

Nautz, Dieter

Working Paper

Die empirische Relevanz des Monetären Modells für die Erklärung des DM/Dollar Wechselkurses

SFB 373 Discussion Paper, No. 1999,63

Provided in Cooperation with:

Collaborative Research Center 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Humboldt University Berlin

Suggested Citation: Nautz, Dieter (1999) : Die empirische Relevanz des Monetären Modells für die Erklärung des DM/Dollar Wechselkurses, SFB 373 Discussion Paper, No. 1999,63, Humboldt University of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Berlin, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:11-10046536>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/61782>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Die empirische Relevanz des Monetären Modells für die Erklärung des DM/Dollar Wechselkurses

Dieter Nautz*

17. August 1999

Zusammenfassung

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.

*Freie Universität Berlin, Institut für Statistik und Ökonometrie, Boltzmannstr. 20, 14195 Berlin. Ich danke Jürgen Wolters für hilfreiche Anmerkungen und der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die im Rahmen des SFBs 373 *Quantifikation und Simulation Ökonomischer Prozesse* gewährte Unterstützung.

1 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 Kointegrationsstechniken 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 Choudry 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 Schätzungen der zugrundeliegenden Geldnachfragefunktionen führen, vgl. Moersch und Nautz (1999). 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 2 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, die ein zentraler Bestandteil des monetären Modells ist. Abschnitt 3 zeigt, wie in der neuen empirischen Literatur das Monetäre Modell in seiner reduzierten Form getestet

wird und welche Probleme damit verbunden sind. In Abschnitt 4 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 5 mit einer Zusammenfassung und der Diskussion der Ergebnisse.

2 Das Monetäre Modell des Wechselkurses

2.1 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^* :¹

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

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.² Nach dem Repräsentationstheorem für kointegrierte Zeitreihen nach Engle und Granger (1987) folgt ferner, daß die Veränderungen des Wechselkurses einer Fehlerkorrekturgleichung folgen.³

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

Das plausible Vorzeichen des Fehlerkorrekturparameters γ 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 γ dem Betrage nach ist, um so

¹Hier und im folgenden werden ausländische Variablen durch einen Stern gekennzeichnet.

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

³Dabei berücksichtigen die verzögerten Differenzen (lags) der Variablen die kurzfristige Dynamik des Wechselkurses.

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) meist enttäuschende Ergebnisse. Die Quintessenz der empirischen Literatur zur Kaufkraftparität ist nach Rogoff (1996), daß die Anpassung des Wechselkurses an PPP — wenn überhaupt — nur sehr langsam erfolgt.

2.2 PPP und der DM/Dollar Wechselkurs

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

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

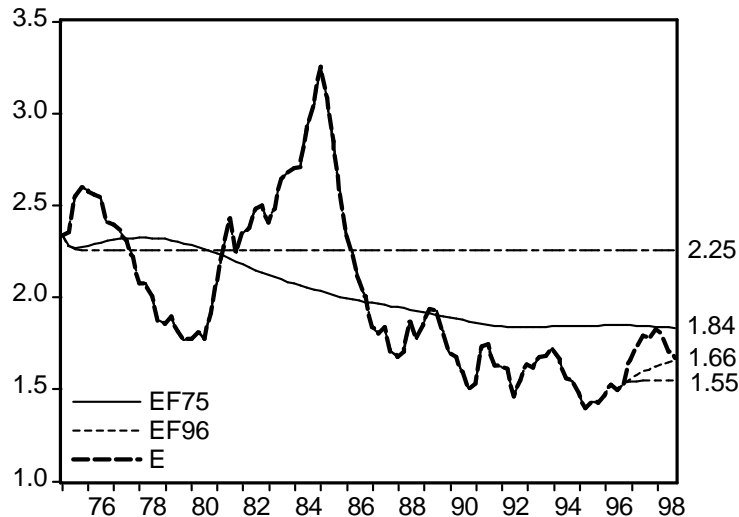
Der geschätzte Fehlerkorrekturparameter $\hat{\gamma} = -0.04$ besitzt zwar das richtige Vorzeichen, ist aber doch sehr klein. Die Reaktion des DM/Dollar Wechselkurses auf Abweichungen von PPP fällt damit nur sehr schwach aus. Mit Blick auf den niedrigen t -Wert ist die Anpassung des Wechselkurses sogar 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 γ 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 Evidenz und der nur langsamen Anpassung des Wechselkurses ist die Bedeutung der Kaufkraftparitätentheorie für die Erklärung der langfristigen Entwicklung des Wechselkurses nicht zu unterschätzen.

2.3 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

⁴ t -Werte der geschätzten Parameter befinden sich in Klammern. Eine Beschreibung der Daten befindet sich im Anhang.

Abbildung 1: PPP und der DM/Dollar Wechselkurs — Simulationsergebnisse



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 ($\gamma = 0$).

Preisniveaus werden die jeweils realisierten Werte eingesetzt:

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

Die simulierten Werte entsprechen damit einer dynamischen Prognose des Wechselkurses, die bedingt ist auf die Entwicklung der Preisniveaus. 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, sind die für 1997 und 1998 simulierten Werte gewissermaßen *Out-of-Sample* Prognosen des Wechselkurses.⁵

Betrachten wir zunächst die Simulation $EF75$, die sich über den gesamten Schätzzeitraum erstreckt. Das Simulationsergebnis zeigt, daß die geschätzte Fehlerkorrekturgleichung zwar

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

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 resultierende univariate, rein autoregressive Prognosegleichung den Wechselkurs am Startpunkt nahezu unverändert in die Zukunft fort. Abbildung 1 illustriert, daß der Einfluß der kurzfristigen Dynamik (Δef_{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 daher gerechtfertigt, von der langfristigen Gültigkeit der Kaufkraftparität auszugehen. Eine wichtige Voraussetzung für die empirische Anwendung des Monetären Modells des Wechselkurses ist damit erfüllt.

2.4 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:

$$m - p = \alpha y - \delta i + ec^m \quad (5)$$

$$m^* - p^* = \alpha^* y^* - \delta^* i^* + ec^{m^*} \quad (6)$$

$$e = p - p^* + ec^{ppp} \quad (7)$$

Die (logarithmierte) reale Geldnachfrage $m-p$ hängt dabei wie üblich vom (logarithmieren) realen Einkommen y und einem Zinssatz i ab, der die Opportunitätskosten der Geldhaltung erfaßt. In der logarithmischen Darstellung bezeichnen die α 's die Einkommenselastizitäten der Geldnachfragen und die δ '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 ökonometrischer 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}):

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

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 γ_m ist damit positiv und auf analoge Weise sieht man, daß das plausible Vorzeichen von γ_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,

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

wobei $u = ec^{ppp} - (ec^m - ec^{m^*})$. 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.

3 Tests des Monetären Modells in reduzierter Form

3.1 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:

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

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.

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 Wechselkurs 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 und 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:

$$e_t = \underset{(1)}{0.21}m_t - \underset{(-1)}{0.50}m_t^* - \underset{(-\alpha)}{0.10}y_t + \underset{(\alpha^*)}{0.65}y_t^* + \underset{(\delta)}{0.04}i_t + \underset{(-\delta^*)}{0.09}i_t^* + \hat{u}_t \quad (11)$$

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 nicht mit dem Monetären Modell vereinbar ist.

Aus ökonometrischer Sicht kann die Schätzung einer unplausiblen Fundamentalgleichung in *reduced form approach* nicht überraschen. Bei einer simultanen Schätzung zweier unabhängiger Geldnachfragen in einem siebendimensionalen System ist das dem Johansen-Verfahren zugrundeliegende Vektorfehlerkorrekturmodell zwangsläufig stark überparametrisiert. Die Schätzung des Vektorfehlerkorrekturmodells ist aus diesem Grund hochgradig 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 Wechselkursgleichung ein mit dem Monetären Modell verträgliches Ergebnis liefert, kann die Prognosegleichung der reduzierten Form fehlspezifiziert sein. Denn MD&T schätzen in der zweiten Stufe eine Fehlerkorrekturgleichung für den Wechselkurs, in der es nur *einen* Fehlerkorrekturterm u gibt:

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

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.

3.3 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 Identifikati-

onsproblem und das Problem unplausibler *impliziter* Geldnachfragen läßt sich umgehen, in dem 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 $(\hat{e}c^m, \hat{e}c^{m^*})$, 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.

4 Empirische Ergebnisse

4.1 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:⁶

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

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

Die Saisonalität der Variablen und die vereinigungsbedingten Niveaushiftungen in den deutschen Daten wurden durch entsprechende Stufendummies erfaßt.⁷ Die Teststatistiken auf Autokorrelation und Heteroskedastie sprechen für eine angemessene Spezifikation der Gleichung. Nach Banerjee et al. (1998) belegt der signifikante t -Wert der verzögerten realen Geldnachfrage, daß tatsächlich eine Anpassung der Geldmenge an die geschätzte Kointegrationsbeziehung vorliegt. Die langfristige Geldnachfrage und das zugehörige monetäre Ungleichgewicht in Deutschland erhält man durch Ausklammern der Niveauvariablen in (13) als:

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

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:

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

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

⁶Erläuterungen: 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.

⁷Auf eine Präsentation der geschätzten Koeffizienten der Saison- und Vereinigungsdummies wird aus Platzgründen verzichtet.

Für die USA waren nur saisonbereinigte Daten verfügbar. Dies erklärt das im Vergleich zu (13) niedrigere Bestimmtheitsmaß der Schätzung.⁸

Auffällig aber durchaus im Einklang mit der empirischen Literatur ist die relativ niedrige Einkommenselastizität in der 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,

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

aus der sich das monetäre Ungleichgewicht $\hat{e}c^{m^*}$ 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.

4.2 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.⁹

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

⁸Aufgrund der signifikanten ARCH-Effekte wurden die heteroskedastiekonsistenten t -Werte nach Bollerslev und Wooldridge (1988) verwendet. Für weitere Erläuterungen siehe Fußnote 6 auf Seite 11.

⁹Um bei den langfristigen Prognosen unplausible Trendeffekte zu vermeiden, wurden die Fehlerkorrekturterme mittelwertbereinigt, vgl. Hassler und Wolters (1999). 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.

Out-of-Sample Prognosen übrig zu behalten. Die Schätzung der strukturellen Fehlerkorrekturgleichung für den DM/Dollar Wechselkurs brachte folgendes Ergebnis:

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & \underbrace{-0.08}_{(2.52)} \underbrace{ec_{t-1}^{ppp}} + \underbrace{0.20}_{(2.18)} \underbrace{\hat{e}c_{t-1}^m} + \underbrace{0.03}_{(1.36)} \underbrace{\hat{e}c_{t-1}^{m^*}} + \underbrace{0.01}_{(1.88)} \underbrace{ec_{t-1}^{uip}} \\ & + \underbrace{0.31}_{(2.94)} \Delta e_{t-1} - \underbrace{0.02}_{(2.13)} \Delta i_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad (17)$$

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

Die Schätzung zeigt, daß sich der Wechselkurs zwar nicht sehr stark aber doch signifikant und mit dem richtigen Vorzeichen an die verschiedenen Fehlerkorrekturterme anpaßt. Die einzige Ausnahme bildet das monetäre 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 Geldmarktungleichgewichte liefert einen p -value von 0.06 – und damit eine Signifikanz des Monetären Modells auf dem 10% Niveau. Offenbar wird DM/Dollar-Wechselkurs vor allem von der deutschen Geldnachfrage beeinflusst. Tatsächlich spielte aufgrund der Geldmengensteuerung der Bundesbank die Stabilität der Geldnachfrage in Deutschland eine weitaus größere Rolle als in den USA.¹⁰ Der F -Test auf Gleichheit der Anpassungsparameter zeigt dagegen auf dem 1% Signifikanzniveau, daß sich 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.

4.3 Die Evaluation der Wechselkursgleichung

In Analogie zur Vorgehensweise in Abschnitt 2.3 wird nun die Prognosefähigkeit des Monetären Modells mit Hilfe dynamischer Simulation der Wechselkursgleichung untersucht. Die Prognose oder Simulation des Wechselkurses ist dabei wieder bedingt in dem Sinne, daß für die übrigen Variablen – also die Geldmengen, Preise, Einkommen und Zinssätze –

¹⁰Einen aktuellen Überblick über die Stabilität der Geldnachfrage in den wichtigsten europäischen Ländern geben Lütkepohl und Wolters (1999).

die tatsächlich realisierten Werte in die Simulationsgleichung eingesetzt werden. Die Simulation des Wechselkurses wurde für verschiedene Varianten der Anpassungsgleichung (17) durchgeführt:

$$\begin{aligned} \forall t > t_0 : \Delta ef_t &= \hat{\beta}_1 \Delta ef_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta i_{t-1} + \hat{\gamma}_{ppp} ec_{t-1}^{ppp} \\ &+ \hat{\gamma}_{uip} ec_{t-1}^{uip} + \hat{\gamma}_m \hat{e}c_{t-1}^m + \hat{\gamma}_{m^*} \hat{e}c_{t-1}^{m^*} \end{aligned} \quad (18)$$

Startpunkte der Simulationen sind $t_0 = 1975.1$ bzw. $t_0 = 1996.4$. In Tabelle 1 sind die Simulationsergebnisse für die betrachteten Varianten zusammengefaßt.

Tabelle 1: Die Simulationsergebnisse für den DM/Dollar Wechselkurs

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

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 $T = 1998.4$.

MM bezeichnet die Simulation auf Basis der Schätzung (17), die sämtliche Fehlerkorrekturterme ohne Parameterrestriktionen enthält. Für die Simulation *MMD* wurde die Gleichung (18) 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 (18) nur β_1 von Null verschieden ist und die — wie in Abschnitt 2.3. gezeigt wurde — langfristig auf eine Random-Walk-Prognose hinausläuft. *PPP* ist die ebenfalls aus Abschnitt 2.3 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 Zinsvariablen ($\gamma_m = \gamma_{m^*} = 0$).

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 optischen Eindruck aus Abbildung 1 in Abschnitt 2.3: 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 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 zugehörige 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. 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 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. Doch diese Spekulation ist eigentlich unzulässig, denn seit 1999 müssen Prognosen des Monetären Modells auf einer europäischen Geldnachfrage basieren.

5 Diskussion

Spätestens seit der Arbeit von MacDonald und 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 ökonometrischer Sicht gerecht wird. Um die unplausiblen Parameterrestriktionen, die Identifikationsprobleme und die ineffizient geschätzten Geld-

nachfragen des *reduced form approachs* zu vermeiden, wurde in dieser Studie 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 deutlich, daß das Monetäre Modell nur in seiner strukturellen Form in der Lage ist, die langfristige Entwicklung des DM/Dollar Wechselkurses angemessen zu beschreiben.

Neben der Kaufkraftparität ist die Stabilität der beiden Geldnachfragen eine wesentliche Voraussetzung für die empirische 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. Erste Studien stimmen in dieser Hinsicht durchaus optimistisch, vgl. Wesche (1997).

Zweifellos beruht das Monetäre Modell in seiner einfachsten Variante, wie es empirischen Studien üblicherweise zugrundeliegt, auf einer ganzen Reihe von kritikwürdigen Annahmen, vgl. Moosa (1994). Vor dem Hintergrund der zu Beginn der Währungsunion erfolgten, raschen Abwertung des EUROs gegenüber dem Dollar wird insbesondere die Annahme eines exogenen Geldangebots fragwürdig. Sollte die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank auf die Wechselkursentwicklung reagieren, dann 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 Modell eigentlich endogenen — Entwicklung der Preisniveaus erforderten. Eine Simulation des Monetären Modells müsste daher 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 US (saisonbereinigten) amerikanischen Daten für die Geldmenge M1 (4254821M), das reale GDP (43100383), den impliziten GDP-Deflator (4210259J), den langfristigen Zinssatz (425578AH) sowie der DM/Dollar Wechselkurs (125601AH) sind der Datenbank der OECD entnommen. Dabei sind M1, GDP und der Deflator saisonbereinigt. Brüggemann und Wolters (1998) folgend, stammen die (saisonunbereinigten) Daten für die Bundesrepublik Deutschland aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank (M1, Umlaufrendite) bzw. aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (GDP, GDP-Deflator). Alle Daten sind Quartalsdaten.

Literatur

- [1] Baba, Y. , D.F. Hendry und R.M. Starr (1992), The Demand for M1 in the U.S.A., 1960–1988. *Review of Economic Studies*, 59: 25–61.
- [2] Banerjee, A., J. Dolado und R. Mestre. (1998), Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single–Equation Framework. *Journal of Time Series Analysis* 19: 267–83.
- [3] Bollerslev, T. und J.M. Wooldridge (1988), Quasi-maximum Likelihood Estimation on Dynamic Models with Time–varying Covariances. *Econometric Reviews*, 11: 307–27.
- [4] Brüggemann, I. und J. Wolters. (1998), Money and Prices in Germany: Empirical Results for 1962 to 1996. In: R. Galata und H. Küchenhoff (eds.): *Econometrics in Theory und Practice*, 205–26, Springer, Heidelberg–New York.
- [5] Campos, J. , Ericsson, N.R. und D.F. Hendry (1996), Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks. *Journal of Econometrics*, 70: 221–41.
- [6] Choudhry, T. und P. Lawler. (1997), The Monetary Model of Exchange Rates: Evidence from the Canadian Float of the 1950s. *Journal of Macroeconomics*, 19: 349–62.
- [7] Diamandis, P. F. und 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.

- [8] Engle, R. F. und C. W. J. Granger. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation und Testing. *Econometrica*, 55: 251–276.
- [9] Frenkel, J.A. (1976), A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78: 200-24.
- [10] Hassler, U. und J. Wolters (1999), Forecasting Money Market Rates in the Unified Germany. *Freie Universität Berlin*, Diskussionspapier Nr.24.
- [11] Johansen, S. (1995), Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *Oxford University Press*.
- [12] Kim, B. und S. Mo (1995), Cointegration and the Long-run Forecasts of Exchange Rates, *Economics Letters*, 48: 353-59.
- [13] Lütkepohl, H. und J. Wolters (Hrsg.) (1999), Money Demand in Europe, *Studies in Empirical Economics*, Physica-Verlag.
- [14] MacDonald, R. und 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.
- [15] Meese, R. A. und K. Rogoff. (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out-of-sample? *Journal of International Economics*, 14: 3–24.
- [16] Moersch, M. und D. Nautz (1999), A Note on Testing the Monetary Model of the Exchange Rate. *Applied Financial Economics*, forthcoming.
- [17] Moosa, I.A. (1994), The Monetary Model of the Exchange Rate Revisited. *Applied Financial Economics*, 279-87.
- [18] Nelson, C. (1973), Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting. *Holden-Day Inc.*, San Francisco.
- [19] 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.
- [20] Reinsel, G. C. und 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.

- [21] Rogoff, K. (1996), The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 647-668.
- [22] Wesche, K. (1997), The Stability of European Money Demand: An Investigation of M3H. *Open Economies Review*, 8: 371-91.
- [23] Wolters, J., T. Teräsvirta und H. Lütkepohl. (1998), Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany. *Review of Economics and Statistics*, 80(3): 399-409.

Simulationsergebnisse für den DM/Dollar Wechselkurs

