

Berichte

Sind die Zinsprognosen von Finanzmarktexperten rational?

Von Matthias Brase, Frankfurt

1. Einleitung

Im Rahmen empirisch orientierter Arbeiten über den monetären Sektor einer Volkswirtschaft stehen normalerweise Zeitreihen für Zinserwartungen nicht zur Verfügung. Es ist daher gängige Praxis geworden, indirekt aus beobachtbaren Variablen Erwartungsgrößen abzuleiten. Dabei kann es sich entweder um eine Hypothese über den Erwartungsbildungsprozeß auf der Grundlage bekannter Variablenrealisationen handeln¹ oder um die Gewinnung von Zinserwartungsgrößen aus Zinsstrukturdaten oder Options- bzw. Zinsfuturepreisen². In beiden Fällen handelt es sich stets um verbundene Hypothesen. Im ersten Fall wird unterstellt, daß nicht nur die Wahl der Variablen und die Spezifikation des Erwartungsbildungsprozesses die tatsächliche Erwartungsfunktion beschreiben kann, sondern auch, daß die damit gewonnenen Erwartungsgrößen unverzerrte Abbildungen der „market census forecasts“ darstellen. Im zweiten Fall wird angenommen, daß die „asset-pricing“-Hypothese, die der Gewinnung der makroökonomischen Erwartungsgrößen zugrundeliegt, das Verhalten der Wirtschaftssubjekte auf den jeweiligen Märkten vollständig widerspiegelt. Die mit einem solchen Vorgehen verbundenen Nachteile³ weisen Zinserwartungsgrößen, die mit Hilfe von Befragungen ermittelt wurden, nicht auf, sofern unterstellt werden kann, daß die gewonnenen Daten die entscheidungsrelevanten Zinserwartungen der Marktteilnehmer unverzerrt abbilden. Diese Annahme erscheint in der folgenden Untersuchung insofern gerechtfertigt, als daß es sich bei den hier verwendeten Zinserwartungsgrößen um Befragungsergebnisse der Börsenzeitung bei verschiedenen Finanzinstituten⁴ handelt, die

¹ (Eckstein, Mosser, Cebery 1984), (Fair, 1979), (Jüttner, Tuckwell 1974).

² (Hicks 1939), (Lutz 1940), (Bodie, B. Friedman 1978), (Eckstein, Mosser, Cebery 1984).

³ Hier sind insbesondere Spezifikationsfehler zu nennen, die nicht ohne Einfluß auf die dynamischen Eigenschaften der jeweiligen empirischen Modelle bleiben und somit zu systematischen Simulations- und Prognosefehlern führen.

ihrerseits einen entscheidenden Einfluß auf das Anlage- und Refinanzierungsverhalten ihrer Unternehmen und Kunden haben.

Die Ergebnisse der Befragungen von Finanzmarktexperten durch die Börsenzeitung können grundsätzlich in dreierlei Hinsicht empirische Verwendung finden. Zum einen könnte der Einfluß von Zinserwartungen beispielsweise auf die Spar- und Konsumententscheidung in der Bundesrepublik oder auf die Zinsbildung auf dem deutschen Kapitalmarkt untersucht werden, zum anderen wäre es möglich, den zugrundeliegenden Erwartungsbildungsprozeß selbst zu analysieren⁵. Eine dritte Möglichkeit, die hier im Vordergrund stehen soll, besteht darin, die Vereinbarkeit der Befragungsergebnisse mit der auf *Muth* zurückgehenden rationalen Erwartungstheorie zu überprüfen sowie mögliche Abweichungen mit Hilfe später entwickelter Erwartungstheorien, wie struktureller Ansätze sowie „bubble theories“, zu erklären⁶. Gerade bei Zinserwartungen scheint jedoch zunächst die Anwendung von Rationalitätstests besonders geeignet zu sein, da die Reaktionsgeschwindigkeit von Kapitalmärkten auf neue Informationen infolge internationaler Kommunikationsnetze mit entsprechenden Datenbanken und Analysemöglichkeiten besonders hoch ist.

Kapitel II beschreibt kurz die Daten sowie die Befragungsmethode der Börsenzeitung. In Abschnitt III werden verschiedene Rationalitätstests auf Unverzerrtheit und Informationseffizienz der Zinserwartungen durchgeführt. Kapitel IV dient der Interpretation der empirischen Testergebnisse.

II. Die Daten

Seit dem 29. 4. 1982 führt die Börsenzeitung jedes Quartal⁷ eine schriftliche Befragung von Finanzmarktexperten durch, in der nach der Einschätzung der zukünftigen Zinsentwicklung für öffentliche Anleihen sowie seit dem 3. Quartal 1984 auch nach der Dollarkursprognose gefragt wird, die der Zinsvorausschätzung zugrundeliegt⁸. Bei diesen Umfragen geht es stets um

⁴ An dieser Stelle sei Herrn *F. Mella* von der Börsenzeitung herzlich für die überlassenen Befragungsergebnisse gedankt.

⁵ Dabei könnten nicht nur die statistischen Maße „Bestimmtheitsmaß, Signifikanz der Koeffizienten und Autokorrelation der Residuen“ zur Bestimmung der Relevanz alternativer Erwartungsbildungshypothesen herangezogen werden, sondern auch verschiedene Kausalitätstests.

⁶ (*Turnovsky 1977*), (*Flood, Garber 1980*).

⁷ Ausgenommen hiervon sind das 1. Quartal 1984 sowie das erste und vierte Quartal 1985, in denen keine Umfragen durchgeführt wurden. Zu den veröffentlichten Befragungsergebnissen vgl. die *Börsen-Zeitung*, lfd. Jg.

⁸ Neben diesen Fragen wurden je nach dem Zeitpunkt der Umfrage auch Einschätzungen zur zukünftigen Geldpolitik, zur Zinsstrukturentwicklung, zum Zinszyklus

die zukünftige Entwicklung des durchschnittlichen Zinsniveaus, nämlich um die Umlaufrendite tarifbesteuertester festverzinslicher Inhaberschuldverschreibungen von Bund, Bahn und Post, wie sie von der Deutschen Bundesbank täglich veröffentlicht wird⁹. Die Befragten sind Analysten bekannter Bankinstitute und Versicherungen, deren Anzahl je nach Umfrage zwischen 10 und 20 schwankt¹⁰. Der Prognosehorizont der abgegebenen Punktprognosen¹¹ liegt wegen unterschiedlicher Befragungszeitpunkte im jeweiligen Quartal sowie Mehrfachbefragungen, die auf die Mitte bzw. auf den Ultimo eines Jahres bezogen sind, zwischen 36 und 246 Tagen. Infolgedessen stehen jeweils mehrere Durchschnittsprognosen für die jeweilige Jahresmitte und das Jahresende zur Verfügung. Der Stichprobenzeitraum der verwendeten Daten reicht vom 2. Quartal 1982 bis zum 4. Quartal 1986.

III. Empirische Tests

Ausgangspunkt für die empirischen Tests ist die rationale Erwartungsbildungstheorie von *Muth*¹², nach der die effiziente Nutzung aller verfügbarer Informationen – entsprechend der relevanten ökonomischen Theorie – zu Prognosen führt, die den mathematischen Erwartungswerten dieser Theorie entsprechen. Diese Übereinstimmung zwischen erwarteten Werten und

und zur Entwicklung der Umlaufrendite von Bankschuldverschreibungen abgegeben. Dabei handelt es sich entweder um qualitative Vorausschätzungen oder um eine sehr geringe Anzahl von Prognosen, so daß ihre Einbeziehung in die empirische Analyse nicht erfolgen kann. Insbesondere die Befragungsergebnisse zum langfristigen Zinszyklus erscheinen für empirische Tests nicht geeignet. Zum einen ist der Prognosehorizont für Zinshochs bzw. -tiefs je nach Finanzmarktexperte unterschiedlich – ein einheitlicher Prognosehorizont ist damit nicht gegeben – und zum anderen handelt es sich um Fragen, die nicht auf wahrscheinliche Entwicklungen, sondern auf für möglich gehaltene Extrempunkte der Zinsentwicklung abstellen. Zur Interpretation dieser Befragungsergebnisse vgl. auch *F. Mella*, „Wie gut sind die Zinsprognosen von deutschen Experten?“ Börsen Zeitung Nr. 238 vom 12. 12. 1986, S. 5 ff.

⁹ Dabei werden Anleihen mit einer Laufzeit von über vier Jahren einbezogen, sofern ihre mittlere Restlaufzeit mehr als drei Jahre beträgt. Bei der Errechnung der Durchschnittsrendite werden die Renditen der einzelnen Papiere mit deren Umlaufbeträgen gewogen. Vgl. dazu Deutsche Bundesbank, Pressenotiz, lfd. Jg.

¹⁰ Vgl. *F. Mella*, a.a.O., 1986.

¹¹ Zur Erhöhung der Periodizität der Zinserwartungszeitreihe wäre es möglich, zusätzliche Datenpunkte mit Hilfe von Spline-Verfahren zu gewinnen. Vgl. hierzu die empirische Untersuchung über die Inflationserwartungen von Unternehmen durch *Thies* (*Thies* 1986). Wegen der jeweils relativ großen Zeitabstände zwischen den Prognosezeitpunkten und der besonderen Bedeutung von „news“ für die Zinserwartungsbildung, werden in der folgenden Untersuchung nur Originaldaten für die empirischen Tests herangezogen.

¹² (*Muth* 1961).

Modellprognosen ergibt sich bei Minimierung einer quadratischen Verlustfunktion in den Prognosefehlern. Der Mittelwert so gebildeter mikroökonomischer Erwartungen führt ebenfalls zu rationalen Prognosen im Sinne von Muth¹³. Infolgedessen kann im Rahmen der empirischen Untersuchung der Mittelwert der mikroökonomischen Zinsprognosen verwendet werden¹⁴.

Beim Test auf Unverzerrtheit in Abschnitt III.1 wird im Rahmen der Nullhypothese unterstellt, daß keine systematischen Abweichungen zwischen optimierten Modellprognosen, dem „mean forecast“ der Befragungsteilnehmer und der realisierten Zinsentwicklung bestehen. Dabei kann zwischen „strong rationality“ im engeren und weiteren Sinne unterschieden werden. Beim Test auf Unverzerrtheit im engeren Sinne wird angenommen, daß das Informationsset der Befragten nur unabhängige Stichproben aus einer fixierten multivariaten Wahrscheinlichkeitsverteilung umfaßt und die entsprechenden Zeitreihen stochastisch stationären sowie ergodischen Prozessen folgen¹⁵. Damit wird sichergestellt, daß die stochastischen Verteilungseigenschaften der im Informationsset enthaltenen Zeitreihen und Parameter den Marktteilnehmern bereits bekannt sind und infolgedessen der Prognosehorizont keinen Einfluß auf die Prognosegüte hat. Demgegenüber wird beim Test auf Unverzerrtheit im weiteren Sinne unterstellt, daß die Befragten keine vollständige Kenntnis der Stochastik des Informationssets haben. In diesem Fall muß von Lernprozessen beim Vorliegen jeweils neuer Zeitreiheninformationen ausgegangen werden.

Auch bei Überprüfungen der Konsistenz von Zinserwartungsbildungen im Zeitablauf kann grundsätzlich zwischen Konsistenz im engeren und weiteren Sinne unterschieden werden. Konsistenz im engeren Sinne liegt vor, wenn die Differenz zwischen zwei aufeinanderfolgenden „mean forecasts“ mit identischem Prognosehorizont mit dem Informationsset der älteren Prognose (oder Bestandteilen hiervon) unkorreliert ist. So handelt es sich zum Beispiel bei den von *Neumann* und *Buscher* sowie *B. Friedman* durchgeführten Tests stets um Konsistenzüberprüfungen im engeren Sinne¹⁶. Im Rahmen dieser Arbeiten wird Inkonsistenz von Erwartungsbildungen diagnostiziert, obwohl die Testergebnisse auch durch mögliche lernbedingte oder durch Kosten der Informationsbeschaffung und -verarbeitung hervor-

¹³ Vgl. dazu Baker (*Baker* 1977).

¹⁴ Vgl. in diesem Zusammenhang auch die Ausführungen von *B. Friedman* (*B. Friedman* 1980).

¹⁵ Zur Definition stationärer und ergodischer Zeitreihenprozesse vgl. *Nerlove et al.* (*Nerlove, Grether, Carvalho* 1979).

¹⁶ Dabei wird nicht nur die vollständige Kenntnis der Parameter von Erwartungsbildungsfunktionen unterstellt, sondern auch deren Zeitkonstanz angenommen. (*Neumann, Buscher* 1980), (*B. Friedman* 1980).

gerufene Veränderungen der Parameter von Erwartungsbildungsfunktionen verursacht worden sein könnten¹⁷.

Dies kann mit Hilfe der folgenden Zinserwartungsfunktion (${}_{t-n}r_t^e$) verdeutlicht werden:

$${}_{t-n}r_t^e = X_{t-n}^{(e)'} \cdot a_{t-n} + \varepsilon'_{t-n} \cdot \lambda_{t-n}.$$

Dabei bezeichnen $X^{(e)}$ den Vektor der (erwarteten) Variablenwerte zinsbestimmender Faktoren, a sowie λ die Parametervektoren der Erwartungsbildungsfunktion und ε_{t-n} zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung bekannte Prognosefehler. Als Differenz aufeinanderfolgender Erwartungsbildungsprozesse mit gleichem Prognosehorizont ergibt sich für den Fall unveränderter Variablenwerte $X^{(e)}$:

$${}_{t-n+1}r_t^e - {}_{t-n}r_t^e = X_{t-n}^{(e)'} \cdot (a_{t-n+1} - a_{t-n}) + \varepsilon'_{t-n} \cdot (\lambda_{t-n+1} - \lambda_{t-n}).$$

Aus der vorstehenden Gleichung geht hervor, daß Erwartungsänderungen bei z. B. lernbedingten Veränderungen der Gewichtungparameter a sowie λ nicht nur mit den zinsbestimmenden Variablen, sondern auch mit bekannten Prognosefehlern korreliert sein können. Damit ist ein Test auf Konsistenz im weiteren Sinne nicht möglich. Auf eine entsprechende empirische Überprüfung muß infolgedessen verzichtet werden¹⁸.

Bei den Tests auf Informationseffizienz in Abschnitt III.2 wird entsprechend der Hypothese rationaler Erwartungen im Rahmen der Nullhypothese davon ausgegangen, daß Prognosefehler und Variablen des konditionierenden Informationssets nicht miteinander korreliert sind. Da das Informationsset neben Zeitreihen auch Parameter enthält, die den Einfluß der einzelnen Variablen auf die Zinsentwicklung widerspiegeln, kann zwischen Parametereffizienz und exogener Effizienz unterschieden werden. Beim Test auf exogene Effizienz wird überprüft, ob die Differenz zwischen Prognosen der exogenen Variablen, die in den Erwartungsbildungsprozeß mit einbezogen werden, und den entsprechenden Realisationen zur Varianz der Prognosefehler beitragen, während Tests auf Parametereffizienz untersuchen, inwieweit den Befragten die Einflußstärke der einzelnen Bestimmungsfaktoren des Kapitalmarktzinnsniveaus bekannt ist. Informationseffizienz im Rahmen rationaler Erwartungstheorien nach *Muth* setzt gleichzeitig Parametereffizienz und exogene Effizienz voraus.

¹⁷ In diesem Zusammenhang vgl. insbesondere die Ausführungen von Brase S. 200 ff., (Brase 1987).

¹⁸ Wegen der Problematik der Interpretation der Testergebnisse, soll auch eine Überprüfung der Konsistenz von Zinserwartungen im engeren Sinne unterbleiben.

1. Test auf Unverzerrtheit

Bei Tests auf Unverzerrtheit werden im Untersuchungszusammenhang zum Zeitpunkt $t - n$ gebildete Zinsprognosen (${}_{t-n}r_t^e$) auf die korrespondierenden Realisationen (r_t) regressiert

$$(1) \quad r_t = \alpha + \beta \cdot {}_{t-n}r_t^e + {}_{t-n}\varepsilon_t$$

und Unverzerrtheit der Zinserwartungen ${}_{t-n}r_t^e$ für den Fall

$$H_0: (\alpha, \beta) = (0, 1)$$

nicht abgelehnt. Die im Rahmen der Nullhypothese auch anzugebenden Eigenschaften des Störterms hängen davon ab, ob es sich um Tests auf Unverzerrtheit im engeren oder weiteren Sinne handelt. Beim Test auf Unverzerrtheit im engeren Sinne hat der Prognosehorizont ($t - (t - n)$) keinen Einfluß auf die Prognosegüte (vgl. Abschnitt III), ${}_{t-n}\varepsilon_t$ wird daher als nicht autokorrelierter Störterm mit einem Erwartungswert von Null sowie einer konstanten Varianz¹⁹ unterstellt und Gleichung (1) kann mit Hilfe des OLS-Verfahrens geschätzt werden. Beim Test auf Unverzerrtheit im weiteren Sinne können Lernprozesse infolge von Prognosefehlern nicht ausgeschlossen werden. Dies hat zur Folge, daß die Prognosen mit langem Prognosehorizont und hoher Prognosefrequenz die jüngsten Prognosefehler vergangener Vorausschätzungen zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung noch unbekannt sind. Autokorrelation der Residuen ${}_{t-n}\varepsilon_t$ in Abhängigkeit des Prognosehorizonts kann daher nicht ausgeschlossen werden²⁰. Infolgedessen würde ein OLS-Test auf Unverzerrtheit im weiteren Sinne zu verzerrten Schätzergebnissen hinsichtlich der Varianz ${}_{t-n}\sigma_\varepsilon^2$ führen sowie zu ineffizienten Schätzfunktionen und verzerrten Schätzparametern für α und β . Stattdessen müssen Schätzverfahren angewandt werden, die zumindest (asymptotisch) unverzerrte, konsistente und effiziente Parameterschätzwerte liefern^{21, 22}. Von *Hansen* einerseits sowie *Hayashi* und *Sims* anderer-

¹⁹ Damit wird unterstellt, daß die Höhe der Prognosefehler unabhängig vom prognostizierten Zinsniveau sind.

²⁰ So gilt z. B. für $n = 2$, daß die Prognosefehler ${}_{t-2}\varepsilon_t$ und ${}_{t-2}\varepsilon_{t-1}$ einem MA-Prozeß 1. Ordnung folgen können. Entsprechend können die Prognosefehler ${}_{t-n}\varepsilon_t$ bei einem Prognosehorizont von n einem MA-Prozeß $(n - 1)$. Ordnung folgen; vgl. dazu auch B. Friedman (*B. Friedman* 1980).

²¹ Vgl. dazu Brown, Maital, S. 495 f. (*Brown, Maital* 1981).

²² Die Anwendung von EGLS-Verfahren (Estimated Generalized Least Squares) ist im Untersuchungszusammenhang nicht möglich, da bei diesem Schätzverfahren Variablentransformationen vorgenommen werden, die zu Autokorrelationen zwischen (vergangenen) Residuen und Erwartungsgröße führen können, was im Rahmen

seits werden zwei verschiedene Schätzverfahren vorgeschlagen²³. Das Verfahren von Hansen, das von *Brown, Maital* sowie *Kirchgässner* angewandt wurde, führt im Ergebnis zu einer Korrektur der *t*-Statistik²⁴ und damit zu asymptotisch effizienten Schätzfunktionen der „finite order efficient“ Klasse. Hayashi und Sims zeigen jedoch, daß dieses Verfahren „forward-filtered“ Schätzfunktionen hinsichtlich der Schätzeffizienz in der Regel unterlegen ist²⁵. Infolgedessen wird für den Fall, daß die Hypothese „Unverzerrter Zinserwartungen im engeren Sinne“ nicht angenommen werden kann, die von Hayashi und Sims vorgeschlagene „forward-filtered“ Schätzfunktion (FFE) angewandt²⁶.

In der nachfolgenden Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Tests auf Unverzerrtheit zusammengefaßt.

Tabelle 1
Test auf Unverzerrtheit von Zinserwartungen

	$F(\alpha = 0, \beta = 1)$		R^2	DW	Q
Test auf Unverzerrtheit im engeren Sinne	0,49 (0,52) ^{a)}	0,93 (7,1) ^{a)}	0,17 ^{b)}	0,79	2,0 ^{b)} 7,6 ^{b)}

a) *t*-Werte sind in Klammer angegeben.

b) Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 Prozent.

Das Testergebnis zeigt, daß die Hypothese „Unverzerrter Zinserwartungen im engeren Sinne“ bei einem um die Freiheitsgrade bereinigten R^2 von 80 Prozent nicht abgelehnt werden kann. Getragen wird dieses Ergebnis sowohl durch den auf die Restriktion $\alpha = 0, \beta = 1$ ausgelegten F-Test als auch durch die auf Autokorrelation 1. Ordnung abstellende *Durbin-Watson*-Statistik (D-W). Außerdem bestätigt die auf Autokorrelation höherer Ordnung testende *Ljung-Box Q*-Statistik das D-W Ergebnis²⁷.

rationaler Erwartungstheorien per definitione ausgeschlossen wird. Zur Diskussion von EGLS-Verfahren im Rahmen von Rationalitätstests vgl. *Brown, Maital* sowie *Hayashi, Sims* und *Berger, Krane* (*Brown, Maital* 1981), (*Hayashi, Sims* 1983), (*Berger, Krane* 1985).

²³ (*Hansen* 1982), (*Hansen, Hodrick* 1980), (*Hayashi, Sims* 1983).

²⁴ (*Brown, Maital* 1981), (*Kirchgässner* 1984).

²⁵ (*Hayashi, Sims* 1983).

²⁶ Vgl. dazu *Hayashi, Sims* S. 790 ff. (*Hayashi, Sims* 1983).

²⁷ Die *Ljung-Box Q*-Statistik ist X^2 -verteilt mit τ Freiheitsgraden, wobei τ durch die Anzahl möglicher Residualkorrelationen bestimmt wird (*Box, Ljung* 1978).

2. Tests auf Informationseffizienz

Rationale Erwartungen nach *Muth* sind nicht nur durch die Eigenschaft der Parametereffizienz, sondern auch durch die Effizienz hinsichtlich aller prognoserelevanten Informationen gekennzeichnet^{28, 29}. Infolgedessen sind auftretende Prognosefehler mit den im konditionierenden Informationsset enthaltenen (Prognose)Zeitreihen und Parametern der Erwartungsbildungsfunktion unkorreliert. Diese Eigenschaft der „Fehler-Orthogonalität“ erfordert nicht nur, daß die „wahren“ Modellparameter zur Erklärung des Kapitalmarktzinsniveaus Eingang in die Erwartungsbildungsfunktion finden, sondern auch, daß exogene Variable unverzerrt prognostiziert werden³⁰. Um eine empirisch überprüfbare Testfunktion auf Informationseffizienz ableiten zu können, werden zunächst die mathematischen Erwartungswerte möglicher Prognosefehler unter Berücksichtigung von Parameterabweichungen sowie verzerrten Vorausschätzungen exogener Variablen berechnet. Ausgangspunkt sei die rationale Erwartungsbildungsfunktion in Gleichung (2):

$$(2) \quad {}_{t-n}r_t^{er} = X_{t-n}^{(e)} \cdot a_{t-n} .$$

Dabei bezeichnen a den Vektor der „wahren“ Modellparameter sowie $X^{(e)}$ den Vektor der unverzerrt prognostizierten sowie der übrigen exogenen Variablen. Für den Fall, daß die tatsächliche Erwartungsfunktion

$$(3) \quad {}_{t-n}r_t^e = \hat{X}_{t-n}^{(e)} \cdot \hat{a}_{t-n}$$

lautet³¹, ergeben sich die Parameterabweichungen

$$(a_{t-n} - \hat{a}_{t-n}) = \varepsilon_{t-n}$$

sowie die Verzerrungen der exogenen Prognosen

$$(X_{t-n}^{(e)} - {}_{t-n}\hat{X}_{t-n}^{(e)}) = u_{t-n} ,$$

$$\text{wobei } \varepsilon \sim NV(\alpha, \sigma_\varepsilon^2) \text{ sowie} \\ u \sim NV(\beta, \sigma_u^2) \text{ gelten soll}^{32}.$$

²⁸ Zur Bedeutung der Begriffe „Parametereffizienz“ und „Exogene Effizienz“ vgl. Abschnitt III.

²⁹ Dies gilt insbesondere für kostenlos verfügbare Informationen, deren Einbeziehung in die Erwartungsbildungsfunktion nur Kosten der Informationsverarbeitung verursacht.

³⁰ Vgl. dazu die Ausführungen von B. Friedman sowie Brase, S. 198 ff. (*B. Friedman 1979*), (*Brase 1987*).

³¹ In den Gleichungen (2) und (3) wird offengelassen, ob es sich um vektorautoregressive oder strukturelle Erwartungsbildungsfunktionen handelt.

Die mathematischen Erwartungswerte möglicher Prognosefehler werden in Gleichung (4a) für den Fall von Parameterineffizienz³³, in Gleichung (5a) für den Fall exogener Ineffizienz³⁴ und in Gleichung (6a) bei allgemeiner Informationsineffizienz angegeben.

$$(4a) \quad E(t-nr_t^{er} - t-nr_t^e) = X_{t-n}^{(e)'} \cdot \alpha \quad 35$$

$$(5a) \quad E(t-nr_t^{er} - t-nr_t^e) = \beta' \cdot a_{t-n} \quad 35$$

$$(6a) \quad E(t-nr_t^{er} - t-nr_t^e) = X_{t-n}^{(e)'} \cdot \alpha + \beta' \cdot a_{t-n} + \beta' \cdot \alpha \quad 35$$

Aus Gleichung (4a) geht hervor, daß bei Unkenntnis der „wahren“ Modellparameter der Erwartungsfehler dem Produkt aus Parameterabweichungen und exogenen Prognosevariablen entspricht. Bei systematisch fehlerhaften Prognosen der exogenen Variablen besteht der Prognosefehler aus den gewichteten Verzerrungen (s. Gleichung (5a)) und bei allgemeiner Informationsineffizienz (Gleichung (6a)) aus der Summe der Prognosefehler in den Gleichungen (4a) und (5a) sowie einer Konstanten.

Unterschiede zwischen den Tests auf Informationseffizienz im engeren und weiteren Sinne ergeben sich insofern, als daß beim Test auf Informationseffizienz im engeren Sinne von zeitinvarianten Elementen des Vektors a_{t-n} ausgegangen werden kann ($a_{t-n} = a \forall t, n$) und beim Test auf Informationseffizienz im weiteren Sinne autokorrelierte Residuen e nicht ausgeschlossen werden können. Letzteres ergibt sich, wenn in Gleichung (2) ein standardnormalverteilter Störterm v_t und in Gleichung (3) (beispielhaft) ein AR(1)-Prozeß ($\eta_0 + \phi_1 e_{t-1} + \eta_t$)³⁶ hinzuaddiert werden. In diesem Fall erhält man unter Vernachlässigung von Informationsineffizienzen die autokorrelierten Prognosefehler

$$(t-nr_t^{er} - t-nr_t^e) = -\eta_0 + (v_t - \eta_t) - \phi_1 \cdot e_{t-1} \quad 37,38.$$

³² Dabei enthält der Vektor $X_{t-n}^{(e)}$ (bzw. $\hat{X}_{t-n}^{(e)}$) nur die exogenen Prognosewerte, die die Erwartungsbildungsfunktion als Argumente enthält.

³³ Gleichzeitig wird in Gleichung (4a) exogene Effizienz angenommen.

³⁴ In Gleichung (5a) wird gleichzeitig Parametereffizienz unterstellt.

³⁵ Dabei bezeichnen α und β sowie σ_e^2 und σ_u^2 Vektoren; ihre Dimension entspricht der von $X_{t-n}^{(e)}$ (bzw. a_{t-n}).

³⁶ Dabei bezeichnen η_0 eine Konstante und e_{t-1} sowie η_t standardnormverteilte Störterme. Zur Begründung autokorrelierter Residuen vgl. Abschnitt III.1.

³⁷ Dieses Ergebnis ergibt sich auch bei Einbeziehung möglicher Informationsineffizienzen.

³⁸ Im Rahmen der empirischen Analyse wird $e_t = v_t - \eta_t$ unterstellt.

Die mit den Gleichungen (4a) bis (6a) kompatiblen Testfunktionen auf Informationseffizienz im engeren und weiteren Sinne sowie die dazu gehörigen Nullhypothesen und Schätzverfahren sind in der folgenden Tabelle (Gleichungen (4b) bis (6b)) zusammengefaßt.

Tabelle 2
Tests auf Informationseffizienz

im engeren Sinne	im weiteren Sinne
Test auf Parameterineffizienz	
(4b)	$({}_{t-n}r_t^{er} - {}_{t-n}r_t^e) = X_{t-n}^{(e)'} \cdot \alpha + e_t$ $H_0(\alpha) : \alpha = 0 \text{ a)}$
OLS-Verfahren	FFE-Verfahren
Test auf exogene Ineffizienz	
(5b)	$({}_{t-n}r_t^{er} - {}_{t-n}r_t^e) = \beta' \cdot a_{t-n} + e_t$ $H_0(a) : a = 0 \text{ a)}$
OLS-Verfahren	EGLS-Verfahren ^{b)}
Test auf Parameterineffizienz und exogene Ineffizienz	
(6b)	$({}_{t-n}r_t^{er} - {}_{t-n}r_t^e) = \text{Konst.} + \beta' \cdot a_{t-n} + X_{t-n}^{(e)'} \cdot \alpha + e_t$ $H_0(\text{Konst.}, a_{t-n}, \alpha):$ $(\text{Konst.} = a_{t-n} = \alpha = 0 \text{ a)})$
OLS-Verfahren	FFE-Verfahren ^{c)}

a) Im Rahmen der Nullhypothese wird davon ausgegangen, daß alle Elemente der Vektoren α und a_{t-n} den Wert 0 annehmen.

b) Hierbei wird angenommen, daß für den zeitvariablen Parametervektor $a_{t-n} = a + \mu_{t-n}$ mit $\mu_{t-n} \sim NV(0, \sigma^2_{\mu_{t-n}})$ gilt. Unter dieser Annahme sowie wegen konstanter Elemente des Vektors kann das Estimated-Generalized-Least-Squares-Verfahren (EGLS) angewandt werden; vgl. Judge et al., S. 374 ff. Andernfalls müßte ein Schätzansatz für ein stochastisch variables Parametermodell gewählt werden. (Judge et al. 1980).

c) Bei Anwendung des FFE-Verfahrens von Hayashi und Sims für einen simultanen Test auf Parameterineffizienz und exogener Ineffizienz im weiteren Sinne muß angenommen werden, daß der Parametervektor (\hat{a}_{t-n}) der Erwartungsbildungsfunktion zeitkonstant ist.

Für eine empirische Analyse müssen schließlich die Variablen des Vektors $X^{(e)}$ bestimmt werden. Besonders geeignet erscheint zunächst die Dollarkursprognose der Befragungsteilnehmer, die der Zinserwartungsbildung zugrundeliegt. Ergänzend soll aber auch überprüft werden, ob die Einbeziehung der zum Erwartungsbildungszeitpunkt kostenlos verfügbaren Monatswerte für die inländische Preissteigerungsrate³⁹, das Wachstum der Zentralbankgeldmenge⁴⁰, die Umlaufrendite für öffentliche Staatsanleihen in den USA⁴¹ sowie der US-\$/DM-Wechselkurs zu einer Reduktion der Prognosefehlervarianz beigetragen hätte⁴². In Tabelle 3 und 4 sind die jeweiligen empirischen Ergebnisse angegeben.

Die Ergebnisse in Tabelle 3 zeigen einerseits, daß die Hypothese exogener Ineffizienz der Zinserwartungsbildung hinsichtlich der zugrundeliegenden Dollarkursprognose nicht angenommen werden kann und andererseits, daß

Tabelle 3

Empirische Ergebnisse der Tests auf Informationseffizienz hinsichtlich der in den Erwartungsbildungsprozeß miteinbezogenen Dollarkursprognosen

Test auf:	Tests im engeren Sinne ^{a)}				Tests im weiteren Sinne	
	Konst.	$\alpha^b)$	$a^c)$	D-W	Q	
Parameterineffizienz	2,5 (1,8) ^{d)}	-1,1 (-2,0) ^{e)}	-	1,9 ^{e)}	3,4 ^{e)}	-
Exogene Ineffizienz	-0,3 (-1,1)	-	-0,6 (-0,7)	1,2 ^{f)}	1,7 ^{e)}	insignifikant ^{g)}
Parameterineffizienz und exogene Ineffizienz	2,6 (2,0) ^{e)}	-1,2 (-2,3) ^{e)}	-0,8 (-1,2)	2,6 ^{e)}	2,4 ^{e)}	-

a) *t*-Werte sind in Klammern angegeben. – b) α repräsentiert die durchschnittliche Parameterabweichung. – c) a repräsentiert den Einfluß des (durchschnittlichen) Dollarkurs-Prognosefehlers auf den Zinserwartungsfehler. – d) Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 Prozent. – e) Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent. – f) Nicht aussagefähig. – g) Alle angewandten EGLS-Verfahren zur Korrektur autokorrelierter Residuen 1. Ordnung lieferten insignifikante Schätzparameter. Angewandt wurden die folgenden Schätzverfahren: *Cochrane - Orcutt*, *Hildreth - Lu* sowie *Maximum - Likelihood*.

³⁹ Als Preissteigerungsrate wird die prozentuale Zunahme der Lebenshaltungskosten gegenüber dem Vorjahr verwendet.

⁴⁰ Das Wachstum der Zentralbankgeldmenge wird im Untersuchungszusammenhang als Jahresrate der Veränderung in den jeweils letzten sechs Monaten definiert.

⁴¹ Es handelt sich hier um die Umlaufrendite amerikanischer Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von 10 Jahren und mehr.

⁴² Bei diesen Zeitreihen handelt es sich um Variablen, die entsprechend der Ergebnisse von Befragungen eine besondere Bedeutung für die Zinserwartungsbildung von Finanzmarktexperten der Bundesrepublik Deutschland haben; vgl. dazu die Analyse von Befragungen bei Faßbender sowie Brosius et al. (*Faßbender* 1973), (*Brosius et al.* 1985).

Tabelle 4

**Empirische Ergebnisse der Tests auf Parameterineffizienz von Zinserwartungs-
bildungen hinsichtlich kostenlos verfügbarer Makrozeitreihen**

	Test auf Parameterineffizienz ^{a)}			
	Konst.	<i>a</i>	D-W	Q
Inflationsrate	0,01 (0,1)	- 0,02 (-0,2)	2,1 ^{b)}	7,7 ^{c)}
Wachstum der Zentralbankgeldmenge	-0,83 (-1,9) ^{b)}	0,14 (1,9) ^{b)}	2,6 ^{b)}	9,5 ^{c)}
Umlaufrendite von Staats- anleihen in den USA	1,17 (1,3)	-0,11 (-1,4)	2,2 ^{b)}	6,9 ^{c)}
Wechselkurs US-\$/DM	1,55 (1,6) ^{d)}	-0,61 (-1,7) ^{d)}	2,6 ^{b)}	6,5 ^{c)}

a) *t*-Werte sind in Klammern angegeben. – b) Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent. – c) Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 Prozent. – d) Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 Prozent.

die Hypothese der Parameterineffizienz des Zinserwartungsbildungsprozesses von Finanzmarktexperten nicht abgelehnt werden muß. Diese Ergebnisse der Einzeltests werden durch den simultanen Test (s. Zeile 3 in Tabelle 3) bestätigt⁴³. Die fehlende Parametereffizienz der Prognosefunktionen von Finanzmarktexperten wird durch die Ergebnisse in Tabelle 4 nochmals deutlich. Sowohl hinsichtlich des Wechselkurses als auch bezüglich des Wachstums der Zentralbankgeldmenge wurde der Einfluß dieser zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung bekannten Variablenwerte auf die Zinsbildung am deutschen Rentenmarkt falsch eingeschätzt^{44, 45}.

⁴³ Wegen fehlender Aussagefähigkeit der D-W-Statistik beim Test auf exogene Ineffizienz im engeren Sinne wurden verschiedene Tests auf exogene Ineffizienz im weiteren Sinne durchgeführt, die jeweils insignifikante Schätzparameter lieferten (vgl. Fußnote g) in Tabelle 3). Da die D-W-Statistik und die *Ljung-Box* Q-Statistik in den übrigen Tests der Tabelle 3 keine Autokorrelation der Residuen anzeigen, mußten auch keine Tests auf Informationsineffizienz im weiteren Sinne durchgeführt werden.

⁴⁴ Demgegenüber hätte die Berücksichtigung der zum Zeitpunkt der Zinserwartungsbildung bekannten Inflationsrate sowie der Umlaufrendite öffentlicher Anleihen in den USA nicht zu einer Reduktion der Prognosefehlervarianz beigetragen.

⁴⁵ Entsprechend der Ergebnisse in Tabelle 4 mußten keine Tests auf Parameterineffizienz im weiteren Sinne durchgeführt werden, da die angegebenen Werte der D-W-Statistik sowie der *Ljung-Box* Q-Statistik keine Autokorrelation der Residuen anzeigen.

IV. Interpretation der empirischen Ergebnisse

Die Testergebnisse in den Abschnitten III.1 und III.2 zeigen, daß die Zins-erwartungen der Befragungsteilnehmer zwar unverzerrt sind, gleichzeitig aber Informationsineffizienzen aufweisen. Die Parameterineffizienz der Prognosefunktionen von Finanzmarktexperten kann insbesondere mit Hilfe von drei Weiterentwicklungen der rationalen Erwartungsbildungstheorie erklärt werden. Zum einen schließt die strukturelle Erwartungsbildungstheorie Unkenntnis der „wahren“ Parameter einer Zinsbildungsfunktion aus Gründen der Stochastik von Zeitreihen, lerntheoretischen Aspekten sowie Kosten der Informationsbeschaffung und -verarbeitung nicht aus⁴⁶. Zum anderen kann für den Fall, daß die Zinsbildungsfunktion der Befragten einem portfoliotheoretischen Ansatz folgt, gezeigt werden, daß eine rationale Prognosefunktion im Sinne von *Muth* nicht existiert⁴⁷. Schließlich ist es möglich, daß sogenannte „irrational bubbles“ eine fundamentale Zinsbildung am Kapitalmarkt verhindern und somit Parameterineffizienzen zwangsläufig auftreten^{48, 49}. So wäre es möglich, daß die fehlenden Kenntnisse hinsichtlich der Bedeutung des Wachstums der Zentralbankgeldmenge insbesondere darauf zurückzuführen sind, daß die internationale Bedeutung von Geldmengenzielen im Untersuchungszeitraum rückläufig war und die Analyseintensität hinsichtlich dieser Variablen vermutlich zurückging, mit der Folge, daß „irrational money stock bubbles“ entstanden. Zur Erklärung der Unkenntnis über die tatsächliche Bedeutung des Dollarkurses für die Zinsbildung am deutschen Rentenmarkt kann insbesondere die Stochastik der Zeitreihe des Dollarkurses beitragen, da sie im Untersuchungszeitraum durch zunehmende zyklische Schwankungen geprägt war und es infolgedessen schwierig wurde, die Wirkungszusammenhänge zwischen zwei Reservewährungen, die insbesondere unterschiedlichen Konjunkturzyklen, Fiskalpolitiken und Portfolioeffekten ausgesetzt waren, zu quantifizieren.

Literaturverzeichnis

Baker, J.: Linear Combinations of Rational Expectations, Unveröffentlicht, Cambridge, MA, 1977. – *Berger, A. N., Krane, S. D.*: The Informational Efficiency of Eco-

⁴⁶ Die strukturelle Erwartungsbildungsfunktion geht auf Turnovsky zurück, vgl. auch Brase, S. 202 ff. (*Turnovsky 1977*), (*Brase 1987*).

⁴⁷ Vgl. dazu Brase, S. 186 ff. (*Brase 1987*).

⁴⁸ Vgl. Flood und Garber sowie Brase, S. 299 ff. (*Flood, Garber 1980*), (*Brase 1987*).

⁴⁹ Dabei entstehen „irrational bubbles“ aus dem Einfluß der Differenz zwischen optimierten und nicht optimierten Erwartungsbildungsfunktionen auf die Zinsbildung am Kapitalmarkt.

nometric Model Forecasts, The Review of Economics and Statistics (Notes), Vol. LXVII, 1985, S. 128 - 134. – *Bodie, Z., Friedman, B. M.*: Interest Rate Uncertainty and the Value of Bond Call Protection, Journal of Political Economy, Feb. 1986, S. 19 - 43. – *Boz, G. E. P., Ljung, G. M.*: On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, Biometrika, Vol. 65, 1978, S. 297 - 303. – *Brase, M.*: Portfoliotheoretische Untersuchungen zum Einfluß von Erwartungsbildungen auf die Zins- und Laufzeitstruktur des Kapitalmarktes, Frankfurt, New York 1987. – *Brosius, H., Ehr Gott, M., Kaltschmid, A., Kotz, M., Marxen, F.-J., Richardy, R., Thewes, C., Thiel, M.*: Elemente der Finanzprognosen von Banken und Nicht-Bank-Unternehmen, Forschungsbericht der Universität Trier 1985. – *Brown, B. W., Maital, S.*: What do Economists Know? An Empirical Study of Experts Expectations, Econometrica, Vol. 49 No. 2, März 1981, S. 491 - 504. – *Eckstein, O., Mosser, P., Cebry, M.*: The DRI Market Expectations Model, The Review of Economics and Statistics, Vol. LXVI, No. 2, May 1984, S. 181 - 191. – *Fassbender, H.*: Zur Theorie und Empirie der Fristigkeitsstruktur der Zinssätze, Berlin 1973. – *Fair, R. C.*: An Analysis of a Macro-Econometric Model with Rational Expectations in the Bond and Stock Markets, The American Economic Review, Vol. 69, Sept. 1979, S. 539 - 552. – *Flood, R. P., Garber, P. M.*: Market Fundamentals versus Price Level Bubbles: The First Tests, Journal of Political Economy, Vol. 88, 1980, S. 745 - 770. – *Friedman, B.*: Survey Evidence on the 'Rationality' of Interest Rate Expectations, Journal of Monetary Economics, Vol. 6, 1980, S. 453 - 465. – *Hansen, Lars*: Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, Econometrica, Vol. 50, 1982, S. 1029 - 1054. – *Hansen, L., Hodrick, R.*: Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis, Journal of Political Economy, Vol. 88, 1980, S. 829 - 853. – *Hayashi, F., Sims, Ch.*: Nearly Efficient Estimation of Time Series Models with Predetermined, but not Exogenous, Instruments, Econometrica, Vol. 51, No. 3, 1980, S. 783 - 798. – *Hicks, J. R.*: Value and Capital, London 1939. – *Judge, G., Griffiths, W., Carter Hill, R., Lee, T. C.*: The Theory and Practice of Econometrics, New York 1980. – *Jüttner, D. J., Tuckwell, R. H.*: Der Einfluß von Einkommens-, Zinssatz- und Inflationserwartungen auf die Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland, Zeitschrift für Nationalökonomie, Vol. 34, 1974, S. 199 - 213. – *Kirchgässner, G.*: Wie gut sind die Prognosen der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute in der Bundesrepublik Deutschland? Weltwirtschaftliches Archiv, Band 120, 1984, Heft 2, S. 279 - 300. – *Lutz, F.*: The Structure of Interest Rates, Quarterly Journal of Economics, Vol. 55, Nov. 1940, S. 36 - 63. – *Mella, F.*: Wie gut sind die Zinsprognosen von deutschen Experten? Börsenzeitung, Nr. 238, 12.12.1986, S. 5ff. – *Muth, J. F.*: Rational Expectations and the Theory of Price Movements, Econometrica, Vol. 29, 1961, S. 315 - 335. – *Nerlove, M., Grether, D. M., Carvalho, J. L.*: Analysis of Economic Time Series, New York 1979. – *Neumann, M. J. M., Buscher, H. S.*: Die Inflationsprognosen der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute: Sind sie „rational“?, Weltwirtschaftliches Archiv, Band 116, Heft 3, 1980, S. 533 - 550. – *Thies, C. F.*: Business Price Expectations, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No. 3, 1986, S. 336 - 354. – *Turnovsky, S. J.*: Structural Expectations and the Effectiveness of Government Policy in a Short-Run Macroeconomic Model, The American Economic Review, Vol. 67, 1977, S. 851 - 860.

Zusammenfassung

Sind die Zinsprognosen von Finanzmarktexperten rational?

Eine Analyse der durch Befragungen ermittelten Zinserwartungen von Finanzmarktexperten führt nicht zu einer Bestätigung der rationalen Erwartungsbildungstheorie im Sinne von *Muth*. Zwar können die Zinsprognosefehler der Befragungsteilnehmer nicht auf Fehler bei der Vorausschätzung zinsbestimmender Variablen zurückgeführt werden, aber auf unzureichende Kenntnisse der tatsächlichen Wirkungszusammenhänge zwischen Dollarkurs bzw. Zentralbankgeldmengenwachstum und der Zinsbildung am deutschen Rentenmarkt. Offensichtlich gelingt es den befragten Finanzmarktexperten nicht, die (wechselnde) Einflußstärke dieser Variablen auf das Angebots- und Nachfrageverhalten der unterschiedlichen Anleger- und Emittentengruppen und damit auf die Zinsbildung zu quantifizieren. Dieses Ergebnis der empirischen Analyse kann mit Hilfe struktureller Erwartungsbildungstheorien sowie der Möglichkeit auftretender „irrational bubbles“ begründet werden.

Summary

Are Interest Rate Prognoses of Financial Market Experts Rational?

A analysis of survey-based interest rate expectations of financial market experts does not confirm the rational expectations theory according to *Muth*. It is true that survey respondents' errors in interest rate prognoses are not attributable to errors in forecasting interest-relevant variables, but to deficient knowledge of factual operational relations between the dollar rate and/or money supply growth on the one hand and the formation of interest rates on the other. The respondent financial market experts have evidently not succeeded in quantifying the (varying) strength of the impact of these variables on the supply and demand behaviour of the different groups of investors and issuers and, thus, on the formation of interest rates. The result of this empirical analysis can be substantiated by structural expectations theories as well as the possible occurrence of "irrational bubbles".

Résumé

Les taux d'intérêt que pronostiquent les experts du marché financier sont-ils rationnels?

Des enquêtes ont été faites auprès d'experts du marché financier. Les attentes des taux d'intérêt, déterminées sur cette base, ne confirment pas la théorie de la formation d'attentes rationnelles au sens de *Muth*. Les erreurs de pronostic des experts interrogés ne résultent pas d'erreurs d'estimation des variables qui déterminent les taux d'intérêt; elles sont dues au fait que les experts ne connaissent pas suffisamment les rapports d'effets réels entre le cours du dollar ou la croissance de la quantité de monnaie mise en circulation par la banque centrale et la formation des taux d'intérêt sur le marché des effets publics allemands. Les experts du marché financier enquêtés ne

parviennent visiblement pas à quantifier à quel point ces variables influencent le comportement d'offre et de demande des différents groupes d'investisseurs et d'émetteurs (l'intensité de leurs influences varie). Ce résultat de l'analyse empirique peut être justifié à l'aide de théories structurelles de formation d'attentes ainsi que de la possibilité d'«irrational bubbles».