Zur Prognostizierbarkeit von Wechselkursänderungen

Ein empirischer Vergleich verschiedener Prognosefunktionen*

Von Erwin W. Heri

In der vorliegenden Studie werden die ‚naiven' Prognosefunktionen für Wechselkursänderungen, die sich aus der Theorie rationaler Erwartungen bzw. effizienter Märkte ableiten lassen, mit einem Prognoseansatz verglichen, bei dem ökonomische sinnvolle Makrovariablen als Frühindikatoren Verwendung finden. Die empirische Untersuchung bedient sich dabei insbesondere des von *Granger* geprägten Begriffs der ‚ökonometrischen Kausalität' sowie des auf *Hsiao* zurückgehenden Verfahrens der ‚sequenziellen Modellierung'.

Die makroökonomische Analyse hat sich während Jahrzehnten schwergewichtig auf geschlossene Volkswirtschaften konzentriert. In diesen Untersuchungen kam deswegen insbesondere den Inflationserwartungen die heute oft in den Vordergrund gerückte Aufgabe zu, die Verbindung herzustellen zwischen der (erwarteten) Zukunft und dem aktuellen Verlauf ökonomischer Variablen (den Daten). Es sei in diesem Zusammenhang beispielhaft an das ‚geschlossene *Fisher*-Theorem' erinnert, nach welchem der Nominalzins in einer Volkswirtschaft aus der Summe von Realzins und Inflation*serwartung* gebildet wird oder an die Diskussion über die *Phillips*-Beziehung, die durch den Einbezug der Inflationserwartungen erst richtig in Gang gekommen ist.

Die in den letzten Jahren sich im Aufwind befindende Theorie kleiner offener Volkswirtschaften, dann aber auch der Übergang zu einem Währungssystem nicht mehr de iure fixierter Wechselkurse, hat neben den Inflationserwartungen einem weiteren Erwartungsterm zu Bedeutung verholfen: den Wechselkurserwartungen. Auf- bzw. Abwertungserwartungen sind zu einem integralen Bestandteil der makroökonomischen Modellierung (kleiner) offener Volkswirtschaften geworden. Ohne Anspruch auf Vollständigkeit der Aufzählung erscheinen sie — nun

* Eine ursprüngliche Version dieses Papiers wurde an einem Forschungsseminar der Universität Basel sowie bei der Schweizerischen Nationalbank in Zürich vorgetragen. Für wertvolle Hinweise und Verbesserungsvorschläge danke ich P. Bernholz, M. Gärtner, P. Kugler, B. Müller, G. Rich und G. Sheldon; unnötig zu sagen, daß verbleibende Fehler und Ungereimtheiten allein zu meinen Lasten gehen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

unter dem Stichwort ‚offenes *Fisher*-Theorem' — beispielsweise in der Gleichgewichtsbedingung für internationale Kapitalmärkte; einer Bedingung, die Gleichheit von Zinsdifferenz zwischen identischen Anlagen in zwei Ländern und der jeweiligen Auf- bzw. Abwertungserwartung postuliert[1], ferner z. B. in der Nachfragefunktion nach inländischen Finanzaktiva[2], und schließlich ist selbst die Inflationserwartung in offenen Volkswirtschaften von der Wechselkurserwartung abhängig, da das Preisniveau hier üblicherweise als gewichtetes Mittel aus den Preisen importierter und im Inland produzierter Güter dargestellt wird.

Genaugleich wie bei der Modellierung geschlossener Volkswirtschaften stellt sich somit auch bei der offenen Volkswirtschaft — teilweise sogar in vermehrtem Maße — das Problem der adäquaten Darstellung und Modellierung von Erwartungswerten. Hier wie dort müssen Proxi-Variablen oder Erwartungsbildungshypothesen herangezogen werden, die nicht nur der theoretischen Argumentation, sondern auch der empirischen Implementierung Genüge zu tun vermögen.

Im vorliegenden Papier soll in diesem Zusammenhang nun versucht werden, einen optimalen Indikator — optimal im Sinne der Minimierung bestimmter Prognosekriterien — für die erwartete Wechselkursänderung zu finden; einen Indikator, der dann in den Modellspezifikationen kleiner offener Volkswirtschaften Verwendung finden könnte. Als Nebenergebnis soll dabei gleichzeitig — allerdings auf eher rudimentäre Art und Weise — der Frage nachgegangen werden, inwiefern es möglich und sinnvoll ist, durch Verwendung von Computerprogrammen und durch möglichst intensive ‚Bearbeitung' von Informationen, Wechselkursprognosen zu erstellen, die für eine profitable Spekulation verwendet werden könnten[3].

---

[1] Zum Begriff des ‚geschlossenen' und des ‚offenen' *Fisher*-Theorems vgl. Gebauer (1982).

[2] Vgl. als Beispiele *Loeff* (1980), *Rich / Beguelin* (1982).

[3] Wie wir sehen werden, erscheinen solche Überlegungen aus theoretischer Sicht eher abwegig. Immerhin scheint aber die Finanzwelt solche Möglichkeiten zu sehen. So schreiben *Giddy / Dufey* (1976): „It is hardly surprising, therefore, that a variety of exchange rate forecasting techniques is now available — some, naturally, at a price. The violent gyrations of the foreign exchange markets during the past three or four years, combined with the rapid internationalizations of business activities, has resulted in a dramatic rise in interest in such methods. An institutional manifestation of this interest is the growth in the number of service organisations which sell advice on the future course of exchange rates to anyone willing and able to pay the fees (which usually are not inconsiderable). These groups range from well-established publishers of periodic currency reviews to new departments created by the most prestigious names in international banking, and they include a number of more or less experienced economic consulting firms who offer their wares in responses to the apparent gap in the market for advice." (p. 1).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In einer ähnlich angelegten Untersuchung haben *Meese/Rogoff* (1983) versucht, die Prognosequalität verschiedener Struktur- und Zeitreihenmodelle der Wechselkursbestimmung für die US$/DM-, US$/Yen- und US$/£-Raten sowie für einen handelsgewichteten $-Kurs zu untersusuchen. Sie sind dabei zum Schluß gekommen, daß ein einfacher Random-Walk nicht schlechter prognostiziert als die z. T. doch recht sophistizierten Strukturmodelle. Nach den zahlreichen Untersuchungen zur Effizienz der Devisenmärkte erstaunt es kaum noch, daß eine einfache Prognosefunktion gute Ergebnisse liefert. Eher erstaunt es, daß ausgerechnet der einfachste Ansatz in den meisten Fällen die besten Ergebnisse liefert.

Bei der hier vorgenommenen Suche nach einer Prognosefunktion für die Wechselkursveränderungen wird neben den aus der Theorie rationaler Erwartungen bekannten Martingale- und Submartingale-Ansätzen weniger auf konkrete Strukturmodelle zurückgegriffen, sondern auf das von *Feige* und *Pearce* dargestellte Konzept der ‚economically rational expectations', bei dem die Prognosegüte möglicher Frühindikatoren untersucht wird[4]. Da für Währungen im weiteren ein eigentlicher Zukunftsmarkt zur Verfügung steht (Terminmarkt), wird in diesem Zusammenhang dann auch die Prognosequalität des Terminkurses untersucht.

Die Gliederung des Aufsatzes sieht wie folgt aus: Die beiden nächsten Kapitel dienen der Darstellung von Prognoseansätzen, die ihren Ursprung insbesondere in der Theorie effizienter Devisenmärkte haben. Im Kapitel 3 wird dann ein autoregressiver Ansatz zur Suche nach möglichen Frühindikatoren dargestellt, mit dessen Hilfe eine weitere Prognosefunktion definiert werden soll. Im empirischen Teil (Kapitel 4) sollen dann die in den vorherigen Abschnitten entwickelten Ansätze zur Bildung von ex post-Prognosen verwendet werden. Die vorausgesagten Wechselkursänderungen beziehen sich dabei auf die Rate des Schweizer Frankens gegenüber den Währungen der USA, der Bundesrepublik sowie Großbritanniens. Die Qualität der jeweiligen Prognosemethoden wird anhand der Voraussagefehler der monatlichen Wechselkursveränderungen beurteilt. Zu diesem Zweck werden die notwendigen Gleichungen von Anfang 1974 bis Ende 1980 geschätzt und anschließend werden unter Konstanthaltung der entsprechenden Strukturen und Parameter die 12 monatlichen Kursänderungen des Jahres 1982 voraus-

[4] Vgl. *Feige / Pearce* (1976). Am ehesten kann die bei *Meese / Rogoff* (1983) vorgenommene Schätzung eines unbeschränkten vektor-autoregressiven Systemes mit unserem Vorgehen verglichen werden. Wir werden weiter unten noch einmal auf die Unterschiede in den beiden Vorgehensweisen zurückgenommen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gesagt. Das letzte Kapitel dient dann einer Zusammenfassung der Ergebnisse im Lichte der oben beleuchteten Fragestellungen.

1. Die Preisbildung auf den Devisenmärkten

In der neueren Literatur wird üblicherweise davon ausgegangen, daß die Devisenmärkte mit ihren hochentwickelten Informationssystemen und den äußerst effizienten Mechanismen der Markträumung mit dem gleichen Instrumentarium analysiert werden können, mit dem auch die Kapitalmärkte (z. B. Aktien- und Obligationenmärkte) untersucht werden[5]. Hierbei wird — in guter mikroökonomischer Tradition — von der Annahme ausgegangen, die Händler auf den bezeichneten Märkten seien gewinnmaximierende Wirtschaftssubjekte, die außerordentlich gut informiert sind. Diese Händler versuchen dadurch Gewinne zu erzielen, daß sie systematisch vermeintlich relevante Informationen sammeln, analysieren und auszuwerten versuchen. Die Auswertung und Interpretation solcher Informationen erlaubt es dann diesen Marktteilnehmern, gewisse Erwartungen bezüglich künftiger Kursänderungen zu bilden. Durch sofortige Verarbeitung dieser Informationen, d. h. durch sofortiges Reagieren auf geänderte Preiserwartungen, werden dann die häufigen Preisänderungen oder mit anderen Worten das volatile Verhalten verursacht, durch das sich die Kursnotierungen auf diesen — oft als spekulativ verschrieenen — Märkten auszeichnen.

Die massiven Preisschwankungen auf Finanzmärkten sind deswegen keineswegs auf irgendwelche ‚Launen' von Marktteilnehmern zurückzuführen, sondern sie sind das konsequente Ergebnis eines äußerst effizienten Informationsverarbeitungsprozesses oder mit anderen Worten das Spiegelbild politischer und wirtschaftlicher Prozesse, die sich bei rational handelnden Marktakteuren unmittelbar in den jeweiligen Kursen niederschlagen. Dieser Ansatz, der unter der Bezeichnung ‚Theorie effizienter Märkte' in der Literatur Verbreitung gefunden hat, bildet den Ausgangspunkt der nun folgenden Darstellung der sogenannten ‚direkten' oder ‚naiven' Prognoseansätze.

2. Direkte Ansätze zur Prognose der Wechselkursveränderungen

Unter einem effizienten Markt wird, wie im letzten Abschnitt bereits angetönt, ein Markt verstanden, auf dem die durch die Angebots-/Nachfragekonstellationen bestimmten Preise in jedem Moment sämtliche verfügbaren Informationen über vergangene sowie in Zukunft zu erwartende Preise und deren Bestimmungsgründe widerspiegeln. *Fama* u. a. haben gezeigt, daß die empirische Implementierung dieses Kon-

[5] Vgl. dazu beispielsweise *Mussa* (1979).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zepts nach der Definition eines Gleichgewichtsmodelles verlangt, was dazu führt, daß in jeder Art von empirischer Untersuchung der Effizienz eines Marktes eine doppelte Hypothese zum Test ansteht: Zum einen die Informationsverarbeitungshypothese und zum anderen die Richtigkeit des unterstellten Gleichgewichtsmodells. Diese Einschränkung für die Interpretation empirischer Ergebnisse ist recht bedeutsam, und wir werden weiter unten noch einmal auf sie zurückkommen[6].

2.1. Martingale- und Submartingale-Modelle

In Anlehnung an eine große Anzahl von Untersuchungen der Effizienz der Aktienmärkte ist verschiedentlich das einfachste Gleichgewichtsmodell eines effizienten Marktes — das sogenannte *Martingale-Modell* — auf den Devisenmarkt angewandt worden. Dieses einfache Gleichgewichtsmodell besagt, daß der Erwartungswert eines künftigen Wechselkurses, unter Verwendung der im Zeitpunkt t verfügbaren (und gemäß Arbeitshypothese verarbeiteten) Information (Φ_t), dem aktuellen Wechselkurs e_t entspricht:

$$(1) \qquad E\,[\tilde{e}_{t+1} \mid \Phi_t] = e_t, \text{ bzw. } E\,[\tilde{e}_{t+1} \mid \Phi_t] - e_t = 0\ ,$$

wobei e den natürlichen Logarithmus des Wechselkurses bezeichnet, $E\,[.|.]$ einen bedingten Erwartungswert, ‚~' eine stochastische Größe und Φ_t die in t berücksichtigte Informationsmenge. Die theoretische Begründung für diesen einfachen Ansatz sieht wie folgt aus: Wenn neue Informationen sofort verarbeitet werden und sich deren Implikationen entsprechend rasch im Preis niederschlagen, dann wird weitere Information im Zeitablauf nur mehr in unvorhersehbarer, zufälliger Manier eintreffen, da sie — wäre sie vom Gehalt her nicht neu — bereits im Preis enthalten sein müßte. Wenn dies aber der Fall ist, dann werden auch Preisänderungen zufällig und unabhängig sein[7].

Sobald wir neben der einfachen Hypothese der sofortigen Informationsverarbeitung ökonomisch sinnvolle (wenn auch nach wie vor sehr restriktive) Annahmen über das internationale Anlageverhalten der Wirtschaftssubjekte einführen, können wir zum sogenannten *Submartingale-Gleichgewichtsmodell* übergehen: Bei Abwesenheit einer Risikoprämie für die Haltung von Finanzaktiva in unterschiedlichen Währungen lautet die bereits angetönte ‚offene *Fisher*-Gleichung', die mit diesem Ansatz in Verbindung gebracht werden kann, wie folgt:

---

[6] Vgl. u. a. *Heri* (1981) für eine nähere Erläuterung.

[7] Für eine eingehendere Diskussion dieser Ansätze, die in ihren Annahmen und Implikationen hier nur gestreift werden können, vgl. z. B. *Gaab* (1983), *Heri* (1982).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$E\,[\tilde{e}_{t+1} \mid \Phi_t] - e_t = i_t - i_t^* \quad , \tag{2}$$

wobei i_t und i_t^* den in- bzw. ausländischen Zinssatz bezeichnen.

Die formale Gleichheit von erwarteter Wechselkursänderung und Zinsdifferential, die in den Modellen offener Volkswirtschaften sehr oft als Gleichgewichtsbedingung internationaler Kapitalmärkte Verwendung findet, erscheint auch intuitiv als durchaus sinnvoll, denn ein Kapitalanleger wird ja bei der Bewertung von Kapitalanlagen in unterschiedlichen Währungen nicht nur seine Erwartungen in bezug auf ein künftiges Wechselkursniveau (vgl. (1)), sondern auch den Unterschied zwischen den jeweils aktuellen Zinssätzen mit in seine Überlegungen einbeziehen.

Die ‚offene *Fisher*-Gleichung' — oder der Submartingale-Ansatz, wie wir (2) bezeichnen wollen — impliziert dann als Prognosefunktion nichts anderes, als daß die erwartete prozentuale Wechselkursveränderung zwischen t und $t + 1$ dem Unterschied zwischen den entsprechenden in- und ausländischen Zinssätzen entspricht (selbstverständlich gelten die einschränkenden Bemerkungen zur Interpretation empirischer Ergebnisse bei diesem Ansatz genaugleich wie beim Martingale-Modell)[8].

2.2. Der Terminkurs als Prediktor für den künftigen Kassakurs

Die Existenz von Zukunftsmärkten für Devisen eröffnet die Möglichkeit, den Terminkurs als Realisierung der durchschnittlichen Markterwartungen bezüglich des künftigen Kassakurses zu interpretieren[9]. Diese Hypothese, entsprungen wiederum der Diskussion über die Theorie effizienter Märkte, ist in der Literatur ziemlich intensiv diskutiert worden. Ein absoluter Konsens konnte aber bis heute nicht erreicht werden[10]. Ein Hauptgrund liegt wohl darin, daß nicht klar ist, ob

[8] Ganz im Gegensatz zum Martingale-Modell, das ja implizit von der völligen Substituierbarkeit in- und ausländischer *Gelder* ausgeht und von möglichen Zinserträgen auf in- und ausländischen Aktiva absieht, werden beim Submartingale-Modell in- und ausländische *Bonds* als perfekte Substitute behandelt. Dies kommt unter anderem darin zum Ausdruck, daß in (2) jegliche Risikoprämie vernachlässigt wird. Diese Annahme scheint auf den ersten Blick sehr restriktiv, sie hat sich aber in verschiedenen Arbeiten als hilfreiche Arbeitshypothese erwiesen. Immerhin ist aber auch bezüglich des Submartingale-Ansatzes festzuhalten, daß (2) bestenfalls als hinreichende Bedingung für einen (informations-)effizienten Devisenmarkt bezeichnet werden kann.

[9] *Granziol* (1980) enthält eine sehr detaillierte Analyse der Annahmen und Bedingungen unter denen der Devisenterminkurs als optimaler Prediktor für den künftigen Kassakurs zu gelten hat.

[10] Arbeiten, die sich mit der ‚spekulativen Effizienz' des Terminkurses auseinandersetzen, sind z. B. *Levich* (1979), *Banerdji* (1979), *Geweke / Feige* (1979), *Gaab* (1980), *Bilson* (1980 a, 1980 b), *Granziol* (1980) u. a.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

das Gleichgewichtsmodell eines effizienten Terminmarktes ohne Berücksichtigung einer variablen Risikoprämie adäquat spezifiziert ist. Dieses Problem wird aber — und es tangiert ja alle Gleichgewichtsmodelle effizienter Devisenmärkte — so lange nicht aus der Welt zu schaffen sein, bis genau geklärt ist, wie eine solche Risikoprämie zu spezifizieren ist[11].

Die Prognosefunktion, die mit Hilfe des Terminkurses abgeleitet wird, sieht dann wie folgt aus:

$$E\,[\tilde{e}_{t+1} \mid \Phi_t] - e_t = f_t - e_t \tag{3}$$

wobei f_t den Logarithmus des Terminkurses bezeichnet, der im Zeitpunkt t zur Abwicklung von Geschäften im Zeitpunkt $t + 1$ ausgehandelt wird. Bei Gültigkeit der gedeckten Zinsparität, d. h. bei funktionsfähiger Zinsarbitrage, die dafür sorgt, daß ein Terminauf- bzw. -abschlag der jeweiligen Zinsdifferenz entspricht, ist (3) identisch mit (2). Wir wollen diese Annahme aber nicht a priori verwenden und deswegen beide Ansätze auf ihre Prognosequalität hin untersuchen; empirisch sollten sich dabei in etwa identische Resultate ergeben.

3. Frühindikatoren zur Verbesserung der Prognosequalität

In einer Arbeit über Inflationserwartungen haben *Feige / Pearce* (1976) versucht, sogenannte vorauseilende Makrovariablen als Frühindikatoren zur Verbesserung ihrer Prognosefunktion heranzuziehen. Sie haben dabei gezeigt, daß die Suche nach Frühindikatoren empirisch identisch ist mit der Suche nach ökonometrischer Kausalität im Sinne von *Granger*. Wir wollen im folgenden diesen Ansatz aufgreifen und untersuchen, inwiefern er auch zur Bildung von Wechselkursprognosen Verwendung finden kann[12].

3.1. Mögliche Frühindikatoren von Wechselkursveränderungen

Ganz im Gegensatz zu den im letzten Kapitel dargestellten ‚naiven' Prognoseansätzen bedarf ein Verfahren, das sich Frühindikatoren bedient, zunächst einmal einer Diskussion der Strukturgrößen, die als mögliche Frühindikatoren in Frage kommen. Zur theoretischen Abklärung möglicher Indikatoren dürfte es in diesem Zusammenhang sinnvoll sein, auf die theoretischen Bestimmungsgrößen des Wechselkurses

[11] Es gibt verschiedene Möglichkeiten und Versuche eine solche Risikoprämie zu spezifizieren (vgl. *Gaab* (1983)). Beispiele dafür geben u. a. *Giddy / Dufey* (1976), *Fama / Farber* (1979), *Cuddington / Gluck* (1983), *Stulz* (1983).

[12] Eine detaillierte Übersicht über das Konzept der Granger-Kausalität und über mögliche Testverfahren gibt *Kirchgässner* (1981).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zurückzugreifen. Der in der monetären Außenwirtschaftstheorie sowie in der empirischen Wechselkursforschung dominierende Erklärungsansatz basiert in aller Regel auf irgendeiner Variante des sogenannten ‚Asset Market Approach'. Mit Hilfe bestimmter Parameterrestriktionen können innerhalb der folgenden reduzierten Form eine Anzahl verschiedener Modellversionen, die in den letzten Jahren in der Literatur diskutiert worden sind, dargestellt werden[13]:

$$e = \alpha_0 + \alpha_1 m - \alpha_2 m^* + \beta_1 y^* - \beta_2 y + \gamma_1 i - \gamma_2 i^* + \delta_1 \pi - \delta_2 \pi^* + \xi \tag{4}$$

Hierbei bezeichnen m und m^* den Logarithmus der in- bzw. ausländischen Geldmengen, y und y^* den Log der in- und ausländischen Produktniveaus und π bzw. π^* die in- und ausländischen Inflationserwartungen. ξ bezeichnet einen möglicherweise autokorrelierten Störterm.

Ähnliche reduzierte Formen wie (4) sind in unterschiedlichen Formulierungen und mit verschiedenen Verfahren sehr oft empirischen Untersuchungen unterzogen worden und haben z. T. gemischte Evidenz geliefert[14]. Die Information, die uns die Gleichung liefert, bezieht sich auf die Makrovariablen, die möglicherweise als Frühindikatoren des Wechselkurses oder dessen Veränderung in Frage kommen könnten. Entsprechend (4) werden wir somit die in- und ausländischen Geldmengen, Produktionsniveaus sowie Zinssätze und Inflationserwartungen mit in unsere Überlegungen einbeziehen.

3.2. Identifikationsmöglichkeiten von Frühindikatoren

Die folgenden Abschnitte dienen nun dazu, zunächst allgemein ein empirisches Verfahren darzustellen, das es ermöglicht, die Qualität der obigen Variablen als Frühindikator abzuklären, bevor dann im nächsten Kapitel die unterschiedlichen Prognosefunktionen empirischen Analysen unterzogen werden.

Ganz allgemein ist ein Frühindikator eine Größe oder ein Konzept, dessen Veränderungen die Bewegungen einer anderen Größe (Kontrollvariable) systematisch vorauszunehmen pflegen. Bei der Konstruktion eines solchen Indikators wird sehr oft nicht auf spezifische Fragen einer inhärenten Kausalwirkung eingegangen, sondern lediglich auf die Frage der empirischen Übereinstimmung von vorausgesagter und effektiver Entwicklung einer Kontrollvariablen.

---

[13] *Meese / Rogoff* (1983) enthalten eine formale Darstellung eines etwas allgemeineren ‚Asset Market'-Ansatzes. Sie zeigen an ihrer reduzierten Form, welche Parameterrestriktionen von welchen Autoren bzw. Modellansätzen verwendet werden.

[14] Vgl. *Heri* (1982).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der gleichen Überlegungen bedient sich auch das im letzten Kapitel bereits kurz angetönte Konzept der ‚ökonometrischen Kausalität', das insbesondere auf *Granger* zurückgeht. Der hier verwendete Kausalitätsbegriff stimmt somit nicht mehr notwendigerweise mit dem in der erkenntnistheoretischen Literatur begründeten Begriff von Kausalität überein. *Granger*-Kausalität hat nichts mehr mit Gesetzmäßigkeit im Sinne von Ursache und Wirkung zu tun, sondern es geht hier nur noch um *inkrementelle Prognostizierbarkeit*[15].

Zur formalen Darstellung der *Granger*-Kausalität wollen wir ein kovarianzstationäres bivariates stochastisches System in seiner autoregressiven Form darstellen:

$$\begin{bmatrix} \Pi_{11}(L)\ \Pi_{12}(L) \\ \Pi_{21}(L)\ \Pi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{e}_t \\ \dot{x}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \tag{5}$$

Hierbei bezeichnen die $\Pi_{ij}(L)$ Polynome im Lag-Operator L (mit $Lx_t = x_{t-1}$ bzw. $L^n x_t = x_{t-n}$), $\dot{e}$ und $\dot{x}$ die oben bereits eingeführten Wechselkursänderungen bzw. die Änderungen der in 3.1. dargestellten möglichen Frühindikatoren und ε_{it} sogenannte ‚white noise' Residuen mit $\text{Cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t-i}) = 0$ für $i > 0$[16,17].

Die innerhalb der Diskussion um die *Granger*-Kausalität auftauchenden Begriffe können nun anhand von Parameterrestriktionen in (5) sehr einfach dargestellt werden. So spricht man von *inkrementeller Prognostizierbarkeit* von $\dot{e}$ bezüglich $\dot{x}$ (d. h. von *Granger*-Kausalität), wenn in obiger Darstellung $\Pi_{12}^{i} > 0$ $(i > 0)$ ist. Dann und nur dann können nämlich verzögerte Werte einer Variablen $\dot{x}$ zu einer Verbesserung der Erklärung oder zur Prognose von $\dot{e}$ herangezogen werden[18].

Die üblicherweise verwendeten empirischen Testverfahren basieren auf obiger Definition, wobei die unendlichen Lag-Verteilungen in (5)

---

[15] Zum Begriff der ökonometrischen Kausalität vgl. *Granger* (1969). Für weitere Erläuterungen und eine Diskussion des Konzepts vgl. *Zellner* (1979), *Kirchgässner* (1981, 1983).

[16] Vgl. hierzu sowie für alternative Darstellungsmöglichkeiten z. B. *Feige / Pearce* (1979).

[17] Wir verwenden hier, genau gleich wie im empirischen Teil, die ersten Differenzen der in (4) dargestellten Variablen. Dies hat zwei Gründe: Zum einen sind wir an der erwarteten Wechselkurs*veränderung* interessiert, und weiter bietet dieses Vorgehen Gewähr dafür, daß wir zumindest einigermaßen stationäre Reihen haben. Im übrigen hat es sich gezeigt, daß der geschätzte Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung der Residuen einer Wechselkursgleichung wie (4) sehr nahe bei 1 liegt [vgl. *Heri* (1982), 74 - 80]. In einem solchen Fall sollte ein Niveauschätzung unter Berücksichtigung der Autokorrelation der Residuen nahezu identische Ergebnisse liefern wie eine OLS-Schätzung in ersten Differenzen.

[18] Entsprechend können innerhalb von (5) auch alle anderen Begriffe, die in der Diskussion um die *Granger*-Kausalität genannt werden, dargestellt werden; so z. B. gleichzeitige Kausalität, umgekehrte Kausalität etc.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

durch endliche approximiert werden. Zunächst wird dabei lediglich eine univariate autoregressive Struktur in $\dot{e}$ geschätzt und erst anschließend die Gesamtstruktur. Der eigentliche Test auf inkrementelle Prognostizierbarkeit liegt dann in einem Vergleich der beiden Schätzungen mit Hilfe von *F*-Tests.

Ein wesentlicher Nachteil dieses Verfahrens liegt erwiesenermaßen in der a priori Festlegung der maximalen Lag-Längen. Dieses Vorgehen dürfte denn auch mit ein Hauptgrund sein für das Phänomen, daß sehr viele Kausalitätsuntersuchungen zum Ergebnis kommen, daß auch bei Variablen, die sich nach allen theoretischen Überlegungen durchaus zeitlich beeinflussen sollten, empirisch diese Wirkung nicht festgestellt werden kann[19].

Um diesen Nachteil des direkten *Granger*-Verfahrens zu umgehen, haben wir uns bei der empirischen Analyse eines von *Hsiao* vorgeschlagenen sequenziellen Verfahrens bedient, mit dem es möglich wird, autoregressive Prozesse wie in (5) zu identifizieren und zu schätzen. In Abweichung zu *Hsiao* haben wir dabei für die Identifikation der Lag-Längen das von *Akaike* vorgeschlagene Informationskriterium verwendet[20]. Dieses Verfahren ermöglicht eine weitaus effizientere Beurteilung einer *(Granger-)*Kausalwirkung und somit eine wesentlich effizientere Abklärung der Prognosemöglichkeiten als die üblichen *F-Tests*[21].

4. Empirische Ergebnisse

Der empirische Teil der Arbeit gliedert sich wie folgt: Zunächst werden innerhalb einer sequenziellen Modellierung, wie sie im letzten Kapitel kurz beschrieben worden ist, die in 3.1. abgeleiteten Makrovariablen daraufhin untersucht, ob sie als Frühindikator im oben beschriebenen Sinne in Frage kommen. Je nach Ergebnis dieser Analyse werden die Variablen dann einzeln mit den entsprechenden sich ergebenden Wirkungsverzögerungen in eine Prognosefunktion aufgenommen (AR-Prognosefunktion), deren Prognosequalitäten im zweiten Abschnitt mit den ‚naiven' Verfahren verglichen werden.

4.1. Die AR-Prognosefunktion

Wie oben bereits einmal kurz bemerkt wurde, untersuchen wir die monatlichen Auf- bzw. Abwertungsraten des Schweizer Frankens gegenüber den Währungen der USA (SFr/$), der Bundesrepublik Deutsch-

[19] Vgl. *Feige / Pearce* (1979), *Wolters* (1981), *Kirchgässner* (1983).

[20] Vgl. *Hsiao* (1979, 1981) bzw. *Akaike* (1973). Eine eingehendere Darstellung dieses Verfahrens sowie alternative Möglichkeiten zur Lösung obengenannten Problems finden sich bei *Geweke / Meese* (1981).

[21] Vgl. *Kugler* (1981).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

land (SFr/DM) und Großbritanniens (SFr/£). Die Schätzperiode zur Bestimmung der autoregressiven Strukturen deckt den Zeitraum von August 1973 bis Dezember 1980 ab, während sich der Prognosehorizont dann über das Jahr 1981 erstrecken wird.

In den folgenden (AR-Prognose-)Gleichungen haben wir die Lag-Strukturen explizit gemacht, die sich aufgrund des *Akaike*-Kriteriums in jeweils bivariaten Untersuchungen der verschiedenen Wechselkursveränderungsraten ergeben haben[22]:

SFr/$:

$$\dot{e}_t = K + \alpha \dot{m}_{t-1} + \beta \dot{i}_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \gamma_i \dot{y}^*_{t-i} + \sum_{i=1}^{5} \delta_i \dot{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \psi_i \dot{\pi}^*_{t-i} + \varepsilon_t \tag{6}$$

SFr/DM:

$$\dot{e}_t = K + \alpha \dot{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \beta_i \dot{m}^*_{t-i} + \varepsilon_t \tag{7}$$

SFr/£:

$$\dot{e}_t = K + \alpha \dot{m}_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \beta_i \dot{m}^*_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \gamma_i \dot{\pi}^*_{t-i} + \varepsilon_t \tag{8}$$

K bezeichnet hierbei jeweils eine Konstante, ε den üblichen Residualterm mit $E[\varepsilon_t] = 0$ und $E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}] = 0$ für $s > 0$ und α, β, γ, δ und ψ die zu schätzenden Koeffizienten (Π^i_{11}, Π^i_{12}).

Die Annahme der Kovarianzstationarität ermöglicht es nun — entsprechend (5') im nächsten Abschnitt — sogenannte ‚out-of-sample' oder ex post-Prognosen zu machen. D. h. unter Konstanthaltung obiger Strukturen und durch sukzessives Hinzufügen von Beobachtungswerten der entsprechenden Rechthandvariablen bzw. Frühindikatoren, die jeweiligen Wechselkursveränderungen der nächsten Perioden zu prognostizieren.

4.2. Vergleich der verschiedenen Prognosefunktionen

Der vorzunehmende Vergleich basiert also einmal auf den Martingale- und Submartingale-Ansätzen (1) und (2), nach welchen die erwartete zukünftige Wechselkursänderung gleich Null ist bzw. dem Zinsdifferential zwischen den zwei entsprechenden Ländern entspricht; weiter dann auf der Hypothese eines effizienten Terminmarktes, der — bei

[22] In diesen Gleichungen, deren Schätzergebnisse in Anhang A1 explizit dargestellt sind, manifestiert sich ein methodischer Unterschied zur Arbeit von *Meese / Rogoff* (1983), die bei ihrer Analyse eines unbeschränkten vektor-autoregressiven Systems mit Hilfe des *Parzen*-Kriteriums eine identische Lag-Struktur über alle Rechthandvariablen legen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Risikoneutralität — impliziert, daß die erwartete Wechselkursänderung dem Terminauf- bzw. -abschlag entspricht (Gleichung (3)) und schließlich auf den im letzten Abschnitt abgeleiteten AR-Strukturen (6) bis (8).

Formal vergleichen wir also die folgenden Modelle:

1. Martingale $E[\dot{e}_{t+1} \mid \Phi_t] = (i - i^*)_t$ (1)

2. Submartingale $E[\dot{e}_{t+1} \mid \Phi_t] = 0$ (2)

3. Terminkurs $E[\dot{e}_{t+1} \mid \Phi_t] = f_t - e_t$ (3)

4. AR-Prozeß $E[\dot{e}_{t+1} \mid \Phi_t] = \sum_{i=0}^{n} (-\Pi_{11}^i)\, \dot{e}_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} (-\Pi_{12}^i)\, \dot{x}_{t-i}$ (5')

Die einzelnen Prognosefunktionen werden anhand der Voraussagen der 12 monatlichen Veränderungsraten des Jahres 1981 verglichen. Die Kriterien, die bei der Beurteilung der Prognosewerte herangezogen werden, sind:

— durchschnittlicher Prognosefehler,

— Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung (‚Root Mean Square Error'),

— *Theils* Ungleichheitskoeffizient[23].

Tabelle 1 enthält eine geraffte Zusammenstellung unseres Prognosevergleichs in Form obiger Kriterien zur Beurteilung der Prognosegüte der einzelnen Funktionen.

Ein erster Blick auf die tabellarische Zusammenstellung zeigt, daß sich offensichtlich die verschiedenen Prognosefunktionen bezüglich ihrer Prognosegüte nicht wesentlich unterscheiden. Insbesondere scheint es nicht möglich zu sein, mit Hilfe der recht aufwendigen AR-Prognosefunktionen die Wechselkursbewegungen systematisch besser vorauszusagen, als mit Hilfe der ‚naiven' Methoden. Einzig bei der SFr/Pfund-Rate scheinen die gefundenen Frühindikatoren — beurteilt allerdings lediglich am *durchschnittlichen* Prognosefehler — zu einer Prognoseverbesserung gegenüber den ‚naiven' Methoden zu führen (der durchschnittliche Prognosefehler liegt bei 0,56 % pro Monat gegenüber mehr als 1 % bei allen übrigen Verfahren). Dieses Ergebnis erstaunt allerdings nicht, da auch an anderer Stelle schon gewisse Ineffizienzen und/oder die Existenz einer Risikoprämie auf dem SFr/Pfund-Markt vermutet wurden[24]. Das Ergebnis kann im übrigen kaum für die Modellierung eines Indikators der erwarteten Wechselkursänderung ausgewer-

[23] Für eine Darstellung und eine Beschreibung dieser Kriterien vgl. *Theil* (1966), *Makridakis / Hibon* (1979), *Koutsoyiannis* (1977), 493 f.

[24] Vgl. *Heri* (1982), 235 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Beurteilungskriterien für die einzelnen Prognosefunktionen

	Martingale	Sub-Martingale	Terminkurs	AR-Ansatz
SFr/DM:				
Mittlerer Prognosefehler ($\bar{E}$)	— 0.0100	— 0.0073*	— 0.0088	— 0.0094
‚Root Mean Square Error' (RMSE)	0.0232	0.0226	0.0225*	0.0232
Theil's Ungleichheitskoeffizient (U)	—	0.9700*	0.9700*	1.0030
SFr/$:				
Mittlerer Prognosefehler ($\bar{E}$)	0.0016*	0.0088	0.0071	0.0182
‚Root Mean Square Error' (RMSE)	0.0458*	0.0485	0.0489	0.0560
Theil's Ungleichheitskoeffizient (U)	— *	1.0396	1.0484	1.2001
SFr/£:				
Mittlerer Prognosefehler ($\bar{E}$)	— 0.0168	— 0.0123	— 0.0121	— 0.0056*
‚Root Mean Square Error' (RMSE)	0.0488	0.0483*	0.0485	0.0509
Theil's Ungleichheitskoeffizient (U)	—	0.9893*	0.9959	1.0436

(* bezeichnen die nach dem jeweiligen Kriterium besten Prognosefunktionen)

tet werden, da bei der empirischen Arbeit mit solchen Indikatoren ja in aller Regel quadratische Kriterien Verwendung finden. In dieser Beziehung sind aber auch bei der SFr/Pfund-Rate die ‚naiven' Verfahren dem autoregressiven Ansatz vorzuziehen[25].

Während die beiden ersten Statistiken (durchschnittlicher Prognosefehler und Wurzel aus der durchschnittlichen quadratischen Abweichung) einzeln zum Vergleich der verschiedenen Prognosefunktionen herangezogen werden können, ist *Theil's* Ungleichheitskoeffizient (*U*)

[25] Üblicherweise wird zur Beurteilung von Prognosen der ‚Root Mean Square Error herangezogen (vgl. *Theil* (1966)). Eine Abweichung von dieser Praxis ist dann sinnvoll, wenn mit paretotypischen Abweichungen von der Normalverteilung (‚fat tails') gerechnet werden muß (vgl. *Meese / Rogoff* (1983)) oder sich ein anderes Kriterium aus theoretischen Überlegungen als sinnvoll erweist.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

eine Größe, die einen direkten Vergleich mit dem Martingale-Modell ermöglicht[26]. Dabei bezeichnet $U > 1$ eine Prognosefunktion, die innerhalb der entsprechenden Periode schlechter abschneidet als die ‚naivste' Prognose, während $U < 1$ eine Prognosefunktion auszeichnet, die besser ist als das Martingale-Modell (besser wiederum im Sinne der quadratischen Abweichung). Auch an dieser Statistik beurteilt, schneiden die ‚naiven' Verfahren besser ab als die AR-Funktion.

Zusammenfassend halten wir somit fest, daß bezüglich der Modellierung erwarteter Wechselkursveränderungen innerhalb des von uns untersuchten Prognosezeitraumes für die SFr/$-Rate das Martingale-Modell mit der Hypothese der Null-Änderung am erfolgreichsten war. Für die Prognose der SFr/DM- und der SFr/Pfund-Rate war das Submartingale-Modell vorzuziehen, das verlangt, daß die Wechselkursänderung dem Zinsdifferential entspricht.

Die Differenz zwischen Termin- und Kassakurs war als Prognosefunktion dem Zinsdifferential erwartungsgemäß nur unwesentlich unterlegen. Die marginalen Unterschiede in den Ergebnissen sind dabei wohl in erster Linie auf unterschiedliche Erhebungspraktiken zurückzuführen. Die doch recht aufwendige Suche nach Frühindikatoren läßt sich, jedenfalls zur modellmäßigen Darstellung erwarteter Wechselkursänderungen, ökonomisch nicht rechtfertigen[27].

In dieser Beziehung stimmen unsere Ergebnisse völlig mit denjenigen von *Meese* und *Rogoff* überein. Etwas anders liegen die Dinge bei der Frage der relativen Bedeutung der ‚naiven' Ansätze. Während dort im absolut größten Teil der Schätzung der einfache Random-Walk den Vorzug erhält, ist es hier in der Mehrzahl der Fälle der Submartingale- bzw. der Terminkurs-Ansatz. *Meese* und *Rogoff* scheinen selber erstaunt zu sein über ihre diesbezüglichen Ergebnisse (vgl. oben, Fußnote 8) und schreiben sie einer nicht erfaßten variablen Risikoprämie zu.

Bei der Beurteilung der sequenziellen Modellierung zur Entwicklung einer Spekulationsstrategie sollten in weitergehenderen Untersuchungen zunächst einmal die Transaktionskosten mit in die Überlegungen einbezogen werden[28], bevor dann zu überlegen wäre, ob die (doch sehr

[26] Vgl. *Theil* (1966), *Koutsoyiannis* (1977).

[27] Zu den gleichen Schlußfolgerungen kommen wir auch, wenn wir beispielsweise die Extremwerte von Geldmenge und Wechselkursen vom Herbst 1978 wegen möglicher Ausreißer weglassen oder wenn wir, z. B. entsprechend dem Vorschlag von *Meese / Rogoff* (1983), einen Strukturansatz wie (4) unter Berücksichtigung der durch das *Akaike*-Kriterium bestimmten Lags und bei perfekter Voraussicht bezüglich der Entwicklung der Rechthandvariablen zur Prognose heranziehen. Diese Ergebnisse werden aber aus Platzgründen hier nicht dargestellt.

[28] Vgl. *Granziol* (1980).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

restriktive) Annahme der vollständigen Risikoneutralität aufrecht erhalten werden soll.

5. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Erwartete Wechselkursänderungen spielen in Modellen kleiner offener Volkswirtschaften eine ähnlich wichtige Rolle wie die Inflationserwartungen bei der Modellierung geschlossener Volkswirtschaften. Die Darstellung der Inflationserwartungen stützt sich dabei oft auf Indikatoren bzw. Prognosemodelle, die auf vergangenen Inflationsraten beruhen. In diesem Zusammenhang wird deswegen oft ein ARIMA-Modell geschätzt, mit welchem dann die erwarteten Werte generiert werden.

Die verschiedentlich postulierte Effizienz der Devisenmärkte beschränkt die Anwendbarkeit solchen Vorgehens für die Darstellung von Auf- und Abwertungserwartungen, da gezeigt werden konnte, daß die Wechselkursveränderungen annähernd ‚weiß' sind. Je nach Auslegung impliziert die Theorie effizienter Märkte bzw. der Ansatz rationaler Erwartungen in diesem Zusammenhang Gleichgewichtsmodelle, die — von der Theorie her unterschiedlich restriktiv — zur Wechselkursprognose herangezogen werden können (Martingale-, Submartingale- und Terminkurs-Ansätze).

Das vorliegende Papier hatte sich zum Ziel gesetzt, die *einfachsten Prognoseansätze,* die der Theorie effizienter Märkte entsprungen sind, zunächst einmal untereinander zu vergleichen, dann aber auch mit einem autoregressiven Ansatz, bei dem insbesondere mögliche (und ökonomisch sinnvolle) Frühindikatoren mit in die Prognosefunktion einbezogen werden.

Feige / Pearce (1976) haben gezeigt, daß die Suche nach Frühindikatoren vom empirischen Standpunkt aus gesehen mit der Suche nach ‚ökonometrischer Kausalität' im Sinne von *Granger* identisch ist. Dieser Ansatz wurde hier aufgegriffen um zu untersuchen, inwiefern er sich auch zur Bildung von Wechselkursprognosen eignet. Der Aufsatz verfolgt einen doppelten Zweck. Der Hauptzweck ist die Suche nach einem optimalen Indikator für die erwarteten Wechselkursänderungen, die gelegentlich bei der Modellierung kleiner offener Volkswirtschaften auftauchen. Ein weiteres Ziel ist die Untersuchung, ob — unter Verwendung der Annahme der völligen Risikoneutralität — fundamentale Prognosefunktionen existieren, die systematisch für eine profitable Spekulation verwendet werden könnten[29].

[29] Wir wollen betonen, daß wir lediglich hypothetisch kovarianzstationäre Prozesse untersucht haben und nicht Prognosefunktionen, die auf der sogenannten ‚technischen Analyse' beruhen. In der Literatur ist verschiedent-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die empirischen Ergebnisse unserer Analyse können wie folgt zusammengefaßt werden: Obwohl der Ansatz der sequenziellen Modellierung die Vermutung aufkommen ließ, daß einzelne Makrovariablen systematisch als Frühindikatoren von Wechselkursveränderungen verwendet werden könnten, ist deren Erklärungsgehalt sehr gering. Zumindest in zwei der untersuchten Fälle weisen *alle* verwendeten Prognosekriterien auf eine mindere Prognosegüte der AR-Funktion gegenüber den ‚naiven' Methoden hin. Der einzige autoregressive Ansatz, der eine gewisse Relevanz beanspruchen durfte, war das Modell, das sich bei der sequenziellen Modellierung der SFr/Pfund-Rate ergeben hatte. Hier führte die Verwendung verzögerter in- und ausländischer Geldmengen sowie von vergangenen ausländischen Inflationserwartungen (approximiert durch einen langfristigen Zinssatz) zu einem *mittleren Prognosefehler,* der wesentlich unter den Prognosefehlern der ‚naiven' Methoden lag. Ein systematischer Terminverkauf hätte hier (bei völliger Vernachlässigung jeglicher Risikokomponenten) zu einer durchschnittlichen ‚Überschußrendite' von über 0,6 % pro Monat für das Jahr 1981 geführt; ein Faktum, das in diesem Sinne als Falsifikation der gemeinsamen Hypothese der sofortigen Informationsverarbeitung und der Risikoneutralität interpretiert werden muß[30]. Bei Verwendung *quadratischer Kriterien* entspricht allerdings das Ergebnis auch für die SFr/Pfund-Rate wiederum demjenigen der anderen Kurse. Die Bedeutung der quadratischen Kriterien wird — insbesondere bei der Suche nach Indikatoren von Erwartungsgrößen — deutlich, wenn man sich vor Augen hält, daß sich die empirischen Überprüfungen von Modellen kleiner offener Volkswirtschaften ja in der Regel auch quadratischer Kriterien bedienen. Bezüglich dieser Kriterien war in zwei der untersuchten Fälle das Zinsdifferential der beste Prediktor für die künftige Wechselkursänderung, während im dritten Fall die Prognose ‚Null' am besten abschnitt.

Unsere Ergebnisse implizieren somit, daß bei der empirischen Arbeit mit Modellen offener Volkswirtschaften eine möglicherweise zu ver-

lich eine gewisse Evidenz dafür aufgetaucht, daß eine ‚technische Marktanalyse' kurzfristig möglicherweise bessere Prognosen ermöglicht, als die von uns dargestellten ‚naiven' Ansätze. Da eine ‚technische Prognosefunktion' allerdings nicht für die makroökonomische Modellierung herangezogen werden könnte und mehr spekulativen Charakter besitzt, wurde hier nicht näher auf sie eingegangen. Vgl. als Übersicht zu diesem Problemkreis *Goodman* (1979), *Welcker* (1982).

[30] Wir haben die Gleichgewichtsmodelle des effizienten Devisenmarktes ohne Risikoprämie spezifiziert und eine empirisch sich eventuell ergebende Abweichunng zunächst ohne weitere Erläuterungen als Falsifikation der gemeinsamen Hypothese der sofortigen Informationsverarbeitung und des unterstellten Gleichgewichtsmodells interpretiert. Das Heranziehen einer nicht a priori explizit definierten Risikoprämie zur Rettung der Effizienzhypothese scheint uns nicht legitim, da ein solches Vorgehen die Effizienzhypothese zu einem nicht mehr falsifizierbaren Konzept degradiert.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

arbeitende erwartete Wechselkursänderung am besten mit Hilfe sogenannter ‚naiver' Ansätze approximiert wird und nicht über den aufwendigen Umweg der autoregressiven Modellierung. Dieses Ergebnis ist sicher nicht unerwartet, ist es doch in zahlreichen theoretischen Arbeiten bereits vorweggenommen worden und weist doch eine kürzlich erschienene Arbeit von *Meese* und *Rogoff* in ebendiese Richtung. Immerhin hat die Verwendung der ‚naiven' Ansätze neben der intuitiv-theoretischen nun auch eine weitere empirische Grundlage.

Anhang

A1: Schätzergebnisse für die Gleichungen (6) - (8) für die Periode 1974/1 bis 1980/12

(6) *SFr/US $*:

$$\dot{e}_t = \underset{(0.0040)}{-0.0113} + \underset{(0.1987)}{0.4798^{(**)}}\,\dot{m}_{t-1} - \underset{(0.0031)}{0.0042}\,\dot{i}_{t-1} + \underset{(0.4886)}{1.0332^{(*)}}\,\dot{y}^*_{t-1} - \underset{(0.4767)}{0.6665}\,\dot{y}^*_{t-2}$$
$$- \underset{(0.0255)}{0.0244}\,\dot{\pi}_{t-1} + \underset{(0.0260)}{0.0166}\,\dot{\pi}_{t-2} + \underset{(0.0264)}{0.0038}\,\dot{\pi}_{t-3} + \underset{(0.0228)}{0.0550^{(*)}}\,\dot{\pi}_{t-4}$$
$$- \underset{(0.0227)}{0.0377}\,\dot{\pi}_{t-5} + \underset{(0.0157)}{0.0467^{(**)}}\,\dot{\pi}^*_{t-1} - \underset{(0.0162)}{0.0436^{(**)}}\,\dot{\pi}^*_{t-2} + \underset{(0.0163)}{0.0132}\,\dot{\pi}^*_{t-3}$$

$\bar{R}^2 = 0.235 \qquad F(12,71) = 3.123^{(*)} \qquad DW = 2.10$

(7) *SFr/DM:*

$$\dot{e}_t = \underset{(0.0022)}{-0.0014} + \underset{(0.1086)}{0.1368}\,\dot{e}_{t-1} - \underset{(0.0580)}{0.1124}\,\dot{m}^*_{t-1} - \underset{(0.0613)}{0.0939}\,\dot{m}^*_{t-2}$$

$\bar{R}^2 = 0.0512 \qquad F(3,80) = 2.492 \qquad DW = 2.04 \qquad Dh = 1.90$

(8) *SFr/£:*

$$\dot{e}_t = \underset{(0.0043)}{-0.0023} + \underset{(0.1646)}{0.3919^{(*)}}\,\dot{m}_{t-1} - \underset{(0.1689)}{0.3842^{(*)}}\,\dot{m}^*_{t-1} - \underset{(0.1685)}{0.2075}\,\dot{m}^*_{t-2} - \underset{(0.0064)}{0.0114}\,\dot{\pi}^*_{t-1}$$
$$+ \underset{(0.0063)}{0.0087}\,\dot{\pi}^*_{t-2}$$

$\bar{R}^2 = 0.1137 \qquad F(5,78) = 3.129^{(*)} \qquad DW = 1.81$

Bemerkungen

Klammern enthalten die jeweiligen Standard-Fehler der Schätzungen und R^2 steht für das korrigierte Bestimmtheitsmaß der Gleichungen.

(*) signifikante t- bzw. F-Werte (95 % Signifikanzniveau, zweiseitiger Test).
(**) signifikante t- bzw. F-Werte (99 % Signifikanzniveau, zweiseitiger Test).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

A2: Beschreibung und Quellen der verwendeten Daten

Wechselkurse:

Perioden-Endwerte aus dem Monatsbericht der Schweizerischen Nationalbank, Tabelle: ‚Devisenkurse für die Schweiz (Geld)'.

Geldmengen:

Geldmenge *M*1, IMF International Financial Statistics, Linie 34. Für USA: Geldmenge *M*1-*B*, OECD Main Economic Indicators.

Realeinkommen:

Da keine monatlichen Reihen der nationalen Buchhaltungen vorliegen, wurde als Proxivariable für das Realeinkommen der jeweilige Index der Industrieproduktion verwenden.

Quelle: IMF International Financial Statistics, Linie 66.

Die Monatswerte für die Schweiz wurden mit Hilfe einer kubischen Splinefunktion aus den Quartalswerten generiert, die von der Basler Arbeitsgruppe für Konjunkturforschung (BAK) erstellt werden.

Inflationserwartungen:

Als Proxi für die Inflationserwartungen wurde die Rendite langfristiger Staatspapiere verwendet.

Quelle: IMF International Financial Statistics, Linie 61.

Zinssätze):*

Die kurzfristigen Zinssätze sind Zinsen auf Einmonats-Euro-Depositen.

Quelle: Data Resources Datenbank (Reuters).

Terminkurse):*

Einmonats-Terminkurse.

Quelle: Data Resources Datenbank (Reuters).

Zusammenfassung

Der vorliegende Aufsatz verfolgte einen doppelten Zweck. Zum einen sollte ein optimaler Indikator für die erwarteten Wechselkursänderungen gefunden werden, die verschiedentlich in den theoretischen Modellen offener Volkswirtschaften auftauchen. Zum anderen sollte untersucht werden, ob fundamentale Prognosefunktionen existieren, die systematisch für eine profitable Spekulation verwendet werden könnten. Die empirischen Ergebnisse wiesen darauf hin daß eine autoregressive Modellierung unter Verwendung von Frühindikatoren nicht systematisch zu einer besseren Prognose führt, als die ‚naiven' Verfahren, die insbesondere auf der Theorie rationaler Erwartungen basieren. In den meisten Fällen bildete, neben der Prognose der ‚Null-Änderung', das Zinsdifferential die beste Prognosefunktion für die künftigen Wechselkursänderungen.

* Diese Daten wurden freundlicherweise von der Volkswirtschaftlichen Abteilung des Schweizerischen Bankvereins in Basel zur Verfügung gestellt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Summary

This study pursues a joint purpose: firstly, it attempts to find an optimal indicator for expected exchange rate changes — a variable that appears quite often in open-economy models — and secondly it tests whether it is possible to find basic forecasting functions that can systematically 'beat the market'. The empirical results point towards a poorer forecasting accuracy of functions that are based on leading indicators as compared to 'naive' methods that rest on rational expectations theory. In most cases the respective interest rate differential — together with the 'zero-change' forecast — proved to be the most accurate technique for forecasting exchange rate changes.

Literatur

Akaike, H. (1973), Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, in Petrov and Caski (Eds.): Second International Symposium on Information Theory, Budapest.

Banderdji, L. (1979), Empirical Studies of Exchange Market Behaviour in the Floating Regime: 1973 - 1978, Unveröffentlichte Ph. D. Dissertation, Harvard University.

Bilson, J. F. O. (1980 a), Profitability and Stability in International Currency Markets, NBER Discussion Paper.

— (1980 b), The Speculative Efficiency Hypothesis, NBER Discussion Paper.

Cuddington, J. T. and J. A. *Gluck* (1983), Exchange Rate Forecasting and the International Diversification of Liquid Asset Holdings, Discussion Paper, Stanford University.

Fama, E. F. (1976), Foundations of Finance, New York.

— and A. *Farber* (1979), Money, Bonds and Foreign Exchange, American Economic Review 69, 639 - 649.

Feige, E. L. and D. K. *Pearce* (1976), Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy? Journal of Political Economy 84, 499 - 522.

—/—(1979), The Causal Relationship between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis, Review of Economics and Statistics 61, 521 - 533.

Gaab, W. (1980), Der Terminkurs als Predictor für den zukünftigen Kassakurs: Eine ökonometrische Untersuchung, Diskussionspapier Nr. 152, Universität Mannheim.

— (1983), Devisenmärkte und Wechselkurse, Berlin.

Gebauer, W. (1982), Realzins, Inflation und Kapitalzins, Berlin.

Geweke, J. and E. *Feige* (1979), Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange, Review of Economics and Statistics 61, 334 - 341.

— and R. *Meese* (1981), Estimating Regression Models of Unknown but Finite Order, International Economic Review 22, 55 - 70.

Giddy, I. and G. *Dufey* (1976), The Random Behaviour of Flexible Exchange Rates: Implications for Forecasting, Journal of International Business Studies 6, 1 - 32.

Goodman, S. H. (1979), Foreign Exchange Rate Forecasting Techniques: Implications for Business and Policy, The Journal of Finance 34, 415 - 427.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, Econometrica 37, 424 - 438.

Granziol, M. (1980), Rationale Erwartungen und Devisenkurse: Ergebnisse einer Multimarkt-Effizienz-Untersuchung des $/SFr- und DM/SFr-Einmonatsterminmarktes. Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 116, 422 - 434.

Heri, E. W. (1981), Foreign Exchange Market Efficiency: Some Caveats, Revista Internationale di Science Economiche e Commerciali 28, 1034 - 1043.

— (1982), Bestimmungsgründe kurzfristiger Wechselkursfluktuationen, Hamburg.

Hsiao, C. (1979), Autoregressive Modelling of Canadian Money and Income Data, Journal of American Statistical Association 74, 555 - 560.

— (1981), Autoregressive Modelling and Money Income Causality Detection, Journal of Monetary Economics 7, 85 - 101.

Kirchgaessner, G. (1981), Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen, Göttingen.

— (1983), Oekonometrie: Datenanalyse oder Theorieüberprüfung, Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik 198, 511 - 538.

Koutsoyiannis, A. (1979), Theory of Econometrics, London.

Kugler, P. (1981), A Note on Causality Detection by Autoregressive Modelling, Statistische Hefte 23.

Levich, R. M. (1979), On Efficiency of Markets for Foreign Exchange, in: R. Dornbusch and J. A. Frenkel (1979): International Economic Policy, Theory and Evidence, Baltimore.

Loef, H.-E. (1980), Exchange Rate, Inflation Rate, Expectations and the Demand for Money. Germany 1970 - 1978. Diskussionspapier Nr. 135 (Serie A) der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik der Universität Konstanz.

Makridakis, S. and M. *Hibon* (1979), Accuracy of Forecasting: An Empirical Investigation, Journal of the Royal Statistical Society 142, 97 - 145.

Meese, R. A. and K. *Rogoff* (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?, Journal of International Economics 14, 3 - 24.

Mussa, M. (1979), Empirical Regularities of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 11, 9 - 57.

Rich, G. and J. P. *Beguelin* (1982), Swiss Monetary Policy in the 1970's and 1980's, Mimeo, Schweizerische Nationalbank.

Stulz, R. M. (1983), Currency Preferences, Purchasing Power Risk and the Determination of Exchange Rates in an Optimizing Model, Paper presented at the Konstanz Seminar on Monetary Theory and Monetary Policy, June 1983.

Theil, H. (1966), Applied Economic Forecasting, Amsterdam.

Welcker, J. (1982), Technische Aktienanalyse, Zürich.

Wolters, J. (1981), Zum Zusammenhang zwischen Preiserwartungen des IFO-Konjunkturtests und der tatsächlichen Preisentwicklung, Diskussionspapier Nr. 179 - 81, Universität Mannheim.

Zellner, A. (1979), Causality and Econometrics, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 10, 9 - 54.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.104.4.369 | Generated on 2024-04-18 19:01:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/