

# Zinsprognosen in der Praxis: Ein Überblick

Die zwei letzten Jahrzehnte waren durch eine beschleunigte Globalisierung im Finanzbereich gekennzeichnet. Die monetären Behörden der wichtigsten Industrieländer haben mehrmals ihre Geldpolitik geändert. Als Folge davon hat nicht nur das Niveau sondern auch die Variabilität der Zinssätze zugenommen.

Aufgrund dieser Entwicklung erstaunt es nicht, dass das Absicherungsbedürfnis der Marktteilnehmer gegenüber Zinsänderungsrisiken ständig zugenommen hat. Neben einer zunehmenden Verbreitung von Instrumenten zur Absicherung des Zinssatzrisikos hat auch die Frage nach geeigneten Prognosemethoden für Zinssätze an Bedeutung gewonnen. Bezüglich der Prognostizierbarkeit von Zinssätzen divergieren jedoch die Ansichten immer noch stark. Dieser Artikel bietet einen Überblick über mögliche Zinsprognoseverfahren, ihre theoretischen Implikationen und Anwendungsmöglichkeiten in der Praxis. Einige Erfahrungen der Volkswirtschaftlichen Abteilung der Schweizerischen Bankgesellschaft werden ebenfalls kurz skizziert.

## 1. Weshalb Zinsprognosen

### 1.1. Markteffizienz und die Prognostizierbarkeit von Zinssätzen

Mit zunehmenden Zinsschwankungen steigen nicht nur das Verlustrisiko sondern auch die durch eine erfolgreiche Zinsprognose möglichen Gewinne. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage nach

den Möglichkeiten von Zinsprognosen. Die Verfechter der strengen Informationseffizienz [1] nehmen an, dass in den aktuellen Zinssätzen bzw. der resultierenden Fristenstruktur alle relevanten Informationen bereits enthalten sind. In ihrer halb-strengen Form besagt die Effizienzhypothese, dass sämtliche zinsrelevanten, öffentlich zugänglichen Informationen dem Markt bekannt sind und richtig interpretiert werden.

Wenn der Markt nur die in der vergangenen Zinsentwicklung enthaltene Information verarbeitet, wird er als schwach-effizient bezeichnet. Diese schwache Form der Effizienzhypothese wird empirisch oft anhand der Autokorrelation der Zinssätze überprüft. Viele empirische Untersuchungen zeigen, dass die nominellen Zinssätze nach Differenzbildung keine systematische Beziehung zu ihren vergangenen Werten mehr aufweisen [2]. Wie Tabelle 1 zeigt, sind unsere Ergebnisse mit diesen Untersuchungen konsistent; d.h. die Autokorrelationskoeffizienten sind bis auf eine Ausnahme nicht signifikant von Null verschieden.

Diese Art der Unkorreliertheit wird oft als empirische Evidenz für einen sog. Random-Walk-Prozess verwendet. In einem Random-Walk-Prozess ist bekanntlich die Verteilung eines Aktivapreises (z.B. Aktienpreis, Wechselkurs, ...) unabhängig von möglichen Zusatzinformationen. Dies führt unter

\* Herzlichen Dank an die Herren PD Dr. René Capitelli, Dr. Max Bigler und PD Dr. Heinz Zimmermann für ihre wertvollen Kommentare und Beiträge. Verbleibende Fehler gehen selbstverständlich allein zu Lasten der Autoren.

**Tabelle 1:**  
**Autokorrelationsfunktion des 1-monatigen**  
**Sfr-Eurosatzes.**

Schätzzeitraum: 119 Monatsendwerte, 1979:2-1988:12	
Lag(k)	$r_k$
1	- 0.164
2	- 0.017
3	<u>0.204</u>
4	- 0.055
5	0.030
6	- 0.126
7	0.157
8	- 0.036
9	- 0.026
10	- 0.067
11	- 0.043
12	0.021
Q(24)	33.985

Standardabweichung = 0.0917, Q = Wert der Box/Pierce-Statistik. Unterstrichene Werte weisen auf signifikante Koeffizienten auf dem 5%-Testniveau hin.

Datenquelle: SBG-Datenbank.

anderem dazu, dass der heute beobachtete Preis die beste Prognose für morgen bildet, und dass der zukünftige Preis mit den vergangenen Preisen unkorreliert ist. Die Schlussfolgerung, Unkorreliertheit impliziere Unprognostizierbarkeit, ist allerdings gewagt [3]. Unkorreliertheit kann höchstens als Evidenz für die schwache Form der Effizienzhypothese herangezogen werden. Die Verwendung der Autokorrelationsanalyse ist insbesondere deshalb fragwürdig, weil man mögliche Kreuzkorrelationen mit anderen Variablen vernachlässigt [4].

Weitere Vorbehalte gegenüber Prognosen von Finanzvariablen im allgemeinen macht ZARNOWITZ (1983). Er weist darauf hin, dass die Analysten in der Regel nicht dieselben Erwartungen wie die Marktteilnehmer haben und verweist insbesondere auf folgende Aspekte:

- Analysten denken mehr makroökonomisch;
- Analysten sind nicht denselben unmittelbaren

Marktsanktionen (Gewinn, Verlust) wie Händler und Portfoliomanager ausgesetzt.

Die Auswertung aller öffentlich zugänglichen Informationen über mögliche Zinsbestimmungsfaktoren (halb-strenge Effizienz) stellt in der Praxis hohe Anforderungen an die vorhandene Informations-Infrastruktur, vor allem aber an die Informationsverarbeitung. Zudem verursacht sie erhebliche Kosten. Sobald diese Informationen nicht mehr kostenlos sind, werden die Marktteilnehmer i.a. nicht mehr bereit sein, sich vollständig zu informieren. Die Marktpreise werden unter diesen Voraussetzungen kaum noch alle Informationen widerspiegeln [5].

Firmen oder Prognose-Experten werden deshalb für ihre Informationssammlung und -verarbeitung mit einer "Überschussrendite" entgeltet. Dies gilt auch dann, wenn die Daten, welche die Experten analysieren, allen Marktteilnehmern zugänglich sind. Die Experten können die Untersuchungsergebnisse zu spekulativen Zwecken selbst verwenden und/oder für ein entsprechendes Entgelt den anderen Marktteilnehmern zur Verfügung stellen. Der Such- und Verarbeitungsprozess ist für den Prognostiker so lange lohnenswert, bis die Grenzkosten der "Informationsproduktion" gleich den Grenzerträgen der zusätzlich verwertbaren Informationen sind. Erschwerend wirkt dabei die Tatsache, dass die erarbeiteten Informationsvorsprünge kein dauerhaftes "Gut" darstellen. Sind die erarbeiteten Kenntnisse einmal der Öffentlichkeit zugänglich gemacht worden, dann sind sie praktisch ohne weiteren Wert. Die beobachteten Zinssätze werden sofort den neuen Informationsstand widerspiegeln. Profitieren werden lediglich jene, die während kurzer Zeit ein Informationsmonopol besitzen.

Als vorteilhaft erweist sich andererseits der Umstand, dass als Nebenprodukt der Datenanalyse in der Regel auch Erkenntnisse von mittel- bis längerfristigem Wert entstehen. Diese sind den publizierten Prognosen jedoch häufig nicht zu entnehmen. Als Ergebnis der Informationssuche und -verarbeitung gelangen die Prognostiker beispielsweise zu einem tieferen Verständnis der Reaktionsmechanis-

men die der Zinsbildung zugrunde liegen. Im günstigsten Fall gewinnen sie eine Vorstellung über die geltenden Elastizitäten. Damit sind sie - falls sie lediglich die Prognoseergebnisse publizieren - im Vorteil gegenüber den übrigen Marktteilnehmern. Im Falle unerwarteter Veränderungen wichtiger Zinsbestimmungsfaktoren können sie die zu erwartenden Zinsbewegungen schneller abschätzen und dementsprechend schneller reagieren.

### *1.2. Anreize für Zinsprognosen aus der Sicht einer Bank*

Ein Finanzinstitut hat neben den oben erwähnten Gründen weitere Anreize, Zinsprognosen zu erstellen und zu verwerten. Als Teilnehmerin auf dem Geld-, Kapital- und Devisenmarkt ist eine Bank beispielsweise in der Lage, die Käufe und Verkäufe anderer Marktteilnehmer zu analysieren. Sie ist damit nicht nur in einer privilegierten Situation, Signale frühzeitig wahrnehmen und analysieren zu können, sondern sie hat auch die Möglichkeit, ihre Erkenntnisse gewinnbringend auszunützen. Das typische Beispiel dafür ist der Devisenhandel mit den Zentralbanken [6].

Selbst wenn der Markt im Sinne der starken Form effizient wäre, könnten sich Zinsprognosen für eine Bank als sinnvoll erweisen. Analysetätigkeiten erfüllen nämlich auch Public-Relation-Funktionen, die das Image der Professionalität eines Instituts fördern. Mittel- und langfristige Konjunktur- und Zinsprognosen werden von kommerziellen Kunden oft für Budgetierungs- und andere Planungszwecke verlangt. Gute Research-Beiträge werden zudem bei Brokern mit Kundenaufträgen honoriert. Diese Leistungen sind in Geldeinheiten zwar schwierig zu messen. Dennoch werden sie von der Geschäftsleitung im allgemeinen als wichtig erachtet.

## **2. Zinsprognoseverfahren**

### *2.1 Allgemeines*

Zur Prognose von Zinssätzen gibt es - ähnlich wie bei Wechselkursprognosen - zwei grundsätzlich verschiedene Verfahren, nämlich die technische und die fundamentale Analyse. Bei der fundamentalen Analyse arbeitet man mit den aus theoretischen Überlegungen abgeleiteten Bestimmungsfaktoren des Zinssatzes. Aufgrund empirischer Tests und/oder ökonomischer Untersuchungen gewinnt man Anhaltspunkte darüber, welche fundamentale Bestimmungsfaktoren in der Praxis relevant sind. Als Beispiele in diesem Zusammenhang seien Strukturmodelle mit oder ohne zeitreihenanalytischen Elementen erwähnt. Früher lag das Hauptgewicht auf der Formulierung von umfassenden Strukturmodellen, heute kommen immer mehr multivariate Zeitreihenmodelle mit theoretisch fundierten Restriktionen zur Anwendung.

Bei der technischen Analyse geht man weniger von den zugrunde liegenden ökonomischen Bestimmungsfaktoren aus, sondern vielmehr von der Hypothese, dass jede Zinsentwicklung gewisse, sich wiederholende Muster aufweist, die identifiziert und zur Prognose herangezogen werden können. Beispiele der technischen Analyse sind die Chart-Technik, Filter-Regeln, univariate Zeitreihenanalysen, etc. Die Chart-Technik hat zur Prognose der Zinssatzentwicklung vor allem in der ganz kurzen Frist Bedeutung erlangt, während die univariate Zeitreihenanalyse auch für mittel- bis längerfristige Prognosen Verwendung findet. Im folgenden werden einige Zinsprognoseverfahren etwas eingehender beschrieben.

### *2.2 Methoden der fundamentalen Analyse*

#### *(a) Qualitativer Ansatz*

Traditionellerweise analysieren Ökonomen den Markt für festverzinsliche Titel aufgrund beliebiger statistischer Quellen und konfrontieren die Daten

mit ihrem Theorieverständnis. Weil die monetären Behörden oft eine dominierende Rolle auf die Geld- und Kapitalmärkte ausüben, hat mindestens in grossen Volkswirtschaften die tägliche Beobachtung der Zentralbankoperationen grosse Bedeutung erlangt. Das sog. Fed-Watching in den USA mag dazu als Paradebeispiel dienen.

Andere Analysten konstruieren ihre eigenen vorauslaufenden Zinsindikatoren. Autoverkäufe, Rohwarenpreise und sektorale Beschäftigungszahlen sind nur einige Variablen, auf welche "Zins-Gurus" zurückgreifen [7].

Als qualitativen Fundamentalansatz wollen wir auch die Flow-of-Funds-Analysen bezeichnen. Dabei geht es um die Projektion der Angebots- und Nachfrageverhältnisse für verschiedene Segmente der Zinsstruktur. Wesentlich sind die Finanzierungsbedürfnisse öffentlicher Haushalte, der Anlagebedarf grosser Investoren (Versicherungen, Pensionskassen) und andere institutionelle Faktoren, aus denen dann die resultierenden Zinsperspektiven abgeleitet werden.

Allgemein lässt sich sagen, dass es in qualitativen Analysen gleich viele Vorgehensweisen wie Analysten gibt. Da der Mensch sich bekanntlich stark von kurzfristigen Marktereignissen beeinflussen lässt, wird oft einfach die gerade abgelaufene Entwicklung extrapoliert. Die Wahl der Informationsquellen wird zudem von diesen Ökonomen meistens nicht begründet und auch die volkswirtschaftlichen Mechanismen, die hinter verbalen Analysen stehen, werden nicht immer offenbart. Die Nachteile dieser Arbeitsweise sind offensichtlich: die Prognosen sind für Aussenstehende nicht nachvollziehbar. Meist sind derartige Prognosen lediglich professionell verpackte, undurchschaubare Alchemie. Schliesslich darf die Risikoneigung des Prognostikers nicht vergessen werden. Die Nachteile einer vorsichtigen Prognose wiegen meist leichter als diejenigen einer allzu optimistischen Prognose. Diese asymmetrische Verlustfunktion des Analysten führt beispielsweise dazu, dass BSP-Prognosen oft allzu tief angesetzt werden. Aus diesen Gründen ist es nicht überraschend, dass die Leistungen der Zinsprognostiker meist enttäuschend sind.

PLANTA (1989) gibt eine kleine Übersicht über Studien, die Zinsprognosen von bekannten US-Ökonomen mit impliziten Marktprognosen (Kassa- oder Terminsatz) vergleichen. Für eine gegebene Beobachtungsperiode zeichnen sich einzelne Analysten zwar häufig durch eine erfolgreiche Zinsprognose aus. Dieses Ergebnis könnte allerdings zufallsbedingt sein, weil die Prognosen der Analysten im Durchschnitt schlechter als eine Random-Walk-Prognose abschneiden.

Um den Gefahren nicht-quantitativer Methoden vorzubeugen, werden oft mehrere Experten befragt. Obschon einige dieser Verfahren (z.B. Delphi-Methode) die oben erwähnten Nachteile entschärfen, sind Kosten und Zeitaufwand nicht vernachlässigbare Probleme dieser Methoden. Zudem entstehen häufig Phänomene wie Gruppendruck oder Druck nach der Mitte, welche den Wert solcher Prognosen schmälern.

#### (b) Quantitativer Ansatz: ökonometrische Strukturmodelle

Ökonometrische Strukturmodelle setzen Verhaltenshypothesen, welche aus den theoretischen Erklärungsansätzen resultieren, in ökonometrisch-spezifizierte Gleichungen um. Oft wird z.B. versucht, den Zinssatz als Funktion des Geldangebots und der Geldnachfrage (Bruttosozialprodukt, Inflation, usw.) zu erklären.

Das bedeutendste praktische Problem liegt in der Wahl und Prognose der "erklärenden" Variablen (z.B. des Wirtschaftswachstums). Die Bestimmung dieser Zinserklärungsfaktoren führt häufig zu einer unerwünschten Vorherbestimmung der abzuleitenden Zinsprognose. Ein zweiter Kritikpunkt bezieht sich auf die Tatsache, dass herkömmliche Strukturmodelle im allgemeinen ein allzu grosses theoretisches Vorwissen voraussetzen. Verschiedene Wirkungszusammenhänge werden zur Identifikation der Modellstruktur nämlich schon vorgängig ausgeschlossen, obwohl nur vage Vorstellungen über die Gültigkeit solcher Ausschlussrestriktionen (Nullrestriktionen) bestehen.

Da eine Zusammenfassung der Arbeiten über strukturelle Zinsmodelle den Rahmen dieser Übersicht sprengen würde, wird auf eine Darstellung verzichtet. Allgemein lässt sich allerdings sagen, dass seit den späten sechziger Jahren gegenüber umfassenden Strukturmodellen eine gewisse Skepsis eingetreten ist. Die unerfüllten Erwartungen hängen teilweise mit den oben erwähnten Kritikpunkten zusammen.

### 2.3 Methoden der technischen Analyse

#### (a) Univariate Zeitreihenanalyse

Die Anwendung von Zeitreihenmodellen wurde durch die Arbeiten von BOX/JENKINS (1976) wesentlich vorangetrieben. Die sog. ARIMA-Modelle (Autoregressive-Integrated-Moving Average-Models) bauen auf der Erkenntnis auf, dass sich viele stationäre Zeitreihen durch ihre eigene Geschichte (AR) sowie durch einen autokorrelierten Fehlerprozess (MA) beschreiben lassen. Univariate ARIMA-Modelle haben allerdings für die Prognose von Finanzmarktvariablen keine grosse Bedeutung, da die Kurse von Finanztiteln nach Differenzbildung im allgemeinen keine Autokorrelation (sog. weisses Rauschen) aufweisen. Die Identifikation von ARIMA-Modellen führt in diesen Fällen zur bekannten Random-Walk-Prognose, mit welcher der Praktiker kaum zu befriedigen ist.

#### (b) Multivariate Zeitreihenanalyse

In den späten siebziger Jahren wurde die Weiterentwicklung von ökonometrischen Verfahren forciert, die nicht unmittelbar auf einer ökonomischen Theorie beruhen. Dabei wurde von SIMS (1980) vorgeschlagen, empirische Modelle mit möglichst wenig a-priori Restriktionen aufzubauen. Diese sogenannten vektorautoregressiven Modelle (VAR) können dabei nicht nur zur Gewinnung theoretischer Erkenntnisse eingesetzt werden. Sie eignen sich insbesondere als Prognoseinstrument.

VAR-Modelle sind nichts anderes als ein System von Gleichungen, in dem jede im System vorkommende Variable als Funktion ihrer eigenen Geschichte sowie der verzögerten Werte aller anderen Variablen des Systems modelliert wird. Sie kombinieren die Vorteile der Strukturmodelle mit jenen der Zeitreihenmodelle. Von Strukturmodellen kommt die gegenseitige Abhängigkeit der Variablen, von Zeitreihenmodellen die Inexistenz von unverzögerten exogenen Variablen [8]. Unrestringierte VAR-Systeme gehen von folgender Darstellung eines stochastischen Prozesses aus:

$$(1) \quad A(L)y(t) = e(t), \quad \text{mit } A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j.$$

Dabei ist  $A(L)$  ein Matrix-Polynom im Lag-Operator  $L$ ,  $y(t)$  ein Vektor der ins Modell aufgenommenen Variablen und  $e(t)$  ein Vektor von normalverteilten Residuen. Anders als bei strukturellen Modellen verzichtet SIMS darauf, die Variablen in  $y(t)$  a priori in endogene und exogene Variablen einzuteilen; insbesondere setzt er in der reduzierten Form des obigen Modells im Matrix-Polynom  $A(L)$  keine willkürlichen Nullrestriktionen. Der Identifikationsprozess ist deshalb weniger willkürlich und die Prognose der endogenen Variablen wird nicht einfach auf die exogenen Variablen verlagert, wie dies bei herkömmlichen Strukturmodellen passiert. Für die Identifikation und Schätzung des Systems sind dennoch einige Restriktionen notwendig. Die optimale Laglänge muss festgelegt und die Kovarianzmatrix der Störterme diagonalisiert werden, was die Resultate sensitiv gegenüber der gewählten rekursiven Struktur bzw. der Anordnung der Variablen in  $y(t)$  macht.

Weitere Restriktionen sind notwendig, falls man grössere VAR-Systeme schätzen will. In diesem Fall entstehen aufgrund der symmetrischen Behandlung aller Variablen oft Probleme mit der Anzahl vorhandener Freiheitsgrade. Eine in diesem Zusammenhang bekannt gewordene Methode, welche das Problem mangelnder Freiheitsgrade weitgehend entschärft, ist jene von LITTERMAN (1984), der den Ansatz von SIMS unter Verwendung der Grunderkenntnisse der bayesianischen

Statistik weiterentwickelt hat. LITTERMAN benutzt sogenannte "stochastische Priors" und kombiniert mittels der "Mixed-Estimation"-Technik [9] a-priori-Informationen mit Informationen aus der Stichprobe. Bei diesem Verfahren ist es möglich, aufgrund sinnvoller Kriterien (theoretische Informationen oder Prognosequalität der Modelle) a-priori-Werte für die Erwartungswerte und die Varianzen aller Lag-Koeffizienten vorzugeben.

Dieser Ansatz ist jedoch eindeutig im Bereich der fundamentalen Zinsprognoseverfahren anzusiedeln, weil durch die Benützung von a-priori-Restriktionen in den geschätzten Systemen i.d.R. eine "schwache Struktur" modelliert wird [10].

Im folgenden sollen die Ergebnisse zweier Verfahren dargestellt werden, die in der Schweizerischen Bankgesellschaft zur Prognose von Zinssätzen verwendet werden. Beide Ansätze gehören zum Bereich der Fundamentalanalyse. Zuerst wird ein empirisches Modell der Zinsstruktur vorgestellt, das unter Berücksichtigung der stochastischen Natur der Schätzkoeffizienten die Zinsprognosefähigkeit zu verbessern versucht. Anschliessend wird die Zinsprognose mittels restringierter vektorautoregressiver Modelle dargestellt. Es handelt sich dabei um VAR-Modelle, deren Prognosegüte bezüglich der eingeführten Restriktionen optimiert wurde.

### 3. Anwendungen in der Praxis

#### 3.1 Ein Modell der Zinsstruktur mit stochastischen Koeffizienten

Neben gesamtwirtschaftlichen Modellen bietet der folgende Ansatz, bei welchem die Markterwartungen direkt ermittelt werden können, wesentliche Vorteile: Die Informationsverarbeitungsfunktion der Marktteilnehmer wird für die Zinsprognose ausgenutzt. Die verwendeten Daten sind in diesem Fall kaum mit Messfehlern behaftet, und sind ohne Zeitverzug verfügbar.

In der Theorie der Zinsstruktur spielt die reine Erwartungshypothese sowie die um Terminprämien erweiterte Erwartungshypothese eine domi-

nierende Rolle. Es wird davon ausgegangen, dass erwartete Renditedifferenzen auf Finanzaktiva mit unterschiedlicher Laufzeit bis auf Risikoprämien in einem effizienten Markt ausgeglichen werden. Dies impliziert, dass Veränderungen der Spanne zwischen einem langfristigen und einem kurzfristigen Satz durch eine Veränderung des erwarteten zukünftigen kurzfristigen Satzes verursacht werden [11].

Formal ausgedrückt besagt die reine Erwartungshypothese, dass der in der Zinsstruktur beobachtbare Einperioden-Terminsatz  ${}_{t+1}F_t$  für die Zeitperiode von  $t+1$  bis  $t+2$  dem zum Zeitpunkt  $t+1$  erwarteten Einperioden-Kassasatz entspricht ( $R_{1,t+1}$ ) [12]:

$$(2) \quad {}_{t+1}F_t = E(R_{1,t+1})$$

Die Zinsstruktur enthält die vom Markt im Durchschnitt erwarteten Kassasätze. Diese können als implizite Konsens-Prognose herangezogen werden. Wir wissen allerdings aus theoretischen und empirischen Analysen, dass der Terminalsatz auch eine Terminprämie enthält. Diese Prämie wurde ursprünglich als Liquiditätsprämie interpretiert. Sie sollte für normalerweise kurzfristig orientierte Anleger einen Anreiz schaffen, langfristig anzulegen, bzw. für Schuldner, die eine eher langfristige Finanzierungsstrategie verfolgen, sich mehr kurzfristig zu finanzieren. Demzufolge wurde die Erwartungshypothese um eine positive, meistens mit der Fälligkeit zunehmende Terminprämie  $L$ , erweitert:

$$(3) \quad {}_{t+1}F_t = E(R_{1,t+1}) + {}_{t+1}L_t$$

Wie neuere Theorien der Zinsstruktur jedoch zeigen, stellt die Variable  ${}_{t+1}L_t$  eine Prämie für das Zinsrisiko dar. Diese Prämie ist, wie bei anderen Aktiven, eine Funktion der Kovarianz des festverzinslichen Aktivums mit dem Gesamtvermögen [13]. Die Untersuchungen von FAMA (1984) und MANKIW/MIRON (1986) haben gezeigt, dass die Terminprämie im Zeitablauf nicht konstant ist. Die Variation in der Terminprämie führt tendenziell zu einer empirischen Verwerfung der reinen Erwar-

tungshypothese. Ist der Kassasatz ausserdem mit seiner vergangenen Entwicklung unkorreliert, dann wird der Koeffizient in einer Regression von der Zinssatzänderung in t+1 auf den in t beobachteten Spread zwischen Termin- und Kassasatz gegen Null verzerrt. Unter diesen Umständen verspricht die Erwartungshypothese keine erfolgreiche Zinsprognose, es sei denn, man verfügt über ein geeignetes Modell für die Terminprämie.

CHIANG (1988) hat gezeigt, dass sich das Problem der Modellierung zeitabhängiger Terminprämien im Terminkurs des Wechselkurses durch die Schätzung variabler Koeffizienten umgehen lässt. Er modelliert die Regressionskoeffizienten mit ARIMA-Modellen. Da wir über keine allgemein anerkannte Theorie der Terminprämien in der Zinsstruktur verfügen, schlagen wir vor, dasselbe Verfahren auf die Zinsstruktur anzuwenden. Darum setzen wir die in (3) beschriebene Beziehung in eine ökonometrische Gleichung um. Der erwartete Kassasatz wird durch seine Beobachtung ersetzt:

$$(4) \quad R_{1,t+1} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} F_t + e_t,$$

Gemäss der reinen Erwartungstheorie ist der Terminalsatz der beste Indikator des zukünftigen Kassasatzes. Sind andererseits auch variable Terminprämien vorhanden, so werden sie im Parameter  $\beta_{0,t}$  aufgefangen.  $\beta_{0,t}$  und  $\beta_{1,t}$  sind die zu schätzenden zeitabhängigen Koeffizienten und  $e_t$  ist ein Störterm, der als weisses Rauschen angenommen wird. Der Zweck des Ansatzes besteht darin, durch die Berücksichtigung der stochastischen Natur der Koeffizienten die Prognosegüte des Zinsstrukturmodells zu verbessern. Dazu können die Regressionskoeffizienten anhand rollender Regressionen [14] über verschiedene Zeitabschnitte geschätzt werden. Die somit gewonnenen Zeitreihen von Koeffizienten können anschliessend mit Hilfe von Zeitreihenmodellen spezifiziert und zu Prognosezwecken eingesetzt werden. Als Illustration sei kurz auf eine Anwendung dieses Ansatzes auf den Dreimonats-Euro-SFr-Satz hingewiesen. Aus Stationaritätsgründen wurde Gleichung (4) umformuliert und in folgender Form spezifiziert:

$$(5) \quad R_{1,t+1} - R_{1,t} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} (F_t - R_{1,t}) + e_t,$$

Man beachte, dass Gleichung (5) unter der Nullhypothese  $\beta_{1,t} = 1$  der zu testenden Gleichung (4) entspricht. Da der Koeffizient  $\beta_1$  in allen Beobachtungsperioden von eins nie signifikant verschieden ist, ist eine solche Umformulierung zulässig. Die  $\beta$ -Koeffizienten wurden anhand von rollenden Regressionen mit jeweils 24 Quartalswerten über die Periode von 1973:2 fortlaufend bis 1989:2 geschätzt. Als Resultat ergeben sich zwei Zeitreihen (für  $\beta_{0,t}$  und  $\beta_{1,t}$ ) mit 42 Beobachtungen. Da die Werte dieser zeitabhängigen Koeffizienten für Prognosezwecke im voraus nicht bekannt sind, muss ein Prognosemodell für diese Koeffizienten entwickelt werden. Zu diesem Zweck haben wir ARIMA-Modelle spezifiziert. Die identifizierten Modelle sind in Tabelle 2 dargestellt.

**Tabelle 2:**  
Schätzergebnisse eines Modells der Zinsstruktur mit stochastischen Koeffizienten.

Schätzperiode: 1979:3-1989:2	
Quartalsdaten, 3-Monats-Eurofrankensatz	
Geschätzte ARIMA-Modelle für $\beta_0$ und $\beta_1$	
$\beta_0$ :	$[1 - 0.509B^2]\beta_{0,t} = [1 - 1.505B - 0.669B^2]e_t - 0.110.$ (5.660) (11.743) (5.347) (-1.909)
Corr. R <sup>2</sup>	0.772
Box-Pierce-Q(20)	11.406
$\beta_1$ :	$[1 - 1.085B + 0.489B^2]\beta_{1,t} = e_t + 0.181.$ (7.074) (-2.789) (3.028)
Corr. R <sup>2</sup>	0.632
Box-Pierce-Q(20)	7.163
In Klammern:	Werte der t-Statistiken
Datenquelle:	SBG-Datenbank.

Mit Hilfe von statisch prognostizierten Koeffizienten wurde anschliessend eine In-Sample Zinsprognose mit Gleichung (5) durchgeführt und mit der Random-Walk Prognose und der Terminalsatz-Prognose verglichen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 zusammengefasst.

**Tabelle 3:**  
**3-Monats-Eurofrankensatz - Prognosegüte verschiedener Prognoseverfahren.**

Mittlerer absoluter Prognosefehler (MAE)		
	1980:3-1989:2	1985:1-1989:1
Random Walk	0.8647	0.5956
Terminsatz	0.9275	0.6400
Zinsstruktur-Modell*	0.9704	0.6429
Pool-Prognose**	0.8892	0.5739
restr. VAR-Modell***	-	0.5415

Wurzel aus dem mittleren, quadrierten Prognosefehler ( <u>R</u> oot <u>M</u> ean <u>S</u> quare <u>E</u> rror, RMSE)		
	1980:3-1989:2	1985:1-1989:1
Random Walk	1.2946	0.8906
Terminsatz	1.3741	0.9113
Zinsstruktur-Modell*	1.4040	0.9234
Pool-Prognose**	1.3235	0.8828
restr. VAR-Modell***	-	0.6674

- \* = Gesamter Schätzzeitraum: 1973:1-1989:2, 62 Quartalswerte.  
 \*\* = Arithmetisches Mittel von der Random-Walk-, Terminalsatz- und Zinsstrukturprognose.  
 \*\*\* = Restringiertes VAR-Modell; Schätzzeitraum: 1974:1-1984:4; Optimierungszeitraum: 1985:1-1988:1.

Datenquelle: SBG-Datenbank.

In den letzten zehn Jahren lag der durchschnittliche Prognosefehler beim 3-monatigen Eurofrankensatz bei etwa 90 Basispunkten, was heute relativ hoch erscheinen mag. Sieht man von den volatilen Werten am Anfang der achtziger Jahre ab, dann sinkt dieser Durchschnittsfehler auf etwa 60 Basispunk-

te. Es zeigt sich, dass unser Zinsstruktur-Modell die einfachen alternativen Prognoseverfahren nicht schlägt. Es besitzt allerdings im zweiten Teil der Stichprobe Informationen, die in den anderen Variablen nicht enthalten sind. Dies folgt aus der Güte der Pool-Prognose (arithmetisches Mittel der drei Prognosen), die, wie Tabelle 3 zeigt, im Durchschnitt besser als eine Random-Walk-Prognose abschneidet. Die Verbesserung ist zwar marginal, doch wurde die Gewichtung der Pool-Prognose im Hinblick auf die Prognosegüte nicht optimiert. Dasselbe gilt für die ARIMA-Modelle der variablen  $\beta$ -Koeffizienten. Ein optimiertes Modell sollte sich somit durch eine höhere Prognosegüte auszeichnen.

### 3.2. Restringierte Vektorautoregressionen

Im Rahmen der Zinsprognosen für die Schweizerische Bankgesellschaft in Zürich wurde ein Prognoseverfahren implementiert, das darauf abzielt, die ex-ante-Prognosegüte von VAR-Modellen zu optimieren [15]. Hauptzielsetzung des angewandten Verfahrens war es, gut prognostizierende VAR-Modelle zu identifizieren. Um dieses Ziel zu erreichen, sind wir konsequent dem Ansatz von LITTERMAN gefolgt und haben in einem Suchprozess das Instrumentarium stochastischer Priors angewendet. Neben dem Einsatz von Priors zur Umsetzung einer schwach strukturellen Komponente wurden - um die prognoseoptimalen Prior-Spezifikationen zu finden - die Priorkombinationen systematisch in einer sogenannten "Grid-Search"-Prozedur variiert (Ausgangspunkt war jeweils das "Litterman-Standard-Prior-Setting" [16]). Vereinfacht ausgedrückt wurde im angewandten Optimierungsverfahren nichts anderes als ein zinsprognoseoptimales Modellgedächtnis ("Memory"-Spezifikation) gesucht.

Die optimale Memory-Spezifikation des Modells ergibt sich aus der Kombination der prognoseoptimalen Werte folgender Parameter:



$E[\beta_{t-1}]$  :Prognoseoptimale Erwartungswerte des Koeffizienten des ersten Lags.  
 $L_{opt}$  :Prognoseoptimale Lag-Verteilung.  
 $Decay_{opt}$  :Prognoseoptimaler Decay,  $d_{opt}$ .  
 $Tightness_{opt}$  :Prognoseoptimale Tightness,  $t_{opt}$ .

tenvarianz jeder Gleichung so bestimmt, dass der ex-ante Prognosefehler des Gesamtmodells minimal wird [17]. Es wird m.a.W. das zinsprognoseoptimale Gedächtnis jeder Modellgleichung gesucht (Bestimmung von  $d_{opt}$  und  $t_{opt}$ ). Nach Ermittlung der optimalen Struktur in Gleichung 1 wird das optimale Prior-Setting der Gleichung 1 festgehalten und anschliessend Gleichung 2 optimiert und so weiter, bis alle Gleichungen des Systems eine zinsprognoseoptimale "Memory"-Spezifikation vorweisen [18]. Es ist klar, dass wir bei einem solchen Vorgehen (gleichungsspezifische Optimierung) i.d.R. keine globalen "Optima" finden. Die angewandten Grid-Search-Prozeduren erlauben es jedoch, systematisch lokale Optima zu finden, welche zu besseren Prognoseeigenschaften unserer Modelle führen.

Mit den Parametern Tightness und Decay spezifiziert man, wie sich die Varianz eines Lag-Koeffizienten mit zunehmender Lag-Länge verhalten soll. Ist der Decay-Wert  $d > 0$ , wird mit steigender Lag-Länge die a-priori-Varianz der Koeffizienten gegen Null restringiert. Der Tightness-Parameter ( $t$ ) setzt dabei die a priori angenommene Varianz des ersten Lag-Koeffizienten fest. In der von uns angewandten Optimierungsprozedur wird nach der Ermittlung der prognoseoptimalen Erwartungswerte  $E[\beta_{t-1}]$  rekursiv die Koeffizien-

Tabelle 4: Ex-Ante out-of-sample Prognosen des vektorautoregressiven USA-Zinsmodells (\*).

Quartalswerte Schätzzeitraum: 1974:1-1985:1 Prognosezeitraum: 1985:2-1988:1						
	3-M. Eurodollarsatz			10-Y. Treasury Yie		
Modell-Variante:	US-V1	US-V2	US-V3	US-V1	US-V2	US-V3
Prognoseschritt:						
1	2.95	1.14	0.73	1.25	0.99	0.68
2	4.13	1.20	0.70	1.60	1.01	0.75
3	4.80	1.19	0.74	1.81	1.03	0.82
4	5.35	1.16	0.67	1.98	1.07	0.91
5	6.12	1.21	0.58	2.21	1.11	1.05

(\*) Tabelliert sind die Theilschen U-Werte, wobei:

$$U = \frac{\text{Wurzel aus dem mittleren, quadrierten Prognosefehler (RMSE) der Modellprognose}}{\text{Wurzel aus dem mittleren, quadrierten Prognosefehler (RMSE) des Random-Walk-Modells}}$$

US-V1 : Modellvariante mit "Default-Litterman-Priors"  
 US-V2 : "einfach" optimierte Modellvariante  
 US-V3 : gleichungsspezifisch optimierte Modellvariante

Datenquelle: SBG-Datenbank.

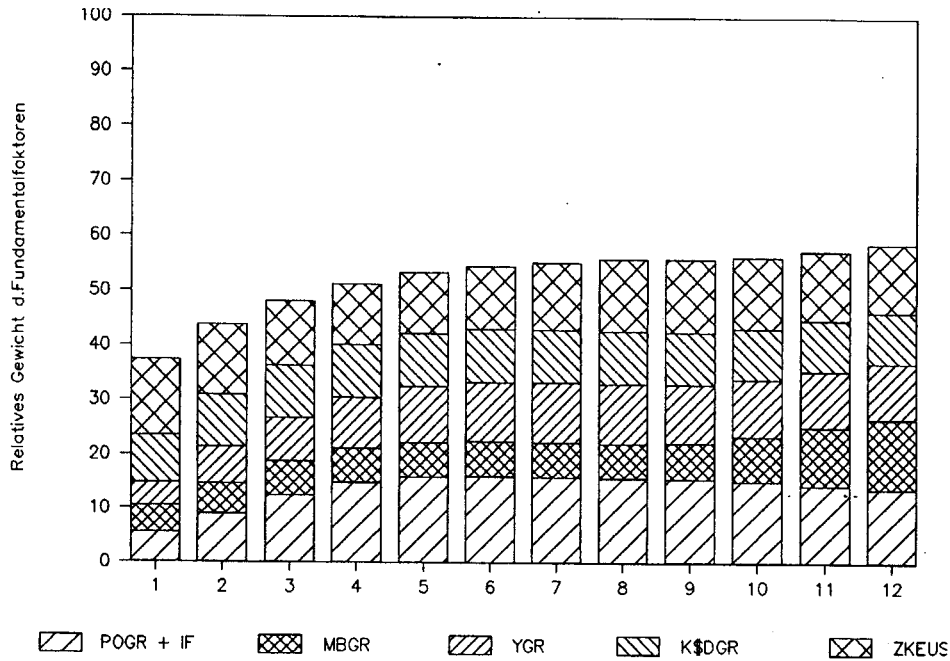
Die Auswirkungen des Optimierungsprozesses werden aus Tabelle 4 ersichtlich. In Tabelle 4 ist die Prognoseleistungsfähigkeit eines gleichungsspezifisch optimierten Modelles für die US-Zinssätze im Vergleich zu einem nicht optimierten VAR-Modell mit "Standard-Litterman-Priors" (Variante: US-V1) und einem "einfach" optimierten Modell (Variante: US-V2) dargestellt. Bei einem einfach optimierten Modell ist die Optimierung nicht gleichungsspezifisch durchgeführt worden. Es besitzt für alle VAR-System-Gleichungen identische a-priori-Restriktionen (identisches Gedächtnis), welche jedoch im Durchschnitt zinsprognoseoptimal sind. Es wird ersichtlich, dass bereits bei einem einfach optimierten Modell eine wesentlich bessere Prognoseperformance resultiert als mit einem "Standard-Litterman-Prior". Optimiert man das Modell gleichungsspezifisch (Variante US-V3) ist die Prognoseperformance noch besser. Es ist "ex-ante out-of-sample" bereits für einen Prognosehorizont von einem Quartal möglich, die Random-Walk-Prognose zu schlagen. Damit wird belegt, dass unsere optimierten Modelle sehr positive Prognoseeigenschaften aufweisen. Die nicht optimierten Modelle prognostizieren gemäss unseren Erfahrungen zwar oft die Wendepunkte richtig, liegen aber bezüglich den prognostizierten Niveaus meist deutlich schlechter als eine Random-Walk-Prognose. In der kurzen Frist schneiden erst die optimierten Modelle systematisch besser als Random-Walk-Prognosen ab. Hinweise zur Prognosefähigkeit unserer VAR-Modelle für die Sfr.-Zinssätze gibt Tabelle 3. Es zeigt sich, dass unser optimiertes VAR-Modell nicht nur den kleinsten mittleren absoluten Prognosefehler vorweist (im Vergleich zu den anderen aufgeführten Prognoseverfahren), es zeichnet sich auch durch eine deutlich geringere Varianz des Prognosefehlers aus [19].

Die Struktur solcher Zinsmodelle ist je nach Land unterschiedlich und berücksichtigt soweit als möglich landesspezifische Gegebenheiten. Das Zinsprognosemodell für die Schweiz enthält neben den kurz- und langfristigen Zinssätzen die monetäre Basis, das Bruttosozialprodukt, die Inflationsrate, den Erdölpreis, den Dollarkurs sowie den Dreimo-

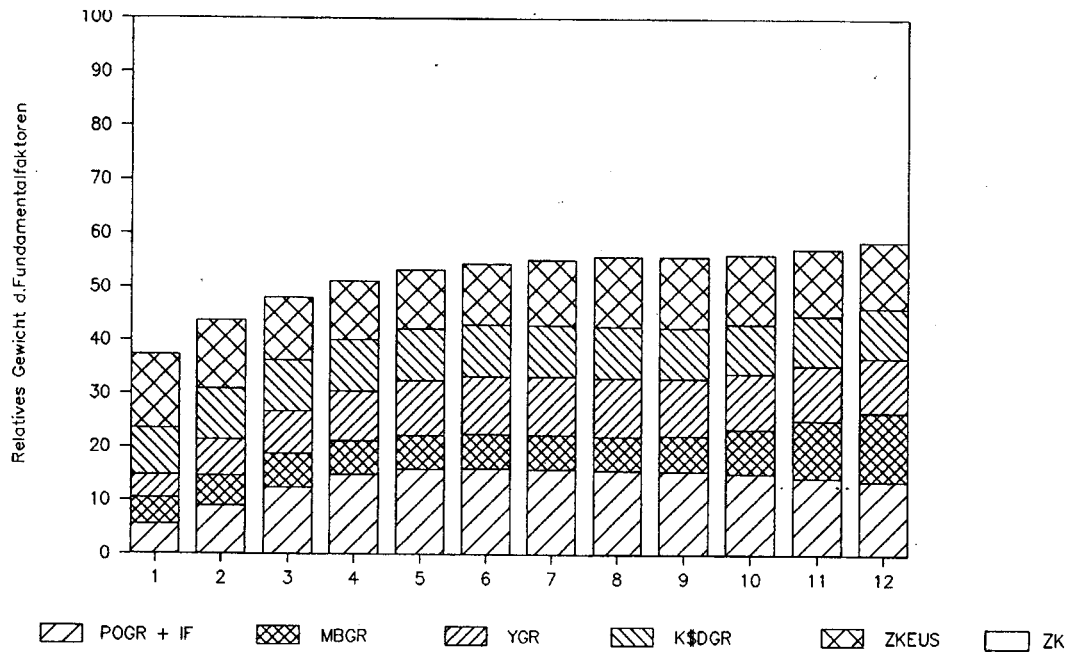
nats-Eurodollarsatz. Erfahrungsgemäss zeigt sich, dass restringierte VAR-Modelle, welche mittels Quartalswerten und über ca. 10 Jahre geschätzt wurden, zu befriedigenden Schätzergebnissen führen. Eine Anzahl von 5 Lags mit maximaler Lag-Länge 8 hat sich als gute Lösung erwiesen.

Ohne auf die vielen Details, Schätzprobleme und Ergebnisse einzugehen, möchten wir anhand einiger weniger Grafiken die Eigenschaften unseres Modells für die Schweizer Wirtschaft darstellen. Abbildungen 1 und 2 zeigen die Varianzdekomposition für den 3-Monats-Eurofrankensatz respektive die durchschnittliche Rendite von Bundesobligationen. Die Grafiken zeigen, intuitiv ausgedrückt, wie gross der Einfluss der Zinsbestimmungsfaktoren auf den Geldmarktsatz bzw. die Rendite der Bundesobligationen ist [20]. Es erscheint das typische Bild, dass beide Zinssätze in der ganz kurzen Frist grösstenteils durch sich selbst erklärt werden; erst mit zunehmendem Zeithorizont schlagen die Fundamentalfaktoren durch. Es wird auch deutlich, dass beim langfristigen Zinssatz die Fundamentalfaktoren deutlich mehr Gewicht zur Erklärung der Prognosefehlervarianz bekommen als beim kurzfristigen Zinssatz. Längerfristig werden bei der Obligationenrendite fast 80% der Prognosefehlervarianz durch die Fundamentalfaktoren erklärt, während bei den kurzfristigen Zinssätzen dieser Anteil auch in der längeren Frist lediglich etwa 57% ausmacht. Bemerkenswert ist der ausländische Einfluss: für beide Zinssätze spielen das amerikanische Zinsniveau und der Wechselkurs eine wichtige Rolle. Ausländische Bestimmungsfaktoren (ohne Energiepreisteuerung) haben längerfristig beim 3-Monats-Eurofrankensatz mit rund 21% fast gleich viel Gewicht wie die Binnenfaktoren (reales BIP-Wachstum und Geldmengenwachstum). Der wichtigste Bestimmungsfaktor ist jedoch bei beiden Zinssätzen die Inflationsrate (inkl. Energiepreisteuerung), die bei den langfristigen Zinssätzen mittelfristig bis zu 35% und bei den kurzfristigen Zinssätzen bis zu 15% der Prognosefehlervarianz erklärt. Reale Schocks haben bei den kurzfristigen Zinssätzen eine geringere Bedeutung als bei den langfristigen Zinssätzen, wo sie mittel- bis länger-

**Abbildung 1:**  
**Varianzdekomposition der Prognosefehler**  
**(CH: 3-Monats-sFr./Eurosatz)**



**Abbildung 2:**  
**Varianzdekomposition der Prognosefehler**  
**(CH: Durchschnittliche Rendite d. Bundesoblig.)**



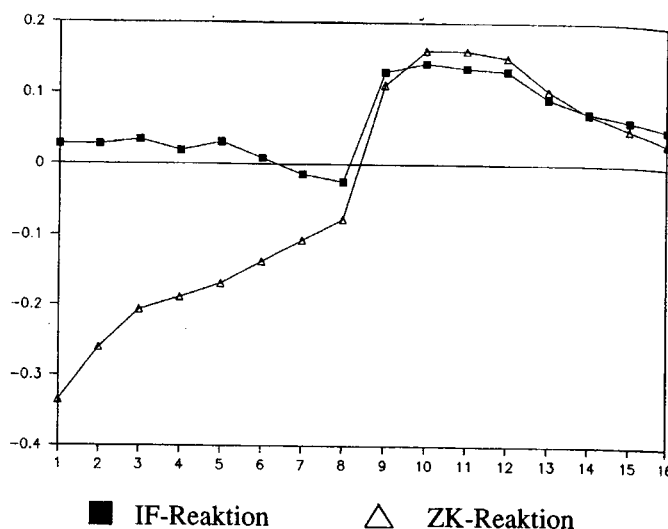
- |             |                                  |          |                          |
|-------------|----------------------------------|----------|--------------------------|
| POGR + IF = | Energiepreisteuerung + Inflation | K\$DGR = | sFr./\$-Kurs-Veränderung |
| MBGR =      | Geldmengenwachstum (Bereinigte   | ZKEUS =  | 3-Monats-\$/Eurosatz     |
|             | Notenbankgeldmenge)              | ZK =     | 3-Monats-sFr./Eurosatz   |
| YGR =       | Reales BIP-Wachstum              |          |                          |

fristig über 15% der Prognosefehlervarianz erklären. Obwohl auch das Geldmengenwachstum bei beiden Zinssätzen mit zunehmendem Prognosehorizont an Bedeutung gewinnt, überrascht doch das relativ geringe Gewicht im Vergleich zu den ausländischen Zinsbestimmungsfaktoren.

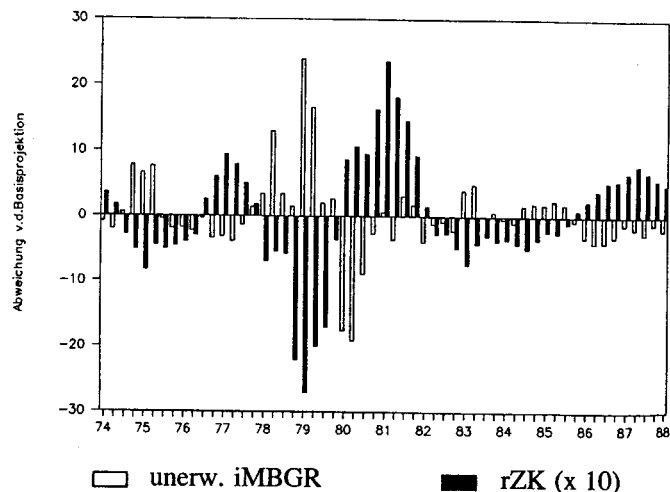
Abbildung 3 zeigt die geschätzte "Impulse-Response-Function" des Sfr-Eurosatzes und der Inflationsrate auf einen Geldmengenschock (Impuls im Ausmass einer Standardabweichung der Geldmengenwachstumsrate in Periode 0). Als kurzfristige Auswirkung resultiert beim Zinssatz der aus der Theorie bekannte Liquiditätseffekt, während die Inflationsrate kaum beeinflusst wird. Erst mit einer Verzögerung von zwei Jahren führt der Geldmengenschock zu einem Ansteigen der Inflationsrate und damit auch des nominellen Zinsniveaus.

Interessant sind auch die Ergebnisse der sogenannten historischen Zeitreihendekomposition [21]. Diese Dekomposition gibt Antwort auf die Frage, welche Auswirkungen die in der Vergangenheit aufgetretenen Schocks auf die Modellvariablen hatten. Die Schocks beziehen sich dabei auf Abweichungen relativ zu einer Basis-Projektion. Eine historische Analyse der aufgetretenen Schocks im Geldmengenwachstum und deren Auswirkungen auf die kurzfristigen SFr-Zinssätze zeigt Abbildung 4. Es wird deutlich, dass "unerwartete" Veränderungen der Geldmengenwachstumsraten (bezüglich der Basis-Projektion) systematisch durch entgegengesetzte Abweichungen des Zinssatzes von seiner Basis-Projektion begleitet wurden. Die expansive geldpolitische Phase um 1978 hat tendenziell zu einer Zinssenkung geführt. Die restriktivere Phase ab 1981 hat die Zinsen dann wieder nach oben gedrückt. Diese Ergebnisse der historischen Dekomposition der Prognosefehler sind mit dem durch die Impulse-Response-Function angedeuteten Liquiditätseffekt konsistent. Die dargestellten Beispiele zeigen, dass die optimierten Zinsprognosemodelle durchaus plausible Eigenschaften haben und unser Theorieverständnis bestätigen.

**Abbildung 3:**  
Geldimpuls und Inflations-/Zinsreaktion.



**Abbildung 4:**  
Zins und unerwartetes Geldmengenwachstum.



- IF = Inflation
- ZK = 3-Monats-sFr./Eurosatz
- MBGR = Geldmengenwachstum (Bereinigte Notenbankgeldmenge)
- iMBGR = unerwarteter Geldimpuls (bezüglich Basisprojektion)
- rZK = Abweichung des Zinssatzes von seiner Basisprojektion (Zinsreaktion)

An dieser Stelle muss betont werden, dass die Zinsprognosen der Schweizerischen Bankgesellschaft nicht nur auf einer simplen Modellextrapolation basieren. Sie werden mit anderen Stellen in der Bank abgestimmt. Insbesondere wird versucht, für gewisse Faktoren ein realitätsnahes Szenario zu ermitteln. In der Schweiz gilt dies vor allem hinsichtlich der Geldpolitik. Als Instrument verwenden wir u.a. bedingte Prognosen, d.h. für gewisse Modellvariablen wird ein spezifischer Verlauf vorgegeben. Das von LITTERMAN vorgeschlagene Verfahren für bedingte Prognosen erlaubt uns, frühzeitig Informationen über mutmassliche Entwicklungen in die Modellierungsphase einzubeziehen. Nicht zuletzt dieses Vorgehen ermöglicht es der Geschäftsleitung, die gesamte Bankstrategie aufgrund von einigen realistischen Wirtschaftsszenarien zu optimieren.

#### 4. Schlussfolgerung

Zinsprognosen sind immer gefragt, obwohl viele Kritiker ihnen sehr skeptisch gegenüberstehen. Die beobachteten Zinssätze widerspiegeln meistens nicht nur öffentlich bekannte sondern auch private Informationen, die nur privilegierten Marktteilnehmern zugänglich sind. Die Herausforderung, den Markt systematisch zu schlagen, erhält vor diesem Hintergrund ihre richtige Perspektive.

Es ist nicht zu erwarten, dass einfache quantitative Zinsmodelle die Realität befriedigend abbilden können. Viele Modelle, die im Durchschnitt und innerhalb der Stichprobe die Random-Walk-Prognose schlagen, könnten sich in der Praxis als instabil erweisen. Die Varianz der Prognosefehler sollte dabei als mindestens so wichtig wie der durchschnittliche Prognosefehler erachtet werden. Der von uns dargestellte restringierte VAR-Ansatz ist in der Praxis relativ neu. Er bietet, trotz seiner teilweise atheoretischen Natur, intuitive Erklärungen für makroökonomische Wirkungsmechanismen und scheint im Vergleich zum Random-Walk-Modell sogar in echten ex ante Prognosen deutlich besser abzuschneiden. Trotz dieser ermutigenden

Ergebnisse lehrt die Erfahrung, dass erfolgreiche Zinsprognosen ein schwieriges und sehr arbeitsaufwendiges Unterfangen bleiben. Unter Berücksichtigung der nicht zu vernachlässigenden positiven Nebeneffekte sollte der Zinsprognose weiterhin ein hoher Stellenwert eingeräumt werden; der Such- und Verarbeitungsprozess der Prognostiker spielt eine wichtige Rolle für das Verständnis der für die Zinsbildung relevanten Reaktionsmechanismen. Die Schwierigkeit, erfolgreiche Zinsprognosen zu erstellen, bedeutet jedoch gleichzeitig auch, dass das Zinsrisiko eines Portfolios unter Kontrolle gehalten werden sollte. In diesem Hinblick gewinnen mit zunehmenden Zinsrisiken die Diversifikation der Aktiven- und Passivenstruktur sowie die Entwicklung einer optimalen Absicherungsstrategie an Relevanz.

#### Fussnoten:

- [1] Für eine eingehende Definition verschiedener Formen der Markteffizienz vgl. FAMA (1976) 133 ff.
- [2] Vgl. FAMA (1984), MANKIW/MIRON (1986), BARRO (1989), PLANTA (1989). Die Bildung erster Differenzen wird wegen der sonst vorliegenden Nicht-Stationarität der nominellen Zinssätze durchgeführt. Vgl. WASSERFALLEN (1986).
- [3] MANKIW/MIRON (1986) schliessen aufgrund der Unkorreliertheit nomineller Zinssätze auf Unprognostizierbarkeit.
- [4] Zudem haben diese einfachen Autokorrelationstests im allgemeinen keine grosse Mächtigkeit.
- [5] Es wurde bereits mehrmals gezeigt, dass die Effizienzhypothese paradoxerweise dazu führt, dass niemand mehr Informationen sammelt und verarbeitet. Vgl. GROSSMAN/STIGLITZ (1976), (1980), und CORNELL/ROLL (1981).
- [6] Vgl. z.B. LODERER/LYS/SCHWEITZER (1986) 41 ff.
- [7] Vgl. z.B. FORTUNE (27.2.1989) 22.
- [8] Siehe SARGENT (1979) 8 ff, oder JUDGE et al (1985) 685 ff zur Beschreibung von VAR-Modellen.
- [9] Vgl. auch THEIL/GOLDBERGER (1961).
- [10] Auch der Ansatz von SIMS ist nicht vollständig atheoretisch (Auswahl der VAR-Systemvariablen).
- [11] Vgl. KUGLER (1987) 201, VAN HORNE (1984) 103 ff, COPELAND/WESTON (1983) 65 ff.
- [12] Man kann aus der heute beobachteten Fristenstruktur der Zinssätze die verschiedenen impliziten Terminalsätze

ze berechnen. Ein langfristiger Satz ist nämlich nichts anderes als eine gewichtete Summe des kurzfristigen Satzes und der Terminalsätze. Dabei ist der Einperioden-Terminalsatz für die erste Periode in unserem Beispiel wie folgt definiert:

$${}_{t+1}F_t = (1+R_{2,t})^2 \cdot (1+R_{1,t})^{-1} - 1.$$

Die allgemeine Formel für den Terminalsatz in t für in (t+k) vorgenommene (n-k)-Periodeninvestition lautet:

$${}_{n-k,t+k}F_t = (1+R_{n,t})^{n/(n-k)} \cdot (1+R_{k,t})^{-k/(n-k)} - 1.$$

- [13] Vgl. COX/INGERSOLL/ROSS (1985).  
 [14] Mit rollenden Regressionen wird der Beobachtungszeitraum jeweils um eine Periode verschoben. Eine neuere Beobachtung wird der Stichprobe hinzugefügt, während die älteste Beobachtung wegfällt.  
 [15] Vgl. MÄDER (1989).  
 [16] Die Erwartungswerte aller mehr als eine Periode verzögerten Lag-Koeffizienten sind z.B. gleich Null und bezüglich der Verteilung aller Lag-Koeffizienten wird eine Normalverteilung angenommen. Für Details zum "Standard-Litterman"-Prior vgl. LITTERMAN (1980).  
 [17] Als Mass für die Prognosegüte wurde das Theilsche U gewählt. Das Theilsche U berechnet sich aus der Wurzel des Verhältnisses zwischen dem quadrierten mittleren Prognosefehler der Modell- und der Random-Walk-Prognose. Siehe Tabelle 4.  
 [18] Da die Prior-Verteilung der Koeffizienten aufgrund des Prognosekriteriums und nicht von theoretischen Überlegungen abgeleitet wird, ist es korrekter, unsere Modellierungstechnik als restringierte Vektorautoregression, denn als Bayesianische Vektorautoregression im ursprünglichen Sinne zu bezeichnen.  
 [19] Da in der Praxis oft davon ausgegangen wird, dass die Märkte in den USA besonders effizient sind, haben wir in Tabelle 4 die Prognoseeigenschaften der USA-Modelle detailliert dargestellt. Eine ausführliche Beschreibung der Prognoseeigenschaften der Schweizer-Modelle findet sich in MÄDER (1989).  
 [20] Die Varianzdekomposition sagt aus, wie gross der prozentuale Anteil der Prognosefehlervarianz ist, der auf Innovationen in der Variable selber und/oder in einer anderen Variable des Systems zurückzuführen ist. Vgl. HERI (1985), sowie MÄDER (1989); für eine Kritik des auf VAR-Systemen beruhenden Innovation Accountings vgl. COOLEY/LEROY (1986), PLANTA (1986), MÄDER (1989). Unsere optimierten Modelle haben die positive Eigenschaft, dass diagnostic Checks der Residuen eine deutlich geringere kontemporäre Korrelation der Residuen (Innovationen) vorweisen. Die Aussagekraft des Innovation-Accounting erhöht sich dadurch beträchtlich.

- [21] Formal kann man die historische Dekomposition des absoluten Prognosefehler aus der Moving-Average Form (MA) eines VAR-Systemes ableiten:

Aus der MA-Form eines VAR-Systemes

$$(a) \quad Y_{t+j} = \sum_{s=0}^{\infty} B_s E_{t+j-s}$$

gewinnt man durch Aufteilen der Prognosefehler gemäss (b) die historische Dekomposition:

$$(b) \quad Y_{t+j} = \underbrace{\sum_{s=0}^{j-1} B_s E_{t+j-s}}_{\text{Erklärung der Abweichung von der Basisprojektion aufgrund der Innovationen zwischen } T+1 \text{ und } T+j.} + \underbrace{\sum_{s=j}^{\infty} B_s E_{t+j-s}}_{\text{Basis-Projektion: Prognose von } Y_{t+j} \text{ aufgrund der Informationen bis } T.}$$

#### Literatur

- BOX, G.E.P. und G.M. JENKINS (1976): "Time Series Analysis - Forecasting and Control", Revised Edition, Oakland, California: Holden-Day.  
 CHIANG, T.C. (1988): "The Forward Rate as a Predictor of the Future Spot Rate - A Stochastic Coefficient Approach", Journal of Money, Credit, and Banking 20, pp. 212-232.  
 COOLEY, T.F. und S. LEROY (1986): "Atheoretical Macroeconometrics - A Critique", Journal of Monetary Economics 16, pp. 283-308.  
 COPELAND, T.E. und J.F. WESTON (1983): "Financial Theory and Corporate Policy", 2nd edition, Reading (Massachusetts), Addison-Wesley.  
 CORNELL B. und R. ROLL (1981): "Strategies for Pairwise Competition in Markets and Organizations", The Bell Journal of Economics, Spring, pp. 201-213.  
 COX, J.C., J.E. INGERSOLL und S.A.ROSS (1985): "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", Econometrica 53, pp. 385-407.  
 FAMA, E.F. (1984): "The Information in the Term Structure", Journal of Financial Economics 13, pp. 509-528.  
 GROSSMAN, S. J. und J. STIGLITZ (1976): "On the Efficiency of Competitive Stock Markets where Trades have Diverse Information", The Journal of Finance, May, pp. 573-586.  
 GROSSMAN, S. J. und J. STIGLITZ (1980): "The Impossibility of Informationally Efficient Markets", The American Economic Review, June, pp. 393-408.  
 HERI, E. W. (1985): "Eine Einführung in die Analyse vektorautoregressiver Systeme", Universität Basel, Unveröffentlichtes Manuskript.

- JUDGE, G., W. GRIFFITHS, R. CARTER HILL, H. LÜTKEPOHL und T. LEE (1985): "The Theory and Practice of Econometrics", 2nd edition, Wiley.
- KUGLER, P. (1987): "Die geldpolitische Zielsetzung und die Erwartungstheorie der Zinsstruktur: Empirische Implikationen", In: Finanzmarktinnovationen, (hrsg.) H. Zimmermann, Ruedger.
- LITTERMAN, R. (1980): "A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions", Cambridge (Massachusetts), MIT-Working Paper.
- LODERER, C., T. LYS und U. SCHWEITZER (1986): "Daily Monetary Impulses and Security Prices", Journal of Monetary Economics 18, pp. 33-47.
- MÄDER, E. (1989): "Die Anwendung von VAR-Modellen zur Zinsprognose und Datenanalyse - empirische Untersuchung für die Schweiz und die USA", Dissertation, Universität Zürich (erscheint demnächst).
- MANKIW, N. und J. MIRON (1986): "The Changing Behavior of the Term Structure", The Quarterly Journal of Economics, May, pp. 211-228.
- PLANTA, R. (1986): "Die Bedeutung der Fundamentalfaktoren für den DMark-/Franken-Wechselkurs", Diplomarbeit, Hochschule St.Gallen.
- PLANTA, R. (1989): "Controlling Interest Rate Risk - The Case of Universal Banks", Dissertation, Hochschule St.Gallen.
- SARGENT, T. J. (1979): "Estimating Vector Autoregressions Using Methods not based on Explicit Economic Theories", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, Summer, pp. 8-14.
- SIMS, C.A. (1980): "Macroeconomics and Reality", Econometrica 48, pp. 1-48.
- THEIL H. und A.S. GOLDBERGER (1961): "On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics", International Economic Review 2, pp. 65-78.
- VAN HORNE, J.C. (1984): "Financial Market Rates and Flows", 2nd edition, Prentice-Hall.
- WASSERFALLEN, W. (1986): "Non-stationarities in Macro-Economic Time Series - Further Evidence and Implications", Canadian Journal of Economics, August, pp. 498-510.
- ZARNOWITZ, V. (1983): "The Record and Improvability of Economic Forecasting", Cambridge (Massachusetts), NBER Working Paper No.2099.