

# **Ein ökonometrisches Portfoliomodell für den privaten Sektor in der Bundesrepublik Deutschland**

Von Karl-Heinz Tödter und Max Christoph Wewel, Frankfurt am Main<sup>1</sup>

## **I. Einleitung**

Die Portfoliotheorie, deren Fundamente von *Markowitz* (1952) und *Tobin* (1958) gelegt wurden, ist heute auch in der empirischen Forschung der dominierende Ansatz zur Erklärung des privaten Anlageverhaltens. Nachdem *Brainard* und *Tobin* (1968) in ihrem berühmten „Pitfalls“-Papier nachdrücklich vor der Vernachlässigung interdependent Zusammenhänge, wie sie sich insbesondere aufgrund der Bilanzrestriktionen ergeben, gewarnt haben, wurden zahlreiche Versuche unternommen, ein geschlossenes empirisches Modell auf der Grundlage der Portfolio-Optimierungstheorie zu schätzen, angefangen mit der bahnbrechenden Arbeit von *Parkin* (1970). Wegen ihrer Allgemeinheit stellt die Portfoliotheorie extrem hohe Anforderungen an die empirischen Daten, die diese – z.B. wegen der starken Korrelation zwischen den Zinssätzen – nicht erfüllen können. Deshalb ist es bis heute kaum gelungen, größere Portfoliosysteme mit Makrodaten zu schätzen, die in theoretischer und empirischer Hinsicht voll befriedigen (*Backus, Brainard, Smith und Tobin* (1980); *Bordes* (1988)).

Trotz der angedeuteten Probleme bei der empirischen Umsetzung enthalten heute verschiedene größere ökonomische Makromodelle Subsysteme für die finanziellen Variablen, die auf der Portfoliotheorie basieren. Dazu gehören das deutsche F&T-Modell (*Lüdeke, Friedrich, Hummel, von Natzmer, Röger, Röhling und Termin* (1984)), das britische LBS-Modell (*Keating* (1984)) sowie die beiden niederländischen Modelle Freia-Kompas (*Fase* (1985)) und Morkmon (*van Erp, Hasselman, Nibbelink und Timmer* (1989)). Auch das gesamtwirtschaftliche ökonometrische Modell der Deutschen Bundesbank enthält ein Portfolio-Nachfragesystem (*Tödter* (1990) und *Wewel* (1991)).

---

<sup>1</sup> Die hier vertretene Auffassung ist nicht notwendig mit der Position der Deutschen Bundesbank gleichzusetzen. Für wertvolle Anregungen danken wir *H.-J. Dudler, W. Friedmann, W. Jahnke* sowie einem anonymen Gutachter.

Das im folgenden beschriebene Portfoliomodell ist eine etwas vereinfachte Version des im Bundesbankmodell enthaltenen Systems<sup>2</sup>. Es umfaßt neun finanzielle Aktiva des privaten Nichtbankensektors. Das Modell berücksichtigt die üblichen Homogenitäts-, Adding-up- und Symmetrie-Bedingungen. Neu ist die Verwendung einer Portfolio-Durchschnittsrendite. Dadurch gelingt es, die Zahl der Zinsvariablen in den einzelnen Gleichungen drastisch zu reduzieren und trotzdem ein vollständiges Reaktionsmuster zu schätzen.

Will man die Zinsentwicklung in einem finanziellen Submodell ebenfalls endogen erklären, so könnte man grundsätzlich versuchen, den Portfolio-Ansatz auch für die Bilanzpositionen der Geschäftsbanken heranzuziehen. Auf diese Weise ließen sich Angebot und Nachfrage auf den verschiedenen Finanzmärkten erklären, und die Zinsentwicklung wäre implizit über Marktgleichgewichtsbedingungen zu bestimmen. Dieser Weg wurde in der Literatur meist jedoch nicht gewählt. Wie auch in den meisten anderen Modellen wird die Zinsentwicklung im folgenden vielmehr explizit durch Zinsstrukturgleichungen beschrieben.

In den Abschnitten II und III werden die Ansätze zur Erklärung der Portfoliostruktur des privaten Sektors und der Zinsstruktur theoretisch erläutert. Datenbasis und Schätzergebnisse des empirischen Portfoliomodells werden in den Abschnitten IV und V dargestellt. Schließlich werden im Abschnitt VI die Ergebnisse einiger Simulationsrechnungen mit dem Modell präsentiert.

## II. Portfoliostruktur

Den Ausgangspunkt für die meisten empirischen Untersuchungen bildet das folgende allgemeine Portfolio-Nachfragesystem für die Anteile  $Y_i$  an einem gegebenen Gesamtvermögen<sup>3</sup>:

$$(1) \quad Y_i = A_i + \sum_{j=1}^m B_{ij} X_j + \sum_{j=1}^n C_{ij} R_j + \sum_{j=1}^n D_{ij} Y_j (-1) \quad (i = 1, \dots, n).$$

<sup>2</sup> Beispielsweise werden hier keine Fremdwährungsanlagen berücksichtigt.

<sup>3</sup> Die Spezifikation in Form von Anteilsgleichungen enthält von vornherein die übliche Homogenitätsrestriktion bezüglich des gesamten Portfolio-Vermögens. In der Portfoliotheorie sind grundsätzlich auch Passiva, d.h. Anlagen mit negativen Anteils-sätzen, zugelassen. In dieser Untersuchung werden jedoch ausschließlich Aktivposi-tionen betrachtet, so daß sämtliche Portfolioanteile positiv sind. Conrad (1980) kam aufgrund einer empirischen Analyse zu dem Ergebnis, daß die Portfolioentscheidun-gen des privaten Nichtbankensektors über die Struktur seiner Aktiva und Passiva separierbar sind.

Ein solches Portfolio-Nachfragesystem läßt sich unter gewissen Annahmen aus einem Nutzenmaximierungsansatz herleiten, indem erwartete Erträge und Risiken gegeneinander abgewogen werden (*Markowitz (1952)*, *Tobin (1958)* und *Parkin (1970)*). Danach hängt jeder Portfolioanteil  $Y_i$  von sämtlichen (erwarteten) Zinssätzen  $R_1, \dots, R_n$  ab. Betrachtet man die einzelnen Anlagen als Substitute, so geht vom Eigenzins ein positiver und von den Fremdzinsen im allgemeinen ein negativer Effekt auf die jeweiligen Portfolioanteile aus. Wenn Abweichungen von der optimalen Portfoliostruktur mit quadratischen Ungleichgewichts- und Anpassungskosten verbunden sind, dann ergibt sich ein multivariater Anpassungsprozeß, d.h. in jeder Gleichung erscheinen auch sämtliche verzögerten Portfolioanteile  $Y_1(-1), \dots, Y_n(-1)$ . Unter den übrigen erklärenden Variablen  $X_1, \dots, X_m$  befinden sich gewöhnlich eine Transaktionsvariable und gegebenenfalls Saison-Dummies. Insgesamt enthält das Nachfragesystem (1) somit  $n(1+m+2n)$  Koeffizienten. In dem hier untersuchten empirischen Modell mit  $n = 9$  Anlageformen und  $m = 4$  weiteren erklärenden Variablen wären mithin mehr als 200 Parameter zu bestimmen.

Die Koeffizienten dieses Portfoliosystems unterliegen allerdings verschiedenen Apriori-Restriktionen, die sich aus der Bilanzrestriktion (Adding-up-Bedingung) ergeben, wonach sich die Portfolioanteile zu Eins addieren müssen. Damit reduziert sich die Zahl der Koeffizienten jedoch nur auf  $(n - 1)(m + 2n)$ . Selbst wenn genügend Beobachtungsdaten zur Verfügung stünden, wären in einem derart allgemeinen System keine sinnvollen empirischen Schätzergebnisse zu erwarten (*Evans (1979)*). Das liegt daran, daß sowohl die Zinssätze als auch die verzögerten Portfolioanteile jeweils untereinander hochgradig korreliert sind. Bereits in kleinen Systemen mit nur drei oder vier Anlagekategorien erhält man regelmäßig insignifikante bzw. vorzeichenverkehrte Koeffizientenschätzungen. In der Regel werden daraufhin die entsprechenden Variablen aus den betreffenden Gleichungen entfernt. Die Folge ist eine weitgehend willkürliche Struktur der Zinseffekte und Anpassungsmuster. Akzentuiert wird dieses Problem noch dadurch, daß zur Einhaltung der Bilanzrestriktionen meist eine Gleichung aus dem System entfernt wird. Die Koeffizienten dieser „Mülleimer“-Gleichung ergeben sich dann implizit aus den geschätzten Parametern der übrigen Gleichungen; ihre ökonomische Plausibilität ist in der Regel äußerst gering.

Wenn die Daten nicht informativ genug sind, um das allgemeine theoretische Modell (1) unter den vorhandenen Apriori-Restriktionen hinreichend präzise zu schätzen, liegt es nahe, nach weiteren plausiblen Apriori-Restriktionen zu suchen. Um die Zahl der Regressoren zu senken, unterstellen wir

einen univariaten Anpassungsprozeß (d. h.  $D_{ij} = 0$  für  $i \neq j$ ). Damit reagieren die Portfolioanteile direkt nur auf „eigene“ Ungleichgewichte – eine Annahme, die in der mikroökonomischen Preistheorie ebenfalls üblich ist. Wegen der Bilanzidentität müssen dann die autoregressiven Koeffizienten in allen Portfolio-Gleichungen übereinstimmen.

Häufig wird auch von symmetrischen Zinseffekten ausgegangen (*Bordes* (1988)). Dies impliziert, daß sich die Zinskoeffizienten auch innerhalb einer Gleichung zu Null addieren, so daß die  $n$  Zinssätze in jeder Gleichung auch durch  $n - 1$  Zinsdifferenzen ausgedrückt werden können. Ökonomisch bedeutet dies, daß eine Erhöhung des Zinsniveaus bei unveränderter Zinsstruktur keine Portfolio-Umschichtungen bewirkt<sup>4</sup>. Da die Anlageentscheidung im Falle symmetrischer Zinseinflüsse nur von den Zinsdifferenzen abhängt und diese für Realzinsen  $(R_i - P) - (R_j - P)$  und Nominalzinsen  $(R_i - R_j)$  identisch sind, lassen sich in einem solchen Modell alle Anlageformen – auch solche mit sicherer Nominalverzinsung wie z. B. Bargeld – wegen der unsicheren künftigen Inflationsrate ( $P$ ) als risikobehaftet ansehen<sup>5</sup>.

In unserem Ansatz werden die  $n - 1$  Zinsdifferenzen in den Portfolio-Gleichungen jeweils durch die Differenz zwischen dem Eigenzins und der durchschnittlichen Portfoliorendite  $(R_i - R)$  ersetzt, wobei letztere wie folgt definiert wird<sup>6</sup>:

$$(2) \quad R := \sum_{j=1}^n R_j Y_j \quad \text{bzw. } R := \sum_{j=1}^n R_j Y_j (-1)$$

Diese Zusatzannahme, durch die sich die Zahl der Regressoren in einem größeren System noch einmal deutlich vermindert, erscheint deshalb sehr plausibel, weil die Differenz zwischen einem beliebigen Zinssatz  $R_i$  und der Portfoliorendite  $R$  auch als gewichtete Summe der  $n - 1$  Differenzen zwischen  $R_i$  und den übrigen Zinssätzen  $R_j$  ( $j \neq i$ ) interpretiert werden kann:

$$(3) \quad R_i - R = R_i \sum_{j=1}^n Y_j - R = \sum_{j=1}^n (R_i - R_j) Y_j.$$

<sup>4</sup> Enthält das Portfolio unverzinsliche Aktiva wie Bargeld und Sichteinlagen, so verändert jede Zinsänderung notwendigerweise die Zinsstruktur und damit auch die Einlagenstruktur.

<sup>5</sup> Zur Berücksichtigung der Inflation in Portfoliomodellen vgl. *Perraudin* (1987).

<sup>6</sup> In den Schätzgleichungen werden zur Reduktion der kontemporären Interdependenz die verzögerten Portfolioanteile  $Y_i (-1)$  als Gewichte verwendet (vgl. Gleichung (18)). In theoretischer Hinsicht läßt sich diese Spezifikation so deuten, daß die Anleger die Verzinsung der verschiedenen Alternativen mit derjenigen Rendite vergleichen, die sie bei passivem Verhalten erzielten, d. h. wenn sie die Portfoliostruktur unverändert beibehielten.

Somit gehen die Informationen aller Zinsdifferenzen in den Regressor  $R_i - R$  ein; die Einschränkung besteht also lediglich darin, daß eine Proportionalität zwischen den Einflüssen der Zinsdifferenzen und den Portfolioanteilen der jeweiligen Alternativanlagen unterstellt wird.

Mit diesen zusätzlichen Restriktionen geht das allgemeine System (1) über in das spezielle Portfolio-Nachfragesystem

$$(4) \quad Y_i = A_i + \sum_{j=1}^m B_{ij} X_j + C_i (R_i - R) + D_i Y_i (-1) \quad (i = 1, \dots, n)$$

mit folgenden Apriori-Restriktionen bezüglich der Koeffizienten:

$$(5) \quad D_i = D \quad (i = 1, \dots, n)$$

$$(6) \quad \sum_{i=1}^n A_i = 1 - D$$

$$(7) \quad \sum_{i=1}^n B_{ij} = 0 \quad (j = 1, \dots, m)$$

$$(8) \quad C_i = C Y_i \text{ (bzw. } C_i = C Y_i (-1)) \quad (i = 1, \dots, n).$$

Diese Restriktionen ergeben sich aus der Adding-up-Bedingung, wobei die Gleichung (8) gleichzeitig symmetrische Zinseinflüsse impliziert. Letzteres wird deutlich, wenn man aus (8) die Koeffizienten  $C_{ij}$  für den allgemeinen Ansatz (1) berechnet:

$$(9) \quad C_{ij} = \begin{cases} C Y_i (1 - Y_i) & \text{für } i = j \\ -C Y_i Y_j & \text{für } i \neq j. \end{cases}$$

Verändert sich im System ein Zinssatz (z.B.  $dR_i > 0$ ) bei Konstanz aller übrigen Zinssätze ( $dR_j = 0$  für  $j \neq i$ ), so tangiert dies die Portfoliorendite  $R$  in zweifacher Weise: erstens durch den direkten, zum betreffenden Portfolioanteil  $Y_i$  proportionalen Zinsänderungseffekt und zweitens durch den von der veränderten Zinsstruktur hervorgerufenen Umschichtungseffekt:

$$(10) \quad dR = Y_i dR_i + \sum_{j=1}^n R_j dY_j.$$

Während das Vorzeichen des Umschichtungseffekts im allgemeinen Modell (1) unbestimmt ist, gilt aufgrund der Beziehung (9) im speziellen Modell (4):

$$(11) \quad \sum_{j=1}^n R_j dY_j = \left( \sum_{j=1}^n R_j C_{ji} \right) dR_i = C Y_i (R_i - R) dR_i.$$

Dies bedeutet, daß der direkte Zinsänderungseffekt auf die Portfoliorendite verstärkt wird, wenn der veränderte Zinssatz überdurchschnittlich hoch ist ( $R_i > R$ ), und daß er abgeschwächt wird, wenn  $R_i < R$  gilt.

Durch die beiden zusätzlichen Annahmen (univariater Anpassungsprozeß und Differenz zwischen Eigenzins und Durchschnittsrendite als einzige Zinsvariable) reduziert sich die Zahl der freien Koeffizienten in den Portfolio-Nachfragefunktionen erheblich, so daß das Modell (4) nur noch  $(n - 1)$   $(1 + m) + 2$  Freiheitsgrade aufweist. Im hier vorliegenden Fall ( $n = 9$  und  $m = 4$ ) schrumpft die Anzahl der frei zu schätzenden Koeffizienten im Portfoliosystem damit auf 42 zusammen.

### III. Zinsstruktur

Im Prinzip könnte man versuchen, die Portfolio-Entscheidungen der Kreditinstitute durch einen ähnlichen Ansatz zu erklären, wie er im vorangehenden Abschnitt für den Nichtbankensektor beschrieben wurde. Wir gehen allerdings davon aus, daß die Geschäftsbanken auf den Finanzmärkten eine aktiver Rolle spielen, als ein Portfolio-Ansatz sie ihnen zuwiese<sup>7</sup>. Ausgehend von der Vorstellung, daß die Geschäftsbanken nicht ein gegebenes Portfoliovolumen auf alternative Anlagen verteilen, sondern Volumen und Struktur ihrer Bilanzen auf den Finanzmärkten unter den Bedingungen monopolistischer Konkurrenz aktiv gestalten, wählen wir einen einfachen Gewinnmaximierungsansatz, der sich sicherlich in verschiedener Hinsicht erweitern läßt (*Santomero (1984)*, *Hancock (1985)* und *Berg (1988)*)<sup>8</sup>.

In diesem Modell nehmen wir an, daß die Aktiva der Kreditinstitute lediglich aus Kreditforderungen an den Nichtbankensektor ( $K$ ) und aus Mindestreserve-Einlagen bei der Zentralbank ( $Z$ ) bestehen. Auf der Passivseite der Bilanz stehen die mindestreservepflichtigen (Termin- und Spar-)Einlagen

<sup>7</sup> Zur Kritik an der Anwendung des Portfoliomodells auf Kreditinstitute vgl. *Schneider (1983)*, S. 28 - 34.

<sup>8</sup> Entsprechend der Konzeption, nur in D-Mark denominierte Aktiva im Portfolio zu berücksichtigen, werden hier Auslandseinflüsse auf die Zinsbildung (wie Auslandszinsen und Wechselkurse) bewußt ausgeklammert.

( $S$ ) und die nicht mindestreservepflichtigen (langfristigen) Einlagen ( $L$ ) sowie die Verbindlichkeiten gegenüber der Zentralbank in Form von Geldmarktpapieren ( $G$ ). Wir unterstellen, wiederum stark vereinfachend, daß sich die Kreditinstitute zum herrschenden, von der Zentralbank kontrollierten Geldmarktsatz ( $RG$ ) in unbegrenzter Höhe bei der Notenbank verschulden können. Die Bilanzidentität lautet somit für die Kreditinstitute

$$(12) \quad K + Z = S + L + G,$$

und ihr Bruttogewinn  $U$  ist durch

$$(13) \quad U := RK \cdot K - RG \cdot G - RS \cdot S - RL \cdot L$$

definiert, wobei  $RK$ ,  $RS$  und  $RL$  die zu  $K$ ,  $S$  und  $L$  korrespondierenden Bankzinssätze sind. Geht man von einem Mindestreservesatz  $M$  aus ( $Z = M \cdot S$ ), so geht die Gewinngleichung (13) unter Verwendung der Bilanzidentität (12) über in:

$$(14) \quad U = (RK - RG) K - (RS - RG(1 - M)) S - (RL - RG) L.$$

Die Nachfrage des Publikums nach Bankeinlagen ( $S$  und  $L$ ) und das Kreditvolumen ( $K$ ) sind im Prinzip Funktionen sämtlicher Soll- und Habenzinsen. Zur Vereinfachung sei hier aber unterstellt, daß in diesen Funktionen jeweils die Eigenzinsen dominieren, d.h.  $S = S(RS)$ ,  $L = L(RL)$  und  $K = K(RK)$ . Dies hat zur Folge, daß die Gewinnbeiträge aus den drei Bankgeschäften mit dem Publikum jeweils separat bezüglich des betreffenden Zinssatzes optimiert werden können. Aus den Bedingungen erster Ordnung ergeben sich dann für die beiden Einlagengeschäfte die optimalen Zinssätze

$$(15) \quad \begin{aligned} RS^* &= (1 - 1/(1 + ES))(1 - M) RG \\ RL^* &= (1 - 1/(1 + EL)) RG, \end{aligned}$$

wobei  $ES$  und  $EL$  die – positiven – Zinselastizitäten der Einlagen  $S$  und  $L$  sind. Hieraus ergibt sich, daß die Banken die Einlagenzinsen mit einem bestimmten Abschlag kalkulieren, der um so größer ist, je zinsunelastischer die Nachfrage nach Bankeinlagen seitens des Publikums ist. Bei den mindestreservepflichtigen Einlagen kommt ein weiterer, zum Mindestreservesatz proportionaler Abschlag hinzu.

Trotz seiner Einfachheit beschreibt dieser Ansatz nicht nur die Abhängigkeit der Marktzinssätze von der Zins- und Mindestreservepolitik der Notenbank, sondern erklärt auch den Zinszusammenhang, d.h. die Korrela-

tion der Zinssätze untereinander, die zu den oben erläuterten Schwierigkeiten bei der Schätzung des Portfolio-Ansatzes führt<sup>9</sup>. Bei der empirischen Spezifikation und Schätzung der Zinsstrukturgleichungen wird schließlich noch berücksichtigt, daß die Banken (aufgrund von Anpassungskosten) mit Verzögerungen auf Änderungen der exogenen Variablen reagieren und daß die Störeinflüsse in den verschiedenen Zinsstrukturgleichungen möglicherweise korreliert sind.

#### IV. Datenbasis

Das auf den oben dargestellten theoretischen Grundlagen basierende ökonometrische Portfoliomodell erklärt die Struktur der finanziellen Aktiva des privaten Nichtbankensektors in der Bundesrepublik Deutschland, wobei sich die Auswahl der Vermögenspositionen stark an der Bankenstatistik<sup>10</sup> orientiert, weil das Modell auch zur Analyse der üblichen Geldmengenaggregate dienen kann. Das Modell umfaßt insgesamt neun Vermögensanlagen  $V_i$  ( $i = 1, \dots, 9$ ), aus denen sich das Finanzvermögen des privaten Sektors zusammensetzt ( $V = \sum V_i$ ):

- V1: Bargeldumlauf (ohne Kassenbestände der Kreditinstitute)
- V2: Sichteinlagen
- V3: Kurzfristige Termineinlagen (bis vier Jahre)
- V4: Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist
- V5: Spareinlagen mit vereinbarter Kündigungsfrist
- V6: Sparbriefe
- V7: Bankschuldverschreibungen und langfristige Termingelder
- V8: Anleihen der öffentlichen Hand<sup>11</sup>
- V9: Euroeinlagen bei Auslandsfilialen und -töchtern deutscher Banken<sup>12</sup>.

Während bei den Sicht-, Termin- und Spareinlagen sowie den Sparbriefen sektorale Zeitreihen für Unternehmen und Privatpersonen verfügbar sind<sup>13</sup>, liegt eine vergleichbare Disaggregation für den Umlauf an Bargeld,

---

<sup>9</sup> Diesen aus Bankensicht entwickelten Ansatz auf die Zinsbildung von längerfristigen Kapitalmarktanlagen (wie öffentliche Anleihen) zu übertragen, erscheint sicherlich nicht ganz unproblematisch. Hier könnten noch andere Bestimmungsfaktoren wie Inflationserwartungen herangezogen werden. Im übrigen nehmen wir an, daß die Zinssätze schwach stationär sind. Die Spezifikation (15) ist aber auch sinnvoll, wenn die Zeitreihen der Zinssätze nicht-stationär, aber kointegriert sind; vgl. dazu *Kirchgässner, Wolters (1988)*.

<sup>10</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, insbesondere Tabelle I.2.

<sup>11</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Tabelle VI.4.

<sup>12</sup> Sie sind – ebenso wie die kurzfristigen Bankschuldverschreibungen – Bestandteil der neuerdings von der Bundesbank ausgewiesenen, erweiterten Geldmenge M3.

<sup>13</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Tabelle III.7.

Bankschuldverschreibungen und öffentlichen Anleihen sowie für die Euro-einlagen nicht vor; hier beziehen sich die Zeitreihen auf den gesamten Nichtbankenbereich.

Bei der Abgrenzung der einzelnen Positionen des Portfolio war im Hinblick auf die Spezifikation der Portfolio-Nachfragefunktionen auch zu beachten, daß zu den einzelnen Aggregaten jeweils möglichst gut korrespondierende Zeitreihen über die entsprechenden Zinssätze bzw. Renditen herangezogen werden sollen. Dies gelingt allerdings aufgrund der Heterogenität mancher Anlageformen und der teils stark differenzierten Konditionen der Kreditinstitute (z.B. Gewährung von Boni bei Spareinlagen) nur näherungsweise. Für die verzinslichen Finanzaktiva wurden folgende Reihen gewählt<sup>14</sup>:

- R3: Zinssatz für kurzfristige Festgelder von 0,1 bis 1 Mio. DM
- R4: Zinssatz für Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist
- R5: Zinssatz für Spareinlagen mit zwölfmonatiger Kündigungsfrist
- R6: Zinssatz für Sparbriefe mit vierjähriger Laufzeit
- R7: Umlaufrendite für Bankschuldverschreibungen
- R8: Umlaufrendite für Anleihen der öffentlichen Hand
- R9: Dreimonatsgeldsatz am Euro-DM-Markt.

Aus diesen Sätzen wird die Portfoliorendite ( $R$ ) als gewichteter Durchschnittswert berechnet, wobei für Bargeld und Sichteinlagen jeweils ein Zinssatz von Null angesetzt wird ( $R1 = R2 = 0$ ). Als exogene Variablen treten im Modell außer dem Portfoliovolumen ( $V$ ) das nominale Bruttosozialprodukt ( $X$ )<sup>15</sup>, der Zinssatz für Dreimonatsgeld in Frankfurt ( $RG$ )<sup>16</sup>, die Mindestreservesätze für Termineinlagen ( $M 3$ ) bzw. für Spareinlagen ( $M 4$ )<sup>17</sup> sowie die Quartalsdummies  $Q1$ ,  $Q2$  und  $Q3$  auf.

<sup>14</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Tabelle V.7. und Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 2, Tabelle 8b.

<sup>15</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt: Fachserie 18, Reihe 1.

<sup>16</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Tabelle V.6.

<sup>17</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Tabelle IV.1.

<sup>17</sup> Kredit und Kapital 2/1991

*Tabelle 1*  
**Portfoliostruktur und Verzinsung am Ende des Jahres 1989**

i	Anlageform	Betrag in Mrd. DM Vi	Anteil am Portfolio in % Yi	Zinssatz bzw. Rendite in % p. a. <sup>a)</sup> Ri
1	Bargeld	147	5,1	0
2	Sichteinlagen	284	9,8	0
3	Kurzfristige Termineinlagen	279	9,6	6,5
4	Spareinlagen, gesetzl. Kfr.	475	16,4	2,7
5	Spareinlagen, vereinb. Kfr.	225	7,7	3,4
6	Sparbriefe	199	6,9	6,9
7	Bankschuldv., langfr. Term.	729	25,1	7,8
8	öffentliche Anleihen	469	16,1	7,5
9	Euroeinlagen	98	3,4	8,1
	Portfolio insgesamt	2904	100,0	5,3 <sup>b)</sup>

<sup>a)</sup> im Durchschnitt des 4. Quartals 1989.

<sup>b)</sup> Portfoliorendite R.

## V. Schätzergebnisse

Das ökonometrische Portfoliomodell setzt sich zusammen aus dem System der (in Form prozentualer Anteile spezifizierten) Vermögensnachfragefunktionen

$$(16) \quad 100 Y_i = A_i + B_{1i} Q_1 + B_{2i} Q_2 + B_{3i} Q_3 + B_{4i} X/V + C (R_i - R) Y_i (-1) + D 100 Y_i (-1) \quad (i = 1, \dots, 9)$$

und einem zweiten System, das die Zinsstrukturgleichungen<sup>18</sup>

$$(17) \quad R_i = E_{1i} + E_{2i} (1 - M_i) RG + E_{3i} (1 - M_i(-1)) RG(-1) + E_{4i} R_i (-1) + E_{5i} R_i (-2) \quad (i = 3, \dots, 9)$$

umfaßt, sowie der Definitionsgleichung für die Durchschnittsrendite des privaten Portfolio:

$$(18) \quad R = \sum_{j=1}^n R_j Y_j (-1).$$

<sup>18</sup> In dieser Darstellung ist  $M_i = 0$  für  $i = 5, \dots, 9$ .

Die Gleichungssysteme (16) und (17) werden jeweils mit der von *Zellner* (1962) und *Theil* (1971) entwickelten JGLS- bzw. RJGLS-Methode<sup>19</sup> für sogenannte SUR-Modelle<sup>20</sup> geschätzt. Dieses Schätzverfahren zeichnet sich durch einen Effizienzgewinn gegenüber der OLS-Einzelgleichungsschätzung aus, wenn zwischen den Residuen verschiedener Systemgleichungen Korrelationen bestehen. Derartige Korrelationen treten im System der Portfolio-Nachfragefunktionen aufgrund der Summenrestriktion zwangsläufig auf und sind im System der Zinsstrukturgleichungen ebenfalls zu vermuten. Außerdem können die gleichungsübergreifenden Restriktionen im ersten System bei der Schätzung explizit berücksichtigt werden. Als Schätzperiode wurde in beiden Systemen der Zeitraum vom ersten Quartal 1975 bis zum vierten Quartal 1989 gewählt. Für die einzelnen Schätzgleichungen wurden jeweils das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) und der Durbin-Watson-Koeffizient (DW) berechnet<sup>21</sup>. Diese einfachen Statistiken können bei der Beurteilung der Spezifikation als grobe Orientierung dienen, wenngleich sich ein strenges Testverfahren auf die verbundene Hypothese des Gesamtsystems beziehen müßte.

Aus der folgenden Tabelle 2 erkennt man unmittelbar, daß die theoretischen Apriori-Restriktionen bei der RJGLS-Schätzung der Portfolio-Nachfragefunktionen eingehalten werden: Während die Koeffizienten für die Zinsvariable und den autoregressiven Term in allen Gleichungen identisch sind, addieren sich die Schätzwerte bei den übrigen Koeffizienten jeweils zu Null; die Summe der Absolutglieder entspricht der Differenz 100 (1 - 0,948) (s. Gleichung (6)). Die überwiegende Zahl der Koeffizienten unterscheidet sich signifikant von Null; insignifikante Werte treten vor allem bei der Konstanten und den Saison-Dummies, aber auch bei der Transaktionsvariable auf, deren Einflußrichtung auch theoretisch unbestimmt ist. Demgegenüber ist der Koeffizient C, der als kurzfristige Zinssemlastizität der Vermögenswerte interpretiert werden kann, mit einem t-Wert von 7,5 statistisch klar gesichert. Sein Wert liegt knapp über Eins, was bedeutet, daß jede Portfolio-Komponente bei einer Zinsänderung, die den Abstand zwischen der Eigenrendite und der Durchschnittsrendite um ein Prozent p.a. vergrößert, unmittelbar – zu Lasten der übrigen Komponenten – um etwa ein Prozent aufgestockt wird. Ist eine derartige Veränderung der Zinsstruktur dauerhaft, so kommt es längerfristig jedoch zu deutlich stärkeren Portfolio-Umschichtungen.

---

<sup>19</sup> (Restricted) Joint Generalized Least Squares.

<sup>20</sup> Seemingly Unrelated Regressions.

<sup>21</sup> Alle Rechnungen wurden mit dem Programmsystem TROLL durchgeführt.

*Tabelle 2*  
**RJGLS-Koeffizientenschätzungen der Portfolio-Nachfragegleichungen**

<i>i</i>	Kon-	Q1	Q2	Q3	X/V	(R <sub>i</sub> - R)	100	<i>R</i> <sup>2</sup>	<i>DW</i>
	stante	<i>Ai</i>	<i>B1i</i>	<i>B2i</i>	<i>B3i</i>	<i>B4i</i>	<i>Yi</i> (-1)	<i>C</i>	<i>D</i>
1	0,22	-0,06*	0,07	0,03*	1,20	1,03	0,948	0,977	1,81
2	0,78	-1,22	-0,08*	-0,67	2,98	1,03	0,948	0,963	2,06
3	1,26	-0,78	-0,54	-0,15*	-2,14*	1,03	0,948	0,899	1,76
4	0,52	0,13*	-0,38	-0,06*	3,21	1,03	0,948	0,984	1,65
5	-0,02*	-0,39	-0,19	-0,47	3,24	1,03	0,948	0,996	1,41
6	-0,05*	0,30	0,12	0,16	0,82*	1,03	0,948	0,995	1,57
7	0,60*	1,38	0,74	0,88	-2,78	1,03	0,948	0,987	1,11
8	1,28	0,39	0,22	0,28	-4,06	1,03	0,948	0,993	0,85
9	0,61	0,25	0,04*	0,00*	-2,46	1,03	0,948	0,977	1,72
	5,20	0	0	0	0	-	-	-	-

\* Wert statistisch nicht gegen Null gesichert (Signifikanzniveau = 0,05).

Aufgrund der Bilanzrestriktion ist der Einfluß der Transaktionsvariablen auf die einzelnen Finanzanlagen (bei gegebenem Portfoliovolumen) teils positiv, teils negativ. Bei einer Zunahme des nominalen Bruttosozialprodukts im Verhältnis zum gesamten privaten Finanzvermögen steigt hierin der Anteil der liquiden Komponenten (Bargeld, Sicht- und Spareinlagen), während die höherverzinslichen langfristigen Vermögensbestandteile reduziert werden. Da das Bruttosozialprodukt ebenso wie die Anlagepositionen durch das Portfolio-Vermögen *V* normiert wird, lassen sich die Koeffizienten *B4i* (*i* = 1, ..., 9) als einfache Multiplikatoren deuten. Bei einem Zuwachs des nominalen Bruttosozialprodukts um 1 Mrd. DM erhöht sich demnach in der gleichen Periode der Bargeldumlauf um 12 Mio. DM, die Sichteinlagen um knapp 30 Mio. DM usw. Auch die saisonalen Schwankungen in der Portfoliostruktur dürften weitgehend Transaktionseinflüsse widerspiegeln. Besonders auffällig ist der Saisoneinfluß bei den Sichteinlagen, deren Anteil im privaten Portfolio im zweiten und vierten Quartal (Eingang von Sonderzahlungen wie Urlaubs- und Weihnachtsgeld) um mehr als einen Prozentpunkt bzw. gut 10 Prozent höher ist als im ersten Quartal. Zu Jahresbeginn werden offensichtlich verstärkt längerfristige Anlageformen nachgefragt.

Der spezifikationsbedingt in allen Gleichungen identische Koeffizient *D* der verzögert endogenen Variablen erscheint mit einem Schätzwert von 0,948 recht hoch. Dies spricht zwar für eine relativ langsame Anpassung des

privaten Portfolio als Ganzes, schließt aber keineswegs aus, daß einzelwirtschaftliche Dispositionen, die meist nur zu Verschiebungen innerhalb des privaten Sektors führen, zum Teil sehr rasch getroffen werden. Im übrigen hängt die Anpassungsdynamik im Portfolio-Nachfragesystem nicht nur vom Koeffizienten  $D$ , sondern auch von der Zinsentwicklung ab, da die verzögerten Portfolioanteile auch in der Zinsvariablen enthalten sind. Das Zusammenspiel der Zins- und Portfoliostruktur bei dynamischen Anpassungsprozessen läßt sich daher nur auf dem Wege der Simulation analysieren (vgl. nächster Abschnitt).

*Tabelle 3*  
**JGLS-Koeffizientenschätzungen der Zinsstrukturgleichungen**

$i$	Konstante	$(1 - Mi)$	$(1 - Mi(-1))$	$Ri (- 1)$	$Ri (- 2)$	$R^2$	$DW$
	$RG$	$RG (- 1)$					
	$E1i$	$E2i$	$E3i$	$E4i$	$E5i$		
3	-0,04*	0,70	-0,35	0,72	-0,12	0,995	1,85
4	-0,00*	0,18	-0,13	1,14	-0,23	0,966	2,21
5	0,03*	0,17	-0,13	1,16	-0,24	0,973	2,19
6	0,27*	0,39	-0,32	0,97	-0,08*	0,968	2,32
7	0,48	0,45	-0,37	0,78	0,08*	0,949	1,84
8	0,49	0,43	-0,36	0,82	0,04*	0,949	1,80
9	0,02*	0,95	-0,61	0,67	-0,02*	0,998	2,31

\* Wert statistisch nicht gegen Null gesichert (Signifikanzniveau = 0,05).

Die Ergebnisse der JGLS-Schätzung der Zinsstrukturgleichungen zeigen, daß sich die Zinssätze bzw. Renditen der verschiedenen Anlageformen in bezug auf das Ausmaß und die Geschwindigkeit der Anpassung an die Zinsentwicklung am inländischen Geldmarkt beträchtlich unterscheiden. Die insgesamt sieben Zinssätze bilden diesbezüglich drei „Cluster“:

1. Zinssätze, die die Zinsentwicklung am inländischen Geldmarkt sehr schnell und nahezu in vollem Umfang widerspiegeln ( $R3$  und  $R9$ ),
2. Kapitalmarktsätze bzw. -renditen, die sich zwar relativ schnell anpassen, aber Schwankungen des Geldmarktsatzes nur in gedämpfter Form – etwa zu 60 Prozent – nachvollziehen ( $R6$ ,  $R7$  und  $R8$ ),
3. Zinssätze für traditionelle Sparguthaben, bei denen die Zinsänderungen am Geldmarkt ebenfalls nur teilweise – etwa zu 55 Prozent – und dazu noch mit längeren Verzögerungen weitergegeben werden ( $R4$  und  $R5$ ).

## VI. Simulation von Zinsänderungen

Aufgrund der unterschiedlichen Reaktion der verschiedenen Zinssätze führen Änderungen des Geldmarktsatzes, wie sie etwa aufgrund von geldpolitischen Maßnahmen auftreten können, zu Verschiebungen der Zinsstruktur und damit auch zu einer veränderten Struktur der Nachfrage nach Finanzanlagen. Zur Abschätzung der dabei auftretenden Substitutionseffekte werden mit dem ökonometrischen Portfoliomodell mehrere Simulationsanalysen durchgeführt. Zunächst wird untersucht, wie sich die Zusammensetzung des privaten Portfolio ändert, wenn einzelne Zinssätze bzw. Renditen der Anlagealternativen exogen um ein Prozent p.a. angehoben werden. Bei diesen Simulationen werden nur die Portfolio-Nachfragefunktionen (16) und die Definitionsgleichung (18) benutzt. In einem weiteren Schritt wird dann – unter Einschluß der Zinsstrukturgleichungen (17) – eine exogene Erhöhung des Dreimonatsgeldsatzes um ebenfalls ein Prozent p.a. simuliert.

Eine exogene Zinsanhebung bei einem Finanzaktivum führt im Portfoliomodell aufgrund der Zinsaufbesserung im Vergleich zur Durchschnittsrendite zu einer vermehrten Nachfrage nach dieser Anlageform. Da in diesem Fall aber auch die Durchschnittsrendite gemäß dem Portfolioanteil der von der Zinserhöhung betroffenen Anlageform steigt, verschlechtert sich – relativ gesehen – die Verzinsung der übrigen Aktiva. Dieser Mechanismus sorgt dafür, daß der Gesamtanlagebetrag von Änderungen der Zinsstruktur unberührt bleibt; es treten lediglich Portfolio-Umschichtungen ein, deren Ausmaß der relativen Bedeutung der begünstigten Anlageform im Portfolio entspricht.

Umgekehrt haben die Verschiebungen zwischen den Vermögenskomponenten wiederum Rückwirkungen auf die Portfoliorendite, da sich die Gewichte bei der Durchschnittsbildung ändern. Wird beispielsweise ein ohnehin schon überdurchschnittlich hoher Zinssatz weiter angehoben, so steigt die Portfoliorendite zum einen unmittelbar aufgrund der Zinsänderung und zum anderen – mit einer gewissen Verzögerung – aufgrund der Umschichtung von Vermögensteilen zu diesem Hochzins-Aktivum (s. Gleichungen (10) und (11)). Bei der Anhebung eines unterdurchschnittlichen Zinssatzes wirkt der Umschichtungseffekt jedoch dem direkten Zinsänderungseffekt entgegen mit der Folge, daß sich die Portfoliorendite weniger stark erhöht.

Von der Reaktion der Durchschnittsrendite auf die Zinsstrukturänderung hängt aber letztlich das Ausmaß der langfristig induzierten Umschichtungen im privaten Portfolio ab. Sie fallen demnach um so stärker aus, je größer

der Portfolioanteil und je höher das Zinsniveau der Anlageform ist, deren Verzinsung sich relativ verbessert (vgl. Tabelle 4 in Verbindung mit Tabelle 1). Bei einer Erhöhung der Rendite für Bankschuldverschreibungen und langfristige Termineinlagen (Anlageform mit dem höchsten Portfolioanteil und weit überdurchschnittlicher Verzinsung) werden in den ersten beiden Jahren (mindestens) 1,42 Prozent des Gesamtanlagebetrages umgeschichtet, während es bei einer entsprechenden Erhöhung der Zinssätze für Euroeinlagen (kleinster Portfolioanteil) und Spareinlagen mit vereinbarter Kündigungsfrist (extrem niedrige Verzinsung) nur 0,28 und 0,44 Prozent sind.

**Tabelle 4**  
**Wirkungen von exogenen Zinserhöhungen um ein Prozent p.a.**  
Veränderung der prozentualen Portfolioanteile nach zwei Jahren

Endogene Variable	Exogen angehobener Zinssatz							
	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	RG
Y1	-0,03	-0,04	-0,02	-0,02	-0,08	-0,05	-0,01	-0,12
Y2	-0,05	-0,07	-0,03	-0,04	-0,14	-0,10	-0,02	-0,23
Y3	0,63	-0,10	-0,05	-0,05	-0,19	-0,13	-0,03	0,26
Y4	-0,10	0,88	-0,07	-0,08	-0,29	-0,19	-0,04	-0,13
Y5	-0,05	-0,07	0,44	-0,03	-0,13	-0,09	-0,02	-0,05
Y6	-0,05	-0,08	-0,03	0,48	-0,14	-0,09	-0,02	0,02
Y7	-0,20	-0,29	-0,13	-0,15	1,42	-0,37	-0,08	0,07
Y8	-0,13	-0,19	-0,09	-0,10	-0,36	1,06	-0,05	0,03
Y9	-0,03	-0,04	-0,02	-0,02	-0,08	-0,05	0,28	0,15
(Summe)	0	0	0	0	0	0	0	0
nachrichtlich:	(Veränderung in Prozent p.a.)							
R	0,11	0,14	0,06	0,08	0,32	0,21	0,05	0,51

Wegen der unterschiedlichen Anpassung der einzelnen Zinssätze bzw. Renditen ändert sich bei einer exogenen einprozentigen Erhöhung des Dreimonatsgeldsatzes die Struktur der Vermögensnachfrage. Mittelfristig spiegeln sich die im vorangehenden Abschnitt festgestellten „Zins-Cluster“ in den Verschiebungen im Portfolio wider. Besonders stark nehmen die Termin- und Euroeinlagen zu, deren Zinssätze sehr eng mit dem inländischen Geldmarktsatz verknüpft sind; ihr Anteil erhöht sich in den ersten beiden Jahren zusammengenommen um 0,4 Prozentpunkte oder knapp 3 Prozent.

Auch bei der Nachfrage nach Kapitalmarktanlagen (Sparbriefe, Bankschuldverschreibungen und langfristige Termineinlagen sowie öffentliche Anleihen) ist mittelfristig ein leichter Anstieg zu verzeichnen. Demgegenüber vermindern die privaten Anleger den Anteil der zinslosen und wenig zinsreagiblen Aktiva (Bargeld, Sicht- und Sparguthaben) um mehr als einen halben Prozentpunkt oder 1 ½ Prozent.

Gegen die empirische Relevanz dieser Ergebnisse lassen sich verschiedene theoretische Einwände vorbringen, die sich letztlich gegen die bei der Spezifikation getroffenen vereinfachenden Modellannahmen richten. So erscheint es durchaus problematisch, bei einer Erhöhung des allgemeinen Zinsniveaus von einem exogen vorgegebenen privaten Bruttogeldvermögen auszugehen. Aus der Sicht der Kreditinstitute stellt die Mittelaufnahme am Geldmarkt nämlich nicht nur eine Alternative zum Einlagengeschäft dar, sondern dient vor allem der Refinanzierung von Krediten. Daher steigen mit den Geldmarktsätzen nicht nur die Haben- sondern auch die Sollzinsen an, wodurch die private Kreditaufnahme zurückgedrängt und die Bilanz des privaten Sektors verkürzt wird. Ein anderer Einwand könnte sich auf die fehlende Berücksichtigung der realwirtschaftlichen Wirkungen der Zins erhöhung und deren Rückwirkung auf die Anlagedispositionen über die Transaktionsvariable beziehen. Um derartige Interdependenzen angemessen zu berücksichtigen, wäre jedoch ein umfassendes gesamtwirtschaftliches Modell (wie das Bundesbankmodell) erforderlich. Die isolierende Betrachtung soll hier jedoch die grundlegende Wirkungsweise des ökonomischen Portfoliomodells verdeutlichen.

### Literaturverzeichnis

- Backus, D., Brainard, W. C., Smith, G., Tobin, J. (1980): A Model of U.S. Financial and Nonfinancial Economic Behavior, Journal of Money, Credit and Banking 12, 259 - 293. – Berg, S. A. (1988): Commercial Bank Profitability and the Level of Interest Rates, Norges Bank, Arbeids Notat 1988/8. – Bordes, C. (1988): Modelisation des comportements financiers, Banque de France, Cahiers Economiques et Monetaires 29, 141 - 175. – Brainard, W. C., Tobin, J. (1968): Pitfalls in Financial Model Building, The American Economic Review Proceedings 58, 99 - 122. – Conrad, K. (1980): An Application of Duality Theory: A Portfolio Composition of the West-German Private Non-Bank Sector 1968 - 1975, European Economic Review 13, 163 - 187. – Erp, F. A. M. van, Hasselman, B. H., Nibbelink, A. G. H., Timmer, H. R. (1989): A Monetary Model of the Dutch Economy; A Quarterly Submodel of Freia-Kompas, Economic Modelling 6, 56 - 93. – Evans, W. H. (1979): Financial Modelling in Australia, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 7902. – Fase, M. M. G. (1985): MORKMON: A Quarterly Model of the Netherlands Economy for Macroeconomic Policy Analysis, De Nederlandsche Bank N. V., Monetary Monographs 2, Dordrecht: Martinus Nijhoff. –*

*Hancock, D.* (1985): Bank Profitability, Interest Rates, and Monetary Policy, *Journal of Money, Credit and Banking* 17, 189 - 202. – *Keating, G.* (1984): The Financial Sector of the LBS Model, London Business School, Centre of Economic Forecasting Discussion Paper 115. – *Kirchgässner, G., Wolters, J.* (1984): Uncovered Interest Parity Condition Between the United States and Europe Under Different Exchange Rate Regimes, Freie Universität Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Discussion Paper 3/88. – *Lüdeke, D., Friedrich, D., Hummel, W., von Natzmer, W., Röger, W., Röhling, W., Termin, J.* (1984): Freiburger und Tübinger Quarterly Econometric Model für die Federal Republic of Germany: An Overview, *Economic Modelling* 1, 139 - 232. – *Markowitz, H.* (1952): Portfolio-Selection, *Journal of Finance* 7, 77 - 91. – *Parkin, M.* (1970): Discount House Portfolio and Debt Selection, *Review of Economic Studies* 37, 469 - 497. – *Perraudin, W. R. M.* (1987): Inflation and Portfolio Choice, *IMF Staff Papers* 34, 739 - 759. – *Santomero, A. M.* (1984): Modeling the Banking Firm, *Journal of Money, Credit and Banking* 16, 576 - 602. – *Schneider, R.* (1983): Ein monetäres liquiditätstheoretisch orientiertes ökonometrisches Vierteljahresmodell der Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt am Main: Peter Lang. – *Theil, H.* (1971): *Principles of Econometrics*, Amsterdam: North Holland. – *Tobin, J.* (1958): Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, *Review of Economic Studies* 25, 65 - 86. – *Tödter, K.-H.* (1990): Das ökonometrische Modell der Deutschen Bundesbank: Entwicklung, Struktur und Perspektiven, in: *Nakhaeizadeh, G., Volkmer, K.-H. (Hrsg.)*: Neuere Entwicklungen in der angewandten Ökonometrie, Heidelberg: Physica. – *Wewel, M. C.* (1991): The Macroeconometric Model of the Deutsche Bundesbank: A Brief Review, in: *Gruuber, J. (Ed.)*: *Econometric Decision Models; New Methods of Modeling and Applications*, Berlin: Springer. – *Zellner, A.* (1962): An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association* 57, 348 - 368.

## Zusammenfassung

### **Ein ökonometrisches Portfoliomodell für den privaten Sektor in der Bundesrepublik Deutschland**

Obwohl die von *Markowitz* und *Tobin* entwickelte Portfoliotheorie dank ihres hohen Erklärungsgehalts heute in der geldtheoretischen Diskussion eine dominierende Stellung einnimmt, gibt es bisher nur wenige ökonometrische Portfoliomodelle, die sowohl in theoretischer als auch in empirischer Hinsicht voll befriedigen. Dies hängt vor allem mit methodischen Schwierigkeiten zusammen, die sich bei der Schätzung größerer Portfolio-Nachfragesysteme ergeben. Zwar unterliegen die Koeffizienten eines solchen Systems zahlreichen, theoretisch begründeten Restriktionen, doch ist die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten trotz dieser Restriktionen immer noch zu hoch, um signifikante und plausible Schätzwerte zu erhalten. In dieser Situation erscheint es angebracht, zusätzliche, plausibel erscheinende Apriori-Restriktionen zu spezifizieren und die verbliebenen Koeffizienten dann mit einem – alle Restriktionen berücksichtigenden – Systemsschätzverfahren empirisch zu ermitteln.

Dieser Weg wird in dem hier beschriebenen Portfoliomodell für den privaten Nichtbankensektor in der Bundesrepublik Deutschland beschritten. Die insgesamt neun Vermögensnachfragefunktionen enthalten außer einer Konstanten und den Saison-

Dummies nur drei erklärende Variablen: die Differenz zwischen dem Eigenzins und der Durchschnittsrendite des gesamten Portfolio, die Transaktionsvariable und die jeweilige lag-endogene Variable. Gleichwohl wirken sich isolierte Zinsänderungen über die Durchschnittsrendite auf sämtliche Portfolio-Komponenten aus. Zusätzlich zu den Portfolio-Nachfragefunktionen werden Zinsstrukturgleichungen für die einzelnen Vermögensanlagen spezifiziert, welche aus einem Gewinnmaximierungsansatz für die Kreditinstitute abgeleitet sind. Sowohl die Portfolio-Nachfragefunktionen als auch die Zinsstrukturgleichungen werden mit dem von *Zellner* und *Theil* entwickelten Schätzverfahren JGLS ermittelt, erstere unter Beachtung sämtlicher Apriori-Restriktionen (RJGLS). Dabei ergeben sich durchweg signifikante und plausible Schätzwerte. Mit dem geschätzten Modell werden verschiedene Simulationen durchgeführt, mit denen die Wirkungen von Änderungen der Zinsstruktur und des Zinsniveaus auf die Zusammensetzung des privaten Portfolio analysiert werden.

## Summary

### An Econometric Portfolio Model for the Private Sector in the Federal Republic of Germany

Although – thanks to its high explanatory value – the portfolio theory developed by *Markowitz* and *Tobin* plays a dominant role in today's theory-of-money discussion, the economic portfolio models that are fully satisfactory, both theoretically and empirically, have been small in number hitherto. The main reasons therefore are the methodical difficulties that arise in estimating large-scale portfolio demand systems. Although the coefficients involved in such systems are subject to many theory-based restrictions, the coefficients to be estimated are still too large in number in spite of such restrictions in order to allow significant and plausible estimated values to be obtained. In this situation it would appear to be appropriate to specify additional extraneous restrictions that are apparently plausible and to ascertain subsequently the remaining coefficients by empirical methods by means of a system estimation procedure that takes all restrictions into account.

This way has been chosen for the portfolio model described in this paper for the private non-bank sector in the Federal Republic of Germany. The asset demand functions, nine in all, comprise – besides a constant and the seasonal dummies – only three explanatory variables: the difference between the returns on net worth and the average yield of the entire portfolio; the transaction variable; and the respective lag-endogenous variable. Nonetheless, isolated interest rate variations have implications for all portfolio components through the average yield. In addition to the portfolio demand functions, interest rate pattern equations have been specified for the individual types of investment derived from a profit maximization approach for credit institutions. Both the portfolio demand functions and the interest rate pattern equations have been ascertained by the JGLS estimation method developed by *Zellner* and *Theil*, the former by taking account of the totality of the extraneous restrictions (RJGLS). The estimated values so obtained are significant and plausible in the main. Several simulation runs have been made on the basis of the model analyzing the effects of variations in the interest rate pattern and the level of interest rates on the composition of private portfolios.

## Résumé

### Un modèle économétrique des portefeuilles pour le secteur privé en République fédérale d'Allemagne

Bien que la théorie des portefeuilles, développée par *Markowitz* et *Tobin*, détienne grâce à ses excellentes explications, une place dominante dans la discussion théorique monétaire, il n'existe jusqu'à présent que peu de modèles de portefeuilles économétriques qui soient satisfaisants à la fois sur les plans théorique et empirique. Ceci est dû avant tout à des difficultés méthodiques que l'on rencontre lors de l'estimation de systèmes de demande de portefeuilles plus importants. Les coéfficients d'un tel système sont certes soumis à de nombreuses restrictions justifiées théoriquement. Mais, malgré ces restrictions, le nombre des coéfficients à estimer est encore toujours trop élevé, que pour obtenir des estimations significatives et plausibles. Il semble opportun dans cette situation de spécifier d'autres restrictions *a priori* qui semblent plausibles et de déterminer ensuite empiriquement les coéfficients restants, avec une méthode d'estimation de système qui tient compte de toutes les restrictions.

Cette voie est suivie dans le modèle des portefeuilles décrit ici pour le secteur privé non-bancaire de la République fédérale d'Allemagne. Les neuf fonctions au total de demande de patrimoine ne contiennent, outre une constante et les facteurs saisonniers, que trois variables explicatives: la différence entre le taux d'intérêt propre et le rendement moyen de tout le portefeuille, la variable de transaction et la variable correspondante endogène. Néanmoins, des changements isolés des taux d'intérêt se répercutent par le rendement moyen sur tous les composants du portefeuille. En plus des fonctions de demande de portefeuilles, des équations de structures des taux d'intérêt pour les différents placements de la fortune sont spécifiées. Celles-ci sont dérivées d'une théorie de maximisation des revenus pour les instituts de crédit. Les fonctions de demande de portefeuilles ainsi que les équations de structure des taux d'intérêt sont déterminées avec la méthode d'estimation JGLS, développée par *Zellner* et *Theil*; pour les premières, en tenant compte de toutes les restrictions *a priori* (RJGLS). Il en résulte sans exception des estimations significatives et plausibles. Les auteurs font avec le modèle estimé diverses simulations, avec lesquelles sont analysés les effets de changements de la structure des taux d'intérêt et du niveau des taux d'intérêt sur la composition du portefeuille privé.