經濟論叢

第131巻　第4·5号

昭和58年4·5月

京都大學經濟學會

長期金融市場における利子率の決定：展望*

釜　江　廣　志

I　は じ め に

長期金融市場における利子率決定の分析は，従来，長期と短期の利子率の関係を問題にする期間構造アプローチによって行なわれることが多かった。しかし近年に至って，誘導形接近法である期間構造アプローチには少なからぬ批判や反証がなされ，他方では，構造方程式による接近，即ち金融資産に対する需要・供給関数を明示的に定式化し，それらに基づいて利子率を決定する分析が試みられている。しかるに，特にわが国では，このような分析に対してこれまで十分な注意が払われていなかったように思われる。そこで本稿では，構造方程式接近を用いる論文を取り上げて，それらの理論的側面を中心に展望を行なうことにしたい。

第2節では，期間構造アプローチを概観する。ただし，これについては既に展望論文（例えば，バン・ホーン〔34〕）が存在するので，ここでは最近の論文でこのアプローチに批判的な内容のものを主として取り上げる。

第3節では，構造方程式接近による分析をレビューする。初めに〔A〕で金融資産の所望需要を説明する長期の需要関数の定式化を取り上げ，次に〔B〕でポートフォリオの調整を表現する短期の需要関数の定式化を検討し，最後に〔C〕では以上のように定式化された需要関数に基づく利子率決定のメカニズムについて調べる。

* 本稿は昭和57年度科学研究費補助金（奨励研究（A））による研究成果の一部である。発表の機会を与えていただいた本誌編集委員会と浅沼萬里助教授に感謝申し上げたい。

II 期間構造アプローチ

本節では期間構造アプローチに批判的な内容の分析を主として取り上げるが，その準備としてこのアプローチを採る論文のいくつかを概観する。

純粋期待（Pure Expectation）仮説はルッツ〔17〕などによって展開されたもので，均衡において先物利子率は予想短期利子率に等しいとする。危険プレミアム（Risk Premium）仮説はヒックス〔16〕によるもので，これは純粋期待仮説の修正であり，先物利子率が予想短期利子率と危険プレミアム（流動性プレミアム）の和に等しいとする。一般に，債券の満期期間が長くなるほど元本の価値に関する危険が増大するが，投資家にあえて長期債への投資をさせるように付けられるプレミアムを危険プレミアムと言う。

モディリアーニ＝サッチ〔21, 22〕の特定期間選好（Preferred Habitat）仮説はカルバートソン〔7〕の市場分断（Market Segmentation）仮説を基礎としている。後者では，市場の参加者は特定の満期期間のみの資産と負債を好むことが仮定され，それらの利子率はそれらに対する需給だけによって決まり，市場は満期期間ごとに分断されている，と考えられている。前者では，市場の参加者が特定の満期期間を好むことが仮定されるが，特定の満期期間以外の資産でも十分なプレミアムが付いていれば，それに投資する可能性は認められている。

モディリアーニ＝サッチは，この特定期間選好仮説を純粋期待仮説・危険プレミアム仮説・市場分断仮説を組み合わせて導出している。また，予想形成の仮説としては回帰仮説と外挿仮説を用いる。まず，純粋期待仮説の含意，すなわち異なる債券はそれらの満期期間が異なっていてもそれらの所有期間利回りが均衡において等しい[1]こと，から，

$$R_t = r_t - (\text{予想されるキャピタル・ゲイン})$$

である。ここに，R_t, r_t は各々期 t の長期利子率，短期利子率である。次に，

1) 例証がバン・ホーン〔34〕p. 83-84 にある。

危険プレミアム仮説と市場分断仮説から，長期利子率と短期利子率の差は長期債と短期債の需給関係によっても影響される。予想されるキャピタル・ゲインは長期利子率の予想の変化により決定されるとすると

$$(1)\qquad R_t = r_t + \beta \Delta R_t^e + F_t$$

が得られる。ここに，R_t^e は予想長期利子率，β は定数，F_t は債券の需給要因の効果を表わす。予想形成については，利子率に関する市場の予想がある正常な水準に回帰していくという回帰仮説と，今期の予想利子率の変化が前期までの変化の一定割合であるという外挿仮説を用いて

$$(2)\qquad \Delta R_t^e = -aR_t + \sum_{i=1}^{m} b_i R_{t-i} + C$$

なる関係が導出される。

実際に計測がなされているのは，(2)を(1)に代入して得られる式から導かれる

$$(3)\qquad R_t = \alpha + \beta_0 r_t + \sum_i \beta_i r_{t-i} + \eta_t$$

を変形した

$$(4)\qquad R_t - r_t = \alpha + (\beta_0 - 1) r_t + \sum_i \beta_i r_{t-i} + \eta_t$$

である。ここに，η_t は誤差項である。政府債と3か月物財務省証券のデータを用いた計測によれば，推定された係数の大きさと符号は，ラグつき変数のそれらも含めて，予想されるとおりであった。

また，モディリアーニ＝シラー〔20〕は，予想名目利子率を予想実質利子率と予想物価変化率の和に等しいとし，これら2変数が各々の変数の過去の値に依存すると仮定して

$$(5)\qquad R_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{m} \beta_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \gamma_i P_{t-i} + U_t$$

なる関係式を導出している。ここに，P_{t-i} は期 $(t-i)$ の物価変化率である。社債利回り，4～6か月物コマーシャル・ペーパー利回りと消費者物価デフレータを用いた計測の結果によれば，ラグつきの短期利子率とラグつきの物価変化率は各々一括すると有意であり[2]，全体としてモデルを支持していた。

以上のような期間構造アプローチに対しては，さまざまな批判や反証——主として実証的根拠にもとづくものが多い——が提出されている。それらのうちで最近の論文のいくつかを取り上げてみよう。

まず，フリードマン=ローリーは，期間構造アプローチが誘導形方程式を使用するため，理論的根拠から関数関係を導出する構造方程式接近法に比べ，擬似的な相関関係をも問題にしがちである，と批判している（[13]）。

次に，個々の仮説についてであるが，純粋期待仮説についてはフリードマン〔11〕のテストがある。この論文では予想形式に関し特定の仮定が設けられず，市場の参加者についてのサーベイ・データから採集した利子率の予想が直接に利用されている。これを用いて，先物利子率を予想利子率で説明する関係式が計測され，得られた結果によれば，先物利子率は予想利子率と等しくはならず，純粋期待仮説は否定されている。

モディリアーニ=サッチらの特定期間選好仮説に対しては効率的市場（Efficient Market）仮説の立場から反証が出されている。ここではそれらのうちフィリップス=ピッペンジャー〔24, 25〕を取り上げる。効率的市場仮説は，現行の利子率が全ての利用可能な情報を反映して決まり，ランダムな動きをすると考える。フィリップス=ピッペンジャーはさらに，長期利子率と短期利子率はともにランダムな動きをするが，それら双方に関連する情報に反応することを通して関係を持つ，とする「単純化された効率的市場仮説」を展開し，

（6） $R_t=R_{t-1}+\lambda\Delta r_t+U_t$

という関係式を設定する。この式と式(3)をともに1階の階差形とし[3]，モディリアーニ=サッチと同じデータを用いて計測を行なっているが，その結果によれば式(3)の階差形の式においてラグつき変数の係数は全て有意ではなくなり，特定期間選好仮説は支持されていない。

その他にペサンド〔23〕も効率的市場仮説の立場から，カナダの国債と大蔵

2) フィリップス=ピッペンジャー〔25〕p. 154 参照。
3) 階差形にする理由として，式（3）が式（6）とは異なりラグつき被説明変数を説明変数として含んでいないため，式（3）よりも式（6）に有利な結果が出る点が言及されている。

省証券のデータを用いたテストをしている。計測結果によれば，説明変数のうちで当期の短期利子率は有意であるものの，前期以前のラグつき短期利子率には全く有意なものが存在せず，特定期間選好仮説に疑問が投げかけられている。

また，シラー〔30〕やシングルトン〔31〕は，債券利回りの変動が純粋期待仮説と合理的期待仮説の結合仮説とコンシステントでないことを示している。

最後に，期間構造アプローチでは，資産選択行動の決定要因に対する市場参加者の反応は長期利子率の決定に影響を与えない，従って長期債に対する需給は長期利子率の決定に無関係である，と仮定されているが，これにも批判がある（フリードマン〔10〕p. 672参照)。この点に対処するため，いくつかの分析は需給要因を明示的に付け加えている。例えば，モディリアーニ＝サッチ〔21〕は供給要因を政府債の供給の構成比もしくはその変化で代理させているが，それらは有意ではない。他に，エコルズ＝エリオット〔9〕(需要要因は有意，供給要因は非有意)，ビューズ〔5〕(供給要因はやや有意)，黒田〔35〕(供給要因はほとんどの場合，非有意）などがある。このように，多くの場合，需給要因は有意ではなく，構造方程式にもとづく分析を行なう必要はないように見える。しかし，以上の分析はいずれも誘導形接近を用いている。ところで，制約を付けない誘導形の式の係数の直接最小二乗法による推定値は，構造方程式の係数の3段階最小二乗法もしくは完全情報最尤法による推定値よりも非効率的である[4]。従って，制約なしの誘導形の式である期間構造モデルにおいて推定される需給要因が有意でなくても，構造方程式モデルを推定しその誘導形の式を計算すると有意になることがあり[5]，この点からも構造方程式による検討が必要とされるのである。

III　構造方程式アプローチ

以下で主として取り上げられるのは，一般均衡モデルに金融資産を導入して

4)　ドライムス〔8〕p. 133 参照。
5)　メイソン〔18〕p. 363 参照。

資金循環モデルの構築を意図するブレイナード＝トービン（以下では $B=T$ と略記）〔3〕とそれをさらに発展させようとするバッカス＝ブレイナード＝スミス＝トービン（以下では $B=B=S=T$ と略記）〔1〕，部分均衡モデルであるが $B=T$ モデルの展開を試みるフリードマン〔10〕の各論文である。

〔A〕長期需要関数

$B=T$ はこの関数を設定するのに際し，金融機関とそれ以外の公衆とを区別している。公衆の金融資産保有は

$$(11)\qquad A_{it}^{*}=(\sum_{k}\beta_{ik}r_{kt}+\gamma_{i}Y_{t}+\pi_{i})W_{t}$$

である。ここに，A_{it}^{*} は期 t における金融資産 i の所望保有額，r_{kt} は期 t における金融資産 k の収益率，Y_t，W_t は各々期 t における公衆の所得と富である。金融機関の金融資産保有は

$$(12)\qquad A_{it}^{*}=(\sum\beta_{ik}'r_{kt}+\pi_{i}')D_{t}+(\sum\beta_{ik}''r_{kt}+\pi_{i}'')T_{t}$$

である。ここに，D_t，T_t は各々必要準備額を除いた処分可能な要求払預金と定期性預金である。

これに対し，フリードマン〔10〕は公衆と金融機関を区別せず一般的に定式化している。

$$(13)\qquad A_{it}^{*}/W_{t}=\sum_{k}\beta_{ik}r_{kt}+\sum_{h}\gamma_{ht}X_{ht}+\pi_{i}$$

ここに，W_t は期 t における投資家の保有金融資産の合計（富），X_{ht} は期 t において影響を持つ収益率以外の変数 h である。

$B=B=S=T$ は各部門の需要関数を共通の形で

$$(14)\qquad A_{it}^{*}/W_{t}^{e}=\sum_{j}\beta_{ij}X_{jt}+\pi_{i}$$

としている。ここに，W_t^e は期 t における処分可能な金融資産の合計の予想値，X_{jt} は期 t における第 j 説明変数である。

以上の各定式化では，金融資産保有が富（もしくは処分可能な金融資産ないし預金）に関して1次同次であると仮定されている[6]。バランス・シートの恒

6) ゴールドフェルド〔14〕は富に関して1次同次を仮定する場合と，1次同次でないことを仮↗

等関係，すなわち加算性（adding-up）の制約 $\sum_i A_{it}^*=W_t$ は $B=T$ の公衆の金融資産需要の場合，

$$\sum_i \beta_{ik}=0,\quad \sum_i \gamma_i=0,\quad \sum_i \pi_i=1$$

であれば満たされる。他の定式化についても同様の条件によって満足される。なお，$B=T$ は，この制約を満たすためには，全ての金融資産の需要方程式が共通の説明変数を含んでいなければならないことを説明している。

上記のような需要関数の定式化のうち特に金融機関のそれについては，固有の制度的な要因に注意を払うべきで，家計・企業などと同じ画一的な定式化に問題があることは当然である。さらに，金融機関のうちでも銀行などの一般金融機関と，長期の資金を受入れて運用する機関投資家についての取扱いを区別する必要があると思われる。

〔B〕短期需要関数

まず，$B=T$ はポートフォリオの調整行動を

$$\Delta A_{it}=\sum_{k=1}^{N}\theta_{ik}(A_{kt}^*-A_{k,t-1})+\delta_i\Delta W_t \tag{15}$$

と定式化する。ここに，A_{it}^* は投資家の期 t における金融資産 i の所望保有額，A_{it} はそれの実際の保有額，W_t は投資家の期 t における富$(\sum_i A_{it}^*=\sum_i A_{it}=W_t)$，$\theta_{ik}$ は調整係数（$\sum_i \theta_{ik}=1$），δ_i は係数（$0\leqq\delta_i\leqq1$ かつ $\sum_i \delta_i=1$）である。式(15)の右辺第１項は金融資産の現存ストックの調整を[7]，第２項は富の増加分の配分を，各々表わしている。

この定式化の特徴は次の３点である。第１に，ある金融資産の調整はそれ自体の所望保有額からの乖離に依存するだけでなく，他の全ての金融資産の所望保有額からの乖離にも依存するという交差調整効果を考慮していることである。

↘定する場合の各々の計測結果を比較するというテストを行ない，ほとんどのケースで１次同次を仮定する方がよりリーズナブルな結果をもたらす，と結論している。

7）このモデルの理論的基礎づけとして，金融資産の計画保有額と所望保有額の差と，計画保有額と前期の実際の保有額の差の各々の２次関数である「ペナルティ関数」を最小化することによって，B=T と同様の調整関数を導出する試みがスピント＝ターハン〔33〕によりなされている。

第2は，長期の需要関数と同様に，加算性制約を満足することである。$B=T$ は金融モデルがこの制約を満たすように定式化されなければならないことを強調している。第3は，富の増分を説明変数として含んでいることである。富の増分，すなわち新たな貯蓄の配分と，既に存在している富の再配分とでは取引費用が異なり，前者の方がより容易に調整可能であるという理由にもとづいて，新たな貯蓄の配分が富の現存ストックの調整から区別されている。

以上のような $B=T$ モデルに対しては，次のような批判や改良の試みがなされている。第1は，スミス〔32〕による批判で，式(15)はポートフォリオの不均衡を“overdescribe”しているというものである。なぜなら

$$\sum_{k=1}^{N}(A_{kt}^*-A_{k,t-1})=\varDelta W_t$$

であって，式(15)の説明変数は互いに独立ではないからである。パービス〔27〕はこれに対して式(15)の $\delta_i\varDelta W_t$ を削除することを提案している。

この点に関連して，バッカス＝パービス〔2〕と $B-B-S-T$ の定式化を見ておこう。バッカス＝パービスの定式化は

$$(16)\qquad \varDelta A_{it}=\sum_k \theta_{ik}(A_{kt}^*-A_{k,t-1})+\beta_i(Y_t-Y_t^e)$$

である。ここに，Y_t，Y_t^e は各々期 t の所得，予想所得である。これを $B=T$ モデルと比べると，富の増分の代りに予想されない所得が説明変数として付け加えられている点が異なる。他方，$B=B=S=T$ も $\varDelta W_t$ を削除した次のような定式化を行なっている。

$$(17)\qquad \varDelta A_{it}=\sum_j E_{ij}(A_{jt}^*-A_{j,t-1})+\sum_j F_{ij}(S_{jt}-S_{jt}^e)+\sum_j G_{ij}Z_{jt},$$

ここに，$(S_{jt}-S_{jt}^e)$ は金融資産 j の期 t における予想されない変化（予想されないキャピタル・ゲインなど）で，$\sum_j(S_{jt}-S_{jt}^e)=W_t-W_t^e$ である。W_t，W_t^e は各々実際のと予想される，総資産の大きさで，$\sum_i A_{it}=W_t$，$\sum_i A_{it}^*=W_t^e$ である。Z_{jt} は調整行動に直接影響を及ぼす説明変数である。E_{ij}，F_{ij} は各々 $(A_{jt}^*-A_{j,t-1})$ と $(S_{jt}-S_{jt}^e)$ が1単位変化する時の金融資産 i の保有額への影響を表わし，$\sum_i E_{ij}=1$，$\sum_i F_{ij}=1$ である。また $\sum_i G_{ij}=0$ である[8]。この定式化の

第1の特徴は，ある金融資産需要に部分的調整を生じさせ，同時に他の金融資産にそれを相殺するような調整を生じさせる変数 Z_{ij} が含まれていることである。第2は，ある金融資産の調整が全ての金融資産の不均衡に依存することであり，第3は，加算性の制約を満たすことである[9]。

他方，フリードマンは $B=T$ モデルの第1の問題点に対し，定式化を

$$\Delta A_{it}=\sum_k \theta_{ik}(\alpha_{kt}{}^*W_{t-1}-A_{k,t-1})+\delta_i\Delta W_t \tag{18}$$

に改めることを提案している。ここに

$$\alpha_{kt}{}^*=A_{kt}{}^*/W_t, \tag{19}$$

$\sum_k \theta_{ik}=\bar{\theta}$ で $\bar{\theta}$ は任意の値である。

$B=T$ モデルの第2の問題点は富の増分を固定的な割合で配分するという仮定であり，この点にもフリードマンの批判が向けられている。フリードマン

---

8)　加算件の制約が満たされていれば，

$$\sum_i E_{ij}=\sum_i \frac{\partial(\Delta A_{it})}{\partial(A_{jt}{}^*-A_{j,t-1})}=\sum_i \frac{\Delta(A_{i,t}-A_{i,t-1})}{\Delta(A_{jt}{}^*-A_{j,t-1})}=\frac{\Delta(\sum A_{it}-\sum A_{i,t-1})}{\Delta(W_t^e-W_{t-1})}=\frac{\Delta(W_t-W_{t-1})}{\Delta(W_t^e-W_{t-1})}$$

$$\left|\ \begin{array}{l}(A_{kt}-A_{k,t-1})=\text{const. for } {}^{\forall}k(\neq j)\\ (S_{it}-S_{it}{}^e)=\text{const. for } {}^{\forall}i\end{array}\right.$$

ところで $(S_{it}-S_{it}{}^e)$ は一定であるから

$$\Delta(W_t-W_t^e)=\Delta\sum(S_{it}-S_{it}{}^e))=0$$

従って

$$\sum_i E_{ij}-1$$

である。$\sum F_{ij}=1$, $\sum G_{ij}=0$ も同様に導出可能である。

9)　$\sum_i \beta_{ij}=0$, $\sum_i \pi_i=1$ であれば，式 (14) から

$$\sum_i(A_{it}{}^*/W_t^e)=\sum_i\sum_j \beta_{ij}X_{jt}+\sum_i \pi_i$$
$$=1$$

から

$$\sum A_{it}{}^*=W_t^e$$

である。次に，$\sum_i E_{ij}=1$ $\sum_i F_{ij}=1$, $\sum_i G_{ij}=0$ であれば，(17) 式から

$$\begin{aligned}\sum_i A_{it}&=\sum_i\sum_j E_{ij}(A_{jt}{}^*-A_{j,t-1})+\sum_i\sum_j F_{ij}(S_{jt}-S_{jt}{}^e)+\sum_i\sum_j G_{ij}Z_{jt}+\sum_i A_{i,t-1}\\&=\sum_j(A_{jt}{}^*-A_{j,t-1})+\sum_j(S_{jt}-S_{jt}{}^e)+\sum_i A_{i,t-1}\end{aligned}$$

ここで $\sum_i A_{it}{}^*=W_t^e$, $\sum_j(S_{jt}-S_{jt}{}^e)=W_t-W_t^e$ の関係を代入して

$$\begin{aligned}\sum_i A_{it}&=W_t^e-\sum_j A_{j,t-1}+W_t-W_t^e+\sum_i A_{i,t-1}\\&=W_t\end{aligned}$$

となる。

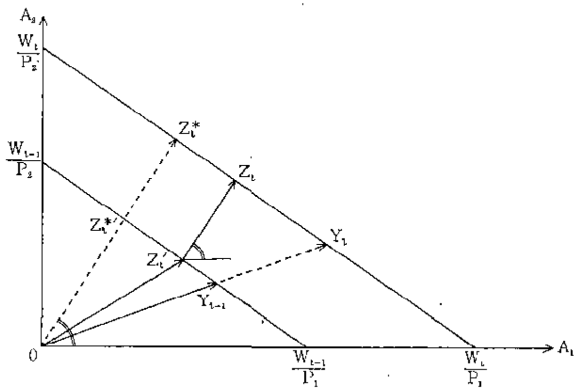
〔10〕は ΔW_t の係数を，時間の経過につれて可変的でかつ問題となっている金融資産の利回りに依存する[10]その期の所望割合 α_{it}^* とする次のような定式化を行なっている。

(20) $$\Delta A_{it}=\sum_k \theta_{ik}(\alpha_{kt}^* W_{t-1}-A_{k,t-1})+\alpha_{ik}^*\Delta W_t,$$

なお，このモデルも加算性制約を満足している[11]。

このモデルの図解は次のとおりである[12]。金融資産は2つだけ存在すると仮定される。点〔0,（W_{t-1}/P_2)〕と〔(W_{t-1}/P_1), 0〕を結ぶ直線は期 ($t-1$) の富の制約を表わし，点〔0,（W_t/P_2)〕と〔(W_t/P_1), 0〕を結ぶ直線は富が ΔW_t だけ増加した後の富の制約を表わす。点 Y_{t-1} は期 ($t-1$) の実際の金融資産保有 ($A_{1,t-1}$, $A_{2,t-1}$) を表わし，点 Y_t は期 ($t-1$) に保有されていた金

第1図 資産調整モデル



10) 〔10〕では，ある期のポートフォリオの配分の所望額はその期の全ての金融資産の利回りに依存している (p. 663, 式 (1))。

11) $\sum_i A_{it}=\sum_i(\sum_k \theta_{ik}(\alpha_{kt}^*\cdot W_{t-1}-A_{k,t-1})+\alpha_{it}^*\cdot\Delta W_t)+\sum_i A_{i,t-1}$, ここで長期の需要関数が加算性制約を満たすことから，$\sum_k A_{kt}^*=W_t$, 即ち $\sum_k \alpha_{kt}^*=1$ が成立する。これを用いて

$$\begin{aligned}\sum_i A_{it}&=\sum_k \bar{\theta}\cdot\alpha_{kt}^*\cdot W_{t-1}-\bar{\theta}\sum_k A_{k,t-1}+\Delta W_t+\sum_i A_{i,t-1}\\&=\bar{\theta}(W_{t-1}-\sum_k A_{k,t-1})+W_t-W_{t-1}+\sum_i A_{i,t-1}\\&=W_t\end{aligned}$$

12) フリードマン〔10〕p. 670, 図2。

融資産の再配分が全くなされずかつ富の増分 ΔW_t が期 $(t-1)$ の金融資産保有と同じ割合で配分される場合の期 t の金融資産保有 (A_{1t}, A_{2t}) であり，点 Z_t^* は期 t の所望金融資産保有 (A_{1t}^*, A_{2t}^*) である。ここに，$A_{1t}^*=\alpha_{1t}^*W_t$, $A_{2t}^*=\alpha_{2t}^*W_t$ である。式(20)の右辺第１項は期 $(t-1)$ に存在していた富の再配分を意味し，図では期 $(t-1)$ の実際の金融資産保有を示す点 Y_{t-1} から $(\alpha_{1t}^*W_{t-1}, \alpha_{2t}^*W_{t-1})$ の座標で示される点 $Z_t^{*\prime}$ への移動で表わされる。この点 $Z_t^{*\prime}$ は２資産の比率が $\alpha_{2t}^*/\alpha_{1t}^*$ であり，原点から点 Z_t^* への直線上にある。富の再配分が完全になされなければ，実際の資産保有は点 $Z_t^{*\prime}$ へ到達せず $Z_t^{*\prime}$ と Y_{t-1} の間の点 Z_t' に達することになる。次に，式(20)の右辺第２項は富の増分 ΔW_t を $\alpha_{2t}^*/\alpha_{1t}^*$ の比率に従って配分することを意味し，図では点 Z_t' から点 Z_t への移動として表わされる。この場合，配分比 $\alpha_{2t}^*/\alpha_{1t}^*$ は Z_t^* の資産の構成比に等しく，図の直線 $Z_t'Z_t$ は直線 OZ_t^* と平行である。図から明らかに，調整のなされる割合 $(Y_tZ_t)/(Y_tZ_t^*)$ は ΔW_t が増加すれば増大する。

以上のようなフリードマン・モデルについては，ローリー〔28〕が次の問題点を指摘している。第１に，富の増加が既にポートフォリオ内に存在している金融資産の再配分をひき起こす可能性が考慮されていないこと，第２に，富の増加と減少とが与える効果が必ずしも対称的ではないことが考慮されていないことである。これに対処するため，ローリーは次のような定式化を提案している。

$$
\begin{aligned}
(21)\qquad \Delta A_{it}=&\sum_k \theta_{ik}(\alpha_{kt}^*W_{t-1}-A_{k,t-1})\\
&+\sum_k \phi_{ik}'(\Delta W_t'/W_{t-1})(\alpha_{kt}^*W_{t-1}-A_{k,t-1})\\
&+\sum_k \phi_{ik}''(\Delta W_t''/W_{t-1})(\gamma_{kt}^*W_{t-1}-A_{k,t-1})\\
&+\alpha_{it}^*\Delta W_t'+\gamma_{it}^*\Delta W_t''
\end{aligned}
$$

ここに，θ_{ik}, ϕ_{ik}', ϕ_{ik}'' は固定的な調整の係数，α_{it}^*, γ_{it}^* は富の増加と減少に対応する金融資産 i の所望割合である。富の増分は

$$\Delta W_t' = \begin{cases} \Delta W_t & (\Delta W_t > 0 \text{ の場合}) \\ 0 & (\Delta W_t \leqq 0 \text{ の場合}) \end{cases}$$

$$\Delta W_t'' = \begin{cases} \Delta W_t & (\Delta W_t < 0 \text{ の場合}) \\ 0 & (\Delta W_t \geqq 0 \text{ の場合}) \end{cases}$$

である。$\sum_i \theta_{ik} = \bar{\theta}$, $\sum_i \phi_{ik}' = \overline{\phi'}$, $\sum_i \phi_{ik}'' = \overline{\phi''}$ である。式(21)の右辺第1項と第4項はフリードマンの定式化(20)と同じである。新たに付け加えられた部分のうち右辺第2項と第3項は，富の増減がポートフォリオ内の既存の金融資産の再配分に与える影響を表わし，右辺第5項は第4項とともに，富の変化が増加であるか減少であるかによってその配分様式が異なることを表わしている。

ところで，これらフリードマンやローリーの定式化については，説明変数と，従って推定すべきパラメータが多くなり過ぎ，計測が容易ではないとの批判がある[13)]。この点を考慮すると，例えば線型支出体系[14)]などを援用して，より取扱いやすい形で定式化することも検討する余地があると思われる。

〔C〕利子率の決定

次に，以上のように定式化された需要関数を用いてなされる利子率決定のメカニズムを検討する。$B=T$ と $B=B=S=T$ は一般均衡体系において，需要・供給方程式と需給均等を表わす式から構成される連立方程式の解として，利子率を含む内生変数の値を決定している。一般均衡体系であるから単一の方程式から長期利子率が決まるのではないが，後述のフリードマンの定式化との

13) モディリアーニ〔19〕はフリードマン〔12〕の同様の定式化に対し，期間構造アプローチよりはるかに多くの外生変数を用いてフィットの良さを比較することには問題がある，と指摘している。

なお，推定すべきパラメータの数を減少させる試みの1つとして，ヘリウェル他〔15〕の調整プロセスの定式化も検討に値しよう（クリストファイド〔6〕p. 117 参照)。〔15〕は，ある金融資産の調整が，それ自身の所望保有額からの乖離に対しては他資産の乖離に対してよりも速く，かつ他資産の乖離に対する調整速度は同一である，とする。つまり調整の係数 θ_{ij} は

$$\theta_{ii} > \theta_{ij} = \theta_{ik}, \quad for\ {}^{\forall}j(\neq i),\ k(\neq i)$$

である。

14) 斎藤〔29〕参照。

対比のために，長期利子率の決定に最も密接に関係する長期債の需給均等式を取り上げよう。

$B=T$ は長期債の需給均等を

$$S_t^P+S_t^B=G_t-R_t$$

と表わす。ここに，S_t^P, S_t^B は期 t における公衆と金融機関の各々の長期債に対する需要で，これらは債券利回りなどの関数である。右辺は全体として長期債の供給を表わす。この需給均等式はストック・タームで表現されている。

$B=B=S=T$ の長期債の需給均等式を簡略化して書けば，

$$B_t^{H*}-B_{t-1}^H+B_t^{B*}-B_{t-1}^B=\varDelta B_t^G$$

である。ここに，B_t^{H*}, B_t^{B*} は各々期 t における家計と金融機関の長期債に対する所望保有額，B_{t-1}^H, B_{t-1}^B は各々期 $(t-1)$ におけるそれらの実際の保有額である。右辺は期 t における長期債の供給額である。

これらに対し，フリードマン〔10〕は，部門毎に単一の需要方程式を計測すると加算性制約が満たされる[15]ので，分析対象とする特定の長期債についての各部門の需要方程式を前述の理論的定式化にもとづいて計測し，これらと需給均等式

$$\sum_k \varDelta CB_t^k+\varDelta CB_t^{EXD}=\varDelta CB_t^{SUP}$$

とから長期債の利子率を決定する。ここに，$\varDelta CB_t^k$, $\varDelta CB_t^{EXD}$ は各々期 t における第 k 部門と外生扱いの投資家の各々の長期債のネットの需要，$\varDelta CB^{SUP}$ は期 t における外生扱いの全供給者による長期債のネットの供給である。

$B=B=S=T$ とフリードマンの定式化はフロー・タームで行なわれているが，$B=T$ のようなストック・タームでの定式化を排除する理由はなく，特に累積残高の大きい金融資産の場合には，むしろストック・タームによる分析こそが必要であると思われる。

最後に，構造方程式接近の計測結果を，代表例としてフリードマン〔10〕を取り上げて[16]，概観しておこう。〔10〕では Aa 格の社債についての計測が行

15) その説明はスミス〔32〕p. 515 参照。

なわれ，主要な投資家6部門の需要関数の計測結果はフリードマンの定式化を支持している。また，供給額を外生扱い，あるいは内生扱いする両方の場合とも，需要方程式と需給均等式（と供給方程式）から成る体系のシミュレーションにより得られる利子率の誤差は，期間構造アプローチによる分析の誤差と同じかもしくは小さい。このように，計測結果もフリードマン・モデル，ひいては構造方程式接近を支持している[17)]。

IV おわりに

これまで検討してきたように，長期利子率分析の期間構造アプローチには多くの批判や反論が提出されており，これに代る接近法が求められているが，構造方程式接近にもとづく分析は期間構造アプローチに比べ，理論的基礎は確固たるものであり，計測結果も劣るものではない。従って，この接近法がよりいっそう発展させられ多用されることが望ましい。なお，今後彫琢が加えられるべき点として，

(i) 金融機関の行動の定式化に際しては，それを取りまく規制・制度の変化を考慮すること，また金融機関を細分化して定式化をより精緻なものにすること，

(ii) 需要理論，特に研究が進展している消費需要理論の成果[18)]を導入して，モデルの操作可能性を高めること，

などが考えられる。

引用文献

〔1〕 Backus, D., W. Brainard, G. Smith and J. Tobin, "A Model of U. S. Financial and Nonfinancial Economic Behavior", *JMCB*, 12 (1980).

16) $B=T$ はデータに基づく実際の計測は行なっていない。また，$B=B=S=T$はその計測結果が予備的なものであると断っているため，ここでは言及しない。

17) ローリー〔28〕の計測結果もその定式化を支持し，またシミュレーション結果は構造方程式接近の方が期間構造アプローチよりもはるかによいパフォーマンスを持つことを示している。

18) 展望論文としてブラウン＝ディートン〔4〕，フリップス〔26〕などがある。

〔2〕 Backus, D. and D. Purvis, "An Integrated Model of Household Flow-of-Funds Allocations", *JMCB*, 12 (1980).

〔3〕 Brainard, W. and J. Tobin, "Pitfalls in Financial Model Building", *AER*, 58 (1968).

〔4〕 Brown, A. and A. Deaton, "Models of Consumer Behavior: A Survey", *EJ*, 82 (1972).

〔5〕 Buse, A., "Testing a Simple Model of Interest Rates", *Oxford Econ. Pap.*, 27 (1975).

〔6〕 Christofides, L., "An Empirical Analysis of Bond Markets and Their Implications for the Term Structure of Interest Rates," *Manchester School*, 48 (1980).

〔7〕 Culbertson, J., "The Term Structure of Interest Rates," *QJE*, 71 (1957).

〔8〕 Dhrymes, P., "Restricted and Unrestricted Reduced Forms: Asymptotic Distribution and Relative Efficiency," *Em*, 41 (1973).

〔9〕 Echols, M. and J. Elliott, "Rational Expections in a Disequilibrium Model of the Term Structure," *AER*, 66 (1976).

〔10〕 Friedman, B., "Financial Flow Variables and the Short-Run Determination of Long-Term Interest Rates," *JPE*, 85 (1977).

〔11〕 ＿＿＿＿, "Interest Rate Expections Versus Forward Rates: Evidence from an Expectations Survey," *JF*, 34 (1979).

〔12〕 ＿＿＿＿, "The Determination of Long-Term Interest Rates: Implications for Fiscal and Monetary Policies," *JMCB*, 12 (1980).

〔13〕 ＿＿＿＿ and V. Roley, "Models of Long-Term Interest Rate Determination," *J. of Portfolio Management*, 6 (1980).

〔14〕 Goldfeld, S., "An Extension of the Monetary Sector," in J. Duesenberry et al. (eds.), *The Brookings Model: Some Further Results*, 1969.

〔15〕 Helliwell, J. et al., *The Structure of RDX* 2,(Bank of Canada Research Study No 7) 1971.

〔16〕 Hicks, J., *Value and Capital*, 1946 (安井・熊谷訳『価値と資本』)

〔17〕 Lutz, F. "The Structure of Interest Rates," *QJE*, 55 (1940).

〔18〕 Masson, P., "Structural Models of the Demand for Bonds and the Term Structure of Interest Rates," *Economica*, 45 (1978).

〔19〕 Modigliani, F., "Comment on the Determination of Long-Term Interest Rates," *JMCB*, 12 (1980).

〔20〕 ＿＿＿＿ and R. Shiller, "Inflation, Rational Expectations and the Term

Structure of Interest Rates," *Economica*, 40 (1973).
〔21〕 ________ and R. Sutch, "Innovations in Interest Rate Policy," *AER*, 56 (1966).
〔22〕 ________ and ________, "Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience," *JPE*, 75(1967).
〔23〕 Pesand, J., "On the Efficiency of the Bond Market: Some Canadian Evidence," *JPE*, 86 (1978).
〔24〕 Phillips, L. and J. Pippenger, "Preferred Habitat vs. Efficient Market: A Test of Alternative Hypotheses," FRB of St. Louis, *Review*, 58 (1976).
〔25〕 ________ and ________, "The Term Structure of Interest Rates in the MIT-PENN-SSRC Model," *JMCB*, 11 (1979).
〔26〕 Phlips, L., *Applied Consumption Analysis*, 1974.
〔27〕 Purvis, D., "Dynamic Models of Portfolio Behavior: More on Pitfalls in Financial Model Building," *AER*, 68 (1978).
〔28〕 Roley, V., "The Determinants of the Treasury Security Yield Curve," *JF*, 36 (1981).
〔29〕 Saito, M., "Household Flow-of-Funds Equations: Specification and Estimation," *JMCB*, 9 (1977).
〔30〕 Shiller, R., "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure," *JPE*, 87 (1979).
〔31〕 Singleton, K., "Expectations Models of the Term Structure and Implied Variance Bounds," *JPE*, 88 (1980).
〔32〕 Smith, G., "Pitfalls in Financial Model Building: A Clarification," *AER*, 65 (1975)
〔33〕 Spindt, P. and V. Tarhan, "Liquidity Structure Adjustment Behavior of Large Money Center Banks," *JMCB*, 12 (1980).
〔34〕 Van Horne, J., *Financial Market Rates and Flows*, 1978.
〔35〕 黒田晁生『日本の金利構造』1982.