

# Strukturelle Wechselkursbeziehungen auf den Internationalen Devisenmärkten

Von Tilmann Gerhards\*, Frankfurt am Main/Karlsruhe

## I. Wirkungszusammenhänge zwischen flexiblen Wechselkursen

Die empirische Untersuchung und Analyse der Abhängigkeiten und Beziehungen zwischen nominalen Wechselkursen bedeutender Industrieländer ist das Ziel der vorliegenden Arbeit. Theoretische Modelle für die Erklärung des Verhaltens flexibler Wechselkurse haben sich in der Vergangenheit bei ihrer empirischen Überprüfung als wenig erfolgreich erwiesen. Weder Modelle, die auf dem monetären Ansatz basieren (vgl. *Frenkel* [1976], *Mussa* [1976], *Dornbusch* [1976] oder *Bilson* [1978]), noch Modelle, die auf Portfolio-Überlegungen oder Währungssubstitution aufbauen (vgl. *Kouri* [1976], *Branson* [1977] oder *Calvo* und *Rodriguez* [1977]) zeigten sich in der Lage, den tatsächlichen Verlauf von Wechselkursen dauerhaft zu modellieren oder gar zu prognostizieren (siehe z.B. den einflußreichen Artikel von *Meese* und *Rogoff* [1983]). Unterschiedliche Gründe lassen sich dafür anführen, wie z.B. die nicht korrekte Modellierung von Wechselkursenerwartungen der Marktteilnehmer, unrealistische Exogenitätsannahmen oder spekulative Blasen.

Viele theoretische Modelle untersuchen nur den Zwei-Länder-Fall. In der ökonomischen Theorie und für die Erstellung analytischer Modelle ist die Beschränkung auf ein geschlossenes System zweier Volkswirtschaften verständlich, da dadurch die Analyse vereinfacht wird. Die Modelle bleiben überschaubar, die Wirkungsweise der Modellgrößen läßt sich identifizieren, und das Reaktionsverhalten auf exogene Schocks kann simuliert und dargestellt werden. Durch die Beschränkung auf den Zwei-Länder-Fall wird jedoch vernachlässigt, daß starke Beziehungen zwischen Wechselkursrelationen bestehen können, die Einfluß auf die Entwicklung der einzelnen bilateralen Wechselkurse nehmen. So kann z.B. eine starke Abwertung der Währung von Land A gegenüber Land B

---

\* SGZ-Bank Südwestdeutsche Genossenschafts-Zentralbank AG, Frankfurt a.M./Karlsruhe, und Institut für Wirtschaftstheorie und Operations Research, Universität Karlsruhe (TH).

auch auf den Wechselkurs zwischen Land B und C Einfluß haben, obwohl das Umfeld zwischen B und C unverändert ist. Dies ist der Fall, wenn die Währung von A aus verschiedenen Gründen, z.B. fundamentaler oder spekulativer Natur, nicht entsprechend stark gegenüber der Währung von C abgewertet wird. Als ein Beispiel, bei dem dies sehr gut verfolgt werden konnte, sei die Entwicklung der Devisenmärkte im Spätsommer 1992 erwähnt. Die historischen Tiefstkurse des DM/US-Dollarwechselkurses waren in diesem Fall einer der auslösenden Faktoren für die starken Spannungen im Europäischen Währungssystem (EWS). Die anderen EWS-Währungen wurden auf den internationalen Devisenmärkten nicht entsprechend der D-Mark gegenüber dem US-Dollar aufgewertet, und infolgedessen kamen die bilateralen Paritäten im EWS unter Druck. Als Konsequenz dieser Entwicklung wurden Realignments notwendig, und einige Länder sahen sich gezwungen, zeitweilig aus dem Festkurssystem auszuscheren. Eine solche Wechselkursentwicklung wird auch durch Beobachtungen von *Fratianni* und *von Hagen* [1990] bestätigt, wonach die Auf- und Abschwünge in der US-Dollarbewertung die D-Mark durchweg stärker betroffen haben als andere EWS-Währungen, so daß dadurch die Wahrscheinlichkeit von Realignments erhöht wurde. Auch *Giavazzi* und *Giovannini* [1986] weisen darauf hin, daß der Zeitpunkt von EWS-Realignments häufig mit einer Abwertung des US-Dollars und anschließender Erholung der amerikanischen Währung zusammengefallen ist.

Daher beschränken wir uns in der vorliegenden Studie nicht auf Zweiländer-Modelle, sondern analysieren die Abhängigkeitsstrukturen der wichtigsten Wechselkursrelationen auf längerfristige Beziehungen und dynamische Wechselwirkungen. Ebenso werden die möglichen Auswirkungen von Wechselkursabkommen, wie in unserem Fall das EWS, auf die Mitglieds- und Nichtmitgliedsländer berücksichtigt. In der empirischen Untersuchung wird dabei auf die Methodik vektorautoregressiver Modelle zurückgegriffen und die modernen ökonometrischen Verfahren der Kointegrationstests und der dynamischen Analyse eingesetzt. Das weitere Vorgehen ist folgendermaßen: im nächsten Kapitel werden einige Hypothesen über die Beziehungen der wichtigsten Währungsrelationen aufgestellt. Das dritte Kapitel dient zur Einführung in das von uns angewandte ökonometrische Verfahren zur Untersuchung langfristiger Abhängigkeiten von Zeitreihen. Im Anschluß daran werden im vierten Kapitel die empirischen Ergebnisse der Studie vorgestellt. Zuerst werden die Resultate der Untersuchung auf die Existenz langfristiger Wechselkursbeziehungen aufgezeigt. Daran anschließend wird die Dynamik zwischen den von uns betrachteten Wechselkursen mit der Hilfe von Vorher-

sagefehler-Varianz-Zerlegungen und Impuls-Antwortfolgen untersucht. Das letzte Kapitel ist für zusammenfassende Bemerkungen und abschließende Überlegungen reserviert.

## II. Hypothesen über strukturelle Wechselkursrelationen

Die Abhängigkeiten und Wechselwirkungen zwischen flexiblen nominalen Wechselkursen seit dem Ende des Festkurssystems von Bretton Woods sind der Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit. Wechselkurse als endogene Preise geben das relative Austauschverhältnis zwischen in- und ausländischer Währung wieder. Ein Anstieg des Preises einer Einheit ausländischer Währung, ausgedrückt in inländischer Währung, verteuert somit ausländische Güter gegenüber inländischen und stellt eine Aufwertung der Auslandswährung dar. In der Formulierung als Finanzmarktansatz werden Wechselkurse als Preise dauerhafter Vermögensanlagen angesehen, die auf organisierten Märkten gehandelt werden. Die erzielten Preise reflektieren damit die Markterwartungen hinsichtlich der gegenwärtigen und zukünftigen Marktverhältnisse. Preisänderungen in Wechselkursen sind daher weitgehend unvorhersehbar und spiegeln neue Informationen (Innovationen) wider (vgl. *Frenkel* und *Mussa* [1985]). Bei der starken wirtschaftlichen Verflechtung der modernen Industrieländer und der verstärkten internationalen Integration der Güter- und insbesondere Kapital- und Finanzmärkte stellt sich die Frage, ob Änderungen eines Wechselkurses, also des Austauschverhältnisses von Währungen bzw. Vermögensobjekten zwischen zwei Volkswirtschaften, auch auf dritte Länder ausstrahlen und damit ebenfalls zu Wechselkursänderungen führen, oder ob sich die Wechselkurse unabhängig davon entwickeln. Nominale Wechselkursänderungen, die aufgrund bestehender Preisrigiditäten kurzfristig nahezu gleiche reale Kursänderungen implizieren, haben auch eine Änderung der relativen internationalen Wettbewerbsposition der betroffenen Länder zur Folge, da sich Ex- und Importpreise ebenso wie die Preise für internationale Kapitalanlage oder Kreditaufnahme ändern. Zieht beispielsweise ein Anstieg des Wechselkurses zwischen der D-Mark und dem US-Dollar eine entsprechend ausgeprägte Änderung in dem Dollarkurs zum französischen Franc oder dem britischen Pfund nach sich, so hat dies eine gemeinsame Änderung der Wettbewerbsposition dieser europäischen Länder gegenüber den Vereinigten Staaten zur Folge.

In der vorliegenden Arbeit betrachten wir die wichtigsten Währungsrelationen. Dazu werden für die Untersuchung primär folgende Währun-

gen herangezogen: US-Dollar (USD), Japanische Yen (JPY), Deutsche Mark (DEM), Britische Pfund Sterling (GBP), Französische Franc (FRF) sowie Schweizer Franken (CHF). Aufgrund ihrer großen Bedeutung für den Welthandel, die Kapitalmärkte und als Reservewährungen werden diese Währungen auf den Devisenmärkten am stärksten gehandelt. Dabei hat der US-Dollar als zweifellos wichtigste Währung die Numeratorfunktion inne, d.h. alle anderen Währungen werden über den US-Dollar gehandelt und kaum direkt als cross rates<sup>1</sup>. Daher betrachten wir auch im folgenden jeweils die bilateralen Kurse zum US-Dollar.

Die historische Entwicklung der Währungen und Kapitalmärkte ebenso wie die Größe der jeweiligen Finanzzentren lassen Überlegungen über die Bedeutung der verschiedenen Wechselkursrelationen untereinander zu. Seit Ende des zweiten Weltkrieges und besonders deutlich in der Ausgestaltung des Bretton-Wood-Systems wurde der Währung der Vereinigten Staaten die entscheidende und wichtigste Rolle für die Finanzmärkte zugewiesen. Dagegen verloren die ehemals wichtigste Währung Pfund Sterling sowie der französische Franc an Bedeutung. Ihre wichtige internationale Stellung hatte sich zum einen aus der Größe ihrer Volkswirtschaften und zum anderen aus der Geschichte der beiden Länder als große Kolonialmächte ergeben. Die beiden Währungen waren daher in den ausgedehnten Kolonialgebieten und in dem Warenhandel zwischen diesen Regionen meist offizielles Zahlungsmittel mit der entsprechenden Verbreitung und Bedeutung. Seit dem Ende des zweiten Weltkrieges und der Entkolonialisierung nahm der Einfluß sukzessive ab. Der Anstieg der Bedeutung des Japanischen Yen und der Deutschen Mark für die Finanzzentren lief mit dem wirtschaftlichen Wiederaufbau und den hohen Wachstumsraten in diesen Industriestaaten parallel. Wichtiger Aspekt dabei war die starke Ausrichtung der beiden Länder auf den Außenhandel mit der Folge hoher Exporterlöse. Damit einhergehend stieg auch die Bedeutung der Kapitalmärkte an. Während der japanische Außenhandel zu einem großen Prozentsatz in amerikanischer Währung abgewickelt wird, nahm der Anteil an DM-Fakturierung im Außenhandel Deutschlands, insbesondere im innereuropäischen Raum, stark zu. Mit der Gründung des Europäischen Währungssystems wurde zusätzlich die internationale Bedeutung der deutschen Währung und Geldpolitik weiter verstärkt. Die empirische Signifikanz des deutschen Einflusses wurde in den letzten Jahren von einigen Autoren für die Bereiche Zinspolitik und Geldmengspolitik untersucht, so z.B. *Kirch-*

---

<sup>1</sup> Der Anteil des Volumens, das direkt und damit nicht über den US-Dollar gehandelt wird, liegt deutlich unter 10 %, siehe *Burnham* [1991].

*gässner* und *Wolters* [1991], *McDonald* und *Taylor* [1991], *Karfakis* und *Mochos* [1990] oder *von Hagen* und *Fratianni* [1990]. Die Resultate dieser Studien sind jedoch als gemischt zu bezeichnen und geben keine eindeutige Antwort. Die Schweiz schließlich als stabiles, neutrales und demokratisch regiertes Land hat für die Finanzmärkte schon seit langer Zeit eine besondere Rolle gespielt. Konstante, stabile und vorhersehbare Entwicklung in Politik und Wirtschaft macht den Schweizer Franken zusammen mit einem schon frühzeitig hochentwickelten Bankensystem und dem grundsätzlichen Schutz des Bankgeheimnisses bis in die heutigen Tage zu einer der bedeutendsten Flucht- und Anlagewährungen.

Der vorangegangene historische Abriß verdeutlicht und rechtfertigt die von uns getroffene Wahl der einbezogenen Währungen. Gerade bei den Wechselkursen dieser wichtigen Währungen stellt sich die Frage, ob langfristige Abhängigkeiten existieren und ob diese auch einer Interpretation zugeführt werden können. Falls eine Anzahl von Wechselkursen, die einzeln betrachtet nichtstationär sind, kointegriert ist, dann existiert zwischen diesen mindestens eine Linearkombination, die stationär ist. Diese Linearkombination kann dann als langfristige Beziehung angesehen werden, und die einzelnen Variablen zeigen die gemeinsame Tendenz, sich in Richtung dieser Gleichgewichtsbeziehung zu entwickeln (siehe dazu *Engle* und *Granger* [1987]).

Wie in der Einleitung erwähnt, konzentriert sich die wissenschaftliche Literatur auf die Untersuchung von Zwei-Länder-Modellen, dagegen ist eine Vernachlässigung der Behandlung von Mehr-Länder-Modellen festzustellen. Einige Autoren führen eine Übertragung der Analyse durch, wobei jedoch in der Mehrzahl der Fälle primär die Aspekte eines Währungsarrangements behandelt werden. Die Struktur einer Währungsunion wird dadurch charakterisiert, daß zwei oder mehr Länder durch feste Wechselkurse miteinander verbunden sind, so daß zwischen diesem Währungsblock und dritten Ländern flexible Wechselkurse vorliegen (siehe dazu z.B. *Levin* [1983] oder *Canzoneri* [1982]). *Canzoneri* [1982] untersucht im Rahmen eines theoretischen Modells mit drei Ländern, inwieweit eine Wechselkursstabilisierung zwischen zwei Ländern Auswirkungen auf ein drittes Land aufweist. Dabei wird aufgezeigt, daß theoretische Resultate aus der Zwei-Länder-Analyse nicht ohne weiteres auf Mehr-Länder-Modelle übertragen werden können. *Canzoneri* [1982] und *Marston* [1985] gelangen zu dem Resultat, daß in einer Welt mit mehreren Währungen Wechselkursabkommen, wie z.B. das EWS, einen destabilisierenden Einfluß auf die Wechselkurse zwischen Mitglieds- und Nichtmitgliedsländern haben können. *Fratianni* und *von Hagen* [1990]

untersuchen speziell die Auswirkungen des Europäischen Währungssystems und stellen u. a. fest, daß sich innerhalb des EWS die Wechselkursunsicherheit verringert hat. Zu entsprechenden Ergebnissen gelangen auch *Radaelli* [1990] und *Rogoff* [1985]. Allerdings wird diese geringere interne Wechselkursunsicherheit eingetauscht gegen einen Anstieg der externen Unsicherheit. Ein Resultat, das mit den erwähnten theoretischen Analysen übereinstimmt.

In der vorliegenden Studie werden diese Überlegungen berücksichtigt und somit auch die Auswirkungen von Wechselkursarrangements auf die Kurse zwischen Mitglieds- und Nichtmitgliedsländern untersucht. Mit der Einführung des Wechselkursmechanismus im EWS ist innerhalb Europas ein Abkommen mit festen, aber anpassungsfähigen Kursen in Kraft getreten. Dadurch wird ein empirischer Vergleich der Wechselkursentwicklung für die Phase vor Beginn des EWS und seit dessen Bestehen möglich. Außerdem läßt sich untersuchen, ob und inwieweit sich das Wechselkursverhalten zwischen den bedeutenden Währungen im Anschluß an den Beginn des EWS verändert hat.

Hinsichtlich der Währungspolitik im EWS werfen *Fratianni* und *von Hagen* [1990] die Frage auf, ob über die DEM/US-Dollarrelation eine gemeinsame Wechselkurspolitik des EWS gegenüber dem US-Dollar gesteuert wird. Ein Test auf die Hypothese der Führungsrolle des DEM/USD-Kurses für EWS- und auch für Nicht-EWS-Währungen läßt sich im Rahmen von vektorautoregressiven Modellen durch die Analyse von Impuls- und Reaktionsfolgen der von uns betrachteten Wechselkurse durchführen. Falls der DEM/US-Dollarkurs eine Führungsrolle in diesem System hat, so würde eine Veränderung in diesem Kurs signifikante Auswirkungen auf die anderen Wechselkurse haben. Diese Reaktionen würden im Falle einer Dominanz des DEM/USD-Kurses zu weitgehend parallelen Verläufen der übrigen Wechselkurse führen. Dadurch ergäbe sich eine gemeinsame Änderung der Währungsposition dieser Länder gegenüber den Vereinigten Staaten. Im umgekehrten Fall sollten Impulse in den anderen Wechselkursen geringere Auswirkungen auf den DEM/USD-Kurs sowie die restlichen Wechselkurse haben.

In VAR-Systemen kann ebenso die Fehlervarianzzerlegung als Indikator für die Bedeutung einer Wechselkursrelation herangezogen werden. Die Entwicklung eines Wechselkurses kann als relativ unabhängig von den Einflüssen anderer Kurse angesehen werden, wenn die Fehlervarianz des Kurses primär durch die eigenen Variationen erklärt wird. Wird dagegen die Variation der von uns untersuchten Wechselkurse zu einem großen Teil durch einen einzelnen Kurs erklärt, so kann dies als eine

Bestätigung der dominanten Rolle des entsprechenden Wechselkurses für die übrigen Variablen interpretiert werden. Störungen in diesem Wechselkurs haben eine große Bedeutung, und Schocks in dieser Variablen strahlen auch auf die anderen Wechselkursrelationen aus.

Die Phase flexibler Wechselkurse seit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems ist nicht durch frei schwankende Wechselkurse, sondern von Kapitalkontrollen und einer Vielzahl von Interventionen durch Zentralbanken geprägt. Das Auffinden langfristiger Abhängigkeiten zwischen den Wechselkursen kann daher auch auf das Zentralbankverhalten zurückzuführen sein. Viele Zentralbanken versuchen, langfristig ihre Wechselkurse zu den für ihre Volkswirtschaft wichtigsten Währungen zu stabilisieren, so z.B. die Schweizer Zentralbank, die diese Währungspolitik seit Ende der siebziger Jahre für den Kurs des Schweizer Frankens gegenüber der D-Mark verfolgt. Häufig orientieren sich die Zentralbanken auch an einer Kombination, d.h. an einer Art eines effektiven Wechselkurses, der für sie wichtigsten Währungen. Entsprechend werden von den Zentralbanken geldpolitische Maßnahmen und Interventionen durchgeführt, um Abweichungen von diesen langfristigen Wechselkurszielen entgegenzuwirken. Dabei konzentrieren sich die Zentralbanken im allgemeinen auf die ein, zwei wichtigsten Währungen, anstatt Stützungskäufe oder -verkäufe in allen Korbwährungen vorzunehmen. Zu einer Vertiefung entsprechender Überlegungen siehe z.B. *Radaelli* [1990]. Stationäre Linearkombinationen zwischen den von uns betrachteten Wechselkursen können also auch auf die Existenz von langfristigen Wechselkurszielen der Zentralbanken hindeuten und Resultat dahingehender Interventionspolitik sein.

Wie die obigen Überlegungen gezeigt haben, stellt sich innerhalb unserer Untersuchung die Frage nach der Bedeutung der einzelnen Wechselkurse und ihren Abhängigkeiten untereinander. Im Rahmen von vektorautoregressiven Modellen werden wir in Abschnitt IV.1 Tests auf stabile langfristige Beziehungen zwischen den von uns betrachteten Wechselkursen durchführen, während sich Abschnitt IV.2 der dynamischen Analyse unter dem Einsatz von Impulsantwortfolgen und Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegungen widmet.

### III. Ökonometrische Vorgehensweise

Die obigen Überlegungen werden im Rahmen von vektorautoregressiven Modellen (VAR) untersucht. Diese haben folgende allgemeine Form:

$$(1) \quad x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \epsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

wobei  $x_t$  ein Vektor mit  $p$  Variablen ist,  $\Pi_i$  eine  $(p \times p)$  Matrix der Koeffizienten und  $\epsilon_t$  ein  $(p \times 1)$  Vektor von Störtermen sind. Langfristige Abhängigkeiten im Niveau der Variablen lassen sich innerhalb von VAR-Systemen durch Kointegrationstests überprüfen. Im Folgenden wird der auf *Johansen* basierende Maximum-Likelihood-Ansatz vorgestellt, zu Details siehe *Johansen* [1988, 1991] und *Johansen* und *Juselius* [1990]. Die empirische Analyse in Abschnitt IV. deutet darauf hin, daß die von uns untersuchten Zeitreihen des Vektors integriert der Ordnung eins sind. Daher werden im weiteren nur nichtstationäre Prozesse erster Ordnung behandelt<sup>2</sup>.

Ausgangspunkt ist die autoregressive Darstellung eines Vektors  $x_t$  wie in Gleichung (1), wobei  $\epsilon_t$  nach den Voraussetzungen Gaußsche Fehlerterme seien. Gleichung (1) läßt sich auch in Fehler-Korrektur-Form darstellen als:

$$(2) \quad \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-k} + \epsilon_t,$$

wobei  $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$ ,  $i = 1, \dots, k-1$  und  $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$ . Wie aus der obigen Gleichung ersichtlich, sind damit alle Terme bis auf  $\Pi x_{t-k}$  aufgrund der obigen Annahmen stationär. Damit die Gleichung (2) korrekt ist, müssen die Koeffizienten von  $\Pi$  solcher Art sein, daß auch  $\Pi x_t$  stationär ist. Dies bedeutet, daß der Rang der Matrix  $\Pi$   $r < p$  sein muß. Die Kointegrationshypothese wird dann formuliert, indem  $\Pi$  in zwei  $(p \times r)$  Matrizen  $\alpha$  und  $\beta$  zerlegt wird, so daß

$$(3) \quad \Pi = \alpha \beta',$$

wobei  $\alpha$  die Gewichts- (loading matrix) und  $\beta$  die Kointegrationsmatrix sind, beide den Rang  $r$  haben und die Zeilen von  $\beta$  die  $r$  verschiedenen Kointegrationsvektoren angeben.  $\beta$  spannt damit den Kointegrationsraum auf, so daß für  $x_t$  als nichtstationärer Prozeß gilt,  $\beta' x_t$  ist stationär.

Von *Johansen* wurden zwei Likelihood-Ratio-Tests vorgestellt, mit denen auf die Anzahl der Kointegrationsvektoren getestet werden kann.

Der erste wird als Trace-Test bezeichnet. Er testet die Hypothese, daß höchstens  $r$  unterschiedliche Kointegrationsvektoren vorliegen:

$$(4) \quad Q(\text{Trace}) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i^*),$$

<sup>2</sup> Nichtstationäre Prozesse zweiter Ordnung I(2) werden z.B. in *Johansen* [1992] untersucht.



wobei die Eigenwerte  $\lambda_p \hat{\dots} \lambda_{r+1} \hat{\phantom{}}$  die größten quadrierten kanonischen Korrelationen zwischen den Niveau-Residuen  $R_{1t}$  und den Residuen in der ersten Differenz  $R_{0t}$  sind. Die Residuen  $R_{1t}, R_{0t}$  werden ermittelt, indem der Variablenvektor sowohl im Niveau,  $x_{t-k}$ , als auch in ersten Differenzen  $\Delta x_t$  auf die zeitverzögerten Differenzen des Vektors,  $\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-k+1}$  regressiert wird (weitere Details siehe *Johansen* und *Juselius* [1990]).

Der zweite, sogenannte  $\lambda_{\max}$ -Test überprüft die Hypothese von maximal  $r$  Kointegrationsvektoren gegenüber der Alternative  $r + 1$  Kointegrationsvektoren:

$$(5) \quad Q(\lambda_{\max}) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1} \hat{\phantom{}}).$$

Die beiden Tests haben keine Standardverteilung unter der Nullhypothese. In *Johansen* [1988] und in *Johansen* und *Juselius* [1990] wurden jedoch mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen kritische Werte ermittelt und angegeben.

Ein weiterer Vorteil des Johansen-Verfahrens ist, daß spezielle Hypothesen auf den Kointegrationsraum getestet werden können. Die einzelnen Tests werden im folgenden Kapitel vorgestellt und angewendet.

#### IV. Empirische Analyse

Um die obigen Überlegungen einer empirischen Untersuchung zuzuführen, werden wir im folgenden vektorautoregressive Modelle einsetzen, die als Variablen die Wechselkurse der jeweiligen Länder gegenüber dem US-Dollar enthalten und folgende allgemeine Form haben:

$$(6) \quad x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \mu + \gamma D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots,$$

wobei  $x_t$  ein  $(5 \times 1)$  Vektor der Variablen ist,  $\Pi_i$  eine  $(5 \times 5)$  Matrix der Koeffizienten und  $\epsilon_t$  ein  $(5 \times 1)$  Vektor der Störterme sind. Der Variablenvektor besteht aus folgenden Wechselkursen  $x' = (\text{DEM/USD}, \text{GBP/USD}, \text{JPY/USD}, \text{CHF/USD}, \text{FRF/USD})$ , wobei alle Kurse Quartalsendstände darstellen und in Logarithmen transformiert sind. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich vom zweiten Quartal 1979, d.h. mit Beginn des Wechselkursmechanismus des EWS, bis 1991:4. Zusätzlich sind konstante Terme  $\mu$  und saisonale Dummies  $D_t$  in den Gleichungen verwendet worden. Daneben wird ein entsprechendes VAR-Modell geschätzt, das als Datenbasis den Zeitraum von 1973:1 bis 1979:1 ver-

wendet und somit den Vergleich mit der Zeit vor dem EWS ermöglicht. VAR-Modelle benötigen nur wenige A-Priori-Voraussetzungen und lassen primär die verwendeten Daten sprechen (*Sims* [1980]). Allerdings können Strukturanalysen vorgenommen werden, indem verschiedene theoretisch fundierte Restriktionen auf Akzeptanz getestet werden. Ebenso kann die Dynamik der Wechselwirkungen zwischen den Systemvariablen untersucht werden. Die Charakteristik der VAR-Modelle erscheint daher für die von uns angestrebte Untersuchung des multivariaten Wechselkursverhaltens besonders geeignet.

Langfristige Abhängigkeiten im Niveau der Variablen lassen sich innerhalb von VAR-Systemen durch Kointegrationstests überprüfen, wobei in dem vorliegenden multivariaten Modell das oben vorgestellte Maximum Likelihood Verfahren von *Johansen* angewandt wird. Hierzu wird der Integrationsgrad der verwendeten Variablen im vorhinein getestet. Wir gehen dabei, den Empfehlungen von *Dickey* und *Pantula* [1987] folgend, vor und untersuchen die Wechselkurse mit den Dickey-Fuller (DF) und Augmented-Dickey-Fuller-Tests (ADF) der Reihe nach auf zwei, eine und keine Einheitswurzeln<sup>3</sup>. Auf der Grundlage der errechneten Statistiken kann die Hypothese, daß jede Variable eine einzige Einheitswurzel enthält, d.h. daß sie integriert der Ordnung eins ist  $I(1)$ , nicht abgelehnt werden<sup>4</sup>. In dem nächsten Schritt wird untersucht, welche Anzahl an zeitverzögerten Werten sinnvollerweise in das VAR-Modell einbezogen werden. In der Literatur wird eine Vielzahl an Kriterien genannt, wir konzentrieren uns im Folgenden auf das Verfahren von *Akaike* [1973, 1974] (AIC), das im Prinzip auf der Minimierung des mittleren quadratischen Fehlers beruht, *Hannan* und *Quinn* [1979] und *Quinn* [1980] (HQ), *Schwarz* [1978] (SC) den Final-Prediction-Error (FPE) sowie einen Wahrscheinlichkeits-Verhältnistest (LR) nach *Lütkepohl* [1991]. In der Untersuchung geben wir als maximale Anzahl der Zeitverzögerungen sechs Perioden vor, die entsprechenden Werte der Auswahlverfahren sind in Tabelle 1 aufgelistet. AIC und FPE neigen zu Überparametrisierung, dagegen schätzen SC und HQ konsistent (*Lütkepohl* [1991]). Die von *Johansen* vorgeschlagene Prozedur zur Untersuchung langfristiger Zusammenhänge verlangt, daß keine serielle Korrelation in den Residuen vorliegt. Daher wurde das Modell mit unter-

---

<sup>3</sup> Tests auf Stationarität lassen sich auch im Rahmen des ML-Ansatzes von *Johansen* mit Likelihood-Ratio-Tests durchführen. Die Ergebnisse bestätigen diejenigen der DF- und ADF-Tests.

<sup>4</sup> Aus Gründen der Platzersparnis wurde hier auf eine Darstellung der Ergebnisse verzichtet. Ergebnisse können jedoch auf Anfrage vom Autor zur Verfügung gestellt werden.

schiedlichen Zeitverzögerungen auf Mißspezifikation in den Residuen hinsichtlich Autokorrelation, autoregressiver Heteroskedastizität und Normalität untersucht. Auf der Grundlage dieser Tests wurde ein VAR-Modell mit einem Lag als Beschreibung des datenerzeugenden Prozesses akzeptiert. Die entsprechenden Teststatistiken sind in Tabelle 2 aufgelistet. Das von uns verwendete VAR-Modell enthält also neben den aktuellen Werten der fünf Variablen, den Konstanten und Saison-Dummies die um ein Quartal verzögerten Werte der fünf Variablen.

*Tabelle 1*  
**Ermittlung der Ordnung des VAR-Wechselkurs-Modells für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4**

VAR Ordnung m	FPE *10 <sup>-16</sup>	AIC	HQ	SC	LR ( $\chi^2(25)$ )	LR (F)
1	-03.52	-35.58	-34.24*	-33.66*	38.73 [0.04]*	1.55 [0.10]*
2	-01.23	-35.63	-33.94	-32.78	28.63 [0.28]	1.15 [0.35]
3	-50.47*	-35.52	-33.49	-31.74	26.67 [0.37]	1.07 [0.43]
4	-06.01	-35.51	-33.14	-30.80	39.25 [0.03]*	1.57 [0.13]
5	-07.67	-36.29	-33.58	-30.66	23.53 [0.54]	0.94 [0.56]
6	-08.10	-36.68*	-33.62	-30.12	24.25 [0.50]	0.97 [0.54]

Die Tests sind Final-Prediction-Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) und ein Likelihood-Ratio-Test (LR).

\* gibt das Minimum, bzw. bei dem LR-Test signifikante Werte an. In den eckigen Klammern sind die jeweiligen marginalen Signifikanzniveaus der LR-Tests angegeben.

*Tabelle 2*  
**Analyse der Residuen im VAR(1)-Modell für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4**

Variable	B-P(12)	ARCH(1)	SKEW.	EX.KURT.	J-B.NORM.
DEM/USD	0.470	1.084	-0.019	0.287	0.174
GBP/USD	1.471	0.318	0.112	-0.244	0.229
JPY/USD	0.534	0.658	-0.438	-0.071	1.613
CHF/USD	0.550	1.726	-0.153	0.176	0.260
FRF/USD	0.508	0.164	-0.137	0.422	0.526

Die Teststatistiken sind Box-Pierce-Statistik, ARCH-Test, Schiefe, Excess-Kurtosis und der Jera-Barque-Test auf Normalität.

## 1. Langfristige Kointegrationsbeziehungen

Nach diesen Vorarbeiten können nun mit dem Johansen-Verfahren Kointegrationstests durchgeführt und damit langfristige Abhängigkeiten im Niveau der Variablen untersucht werden. In Tabelle 3 sind die ermittelten Eigenvektoren und die Teststatistiken für die von *Johansen* vorgeschlagenen Trace- und  $\lambda_{\max}$ -Tests angegeben. Kritische Werte wurden von *Johansen* und *Juselius* [1990] für verschiedene Modellversionen in Simulationen ermittelt und aufgelistet, in dem vorliegenden VAR-System werden die Werte für Modelle mit Konstanten verwendet. Wie zu erkennen ist, wird die Hypothese  $r = 0$  von dem  $\lambda_{\max}$ -Test und dem Trace-Test auf dem 5%-Signifikanzniveau verworfen. Im folgenden gehen wir daher von einem Kointegrationsrang  $r = 1$  aus. Die Kointegrationsanalyse des zweiten VAR-Modells für die Zeit vor dem EWS weist für den Trace-Test auf dem 5%-Niveau ebenfalls einen Kointegrationsvektor aus, während die Hypothese  $r = 0$  von dem  $\lambda_{\max}$ -Test nicht abgelehnt wird. Im weiteren wird auch bei dem Vor-EWS-Modell von einem stationären Vektor ausgegangen. Damit existiert in den betrachteten Zeiträumen jeweils eine langfristige Kointegrationsbeziehung zwischen den einbezogenen Wechselkursen, so daß jeweils eine Linearkombination im Niveau der Variablen stationär ist.

Tabelle 3  
LR-Kointegrationstest von Johansen

$H_0$	Eigenwert	$\lambda_{\max}$ -Test	Kritische Werte 5%	Trace-Test	Kritische Werte 5%
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4					
$r \leq 4$	0.046	02.355	08.083	02.355	08.083
$r \leq 3$	0.154	08.350	14.595	10.705	17.844
$r \leq 2$	0.179	09.864	21.279	20.569	31.256
$r \leq 1$	0.313	18.798	27.341	39.367	48.419
$r = 0$	0.533	38.116**	33.262	77.484**	69.977
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1973:1 bis 1979:1					
$r \leq 4$	0.089	02.232	08.083	02.232	08.083
$r \leq 3$	0.318	09.184	14.595	11.416	17.844
$r \leq 2$	0.441	13.959	21.279	25.375	31.256
$r \leq 1$	0.593	21.562	27.341	46.937	48.419
$r = 0$	0.682	27.466	33.262	74.403**	69.977

\*\* zeigen Signifikanz auf dem 5%-Niveau an.

Das VAR-Modell in der ersten Differenz mit dem Fehlerkorrekturterm  $\alpha\beta'x_{t-k}$ , wobei  $\beta$  der Kointegrationsvektor und  $\alpha$  der Ladungsvektor sind und  $\beta'x_{t-k} \sim I(0)$  gilt, hat die allgemeine Form:

$$(7) \quad \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \alpha\beta'x_{t-k} + \epsilon_t.$$

Durch die bisherige Analyse konnte nur der Kointegrationsraum festgestellt werden, dagegen kann der Kointegrationsvektor nicht identifiziert werden. Es lassen sich jedoch verschiedene Hypothesen bezüglich des Vektors aufstellen. Diese Hypothesen auf die Struktur der langfristigen Beziehungen zwischen den untersuchten Wechselkursen lassen sich mit Hilfe von Restriktionen auf den Kointegrationsvektor  $\beta$  und den Ladungsvektor  $\alpha$  und anschließenden Likelihood-Ratio-Tests gegen die unrestringierte Spezifikation untersuchen.

a) Test auf schwache Exogenität  
in bezug auf die langfristigen Parameter

Da die Parameter in den zugrundeliegenden VAR-Systemen unrestringiert sind, steigt die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten sehr stark mit der Zahl der Variablen und autoregressiven Termen an. Speziell in kleinen Stichproben kann dies zu unerwünschten Problemen führen, siehe dazu entsprechende Simulationsstudien in *Reimers* [1991]. Das Konzept der schwachen Exogenität (*Engle, Hendry und Richard* [1983]) kann eine Motivation sein, die Dimension des Systems zu reduzieren. Liegt das Hauptaugenmerk auf den langfristigen Parametern  $\alpha$  und  $\beta$  in Gleichung (7), so bedeutet die Bedingung, daß eine Variable  $x_{it}$  mit  $i \in 1, \dots, 5$ , des Variablenvektors  $x_t$  schwach exogen für den langfristigen Parameter  $\beta$  ist, daß gilt:  $\alpha_i = 0$ . Damit wird die Bestimmungsgleichung für diese Variable ohne die langfristigen Kointegrationsvektoren geschätzt:  $\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \epsilon_t$ . Die Reduzierte-Rang-Matrix  $\Pi$  kann in diesem Fall auch ohne die Gleichung für  $x_{it}$  effizient geschätzt werden, und die Gleichung für die Variable  $x_{it}$  paßt sich langfristig nicht den ermittelten Kointegrationsbeziehungen an.

Um die Hypothese, daß eine Variable  $x_{it}$  schwach exogen für den langfristigen Prozeß ist, empirisch zu überprüfen, wird der jeweilige Ladungsvektor der Matrix  $\alpha$  für die entsprechende Zeile  $i$  auf Null gesetzt, das heißt bei einem Test der  $i$ -ten Variablen auf schwache Exogenität  $H_\alpha^i(r)^*$ :  $\alpha_i = 0$ ,  $i = 1, \dots, 5$ . Ein Likelihood-Ratio-Test wird dann gegenüber dem unrestringierten Fall durchgeführt. Die Statistik basiert auf:

$$(8) \quad 2 \ln Q(H_{\alpha}^i(r)^* | H(r)) = -T \sum_{i=1}^r \ln[(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)],$$

wobei  $Q$  die Likelihood-Ratio-Statistik ist und  $\lambda_i^*$  der  $i$ -te Eigenwert des restringierten Modells  $H_{\alpha}^i(r)^*$  und  $\lambda_i$  der des unrestringierten Modells  $H(r)$  sind. Die Testwerte sind in unserem Fall bei einem Kointegrationsvektor annäherungsweise  $\chi^2(1)$  verteilt und geben die Bedeutung des Kointegrationsraums für die jeweilige Gleichung an.

Die Ergebnisse des Tests sind in Tabelle 4 für die verschiedenen Variablen angegeben. Sie zeigen, daß bei den von uns betrachteten Wechselkursen eine schwache Exogenität in Hinblick auf  $\alpha$  und  $\beta$  für alle Wechselkurse bis auf den JPY/USD-Kurs hochsignifikant abgelehnt wird. Dies deutet darauf hin, daß die langfristige Kointegrationsbeziehung keinen Einfluß auf die Bestimmung des Yen-Wechselkurses hat. Damit entwickelt sich dieser Kurs unabhängig von dem geschätzten Kointegrationsraum. Für das Vor-EWS-Modell wird bei dem Yen-Kurs ebenfalls die schwache Exogenität bezüglich der Kointegrationsbeziehung nicht verworfen. Entsprechendes gilt hier auch für den Wechselkurs mit dem französischen Franc. Damit hat sich in der Zeit vor dem EWS sowohl der Yen- als auch der französische Franc-Kurs unabhängig von dem langfristigen Kointegrationsvektor entwickelt.

Tabelle 4

**Tests auf schwache Exogenität und Ausschluß von Variablen aus dem Kointegrationsraum**

Variable	schwache Exogenität ( $\chi^2(1)$ )	Ausschluß aus Vektor $\beta$ ( $\chi^2(1)$ )
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4		
DEM/USD	07.17***	5.14**
GBP/USD	11.00***	7.27***
JPY/USD	02.25	0.21
CHF/USD	09.34***	7.96***
FRF/USD	12.93***	1.31
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1973:1 bis 1979:1		
DEM/USD	04.15**	4.25**
GBP/USD	04.41**	0.61
JPY/USD	00.95	5.00**
CHF/USD	03.37*	0.00
FRF/USD	01.00	0.06

\*, \*\*, \*\*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%, 5% und 1% Niveau an.

b) Ausschluß von Variablen von den langfristigen Beziehungen

Eine andere Untersuchung, die bei der Analyse von multivariaten Modellen angewendet werden kann, basiert auf der Überlegung, daß eine Teilmenge des Variablenvektors  $x_t$  nicht in den Kointegrationsraum  $\Pi$  eingeht. Dies bedeutet, daß für die Bestimmung der langfristigen Kointegrationsrelationen nur ein bestimmter Teil des Variablenvektors notwendig ist. Somit ist also die Hypothese zu überprüfen, ob eine Teilmenge der Variablen von der Bestimmung der langfristigen Beziehungen ausgeschlossen werden kann. Ist eine Variable  $x_{it}$ , mit  $i \in 1, \dots, 5$ , des Variablenvektors  $x_t$  nicht für die Bestimmung des Kointegrationsraumes relevant, so weist der jeweilige Kointegrationsvektor der Matrix  $\beta$  an der entsprechenden Stelle eine Nullstelle auf:  $\beta_i = 0$ .

In der empirischen Überprüfung, das heißt bei der Untersuchung der  $i$ -ten Variablen auf Ausschluß, hat die Hypothese die Form  $H_\beta^i(r)^* : \beta_i = 0, i = 1, \dots, 5$ , und das solchermaßen restringierte Modell wird daraufhin gegenüber dem unrestringierten getestet. Die Teststatistik errechnet sich aus

$$(9) \quad 2 \ln Q(H_\beta^i(r)^* | H(r)) = -T \sum_{i=1}^r \ln[(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)],$$

wobei  $\lambda_i^*$  der  $i$ -te Eigenwert des restringierten Modells  $H_\beta^i(r)^*$  und  $\lambda_i$  der des unrestringierten Modells  $H(r)$  ist. Die erhaltenen Testwerte werden daraufhin mit einer  $\chi^2(1)$  Verteilung verglichen.

Die Testergebnisse sind ebenfalls in Tabelle 4 angegeben. Wie die Resultate zeigen, erweisen sich der DEM/USD-Kurs sowie der CHF/USD- und der GBP/USD-Kurs als am wichtigsten für die Bestimmung der langfristigen Kointegrationsbeziehung. Der Ausschluß des Yen-Kurses und des französischen Franc-Kurses kann dagegen nicht abgelehnt werden. Jeder einzelne dieser beiden Wechselkurse spielt somit für die Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung keine entscheidende Rolle. Ob auch beide Wechselkurse gleichzeitig ausgeschlossen werden können, läßt sich im Rahmen der folgenden Likelihood-Ratio-Tests untersuchen. Für das zweite VAR-Modell sind die Resultate im unteren Teil der Tabelle 4 aufgelistet. Auch für dieses Modell wird ein Ausschluß der D-Mark/US-Dollarrelation signifikant abgelehnt. Von den restlichen Kursen wird die Hypothese dagegen nur noch für den Yen-Kurs verworfen. Diese Tests zeigen somit, daß allein der DEM/USD-Kurs über beide Teilperioden hinweg seine Bedeutung für die

Bestimmung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung beibehält, während der Einfluß der anderen Kursrelationen wechselt.

### c) Strukturelle Hypothesen auf den Kointegrationsraum

Wie die Kointegrationsanalyse gezeigt hat, sind einige der von uns betrachteten Wechselkurse durch eine gemeinsame langfristige Entwicklung gekennzeichnet. Dies liegt möglicherweise an der langfristigen Dominanz der Relation zwischen D-Mark und US-Dollar, durch die Sonderbewegungen anderer Wechselkurse auf Dauer überlagert werden.

In einem ersten Schritt wird überprüft, ob in dem EWS-Modell der Kointegrationsvektor  $\beta$  nur von den D-Mark-, Schweizer Franken- und Pfundkursen gebildet wird. Das würde bedeuten, daß die beiden Wechselkurse JPY/USD und FRF/USD gemeinsam ausgeschlossen werden können. Der entsprechende Wahrscheinlichkeitstest ist in *Johansen* und *Juselius* [1991] beschrieben, und die Hypothese wird formuliert als  $H_\beta(\tau)^*: \beta = H\varphi$  wobei  $H$  eine bekannte ( $p \times s$ ) Matrix und  $\varphi$  eine ( $s \times r$ ) Matrix unbekannter Parameter ist. Die Teststatistik lautet

$$(10) \quad 2 \ln Q(H_\beta(\tau)^* | H(\tau)) = -T \sum_{i=1}^r \ln [(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)],$$

wobei  $\lambda_i^*$  die  $s$  Eigenwerte des restringierten Modells angibt. Die Statistik ist asymptotisch  $\chi^2$  verteilt mit  $(p-s)r$  Freiheitsgraden.

Unter der obigen Hypothese hat der Kointegrationsvektor somit die Form  $(\beta_1, \beta_2, 0, \beta_4, 0)$ . Mit dieser Restriktion ist die Teststatistik  $\chi^2(2)$  verteilt, und wir erhalten einen Wert von 1.34 mit einem marginalen Signifikanzniveau von 0.51 (siehe Tabelle 5). Somit wird die Nullhypothese nicht abgelehnt, und es kann davon ausgegangen werden, daß die langfristige Gleichgewichtsbeziehung allein von DEM/USD-, GBP/USD- und dem CHF/USD-Kurs gebildet wird. Mit dem vorgestellten Likelihood-Ratio-Test läßt sich ebenfalls die Frage klären, ob sich einzelne der drei Kurse langfristig proportional zueinander entwickeln. Wie den Ergebnissen in Tabelle 5 zu entnehmen ist, werden diese Hypothesen jedoch jeweils hochsignifikant verworfen.

Eine weitergehende Untersuchung besteht darin, festzustellen, ob neben dem Ausschluß von JPY/USD und FRF/USD aus dem Kointegrationsvektor zusätzlich auch die schwache Exogenität des Yen-Kurses im Hinblick auf die langfristigen Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  angenommen wird. Auch für die Überprüfung dieser Hypothese wird ein Likelihood-Ratio-



Test eingesetzt, der auf *Johansen* und *Juselius* [1991] zurückgeht. Getestet wird auf die gemeinsame Hypothese  $H_{\beta\alpha}(r)^* : \beta = H\psi$  und  $\alpha = A\phi$ , mit  $H$  eine  $(p \times s)$  und  $A$  eine  $(p \times m)$  Matrix. Die Likelihood-Ratio-Teststatistik basiert auf

$$(11) \quad -2 \ln Q(H_{\beta\alpha}(r)^* | H(r)) = T \sum_{i=1}^r \ln [(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i^{\wedge})],$$

wobei  $\lambda_i^*$  die Eigenwerte des Modells mit den gemeinsamen Restriktionen sind und  $\lambda_i^{\wedge}$  die des unrestringierten Modells. Die Teststatistik ist  $\chi^2$  verteilt und die Anzahl der Freiheitsgrade beträgt  $r(2p - s - m)$ .

In Tabelle 5 ist das Ergebnis des Hypothesentests angegeben. Mit den zwei Restriktionen auf Ausschluß und der einzelnen Restriktion auf schwache Exogenität ist die Teststatistik in unserem Fall  $\chi^2(3)$  verteilt, und die Nullhypothese wird bei einem Wert von 3.68 nicht abgelehnt. Das

*Tabelle 5*  
**LR-Tests von Hypothesen auf  $\beta$  und  $\alpha$**

Kointegrationsraum	$\chi^2(p)$ -Test-Statistik	Signifikanzniveau
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4		
Hypothese auf Vektor $\beta$		
$(\beta_1, \beta_2, 0, \beta_4, 0)$	1.34 ( $\chi^2(2)$ )	0.51
$(\beta_1, -\beta_1, 0, \beta_4, 0)$	12.86 ( $\chi^2(3)$ )	0.00***
$(\beta_1, \beta_2, 0, -\beta_1, 0)$	18.96 ( $\chi^2(3)$ )	0.00***
$(\beta_1, \beta_2, 0, -\beta_2, 0)$	25.33 ( $\chi^2(3)$ )	0.00***
Hypothese auf Vektor $\beta$ und $\alpha$		
$(\beta_1, \beta_2, 0, \beta_4, 0) (\alpha_1, \alpha_2, 0, \alpha_4, \alpha_5)$	3.68 ( $\chi^2(3)$ )	0.30
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1973:1 bis 1979:1		
Hypothese auf Vektor $\beta$		
$(\beta_1, 0, \beta_3, 0, 0)$	6.01 ( $\chi^2(3)$ )	0.11
$(\beta_1, 0, -\beta_1, 0, 0)$	10.63 ( $\chi^2(4)$ )	0.03**
Hypothese auf Vektor $\alpha$		
$(\alpha_1, \alpha_2, 0, \alpha_4, 0)$	1.59 ( $\chi^2(2)$ )	0.45
Hypothese auf Vektor $\beta$ und $\alpha$		
$(\beta_1, 0, \beta_3, 0, 0) (\alpha_1, \alpha_2, 0, \alpha_4, 0)$	10.12 ( $\chi^2(5)$ )	0.07*

Die Reihenfolge der Variablen in den Vektoren ist (DEM/USD, GBP/USD, JPY/USD, CHF/USD, FRF/USD)  
\*, \*\*, \*\*\* zeigen Signifikanz auf dem 10 %, 5 % und 1 % Niveau an.

Resultat der verschiedenen Hypothesentests zeigt somit, daß in dem vorliegenden VAR-Modell eine langfristige Kointegrationsbeziehung existiert, die von dem DEM/USD-, dem CHF/USD- und dem GBP/USD-Kurs gebildet wird. Diese Gleichgewichtsbeziehung beeinflußt alle Wechselkursgleichungen mit Ausnahme derjenigen für den japanischen Yen.

Das zweite VAR-Modell für die Periode vor dem EWS wird entsprechenden Untersuchungen unterzogen. Die Resultate der Hypothesentests sind dabei im unteren Teil der Tabelle 5 angegeben. Die Ausschluß-Restriktion auf  $\beta$  mit  $(\beta_1, 0, \beta_3, 0, 0)$  wird mit einem marginalen Signifikanzniveau von 0.11 knapp nicht abgelehnt, ebensowenig wie ein Test auf die gemeinsame schwache Exogenität des JPY/USD- und des FRF/USD-Kurses in bezug auf  $\alpha$  und  $\beta$ . Die gemeinsame Hypothese, die Restriktion auf  $\beta$  mit  $(\beta_1, 0, \beta_3, 0, 0)$  und auf  $\alpha$  mit  $(\alpha_1, \alpha_2, 0, \alpha_4, 0)$ , wird dagegen auf dem 10% Signifikanzniveau verworfen. So sind die Resultate für diese Gleichgewichtsbeziehung nicht eindeutig zu bewerten.

Die bisherige Analyse konnte zeigen, daß tatsächlich langfristige Kointegrationsbeziehungen zwischen den untersuchten Wechselkursen festzustellen sind. Wie die verschiedenen Tests auf den Kointegrationsraum gezeigt haben, ist für beide Teilperioden der DEM/USD-Kurs Grundlage der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung. Die D-Mark/US-Dollar-Relation übt damit eine Art Ankerfunktion innerhalb der Kointegrationsbeziehungen aus. Während in dem Zeitraum vor Beginn des Europäischen Währungssystems zusätzlich noch der Yen-Kurs eine Rolle spielt, besteht seit Beginn des EWS eine stabile langfristige Entwicklung zwischen dem D-Mark- und Schweizer-Franken-Kurs und zusätzlich der GBP/USD-Relation. Speziell bei der Kursentwicklung zwischen DEM/USD und CHF/USD ist die Ursache in der Politik der Schweizer Nationalbank zu vermuten, die ihre Geldpolitik an einem langfristig relativ konstanten Kursverhältnis zwischen Schweizer Franken und D-Mark ausrichtet<sup>5</sup>. Die langfristige Beziehung mit dem britischen Pfund erstaunt auf den ersten Blick. *Radaelli* [1990], der mit einem anderen Ansatz zu einem entsprechenden Ergebnis gelangt, führt dies auf sterilisierte Interventionen oder die explizite Geldpolitik in Großbritannien zurück, mit der versucht wird, dem Pfund-Kurs eine ähnliche Entwicklung wie dem D-Mark-Wechselkurs zu geben. Siehe auch *Artis* [1987] zu den Bemühungen des Vereinigten Königreichs, der D-Mark als „Schatten“ zu folgen.

<sup>5</sup> Die naheliegende direkte Überprüfung der Hypothese der Stationarität des DEM/CHF-Kurses mit Hilfe von Einheitswurzeltests führt jedoch zu einer Ablehnung der Hypothese.

Interessant erscheinen auch die Ergebnisse für den Wechselkurs zwischen dem US-Dollar und dem französischen Franc. In der Zeit vor Beginn des EWS ist der Franc-Kurs weder Bestandteil einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung noch geht eine solche Beziehung in die Schätzgleichung für den französischen Franc ein. Dieser entwickelt sich also unabhängig von der Kointegrationsbeziehung. Seit Beginn des EWS ändert sich das Bild dagegen. Für die Form der langfristigen Abhängigkeitsbeziehung ist der Franc-Kurs weiterhin nicht entscheidend, diese Funktion wird von den anderen europäischen Wechselkursen und dabei insbesondere von dem D-Mark Kurs übernommen. Dagegen wird die schwache Exogenität des französischen Franc in bezug auf die langfristige Gleichgewichtsbeziehung hochsignifikant abgelehnt (siehe Tabelle 4). Die Schätzgleichung für den Franc entwickelt sich also nicht unabhängig von dem Kointegrationsvektor, dagegen hat die französische Währung keinen Einfluß auf die Form der langfristigen Beziehung. Dieses Resultat spiegelt somit sehr schön die veränderte Konstellation seit Beginn des Wechselkursmechanismus im EWS wider. Die langfristige Beziehung zu den übrigen Nicht-EWS-Währungen wird ohne Einfluß des französischen Franc durch den D-Mark/US-Dollarkurs hergestellt, während umgekehrt diese langfristige Beziehung die Franc-Gleichung beeinflusst. Diese Beobachtung für die Mitglieder und Nichtmitglieder im EWS kann damit im Rahmen unserer Analyse, insbesondere aufgrund des Vergleichs zu der Vor-EWS-Periode, als ein Indiz für die Führungsrolle des DEM/USD-Kurses, gerade auch innerhalb des EWS, gewertet werden.

In einer zusätzlichen VAR-Untersuchung wird zu dem bestehenden Variablenvektor der Wechselkurs zwischen dem US-Dollar und der italienischen Lira (ITL) und damit eine weitere EWS-Währung hinzugenommen. Interessanterweise zeigt dieser Kurs das entsprechende Verhalten wie der Franc-Kurs und bestätigt damit die obigen Resultate: Während die EWS-Währungen Französischer Franc und italienische Lira, im Gegensatz zu der D-Mark, nicht in den langfristigen Kointegrationsvektor eingehen, werden deren Wechselkursgleichungen von diesem beeinflusst<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Bei dem erweiterten VAR-Modell wird der Ausschluß vom ITL/USD-Kurs aus der langfristig wirksamen Gleichgewichtsbeziehung bei einem Wert von 2.55 ( $\chi^2(1)$ ) nicht verworfen. Dagegen wird die schwache Exogenität von ITL/USD im Hinblick auf den Kointegrationsvektor mit 14.22 ( $\chi^2(1)$ ) auf dem 1% Niveau hochsignifikant abgelehnt. Die gemeinsame Hypothese auf  $\beta$  und  $\alpha$  mit der Form  $(\beta_1, \beta_2, 0, \beta_4, 0, 0)$   $(\alpha_1, \alpha_2, 0, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6)$  wird mit 5.36 und einer  $\chi^2(4)$ -Verteilung bei einem marginalen Signifikanzniveau von 0.25 akzeptiert. In der Periode vor

## 2. Analyse der dynamischen Wechselkursbeziehungen

### a) Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegung

Im Gegensatz zu traditionellen ökonometrischen Modellen, bei denen eine dynamische Analyse meist mit Hilfe von Impulsen in den exogenen Variablen durchgeführt wird, werden in vektorautoregressiven Modellen im allgemeinen – wie auch in dem vorliegenden Rahmen – keine exogenen Variablen verwendet. Neue Informationen werden hier allein über die Störterme (white noise) in das System eingeführt.

Eine aufschlußreiche Möglichkeit der dynamischen Analyse eines VAR-Systems ist die Zerlegung der Fehlervarianz des Modells. Diese Analyse basiert auf einer Aufteilung der Varianz der Vorhersagefehler in die einzelnen Komponenten im VAR-Modell über verschiedene Zeithorizonte (vgl. *Sims* [1980]). In einem multivariaten linearen vektorautoregressiven Modell wird somit für jede Variable derjenige Prozentsatz der Vorhersagefehler-Varianz ermittelt, der sich auf orthogonalisierte Innovationen in der eigenen bzw. der anderen Variablen zurückführen läßt. Bei einer Variablen, die sich optimal mit Hilfe der eigenen verzögerten Werte vorhersagen läßt, wird die gesamte Vorhersagefehler-Varianz nur durch eigene Störungen oder Innovationen erklärt werden.

Bei der Anwendung dieser Verfahren zur dynamischen Analyse wird durch die Anordnung der Variablen implizit eine Modellstruktur vorgegeben, was dementsprechend im vorhinein beachtet werden muß<sup>7</sup>. Aufbauend auf unsere obigen Überlegungen über den Einfluß der verschiedenen Wechselkurse auf den internationalen Devisenmärkten und die ermittelten langfristigen Abhängigkeiten, wird die Anordnung so gewählt, daß die Wechselkurse mit der größten Bedeutung in der Reihenfolge DEM/USD, GBP/USD und JPY/USD zuerst und daran anschließend die weniger einflußreichen Kurse CHF/USD und FRF/USD gesetzt werden.

Mit Hilfe der Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegung kann Aufschluß darüber gegeben werden, welche Rolle Störungen in den einzelnen Größen für die Erklärung der Fluktuationen der Wechselkurse über verschiedene Zeithorizonte spielen. Aus dem Blickwinkel des Finanzmarkt-

---

dem EWS werden für den Lira-Wechselkurs die Hypothesen auf Ausschluß mit 2.22 ( $\chi^2(1)$ ) und auf schwache Exogenität bezüglich der langfristigen Beziehung mit 0.38 ( $\chi^2(1)$ ) jeweils nicht abgelehnt.

<sup>7</sup> Zu kritischen Anmerkungen im Hinblick auf die VAR-Methodik siehe *Lae-mer* [1985] oder *Cooley* und *LeRoy* [1985]).

ansatzes können derartige Störungen als neue Informationen angesehen werden, die auf die Devisenmärkte treffen und zu Portfolioumschichtungen führen, bzw. als finanzielle Schocks interpretiert werden, die aus plötzlichen Veränderungen in der internationalen spekulativen Nachfrage nach einzelnen Währungen resultieren.

Die Graphiken der Fehlervarianz-Aufteilung für das VAR-Modell der EWS-Periode sind in Abbildung 1 angegeben. Anhand der Graphiken läßt sich eine Dominanz des Wechselkurses zwischen US-Dollar und D-Mark deutlich erkennen. Schocks im DEM/USD-Kurs erklären durchweg über 40 % der Variationen der anderen Wechselkursgrößen über den gesamten Zeithorizont von bis zu 24 Perioden. Bei der Varianz-Zerlegung der DEM/USD-Relation liegt der eigene Anteil auch langfristig bei 60 %. Bei der Untersuchung der Varianz-Zerlegungen der anderen Wechselkurse zeigt sich interessanterweise, daß die Fehlervarianz in der JPY/USD-Relation im Gegensatz zu den anderen Kursen langfristig stark von den eigenen Innovationen bestimmt ist<sup>8</sup>. Dies deutet darauf hin, daß sich der Wechselkurs zwischen Yen und US-Dollar weitgehend aus eigenen verzögerten Werten vorhersagen läßt und nur zu einem relativ geringen Teil Informationen aus dem DEM/USD-Kurs eingehen. Fluktuationen bei dem britischen Pfund, dem Schweizer Franken und dem französischen Franc werden dagegen vor allem durch den D-Mark-Kurs geprägt, längerfristig weist noch die CHF/USD-Relation Erklärungsgehalt auf. Wird zu dem VAR-Modell als weitere Variable der Lira-Wechselkurs hinzugezogen, so ergibt die Fehler-Varianzzerlegung für den ITL/USD-Kurs ein entsprechendes Bild wie die Zerlegung des FRF/USD-Kurses: der Erklärungsgehalt der eigenen Fehlervarianz ist sehr gering, der Erklärungsanteil der Varianz des DEM/USD-Kurs dagegen dominierend<sup>9</sup>.

Auch für das VAR-Modell für den Zeitraum vor Beginn des Europäischen Währungssystems wird eine Fehlervarianz-Zerlegung durchgeführt. Wie die Resultate in Abbildung 2 erkennen lassen, haben in diesem Zeitraum, mit Ausnahme der Zerlegung der Fehlervarianz des

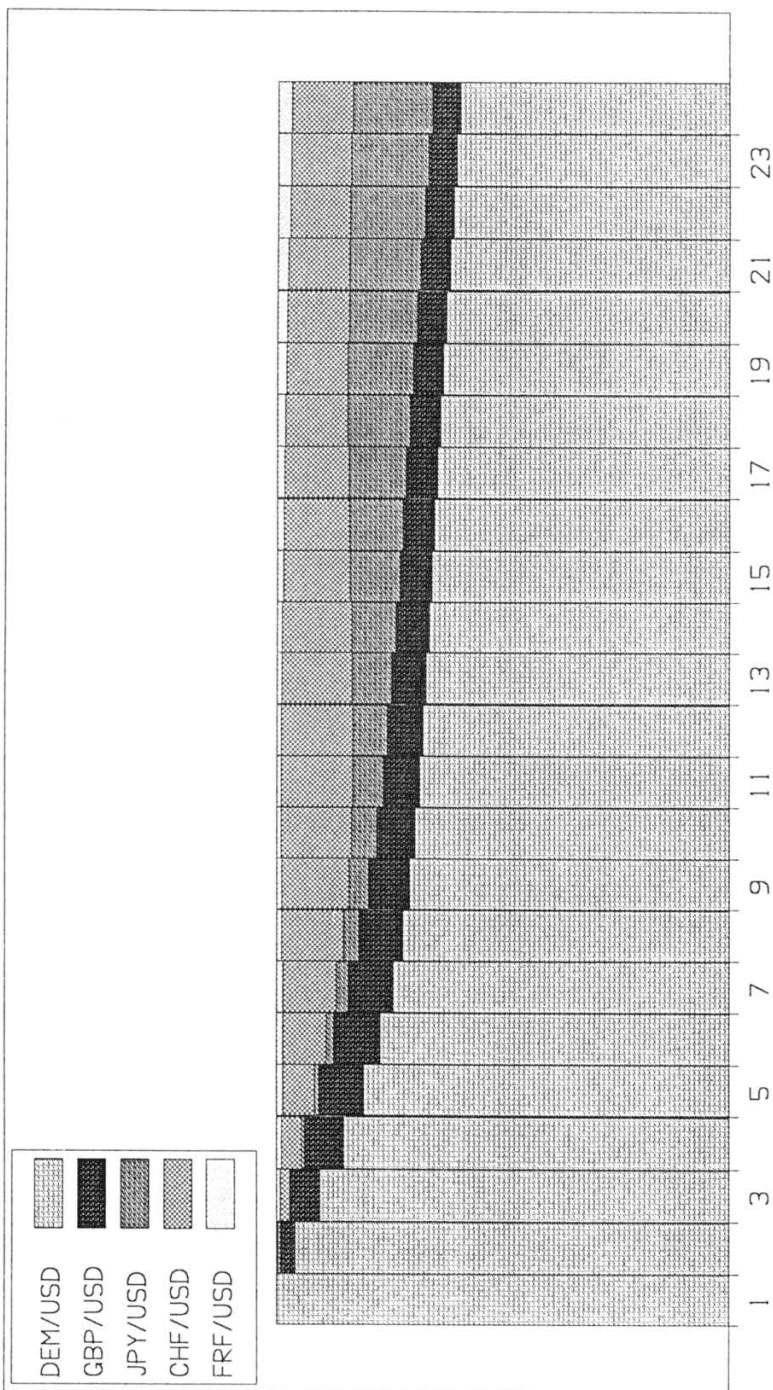
---

<sup>8</sup> Dieses Ergebnis tritt noch deutlicher hervor, wenn die JPY/USD-Relation in dem VAR-System an erste Stelle vor dem DEM/USD-Kurs und die übrigen Wechselkurse gesetzt wird.

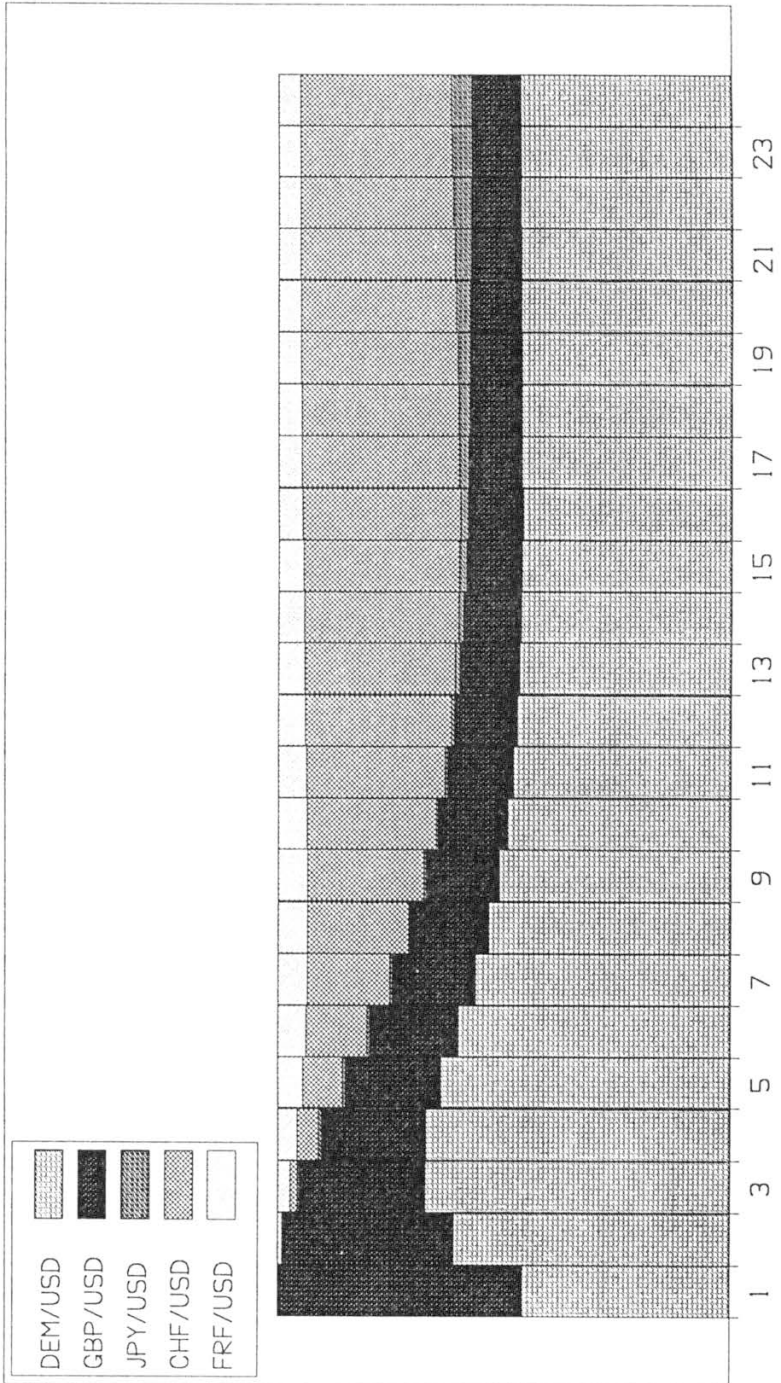
<sup>9</sup> Auf einen Zeithorizont von einem Quartal ist die Variabilität des ITL/USD-Kurses zu 11 % auf eigene Innovationen, dagegen zu 87 % auf Schocks im DEM/USD-Kurs zurückzuführen. Mit ansteigendem Horizont verstärkt sich dieser Effekt. So wird 24 Perioden im voraus die Fehlervarianz im Lira-Kurs nur noch zu 2 % von der eigenen Varianz und zu 50 % durch die Variabilität im DEM/USD-Kurs erklärt. Daneben gewinnt langfristig der Schweizer Franken noch an Gewicht mit rd. 32 %.

Abbildung 1: Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegung  
 VAR(1)-Modell für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4

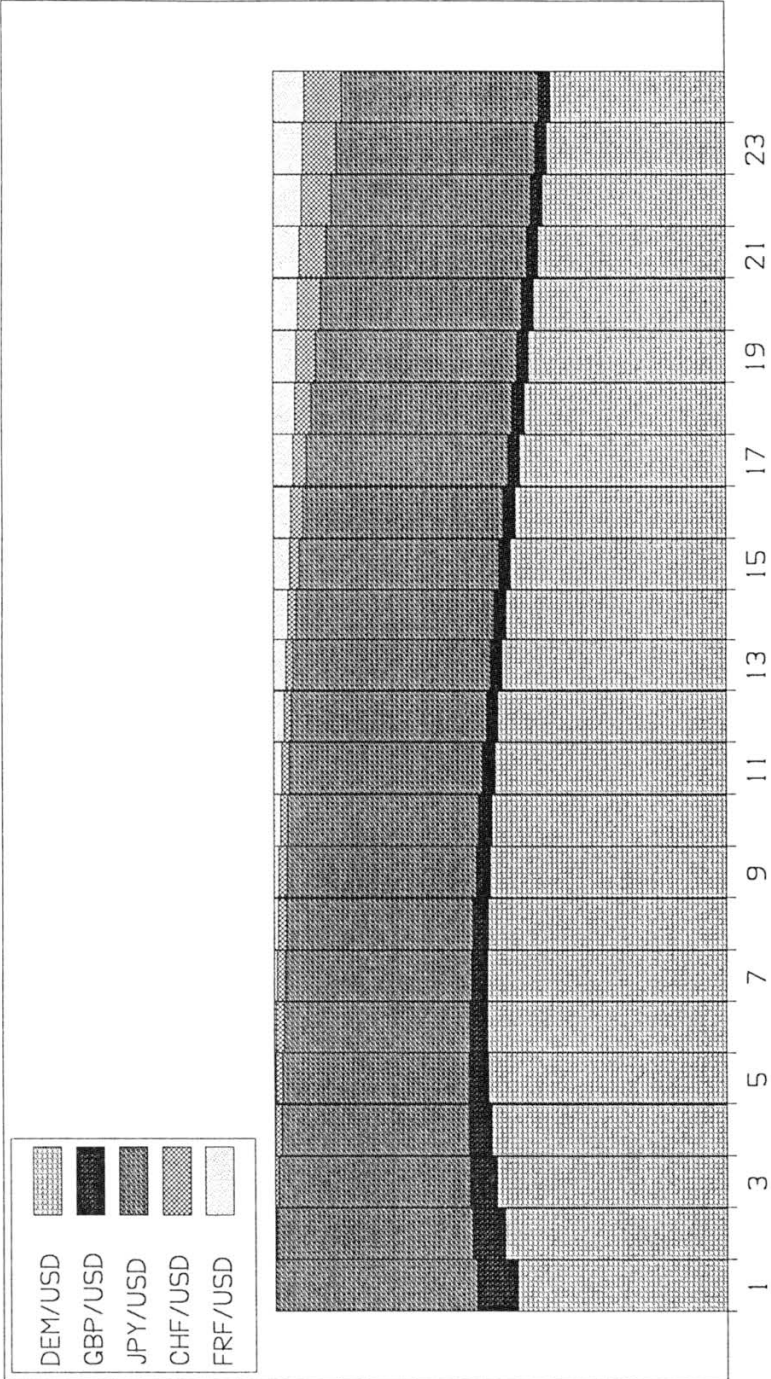
Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable DEM/USD  
 Auf der Basis von Innovationen in den Variablen



Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable GBP/USD  
*Auf der Basis von Innovationen in den Variablen*

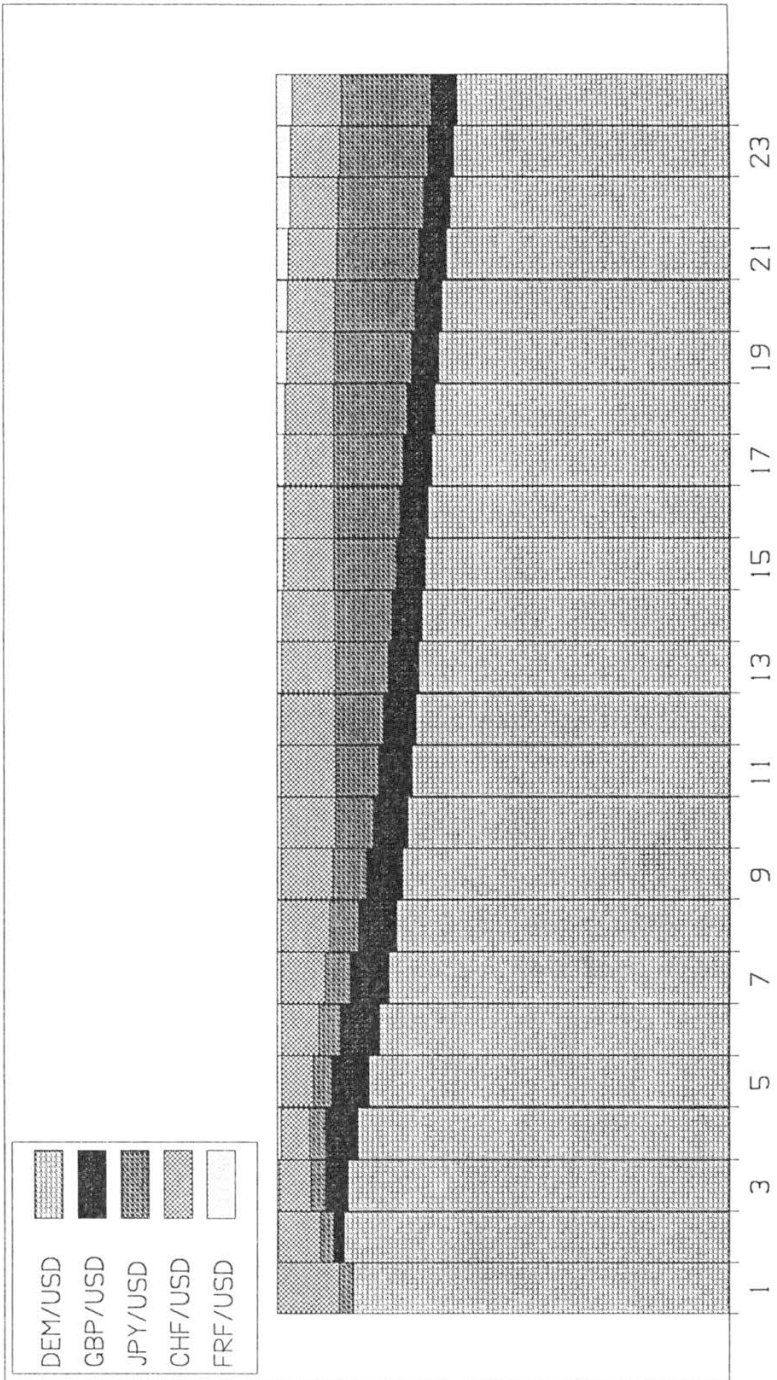


Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable JPY/USD  
Auf der Basis von Innovationen in den Variablen





Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable CHF/USD  
*Auf der Basis von Innovationen in den Variablen*



Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable FRF/USD  
Auf der Basis von Innovationen in den Variablen

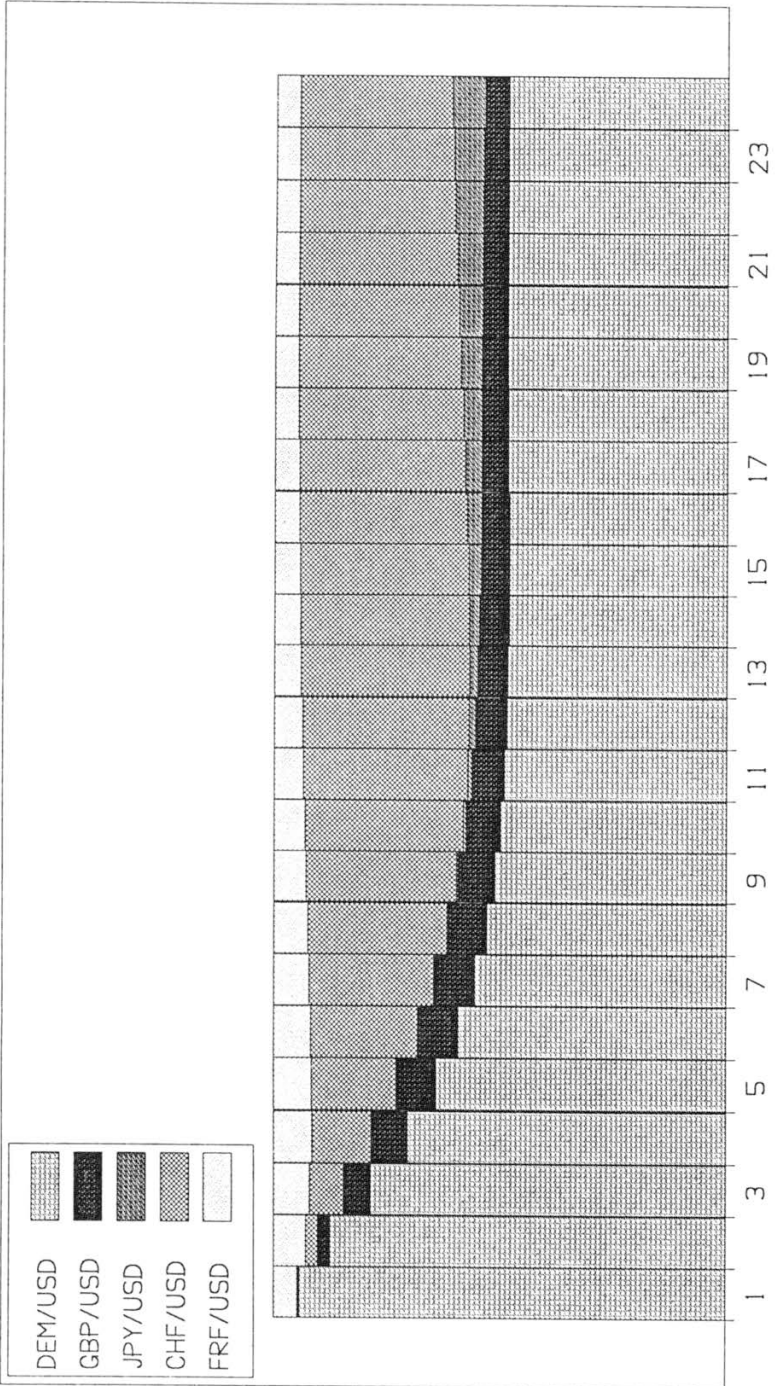
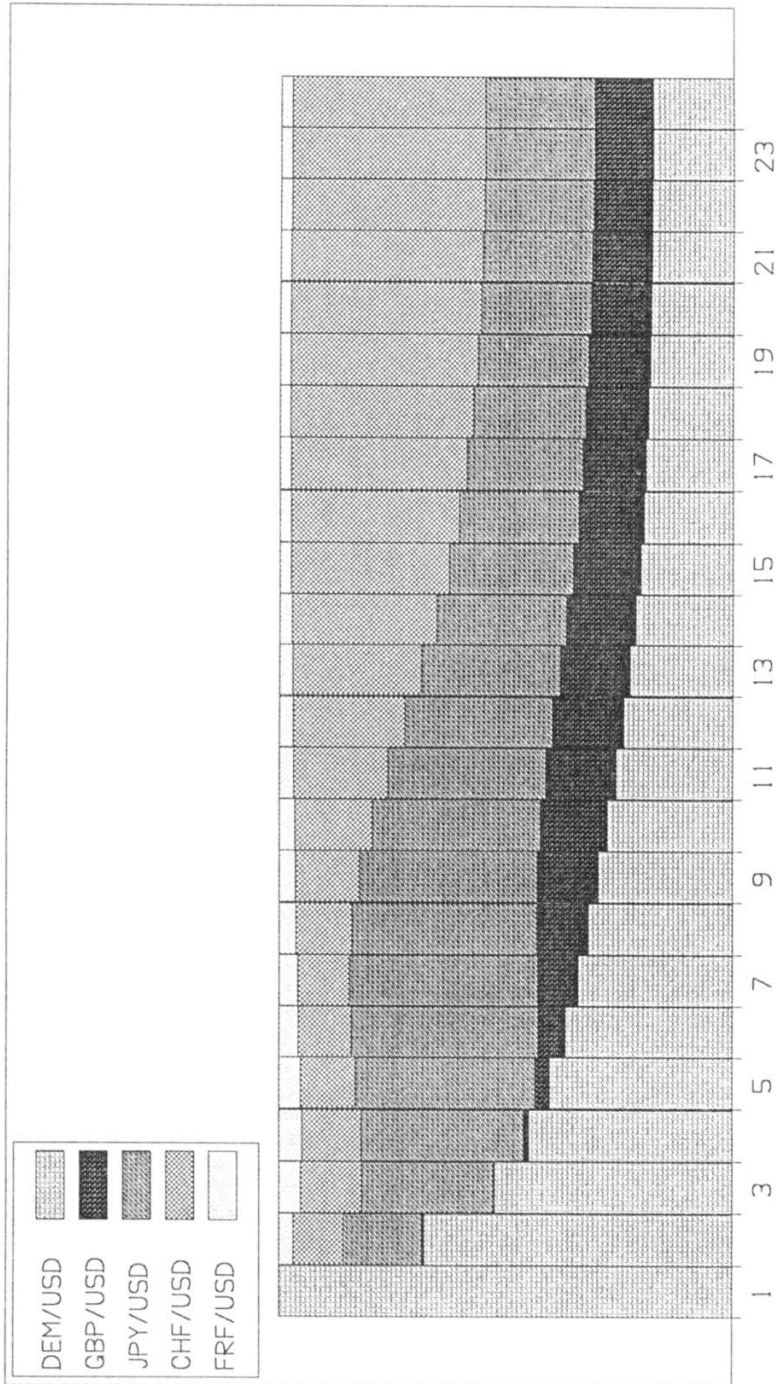
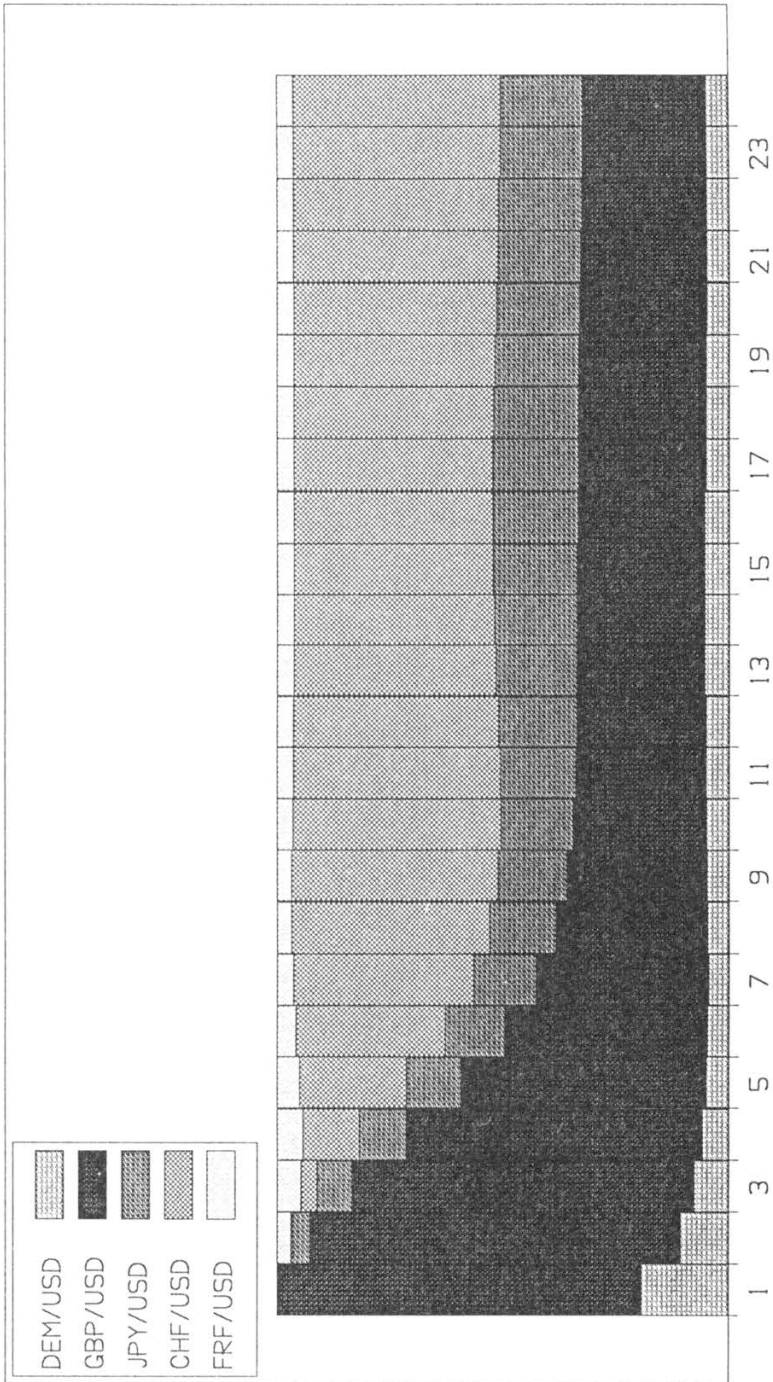


Abbildung 2: Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegung  
 VAR(1)-Modell für Zeitraum 1973:1 bis 1979:1  
 Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable DEM/USD  
 Auf der Basis von Innovationen in den Variablen

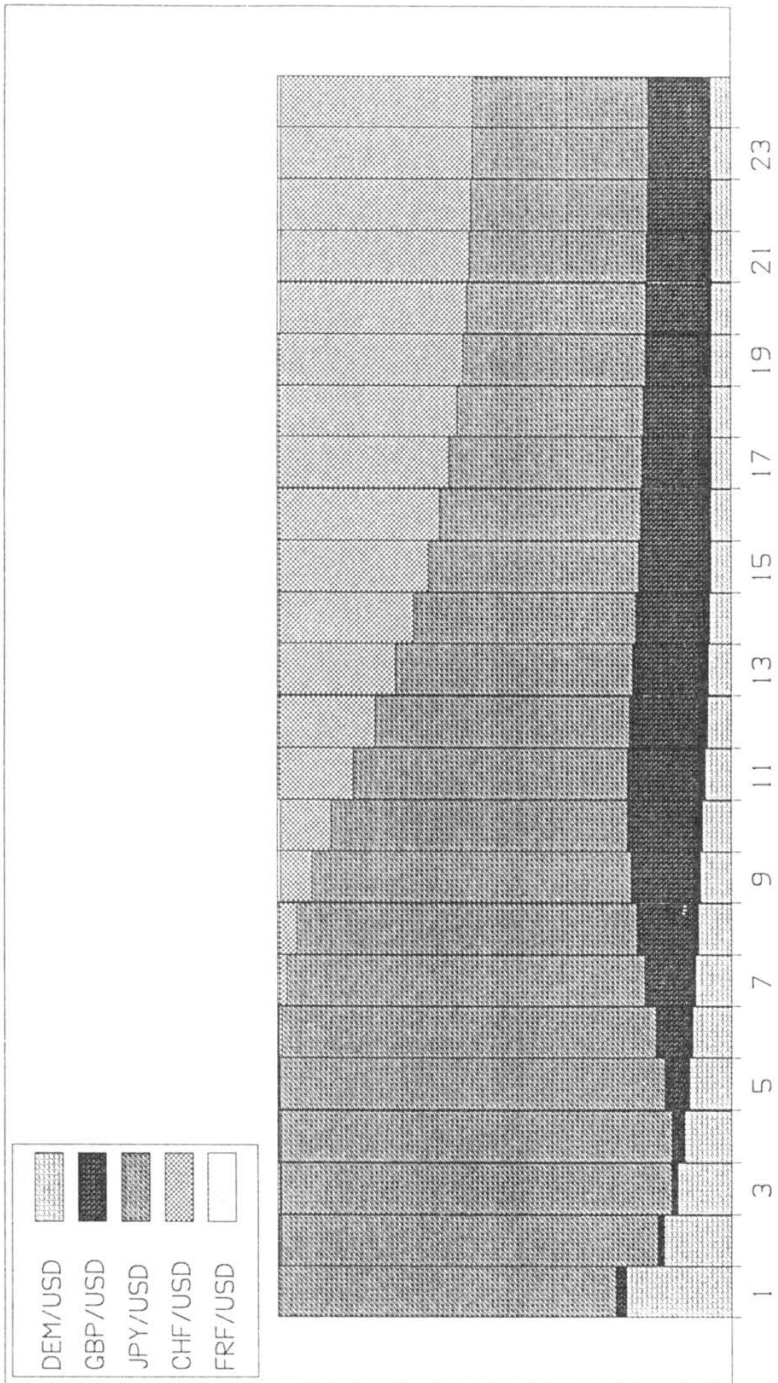


### Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable GBP/USD

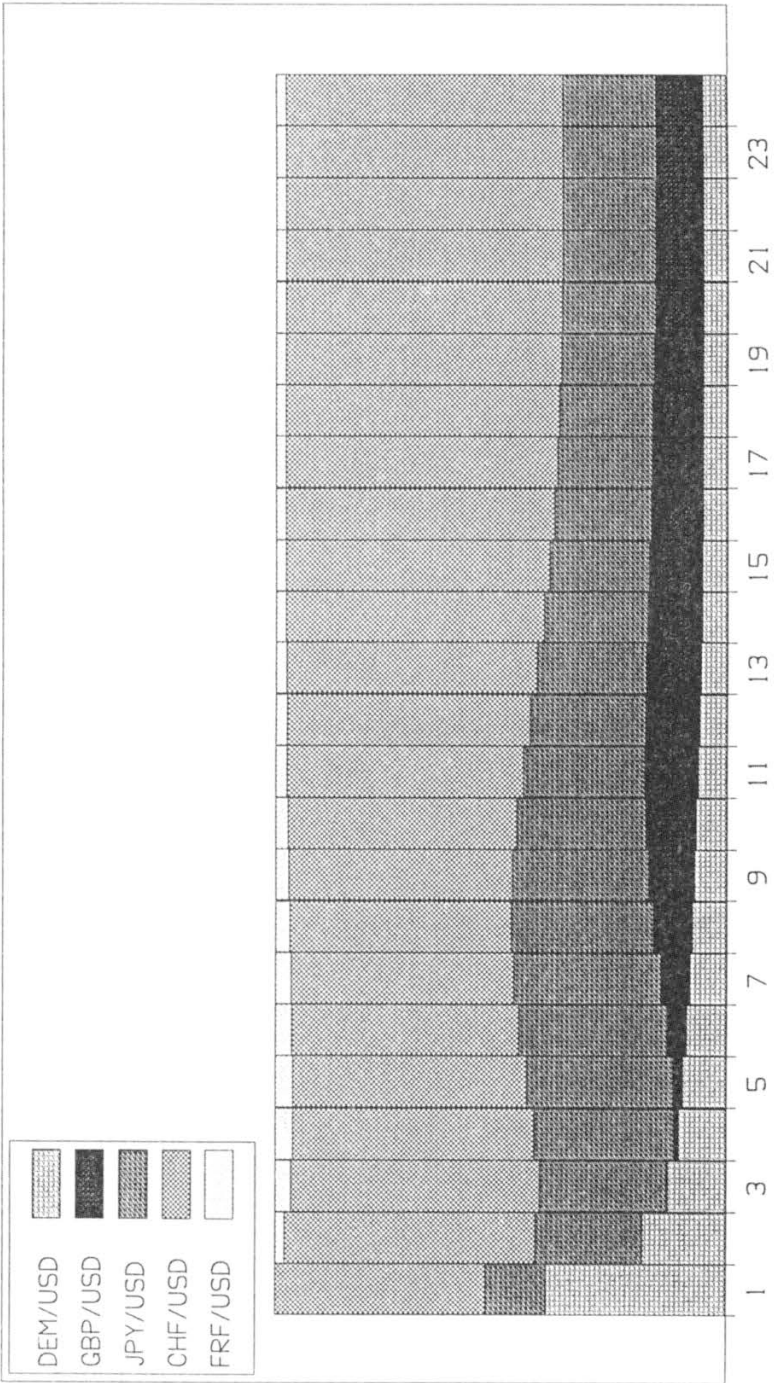
*Auf der Basis von Innovationen in den Variablen*



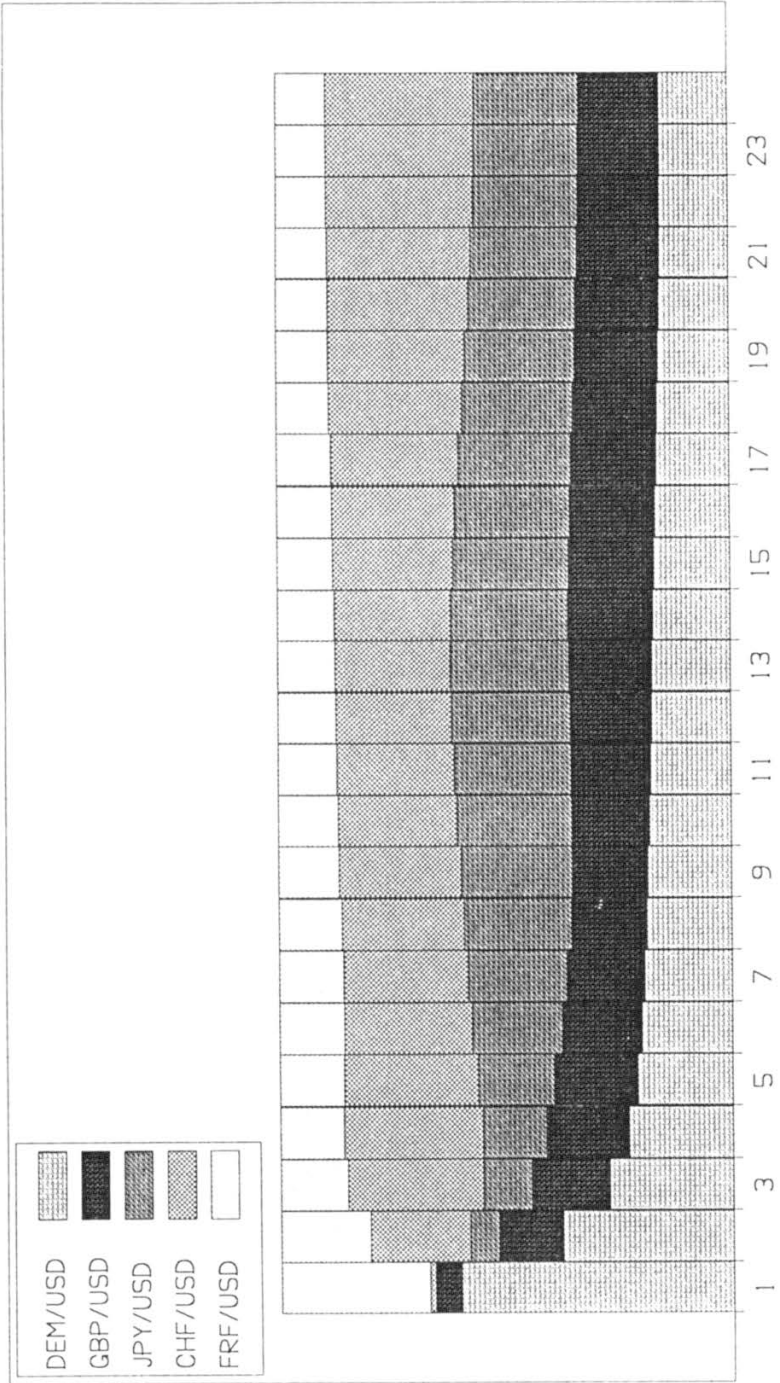
Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable JPY/USD  
*Auf der Basis von Innovationen in den Variablen*



Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable CHF/USD  
Auf der Basis von Innovationen in den Variablen



Aufteilung der Vorhersagefehler-Varianz fuer Variable FRF/USD  
*Auf der Basis von Innovationen in den Variablen*



DEM/USD-Kurses, eigene Störungen generell einen größeren Anteil an der Fehlervarianz-Zerlegung. Fluktuationen im britischen Pfund, dem japanischen Yen und dem Schweizer Franken werden primär durch die Fehlervarianz in der eigenen Größe erklärt. Der Beitrag des DEM/USD-Kurses ist dagegen gering. Die Vorhersagefehler-Varianz des französischen Franc wird langfristig von der Varianz der anderen Kursrelationen bestimmt, wobei jedoch der Eigenanteil deutlich größer ist als in dem Modell für die EWS-Periode. Entsprechendes gilt für den ITL/USD-Kurs in dem erweiterten VAR-Modell. Interessant ist auch das Ergebnis der Varianz-Zerlegung des DEM/USD-Kurses für die Zeit vor Beginn des EWS: danach werden Fluktuationen im DEM/USD-Wechselkurs langfristig nur zu rund 15 % durch eigene Innovationen erklärt.

Die Resultate der Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegungen für die beiden Zeiträume vor und seit Beginn der EWS lassen einige Schlußfolgerungen zu. Der Anteil der Fluktuationen der verschiedenen Wechselkurse, der durch Schocks im DEM/USD-Kurs erklärt wird, ist in den achtziger Jahren deutlich gestiegen. Diese Beobachtung kann daher als ein Indiz für die sich ändernde Rolle der DEM/USD-Relation angesehen werden. Seit Beginn des EWS hat sich die Struktur auf den internationalen Devisenmärkten geändert, und die anderen Wechselkurse werden stärker durch Störungen im D-Mark/US-Dollarkurs beeinflusst. Die Ergebnisse sind somit ein Hinweis darauf, daß die DEM/USD-Relation in die Funktion eines Leitkurses hineingewachsen ist. Dabei gilt dieses Resultat nicht nur im Hinblick auf die Währung des EWS-Landes Frankreich (und Italien), sondern auch für die übrigen europäischen Währungen. Dagegen hat der Kurs zwischen japanischem Yen und US-Dollar seine relativ unabhängige Charakteristik beibehalten.

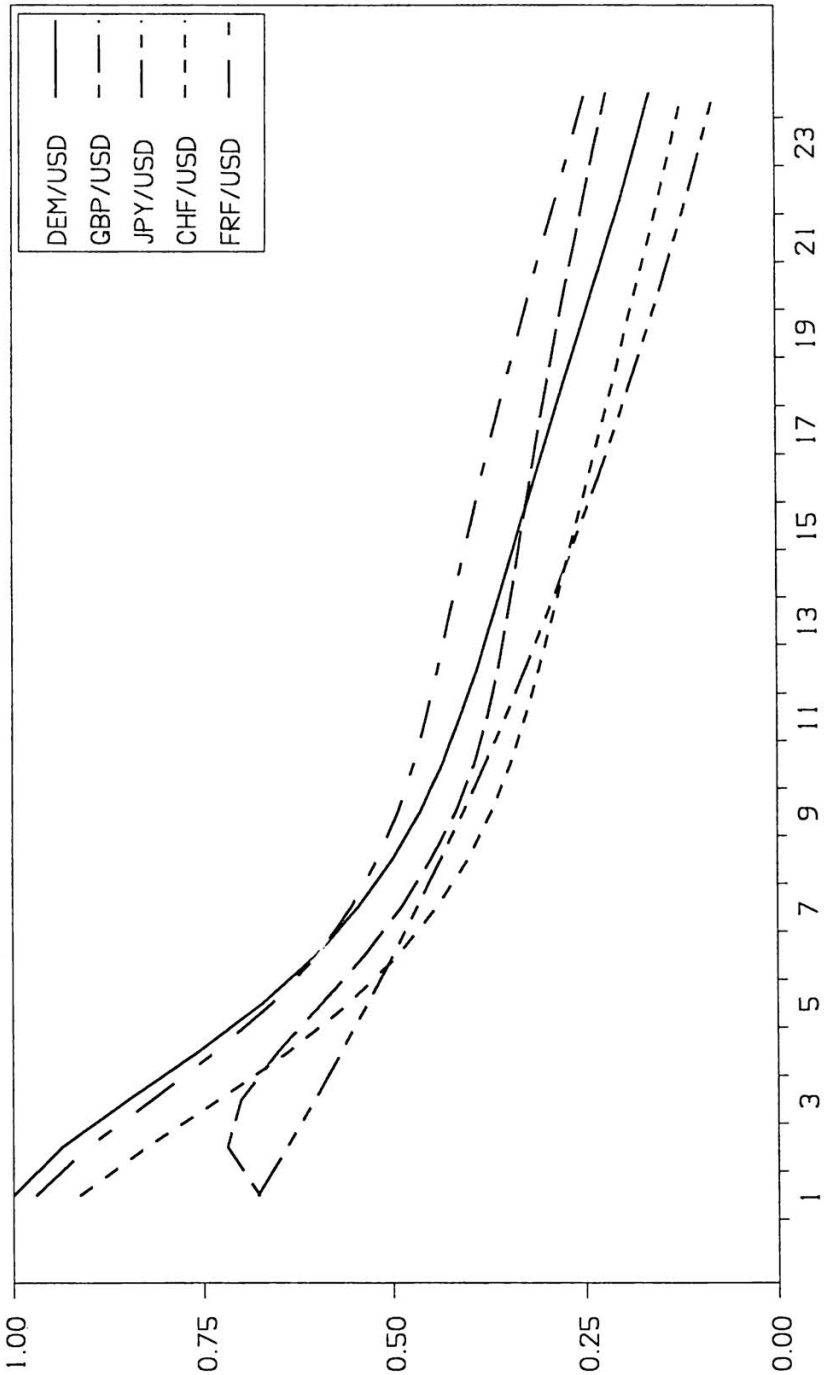
#### b) Impulsantwortanalyse

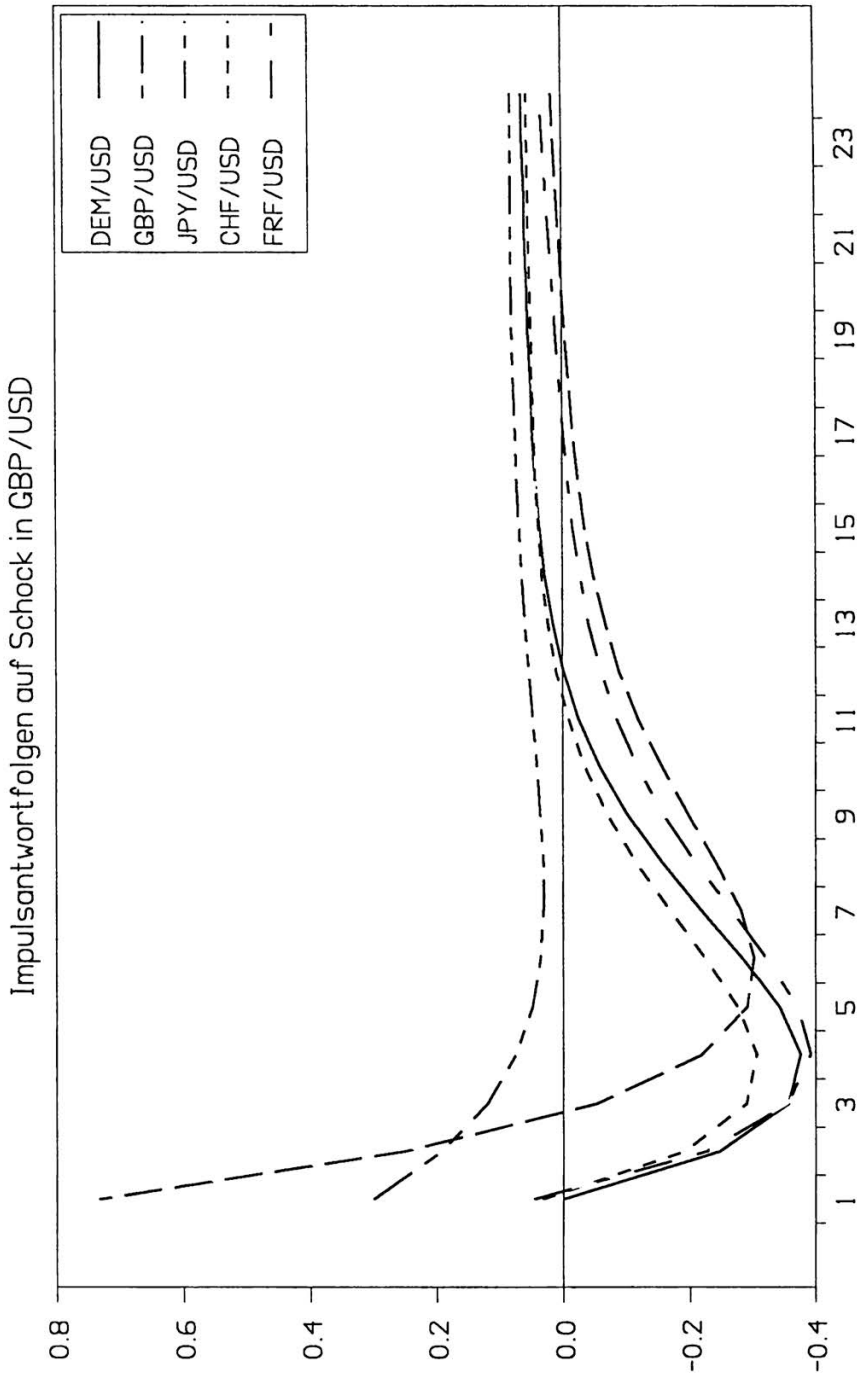
Neben der Untersuchung von Innovations-Zerlegungen bietet sich eine weitere Methode für die Simulation und Analyse von dynamischen Anpassungsvorgängen an. Mit der Hilfe von Impulsantwortfolgen werden die Reaktionen der Variablen im VAR-System auf Impulse in einer einzelnen Variablen betrachtet. Da die Residuen in den einzelnen Variablenungleichungen miteinander korreliert sein können, wird im allgemeinen wie auch bei der Fehlervarianz-Zerlegung auf orthogonalisierte Impulse zurückgegriffen.

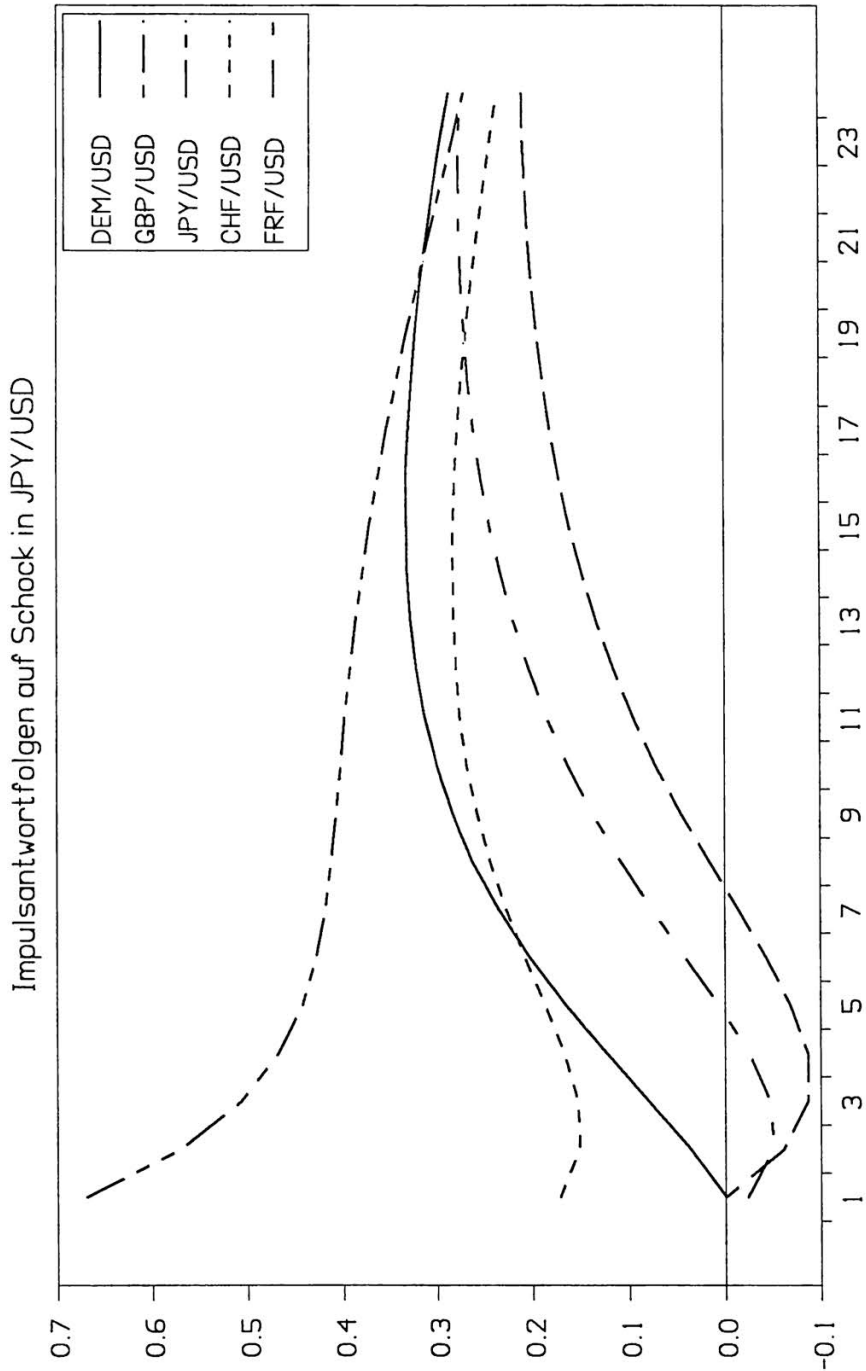
Zuerst wird wiederum das VAR-Modell für den EWS-Zeitraum betrachtet (Abbildung 3). In der ersten Graphik sind die Reaktionen auf

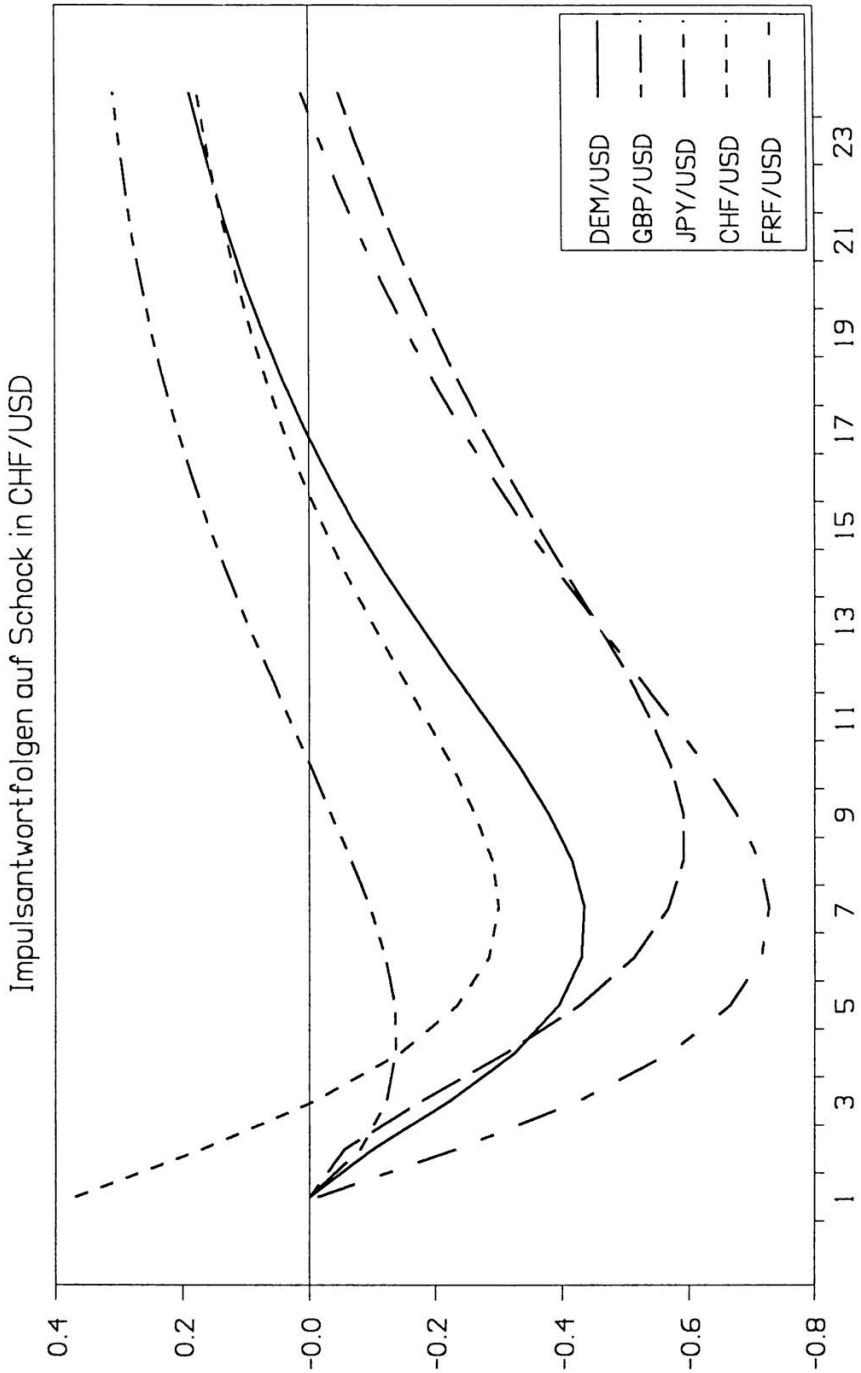


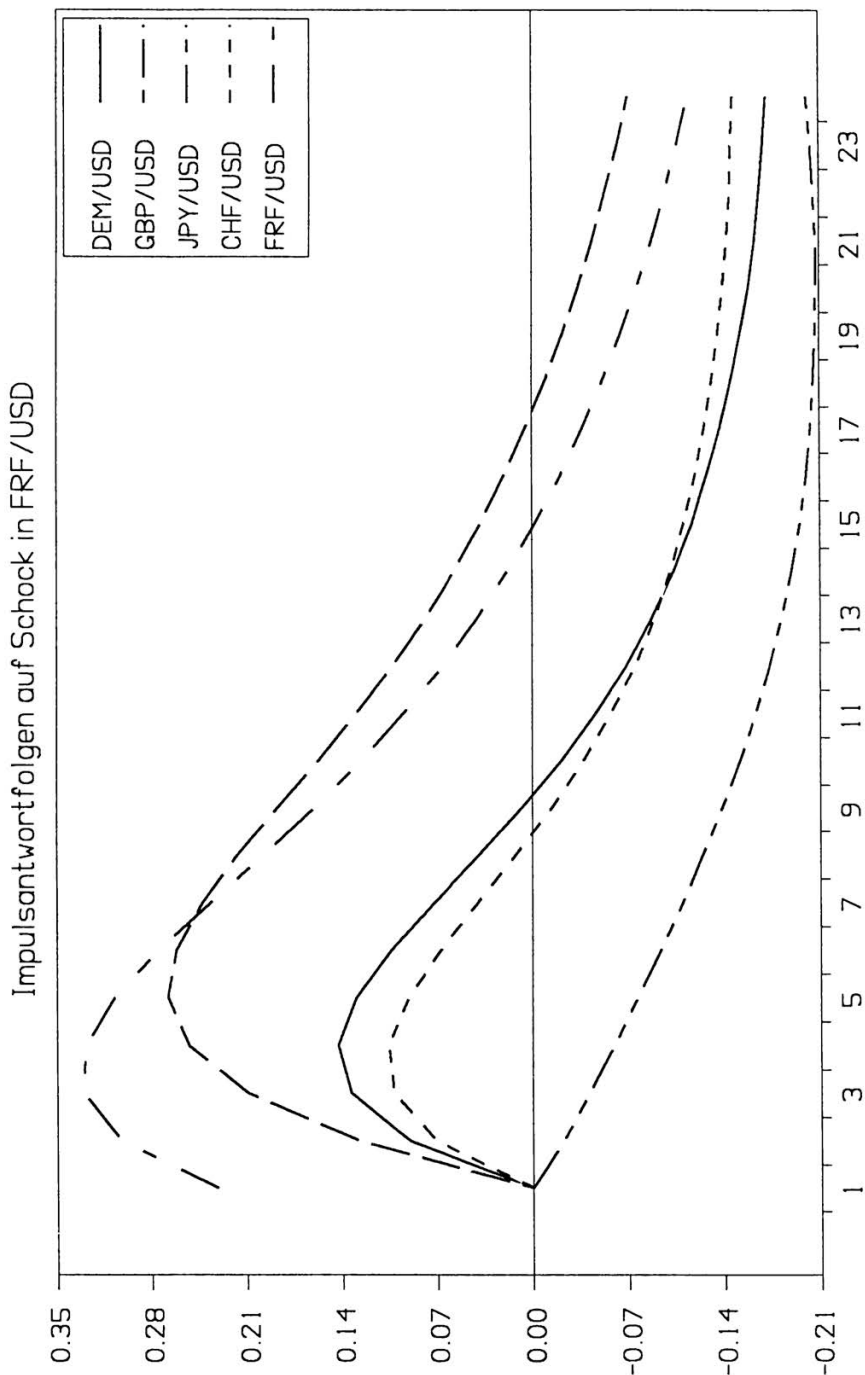
Abbildung 3: Impulsantwortfolgen  
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1979:2 bis 1991:4  
Impulsantwortfolgen auf Schock in DEM/USD











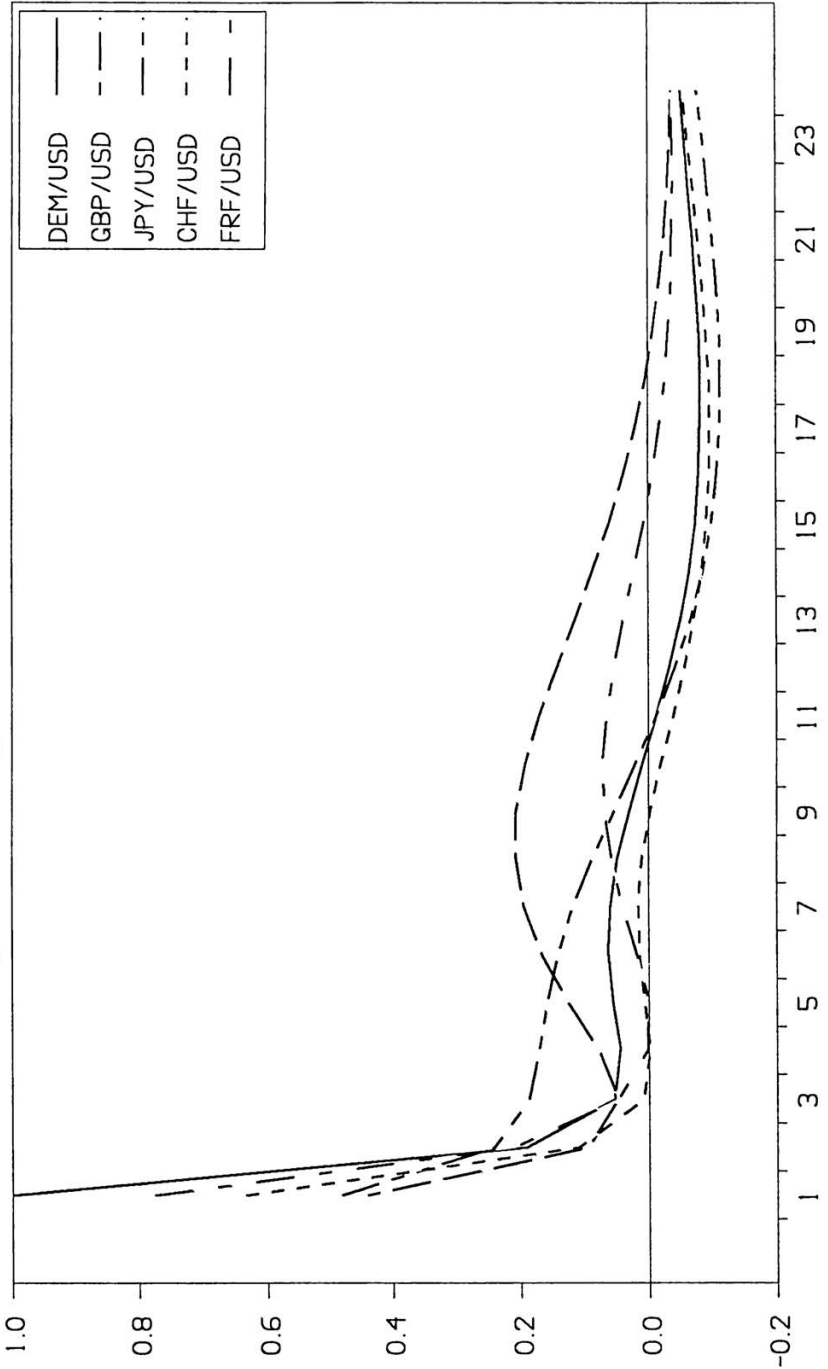
einen Impuls im Wechselkurs zwischen D-Mark und US-Dollar gezeigt. Nach einem positiven Impuls geht die Reaktionsfolge des DEM/USD-Kurses gleichmäßig zurück und strebt langfristig auf den Nullpunkt zu. Die Impulsantworten der anderen Wechselkurse weisen ein entsprechendes Verhalten auf. Sie verlaufen in einem engen Band und weitgehend parallel zu der Eigenimpulsantwortfolge des DEM/USD-Kurses. Dagegen ist bei allen anderen Graphiken keine entsprechende parallele Entwicklung der Impulsantwortfolgen festzustellen. Zum Teil sind die Reaktionsweisen auf Impulse sehr unterschiedlich bzw. gegenläufig und nähern sich erst langfristig einander an. Speziell in der Graphik für einen Schock im japanischen Yen weisen die Reaktionsfolgen eine deutlich entgegengesetzte Entwicklung auf. Während der JPY/USD-Kurs nach einem positiven Impuls gleichmäßig zurückgeht, werden bei den anderen Wechselkursen zum Teil negative Reaktionen ausgelöst, die erst langfristig wieder zusammenlaufen.

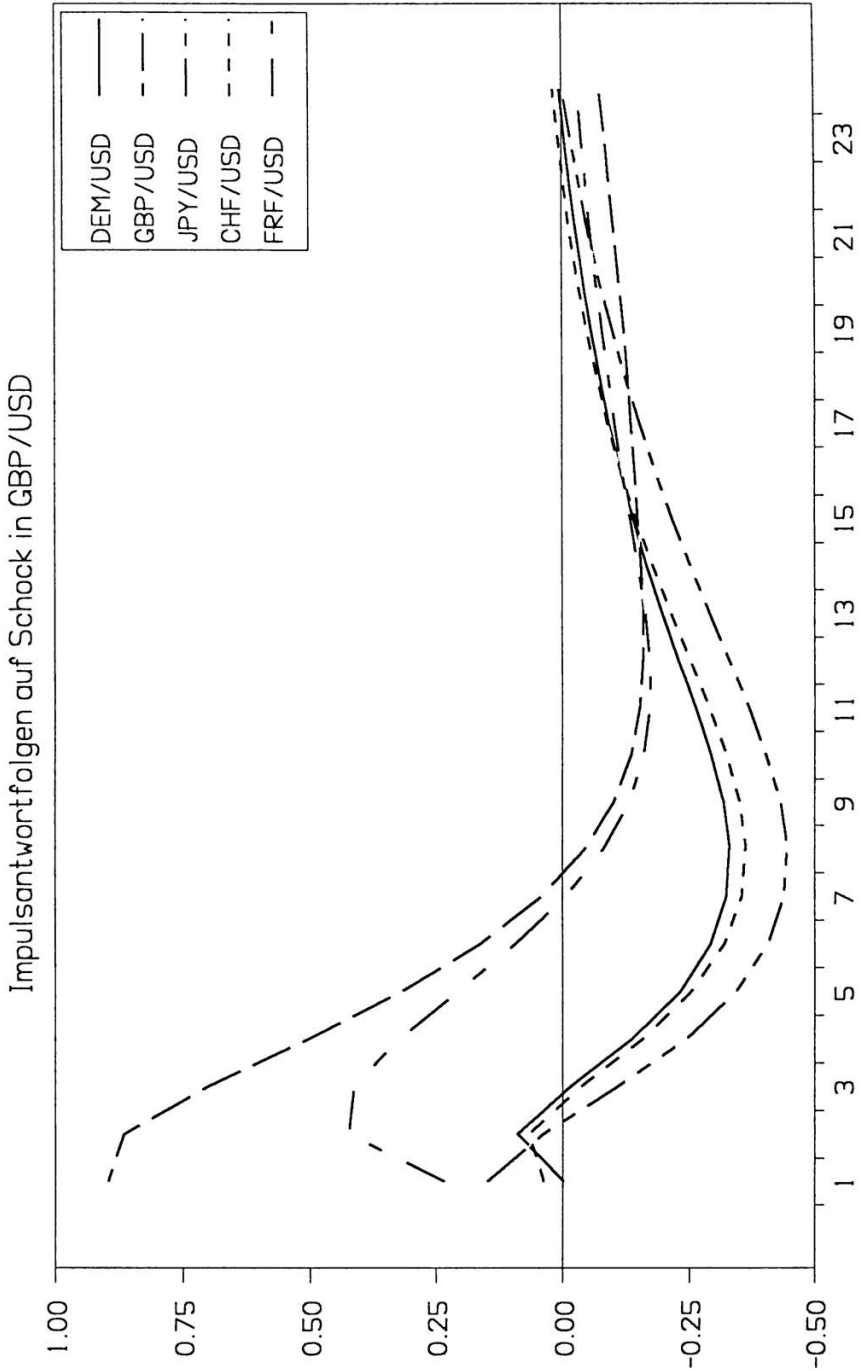
In Abbildung 4 sind die Impulsantwortfolgen für das Modell des Zeitraumes vor dem EWS angegeben. Die erste Graphik zeigt die uns besonders interessierenden Antwortfolgen für einen Impuls im DEM/USD-Kurs. Die Eigenimpulsantwortfolge des D-Mark-Kurses geht nach einem positiven Impuls deutlich zurück und weist im weiteren Verlauf Schwingungen um die horizontale Null-Achse auf. Ein positiver Ausschlag in der D-Mark-Relation hat auch bei den übrigen Wechselkursen eine kurzfristige positive Reaktion zur Folge. Danach laufen die Antwortfolgen ebenfalls in Schwingungen aus. Die Impulsantwortfolgen in den übrigen Graphiken weisen ein unruhigeres Antwortverhalten auf als diejenigen des EWS-Modells. Teilweise ergeben sich auch entgegengesetzte Reaktionsfolgen.

Schocks im DEM/USD-Kurs haben am deutlichsten eine parallele Entwicklung der Antwortfolgen der anderen Kurse zur Folge, wobei dies in der EWS-Periode am stärksten ausgeprägt ist. Änderungen in der DEM/USD-Relation rufen entsprechende Änderungen der anderen Wechselkurse hervor, was eine Verschiebung der gemeinsamen Wechselkursposition der untersuchten Länder gegenüber den Vereinigten Staaten zur Folge hat. Impulse in den anderen Kursen führen dagegen nicht zu entsprechenden Reaktionsmustern. Auffällig sind dabei insbesondere die relativ gegenläufigen Reaktionen auf einen Schock im japanischen Yen. Insgesamt gesehen deuten die Resultate somit auf eine Führungsrolle des DEM/USD-Kurses in diesem System hin.

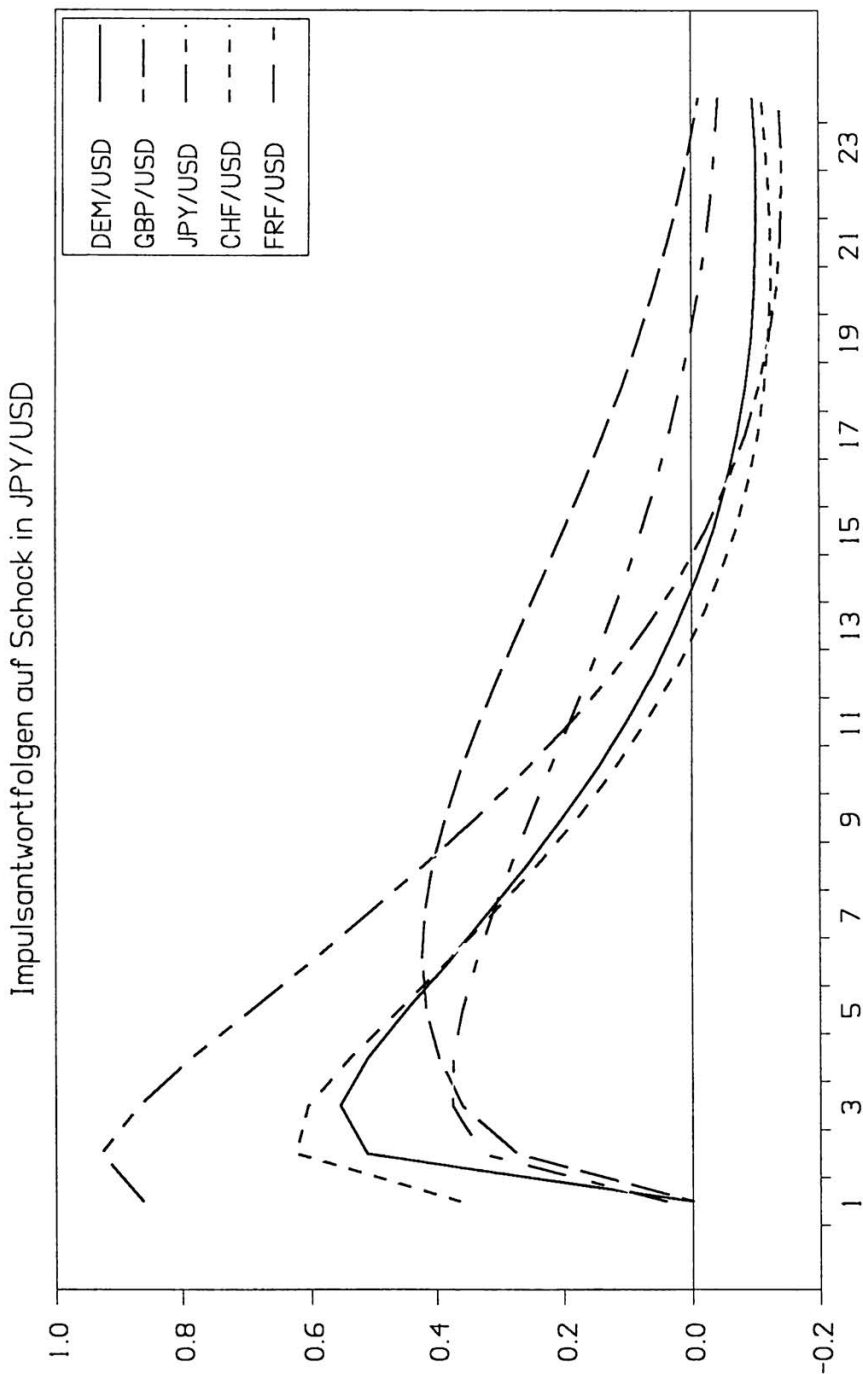
Bei der Analyse der Impulsantwortfolgen sollte darauf hingewiesen werden, daß die Ergebnisse wie auch bei der Vorhersagefehler-Varianz-

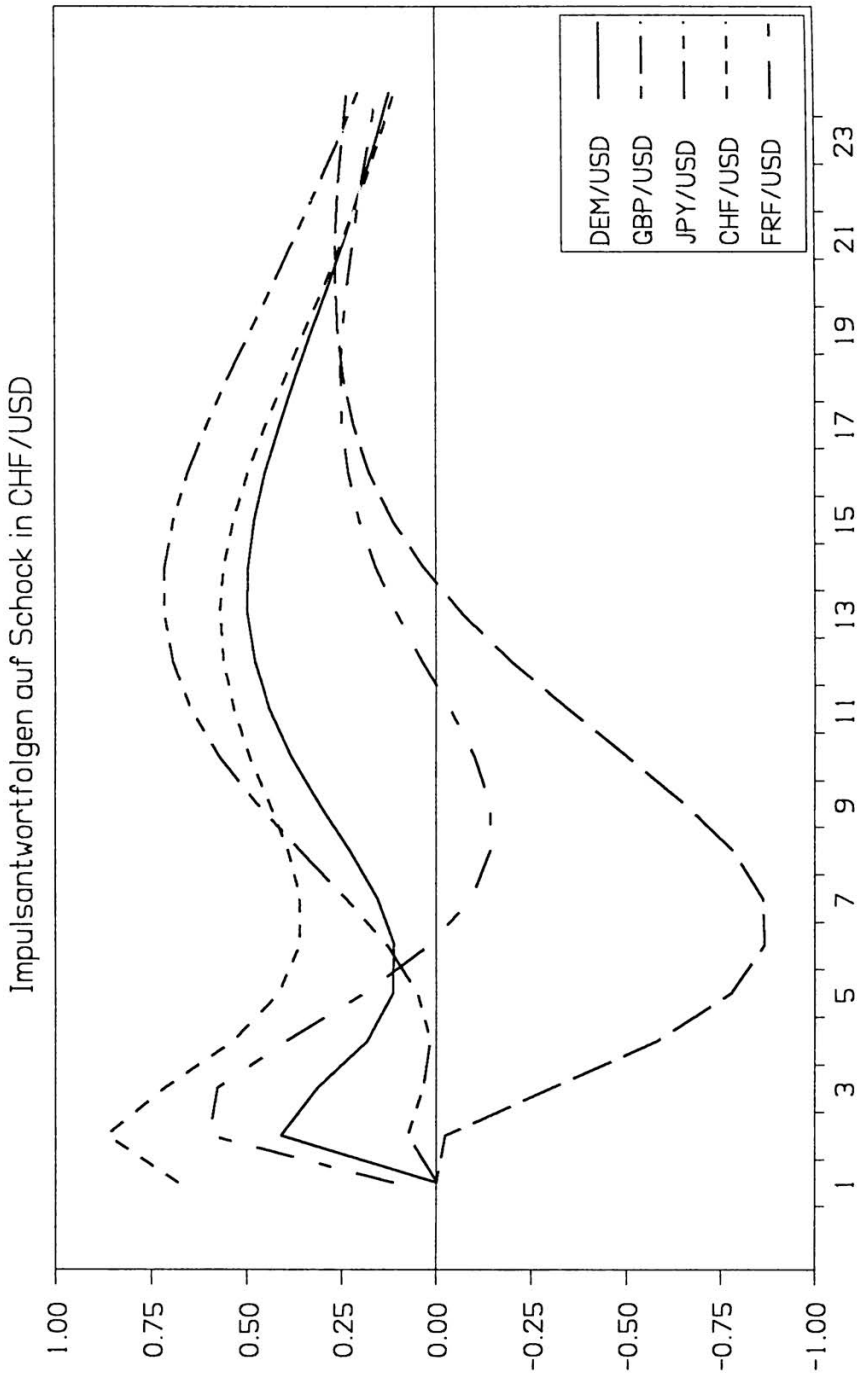
Abbildung 4: Impulsantwortfolgen  
VAR(1)-Modell für Zeitraum 1973:1 bis 1979:1  
Impulsantwortfolgen auf Schock in DEM/USD

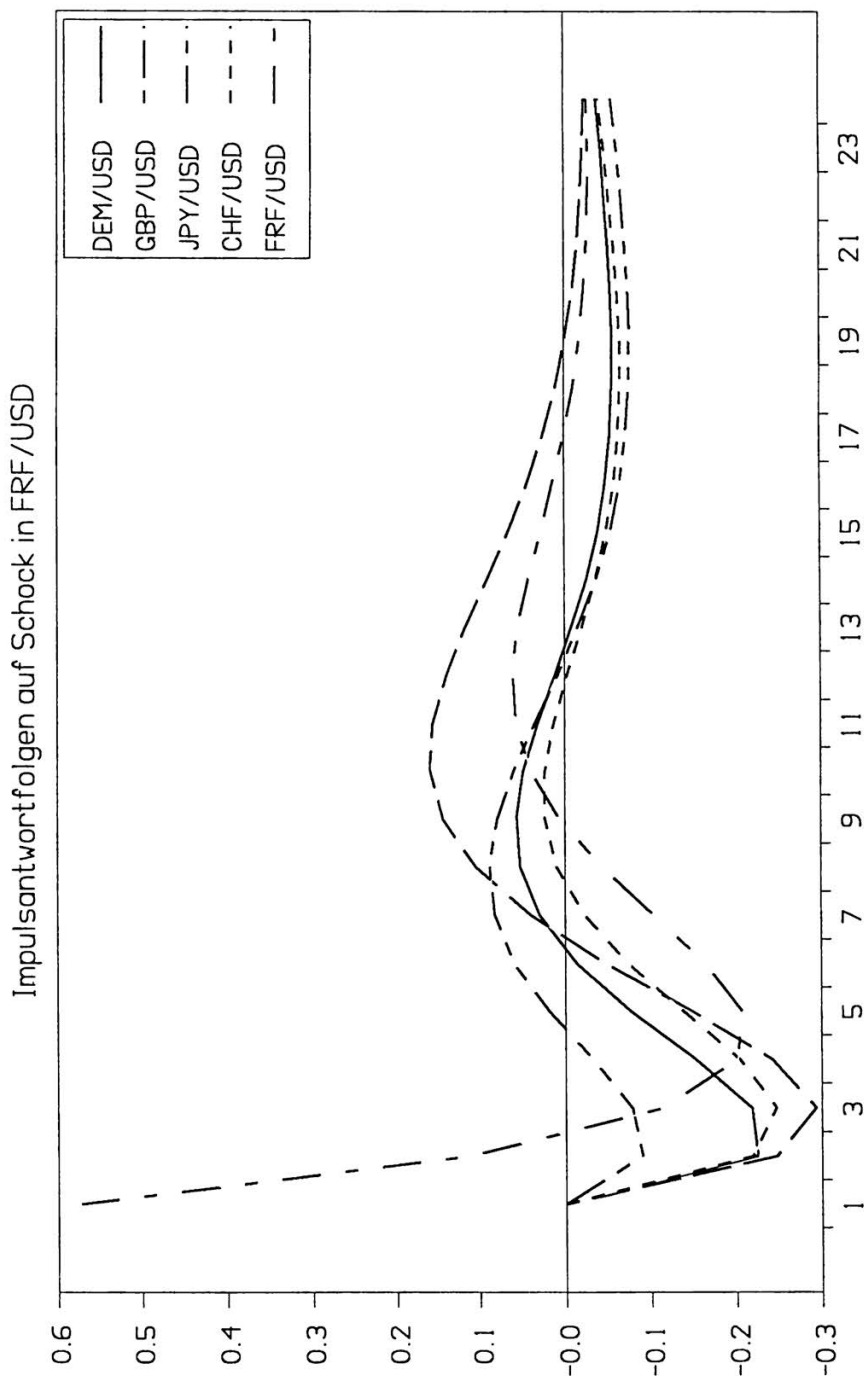












Zerlegung nicht überinterpretiert werden dürfen. Wie schon aufgezeigt, sind die Resultate zum Teil abhängig von der Anordnung der Variablen. Weiterhin beruhen die Analysen auf einem Modell, dessen Zeitverzögerungen und Kointegrationsrang nur geschätzt, aber nicht eindeutig festgestellt werden können. Daher sollten Schlußfolgerungen nur mit Vorsicht vorgenommen werden.

## V. Zusammenfassung

In dieser Arbeit werden die wichtigsten nominalen Wechselkurse auf langfristige Beziehungen zueinander und auf ihr dynamisches Verhalten untersucht. Auf der Grundlage der starken wirtschaftlichen Verflechtung der modernen Industriestaaten und Finanzmärkte unterliegen die entsprechenden Wechselkurse gemeinsamen stochastischen Trends. Unter Zuhilfenahme von vektorautoregressiven Systemen können langfristige Abhängigkeiten und typische dynamische Verhaltensmuster ermittelt werden. Die Ergebnisse der Analyse erweisen sich dabei als weitgehend konsistent mit den theoretischen Überlegungen und unterstreichen im besonderen die zentrale Rolle des D-Mark/US-Dollarkurses für die internationalen Devisenmärkte.

Um den Einfluß des Wechselkursmechanismus im Europäischen Währungssystem zu berücksichtigen, wird neben dem Ausgangsmodell, das den Zeitraum seit Beginn des EWS zur Grundlage hat, auch ein VAR-Modell für die Zeit davor betrachtet. Wie die empirischen Ergebnisse zeigen, können in beiden Phasen stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehungen festgestellt werden. Obwohl die Wechselkurse selbst nichtstationär sind, existieren Linearkombinationen von ihnen, die stationär sind. Dabei zeigt sich anhand von Hypothesentests, daß der DEM/USD-Kurs in beiden Zeiträumen Grundlage der jeweiligen Kointegrationsbeziehung ist. Seit Beginn des EWS gehen zusätzlich noch die Kurse des britischen Pfundes und des Schweizer Frankens in die Gleichgewichtsbeziehung ein. An dieser langfristigen Beziehung orientieren sich die Bestimmungsgleichungen aller einbezogenen Wechselkurse, mit Ausnahme des Kurses für den japanischen Yen. Der JPY/USD-Kurs erweist sich als relativ unabhängig von der Entwicklung der US-Dollarwechselkurse gegenüber den europäischen Währungen. Diese exogene Charakteristik der japanischen Währung wird auch durch die dynamische Analyse, insbesondere die Fehlervarianz-Zerlegung, bestätigt. Dagegen kommt dem britischen Pfund und dem Schweizer Franken besonders längerfristig innerhalb des Kointegrationsvektors eine wichtige Funktion zu.

In der Literatur werden Auswirkungen von Wechselkursabkommen wie dem EWS auf die Mitglieds- und Nichtmitgliedsländer mit besonderem Interesse betrachtet. Wie die Resultate der Kointegrationsanalyse zeigen, wirkt in unserem vektorautoregressiven Modell der Wechselkurs zwischen D-Mark und US-Dollar auf die Form der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung. Dagegen hat die EWS-Währung französischer Franc (und ebenso auch die italienische Lira) keinen Einfluß auf die langfristigen Abhängigkeiten. Umgekehrt wirkt diese Gleichgewichtsbeziehung jedoch auf den französischen Franc und die italienische Lira. Diesen beiden EWS-Kursen fällt somit langfristig nur eine Anpassungsfunktion zu. Die Führungsrolle des DEM/USD-Wechselkurses zeigt sich daneben auch in der dynamischen Analyse. Während in der Zeit vor dem EWS Innovationen im DEM/USD-Kurs nur einen relativ geringen Teil der Wechselkursvariationen erklären, steigt dieser Anteil seit Beginn des EWS deutlich an und dominiert alle anderen Wechselkurse. Die Charakteristik einer Leitkursfunktion bestätigt auch die Impulsantwortanalyse: Impulse in der DEM/USD-Relation führen insbesondere seit dem EWS zu einem weitgehend entsprechenden Reaktionsverhalten der anderen Kurse.

Die obigen Schlußfolgerungen zeigen die Bedeutung und Notwendigkeit, Wechselkursbeziehungen nicht nur im Zwei-Länder-Fall, sondern auch im multivariaten Rahmen zu betrachten. In der empirischen Analyse wird dabei die im Hinblick auf die übrigen Wechselkurse relativ exogene Charakteristik des JPY/USD-Kurses deutlich. Innerhalb des von uns untersuchten VAR-Systems kommt dem Wechselkurs zwischen Deutschland und den Vereinigten Staaten die größte Bedeutung zu, die insbesondere seit Beginn des EWS weiter gestiegen ist. Die empirischen Resultate erweisen sich dabei auch weitgehend konsistent mit der Vorstellung, daß über den DEM/USD-Kurs eine gemeinsame Wechselkurspolitik des EWS gegenüber dem US-Dollar bestimmt wird (vgl. *Fratianni und von Hagen* [1990]).

### Literatur

*Akaike*, H. 1973. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In: Petrov, B. N., Csaki, F., 2nd International Symposium on information theory, Budapest: Academia Kiado, 267 - 281. – *Akaike*, H. 1974. A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transaction on Automatic Control*, 19, 716 - 723. – *Artis*, M. J. 1987. The European Monetary System: An Evaluation. *Journal of Policy Modelling*, 9, 175 - 198. – *Bilson*, J. 1978. The Monetary Approach to the Exchange Rate – Some Empirical Evidence. *IMF Staff Papers*, 25, 48 - 75. – *Branson*, W. H. 1977. Asset Markets and Relative Prices in

Exchange Rate Determination. *Sozialwissenschaftliche Annalen*, 1, 69 - 89. – *Burnham*, J. B. 1991. Current Structure and recent Developments in Foreign Exchange Markets. In: *Khoury*, S.J. (ed.), *Recent Developments in International Banking and Finance*, North Holland: Elsevier. – *Calvo*, G. A.; *Rodriguez*, C. A. 1977. A Model of Exchange Rate Determination with Currency Substitution and Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, 85, 617 - 626. – *Canzoneri*, M. B. 1982. Exchange Intervention Policy in a Multiple Country World. *Journal of International Economics*, 13, 267 - 289. – *Cooley*, T. F.; *LeRoy*, S. F. 1985. Atheoretical Macroeconomics A Critique. *Journal of Monetary Economics*, 16, 283 - 308. – *Dornbusch*, R. 1976. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84, 1161 - 1176. – *Engle*, R. F.; *Granger*, C. W. J. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 2, 251 - 276. – *Engle*, R. F.; *Hendry*, D. F.; *Richard*, J. F. 1983. Exogeneity. *Econometrica*, 51, 277 - 304. – *Fratianni*, M.; *von Hagen*, J. 1990. The European Monetary System Ten Years After. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, 173 - 242. – *Frenkel*, J. A. 1976. A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200 - 224. – *Frenkel*, J. A.; *Mussa*, M. L. 1985. Asset Markets, Exchange Rates and the Balance of Payments. In: *Jones*, Ronald W., *Kenen*, Peter B. (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol II, Amsterdam: Elsevier, 679 - 747. – *Giavazzi*, F.; *Giovannini*, A. 1986. The EMS and the Dollar. *Economic Policy: A European Forum*, 1, 455 - 485. – *Hagen*, J. von; *Fratianni*, M. 1990. German Dominance in the EMS: Evidence from Interest Rates. *Journal of International Money and Finance*, 9, 358 - 375. – *Hannan*, E. J.; *Quinn*, B. G. 1979. The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, 41, 190 - 195. – *Johansen*, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231 - 254. – *Johansen*, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551 - 1581. – *Johansen*, S. 1992. An I(2) Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity Between Australia and the United States. In *Hargreaves*, C. P. (ed.) 1992. *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, Aldershot: Edward Elgar, 229 - 248. – *Johansen*, S.; *Juselius*, K. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, 129 - 210. – *Johansen*, S.; *Juselius*, K. 1991. Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK. University of Copenhagen. – *Karfakis*, C. J.; *Moschos*, D. M. 1990. Interest Rate Linkages within the European Monetary System: A Time Series Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22, 388 - 394. – *Kirchgässner*, G.; *Wolters*, J. 1991. Does the DM Dominate the Euro Market. University of Osnabrück Discussion Paper, presented at the ZEW Conference on Financial-Markets Econometrics, Mannheim, February 13 - 14, 1992. – *Kouri*, P. 1976. The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short run and in the Long run: A Monetary Approach. *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 280 - 304. – *Leamer*, E. E. 1985. Vector Autoregressions for Causal Inference? *Carnegie-Rochester-Conference Series on Public Policy*, 22, 255 - 304. – *Levin*, J. H. 1983. A Model of Stabilization Policy in a Jointly Floating Currency Area. In *Bhandari*, J. H., *Putman*, B. H. (eds.), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, London, 329 - 349. – *Lütkepohl*, H. 1991. Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin: Springer. – *MacDon-*

ald, R.; Taylor, M. P. 1991. Exchange Rates, Policy Convergence and the European Monetary System. *Review of Economics and Statistics*, 73, 553 - 558. – Marston, R. C. 1985. Financial Disturbancies and the Effects of an Exchange Rate Union. In Bhandari, Jagdeep (ed.), *Exchange Rate Management under Uncertainty*, Cambridge: MIT Press. – Meese, R. A.; Rogoff, K. 1983. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies, Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, 14, 3 - 24. – Mussa, M. 1976. The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy Under a Regime of Controlled Floating. *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 229 - 248. – Quinn, B. G. 1980. Order Determination for a Multivariate Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, 42, 182 - 185. – Radaelli, G. 1990. EMS Stability, Capital Controls, and Foreign Exchange Market Intervention. In Courakis, A. S.; Taylor, M. P. (eds.), *Private Behavior and Government Policy in Interdependent Economies*, Oxford: Oxford University Press, 159 - 187. – Reimers, H.-E. 1991. Analyse kointegrierter Variablen mittels vektorautoregressiver Modelle. Heidelberg: Physica. – Rogoff, K. 1985. Can Exchange Rate Predictability be Achieved without Monetary Convergence? Evidence from the EMS. *European Economic Review*, 93 - 115. – Schwarz, G. 1978. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6, 461 - 464. – Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1 - 48.

## Zusammenfassung

### Strukturelle Wechselkursbeziehungen auf den Internationalen Devisenmärkten

Die bestehende Theorie und Empirie des Verhaltens flexibler Wechselkurse basiert vorwiegend auf der Analyse eines Zwei-Länder-Falls. In dieser Arbeit wird dagegen das gemeinsame Verhalten der wichtigsten Wechselkurse in der Phase seit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems im Rahmen eines multilateralen Systems betrachtet. Dabei werden auch insbesondere Auswirkungen des Europäischen Währungssystems (EWS) auf Mitglieds- und Nichtmitgliedsländer analysiert. Auf der Grundlage von multivariaten Zeitreihenstudien werden die wichtigsten nominalen Wechselkurse auf langfristig wirksame Kointegrationsbeziehungen sowie auf ihr dynamisches Verhalten untersucht. Wie die empirischen Resultate zeigen, besteht eine relativ geringe Korrelation zwischen dem Yen/US-Dollarkurs und den übrigen europäischen Wechselkursen, während dem D-Mark/US-Dollarkurs innerhalb des betrachteten vektorautoregressiven Systems die größte Bedeutung zukommt. Seit Beginn des EWS existiert zwischen dem D-Mark/US-Dollarwechelkurs und dem britischen Pfund- sowie dem Schweizer Franken-Kurs eine Gleichgewichtsbeziehung, an der sich diese Wechselkurse langfristig orientieren. Die EWS-Währungen französischer Franc und italienische Lira haben auf die Gestalt dieser Beziehung keinen Einfluß, ihnen fällt langfristig nur eine Anpassungsfunktion zu. Auch die dynamische Analyse mit Hilfe von Vorhersagefehler-Varianz-Zerlegungen und Impulsantwortfolgen unterstreicht die besonders seit Beginn des EWS gewonnene dominierende Rolle des D-Mark/US-Dollarkurses. Die Ergebnisse dieser Studie zeigen somit, daß in dem Verlauf der betrachteten Währungsrelationen Abhängigkeiten langfristiger und kurzfristiger Natur bestehen, die bei der Modellierung von Wechselkursmodellen berücksichtigt werden sollten.

## Summary

### **Structural Exchange-Rate Relations in International Foreign Exchange Markets**

The existing theory of the behaviour of flexible exchange rates, including empirical analyses, is based primarily on the results of studies involving two countries. This paper, by contrast, studies within the framework of a multilateral system common behavioural aspects of the most important exchange rates in the period following the collapse of the Bretton-Woods system. It focuses among other things on the implications of the European Monetary System (EMS) for Member and non-Member States in particular. On the basis of studies of multivariate time-series, the most important nominal exchange rates have been examined with regard to their co-integrative relationships, effective in the long term, as well as to their behavioural dynamism. As the results of empirical studies show, there is a relatively modest correlation between the yen/US dollar rate and the other European exchange rates, whilst the D-mark/US dollar rate deserves to be given the greatest importance within the vector-autoregressive system studied. Since the inception of the EMS, there has been an equilibrium relationship between the D-mark/US dollar rate and the British pound as well as the Swiss-franc rate; this equilibrium relationship has guided these exchange rates in the long term. The French franc and the Italian lira – although members of the EMS – do not exert any influence on the nature of this relationship; their only long-term function is one of adjustment. Even dynamic analyses based on forecasting error-variance decomposition and impulse response series underline the dominant role of the D-mark/dollar rate especially since the early days of the EMS. The results of this study thus show that dependencies of a short and a long-term nature evolve in exchange-rate relations over time that should be taken account of when exchange-rate models are shaped.

## Résumé

### **Rapports structurels des taux de change sur les marchés des changes internationaux**

Les considérations théoriques et empiriques existantes sur le comportement des taux de changes flexibles se base principalement sur l'analyse d'un modèle de deux pays. Dans cet article, l'auteur considère par contre, dans le cadre d'un système multilatéral le comportement commun des taux de change les plus importants dans la phase suivant l'écroulement du système de Bretton-Woods. Il analyse aussi en particulier les impacts du Système Monétaire Européen sur les pays membres et non-membres. En se basant sur des études de séries chronologiques multivariées, les rapports de co-intégration efficaces à long terme des principaux cours de change nominaux ainsi que leur comportement dynamique sont examinés. Comme le montrent les résultats empiriques, il existe une corrélation relativement faible entre le cours yen/USD et les autres taux de change européens, alors que le cours DM/USD a une signification essentielle au sein du système autorégressif vectoriel considéré. Depuis le début du SMF, il existe entre



les taux de change DM/USD et la livre britannique ainsi que le cours du franc suisse un rapport d'équilibre, autour duquel les taux de change s'orientent à long terme. Le franc français et la lire italienne n'influencent guère ce rapport. Il ne revient à ces devises du SME qu'une fonction d'adaptation à long terme. L'analyse dynamique à l'aide des analyses des variances d'erreurs de prévision et des suites des réponses d'impulsion souligne aussi le rôle devenu dominateur du cours US-dollar/DM gagné depuis le début du SME. Les résultats de cette étude montrent donc qu'il y a des dépendances à court et à long terme dans le développement des relations des devises considérées qui doivent être prises en compte dans les modèles des taux de change.