

# Die Struktur der Renditen auf deutschen Anlagemärkten: Schätzung und Prognose mit einem Portfoliomodell

Von Andrea Gubitz\*, Thomas Hellmann\*\* und Martin Larch\*\*\*

## I. Einleitung

Die theoretische Analyse der Nachfrage nach Finanzanlagen wurde bereits vor über vierzig Jahren von *Markowitz* (1952) in der sogenannten Portfoliotheorie entwickelt. Darauf aufbauend, kann im Prinzip ein Portfolionachfragesystem für die Gesamtheit der Finanzmärkte formuliert und empirisch geschätzt werden. *Brainard* und *Tobin* (1968) weisen jedoch in ihrem wegweisenden „Pitfalls“-Aufsatz auf das Problem der durch die Bilanzrestriktion entstehenden Interdependenz der verschiedenen Schätzgleichungen hin. Mittlerweile gibt es eine Reihe von Ansätzen der Simultanschätzung, so zum Beispiel von *Backus, Brainard, Smith* und *Tobin* (1980), *Conrad* (1980), *Peraudin* (1987) und *Bordes* (1988). Für den deutschen Finanzmarkt enthält das gesamtwirtschaftliche ökonometrische Modell der Deutschen Bundesbank ein Portfolionachfragesystem, das in einem Aufsatz von *Tödter* und *Wewel* (1991) ausführlich erläutert wird.

Ansatzpunkt des vorliegenden Modells ist die genannte Arbeit von *Tödter* und *Wewel*. Dabei wurden verschiedene Aspekte geändert oder neu eingeführt, die deren Modell erweitern, insbesondere in bezug auf das Erstellen von Prognosen. Während bei *Tödter* und *Wewel*, wie auch in allen anderen bislang bekannten Modellen, von einem perfekten Angebot der Finanzanlagen ausgegangen wird, schätzen wir in dem hier vorgestellten Modell sowohl jeweils eine Nachfrage- als auch eine Angebotsfunktion. Nur so können Veränderungen in der Struktur der Renditen von verschiedenen Finanzanlagen erfaßt werden. Des weiteren berücksichtigt die vorliegende Schätzung auch die nichtlinearen Bilanzrestrik-

---

\* Commerzbank, Frankfurt

\*\* Stanford University, Kalifornien

\*\*\* Landesamt für Wirtschaftsprogrammierung, Bozen

tionen, die in den herkömmlichen linearen Schätzverfahren vernachlässigt werden.

Das Modell von *Tödter* und *Wewel* ist blockrekursiv: Anhand einer Prognose für den Geldmarktsatz werden Zinsen beziehungsweise Renditen auf den verschiedenen Finanzmärkten geschätzt. Diese werden dann zur Schätzung der Portfolioanteile herangezogen. Verschiebungen innerhalb des Portfolios haben jedoch keine Rückwirkungen auf die Zins- und Renditenbildung. Es wird also implizit angenommen, daß alle Anlagen perfekt elastisch auf den Märkten angeboten werden. Das Angebot an Finanzanlagen muß aber nicht immer perfekt elastisch sein. Hohe Bestände, also eine hohe Nachfrage, können Renditen nach unten drücken (Nachfrageeffekt). Auch starke Änderungen der Portfoliokomponente können bei Marktfriktionen zu Renditenverschiebungen führen (Liquiditätseffekt). Nimmt man also an, daß das Angebot nicht perfekt elastisch sein muß, haben Portfolioumschichtungen Rückwirkungen auf die Struktur der Ertragsraten. Im Marktgleichgewicht kommt es zu einer simultanen Bestimmung der Portfolioanteile sowie der Zinsen und Renditen. Dabei können die exogenen Faktoren das Gleichgewicht in den einzelnen Finanzmärkten verschieden beeinflussen, so daß die Zins- und Renditenstruktur<sup>1</sup> nicht fix ist.

Das Modell muß dementsprechend simultan geschätzt werden: Sowohl Portfolioanteile als auch Zinsen und Renditen werden anhand ihrer verzögerten wie auch von exogenen Variablen erklärt. Aufgrund der größeren Zahl der zu schätzenden Parameter mußte allerdings auf eine so feine Unterteilung des Portfolios wie bei *Tödter* und *Wewel* verzichtet werden<sup>2</sup>. Das vorliegende Modell unterscheidet fünf Anlageformen: Bargeld und Sichteinlagen (Geldmenge M1), Termin- und Spareinlagen (Geldmenge M3 minus M1), Euroeinlagen (Geldmenge M3PLUS minus M3), inländische Inhaberschuldverschreibungen und Aktien. Für die Ein-

---

<sup>1</sup> In der Literatur ist der Begriff doppelt belegt. Traditionellerweise ist mit der Zinsstruktur der Zusammenhang von Zins und Laufzeit einer Anlage gemeint. Wenn es um den Rentenmarkt geht, ist auch der Begriff Renditenstruktur gebräuchlich; siehe z.B. Deutsche Bundesbank (1991), S. 38. In der Diskussion um die Zinsstruktur als Indikator für die zukünftige Konjunktur- bzw. Preisentwicklung oder gar als geldpolitisches Zwischenziel wird unter Zinsstruktur auch häufig die Differenz einer langfristigen Kapitalmarktrendite und einem Geldmarktsatz verstanden, also z.B. die Umlaufrendite minus Dreimonatssatz (siehe hierzu z.B. *Hesse* und *Roth* (1992)). Diese Größe wird auch im Rahmen des hier vorgestellten Modells erfaßt, sie steht aber nicht im Mittelpunkt der Analyse. Vielmehr geht es um die Struktur der Renditen (oder Ertragsraten) von der Art nach verschiedenen Anlageformen.

<sup>2</sup> Siehe hierzu auch *de Jong* (1991).

Tabelle 1: Portfolioanteile und nominale Renditen in Prozent

Jahr	Y <sub>1</sub> Bargeld und Sichtein- lagen	Y <sub>2</sub> Termin- und Sparein- lagen	R <sub>2</sub> Festgeld ein bis drei Monate	Y <sub>3</sub> Euroein- lagen und kurzfristige Bankschuld- verschrei- bungen	R <sub>3</sub> Libor drei Monate	Y <sub>4</sub> Inhaber- schuldver- schrei- bungen	R <sub>4</sub> Umlaufren- dite	Y <sub>5</sub> Aktien	R <sub>5</sub> Dividenden- rendite börsenno- tierter Aktien
1979	19.7	32.6	5.1	0.7	6.3	37.7	7.6	11.1	5.1
1982	15.3	32.7	7.5	2.6	8.6	40.3	9.1	9.2	5.4
1985	13.6	28.1	4.4	2.3	5.4	41.2	6.9	14.8	3.2
1988	14.4	27.2	3.3	2.4	4.3	42.2	6.0	13.8	3.9
1991	14.4	24.7	7.6	4.3	9.3	41.7	8.7	15.0	3.6
1992	13.7	24.6	8.0	4.6	9.5	43.2	8.1	13.9	3.7

beziehung des Aktienmarktes spricht insbesondere, daß in fast allen Portfolioansätzen Substitutionsmöglichkeiten zwischen Finanzaktiva und Sachanlagen ignoriert werden. Mit der Einbeziehung des Aktienmarktes soll wenigstens eine volkswirtschaftlich wichtige Art von Sachanlagen indirekt berücksichtigt werden<sup>3</sup>. Außerdem hat das Gewicht der Aktien in den letzten 10 bis 15 Jahren zugenommen, wie aus Tabelle 1 zu entnehmen ist. Im Zusammenhang mit Tabelle 1 ist noch zu bemerken, daß auch die Euroeinlagen deutlich gestiegen sind, so daß deren Berücksichtigung ebenfalls berechtigt scheint.

Zur Schätzung des vorliegenden Modells wurde ein nichtlinearer dreistufiger Kleinst-Quadrate-Schätzer gewählt. Hierbei entsteht ein Problem bei der Auswahl der Instrumente: Während in linearen Modellen die aus der reduzierten Form geschätzten Instrumente konsistente Schätzer der endogenen Variablen sind, sind in nichtlinearen Modellen Instrumente, die aus Polynomen der exogenen Variablen gebildet werden, in der Regel nicht konsistent. Zur Schätzung unseres Modells wurden daher simulierte Instrumente verwendet, wie sie von *Hatanaka* (1978) vorge-

<sup>3</sup> Natürlich handelt es sich auch hier nur um eine recht unvollkommene Berücksichtigung der Sachanlagen. Lediglich ein geringer Anteil der deutschen Vermögensgüter wird auf dem Aktienmarkt gehandelt. Desweiteren bleibt offen, ob diese wirklich gemäß der Theorie der effizienten Kapitalmärkte immer richtig bewertet werden.



schlagen wurden. Unter Verwendung des in diesem Sinne „richtigen“ Schätzverfahrens läßt sich ein signifikanter Liquiditätseffekt bei den Festgeldsätzen der Kreditinstitute, dem Dreimonatssatz für Euroeinlagen (Libor) und der Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen nachweisen.

## II. Das Portfolionachfragesystem

Die Portfoliostruktur wird – wie bei *Tödter* und *Wewel* – als Portfolionachfragesystem erklärt, d.h., die Anteile der einzelnen Anlagekategorien am Gesamtportfolio ergeben sich aus den Eigen- und Alternativrenditen ( $R_{it}$ ,  $i = 1, \dots, 5$ ), der Portfoliostruktur der Vorperiode ( $Y_{it-1}$ ,  $i = \dots, 5$ ) und anderen erklärenden Variablen, in diesem Fall einer Transaktionsvariablen, dem realen Bruttoinlandsprodukt ( $BIP_t$ ):

$$(1) \quad Y_{it} = A_i + B_i BIP_t + \sum_{j=1}^5 C_{ij} R_{jt} + \sum_{j=1}^5 D_{ij} Y_{jt-1} + e_{it},$$

$$E(e_{it}) = 0, \quad E(e_{it}, e_{jt-k}) = \sigma_{ij}^2 \quad \text{für } k = 0 \text{ und } E(e_{it}, e_{jt-k}) = 0 \quad \text{für } k \neq 0.$$

Die nicht mit einem Zeitindex versehenen Größen  $A_i$ ,  $B_i$ ,  $C_{ij}$  und  $D_{ij}$  bezeichnen die insgesamt 60 Strukturparameter des Systems. Da sich die Portfolioanteile zu eins addieren müssen (Adding-up Restriktion), verbleiben von ihnen „nur“ 44, die zusammen mit den Koeffizienten aus den Renditegleichungen frei schätzbar sind. Da sowohl die Renditen als auch die Portfolioanteile sehr stark untereinander korreliert sind, kann selbst in einem so kleinen Modell eine derart reichhaltige Struktur nicht durch die Daten „erkannt“ werden. Bei der Suche nach weiteren vernünftigen A-priori-Restriktionen folgen wir der Argumentation von *Tödter* und *Wewel*. Es wird unterstellt, daß ein Portfolioanteil nur auf sein eigenes Ungleichgewicht reagiert. Wegen der Adding-up Bedingung müssen dann alle lag-endogenen Koeffizienten gleich sein, d.h.

$$(2) \quad D_{ij} = 0, \quad \text{für } i \neq j \text{ und } D_{ij} = D \quad \text{für } i = j.$$

Eine zweite plausible Annahme ist, daß eine gleichmäßige Erhöhung aller Renditen keine Anpassung der Portfoliostruktur auslöst, sondern nur eine Änderung der Renditenstruktur; es wird vereinfacht unterstellt, daß diese sich durch die Differenz zwischen der Eigenrendite und der Durchschnittsrendite des Gesamtportfolios ( $R_i - R$ ) darstellen läßt, wobei für Bargeld und Sichteinlagen eine Nominalverzinsung von Null unterstellt wird. Aus den getroffenen Annahmen und der Adding-up Bedingung ergeben sich außer (2) weitere Restriktionen, und zwar

für die Absolutglieder der Portfolionachfragegleichungen:

$$(3) \quad \sum_{i=1}^5 A_i = 1 - D,$$

für die Koeffizienten der Transaktionsvariablen:

$$(4) \quad \sum_{i=1}^5 B_i = 0,$$

und für die Reagibilität der Portfolioanteile auf Änderungen der Renditenstruktur:

$$(5) \quad C_i = C Y_{it} \cong C Y_{it-1}.$$

Das zu schätzende Portfolionachfragesystem erhält somit folgende Form:

$$(6) \quad Y_{it} = A_i + B_i BIP_t + C Y_{it-1} (R_{it} - R_t) + D Y_{it-1} + e_{it}.$$

Die fünf Portfoliogleichungen können nun unter Berücksichtigung der Restriktionen, auch auf die Kovarianzmatrix der Residuen, geschätzt werden. Eine andere Möglichkeit besteht darin, eine Gleichung wegzulassen; deren Parameter ergeben sich dann aus den geschätzten Parametern der anderen Gleichungen. Im vorliegenden Modell wurden beide Alternativen überprüft. Bei einem schwachen Erklärungsgehalt der Gleichung für den Aktienanteil ergaben sich nur geringfügige Unterschiede, so daß schließlich die zweite Variante für die weitere Analyse benutzt wurde.

### III. Die Struktur der Renditen

Analog zu der Zerlegung des Portfolios in fünf Anlagekategorien, wobei eine unverzinslich ist, werden vier verschiedene Renditen erklärt: der Habenzins der Kreditinstitute für Festgeldanlagen (für M3 minus M1), der Satz für Dreimonatsgeld im Ausland, Libor, (für M3PLUS minus M3), die Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen und die Rendite börsennotierter Aktien<sup>4</sup>. Alle Renditen werden in realer Form erklärt, wobei die Inflationsentwicklung modellexogen ist. Wie bereits in der Einführung erwähnt, kann die Portfoliostruktur in zweierlei Hinsicht die Renditenentwicklung beeinflussen, einmal aufgrund von Nachfrageeffekten, gemessen durch den entsprechenden Portfolioanteil, zum anderen aufgrund von Liquiditätseffekten, gemessen

<sup>4</sup> Einzelheiten über die Daten, siehe Anhang 2.

anhand der Änderung des Portfolioanteils. In diesem Punkt wurde das Modell ausführlich getestet; ein signifikanter Nachfrageeffekt ließ sich nicht nachweisen, wohl aber ein signifikanter Liquiditätseffekt, so daß im folgenden nur dieser zu berücksichtigen war. Ein weiteres Problem kann die Identifizierung von Angebots- und Nachfragefunktionen in simultanen Systemen darstellen<sup>5</sup>. Durch die Berücksichtigung einer weiteren exogenen Aktivitätsvariablen in den Zinsgleichungen wurde versucht, die Identifizierung zu verbessern; das Ergebnis war aber sowohl in theoretischer, als auch in empirischer Hinsicht unbefriedigend. Abgesehen von der dynamischen Struktur, werden die realen Renditen ( $RR_{it}$ ) schließlich durch den Satz für Dreimonatsgeld in Frankfurt (Fibor), die Inflationsrate und die Entwicklung des Eigenportfolioanteils erklärt.

$$(7) \quad RR_{it} = E_i + F_i RR_{it-1} + G_i RR_{it-2} + HH_i (Y_{it} - Y_{it-1}) + I_i FBR_t + J_i INF_t + v_{it}, \\ E(v_{it}) = 0, \quad E(v_{it}, v_{jt-k}) = s_{ij}^2 \text{ für } k = 0 \text{ und } E(v_{it}, v_{jt-k}) = 0 \text{ für } k \neq 0.$$

Neben der Konstanten und den Parametern der autoregressiven Struktur messen die Koeffizienten  $HH_i$  den Liquiditätseffekt; ihr Vorzeichen sollte negativ sein. Für die Koeffizienten des um die Inflationsrate bereinigten Fibor wird ein positives, für die Koeffizienten der Inflationsrate selbst ein negatives Vorzeichen erwartet. Da das Modell auch zu Prognosezwecken eingesetzt wird und deshalb möglichst wenige exogene Größen haben sollte, wurde neben den Renditen der Portfoliokomponenten der Satz für Dreimonatsgeld in Frankfurt blockexogen bestimmt, und zwar in Abhängigkeit von dem Lombardsatz, dem Satz für Dreimonatsgeld am Eurodollarmarkt, der Inflationsrate und dem Wachstum des Bruttoinlandsproduktes. Es wird also unterstellt, daß die Geldpolitik der Bundesbank exogen sei. Eine gewisse Schwachstelle ist vor allem die „ad-hoc“-Anbindung des deutschen Finanzmarkts an das Ausland. In beiden Punkten wäre das Modell erweiterungsfähig.

#### IV. Zur Schätzung des Modells

Aufgrund der Berücksichtigung der Entwicklung des Eigenportfolioanteils in den Renditegleichungen sind letztere anders als bei *Tödter* und *Wewel* nicht blockexogen, d. h., Portfolio- und Renditegleichungen müssen simultan geschätzt werden. Da das System überdies nichtlinear ist, lassen sich nicht ohne weiteres optimale Instrumente aus einer reduzierten Form ermitteln. Eine Möglichkeit wäre, sie aus Polynomen der exogen Variablen

<sup>5</sup> Siehe hierzu auch *Neusser* und *Winkler* (1988).



mit niedrigem Grad zu bestimmen. Über die Effizienz der Schätzer, die auf solchen Instrumenten basieren, läßt sich allerdings wenig sagen, da die Instrumente im allgemeinen keinen konsistenten Schätzer der endogenen Variablen darstellen. Ein anderer Weg besteht darin, sogenannte simulierte Instrumente (SIV) zu benutzen<sup>6</sup>. Zwar ist auch dieses Verfahren nicht asymptotisch effizient (*Hatanaka (1978)*), es ist aber effizienter als die mehr oder minder willkürliche Auswahl von Instrumenten.

Im vorliegenden Fall wurde das Modell zunächst mit dem sogenannten SUR-Verfahren geschätzt, das im Gegensatz zur einfachen Methode der kleinsten Quadrate die Korrelationen zwischen den Residuen berücksichtigt, aber einen „simultaneous equation bias“ nicht ausschließt. Aus dem so geschätzten Modell werden die endogenen Variablen statisch simuliert; die simulierten Variablen werden sodann als Instrumente in der nächsten Stufe benutzt. Dies führt bereits zu konsistenten Parameterschätzungen, deren Effizienz sich aber durch Iteration des Verfahrens noch verbessern läßt. Im vorliegenden Modell haben sich die meisten Parameter schon nach wenigen Iterationsschritten nur noch unwesentlich geändert.

## V. Die Schätzergebnisse

Die Schätzungen des Modells basieren auf Monatsdaten des Zeitraums von Januar 1979 bis März 1993. Die fünf Anlagekomponenten wurden zunächst saisonbereinigt und „Monatswerte“ für das Bruttoinlandsprodukt durch Spline-Interpolation ermittelt<sup>7</sup>. Eine ausführliche Darstellung der Schätzergebnisse befindet sich im Anhang 1. Dort sind auch die geschätzten Parameter aus den unterschiedlichen Schätzverfahren einander gegenübergestellt. Die relative Ineffizienz des „konventionellen“ dreistufigen Kleinstquadratverfahrens äußert sich in überwiegend sehr niedrigen *t*-Werten. Die im ökonomischen Sinn besten Schätzer ergeben sich aus der dreistufigen Schätzung mit iterativ ermittelten Instrumenten ISIV (*i*terative *s*imulated *i*nstrumental *v*ariables). Nur auf diese wird daher im folgenden eingegangen<sup>8</sup>.

Da sich die Portfolioanteile nur langsam ändern und die Komponenten überdies stark aggregiert sind, ist der Koeffizient für die lag-endogene Variable mit 0.9764 recht hoch (aber signifikant kleiner eins) und die

<sup>6</sup> Zur Anwendung bei zweistufigen Schätzverfahren siehe *Tödter (1992)*.

<sup>7</sup> Alle Rechnungen wurden mit SAS-ETS durchgeführt.

<sup>8</sup> Variationen des Stichprobenzeitraumes ergaben, daß die Schätzergebnisse eine hohe Stabilität im Zeitablauf aufweisen.

Tabelle 2: Koeffizienten für die Portfolionachfragegleichungen

$Y_i, i = \dots$	100 $A_i$	$B_i$	$C Y_{it-1}^*$	D
1	0.36	0.49	0.019	0.9764
2	1.31	-4.47	0.034	0.9764
3	-0.16	1.55	0.006	0.9764
4	-0.15	6.49	0.060	0.9764
5	1.00	-4.05	0.019	0.9764
	2.36	0	100*0.0014	

\* Anteile von 1992

unmittelbare Reagibilität eines Portfolioanteils auf Änderungen der Zinsstruktur klein (siehe obenstehende Tabelle).

Die Schätzergebnisse für die Renditegleichungen sind weitgehend plausibel. Die Koeffizienten haben richtige Vorzeichen und sind zumeist signifikant. Es sei aber darauf hingewiesen, daß unter Beachtung des Einflusses der Inflationsrate auf den realen Fibor der Effekt der Preissteigerungsrate auf die übrigen realen Renditen mit Ausnahme der Dividendenrendite bei Aktien gering ist. Im allgemeinen wird die dynamische Struktur der Gleichungen ausreichend gut durch einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung erfaßt. Nur im Fall der Umlaufrendite wird auch ein Lag zweiter Ordnung berücksichtigt (Koeffizient  $G_4$ , siehe Tabelle 3).

Von besonderem Interesse ist die Frage, ob es einen signifikanten Rückkoppelungseffekt von Änderungen der Portfoliostruktur auf die Renditen (Liquiditätseffekt) gibt. Unsere Ergebnisse unterstützen diese Hypothese; der entsprechende Koeffizient der Änderung des Eigenport-

Tabelle 3: Die Koeffizienten der Renditegleichungen

$i = \dots$	$E_i$	$F_i$	$G_i$	$HH_i$	$I_i$	$J_i$
2	-0.17	0.53	-	-0.21	0.41	-0.07
3	-0.08 *	0.26	-	-0.72	0.78	-0.06
4	0.60	1.53	-0.66	-0.51	0.05	-0.06
5	0.13 *	0.97	-	-0.01 *	-0.00 *	-0.03

\* insignifikant



folioanteils ( $HH_i$ ) weist bei den Zinsen für Festgelder, dem Libor und der Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen ein signifikantes negatives Vorzeichen auf (siehe Tabelle 3). Hier zeigt sich, daß die Anwendung eines aufwendigeren Schätzverfahrens (SIV oder ISIV) in dem Sinne lohnend sein kann, wie sich ein theoretisch sinnvolles Ergebnis bei verzerrten oder ineffizienten Schätzern nicht zeigt.

Um die Eigenschaften des Modells näher zu erläutern, wurden verschiedene Multiplikatoren berechnet, und zwar eine dauerhafte einprozentige Erhöhung jeweils des Lombardsatzes, des Eurodollarsatzes, der Inflationsrate sowie der Wachstumsrate des Inlandsprodukts. Die Auswirkungen auf die nominalen Renditen sind in Tabelle 4 zusammengefaßt. Bemerkenswert ist vor allem der relativ schwache Einfluß der Geldpolitik auf die langfristigen Zinsen, auf den auch die Bundesbank immer wieder hinweist<sup>9</sup>. Eine Erhöhung der Inflationsrate führt nicht zu einem dauerhaften Anstieg der nominalen Renditen, ein Ergebnis, das konstruktionsbedingt aufgrund adaptiver Erwartungen zustande kommt.

In dem Prognosebeispiel (siehe Schaubild 1) schlägt sich daher eine Senkung des Lombardsatzes von 9,5 auf 7,5 Prozent im Laufe des Jahres 1993 in einer raschen Umkehr der Zinsstruktur<sup>10</sup> nieder, während sich ein vorübergehender Anstieg der Inflationsrate in einem kleinen „Zinsbuckel“ auswirkt. Dies hängt u.a. damit zusammen, daß die Umlaufrendite nur wenig auf Änderungen des Geldmarktsatzes und nur langsam auf eine Abschwächung des Preisauftriebs reagiert.

Die Prognosegüte des Modells wurde anhand von dynamischen ex ante-Simulationen überprüft, und zwar auf Sicht von zwei sowie auf Sicht von 13 Monaten, also beides in der Praxis häufig auftretende Situationen. Der Begriff der ex-ante Simulation besagt im wesentlichen, daß eine Prognosesituation für einen vergangenen Zeitpunkt nachgestellt wird. Das Modell wird jeweils bis zu einem bestimmten Zeitpunkt  $t + i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots$ , geschätzt; sodann werden Prognosen für einen Zeitpunkt  $t + i + h$  vorgenommen (in unserem Fall  $h = 2, 13$ ), und zwar unter der Annahme, daß bezüglich der endogenen Variablen nur Informationen bis zum Monat  $t+i$  und für die exogenen Variablen Werte bis zum Monat  $t + i + h$  zur Verfügung stehen. Im vorliegenden Modell wurde dieses „rollende“ Verfahren ab Januar 1990 in Abständen von drei Monaten, also  $i = 0, 3, 6, \dots$ , durchgeführt, d.h., den so ermittelten Prognosen liegt immer jeweils drei Zeitpunkte lang dieselbe geschätzte Struktur

<sup>9</sup> Siehe z.B. Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, Juni 1993, S. 15.

<sup>10</sup> Siehe Fußnote 2.

Tabelle 4: Multiplikatoren (in Prozentpunkten)

	R <sub>2</sub>	R <sub>3</sub>	R <sub>4</sub>	R <sub>5</sub>
LOM=LOM+1				
nach der ...				
... 1. Periode	+0.1	+0.3	+0.0	-0.0
... 6. Periode	+0.7	+1.0	+0.2	-0.0
...12. Periode	+0.9	+1.1	+0.5	-0.0
...24. Periode	+0.9	+1.1	+0.4	-0.1
EDS=EDS+1				
nach der ...				
... 1. Periode	+0.0	+0.0	+0.0	-0.0
... 6. Periode	+0.1	+0.2	+0.0	-0.0
...12. Periode	+0.2	+0.2	+0.1	-0.0
...24. Periode	+0.2	+0.2	+0.1	-0.0
INF=INF+1				
nach der ...				
... 1. Periode	+0.4	+0.4	+0.5	+0.5
... 6. Periode	+0.3	+0.1	+0.6	+0.9
...12. Periode	+0.1	-0.0	+0.1	+0.8
...24. Periode	+0.1	-0.0	+0.3	+0.7
BIPGR=BIPGR+1				
nach der ...				
... 1. Periode	+0.0	+0.0	+0.0	-0.0
... 6. Periode	+0.1	+0.2	+0.0	-0.0
...12. Periode	+0.2	+0.2	+0.1	-0.0
...24. Periode	+0.2	+0.2	+0.1	-0.0

zugrunde. Da sich die geschätzten Koeffizienten im Zeitablauf nur marginal ändern, stimmen die dynamischen ex ante- und ex post-Prognosen, d.h. Vorhersagen, die mit dem über den gesamten Stichprobenzeitraum geschätzten Modell ermittelt wurden, weitgehend überein. Letztere sind im Schaubild 2 dargestellt.

Während auf die kurze Frist die Fehler bis auf wenige Ausnahmen relativ gering sind, kann es bei den Renditen auf die längere Frist zu Abweichungen von über einem Prozentpunkt kommen. Dies ist vor allem dann der Fall, wenn außergewöhnliche Einflüsse auf die Renditen

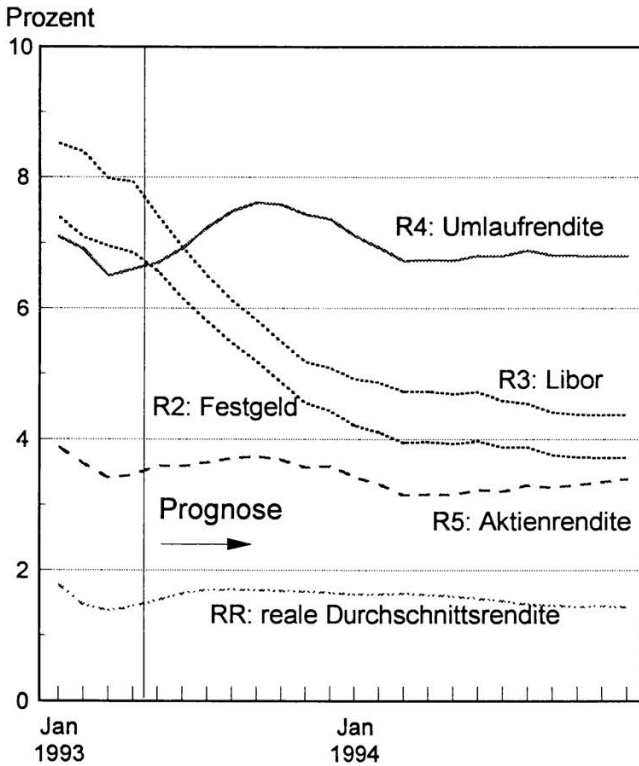


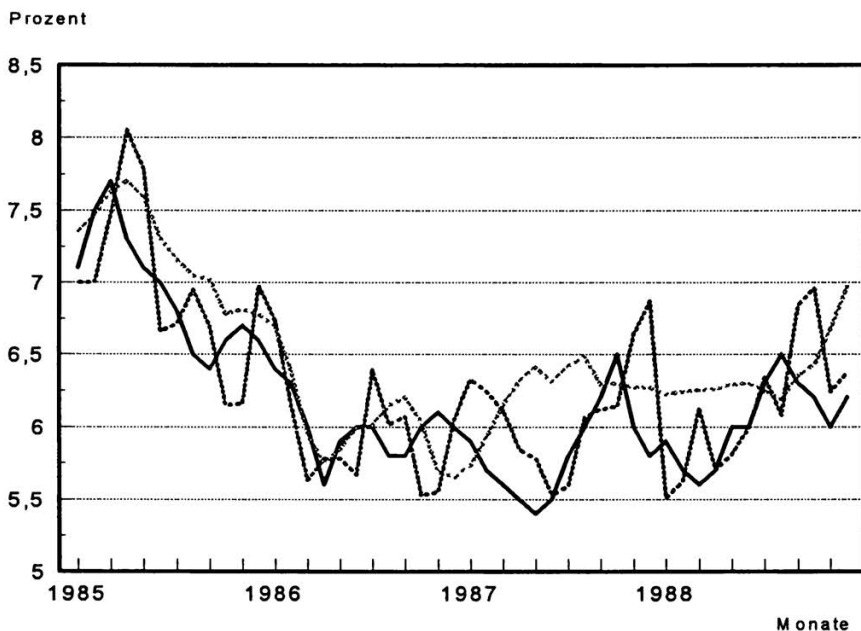
Schaubild 1: Nominale Renditen (ab Mai 1993 Prognose)

wirken. So hätte das Modell – wie das Schaubild 2(b) zeigt – den starken Anstieg der Umlaufrendite nach dem Fall der Mauer und den starken Rückgang nach der Krise im EWS im September 1992 nicht erkannt, während es in den Jahren zuvor recht zufriedenstellende Ergebnisse geliefert hätte (Schaubild 2(a)).

## VI. Fazit

Das hier vorgestellte Modell ist der Versuch, durch einen Kompromiß zwischen einem reinen Prognosemodell und einem aufwendigen Strukturmodell mehrere Verwendungszwecke in Einklang zu bringen. Es gibt in theoretisch fundierter Weise Aufschluß über die Zusammenhänge zwischen der Portfolio- und der Renditenstruktur. Insbesondere berücksichtigt es Rückwirkungen von Änderungen der Portfolioanteile auf die Struktur der Ertragsraten.





Legende: siehe Abb. b

*Schaubild 2, Abb. a: Umlaufrendite: Vorhersage und tatsächliche Werte*

Interessant ist der Vergleich von verschiedenen Schätzverfahren. Nach den Erfahrungen mit dem vorliegenden Modell kann auf die Anwendung eines Systemschätzers ebensowenig verzichtet werden wie auf die sorgfältige Bestimmung der Instrumente. Dabei erwies sich das ISIV-Verfahren als besonders nützlich. Bei den herkömmlichen Verfahren werden hingegen die strukturellen Zusammenhänge kaum aufgedeckt. Auch die Prognosegüte ist zufriedenstellend. Es sind freilich eine Reihe von Erweiterungen denkbar:

(1) Unter Prognosegesichtspunkten könnte man durch die Berücksichtigung vorwärtsgerichteter Preiserwartungen, etwa anhand einer Vorgabe für das Geldmengenwachstum, den Zusammenhang zwischen der Inflationsentwicklung und den nominalen Renditen verbessern, während unter einem mehr wirtschaftspolitischen Blickwinkel die Einbindung alternativer geldpolitischer Reaktionsfunktionen interessant wäre.

(2) Das Zinsniveau des Auslands ist in dem Modell nur rudimentär berücksichtigt. Vor allem eine Verknüpfung mit einem Finanzmarktmodell für die Vereinigten Staaten, denen als „économie dominante“ eine



## Anhang

### Modellstruktur

#### Block 1:

$$\text{FBR}_t = O_1 + O_2 \text{FBR}_{t-1} + O_3 \text{FBR}_{t-2} + O_4 \text{INF}_t + O_5 (\text{LOM}_t - \text{INF}_t) + O_6 \text{EDS}_t \\ + O_7 \text{BIPGR}_t$$

$$\text{BIPGR}_t = (\text{BIP}_t / \text{BIP}_{t-12} - 1) * 100$$

$$\text{RR}_{1t} = -\text{INF}_t$$

$$\text{FIBOR}_t = \text{FBR}_t + \text{INF}_t$$

OLS-Schätzung,  $R^2 = 0.9273$ , Stichprobe: Jan79 bis Mär93,  $N = 169$

Parameter	Schätzung	t-Wert	Appr. Prob >  t
O1	-0.89	4.27	0.0001
O2	0.98	13.04	0.0001
O3	-0.29	4.39	0.0001
O4	0.08	3.42	0.0008
O5	0.33	6.56	0.0001
O6	0.06	4.88	0.0001
O7	0.06	3.81	0.0002

#### Block 2

##### 1) Portfolioanteile

$$Y_{it} = A_i + B_i \text{BIP}_t + C Y_{it-1} (R_{it} - R_t) + (1 - 0.01 (A_1 + A_2 + A_3 + A_4 + A_5)) Y_{it-1}$$

$$i = 1, \dots, 4, \quad Y_5 = 100 - Y_1 - Y_2 - Y_3 - Y_4.$$

##### 2) Renditen

$$\text{RR}_{it} = E_i + F_i \text{RR}_{it-1} + G_i \text{RR}_{it-2} + H_i (Y_{it} - Y_{it-1}) + I_i \text{FBR}_t + J_i \text{INF}_t$$

$$i = 2, \dots, 5$$



**Schätzungen des nichtlinearen Portfoliosystems**

Parameter	SURE <sup>1</sup>	3SLS/K <sup>2</sup>	3SLS/SURE <sup>3</sup>	3SLS/ISIV <sup>4</sup>
A1	0.48 (2.00)	-0.05 (0.19)	0.12 (0.54)	0.36 (1.46)
A2	1.49 (2.90)	0.23 (0.39)	0.94 (1.99)	1.31 (2.46)
A3	-0.24 (2.45)	-0.05 (0.45)	-0.12 (1.27)	-0.16 (1.67)
A4	0.25 (0.66)	-0.42 (1.04)	-0.36 (1.08)	-0.15 (0.38)
A5	0.58 (1.24)	0.74 (1.61)	1.15 (2.96)	1.00 (2.15)
B1	-0.25 (0.23)	1.04 (0.96)	1.15 (1.15)	0.49 (0.45)
B2	-5.15 (2.46)	-1.03 (0.45)	-3.19 (1.68)	-4.48 (2.09)
B3	2.07 (2.98)	0.51 (0.67)	1.18 (1.78)	1.55 (2.21)
B4	4.68 (2.56)	3.61 (2.00)	6.47 (4.14)	6.49 (3.61)
C	0.0011 (2.40)	0.001 (2.00)	0.001 (2.04)	0.0014 (3.06)
E2	-0.15 (3.88)	-0.20 (4.04)	-0.22 (4.96)	-0.17 (4.09)
E3	-0.08 (1.22)	-0.00 (0.00)	-0.11 (1.50)	-0.08 (1.21)
E4	0.68 (4.24)	-0.06 (0.22)	0.82 (3.59)	0.60 (2.63)
E5	0.30 (3.48)	-0.22 (1.67)	0.02 (0.23)	0.13 (1.41)
F2	0.53 (29.7)	0.56 (17.7)	0.51 (30.6)	0.53 (29.7)
F3	0.24 (6.42)	0.58 (6.99)	0.21 (5.36)	0.26 (6.21)
F4	1.21 (19.4)	1.52 (10.7)	1.51 (14.5)	1.53 (14.7)
F5	0.93 (48.1)	1.05 (35.5)	0.97 (42.6)	0.97 (45.8)
G4	-0.36 (6.17)	-0.51 (3.38)	-0.69 (6.17)	-0.66 (6.14)
HH2	-0.01 (0.33)	-0.11 (0.96)	-0.52 (7.72)	-0.21 (5.15)
HH3	0.18 (1.01)	1.24 (1.76)	-1.15 (2.76)	-0.72 (3.14)
HH4	0.02 (0.37)	-0.39 (1.80)	-0.69 (3.93)	-0.51 (5.91)
HH5	-0.22 (9.19)	0.04 (0.48)	0.38 (6.19)	-0.01 (0.37)
I2	0.41 (25.5)	0.39 (13.2)	0.43 (27.7)	0.41 (25.9)
I3	0.80 (19.2)	0.43 (4.71)	0.84 (19.6)	0.78 (17.5)
I4	0.05 (2.38)	0.00 (0.07)	0.08 (3.34)	0.05 (2.06)
I5	-0.02 (1.55)	0.03 (0.02)	0.03 (1.91)	-0.00 (0.30)
J2	-0.07 (11.8)	-0.07 (9.39)	-0.08 (12.0)	-0.07 (11.7)
J3	-0.06 (6.29)	-0.05 (3.69)	-0.06 (6.03)	-0.06 (5.70)
J4	-0.07 (3.99)	0.00 (0.07)	-0.08 (3.70)	-0.06 (2.48)
J5	-0.05 (3.82)	0.01 (0.57)	-0.04 (2.77)	-0.03 (2.11)
nachrichtlich: $\Sigma A_i$	2.57 (3.17)	0.44 (0.48)	1.73 (2.36)	2.36 (2.84)
N =	169	169	167	163

t-Werte in Klammern (absolut); 1) SURE: Seemingly Unrelated Regression Estimator; 2) 3SLS/K: Dreistufiges Kleinst-Quadrate-Verfahren mit konventionell gewählten Instrumenten; 3) 3SLS/SURE: Dreistufiges Kleinst-Quadrate-Verfahren mit simulierten Instrumenten aus SURE; 4) 3SLS/ISIV: Dreistufiges Kleinst-Quadrate-Verfahren mit simulierten Instrumenten aus 3SLS nach zwei Iterationen

**Eigenschaften der ISIV-Schätzung**

Gleichung	Root MSE	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
Y <sub>1</sub>	0.20	0.97	2.19
Y <sub>2</sub>	0.31	0.99	2.06
Y <sub>3</sub>	0.10	0.99	1.86
Y <sub>4</sub>	0.36	0.95	1.66
RR <sub>2</sub>	0.16	0.98	1.11
RR <sub>3</sub>	0.26	0.96	1.83
RR <sub>4</sub>	0.34	0.90	2.15
RR <sub>5</sub>	0.25	0.96	1.23

**Variablenliste****Exogene Größen**

BIP:	Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1985, Monatswerte aus Quartalswerten, saisonbereinigt, durch Spline-Interpolation ermittelt
INF:	Veränderung des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte gegenüber Vorjahr in Prozent
LOM:	Lombardsatz der Bundesbank
EDS:	Satz für Eurodollar-Dreimonatsgeld

**Endogene Größen****Block 1:**

FIBOR:	Fibor, Dreimonatsgeld
FBR:=	FIBOR - INF
RR <sub>1</sub> :=	-INF, "Realverzinsung" von M1

Block 2

## 1) Portfolioanteile

$Y_1 :=$	$M1 * 100 / \text{Gesamtportfolio}$
M1:	Geldmenge M1
$Y_2 :=$	$(M3 - M1) * 100 / \text{Gesamtportfolio}$
M3:	Geldmenge M3
$Y_3 :=$	$(M3PLUS - M3) * 100 / \text{Gesamtportfolio}$
M3PLUS:	Geldmenge M3 "erweitert"
$Y_4 :=$	$WPP * 100 / \text{Gesamtportfolio}$
WPP:	Umlauf inländischer Inhaberschuldverschreibungen
$Y_5 :=$	$AKT * 100 / \text{Gesamtportfolio}$
AKT:	Kapital der börsennotierten Aktien
PORT: =	$M1 + (M3 - M1) + (M3PLUS - M3) + WPP + AKT,$ Gesamtportfolio

## 2) Renditen

$R_2:$	Festgeldsatz der Kreditinstitute
$RR_2 :=$	$R_2 - INF$



$R_3$ :	Libor, Dreimonatsgeld
$RR_3 :=$	$R_3 - INF$
$R_4$ :	Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen
$RR_4 :=$	$R_4 - INF$
$R_5$ :	Rendite der börsennotierten Aktien
$RR_5 :=$	$R_5 - INF$
$RR_t :=$	$(Y_{1t-1} RR_{1t} + Y_{2t-1} RR_{2t} + Y_{3t-1} RR_{3t} + Y_{4t-1} RR_{4t} + Y_{5t-1} RR_{5t}) 0.01$ , reale Durchschnittsrendite des Gesamtportfolios

### Literatur

*Backus, D., Brainard, W. C., Smith, G. and Tobin, J.* (1980): A Model of U.S. Financial and Nonfinancial Economic Behaviour, *Journal of Money Credit and Banking* 12, No. 2. – *Bordes, Christian* (1988): Modélisation des comportements financiers: Cadre théorique et bilan des travaux empiriques, Banque de France, Cahiers Économiques et Monétaires 29. – *Brainard, William C. and Tobin, James* (1968): Pitfalls in Financial Model Building, *American Economic Review Proceedings* 58. – *Conrad, Klaus* (1980): An Application of Duality Theory: A Portfolio Composition of the West-German Private Non-Bank Sector 1968 - 1975, *European Economic Review* 13. – *Deutsche Bundesbank* (1991): Monatsbericht, Juli 1991. – *Deutsche Bundesbank* (1993): Monatsbericht, Juni 1993. – *Hatanaka, Michio* (1978): On the Efficient Estimation Methods for the Macro-Economic Models Nonlinear in Variables, *Journal of Econometrics* 8. – *Hesse, Helmut und Roth, Gisela* (1992): Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik?, *Kredit und Kapital*, 1992, Nr. 1. – *de Jong, Eelke* (1991): On the Dynamics and Structure of Multi-asset Financial Models, Paper presented at the Sixth Annual Conference of the European Economic Association, Cambridge, 1991. – *Markowitz, Harry* (1952): Portfolio Selection, *Journal of Finance*, Vol. 7. – *Neusser, Klaus und Winkler, Georg* (1988): Finanzmärkte in Österreich: Sektorbilanzen, portfeuilletheoretische Erklärungen und Prognosen, Schriftenreihe Volkswirtschaft der P. S. K., Heft 7. – *Perraudin, William R. M.* (1987): Inflation and Portfolio Choice, *IMF Staff Papers* 34. – *Tödter,*

Karl-Heinz (1992): Structural Estimation and Stochastic Simulation of Large Non-linear Models, *Economic Modelling*, April 1992. – Tödter, Karl-Heinz und Wewel, Max Ch. (1991): Ein ökonometrisches Portfoliomodell für den privaten Sektor in der Bundesrepublik Deutschland, *Kredit und Kapital*, 1991, Nr. 2.

## **Zusammenfassung**

### **Die Struktur der Renditen auf deutschen Anlagemärkten: Schätzung und Prognose mit einem Portfoliomodell**

In dem vorliegenden Modell wurden die Erkenntnisse der Portfoliotheorie sowie deren ökonometrischer Umsetzung genutzt, um Prognosen für die Struktur der Renditen von verschiedenen Finanzanlagen zu erstellen. Hierbei wurde auf die Annahme, das Angebot der Anlagen sei perfekt elastisch, verzichtet. Daher müssen die Nachfrage nach verschiedenen Finanzaktiva (Portfolioanteile) und die entsprechenden Renditen simultan geschätzt werden. Unter Berücksichtigung der Bilanzrestriktion sowie zweier notwendiger, vereinfachender Annahmen entsteht ein nichtlineares Modell, das mit einem dreistufigen Kleinst-Quadrat-Schätzer unter Verwendung simulierter Instrumente geschätzt wurde. Dieses Verfahren hat sich gegenüber herkömmlichen als vorteilhaft erwiesen. Von besonderem Interesse ist das Resultat, daß es einen signifikanten Rückkoppelungseffekt von Änderungen der Portfoliostruktur auf die Renditen (Liquiditätseffekt) gibt. Im übrigen bestätigen die Modellergebnisse den relativ schwachen Einfluß der Geldpolitik auf die langfristigen Zinsen. Die Prognoseeigenschaften des Modells sind im allgemeinen zufriedenstellend. Gleichwohl reagiert es aufgrund seiner autoregressiven Struktur auf außergewöhnliche Ereignisse relativ langsam.

## **Summary**

### **Yield Structures on German Investment Markets: Estimate and Prognosis with the Help of a Portfolio Model**

The present model makes use of the portfolio theory as well as its econometric transposition for prognosticating the yield structure of different financial-assets investments. It has not been assumed in this context that the supply of financial assets is perfectly elastic. For this reason it is necessary to estimate simultaneously the demand for different financial assets (portfolio shares) and the corresponding yields. With due consideration being given to the balance-sheet restriction and to the need for two simplifying assumptions, the result is a non-linear model drawn up with the help of a three-step least squares estimator using simulated instruments. This procedure has turned out to be advantageous compared with the customary ones. Of special interest is the finding that there is a significant backfeed effect of changes in the portfolio structure on yields (liquidity effect). Moreover, the results of the model calculations confirm the existence of a relatively weak influence of monetary policy on long-term rates of interest. The

prognosticating properties of the model are satisfactory in general. Nonetheless, the model responds to extraordinary events at a relatively low speed because of its autoregressive structure.

### Résumé

#### **La structure des rendements sur les marchés des investissements allemands: estimation et prévisions avec un modèle de portefeuille**

Ce modèle utilise les résultats de la théorie des portefeuilles ainsi que leur utilisation économétrique pour établir des prévisions de la structure des rendements de différents investissements financiers. On renonce ici à l'hypothèse de l'élasticité parfaite de l'offre des placements. C'est pourquoi, la demande de différents actifs financiers (parts de portefeuille) et les rendements correspondants doivent être estimés simultanément. En tenant compte de la restriction du bilan ainsi que de deux hypothèses simplifiées nécessaires, on obtient un modèle non-linéaire avec une estimation à trois niveaux par les moindres carrés en utilisant des instruments simulés. Cette méthode s'est révélée plus avantageuse que les procédés conventionnels. Le résultat présente un intérêt particulier; il y a un effet significatif de rétroaction des changements de la structure du portefeuille aux rendements (effet de liquidité). En outre, les résultats du modèle confirment l'influence relativement faible de la politique monétaire sur les taux d'intérêt à long terme. Les propriétés de prévision du modèle sont en général satisfaisantes. Néanmoins, il réagit relativement lentement à des événements exceptionnels à cause de sa structure autorégressive.