten System des Monetären Modells ist vor allem, daß die monetäre Gleichgewichtsabweichung  $u$  nicht mehr ohne weiteres identifiziert werden kann. Im Falle von drei Kointegrationsbeziehungen gibt es eben kein eindeutiges  $u$  mehr, sondern gewissermaßen „drei verschiedene“  $u$ 's, die man auch noch linear kombinieren könnte.

MD & T können dieses Identifikationsproblem ebenso wenig lösen wie alle nachfolgenden Studien zum Monetären Modell, die in aller Regel ebenfalls „zu viele“ Kointegrationsbeziehungen erhalten. Als Ausgangspunkt ihrer empirischen Analyse wählen MD & T die folgende Kointegrationsbeziehung für die Fundamentalgleichung des Wechselkurses aus:

$$(11) \quad e_t = 0.21 m_t - 0.50 m_t^* - 0.10 y_t + 0.65 y_t^* + 0.04 i_t + 0.09 i_t^* + \hat{u}_t$$

(1)
(-1)
(- $\alpha$ )
( $\alpha^*$ )
( $\delta$ )
(- $\delta^*$ )

Die einzige Begründung, die sie für diese Wahl geben können, ist, daß Gleichung (11) mit der Fundamentalgleichung (9) des Monetären Modells einigermaßen verträglich sei. Doch ein Vergleich der theoretischen Werte (in Gleichung (11) in Klammern) mit den geschätzten Koeffizienten zeigt, daß man darüber geteilter Meinung sein kann. So stimmen die Koeffizienten vor den Geldmengen kaum mit den theoretischen Werten aus der Fundamentalgleichung, 1 bzw.  $-1$ , überein. Ferner impliziert  $\alpha = 0.1$  in (11) für Großbritannien eine sehr niedrige Einkommenselastizität der Geldnachfrage. Ebenso problematisch ist, daß die geschätzte Zinsreagibilität  $-\delta^* = 0.09$  der USA das falsche Vorzeichen besitzt. Alles in allem beruht die empirische Analyse von MD & T damit auf einer Wechselkursgleichung, die aus ökonomischer Sicht nur schwer mit dem Monetären Modell vereinbar ist.

Aus ökonometrischer Sicht kann die Schätzung einer unplausiblen Fundamentalgleichung im *reduced form approach* nicht überraschen. Bei

einer simultanen Schätzung zweier unabhängiger Geldnachfragen im siebendimensionalen System  $(e, m, m^*, y, y^*, i, i^*)$  ist das dem Johansen-Verfahren zugrundeliegende Vektorfehlerkorrekturmodell zwangsläufig stark überparametrisiert. Die Schätzung des Vektorfehlerkorrekturmodells ist aus diesem Grund sehr ineffizient. Unplausible Ergebnisse für Einkommens- und Zinselastizitäten sind daher kaum zu vermeiden, vgl. Phillips (1994).

Aber selbst dann, wenn es kein Identifikationsproblem für das monetäre Ungleichgewicht  $u$  gibt und die Schätzung der Fundamentalgleichung ein mit dem Monetären Modell verträgliches Ergebnis liefert, kann die aus dem *reduced form approach* resultierende Prognosegleichung fehlspezifiziert sein. Denn MD & T schätzen in der zweiten Stufe eine Fehlerkorrekturgleichung für den Wechselkurs, in der es nur *einen* Fehlerkorrekturterm  $u$  gibt:

$$(12) \quad \Delta e_t = \gamma_r u_{t-1} + \dots + \varepsilon_t = \gamma_r (ec^{ppp} - ec^m + ec^{m^*})_{t-1} + \dots + \varepsilon_t$$

Das monetäre Ungleichgewicht  $u = ec^{ppp} - (ec^m - ec^{m^*})$  ist jedoch eine Linearkombination aus *drei* strukturellen Fehlerkorrekturtermen, den Ungleichgewichten der Kaufkraftparität und der beiden Geldnachfragen. Gemäß (12) unterstellt die Prognosegleichung der reduzierten Form, daß die Anpassung an alle Ungleichgewichte gleich stark ist. Doch die Parameterrestriktion  $\gamma_{ppp} = -\gamma_m = \gamma_{m^*}$  kann nicht aus dem Monetären Modell abgeleitet werden und muß keinesfalls empirisch gültig sein.

### 3. Ein Test des Monetären Modells in struktureller Form

Um die Probleme des *reduced form approachs* zu vermeiden, wird in der folgenden empirischen Analyse des DM/Dollar-Wechselkurses wie folgt vorgegangen: Das Identifikationsproblem und das Problem unplausibler *impliziter* Geldnachfragen läßt sich umgehen, indem in einem ersten Schritt die beiden langfristigen Geldnachfragen *explizit* aus dem jeweils relevanten Subsystem  $(m, p, y, i)$  bzw.  $(m^*, p^*, y^*, i^*)$  geschätzt werden. Auf diese Weise erhält man eher sinnvolle Zins- und Einkommenselastizitäten und identifiziert Gleichgewichtsabweichungen  $(\hat{e}^m, \hat{e}^{m^*})$ , die ökonomisch interpretierbar sind. Wenn es andererseits nicht gelingt, stabile Geldnachfragen zu spezifizieren, dann ist eine wesentliche Voraussetzung des Monetären Modells verletzt und die weitere Analyse dieses Ansatzes erübrigt sich ohnehin. In einer zweiten Stufe wird eine „strukturelle“ Fehlerkorrekturgleichung vom Typ (8) für

den Wechselkurs geschätzt, die im Einklang mit der ökonometrischen Theorie *alle* Ungleichgewichte ohne Parameterrestriktionen berücksichtigt. Auf Basis dieser Gleichung kann nun getestet werden, ob die Geldnachfragen zur Wechselkurserklärung beitragen ( $\gamma_m = \gamma_{m^*} = 0$ ) und ob die Parameterrestriktionen der reduzierten Form ( $\gamma_{ppp} = -\gamma_m = \gamma_{m^*}$ ) erfüllt sind. Abgerundet wird die Evaluation des Monetären Modells durch die Analyse einer Wechselkursgleichung, die in der Tradition des *reduced form approaches* aus dem reduzierten System geschätzt wurde.

#### IV. Empirische Ergebnisse

##### 1. Die Spezifikation der langfristigen Geldnachfragen

Wie in der Literatur zum Monetären Modell üblich, wird die Geldmenge  $m$  durch das (logarithmierte) Geldmengenaggregat M1 gemessen, die (logarithmierte) Einkommensvariable  $y$  durch das BIP,  $p$  durch den zugehörigen (logarithmierten) Deflator und  $i$  durch einen langfristigen Zinssatz. Eine genaue Beschreibung der Daten befindet sich im Anhang. Der Schätzzeitraum für die Geldnachfragen ist möglichst lang gewählt (1962–1998), doch die Ergebnisse bleiben stabil, wenn man das Sample zum Beispiel erst Mitte der 70er Jahre beginnen läßt. In Anlehnung an Wolters et al. (1998) wurden die Geldnachfragen im Rahmen einer Fehlerkorrekturgleichung für die reale Geldnachfrage geschätzt. Nach Campos et al. (1996) bewährt sich dieses Einzelgleichungsverfahren insbesondere in der Gegenwart von Strukturbrüchen wie z. B. der deutschen Währungsunion im Juli 1990.

Betrachten wir zunächst das Schätzergebnis für die Fehlerkorrekturgleichung der deutschen Geldnachfrage. Durch systematisches Ausschließen insignifikanter Variablen gelangt man zu der folgenden Spezifikation:<sup>6</sup>

$$(13) \quad \Delta(m-p)_t = -\underset{(2.92)}{0.49} - \underset{(3.64)}{0.11}(m-p)_{t-1} - \underset{(3.51)}{0.12}y_{t-1} - \underset{(4.66)}{0.006}i_{t-1} - \underset{(6.48)}{0.50}\Delta p_t \\ + \underset{(2.29)}{0.15}\Delta y_t - \underset{(2.79)}{0.17}\Delta y_{t-2} - \underset{(2.61)}{0.006}\Delta i_t - \underset{(3.55)}{0.009}\Delta i_{t-1} + \text{Dummies} + \varepsilon_t$$

$$\bar{R}^2 = 0.95 \quad LM(1) = 0.96[0.33] \quad Q(12) = 7.20[0.84] \quad ARCH(4) = 1.19[0.32]$$

<sup>6</sup> Erläuterungen:  $t$ -Werte befinden sich in runden und  $p$ -values der Residuen-Teststatistiken in eckigen Klammern.  $Q(k)$  und  $LM(k)$  kennzeichnen die Ljung-Box bzw. die LM-Statistik auf Autokorrelation bis zur  $k$ -ten Ordnung.  $ARCH(4)$  testet auf bedingte Heteroskedastie.

Die Saisonalität der Variablen und die vereinigungsbedingten Niveaushiftungen in den deutschen Daten wurden durch Saison- und Stufendummies erfaßt.<sup>7</sup> Die Teststatistiken auf Autokorrelation und Heteroskedastie sprechen für eine angemessene Spezifikation der Gleichung. Nach Banerjee et al. (1998) belegt der  $t$ -Wert der verzögerten realen Geldnachfrage, daß eine signifikante Anpassung der Geldmenge an die geschätzte Kointegrationsbeziehung vorliegt. Die langfristige Geldnachfrage und das zugehörige monetäre Ungleichgewicht  $e\hat{c}^m$  erhält man durch Ausklammern der Niveauvariablen in (13) als:

$$(14) \quad m - p = 1.11y - 0.06i + \text{Dummies} + e\hat{c}^m$$

In Übereinstimmung mit Brüggemann und Wolters (1998) ist die M1-Einkommenselastizität in Deutschland etwas größer als eins und auch das Vorzeichen des Zinssatzes besitzt das plausible negative Vorzeichen.

Für die amerikanische Geldnachfrage ergeben sich die folgenden Ergebnisse:

$$(15) \quad \begin{aligned} \Delta(m^* - p^*)_t = & -\frac{0.12}{(4.62)} - \frac{0.06}{(4.67)}(m^* - p^* - 0.5y^*)_{t-1} - \frac{0.001}{(3.30)}i^*_{t-1} - \frac{0.81}{(4.76)}\Delta p^*_t \\ & + \frac{0.52}{(2.80)}\Delta p^*_{t-2} - \frac{0.004}{(2.57)}\Delta i^*_t - \frac{0.009}{(4.37)}\Delta i^*_{t-1} + \frac{0.24}{(2.70)}\Delta(m^* - p^*)_{t-1} \\ & + \frac{0.31}{(4.08)}\Delta(m^* - p^*)_{t-2} + \frac{0.14}{(1.87)}\Delta(m^* - p^*)_{t-5} + \frac{0.16}{(2.15)}\Delta(m^* - p^*)_{t-6} + \varepsilon^*_t \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.64 \quad LM(1) = 0.40[0.52] \quad Q(12) = 8.97[0.71] \quad ARCH(4) = 2.76[0.03]$$

Für die USA waren nur saisonbereinigte Daten verfügbar. Dies erklärt das im Vergleich zu (13) niedrigere Bestimmtheitsmaß der Schätzung.<sup>8</sup> Auffällig, aber durchaus im Einklang mit der empirischen Literatur ist die relativ niedrige Einkommenselastizität in den USA, die dem Beispiel von Baba et al. (1992) folgend auf 0.5 restringiert werden kann. Aus der Fehlerkorrekturgleichung (15) erhält man die langfristige Geldnachfrage für die USA,

$$(16) \quad m^* - p^* = 0.5y^* - 0.02i + e\hat{c}^{m^*},$$

<sup>7</sup> Auf eine Präsentation der geschätzten Koeffizienten wird aus Platzgründen verzichtet.

<sup>8</sup> Aufgrund der signifikanten ARCH-Effekte wurden die heteroskedastiekonsistenten  $t$ -Werte nach *Bollerslev/Wooldridge* (1988) verwendet. Für weitere Erläuterungen siehe Fußnote 6 auf Seite 508.

die das monetäre Ungleichgewicht  $e\hat{c}^{m*}$  bestimmt. Im Gegensatz zu MD & T besitzt in (16) die Zinsreagibilität der amerikanischen Geldnachfrage ein plausibles Vorzeichen.

Mit der Existenz langfristiger Geldnachfragen für die USA und Deutschland und der Gültigkeit der langfristigen Kaufkraftparität sind die Voraussetzungen für eine empirische Anwendung des Monetären Modells erfüllt. Nun kann im zweiten Schritt untersucht werden, wie der Wechselkurs auf die in den Gleichungen (14) und (16) identifizierten monetären Ungleichgewichte reagiert.

## 2. Die strukturelle Anpassungsgleichung für den Wechselkurs

Dem Repräsentationstheorem für kointegrierte Zeitreihen folgend, beinhaltet die strukturelle Fehlerkorrekturgleichung des Wechselkurses die vier relevanten ökonomischen Ungleichgewichte: die Abweichungen von der langfristigen Kaufkraftparität, die aus der Schätzung der Geldnachfragen resultierenden monetären Ungleichgewichte und schließlich die Abweichungen von der Zinsparität.<sup>9</sup>

Mit Blick auf die fixen Wechselkurse des Bretton-Woods-Systems beginnt der Schätzzeitraum für die Wechselkursgleichung erst 1975 und endet 1996, um noch 2 Jahre für *Out-of-Sample*-Prognosen übrig zu behalten. Die Schätzung der strukturellen Fehlerkorrekturgleichung für den DM/Dollar-Wechselkurs brachte folgendes Ergebnis:

$$(17) \quad \Delta e_t = - \underset{(2.52)}{0.08} ec_{t-1}^{PPP} + \underset{(2.18)}{0.20} e\hat{c}_{t-1}^m + \underset{(1.36)}{0.03} e\hat{c}_{t-1}^{m*} + \underset{(1.88)}{0.01} ec_{t-1}^{uip} \\ + \underset{(2.94)}{0.31} \Delta e_{t-1} - \underset{(2.13)}{0.02} \Delta i_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$\bar{R}^2 = 0.22 \quad LM(1) = 0.12[0.83] \quad Q(12) = 13.54[0.33] \quad ARCH(4) = 0.18[0.95]$$

Die Schätzung zeigt, daß sich der Wechselkurs zwar nicht sehr stark, aber doch signifikant und mit dem richtigen Vorzeichen an die verschiedenen Fehlerkorrekturterme anpaßt. Eine Ausnahme bildet das monetäre

<sup>9</sup> Um bei den langfristigen Prognosen un plausible Trendeffekte zu vermeiden, wurden die Fehlerkorrekturterme mittelwertbereinigt, vgl. *Wolters/Hassler* (1998). In Analogie zur Vorgehensweise bei der Kaufkraftparität wurde auch bei der Zinsparität die theoretisch zu erwartende Kointegrationsbeziehung ( $i = i^* + ec^{uip}$ ) verwendet. Diese Vorgehensweise ist unproblematisch, weil der Parameter des Zinsabstands  $ec^{uip}$  konsistent auf Null geschätzt wird, wenn die Zinsparität nicht erfüllt ist.

Ungleichgewicht in den USA. Hier ist der Parameter insignifikant und die Punktschätzung besitzt das falsche Vorzeichen. Bei der Evaluation des Modells wird deshalb auch eine Variante der Wechselkursgleichung betrachtet, die den insignifikanten US-Fehlerkorrekturterm nicht enthält.

Der  $F$ -Test auf gemeinsame Signifikanz der Geldmarktgleichgewichte liefert einen  $p$ -value von 0.06 – und damit eine Signifikanz des Monetären Modells auf dem 10%-Niveau. Der DM/Dollar-Wechselkurs wird vor allem von der deutschen Geldnachfrage beeinflusst.<sup>10</sup> Der  $F$ -Test auf Gleichheit der Anpassungsparameter zeigt auf dem 1%-Signifikanzniveau, daß der Wechselkurs unterschiedlich stark auf die verschiedenen monetären Ungleichgewichte reagiert. Die Fehlerkorrekturgleichung der reduzierten Form (12), die diese Parameterrestriktion auferlegt, ist deshalb im Falle des DM/Dollar-Wechselkurses fehlspezifiziert und kann im Sinne des Monetären Modells nur ein verzerrtes Bild der Wechselkursanpassung liefern.

### 3. Die Wechselkursanpassung gemäß des *reduced form approach*

Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten, folgt die Vorgehensweise in diesem Abschnitt MacDonald/Taylor (1994) und dem von ihnen in die empirische Literatur eingeführten *reduced form approach*. Wie in Abschnitt III.1. dargestellt wurde, wird dabei in einem ersten Schritt das um den Einfluß der Preise reduzierte System  $(e, m, m^*, y, y^*, i, i^*)$  auf Kointegration getestet. Die Ergebnisse des multivariaten Johansen-Verfahrens sind in Tabelle 1 zusammengefaßt.

Aus der Sicht des *reduced form approach* sprechen die Ergebnisse der Kointegrationstests durchaus für das Monetäre Modell des Wechselkurses. Denn zum einen gibt es klare Evidenz für das Vorliegen mindestens einer Kointegrationsbeziehung und zum anderen sind die geschätzten Parameter der auf den Wechselkurs normierten Langfristbeziehung recht gut mit der Fundamentalgleichung des Monetären Modells des Wechselkurses vereinbar. Problematisch ist nur, daß der Kointegrationsvektor für beide Länder unrealistisch große Einkommenselastizitäten der Geldnach-

---

<sup>10</sup> Tatsächlich spielte aufgrund der Geldmengensteuerung der Bundesbank und vor dem Hintergrund der Europäischen Währungsunion die Stabilität der Geldnachfrage in der wirtschaftspolitischen Diskussion der letzten Jahre in Europa eine weitaus größere Rolle als in den USA. Einen aktuellen Überblick über die Stabilität der Geldnachfrage in den wichtigsten europäischen Ländern geben *Lütkepohl/Wolters* (1999).

*Tabelle 1*  
**Kointegrationstests für das reduzierte System**

Nullhypothese	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$
1% krit. Wert	133.57	103.18	76.07	54.46	35.65	20.04
5% krit. Wert	124.24	94.15	68.52	47.21	29.68	15.41
Spur-Statistik	175.03	109.94	71.20	38.42	19.95	7.31
Normalisierter Kointegrationsvektor zum größten Eigenwert: $e = 1.138 m - 0.947 m^* - 4.781 y + 4.217 y^* + 0.007 i + 0.185 i^* - 7.182$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; font-size: small;"> <span>(0.39)</span> <span>(0.18)</span> <span>(0.95)</span> <span>(0.76)</span> <span>(0.01)</span> <span>(0.03)</span> <span>(0.95)</span> </div>						

Erläuterungen:  $r$  bezeichnet den Kointegrationsrang. Die Nullhypothese wird abgelehnt, wenn die Spur-Statistik den kritischen Wert übersteigt, vgl. Johansen (1995). Die Resultate basieren auf einem VECM der Lagordnung 4. Standardfehler der Langfristparameter in Klammern, vgl. Phillips (1991).

frage impliziert, vgl. Abschnitt III.2. Allerdings tritt auch bei der Kointegrationsanalyse des DM/Dollar-Wechselkurses das in III.1. diskutierte Problem *zu vieler* und ökonomisch nicht interpretierbarer Kointegrationsbeziehungen auf. Das Johansen-Verfahren liefert in Tabelle 1 nicht nur eine, sondern wie bei MacDonald/Taylor (1994) (bezgl. des 5%-Niveaus) drei linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen.

Dem *reduced form approach* folgend, werden nur die Abweichungen von der Kointegrationsbeziehung zum größten Eigenwert als Fehlerkorrekturterm in eine Anpassungsgleichung für den DM/Dollar-Wechselkurs aufgenommen. Für

$$(18) \quad u_t^{red} =: e_t - (1.138m_t - 0.947m_t^* - 4.781y_t + 4.217y_t^* + 0.007i_t + 0.185i_t^* - 7.182)$$

lieferte die Spezifikation und Schätzung der Anpassungsgleichung des Wechselkurses das folgende Ergebnis:

$$(19) \quad \Delta e_t = -\frac{0.06}{(2.82)} u_{t-1}^{red} + \frac{0.31}{(3.00)} \Delta e_{t-1} - \frac{0.02}{(2.06)} \Delta i_{t-1} + \frac{0.002}{(0.69)} ec_{t-1}^{uip} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$\bar{R}^2 = 0.15 \quad LM(1) = 0.12[0.83] \quad Q(12) = 13.54[0.33] \quad ARCH(4) = 0.18[0.95]$$

Obwohl sich die kurzfristige Dynamik dieser Anpassungsgleichung nur unwesentlich von der der strukturellen Anpassungsgleichung (17) unterscheidet, ist das Bestimmtheitsmaß der Wechselkursgleichung des *reduced form approachs* (19) deutlich niedriger.

#### 4. Die Evaluation der Wechselkursgleichungen

In Analogie zur Vorgehensweise in Abschnitt II.3. wird nun die Prognosefähigkeit verschiedener Varianten des Monetären Modells mit Hilfe dynamischer Simulationen untersucht. Wie in der Literatur üblich, ist die Prognose oder Simulation des Wechselkurses dabei wieder *bedingt*, denn für die Geldmengen, Preise, Einkommen und Zinssätze werden die realisierten Werte in die Simulationsgleichung eingesetzt. Die Simulation des Wechselkurses wurde zunächst für verschiedene Varianten der strukturellen Anpassungsgleichung (17) durchgeführt:

(20)

$$\forall t > t_0 : \Delta ef_t = \hat{\beta}_1 \Delta ef_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta i_{t-1} + \hat{\gamma}_{ppp} ecf_{t-1}^{ppp} + \hat{\gamma}_{uip} ec_{t-1}^{uip} + \hat{\gamma}_m \hat{e}c_{t-1}^m + \hat{\gamma}_{m^*} \hat{e}c_{t-1}^{m^*}$$

Startpunkte der Simulationen sind  $t_0 = 1975.1$  bzw.  $t_0 = 1996.4$ . In Tabelle 2 sind die Simulationsergebnisse zusammengefaßt.

*MM* bezeichnet die Simulation auf Basis der strukturellen Wechselkursgleichung (17), die sämtliche Fehlerkorrekturterme ohne Parameterrestriktionen enthält. Für die Simulation *MMD* wurde die Gleichung (20) ohne den insignifikanten US-Term – also unter der Restriktion  $\gamma_{m^*} = 0$  – geschätzt. Die Simulation *MMR* basiert auf einer Wechselkursgleichung, die unter der (falschen) Restriktion der reduzierten Form  $\gamma_{ppp} = -\gamma_m = \gamma_{m^*}$  geschätzt wurde. *RW* ist die univariate Wechselkursgleichung, in der in (20) nur  $\beta_1$  von Null verschieden ist und die – wie in Abschnitt II.3. gezeigt wurde – langfristig auf eine Random-Walk-Prognose hinausläuft. *PPP* ist die ebenfalls aus Abschnitt II.3. bekannte Simulation auf Grundlage einer Wechselkursgleichung, in der nur die Anpassung an die Kaufkraftparität berücksichtigt wird. Die Simulation *UIP* ergänzt die *PPP*-Anpassungsgleichung um den Einfluß der Zinssätze ( $\gamma_m = \gamma_{m^*} = 0$ ). Schließlich bezeichnet *MMRED* die Simulation auf Grundlage der Wechselkursgleichung (19), die in Abschnitt IV.3. aus der Anwendung des *reduced form approachs* resultierte.

Das in der Literatur übliche Maß für die Qualität der Prognose ist der mittlere Prognosefehler, gemessen durch den *Root Mean Square Error* der Simulation (RMSE). Zunächst bestätigt der RMSE den Eindruck aus Abbildung 1 in Abschnitt II.3.: Unabhängig vom Startpunkt liefert die univariate Simulation *RW* schlechtere Ergebnisse als diejenige auf Basis der *PPP*-Gleichung. Die Tabelle zeigt, daß sowohl bei der lang- als auch bei der kurzfristigen Prognose das Monetäre Modell in seiner strukturellen Form *MM* am besten abschneidet. Dies gilt auch dann, wenn bei der

Kredit und Kapital 4/2000



Tabelle 2

## Die Simulationsergebnisse für den DM/Dollar-Wechselkurs

RMSE der Wechselkursprognosen							
$t_0$	MM	MMD	MMR	RW	PPP	UIP	MMRED
75.1	0.231	0.237	0.458	0.505	0.370	0.308	0.259
96.4	0.082	0.088	0.154	0.204	0.145	0.090	0.150

Erläuterungen:  $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T-t_0} \sum_{t=t_0}^T (e_t - ef_t)^2}$  mißt die Anpassung der Simulation an die Entwicklung des Wechselkurses. Der Simulationszeitraum erstreckt sich von  $t_0 = 1975.1$  bzw.  $1996.4$  bis  $T = 1998.4$ .

Simulation – wie in der Variante *MMD* – auf den insignifikanten US-Fehlerkorrekturterm ( $ec^{m*}$ ) verzichtet wird. Tatsächlich sind die Unterschiede zwischen den Simulationsergebnissen *MM* und *MMD* vernachlässigbar gering. Weitreichende Folgen für die Performance der Simulation hat es allerdings, wenn man bei der Schätzung der Wechselkursgleichung das Monetäre Modell in der reduzierten Form unterstellt. Die resultierende Simulation *MMR* liefert in diesem Fall kaum bessere Ergebnisse als der Random Walk und ist auf jeden Fall schlechter als eine Prognose, die sich ausschließlich auf die Kaufkraftparität stützt. Gleiches gilt für die Simulation *MMRED*, die nur für  $t_0 = 75.1$  ein zufriedenstellendes Ergebnis liefern kann. Die Ergebnisse in Tabelle 1 demonstrieren die besondere Bedeutung der langfristigen Zinssätze für die Entwicklung des DM/Dollar-Wechselkurses. Die Simulationsgleichung *UIP*, die sich nur auf die Information aus Zinssätzen und Preisen stützt, liefert bereits eine ähnlich gute Anpassung an die Daten wie das vollständige Monetäre Modell.

Diese Rangfolge der verschiedenen Modellvarianten zeigt sich auch in der grafischen Darstellung der Simulationsergebnisse (siehe die Abbildung im Anhang). Interessanterweise hält das Monetäre Modell in seiner strukturellen Form die D-Mark unabhängig vom Startpunkt der Simulation vor Beginn der Europäischen Währungsunion gegenüber dem US-Dollar für überbewertet. Der simulierte Wert Ende 1998 liegt tatsächlich in einer Größenordnung, wie er sich Mitte 1999 für den EURO/Dollar-Wechselkurs ergeben hat. Neben der Kaufkraftparität ist die Stabilität der beiden Geldnachfragen eine wesentliche Voraussetzung für die empi-

rische Relevanz des Monetären Modells. Für die Anwendbarkeit des Monetären Modells für EURO-Wechselkurse ist demnach entscheidend, ob auch für den neuen europäischen Währungsraum eine stabile Geldnachfrage existieren wird.<sup>11</sup>

## V. Diskussion

Spätestens seit der Arbeit von MacDonald/Taylor (1994) wird in der empirischen Literatur die Prognosefähigkeit des Monetären Modells im Rahmen des sogenannten *reduced form approaches* überprüft. In diesem Beitrag wurde untersucht, inwieweit dieser Ansatz für die Analyse der Entwicklung des DM/Dollar-Wechselkurses geeignet ist. Dabei zeigten die empirischen Ergebnisse und die auf Basis der geschätzten Wechselkursgleichungen durchgeführten Simulationen, daß der *reduced form approach* dem Monetären Modell weder aus ökonomischer noch aus ökonomischer Sicht gerecht wird. Um die unplausiblen Parameterrestriktionen, die Identifikationsprobleme und die ineffizient geschätzten Geldnachfragen des *reduced form approaches* zu vermeiden, wurde in dieser Studie in Anlehnung an Moersch und Nautz (2000) ein Testansatz gewählt, der sich enger an den strukturellen Gleichungen des Monetären Modells orientiert. Die resultierende Wechselkursgleichung ist aus diesem Grund leichter einer ökonomischen Interpretation zugänglich. Die Simulationsergebnisse zeigen, daß das Monetäre Modell nur in seiner strukturellen Form in der Lage ist, die langfristige Entwicklung des DM/Dollar-Wechselkurses angemessen zu beschreiben.

Zweifellos beruht das Monetäre Modell in seiner einfachsten Variante, wie es empirischen Studien üblicherweise zugrunde liegt, auf einer ganzen Reihe von kritikwürdigen Annahmen, vgl. Moosa (1994). Vor dem Hintergrund der zu Beginn der Europäischen Währungsunion zu beobachtenden Abwertung des EUROs gegenüber dem Dollar wird zum Beispiel die Annahme eines exogenen Geldangebots fragwürdig. Da die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank auf die Wechselkursentwicklung reagierte, gibt es Feedback-Effekte zwischen Geldmenge und Wechselkurs, die bei der Schätzung einer Anpassungsgleichung für den Wechselkurs berücksichtigt werden müssen.

In diesem Zusammenhang ist zu betonen, daß die in dieser Arbeit vorgestellten Wechselkurssimulationen die Vorgabe der – im Monetären

---

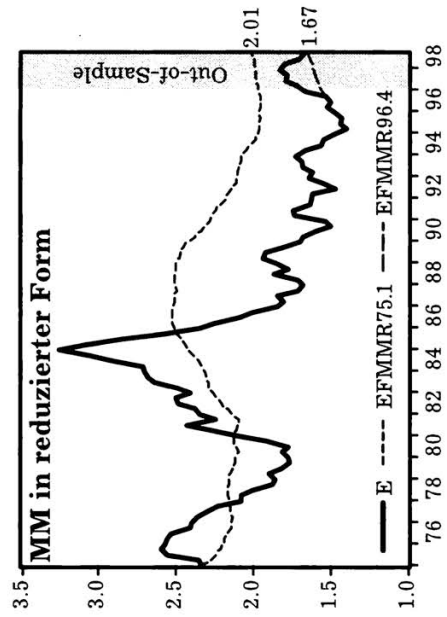
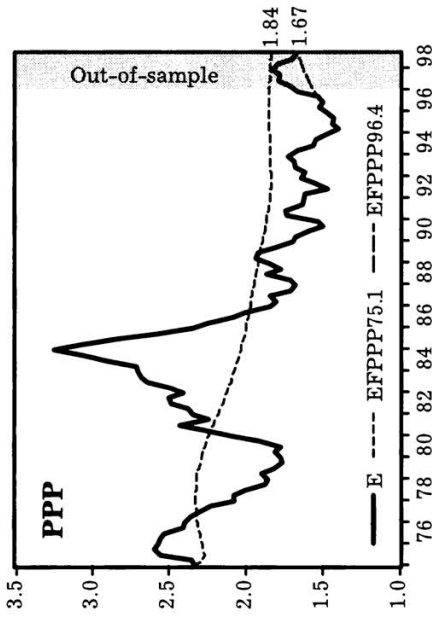
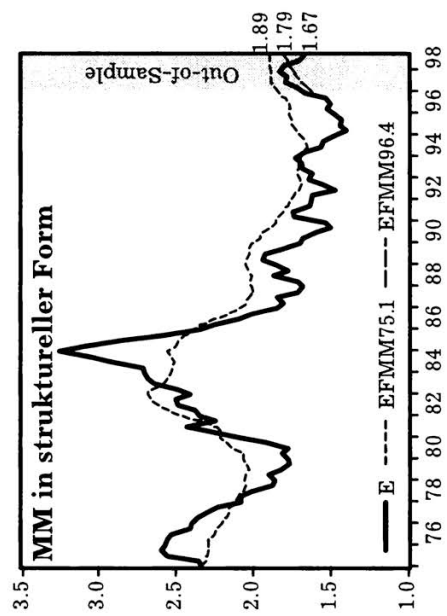
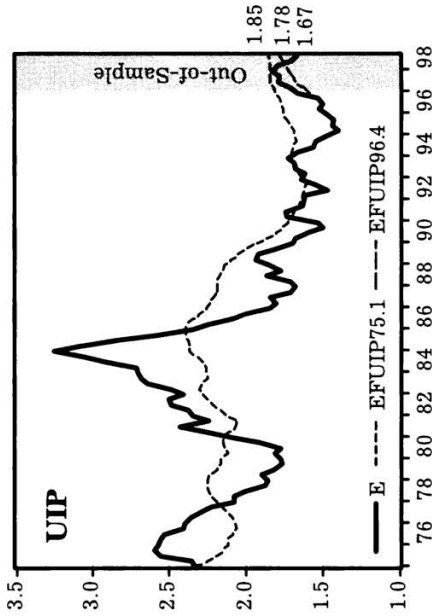
<sup>11</sup> Erste Studien stimmen in dieser Hinsicht durchaus optimistisch, vgl. Wesche (1997).

Modell eigentlich endogenen – Entwicklung der Preisniveaus erforderten. Eine Simulation des Monetären Modells sollte deshalb im Idealfall nicht mehr nur auf der Schätzung einer einzigen Fehlerkorrekturgleichung für den Wechselkurs beruhen, sondern auf einem multivariaten Vektorfehlerkorrekturmodell. In diesem System ließe sich überprüfen, ob das Preisniveau tatsächlich auf Ungleichgewichte in den Geldmärkten reagiert oder ob das Geldangebot exogen ist.

## **Anhang**

### **Das Datenmaterial**

Die saisonbereinigten amerikanischen Daten für die Geldmenge M1 (4254821M), das reale GDP (43100383), den impliziten GDP-Deflator (4210259J), den langfristigen Zinssatz (425578AH) und den DM/Dollar-Wechselkurs (125601AH) sind der Datenbank der OECD entnommen. Die saisonunbereinigten Daten für die Bundesrepublik Deutschland stammen aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank (M1, Umlaufrendite) und aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (GDP, GDP-Deflator). Alle Daten sind Quartalsdaten.



Simulationsergebnisse für den DM/Dollar-Wechselkurs

## Literatur

- Baba, Y., D. F. Hendry/R. M. Starr (1992): The Demand for M1 in the U. S.A., 1960–1988. *Review of Economic Studies*, 59: 25–61. – Banerjee, A./J. Dolado/R. Mestre (1998): Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. *Journal of Time Series Analysis* 19: 267–83. – Bollerslev, T./J. M. Wooldridge (1988): Quasi-maximum Likelihood Estimation on Dynamic Models with Time-varying Covariances. *Econometric Reviews*, 11: 307–27. – Brüggemann, I. /J. Wolters (1998): Money and Prices in Germany: Empirical Results for 1962 to 1996. In: R. Galata und H. Küchenhoff (eds.): *Econometrics in Theory and Practice*, 205–26, Springer, Heidelberg-New York. – Campos, J./Ericsson, N. R./D. F. Hendry (1996): Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks. *Journal of Econometrics*, 70: 221–41. – Choudhry, T. /P. Lawler (1997): The Monetary Model of Exchange Rates: Evidence from the Canadian Float of the 1950s. *Journal of Macroeconomics*, 19: 349–62. – Diamandis, P. F. /G. P. Kouretas (1996): The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships, Coefficient Restrictions and Temporal Stability of the Greek Drachma. *Applied Financial Economics*, 351–62. – Engle, R. F./C. W. J. Granger (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251–276. – Frankel, J. A./A. K. Rose (1995): Empirical Research on Nominal Exchange Rates. In: G. M. Grossman und K. Rogoff (eds.): *Handbook of international economics*, Vol. 3, North-Holland, Amsterdam. – Frenkel, J. A (1976): A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78: 200–224. – Johansen, S. (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press. – Kim, B./S. Mo (1995): Cointegration and the Long-run Forecasts of Exchange Rates, *Economics Letters*, 48: 353–59. – Lütkepohl, H./J. Wolters (eds.) (1999): *Money Demand in Europe, Studies in Empirical Economics*, Physica-Verlag. – MacDonald, R./M. P. Taylor (1994): The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-run Relationships, Short Run Dynamics and how to Beat a Random Walk. *Journal of International Money and Finance*, 13: 276–90. – Meese, R. A./K. Rogoff (1983): Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out-of-sample? *Journal of International Economics*, 14: 3–24. – Moersch, M./D. Nautz (2000): A Note on Testing the Monetary Model of the Exchange Rate. *Applied Financial Economics*, forthcoming. – Moosa, I. A. (1994): The Monetary Model of the Exchange Rate Revisited. *Applied Financial Economics*, 279–287. – Nelson, C. (1973): *Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting*. Holden-Day Inc., San Francisco. – Phillips, P. C. B. (1991): Optimal Inference in Cointegrated Systems. *Econometrica*, 59: 283–306. – Phillips, P. C. B. (1994): Some Exact Distribution Theory for the Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models. *Econometrica*, 62: 99–125. – Reinsel, G. C./S. K. Ahn (1992): Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Tests, und Forecasting. *Journal of Time Series Analysis*, 13: 353–75. – Rogoff, K. (1996): The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 647–668. – Wesche, K. (1997): The Stability of European Money Demand: An Investigation of M3H. *Open Economies Review*, 8: 371–391. – Wolters, J./U. Hassler (1998): Die Zinsstruktur am deutschen Interbanken-Geldmarkt: Eine empirische Analyse für das

vereinigte Deutschland. ifo Studien, 44(2): 141–160. – Wolters, J./T. Teräsvirta/H. Lütkepohl (1998): Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany. Review of Economics and Statistics, 80(3): 399–409.

## Zusammenfassung

### **Zur empirischen Relevanz des Monetären Modells für die Erklärung des DM/Dollar-Wechselkurses**

Diese Arbeit untersucht die empirische Relevanz des Monetären Modells für die Erklärung des DM/Dollar-Wechselkurses. Dabei zeigt sich, daß der in der neueren empirischen Literatur übliche Testansatz (*reduced form approach*) zu unplausiblen Parameterrestriktionen und zu ineffizienten Schätzungen der zugrundeliegenden Geldnachfragefunktionen führt. Das Monetäre Modell liefert nur dann eine gute Anpassung an die Entwicklung des Wechselkurses, wenn die Wechselkursgleichung in ihrer strukturellen Form geschätzt wird. Die Analyse der strukturellen Gleichungen des Monetären Modells erleichtert die ökonomische Interpretation der Wechselkursgleichung und vermindert die Gefahr statistischer Artefakte. (JEL F 31, F 37)

## Summary

### **The Empirical Relevance of the Monetary Model for the Deutschmark/Dollar Exchange Rate**

This paper analyses the empirical relevance of the monetary model for explaining the deutschmark/dollar exchange rate. It is shown that the reduced form approach customary in the recent empirical literature results in implausible parameter restrictions and in inefficient estimates of the underlying monetary demand functions. The monetary model allows good adjustment to the exchange-rate development only when the exchange rate equation is estimated in its structural form. Analysing the structural equations of the monetary model facilitates the economic interpretation of the exchange-rate equation and reduces the danger of statistical artefacts.

**Résumé****L'importance empirique du modèle monétaire en guise  
d'explication du taux de change DM/Dollar**

Ce travail analyse l'importance empirique du modèle monétaire pour expliquer le taux de change DM/Dollar. Il est montré que l'approche utilisée habituellement dans la littérature récente (reduced form approach) entraîne des restrictions paramétrales non plausibles et des estimations inefficaces des fonctions de demande monétaire sous-jacentes. Le modèle monétaire ne s'adapte convenablement à l'évolution du taux de change que lorsque l'équation du taux de change est estimée sous sa forme structurelle. L'analyse des équations structurelles du modèle monétaire facilite l'interprétation économique de l'équation du taux de change et diminue le danger d'erreurs statistiques.