

Ansätze zur Wechselkursprognose

Ein empirischer Vergleich mittels Methoden der Multivariaten Datenanalyse

1. Problemstellung und Zielsetzung

Auch mehr als zwanzig Jahre nach dem Zusammenbruch des Bretton Woods Systems und dem Übergang zu flexiblen Wechselkursen zwischen den Vereinigten Staaten und den anderen führenden Industrienationen stellt die Erklärung des Zustandekommens und die Prognose des Verhaltens flexibler Wechselkurse ein ungelöstes Problem in der Ökonomie dar. Jedoch muss sich die Weiterentwicklung von Erklärungs- und Prognoseansätzen nicht mehr aufgrund theoretischer Überlegungen und Diskussionen allein ergeben. Vielmehr reicht das verfügbare Datenmaterial heute aus, um die Leistungsfähigkeit der verschiedenen Modelle durch Konfrontation ihrer Aussagen mit der Realität zu evaluieren. Fortschritte in den Ansätzen resultieren somit aus einer Interaktion von theoretischer und empirischer Forschung.

Eine Reihe von Untersuchungen[1] kommt zu dem wenig befriedigenden Ergebnis, dass es sich beim Verhalten von flexiblen Wechselkursen um einen random-walk-Prozess handelt, bzw. dass das Ver-

halten von flexiblen Wechselkursen einem solchen Prozess zumindest sehr nahe kommt. Die random-walk-Theorie geht auf BACHELIER (1900) zurück. Unter der Voraussetzung effizienter Devisenmärkte und rationaler Erwartungen wird die Veränderungsrate von flexiblen Wechselkursen als reine Zufallsgrösse angenommen. Ein Zutreffen der random-walk-Hypothese hätte zur Folge, dass die ökonomische Theorie zur Prognose von Wechselkursveränderungen überflüssig wäre. Aus diesem Grund soll im Rahmen dieser Arbeit zunächst die random-walk-Hypothese empirisch überprüft werden. Die Ablehnung der random-walk-Hypothese stellt eine notwendige Voraussetzung dafür dar, um überhaupt Prognosemodelle entwickeln zu können, die sinnvolle Erklärungsansätze bieten.[2] Diese Tatsache findet auch in neueren und umfangreichen Werken der empirischen Wechselkursliteratur[3] nicht ausreichend Berücksichtigung.

Aus Sicht der Wirtschaftswissenschaften scheint schlüssig, dass sich bilaterale Wechselkurse trotz starker Schwankungen nicht auf Dauer vom fundamentalen Umfeld der jeweiligen Volkswirtschaften entfernen und sich damit zumindest mittel- bis langfristig in Abhängigkeit von Einflussgrössen wie Zinsniveau, Preisniveau, Einkommen, Geldmenge oder deren Erwartungsgrössen entwickeln. Die Erklärung von Wechselkursveränderungen durch die Veränderung dieser Fundamentalvariablen ist das Ziel der strukturellen Modelle. Da im

* Die Autoren bedanken sich bei Alex Keel und Heinz Zimmermann für die hilfreichen Anmerkungen. Udo Bankhofer, Institut für Statistik und Mathematische Wirtschaftstheorie, Universität Augsburg, D-86135 Augsburg, Tel.: +49 - 821 - 5984159, Email: udo.bankhofer@wiso.uni-augsburg.de. Carsten Rennhak, Booz·Allen & Hamilton, D-80333 München, Tel: +49 - 89 - 545250, Email: rennhak_carsten@bah.com.

Rahmen der vorliegenden Arbeit eine abschliessende Behandlung der Vielzahl dieser Modelle nicht möglich ist, werden in Anlehnung an die grundlegende Arbeit von MEESE/ROGOFF (1983) nur die drei als repräsentativ geltenden Ansätze betrachtet. Im einzelnen sind dies das Modell der Chicagoer Schule[4], das Keynesianische Modell[5] und das HOOPER-MORTON-Modell.[6] Neben der Bildung struktureller Modelle zur Wechselkursprognose wurden in den siebziger und beginnenden achtziger Jahren auch Versuche unternommen, den Terminwechselkurs zur Vorhersage des Kassawechselkurses nutzbar zu machen. In dieser Arbeit wird das Modell von FRENKEL sowie der Terminwechselkurs als unmittelbarer Prediktor für den zukünftigen Kassawechselkurs herangezogen.

Zur Quantifizierung der Dynamik auf den internationalen Devisenmärkten fehlen geeignete makroökonomische Ansätze. Die korrekte Modellierung der dynamischen Anpassungsprozesse ist jedoch entscheidend für den Prognoseerfolg. Hier bietet sich die Zeitreihenanalyse als eine Lösungsmöglichkeit an, wobei im Rahmen der multivariaten Zeitreihenanalyse nicht nur die Eigendynamik jeder einzelnen Variablen, sondern auch deren Zusammenspiel im Zeitablauf erfasst wird. Die in der vorliegenden Studie verwendeten univariaten Zeitreihenmodelle sind das autoregressive Modell, das Moving-Average-Modell und das kombinierte ARMA-Modell. Bei der Bildung multivariater Zeitreihenmodelle wird eine von der einschlägigen Literatur[7] abweichende Vorgehensweise gewählt. Anstatt an einer Verbesserung der strukturellen Modelle zu arbeiten, sollen die Modelle verbessert werden, die den Kassawechselkurs auf Basis des Terminwechselkurses prognostizieren. Hierzu muss jedoch vorab untersucht werden, ob sich Kassa- und Terminwechselkurs signifikant unterscheiden. Nur in diesem Fall beinhaltet der Terminwechselkurs Informationen, die nicht bereits im Kassawechselkurs enthalten sind. Das entsprechende Vektor-ARMA-Modell ist jedoch – wie auch die univariaten Zeitreihenmodelle – nur unter der Bedingung anwendbar, dass die

modellierten Variablen stationär sind, was im allgemeinen zwar auf Wachstumsraten ökonomischer Zeitreihen, nicht aber auf die Niveaugrößen selbst zutrifft. Diesem Problem kann aber mit einer Weiterentwicklung der einfachen Zeitreihenmodelle, den sogenannten Error-Correction-Modellen, begegnet werden. Diese Modellklasse bietet den Vorteil, dass neben der Modellierung der kurzfristigen Dynamik auch die Betrachtung langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen möglich ist.[8]

Der Aufbau der vorliegenden Arbeit gliedert sich folgendermassen: Zunächst wird kurz auf den Stand der empirischen Forschung eingegangen. Anschliessend wird die Datenbasis dargelegt, die zur Identifikation und Schätzung der betrachteten Modelle verwendet wird. Ausgehend von den Ergebnissen der Modellschätzungen erfolgt dann der Vergleich der Prognosegüte. Dabei werden zum einen die verwendeten Gütemasse ausführlich beschrieben. Zum anderen wird eine detaillierte Analyse der Prognosegüte der betrachteten Modelle mittels Methoden der Multivariaten Datenanalyse durchgeführt. Als wesentliche Ergebnisse der empirischen Untersuchung können dabei die folgenden Punkte genannt werden: (1) Die im Vergleich zum random-walk erzielten Prognoseerfolge der anderen Modelle fallen eher gering aus. (2) Lediglich die multivariaten Zeitreihenmodelle und die Error-Correction-Modellen stellen erfolgversprechende Ansätze dar, mit denen dem random-walk-Modell überlegene Prognosen möglich sind.

2. Stand der empirischen Forschung

Im Rahmen empirischer Untersuchungen zur random-walk-Hypothese sollte in erster Linie herausgefunden werden, ob aufeinanderfolgende Kursänderungen unabhängig sind.[9] Untersuchungsgegenstand war zumeist der Aktienmarkt. COOTNER (1962), FAMA (1965), KENDALL (1953) und MOORE (1962) führen Tests auf Autokorrelation der Kursveränderungen durch und zeigen,

dass diese nicht signifikant verschieden von Null sind. GODFREY ET AL. (1964) sowie GRANGER und MORGENSTERN (1963) verwenden Methoden der Spektralanalyse. Auch ihre Ergebnisse stützen die random-walk-Hypothese. Die deutschsprachigen Untersuchungen konzentrieren sich ebenfalls darauf, die Kursverläufe von Aktien auf Unkorreliertheit zu überprüfen. Eine umfassende Übersicht zu diesen Untersuchungen kann MÖLLER (1985) entnommen werden. Auch für den Devisenmarkt liegen entsprechende Untersuchungen vor, wenn auch in zahlenmässig wesentlich geringerem Umfang. CORNELL (1977), FRENKEL (1981b), HERI (1982), MACDONALD und TORRANCE (1988) und MUSSA (1979) kommen zu dem Schluss, dass flexible Wechselkurse random-walk-Charakter besitzen.

Die in der Literatur dargestellten empirischen Untersuchungen des Chicagoer Modells und des Keynesianischen Modells weisen zum Teil sehr widersprüchliche Ergebnisse auf. FRENKEL (1976, 1981a) kommt zu dem Schluss, dass das monetäre Wechselkursmodell der Chicagoer Schule adäquat zur Erklärung von Wechselkursen sei. SHIRAKAWA (1980) gelangt mit dem Modell der Chicagoer Schule ebenfalls zu relativ befriedigenden Ergebnissen. GÄRTNER[10] berichtet, dass „...das monetäre Wechselkursmodell für die ersten fünf Jahre flexibler Wechselkurse von 1973 bis 1978 zufriedenstellend abschneidet. Für Zeiträume ab 1978 werden dagegen regelmässig unbefriedigende Schätzergebnisse erzielt. Sehr häufig erreichen die geschätzten Wechselkursgleichungen ein unbefriedigendes Erklärungsniveau und enthalten Koeffizienten mit falschem Vorzeichen.“. Die Arbeit von BILSON (1978) zeigt für das monetäre Wechselkursmodell ebenso ein Autokorrelationsproblem wie die Untersuchung von BRANSON ET AL. (1979). Die empirischen Untersuchungen zum HOOPER-MORTON-Modell weisen ebenfalls wenig befriedigende Ergebnisse auf. Die Studie von HOOPER und MORTON (1982) selbst zeigt wie auch die Arbeit von FRANKEL (1982) ein Autokorrelationsproblem.

Zahlreiche Arbeiten[11] kommen zu dem Ergebnis, dass der Terminwechselkurs vom erwarteten zukünftigen Kassawechselkurs signifikant abweicht. MUSSA (1979) geht davon aus, dass der Terminwechselkurs den besten verfügbaren Schätzer des zukünftigen Kassawechselkurses darstellt. Andererseits übertrifft in einer Untersuchung von BILSON und LEVICH (1977) der Kassawechselkurs den Terminwechselkurs an Prognosekraft, was eher für die random-walk-Hypothese spricht. Anzumerken ist jedoch, dass die Unterschiede in der Prognosegüte jeweils nur gering sind.

MEESE und ROGOFF (1983) untersuchen verschiedene strukturelle Wechselkursmodelle, das random-walk-Modell, univariate Zeitreihenmodelle, VAR-Modelle und den Terminwechselkurs hinsichtlich ihrer Prognosequalität. In reduzierter Form wurden als repräsentative strukturelle Modelle das monetäre Wechselkursmodell der Chicagoer Schule, das Keynesianische Modell und das HOOPER-MORTON-Modell analysiert. Die Ergebnisse sind insofern überraschend, als keines der strukturellen Modelle bessere Prognosen liefert als das random-walk-Modell – trotz Verwendung der tatsächlichen Werte für die erklärenden Variablen. Dementsprechend setzte zu diesem Zeitpunkt ein grosses Bemühen ein, die entsprechenden Modelle zu verbessern, bzw. neue strukturelle Modelle mit grösserer Erklärungs- und Prognosekraft zu entwickeln.

GERHARDS (1994), KOHN (1991) sowie MACDONALD und TAYLOR (1993) gelingt es, verschiedene strukturelle Modelle in Error-Correction-Form zu bringen und so dem random-walk-Modell überlegene Prognosen zu generieren. Einen etwas anderen Weg gehen CIFARELLI (1992) sowie CLARIDA und TAYLOR (1992). Durch den Nachweis einer Kointegrationsbeziehung zwischen Kassa- und Terminwechselkurs und die Bildung entsprechender Error-Correction-Modelle gelingt es ihnen ebenfalls, dem random-walk überlegene Prognosen zu bilden.

3. Datengrundlage und Modellschätzung

Die Identifikation und Schätzung der behandelten Modelle erfolgt jeweils am Beispiel des DM/US-Dollar-Wechselkurses mit Wochendaten für den Zeitraum vom 11.10.1983 bis zum 10.05.1988. Diese Modelle werden dann benutzt, um die DM/US-Dollar-Kurse für die 98 Wochen vom 17.05.1988 bis zum 27.03.1990 zu prognostizieren.[12].

Die hier verwendeten Daten stammen von Datastream Ltd., London. Bei dem in die Untersuchung einbezogenen Terminwechsellkurs handelt es sich um den 3-Monats-Futurekurs. Korrespondierend wurden jeweils die 3-Monats-Euro-Geldmarktzinsen gewählt. Bei den Geldmengenaggregaten handelt es sich jeweils um die Geldmenge M3. Als Schätzer für die Inflationsentwicklung werden für die USA der Consumer Price Index und für die Bundesrepublik Deutschland der Preisindex für die Lebenshaltung verwendet. Die Auswertung des Datenmaterials erfolgt mit dem Statistiksoftwarepaket NCSS 6.0.

Zur Untersuchung der random-walk-Eigenschaft in dieser Arbeit werden die Daten für den DM/US-Dollar-Wechselkurs vom 08.01.1974 bis zum 25.06.1996 herangezogen. Der bei vergleichbaren Studien am häufigsten verwendete Analyseansatz zieht die Autokorrelationen der Veränderungen des Wechselkurses heran. Für das untersuchte Datenmaterial ergeben sich bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent signifikant von Null verschiedene Autokorrelationen. Folglich ist eine zwar nicht hinreichende, aber zumindest notwendige Bedingung gegeben, dass prinzipiell dem random-walk überlegene Wechselkursprognosen möglich sind.

Die Schätzungen der strukturellen Modelle im Rahmen der vorliegenden Studie führen zu wenig zufriedenstellenden Ergebnissen. Die Werte für den Bestimmtheitskoeffizienten betragen zwar 0.63 für das Modell der Chicagoer Schule, 0.67 für das Keynesianische Modell und 0.93 für das HOOPER-MORTON-Modell, jedoch zeigt sich bei allen Schätzungen eine signifikante Autokorre-

lationsstruktur. GRANGER und NEWBOLD beschäftigen sich ausführlich mit dem Problem signifikanter Autokorrelationen und kommen zu dem Schluss, „... that if a regression equation relating economic variables is found to have strongly autocorrelated residuals, equivalent to a low DURBIN-WATSON value, the only conclusion that can be reached is that the equation is misspecified, whatever the value of R^2 observed.“.[13] Dem Problem der auftretenden Autokorrelationen und der somit offensichtlich vorliegenden Fehlspezifikation der Modelle wird im folgenden dadurch Rechnung getragen, dass die Modelle – entsprechend der Empfehlung von GRANGER und NEWBOLD – in Differenzgrößen geschätzt werden. Die Ergebnisse der Modellschätzungen erweisen sich jedoch ebenfalls als wenig zufriedenstellend. Das Autokorrelationsproblem wird durch die Differenzbildung zwar gemildert, dennoch liegt bei jedem der drei Modelle auch jetzt noch eine signifikante Korrelation der Fehlerterme vor. Der Bestimmtheitskoeffizient beträgt 0.01 beim Chicagoer Modell, ebenfalls 0.01 beim Keynesianischen Modell und 0.05 beim HOOPER-MORTON-Modell. Nur beim HOOPER-MORTON-Modell deutet der F-Test bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent auf eine signifikante Erklärungskraft des Modells hin. Zur Prognose des Kassawechselkurses im Rahmen dieser Studie wird die Formulierung der Modelle in Differenzgrößen verwendet, da hier die Gefahr einer Fehlspezifikation der Modelle geringer erscheint als in der Formulierung in Niveaugrößen. Die Problematik dieser Vorgehensweise ist jedoch ebenfalls offensichtlich.

Bei der Schätzung des Modells von FRENKEL zeigt sich ebenfalls ein Autokorrelationsproblem. Aus diesem Grund wird wiederum das Modell in Differenzgrößen geschätzt. Die Kleinst-Quadrat-Schätzung führt zu einem Bestimmtheitskoeffizienten von nur 0.02, auch nehmen die Parameter nicht die von FRENKEL geforderten Werte an. Das Autokorrelationsproblem ist jedoch beseitigt. Zur Überprüfung der Hypothese, ob sich Termin- und Kassawechselkurs signifikant unterscheiden,

Tabelle 1: Verwendete Prognosemodelle mit Abkürzungen

Prognosemodell	Abkürzung
random-walk-Modell	random-walk
Modell der Chicagoer Schule	Chicago
Keynesianisches Modell	Keynes
HOOPER-MORTON-Modell	HOOPER-MORTON
Modell auf Basis des Terminwechelkurses von FRENKEL	FRENKEL
Modell auf Basis des Terminwechelkurses als unmittelbarer Prediktor	Terminkurs
Autoregressives Modell erster Ordnung	AR(1)
Vektor-Moving-Average-Modell erster Ordnung	VMA(1)
Vektor-Autoregressives Modell erster Ordnung	VAR(1)
Vektor-Autoregressives Modell vierter Ordnung	VAR(4)
Error-Correction-Modell	ECM

wird für die in dieser Studie vorliegenden Daten[14] ein approximativer GAUSS-Test[15] durchgeführt. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent kann festgestellt werden, dass der Swapkurs, d.h. die Differenz zwischen Terminwechelkurs und Kassawechelkurs, signifikant von Null verschieden ist. Der Terminwechelkurs beinhaltet also Information, die nicht schon durch den Kassawechelkurs dargestellt wird. Modelle, die Termin- und Kassawechelkurs als unabhängige Variablen verwenden, könnten demnach Modellen, die ausschliesslich den Kassawechelkurs als unabhängige Variable verwenden, überlegen sein.

Bei den univariaten Zeitreihenmodellen im Rahmen dieser Arbeit werden die Zeitreihe des logarithmierten Kassawechelkurses und bei den multivariaten Ansätzen zusätzlich die Zeitreihe des logarithmierten Terminwechelkurses herangezogen. Zur Überprüfung der Stationarität dieser Zeitreihe kann der DICKEY-FULLER-Test bzw. der Augmented-DICKEY-FULLER-Test herangezogen werden.[16] Die Durchführung dieser Tests führt auf Basis der vorliegenden Daten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent zu dem Ergebnis, dass die Stationarität weder für die Zeitreihe des DM/US-Dollar-Kassawechelkurses noch für die Zeitreihe des DM/US-Dollar-Terminwechelkurses bestätigt werden kann. Ein

möglicher Ansatz, einen nicht-stationären Prozess in einen stationären Prozess zu überführen, besteht in der Bildung der ersten Differenzen. Auf Basis der vorliegenden Daten kann bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent bestätigt werden, dass die Prozesse der ersten Differenzen der betrachteten Zeitreihen stationär sind.

Im Rahmen der zeitreihenanalytischen Modellbildung erweisen sich für die vorliegenden Daten ein AR(1)-, ein VMA(1)-, ein VAR(1)- sowie ein VAR(4)-Modell als geeignet, da für diese Modelle die Nullhypothese der Modelladäquanz weder durch die Untersuchung der einzelnen Autokorrelationen noch durch den PORTMANTEAU-Test[17] verworfen werden kann. Für das identifizierte ARMA(0,0)-Modell, d.h. den random-walk-Prozess kann die Nullhypothese der Modelladäquanz nur im Falle des PORTMANTEAU-Tests nicht verworfen werden. Der Kritik von DAVIES und NEWBOLD folgend, scheint dieses Modell nicht adäquat zu sein. Trotzdem werden im nachfolgenden Kapitel Prognosen mit dem random-walk-Modell getroffen, da dieser Ansatz in der Literatur üblicherweise als Benchmark verwendet wird.

Zur Bestimmung eines Error-Correction-Modells folgt die vorliegende Arbeit CIFARELLI[18] bzw. CLARIDA/TAYLOR[19], d.h. es wird auf das

Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung von Termin- und Kassawechselkurs abgezielt. Der für das verwendete Datenmaterial im Untersuchungszeitraum festgestellte signifikante Swapsatz soll also zur Prognose des Kassawechselkurses nutzbar gemacht werden. Das Vorliegen der Kointegrationsbeziehung wird in dieser Studie mit drei verschiedenen Testverfahren überprüft. Dies sind der Cointegration-Regression-DURBIN-WATSON-Test, der DICKEY-FULLER-Test und der Augmented-DICKEY-FULLER-Test.[20] Die Nullhypothese „Kassa- und Terminwechselkurs sind nicht kointegriert“ kann für das vorliegende Datenmaterial bei jedem der drei Tests verworfen werden.[21] Die Schätzung des entsprechenden Error-Correction-Modells erfolgt mit der Kleinst-Quadrat-Methode.[22] Die Parameter dieses Modells sind für die vorliegenden Daten von Kassa- und Terminwechselkurs signifikant, ein Autokorrelationsproblem besteht nicht. Somit ist die Bildung eines Error-Correction-Modells zur Prognose des Kassawechselkurses möglich.[23]

In der Tabelle 1 sind noch einmal alle betrachteten Prognosemodelle einschliesslich der jeweiligen Abkürzungen, die in den folgenden Ausführungen verwendet werden, zusammengefasst.

4. Vergleich der Prognosegüte

Mit den geschätzten Modellen wird nun der DM/US-Dollar-Wechselkurs für die 98 Wochen vom 17. Mai 1988 bis zum 27. März 1990 prognostiziert. Dabei wird so vorgegangen, dass die geschätzten Modellparameter zwar nicht verändert werden, aber sämtliche, zum Zeitpunkt der Prognose verfügbaren Informationen in die Modelle Eingang finden.[24] Im Rahmen der Prognosen mit strukturellen Modellen wurden die tatsächlich realisierten Werte der unabhängigen Variablen verwendet, d.h. es werden zum Zeitpunkt der Prognose eigentlich noch unbekannt Informationen verwendet.[25]

4.1 Gütemasse

Zunächst stellt sich das Problem, wie die Prognosen der unterschiedlichen Modelle vergleichbar gemacht werden können. GRANGER/NEWBOLD[26] empfehlen dazu den „Mean Absolute Error“ (MAE). Dieser ergibt sich gemäss

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |S_t - \hat{S}_t|, \quad (1)$$

wobei n die Zahl der prognostizierten Werte, S_t den Kassawechselkurs und \hat{S}_t die Prognose des Wechselkurses für den Zeitpunkt t darstellt. MEESE und ROGOFF[27] verwenden darüber hinaus den „Root Mean Square Error“ (RMSE). Dieser ergibt sich mit

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (S_t - \hat{S}_t)^2}. \quad (2)$$

Sowohl MAE als auch RMSE wachsen mit steigendem Prognosefehler monoton.

Ergänzend zu diesen beiden Konzepten ist eine Vielzahl weiterer Fehlermasse denkbar. Da es gerade bei der Wechselkursprognose von erheblicher Bedeutung sein kann, ob eine Unter- oder Überschätzung des künftigen Wechselkurses auftritt, sind entsprechende Unterscheidungen zweckmässig. Das Mittel der Unterschätzungen, d.h. der positive Prognosefehler kann gemäss

$$MAE^{pos} = \frac{1}{n^{pos}} \sum_{t=1}^n E_t^{pos}$$

mit

$$E_t^{pos} = \begin{cases} S_t - \hat{S}_t & \text{für } S_t - \hat{S}_t > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (3)$$

bestimmt werden, wobei n^{pos} die Anzahl der positiven Prognosefehler darstellt. Analog kann das Mittel der Überschätzungen, d.h. der negative Prognosefehler mit

$$MAE^{neg} = \frac{1}{n^{neg}} \sum_{t=1}^n E_t^{neg}$$

mit

$$E_t^{neg} = \begin{cases} \hat{S}_t - S_t & \text{für } S_t - \hat{S}_t < 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (4)$$

angegeben werden. Dabei bezeichnet n^{neg} die Anzahl der negativen Prognosefehler. Weiterhin kann auch die Stichprobenstandardabweichung des Prognosefehlers

$$STA = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n \left[(S_t - \hat{S}_t) - \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (S_t - \hat{S}_t) \right]^2 \quad (5)$$

Berücksichtigung finden, wobei Modelle mit geringerer Standardabweichung präferiert werden.

Als weitere Gütemasse bieten sich die minimalen und maximalen Abweichungen zwischen den Kassawechselkursen und den prognostizierten Wechselkursen an. Diese Masse können gemäss

$$MIN = \min_t |S_t - \hat{S}_t| \quad (6)$$

$$MAX = \max_t |S_t - \hat{S}_t| \quad (7)$$

berechnet werden. Um Aussagen über die Güte der Anpassung der prognostizierten Wechselkurse an die tatsächlichen Werte machen zu können, kann der Bestimmtheitskoeffizient ermittelt werden. Dieser ergibt sich gemäss

$$BEST = \left[\frac{\sum_{t=1}^n (S_t - \bar{S})(\hat{S}_t - \hat{\bar{S}})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (S_t - \bar{S})^2 \sum_{t=1}^n (\hat{S}_t - \hat{\bar{S}})^2}} \right]^2$$

mit

$$\bar{S} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n S_t \text{ und } \hat{\bar{S}} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{S}_t. \quad (8)$$

Je höher das Bestimmtheitsmass ist, desto stärker werden die tatsächlichen Kurse durch die geschätzten Werte determiniert.

Mit drei weiteren Gütemassen soll die Anzahl der „Prognosetreffer“ ermittelt werden. Dabei kann zum einen der relative Anteil der exakten Treffer bestimmt werden, wobei zweckmässigerweise von auf zwei Dezimalstellen gerundeten Werten ausgegangen wird. Die Berechnung dieses Masses ergibt sich nach der Formel

$$TRGER = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n T_t \quad (9)$$

mit

$$T_t = \begin{cases} 1 & \text{für } \text{Int}[(S_t + 0.005) \cdot 100] = \text{Int}[(\hat{S}_t + 0.005) \cdot 100], \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

wobei Int die Integer-Funktion bezeichnet. Darüber hinaus kann der relative Anteil der Treffer in einem bestimmten Intervall ermittelt werden. Dieses Intervall wird in dieser Studie so festgelegt, dass zwischen dem tatsächlichen und dem geschätzten Wechselkurs eine maximale Abweichungen von einem halben bzw. einem Pfennig vorliegt. Die entsprechenden Gütemasse ergeben sich dann gemäss

$$TR1 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n T_t$$

mit

$$T_t = \begin{cases} 1 & \text{für } |S_t - \hat{S}_t| \leq 0.005, \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (10)$$

$$TR2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n T_t$$

mit

$$T_t = \begin{cases} 1 & \text{für } |S_t - \hat{S}_t| \leq 0.01, \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (11)$$

Tabelle 2: Verwendete Gütemasse mit Abkürzungen

Gütemass	Abkürzung
Mittlerer absoluter Prognosefehler	MAE
Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers	RMSE
Positiver mittlerer Prognosefehler (Mittel der Unterschätzungen)	MAEpos
Negativer mittlerer Prognosefehler (Mittel der Überschätzungen)	MAEneg
Standardabweichung des Prognosefehlers	STA
Minimaler absoluter Prognosefehler	MIN
Maximaler absoluter Prognosefehler	MAX
Bestimmtheitskoeffizient	BEST
Anteil der Prognosetreffer bei Rundung auf zwei Dezimalstellen	TRGER
Anteil der Prognosetreffer im Intervall $\pm 0,5$ Pfennig	TR1
Anteil der Prognosetreffer im Intervall ± 1 Pfennig	TR2

wobei der Wert TR1 die Trefferquote bei einer maximalen Abweichung von einem halben Pfennig und der Wert TR2 die Trefferquote bei einer maximalen Abweichung von einem Pfennig angibt. Die Länge des symmetrischen Trefferintervalls um den tatsächlichen Wechselkurs beträgt damit beim Gütemass TR1 einen und beim Gütemass TR2 zwei Pfennige.

Die Tabelle 2 fasst noch einmal alle dargestellten Gütemasse einschliesslich der jeweiligen Abkürzung, die in den nachfolgenden Ausführungen verwendet werden, zusammen.

4.2 Prognosegüte der Modelle

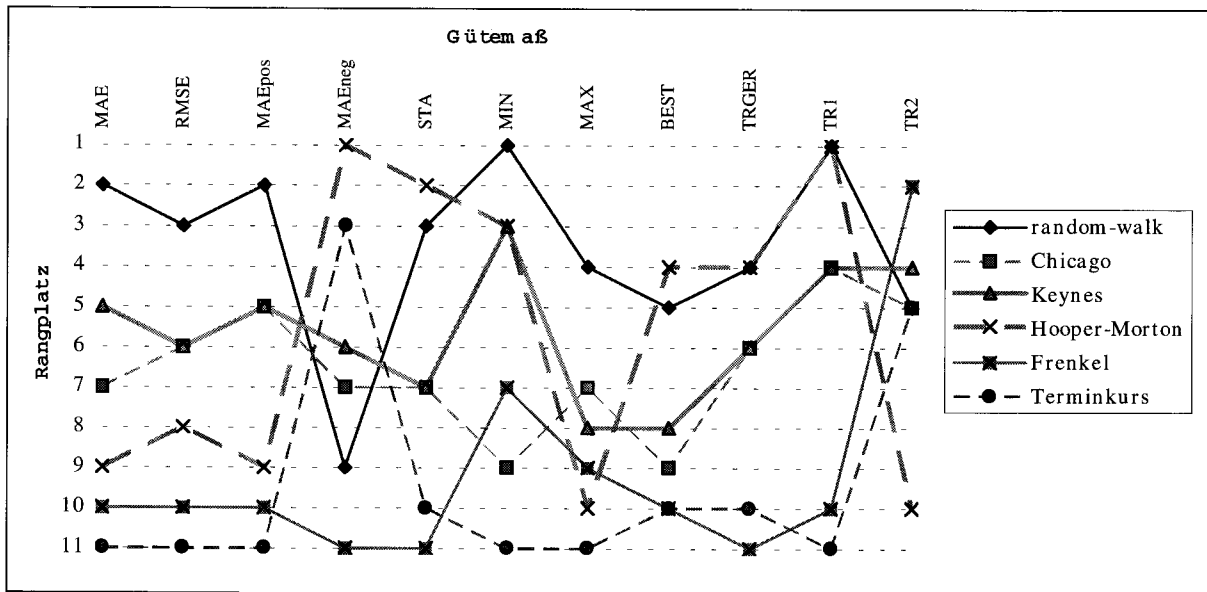
Die im vorherigen Abschnitt beschriebenen Gütemasse können nun für die in dieser Studie behandelten Modelle berechnet werden. Eine detaillierte Analyse der Rangplätze der Modelle bezüglich aller betrachteten Gütemasse führt zu den Profilen der Abbildungen 1 und 2. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die traditionellen und die zeitreihenanalytischen Prognosemethoden dabei getrennt dargestellt, obwohl sich die Rangplätze auf alle Modelle gemeinsam beziehen.

Bei einem Vergleich der beiden Abbildungen fällt zunächst auf, dass die zeitreihenanalytischen Mo-

delle grundsätzlich höhere Rangplätze als die traditionellen Modelle aufweisen. Vor allem das VAR(4)-Modell und das Error-Correction-Modell zeigen bei nahezu allen Gütemassen recht gute Ergebnisse. Lediglich das Mass TR2 stellt eine Ausnahme dar, da das Error-Correction-Modell bei diesem Mass den niedrigsten Rangplatz aufweist. Bei ausschliesslicher Betrachtung der traditionellen Prognosemethoden fällt darüber hinaus auf, dass das random-walk-Modell bei sieben der betrachteten Gütemasse den höchsten Rangplatz besitzt. Lediglich bei den Massen MAE^{neg}, STA und BEST besitzt das HOOPER-MORTON-Modell und beim Mass TR2 das Modell von FRENKEL den höchsten Rangplatz unter den traditionellen Prognosemethoden. Die dennoch insgesamt schlechten Resultate der Prognosemodelle auf Basis von Terminwechselkursen werden bei einer Betrachtung über alle verwendeten Gütemasse ersichtlich. Von einer überlegenen Prognosekraft dieser Ansätze kann, wie dies in der Literatur teilweise vermutet wird, somit nicht ausgegangen werden.

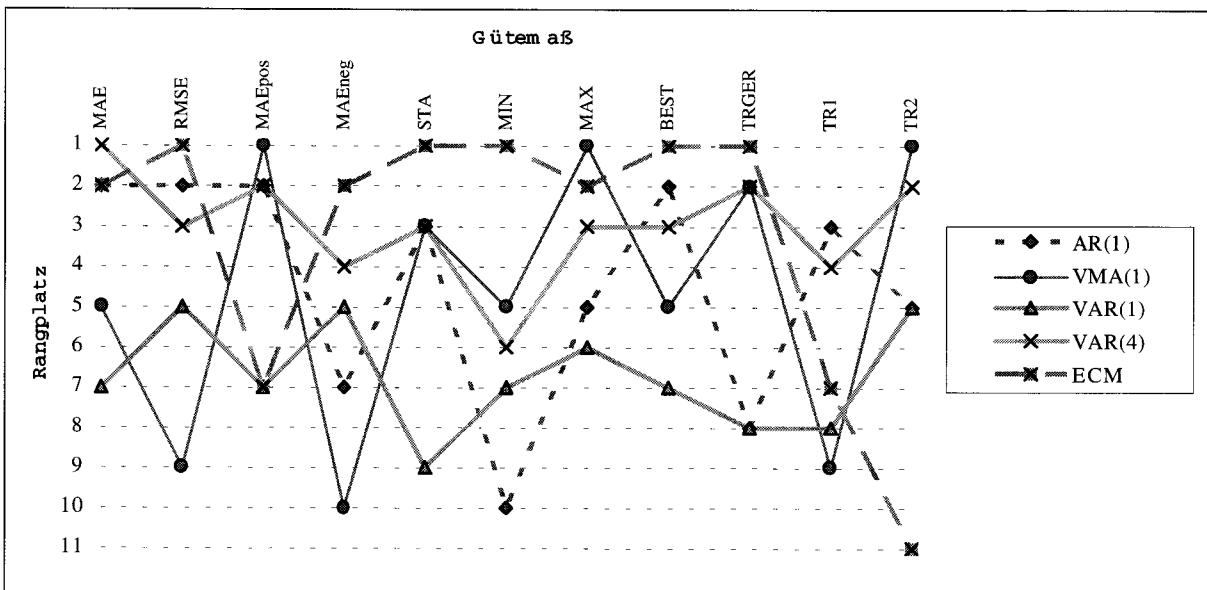
Neben einer Analyse der Rangplätze sollen auch die absoluten Werte der Modelle bezüglich der betrachteten Gütemasse näher untersucht werden. Dazu werden die einzelnen Gütemasse einheitlich auf das Intervall [0;1] normiert, wobei 0 die

Abbildung 1: Profile der traditionellen Prognosemethoden



In der Grafik werden die Rangplätze der traditionellen Modelle bezüglich der 11 Gütemasse abgetragen, die sich jeweils über alle 11 betrachteten Prognosemethoden ergeben. Je höher die resultierende Kennlinie verläuft, desto höher ist die Prognosegüte der jeweiligen Methode im Vergleich zu den anderen.

Abbildung 2: Profile der zeitreihenanalytischen Prognosemethoden

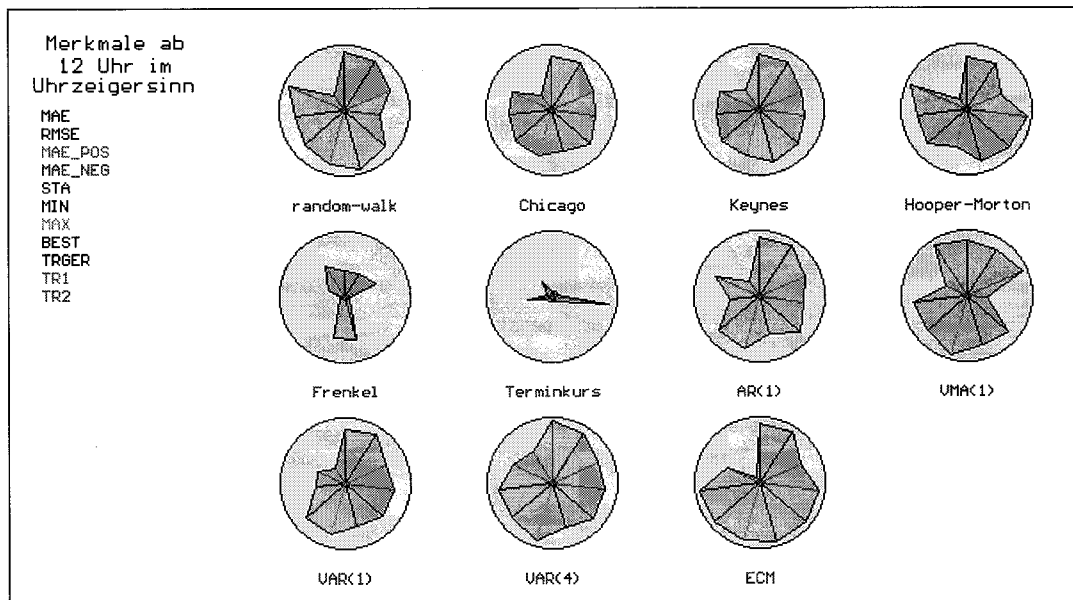


In der Grafik werden die Rangplätze der zeitreihenanalytischen Modelle bezüglich der 11 Gütemasse abgetragen, die sich jeweils über alle 11 betrachteten Prognosemethoden ergeben. Je höher die resultierende Kennlinie verläuft, desto höher ist die Prognosegüte der jeweiligen Methode im Vergleich zu den anderen.

schlechteste und 1 die beste Ausprägung darstellt.[28] Anschliessend kann eine grafische Darstellung mittels Sterndiagrammen erfolgen, die in der Abbildung 3 wiedergegeben ist. Dabei signalisiert ein grösserer Stern auch eine vergleichsweise bessere Prognosegüte der jeweiligen Methode über die betrachteten Gütemasse. Mit Ausnahme der Prognosemodelle auf Basis von Terminwechselkursen fallen die Unterschiede zwischen den einzelnen Modellen insgesamt sehr gering aus. Den grössten Stern weist das Error-Correction-Modell auf, obwohl es beim Mass TR2 im Vergleich zu den anderen Modellen am schlechtesten abschneidet. Den über alle Gütemasse gleichmässig grössten Stern besitzt das VAR(4)-Modell. Die Durchführung einer Klassifikation der Prognosemethoden anhand der elf Gütemasse führt zu dem Dendrogramm der Abbildung 4. Da das verwendete Complete Linkage Verfahren eine Distanzmatrix voraussetzt, wurde zur Distanzbe-

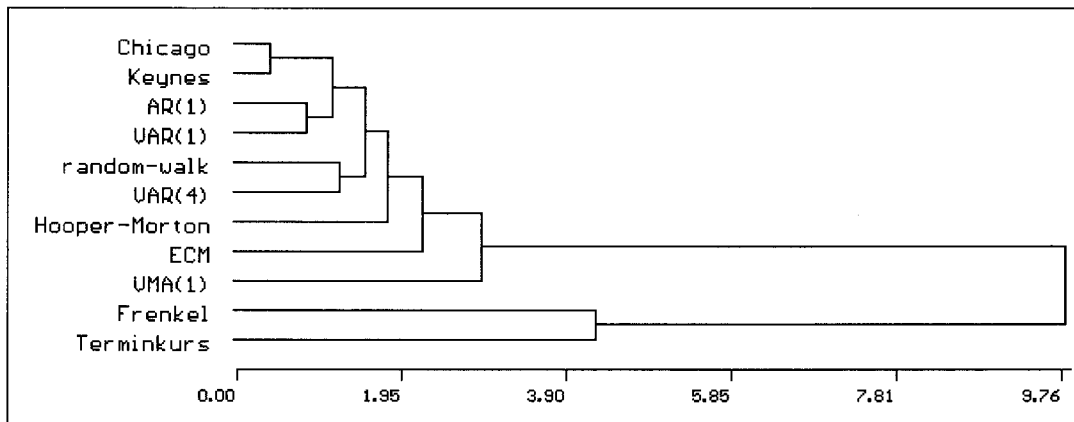
stimmung die City-Block-Metrik verwendet. Im Hinblick auf eine zweckmässige Gewichtung der merkmalsweisen Distanzen wurde zunächst eine Blockbildung mit den sechs Merkmalsblöcken MAE/RMSE, MAE^{pos}/MAE^{neg} , STA, MIN/MAX, BEST und TRGER/TR1/TR2 durchgeführt. Die Gewichte wurden anschliessend so festgelegt, dass die merkmalsweisen Distanzen sowohl innerhalb als auch zwischen den sechs Blöcken gleichmässig in den aggregierten Distanzindex eingehen. Anhand des dargestellten Dendrogramms kommen die Ähnlichkeiten der Prognosemethoden hinsichtlich der Prognosegüte gut zum Ausdruck. Am ähnlichsten sind das Modell der Chicagoer Schule und das Keynesianische Modell. Die Modelle auf Basis des Terminwechselkurses unterscheiden sich hinsichtlich ihrer Prognosegüte deutlich von den anderen Methoden und stellen eine eigene Klasse dar. Diese Ergebnisse decken sich mit den bereits festgestellten Resultaten.

Abbildung 3: Sterndiagramme der Prognosemethoden



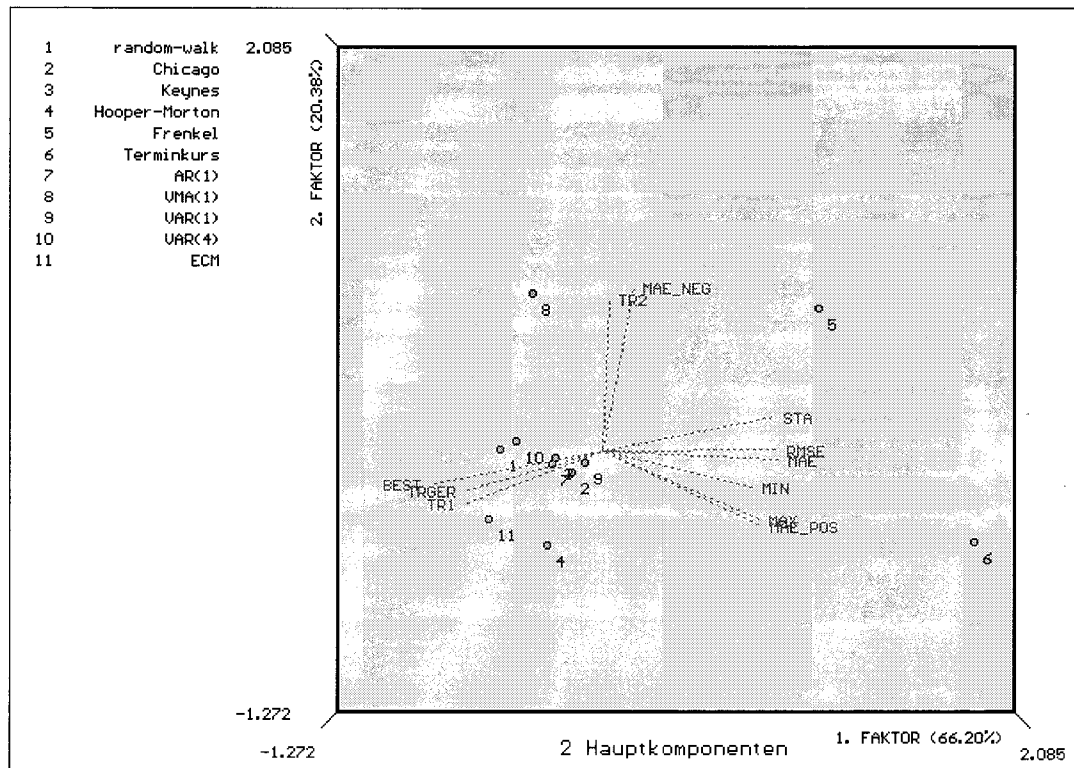
In jedem Stern werden für eine Prognosemethode die absoluten Werte bezüglich der 11 Gütemasse abgetragen, die zuvor einheitlich auf das Intervall [0;1] normiert wurden (0 = schlechtester Wert, 1 = bester Wert). Ein grösserer Stern signalisiert dabei eine vergleichsweise bessere Prognosegüte der jeweiligen Methode.

Abbildung 4: Complete Linkage Klassifikation der Prognosemethoden



Das Dendrogramm veranschaulicht den hierarchischen Klassifikationsprozess der 11 Prognosemethoden. Je ähnlicher die Methoden bezüglich der 11 Gütemasse sind, desto eher erfolgt die Fusion zu einer Klasse.

Abbildung 5: Zweidimensionale Repräsentation der Prognosemethoden



In der Grafik werden die sich ergebenden Faktorenwerte der 11 Prognosemethoden unter Verwendung der ersten beiden Hauptkomponenten abgetragen. Je ähnlicher die Prognosemethoden bezüglich der 11 Gütemasse sind, desto geringer ist der Abstand der entsprechenden Punkte im Raum. Durch die eingezeichneten Achsen der Merkmale (Gütemasse) ist eine Beschreibung der relativen Lage der Punkte (Methoden) möglich.

Um eine Feinanalyse der Ähnlichkeiten zwischen den einzelnen Modellen hinsichtlich ihrer Prognosegüte zu ermöglichen, soll im folgenden noch eine Hauptkomponentenanalyse durchgeführt werden. Das Ergebnis einer zweidimensionalen Repräsentation der Prognosemethoden ist in der Abbildung 5 dargestellt, wobei knapp 87 Prozent der Ausgangsinformation erhalten bleiben.

Anhand der Grafik sind die bereits festgestellten Ähnlichkeiten der Prognosemethoden hinsichtlich ihrer Prognosegüte ersichtlich. Darüber hinaus kann die Lage der Prognosemethoden aufgrund der eingezeichneten Merkmalsachsen interpretiert werden. So zeigt sich beispielsweise, dass das Modell von FRENKEL bezüglich der Masse TR2, MAE^{neg} , STA, RMSE, MAE, MIN, MAX und MAE^{pos} vergleichsweise hohe und bezüglich der Masse BEST, TRGER und TR1 vergleichsweise niedrige Ausprägungen aufweist, also insgesamt eine schlechte Prognosegüte besitzt. Durch den hohen Erklärungsanteil der ersten beiden Hauptkomponenten wird darüber hinaus deutlich, dass sich die Information der betrachteten 11 Gütemasse ohne nennenswerten Informationsverlust (nur ca. 13 Prozent) auf zwei nicht direkt beobachtbare Masse (Faktoren) übertragen lässt. Aus den eingezeichneten Merkmalsachsen geht dabei hervor, welche Gütemasse eine weitgehend redundante Information aufweisen und in die beiden Faktoren jeweils eingehen.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die im Vergleich zum random-walk zu erzielenden Prognoseerfolge eher gering ausfallen. Die Prognosefähigkeit der strukturellen und der den Terminwechselkurs heranziehenden Modelle erscheinen sehr fraglich. Allein die multivariaten Zeitreihenmodelle und die Error-Correction-Modelle verfügen über eine dem random-walk-Modell – wenn auch geringfügig – überlegene Prognosekraft. Somit kann nicht mehr vorbehaltlos davon ausgegangen werden, dass Wechselkurse einem random-walk folgen.

5. Schlussbetrachtung

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit war es mehrfach nötig, bestimmte Einschränkungen zu machen. Diese betreffen zum einen die untersuchten Ansätze zur Prognose von Wechselkursen. Nicht behandelt wurden die Methoden der Charttechnik, die Portfolio-Ansätze, MARKOV-Switching-Modelle und Modelle der Währungssubstitution. Die Darstellung der Ansätze der Zeitreihenanalyse beschränkte sich auf lineare Prozesse. Nicht behandelt wurden hier insbesondere ARCH-Modelle.

Weiterhin wurde mit dem DM/US-Dollar-Wechselkurs nur ein einziger Wechselkurs empirisch untersucht. Es ist durchaus möglich, dass die Untersuchung anderer Wechselkurse zu anderen Ergebnissen geführt hätte. DM und US-Dollar gehören zu den auf den internationalen Devisenmärkten Amerikas, Asiens und Europas am intensivsten gehandelten Währungen. Bei anderen, weniger effizient gehandelten Währungen sind eventuell stärkere Verbesserungen im Vergleich zum random-walk möglich.[29]

Eine weitere wichtige Einschränkung betrifft den Prognosezeitraum. Dieser umfasst hier eine Periode von knapp zwei Jahren. Die Wahl ist durch die Verfügbarkeit des Datenmaterials bedingt. Allerdings ist bei einem Gütevergleich anhand von 98 Prognosezeitpunkten durchaus davon auszugehen, dass Unterschiede zwischen den Modellen nicht ausschliesslich durch den Zufall bedingt sind. Es ist jedoch möglich, dass die verschiedenen Modelle in unterschiedlichen Zeiträumen unterschiedlich gut prognostizieren. GRANGER/NEWBOLD[30] argumentieren, dass einfache Zeitreihenmodelle in Zeiten eines stabilen ökonomischen Umfeldes zu überlegenen Ergebnissen gelangen, wohingegen strukturelle Modelle besser auf exogene Schocks reagieren.

Strukturelle Modelle vermögen keine ausreichend guten Wechselkursprognosen zu erstellen. Sie schneiden trotz der Verwendung der tatsächlich realisierten Werte der unabhängigen Variablen schlechter ab als der random-walk. Die hier getroffenen Aussagen bezüglich der Prognosegüte

bzw. der Qualität der strukturellen Modelle allgemein sind aber insofern zu relativieren, als dass durch neue Entwicklungen in der makroökonomischen Theorie durchaus Fortschritte möglich sind. Es muss an dieser Stelle auch erwähnt werden, dass der Prognosehorizont von nur einer Woche sehr kurz ist, und sich die Gleichgewichtsbedingungen der strukturellen Modelle in dieser kurzen Frist eventuell nicht vollständig einstellen können.[31]

Die Prognosequalität der Zeitreihenmodelle ist zwar bei weitem noch nicht befriedigend, jedoch zeigt die vorliegende Arbeit, dass mit Hilfe von Vektor-ARMA-Modellen durchaus dem random-walk überlegene Prognosen möglich sind. Error-Correction-Modelle zeigen sowohl in der Literatur als auch in der vorliegenden Arbeit eine bessere Prognosegüte als der random-walk, setzen allerdings Kointegrationsbeziehungen zwischen den verwendeten Variablen voraus, die nur selten anzutreffen sind. Auch fällt die Verbesserung der Prognoseergebnisse nur geringfügig aus. Eine weitere Verbesserung der Modelle ist auch hier notwendig. Neuere Untersuchungen zeigen, dass die Erklärungskraft nichtlinearer Modelle diejenige von linearen Modellen übersteigen kann.[32]

Insgesamt bleibt festzustellen, dass auf dem Gebiet der Wechselkursprognose auch in Zukunft in Theorie und Praxis noch grosser Forschungsbedarf besteht, bevor mit zufriedenstellenden Ergebnissen zu rechnen ist. Einstweilen muss man sich mit Modellansätzen zufrieden geben, die zumindest besser abschneiden als der einfache random-walk. In der vorliegenden Arbeit konnte dies für multivariate Zeitreihenmodelle und Error-Correction-Modelle gezeigt werden. Die Vorgehensweise, nur den Terminwechsellkurs, nicht aber fundamentale Variablen zur Modellbildung heranzuziehen, hat sich insofern bewährt, als die Prognoseergebnisse durchaus mit denen von GERHARDS[33], KOHN[34] und MACDONALD/TAYLOR[35] vergleichbar sind, die Modellbildung aber wesentlich einfacher und schneller erfolgen kann, und eine bessere Datenverfügbarkeit gegeben ist.

Der Aussage von MEESE und ROGOFF[36], dass kein Ansatz existiere, der bessere Prognosen erbringe als der random-walk, kann jedenfalls angesichts der in der vorliegenden Arbeit erzielten Ergebnisse nicht mehr uneingeschränkt zugestimmt werden. Man muss sich also – zumindest vorerst – nicht WHITMAN[37] anschliessen, die meint: „It is impossible to forecast exchange rates successfully.“

Fussnoten

- [1] vgl. u.a. CORNELL (1977), FRENKEL (1976) und MUSSA (1979).
- [2] vgl. HERI (1982, p. 157).
- [3] vgl. beispielsweise GERHARDS (1994) und KOHN (1991).
- [4] vgl. BILSON (1978, 1979), FRENKEL (1976).
- [5] vgl. DORNBUSCH (1976), FRANKEL (1979, 1981).
- [6] vgl. HOOPER/MORTON (1982).
- [7] vgl. z.B. GERHARDS (1994), KOHN (1991) und MACDONALD/TAYLOR (1993).
- [8] Eine ausführliche Darstellung des Ansatzes der Kointegration findet sich bei GRANGER (1981, 1986) und ENGLE/GRANGER (1987).
- [9] vgl. FAMA (1965, p. 55).
- [10] GÄRTNER (1990, p. 213).
- [11] u.a. BILSON (1981), CUMBY/OBSTFELD (1981), GEWEKE/FEIGE (1979), HAKKIO (1981), HANSEN/HODRICK (1980, 1983), MEESE/SINGLETON (1980) sowie TRYON (1979).
- [12] Die Einschränkung hinsichtlich des zur Modellschätzung und zur Prognose der Wechselkurse verwendeten Datenmaterials ist darauf zurückzuführen, daß zum einen der Terminwechsellkurs für die vorliegende Studie erst ab 11.10.1983 verfügbar ist und zum anderen ab dem zweiten Quartal 1990 ein Strukturbruch der fundamentalen Daten aufgrund der angekündigten Wirtschafts- und Währungsunion im Rahmen der deutschen Wiedervereinigung zu verzeichnen ist. Eine Evaluierung unterschiedlicher Prognosezeitpunkte zur Untersuchung der zeitlichen Stabilität der Ergebnisse, die für die vorliegende Arbeit durchaus von Interesse wäre, kann daher aus den folgenden Gründen nicht in Betracht gezogen werden: (1) Die 240 festgelegten Beobachtungszeitpunkte zur Modellschätzung werden als notwendig erachtet, um bei den strukturellen und zeitreihenanalytischen Modellen keine Überparametrisierung und somit akzeptable Schätzwerte für die Parameter zu erhalten. (2) Die festgelegten 98 Prognosen des Kassawechselkurses werden ebenfalls als notwendig erachtet, um einen nicht auf zufälligen Einflüssen basierenden Vergleich der Prognosegüte durchführen zu können.
- [13] GRANGER/NEWBOLD (1974, p. 117).
- [14] Daten auf Wochenbasis vom 11.10.1983 bis zum 25.06.1996.
- [15] vgl. z.B. BAMBERG/BAUR (1996, pp. 187–189).
- [16] vgl. GRANGER/NEWBOLD (1986, pp. 263–264) sowie MADDALA (1992, p. 258–264); eine Übersicht und ein Gütevergleich alternativer Tests auf Stationarität, wie den PHILLIPS-PERRON-Test, den OULIARIS-Test, den PHILLIPS-OULIARIS-Test und den BIERENS-Test, findet sich bei KOHN (1991, pp. 57–75).
- [17] vgl. GRANGER/NEWBOLD (1986, p. 100) Kritisch zur Güte des PORTMANTEAU-Tests äußern sich DAVIES/NEWBOLD (1979, pp. 154–155).
- [18] CIFARELLI (1992).
- [19] CLARIDA/TAYLOR (1992).
- [20] vgl. ENGLE/YOO (1987, pp. 223–236); alternativ können der PHILLIPS-PERRON-Test, der PHILLIPS-OULIARIS-Test und der Test von JOHANSEN verwendet werden (vgl. KOHN, 1991, pp. 105–111). Die vorliegende Arbeit beschränkt sich aber auf die üblicherweise verwendeten Tests.
- [21] Die Gültigkeit des DICKEY-FULLER-Tests ist jedoch aufgrund autokorrelierter Residuen durchaus zweifelhaft.
- [22] Alternative Schätzverfahren für das Error-Correction-Modell finden sich bei JOHANSEN (1988) und STOCK (1987). Die vorliegende Arbeit folgt an dieser Stelle jedoch ENGLE/GRANGER (1987), deren Ansatz in der einschlägigen Literatur häufiger zur Anwendung gelangt.
- [23] Diese Ergebnisse entsprechen denen von CIFARELLI (1992), CLARIDA/TAYLOR (1992), DARBAR ET AL. (1993) sowie JUNG/WIELAND (1990).
- [24] Dieses „one-step-ahead forecasting“ entspricht dem Vorgehen von CIFARELLI (1992) sowie CLARIDA/TAYLOR (1992).
- [25] Dies entspricht dem Vorgehen von MEESE/ROGOFF (1983).
- [26] GRANGER/NEWBOLD (1986).
- [27] MEESE/ROGOFF (1983).
- [28] Da bei den Maßen MAE, RMSE, MAE^{pos}, MAE^{neg}, STA, MIN und MAX ein kleinerer Wert besser ist, wurden die auf das Intervall [0;1] transformierten Werten von der Zahl 1 subtrahiert.
- [29] vgl. z.B. BILIK (1982) und FREIMANN (1994).
- [30] GRANGER/NEWBOLD (1986, p. 288).
- [31] Entsprechend problematisch ist in der empirischen Analyse auch die Verfügbarkeit des benötigten Datenmaterials.
- [32] vgl. AKIGARY (1989, pp. 74–79).
- [33] GERHARDS (1994).
- [34] KOHN (1991).
- [35] MACDONALD/TAYLOR (1993).
- [36] MEESE/ROGOFF (1983).
- [37] WHITMAN (1980, p. 22).

Literatur

- AKIGARY, V. (1989): „Conditional Heteroscedasticity in Time-Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts“, *Journal of Business* 62, pp. 55–80.
- BACHELIER, L. (1900): „Théorie de la Speculation“, Paris: Gauthier-Villars, in: Cootner, P.H. (Hrsg.): *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge: MIT Press, 1964, pp. 17–78.
- BAMBERG, G. und F. BAUR (1996): *Statistik*, 9. Auflage, München: Oldenbourg.
- BILIK, E. (1982): „Forecasting Accuracy of Forward Exchange Rates and the Efficiency of the Market for Foreign Exchange: An Inquiry into the Performance of the Foreign-Exchange Forecasting Industry“, Dissertation, Ohio State University.
- BILSON, J. F. O. (1978): „Rational Expectations and the Exchange Rate“, in: Frenkel, J.A. and H.G. Johnston (Hrsg.): *The Economics of Exchange Rates*, Reading: Addison-Wesley, pp. 75–96.
- BILSON, J. F. O. (1979): „The Deutsche Mark/Dollar Rate – A Monetary Analysis“, in: Brunner, K. and A.H. Meltzer (Hrsg.): *Policies for Employment, Prices and Exchange Rates*, Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, Amsterdam: North-Holland, pp. 59–101.
- BILSON, J. F. O. (1981): „The Speculative Efficiency Hypothesis“, *Journal of Business* 54, pp. 435–451.
- BILSON, J. F. O. and R. M. LEVICH (1977): „On the Efficiency of Foreign Exchange“, in: Dornbusch, R. and J. Frenkel (Hrsg.): *International Economic Policy*, Baltimore: John Hopkins University Press, pp. 246–269.
- BRANSON, W. H., H. HALTTUNEN and P. MASSON. (1979): „Exchange Rates in the Short-Run: Some Further Results“, *European Economic Review* 12, pp. 395–402.
- CIFARELLI, G. (1992): „Exchange Rate Market Efficiency Test and Cointegration Analysis“, *Economia Internazionale* 45, pp. 197–208.
- CLARIDA, R. H. and M. P. TAYLOR (1992): „The Term Structure of Forward Exchange Rates and the Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors“, Columbia University/Department of Economics, Discussion Paper Series 627.
- COOTNER, P. H. (1962): „Stock Prices: Random vs Systematic Changes“, *Industrial Management Review* 3, pp. 24–45.
- CORNELL, B. (1977): „Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency“, *Journal of Financial Economics* 5, pp. 55–65.
- CUMBY, R. E. and M. OBSTFELD (1981): „A note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials“, *Journal of Finance* 36, pp. 697–703.
- DARBAR, S. M., J. W. MCFARLAND and P. C. MCMAHON (1993): „Financial Integration in the 1920s: A Cointegration Approach“, *Weltwirtschaftliches Archiv* 129, pp. 675–688.
- DAVIES, N. and P. NEWBOLD (1979): „Some Power Studies of a Portmanteau Test of Time Series Model Specification“, *Biometrika* 66, pp. 153–155.
- DORNBUSCH, R. (1976): „Expectations and Exchange Rate Dynamics“, *Journal of Political Economy* 84, pp. 1161–1176.
- ENGLE, R. F. and C. W. J. GRANGER (1987): „Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing“, *Econometrica* 55, pp. 251–276.
- ENGLE, R. F. and B. S. YOO (1987): „Forecasting and Testing in Cointegrated Systems“, *Journal of Econometrics* 35, pp. 222–227.
- FAMA, E. F. (1965): „The Behavior of Stock Market Prices“, *Journal of Business* 38, pp. 34–105.
- FRANKEL, J. A. (1979): „Monetary and Portfolio-Balance: Models of Exchange Rate Determination“, in: Bhandari, J. S. and B. H. Putnam (Hrsg.): *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, Cambridge: MIT Press, pp. 84–115.
- FRANKEL, J. A. (1981): „The Mystery of the Multiplying Marks: A Modification of the Monetary Model“, *Review of Economics and Statistics* 64, pp. 515–519.
- FREIMANN, E. (1994): *Zinsdifferenz und Wechselkursersparung*, Bayreuth: PCO.
- FRENKEL, J. A. (1976): „A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence“, *Scandinavian Journal of Economics* 78, pp. 200–224.
- FRENKEL, J. A. (1981a): „On the Mark: Reply“, *American Economic Review* 71, pp. 1075–1082.
- FRENKEL, J. A. (1981b): „Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of News: Lessons from the 1970's“, *Journal of Political Economy* 89, pp. 665–705.
- GÄRTNER, M. (1990): *Makroökonomik flexibler Wechselkurse*, Berlin: Springer.
- GERHARDS, T. (1994): *Theorie und Empirie flexibler Wechselkurse*, Heidelberg: Physica.
- GEWEKE, J. F. and E. FEIGE (1979): „Some Joint Tests on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange“, *Review of Economics and Statistics* 61, pp. 334–341.
- GODFREY, M. D., C. W. J. GRANGER and O. MORGENSTERN (1964): „The Random Walk Hypothesis of Stock Market Behavior“, *Kyklos* 17, pp. 1–30.
- GRANGER, C. W. J. (1981): „Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification“, *Journal of Econometrics* 16, pp. 121–130.
- GRANGER, C. W. J. (1986): „Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, pp. 213–228.
- GRANGER, C. W. J. and O. MORGENSTERN (1963): „Spectral Analysis of NY Stock Market Prices“, *Kyklos* 16, pp. 1–27.

- GRANGER, C. W. J. and P. NEWBOLD (1974): „Spurious Regressions in Econometrics“, *Journal of Econometrics* 2, pp.111–120.
- GRANGER, C. W. J. and P. NEWBOLD (1986): *Forecasting Economic Time Series*, 2nd edition, San Diego: Academic Press.
- HAKKIO, C. S. (1981): „Expectations and the Forward Exchange Rate“, *International Economic Review* 22, pp. 663–678.
- HANSEN, L. P. and R. J. HODRICK (1980): „Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis“, *Journal of Political Economy* 88, pp. 829–853.
- HANSEN, L. P. and R. J. HODRICK (1983): „Risk-Averse Speculation in Forward Exchange Markets: An Econometric Analysis“, in: Frankel, J.A. (Hrsg.): *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 113–152.
- HERI, E. W. (1982): *Bestimmungsgründe kurzfristiger Wechselkursfluktuationen*, Hamburg: Weltarchiv.
- HOOPER, P. and J. MORTON (1982): „Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination“, *Journal of International Money and Finance* 1, pp. 39–56.
- JOHANSEN, S. (1988): „Statistical Analysis of Cointegration Vectors“, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231–254.
- JUNG, A. C. and V. WIELAND (1990): „Forward Rates and Spot Rates in the European Monetary System – Forward Market Efficiency“, *Weltwirtschaftliches Archiv* 126, pp. 615–629.
- KENDALL, M. G. (1953): „The Analysis of Economic Time Series“, *Journal of the Royal Statistical Society* 96, Series A, pp. 11–25.
- KOHN, W. (1991): *Eine ökonometrische Analyse von Wechselkursmodellen unter Berücksichtigung nichtstationärer Zeitreihen*, Frankfurt am Main: Haag und Herchen.
- MACDONALD, R. and M. P. TAYLOR (1993): „The Monetary Approach to the Exchange Rate. Rational Expectations, Long-Run Equilibrium and Forecasting“, *IMF Staff Papers* 40, pp. 89–107.
- MACDONALD, R. and T. S. TORRANCE (1988): „The Exchange Rates and the ‘News’: Some Evidence Using U.K. Survey Data“, *The Manchester School of Economic and Social Studies* 56, pp. 69–76.
- MADDALA, G. S. (1992): *Introduction to Econometrics*, 2nd edition, New York: Macmillan.
- MEESE, R. A. and K. ROGOFF (1983): „Empirical Exchange Rate Models of the Seventies“, *Journal of Economics* 14, pp. 3–24.
- MEESE, R. A. and K. J. SINGLETON (1980): „Rational Expectations, Risk Premia and the Market for Spot and Forward Foreign Exchange“, *International Finance Papers* 165, Federal Reserve Bank.
- MÖLLER, H. P. (1985): „Die Informationseffizienz des deutschen Aktienmarkts“, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 37, pp. 500–518.
- MOORE, A. (1962): „A Statistical Analysis of Common Stock Prices“, Dissertation, University of Chicago.
- MUSSA, M. L. (1979): „Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market“, in: Brunner, K. and A. H. Meltzer (Hrsg.): *Policies for Employment, Prices and Exchange Rates*, Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, Amsterdam: North-Holland, pp. 9–57.
- SHIRAKAWA, M. (1980): „The Monetary Approach to the Balance of Payments and the Exchange Rate: An Empirical Study of Japan’s Case“, *Bank of Japan Research Papers* 2, pp. 34–51.
- STOCK, J. H. (1987): „Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegration Vectors“, *Econometrica* 55, pp. 1035–1056.
- TRYON, R. (1979): „Testing for Rational Expectations in Foreign Exchange Markets“, *International Finance Papers* 139, Federal Reserve Bank.
- WHITMAN, M. V. N. (1980): „Comments“, *Brookings Papers* 7, pp. 21–24.