利子率の期間構造のリスク・プレミアムの異時点モデルによる分析*

釜　江　廣　志

§1　はじめに

これまでの分析で，利子率の期間構造に関する効率性，つまり純粋期待仮説の成立が棄却された．したがって，長期債の期待所有期間利回りと短期債利回りの間に差が認められる．この差，すなわち期待超過収益率が，リスク・プレミアムとして説明されるのか否かが次の問題となる．

本稿では，1977年5月から1995年6月までのわが国長期国債流通市場におけるリスク・プレミアムを分析する．長期国債の期待超過収益率をリスク・プレミアムと考えて，それを異時点間CAPM（I-CAPM）にもとづく潜在変数モデルを用い，資産のリスクをCAPMのいわゆるベータで表す．2種類の資産のβの値の比については，これがオーバー・タイムに一定である，あるいは可変的である，とする2とおりの仮定を置くことができるが，後者の場合，βの値そのものがオーバー・タイムに可変的であると仮定していることになる．多くの研究では前者の仮定が設けられているが，後者の仮定を置いている例もMark（1988）など少数ではあるが存在する．本稿では，これら2つの仮定をそれぞれ利用することにし，さらに後者の仮定に従う際に，これまでの分析とは異なる想定を置く．

推定と検定に使うのは一般化モーメント（GMM）法である．この方法は，誤差項に系列相関が存在するなど複雑な構造を持ったモデルを推定するときに用いられ，条件付不均一分散も扱いうる．GMM法では通常の方法とことなり，誤差項に正規性や均一性などの仮定を置く必要がないという利点を持

つ[1)].

GMM法を用いて利子率の超過収益率を分析する先行研究をいくつか取り上げよう. Campbell（1987, §3）はI-CAPMで定式化した潜在変数モデルから得られる，超過収益率を操作変数で説明する関係式からの制約をGMM法などでテストして棄却している. 潜在変数には，投資機会集合の変化を指数化したヘッジ・ポートフォリオを用いている. Campbell and Clarida（1987）は，CAPMのβが一定であると仮定しても，ユーロ金利を長短の金利差などの操作変数で説明する異時点間潜在変数モデルは棄却されないことを示している. またChang and Huang（1990）は，ヘッジ・ポートフォリオを用いI-CAPMで定式化した式をGMM法で計測し，制約のカイ2乗検定を行うことによって，潜在変数モデルをテストし，リスク・プレミアムが2個の潜在変数で説明できることを示している.

§2　異時点間CAPMによる分析

Huang（1989），Hodrick（1987），Cumby（1988）と同様に以下のような定式化を行う. 異時点の選択問題を考え，投資家はtime-separableな効用関数

（1）　$$E_t\left(\sum_{j=0}^{\infty}\delta^j U(C_{t+j})\right)$$

を最大化しようとするとする. ここに，δは割引要素，Cは投資家の消費，$U(\cdot)$は効用関数である. 均衡条件を表すEuler方程式は

（2）　$$U'(C_t)=\delta E_t(R^i_{t+1}U'(C_{t+1}))$$

として得られる. ここに，R_{t+1}は期tから$t+1$までの投資からの収益率プラス1である. 両辺を$U'(C_t)$で割って

（3）　$$1=E_t(R^i_{t+1}m_{t+1})$$

である. ここに，$m_{t+1}=\delta U'(C_{t+1})/U'(C_t)$は異時点間の限界代替率である.

次にHansen and Hodrick（1983）の示すように，収益率が

（4）　$$R^m_{t+1}=m_{t+1}/E_t(m^2_{t+1})$$

であるポートフォリオはその2次のモーメントが最小である[2)]. 2変数の共

分散は $\mathrm{cov}(X, Y)=E(XY)-E(X)E(Y)$ であるから，(3) は

(5)　$1 = E_t(R^i_{t+1}m_{t+1}) = E_t(R^i_{t+1})E_t(m_{t+1})+\mathrm{cov}(R^i_{t+1}, m_{t+1})$

である．R^F_{t+1} は無危険資産の収益率である．(5) 式の両辺に R^F_{t+1} を掛けると，$R^F_{t+1}E_t(m_{t+1})$ は (3) から 1 に等しいから，

(6)　$E_t(R^i_{t+1}) = R^F_{t+1}-\mathrm{cov}(R^i_{t+1}, R^F_{t+1}m_{t+1})$

である．

Hansen and Hodrick (1983, p. 129) の (17) 式が示すように，効率的フロンティア上のポートフォリオ（ベンチマーク・ポートフォリオ）の収益率は

(7)　$R^b_{t+1} = \omega_t R^m_{t+1}+(1-\omega_t)R^F_{t+1}$

であり，(6) 式は

(8)　$E_t(R^i_{t+1}) = R^F_{t+1}+\beta_t{}'E_t(R^b_{t+1}-R^F_{t+1})$

と変形できる[3)]．ここに $\beta_t{}'=\mathrm{cov}(R^i_{t+1}, R^b_{t+1})/\mathrm{var}(R^b_{t+1})$ は R^i_{t+1} の R^b_{t+1} に関するいわゆるベータ，$E_t(R^i_{t+1})-R^F_{t+1}$ は超過収益率の期待値である．超過収益が存在する理由を，バブルや期待形成の非合理性などに求める考え方もあるが，本稿ではリスクによると考え，超過収益率をリスク・プレミアムとみなして，ベータを用いて分析する．

ところで，債券の所有期間利回りを用いると，釜江 (1993) の (2.29) 式で示される形態 (iii) の純粋期待仮説の関係は

(9)　$E_t(H^{(i,1)}_t) = R^{(1)}_t$

である．ここに，$R^{(1)}_t$ は残存 1 期の債券の第 t 期における最終利回りであり，$H^{(i,1)}_t$ は残存 i 期の債券の第 t 期における所有期間利回りで，これはその債券の次期の最終利回り $R^{(i-1)}_{t+1}$ を予想して計算するもので，確率変数である．

債券の超過収益率を $P^i_{t+1}=H^{(i,1)}_t-R^{(1)}_t$ と定義する．その期待値，すなわちリスク・プレミアムは (8) 式から

(8′)　$E_t(P^i_{t+1}) = \beta^i_t E_t(R^b_{t+1}-R^F_{t+1})$

となり，このとき $\beta^i_t=\mathrm{cov}(H^{(i,1)}_t, R^b_{t+1})/\mathrm{var}(R^b_{t+1})$ である．これは，ベンチマーク・ポートフォリオの収益率を潜在変数とし，債券のリスク・プレミア

ムを潜在変数の超過収益率とベータで説明する，潜在変数1個のモデルである．

以上のようなモデルを用いて分析を進めていくが，その際，2種類の資産のβの比の値がオーバー・タイムに一定である，あるいは可変的である，とする2種類の仮定を置くことができる．

初めに，βの比をオーバー・タイムに一定と仮定する[4]．（8′）式から

$$E_t(P^i_{t+1}) = (\beta^i_t/\beta^j_t)E_t(P^j_{t+1}) \qquad (i,j=1,\cdots,N) \tag{10}$$

となる．β^i_t/β^j_tはオーバー・タイムに一定であり，これをβ_i/β_jと書く．

合理的期待形成を仮定すると，繰り返し射影の定理[5]から，超過収益率の予測は第t期の情報集合の条件付きである．予測に用いられる操作変数を$Z_{k,t}(k=1,\cdots,K)$，それと直交する予測誤差をε_{t+1}として，最適予測値，すなわち条件付期待値は射影により求められ[6]，

$$P^i_{t+1} = \sum_k \alpha^i_k Z_{k,t} + \varepsilon^i_{t+1} \tag{11}$$

である．(10)，(11) 式を組み合わせて

$$P^i_{t+1} = (\beta_i/\beta_j)(\sum_k \alpha^j_k Z_{k,t} + \varepsilon^j_{t+1}) + \delta^i_{t+1} \tag{12}$$

が得られる．これを (11) 式と比べると

$$\alpha^i_k = (\beta_i/\beta_1)\alpha^1_k$$

であり，また，ベンチマーク・ポートフォリオは観察不能であるから$\beta_1=1$と基準化すると，これは

$$\alpha^i_k = \beta_i \alpha^1_k$$

と書くことができる．

このようにして得られる

$$P^i_{t+1} = \sum_k \beta_i \alpha_k Z_{k,t} + e^i_{t+1} \tag{13}$$

をGMMで推定し，ワルド（カイ2乗）検定により潜在変数モデルをテストする．ここに，αの上付きの添字は省略している．βとαは推定するべきものである．自由度は，GMMで推定する式の制約（overidentifiying restrictoins）の数であり，定数項を含む操作変数の数×被説明変数の数から，推定するべき自由なパラメータの数を差し引いたものに等しい．計算されるカイ2乗値が臨界値よりも小さければ，モデルが正しく定式化されているとの帰無仮説は棄却されない．

次に，β の比が time-varying である，したがって少なくとも1つの β が time-varying である，と仮定する場合を取り上げる．この場合の定式化は，以下では Mark（1988）のそれにほぼしたがうが，本稿では，Mark が取り上げていない本来の ARCH を仮定するケースも検討する．また，この β の比が time-varying であるとする場合には，前述の β の比が一定であると仮定する場合とは異なって，潜在変数は用いないことにし，ベンチマーク・ポートフォリオを観察可能であると仮定して，これを使用する．

Mark（1988）はその（16c），（16d）式で，誤差の分散のみならず，2つの誤差項の積もともに AR であると仮定している．これは本来の ARCH を拡張するものであるが，本稿では，誤差項の積についての仮定は設けず，誤差の分散のみが過去の平方誤差に依存するとの Engle らの本来の特定化に沿った定式化も検討の対象として，計測を行う．

$R_t^b-R_t^F$ を R_t^e と書いて（8′）式を書き換えると

$$E_{t-1}(P_t^i)=\beta_{t-1}^iE_{t-1}(R_t^b-R_t^F) \tag{14}$$
$$=\beta_{t-1}^iE_{t-1}(R_t^e)$$

である．ここで，P_t^i と R_t^e をそれぞれ予測可能な部分と不可能な部分に分けると，

$$P_t^i=E_{t-1}(P_t^i)+u_t^i \tag{15}$$

$$R_t^e=E_{t-1}(R_t^e)+\varepsilon_t \tag{16}$$

となる．これらの関係と，R_t^F が確率変数ではないことから，β_{t-1}^i の分子は

$$\mathrm{cov}_{t-1}(P_t^i,R_t^b)=\mathrm{cov}_{t-1}(P_t^i,R_t^e) \tag{17}$$
$$\equiv E_{t-1}\{[P_t^i-E_{t-1}(P_t^i)][R_t^e-E_{t-1}(R_t^e)]\}$$
$$=E_{t-1}(u_t^i\varepsilon_t)$$

である．同様に，

(18) $$\mathrm{var}_{t-1}(R_t^b) = \mathrm{var}_{t-1}(R_t^e) \equiv E_{t-1}\{[R_t^e - E_{t-1}(R_t^e)]^2\} = E_{t-1}[(\varepsilon_t)^2]$$

である．これらから（14）式の β_{t-1}^i を書き換えて

(19) $$P_t^i = [E_{t-1}(u_t^i\varepsilon_t)/E_{t-1}[(\varepsilon_t)^2]]E_{t-1}(R_t^e) + u_t^i$$

となる．

ここで，第1のケースとして，(16)(19) 式の誤差項に本来のARCHを仮定する，つまり誤差の分散が過去の誤差平方に依存すると仮定すると，

(20) $$E_{t-1}(\varepsilon_t)^2 = \gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2$$

(21) $$E_{t-1}(u_t^i)^2 = \delta_0 + \delta_1(u_{t-1}^i)^2$$

であり，これらから

(22) $$(\varepsilon_t)^2 = \gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2 + \xi_t$$

(23) $$(u_t^i)^2 = \delta_0^i + \delta_1^i(u_{t-1}^i)^2 + \nu_t^i$$

である．ここに ξ_t, ν_t の平均は0とする．これらから（19）式の右辺第1項の分子は

(24) $$E_{t-1}(u_t^i\varepsilon_t) = E_{t-1}\{[\delta_0^i + \delta_1^i(u_{t-1}^i)^2 + \nu_t][\gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2 + \xi_t]\}^{1/2}$$

となる．この式で，u_{t-1}^i と ε_{t-1} は期待形成時には実現している値で，定数である．

続いて，テーラー展開によりこの式を近似する．まず一般的に，x, y を確率変数，c, d を定数として，$g(x, y) = \sqrt{(x+c)(y+d)}$ の近似値を求める．$x=0, y=0$ の回りでテーラー展開して1次導関数の項まで考えると

$$g(x, y) = g(0, 0) + g_x(0, 0)x + g_y(0, 0)y = \sqrt{(cd)} + [x\sqrt{(d/c)} + y\sqrt{(c/d)}]/2$$

である．この関係から，(24) 式は

(25) $$E_{t-1}(u_t^i\varepsilon_t) = \{[\delta_0^i + \delta_1^i(u_{t-1}^i)^2][\gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2]\}^{1/2}$$

となる．

また，(16) 式を AR(1) とすると

(26) $$R_t^e = a_0 + a_1 R_{t-1}^e + \varepsilon_t$$

であり，これらから (19) 式の右辺の $E_{t-1}(R_t^e)$ は

(27) $$E_{t-1}(R_t^e) = a_0 + a_1 R_{t-1}^e$$

である．結局 (19) 式は

(28)

$$P_t^* = \{[\delta_0^* + \delta_1^*(u_{t-1}^*)^2][\gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2]\}^{1/2}(a_0 + a_1 R_{t-1}^e)/[\gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2] + u_t^*$$

となる．以上の (22)，(23)，(26)，(28) 式から構成される体系を，GMM で計測し仮説検定することができる[7]．ここに仮説は，リスク・プレミアムが I-CAPM でモデル化できる，誤差項が ARCH で表現できる，期待形成は合理的である，を組み合わせた結合仮説である．

他方第2のケースとして，Mark (1988) は，(16) 式の誤差項 ε_t には本来の ARCH が成立する，つまり誤差の分散が過去の誤差平方に依存するが，(19) 式については，その誤差項 u_t^* と ε_t の積が過去のそれらの積に依存する，と仮定する．すると (21) 式は

(21′) $$E_{t-1}(u_t^*\varepsilon_t) = \lambda_0 + \lambda_1(u_{t-1}^*\varepsilon_{t-1})$$

であり，これから

(23′) $$u_t^*\varepsilon_t = \lambda_0 + \lambda_1(u_{t-1}^*\varepsilon_{t-1}) + \eta_t^*$$

である．ここに η_t^* の平均は 0 とする．この式と (20)，(26) 式から (19) 式は

(28′) $$P_t^* = [\lambda_0 + \lambda_1(u_{t-1}^*\varepsilon_{t-1})](a_0 + a_1 R_{t-1}^e)/[\gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2] + u_t^*$$

となる．(22)，(23′)，(26)，(28′) 式から構成される体系を GMM で計測し，上記と類似の仮説を検定することができる．

§3　データ

計測の対象は，国債流動化が行われてわが国の国債流通市場が実質的に成立した直後の 1977 年 5 月から，最近時点の 95 年 6 月までの 218 か月である．計測の単位期間，つまり 1 期は 1 か月である．

ここで，長期利付国債のデータを使って，残存 3 年から 9 年までの国債の所有期間利回りを計算する．計算法は 2 種類あり，第 1 の方法はスポット・

レートを推計によって求め，それを利用して所有期間利回りを計算するのに対し，第2の方法では，個別の長期利付国債のデータからそれらの所有期間利回りを直接計算する．これら2つの方法をそれぞれ，推計による方法，直接計算による方法と呼ぶことにする．

まず，第1の推計による方法では，実際に存在する長期利付国債のデータを使ってスポット・レート，つまり実際には存在しない，長い残存期間を持つ割引国債の最終利回りを推計し，さらにそれらから所有期間利回りを求める．第t期の期末における残存i期の割引国債の，最終利回りと1期間の所有期間利回り（ともに1か月当り，年利表示，単位%）を，それぞれ，$R_t^{(i)}$，$H_t^{(i,1)}$と書くと，

$$H_t^{(i,1)} = i \cdot R_t^{(i)} - (i-1) R_{t+1}^{(i-1)}$$

である．この関係はShillerの線形近似，つまり釜江（1993）第2章の（2.26）式に依る．利付債の利回りを使うと，クーポン・レートの差が所有期間利回りに影響するとのクーポン効果が入り込んでしまう短所があるので，このように割引債の利回りを用いるのである．

最終利回りの推計は，釜江（1997）で示されたように，指標銘柄を除く長期利付国債の全銘柄のデータを用い，加重最小2乗法によって行う．残存nか月の割引国債の%表示の推計最終利回り$\mathrm{ytm}^{(n)}$は，単位期間である6か月あたりの利回りを2倍し，年当たりとして求めたもので，1か月当りの最終利回りを得るには換算が必要である．残存nか月の割引国債の1か月当たり利回り$R_t^{(n)}$は

$$(1+R_t^{(n)}/100)^6 = 1+\mathrm{ytm}_t^{(n)}/200$$

から得られる．

このような方法では，実在しない長い残存期間を持つ割引国債の最終利回りを推計によって得ることは可能であるが，他方イールド・カーブが滑らかであると仮定してスポット・レートの推計を行っているから，推計されたスポット・レートが現実のそれの変動を捨象して得られている可能性がある．したがって，このような方法を用いて計算される所有期間利回りの正確さに

は問題が残るかもしれない.

第2の直接計算による方法は，実在の長期利付国債のデータを使って，それらの所有期間利回りを直接求めるものである．第 t 期の期末における残存 i 期の利付国債の1か月の所有期間利回りを割引国債のそれと同じく $H_t^{(i,1)}$ と書けば，これは月当りで

$$H_t^{(i,1)} = 100(P_{t+1}^{(i-1)} + C/12 - P_t^{(i)})/P_t^{(i)}$$

である（単位%)．ここに，$P_t^{(i)}$ と C はそれぞれ，この債券の第 t 月における価格とクーポン・レートで，$P_{(t+1)}^{(i-1)}$ はその債券の第 $t+1$ 月における価格である．データをこのように作ると，クーポン効果が入り込む短所はあるが，実際の変動をすべて計算式に取り込むことができる．なお，実在する長期利付国債のデータのうち，3年に近い（正確には3年2か月の）残存期間を持つものは78年11月まで，4年に近い（正確には4年2か月の）残存期間を持つものは77年12月まで，それぞれ存在しないので，これらを使用する場合は計測期間を短縮せざるを得ない.

残存期間が3年から9年までの7種類の債券について計算するが，残存期間がちょうど n 年のサンプルが存在しない場合には，n 年プラス・マイナス2か月の銘柄のなかから n 年に最も近い残存期間を持つものを採用し，同じ条件のサンプルが複数個ある時は，それらの所有期間利回りの平均値を用いることにする．本稿では，残存3年から9年までについての所有期間利回りを計算する.

1か月当たり手形レート $tegata_t$(単位%）は，年当たりのそれである T_t(1か月もの）から，

$$(1+tegata_t/100)^{12} = 1+T_t/100$$

なる関係を使って得られる.

残存 n か月の割引国債の1か月当たり超過所有期間利回りは，その国債の1か月間の所有期間利回りと1か月当たりの手形レートとの差として計算される．各超過所有期間利回りの記述統計は表1a，bのとおりであり[8]，残存年が増すにつれて，平均と分散は共に増加している.

また，(14) 式では R^b を市場ポートフォリオとして計測を進める．ここでは，株式の収益率，具体的には時価総額を示すTOPIXの変化率を用いる．このようにするのは，債券の選択を広くポートフォリオ選択の一環として考えるためである．本稿では，1か月間のTOPIXの月中平均を採用する．非加重平均である日経平均（225銘柄）が一部の値嵩株や品薄株[9]に影響されやすいのに対し，TOPIXは上場株式数で加重してあり，その可能性がないことを考慮すると，TOPIXの方が適切である．なお，TOPIXと日経平均はともに権利落ちを修正済みであり，この点では同じ条件である．R^b はTOPIXの変化率から安全資産収益率（手形レート）を差し引いたものである．

§4　計測とテスト

§4-1　定常性の検定

GMMを適用する変数は説明変数たる操作変数も含めて，定常でなければならない．以下で定常性の検定を行う．方法としては，単位根が存在することを帰無仮説とするaugmented Dickey-Fuller（ADF）法と，単位根が存在せず定常的であることを帰無仮説とするKwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin（1992）のKPSS法とを用いる．

最初に，第1の方法であるADF法を使用する．Dickey and Pantula (1987) のtop-downアプローチにしたがう．変数が $I(1)$ であるかをテストする．変数の増分のラグ数 p は，得られる残差がホワイト・ノイズになるように決められなければならないので，Ljung-Box（LB）テストとラグランジュ乗数（LM）テストを使う．また赤池と，Shwarzのベイジアンのそれぞれの情報量基準であるAICとBICを使用し，これらの値が最小になるように選ばれるラグ数も示すことにする．

テスト結果は表2のとおりで[10]，定数項・トレンド有のケースの τ_τ 検定から，各変数が $I(1)$ であって単位根が存在するとの帰無仮説は棄却され，他の式と検定統計量による検定は試みるまでもない．

変数の定常性の第2の検定法としてKPSS法を使う．ADF法とは逆に，「変数が定常的である，またはトレンド回りで定常的である」を帰無仮説，「単位根が存在する」を対立仮説とする．テストの結果は表3のとおりで，各変数は定常的である．

ついで，操作変数，または説明変数として用いる国債の所有期間利回り，手形レートの変化，株式収益率の定常性を確認する．方法は前と全く同じである．結果は表4，5のとおりであり，各変数に単位根が存在するとの仮説は棄却される．

§4-2　βの比を一定と仮定する場合のモデルの計測と検定

次に計測と検定を行い，第2節で示された仮説を検証する．初めに取り上げるのは，βの比がオーバー・タイムに一定であると仮定する場合である．リスク・プレミアムがベンチマーク・ポートフォリオの収益率を潜在変数とするモデルにより説明できるとの仮説を検証する．

分析の対象は（13）式であり，異なる残存年を持つ国債の超過所有期間利回りを複数個取り出し，これらを被説明変数とするモデルを多変量GMMで計測する．操作変数には，定数項，国債の所有期間利回りと短期金利の変化を用いる．以下では，残存3年の超過所有期間利回りと所有期間利回りを，それぞれexH3，H3と書くなどする．

表6は，国債の所有期間利回りと超過所有期間利回りのそれぞれのグループ内の相関係数である．推計によって得られた国債の所有期間利回りと超過所有期間利回りのそれぞれのグループ内の残存5年以上のものの間には高い相関関係があり，また直接計算で得られたデータのうち，とりわけ隣接する残存年のそれらの間にも高い相関関係が存在する．したがって，説明変数としてこれらの所有期間利回りデータ全てを用いると，多重共線性が生じるおそれがある．

そこでまず最初の推定では，説明変数として相関の高い所有期間利回りを複数個は用いないで，残存3年のそれと短期金利である手形レートの変化幅

表 6a　推計による超過所有期間利回り間と，所有期間利回り間の相関係数

残存年	3	4	5	6	7	8	9
3	—	0.61	0.14	0.03	0.04	0.12	0.20
4	0.62	—	0.85	0.77	0.76	0.77	0.80
5	0.14	0.85	—	0.99	0.97	0.94	0.92
6	0.03	0.77	0.99	—	0.99	0.96	0.93
7	0.04	0.75	0.97	0.99	—	0.99	0.95
8	0.12	0.77	0.94	0.96	0.99	—	0.98
9	0.20	0.80	0.92	0.93	0.95	0.98	—

注：対角線より上が超過所有期間利回り間の相関係数，下が所有期間利回り間の相関係数を示す．

表 6b　直接計算による超過所有期間利回り間と，所有期間利回り間の相関係数

残存年	3	4	5	6	7	8	9
3	—	0.94	0.90	0.88	0.85	0.85	0.84
4	0.94	—	0.95	0.91	0.85	0.85	0.84
5	0.90	0.95	—	0.95	0.91	0.90	0.87
6	0.88	0.91	0.95	—	0.96	0.94	0.90
7	0.84	0.85	0.91	0.96	—	0.96	0.92
8	0.84	0.85	0.90	0.94	0.96	—	0.96
9	0.83	0.84	0.87	0.90	0.92	0.96	—

と定数項だけを用い，被説明変数には残存3年から9年までの全ての超過所有期間利回りを使用することにする．推定式は（13）を書き改めた

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{exH3}_t = \alpha_0+\alpha_3\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e3}_t,\\
&\mathrm{exH4}_t = \alpha_0\cdot\beta_4+\alpha_3\cdot\beta_4\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_4\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e4}_t,\\
&\mathrm{exH5}_t = \alpha_0\cdot\beta_5+\alpha_3\cdot\beta_5\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_5\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e5}_t,\\
(29)\quad &\mathrm{exH6}_t = \alpha_0\cdot\beta_6+\alpha_3\cdot\beta_6\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_6\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e6}_t,\\
&\mathrm{exH7}_t = \alpha_0\cdot\beta_7+\alpha_3\cdot\beta_7\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_7\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e7}_t,\\
&\mathrm{exH8}_t = \alpha_0\cdot\beta_8+\alpha_3\cdot\beta_8\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_8\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e8}_t,\\
&\mathrm{exH9}_t = \alpha_0\cdot\beta_9+\alpha_3\cdot\beta_9\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_9\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e9}_t,
\end{aligned}
$$

である．ここでは基準化のため，第1式の β である β_3 を1としている．

推定の結果は表7a〜cのとおりである．推計によるデータを用いる場合，表7aに示されるように，カイ2乗検定は5%有意水準でこのモデルを棄却するが，説明変数を残存3年の所有期間利回りから残存4年のそれに変える

表 7a　推計によるデータを用いた（29）式の推定と検定結果

変数	係数	t 値
α_0	−0.0396	−1.31
α_3	7.334	1.27
α_{10}	182.1	0.86
β_4	1.163	12.33
β_5	1.229	5.49
β_6	1.281	4.30
β_7	1.376	4.47
β_8	1.501	5.12
β_9	1.623	5.22
chi-sq	30.94	

注：推計により得られる所有期間利回りデータを用いて，（29）式を推定し検定した．chi-sq は（29）式のモデルのカイ 2 乗検定の検定統計量である．自由度＝12 のときの臨界値は 5% 有意水準で 21.0，2.5% 有意水準で 23.3 であるので，この検定は（29）式のモデルを棄却する．

表 7b　推計によるデータを用いた（29′）式の推定と検定結果

変数	係数	t 値
α_0	1.093	0.93
α_4	−158.0	−0.94
α_{10}	−1812.4	−0.89
α_4	1.893	232.2
β_5	2.781	144.5
β_6	3.167	127.4
β_7	3.145	128.0
β_8	3.012	136.7
β_9	3.154	142.0
chi-sq	22.86	

注：(29) 式で説明変数を残存 4 年の所有期間利回りに変えた（29′）式の推定と検定の結果である．自由度＝12 のとき 2.5% 有意水準での臨界値は 23.3 であるので，この検定は（29′）式のモデルを棄却しない．

((29) 式でこのように変更したものを（29′）式とする）と，2.5% 有意水準ではモデルは棄却されない．

他方，直接計算によるデータを用いる場合には，表 7b のように，このモデルは 5% で棄却されない．この結果は，基準化のために値を 1 とする β を β_4 などに変えても，また，説明変数を残存 4 年の所有期間利回りなどに

表7c　直接計算によるデ－タを用いた（29）式の推定と検定結果

係数	推定値	t 値
α_0	−0.0327	−2.98
α_3	6.179	2.91
α_{10}	89.51	1.41
β_4	1.165	40.67
β_5	1.335	28.47
β_6	1.489	28.42
β_7	1.653	26.69
β_8	1.727	22.80
β_9	1.843	24.79
chi-sq	6.09	

注：直接計算により得られる所有期間利回りデータを用いて，（29）式を推定し検定した．chi-sq は（29）式のモデルのカイ2乗検定の検定統計量である．自由度＝12のときの5%臨界値は21.0であるので，この検定は（29）式のモデルを棄却しない．

変えても，同様である．

ところで，以上の計測で被説明変数として用いられた超過所有期間利回りも，残存年の近いものどうしは，また，推計によるデータを使う場合のとりわけ残存5年以上のものどうしは，それぞれ高い相関関係を持っている．そこで次に，被説明変数の数を減らした推定を試みることにする．以下では，説明変数は前と同様の2変数と定数項とし，被説明変数としては，推計によるデータの場合，残存5年以上の超過所有期間利回りだけの組み合わせを用いることはせず，また直接計算によるデータの場合，残存年が隣接しない3個，ないし2個の超過所有期間利回りの組み合わせを用いることにする．

このようにすると，推計によるデータの場合，3つの残存年の組み合わせは残存3年，4年と5～9年のうちからの1つから成る5とおり，2つの残存年の組み合わせは残存3年と4～9年のうちの1つ，または残存4年と5～9年のうちの1つという計11とおりができる．さらに，直接計算によるデータの場合，3つの残存年の組み合わせは残存3，6，9年の1とおりである．2つの残存年の組み合わせは，残存3年と6～9年のうちの1つの4とおり，残存4年と7～9年のうちの1つの3とおり，残存5年と8～9年のうちの1

つの2とおり，残存6年と9年の1とおり，の計11とおりができる．

したがって，推計によるデータを使う場合，(29) 式は3残存年からは

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{exH3}_t = \alpha_0+\alpha_3\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e3}_t,\\
(30)\qquad &\mathrm{exH4}_t = \alpha_0\cdot\beta_4+\alpha_3\cdot\beta_4\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_4\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e4}_t,\\
&\mathrm{exH5}_t = \alpha_0\cdot\beta_5+\alpha_3\cdot\beta_5\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_5\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e5}_t,
\end{aligned}
$$

など，また2残存年からは

$$
\begin{aligned}
(31)\qquad &\mathrm{exH4}_t = \alpha_0+\alpha_3\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e4}_t,\\
&\mathrm{exH5}_t = \alpha_0\cdot\beta_5+\alpha_3\cdot\beta_5\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_5\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e5}_t,
\end{aligned}
$$

などのようになる．

また，直接計算によるデータを使う場合，(29) 式は3残存年からは

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{exH3}_t = \alpha_0+\alpha_3\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e3}_t,\\
(30')\qquad &\mathrm{exH6}_t = \alpha_0\cdot\beta_6+\alpha_3\cdot\beta_6\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_6\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e6}_t,\\
&\mathrm{exH9}_t = \alpha_0\cdot\beta_9+\alpha_3\cdot\beta_9\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_9\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e9}_t,
\end{aligned}
$$

など，また2残存年からは

$$
\begin{aligned}
(31')\qquad &\mathrm{exH4}_t = \alpha_0+\alpha_3\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e4}_t,\\
&\mathrm{exH6}_t = \alpha_0\cdot\beta_6+\alpha_3\cdot\beta_6\cdot \mathrm{H3}_{t-1}+\alpha_{10}\cdot\beta_6\cdot\Delta\,\mathrm{tegata}_{t-1}+\mathrm{e6}_t,
\end{aligned}
$$

などのようになる．

このときの検定結果は表8〜11のとおりであり，データがどのように作られたかにかかわらず，いずれの組み合わせにおいても，モデルはカイ2乗検定によって通常の有意水準で棄却されない．なお，表10，11では係数推定

表8a　(30) 式の推定結果（被説明変数は exH3, exH4, exH5）

係数	推定値	t 値
α_0	−0.0740	−1.23
α_3	13.24	1.17
α_{10}	364.1	0.87
β_4	0.8484	10.56
β_5	0.4601	2.33
chi-sq	7.77	

注：chi-sq は (30) 式のモデルのカイ2乗検定の検定統計量である．自由度=4のときの臨界値は9.49である．

表 8b　(30) 式の推定結果（被説明変数は exH3, exH4, exH6）

係数	推定値	t 値
α_0	−0.0748	−1.24
α_3	13.32	1.17
α_{10}	359.3	0.86
β_4	0.8471	10.87
β_6	0.2555	1.00
chi-sq	7.52	

表 8c　(30) 式の推定結果（被説明変数は exH3, exH4, exH7）

係数	推定値	t 値
α_0	−0.0752	−1.24
α_3	13.34	1.17
α_{10}	358.4	0.85
β_4	0.8608	10.85
β_7	0.3579	1.34
chi-sq	6.22	

表 8d　(30) 式の推定結果（被説明変数は exH3, exH4, exH8）

係数	推定値	t 値
α_0	−0.0714	−1.21
α_3	12.81	1.15
α_{10}	361.8	0.87
β_4	0.8746	9.63
β_8	0.5961	2.09
chi-sq	4.96	

表 8e　(30) 式の推定結果（被説明変数は exH3, exH4, exH9）

係数	推定値	t 値
α_0	−0.0644	−1.11
α_3	12.08	1.09
α_{10}	375.3	0.88
β_4	0.8874	8.92
β_9	0.8054	2.48
chi-sq	3.76	

表 9　(30′) 式の推定結果 (被説明変数は exH3, exH6, exH9)

係数	推定値	t 値
α_0	−0.02645	−2.40
α_3	5.101	2.35
α_{10}	81.16	1.16
β_4	1.465	21.76
β_5	1.811	18.85
chi-sq	3.96	

表 10　(31) 式などのカイ 2 乗検定の結果

残存年の組み合わせ	カイ 2 乗値
3,　4	2.13
3,　5	1.31
3,　6	0.93
3,　7	0.82
3,　8	0.64
3,　9	0.53
4,　5	1.07
4,　6	0.81
4,　7	0.67
4,　8	0.37
4,　9	0.34

注：(31) 式などのカイ 2 乗検定の検定統計量である．自由度＝2 のときのカイ 2 乗検定の臨界値は 5.99 である．

表 11　(31′) 式などのカイ 2 乗検定の結果

残存年の組み合わせ	chi-sq
3,　6	3.14
3,　7	2.18
3,　8	0.42
3,　9	0.26
4,　7	0.25
4,　8	1.05
4,　9	1.00
5,　8	1.88
5,　9	1.56
6,　9	2.52

注：表 10 の注と同じ.

値は記載していないが，全ての組み合わせにおけるα_{10}を除く全係数の推定値と，一部の組み合わせにおいてはα_{10}の推定値も，有意である．

§4-3　βを time-varying と仮定する場合のモデルの計測と検定

βの比が time-varying であると仮定する，したがってβの値が time-varying であると仮定する場合，前述の Mark（1988）の特定化，または本来の ARCH にもとづく定式化を用いて，計測と検定が可能である．

初めに，Mark（1988）の方法に沿って，(22)，(23′)，(26)，(28′) 式を多変量の体系と見て，それらを GMM で計測する．なお，この小節の計測のうち，目的関数の最小化はパッケージ・ソフト RATS の Find コマンドを用いて行っている．

計測法の概略は次のとおりである．(26) 式の OLS 回帰からa_0とa_1の推定値と残差ε_tが得られ，これを (22) 式へ代入して，γ_0とγ_1の推定値を得る．さらに GMM の目的関数を最小化するべく，λ_0とλ_1の推定値が求められる．

GMM の操作変数としては Mark（1988）と同様に，定数項，ε_{t-1}^2, $u_{t-1}^{i}\varepsilon_{t-1}$を用いる．操作変数が3個，体系を構成する式が4式，推定するべきパラメータが6個であるから，自由度は3×4−6＝6である．なお，操作変数と説明変数の定常性を確保するために，$-1<\lambda_1<1$を統計的に有意に満たさない場合は，この条件を付けて再計測するとともに[11]，表13，14でも確認している．

以下の計測では，2種類のデータのうち，推計によるデータよりもその正確さに問題が少ない直接計算による所有期間利回りデータのみを用いる．計測の結果は表12a〜gのとおりであり，各ケースともカイ2乗値はモデルを棄却しない．また，各表においてλ_1の係数推定値は有意性にとぼしいが，a_1とγ_1の係数推定値は有意であり，βの値が時間と共に変化することを示している．

次に，本来の ARCH を仮定する場合を取り上げる．(22)，(23)，(26)，

表 12a　(28′) 式の計測結果 (被説明変数は exH3)

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00119	3.20
λ_1	0.7800	1.13
a_0	0.000768	0.27
a_1	0.3275	4.82
γ_0	0.00131	5.39
γ_1	0.1905	2.71
chi-sq	2.37	

注：(28′) 式を推定し検定した．自由度＝6 のときの臨界値は 5% 有意水準で 12.59 であるので，この検定はモデルを棄却しない．

表 12b　(28′) 式の計測結果 (被説明変数は exH4)

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00101	2.53
λ_1	0.5042	0.48
a_0	0.00130	0.48
a_1	0.3268	4.96
γ_0	0.00123	5.37
γ_1	0.2029	2.98
chi-sq	3.69	

表 12c　(28′) 式の計測結果 (被説明変数は exH5)

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00114	2.61
λ_1	0.9872	0.97
a_0	0.00103	0.39
a_1	0.3275	5.08
γ_0	0.00119	5.42
γ_1	0.2051	3.07
chi-sq	2.31	

表 12d　(28′) 式の計測結果 (被説明変数は exH6)

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00124	2.43
λ_1	1.080	1.30
chi-sq	2.62	

注：以下，表 12d〜g の a_0，a_1，γ_0，γ_1 の推定値と t 値は表 12c と同じである．なお，λ_1 の推定値は 0 と有意に異ならない．

表 12e (28′) 式の計測結果（被説明変数は exH7）

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00159	2.50
λ_1	0.8407	0.89
chi-sq	3.14	

表 12f (28′) 式の計測結果（被説明変数は exH8）

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00178	2.56
λ_1	0.6924	0.70
chi-sq	2.89	

表 12g (28′) 式の計測結果（被説明変数は exH9）

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	0.00222	2.87
λ_1	0.7217	0.79
chi-sq	4.18	

表 13 操作・説明変数の ADF テスト（定数項・トレンド有のケース．残存3年）

	BIC	AIC	LB	LM
ε_{t-1}^2	−12.15*(0)	−3.83*(7)	−3.83*(7)	−3.70*(5)
$u_{t-1}^i\varepsilon_{t-1}$	−13.48*(0)	−10.62*(1)	−13.48*(0)	−13.48*(0)

注：* 印は5% 水準で帰無仮説を棄却する．

表 14 操作・説明変数の KPSS テスト（残存3年）

	lag＝3		lag＝12	
	η_μ	η_τ	η_μ	η_τ
ε_{t-1}^2	1.12*	0.10	0.60*	0.07
$u_{t-1}^i\varepsilon_{t-1}$	0.12	0.09	0.13	0.10

注：* 印は5% で帰無仮説を棄却する．

表 15a (28) 式の計測結果（被説明変数は exH3）

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000026	0.05
δ_1	0.5591	0.12
chi-sq	5.96	

注：(28) 式を推定し検定した．a_0，a_1，γ_0，γ_1 の推定値と t 値は表12の対応する各表のそれらと同じである．自由度＝6のときの臨界値は5% 有意水準で12.59であるので，この検定はモデルを棄却しない．

表 15b　(28) 式の計測結果 (被説明変数は exH4)

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000689	0.50
δ_1	0.0669	0.01
chi-sq	7.97	

表 15c　(28) 式の計測結果 (被説明変数は exH5)

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000346	0.43
δ_1	0.0000252	0.00
chi-sq	11.31	

表 15d　(28) 式の計測結果 (被説明変数は exH6)

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000211	0.18
δ_1	0.0000213	0.00
chi-sq	11.72	

表 15e　(28) 式の計測結果 (被説明変数は exH7)

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000021	0.02
δ_1	0.0495	0.01
chi-sq	10.50	

表 15f　(28) 式の計測結果 (被説明変数は exH8)

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000067	0.06
δ_1	0.000012	0.00
chi-sq	8.64	

表 15g　(28) 式の計測結果 (被説明変数は exH9)

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	0.000071	0.05
δ_1	0.000063	0.00
chi-sq	8.53	

表 16　操作・説明変数の ADF テスト (定数項・トレンド有のケース, 残存 3 年)

	BIC	AIC	LB	LM
ε_{t-1}^2	−12.15*(0)	−3.83*(7)	−3.83*(7)	−3.70*(5)
$u_{t-1}^1\varepsilon_{t-1}$	−14.76*(0)	−6.27*(7)	−14.76*(0)	−14.76*(0)
u_{t-1}^2	−12.54*(0)	−4.23*(7)	−6.67*(1)	−6.67*(1)

注：* 印は 5% 水準で帰無仮説を棄却する.

表17　操作・説明変数の KPSS テスト（残存3年）

	lag＝3		lag＝12	
	η_μ	η_τ	η_μ	η_τ
ε^2_{t-1}	1.12*	0.10	0.60*	0.07
$u^i_{t-1}\varepsilon_{t-1}$	0.19	0.03	0.27	0.04
u^2_{t-1}	0.20	0.11	0.17	0.10

注：* 印は5% で帰無仮説を棄却する．

(28) 式から構成される体系をGMMで計測する．計測の方法は前記のMark（1988）の特定化に沿う場合とほぼ同様であり，違いは計測対象が(28′) ではなく（28）であることである．なお，操作変数と説明変数の定常性を確保するために，$-1<\delta_1<1$ を統計的に有意に満たすことを検討するとともに，表16，17でも確認している．

計測の結果は表15a～gのとおりである．これによれば，表12と同じく，各ケースともモデルを棄却しない．また，a_1, γ_1 の係数推定値は有意であり，β の値が時間と共に変化するとの仮定が有効であることを示している．

§5　おわりに

本稿では，1977年5月から1995年6月までのわが国長期国債流通市場における所有期間利回りを対象に取り上げた．長期国債の所有期間利回りが短期債利回りを上回って超過収益が存在するのは，バブルや期待形成の非合理性ではなくリスクのためであると考え，超過収益率をリスク・プレミアムとみなした．期待形成は合理的であり，かつこのリスク・プレミアムが異時点間CAPMから導かれるとの仮説のもとで，得られる関係が満たされるかどうかをGMMにより計測し検定した．

得られた結果によれば，残存3年から9年までの7種類の債券の超過収益率についての β の比を一定と仮定しても，あるいはオーバー・タイムに変動すると仮定しても，リスク・プレミアムはこのようなモデルによって説明可能である．なお，β が一定であるとの仮説，すなわち β を構成している変数のうち，オーバー・タイムに変動する変数の係数である（21′)，(21)，

(27), (20) 式の λ_1, δ_1, a_1, γ_1 のそれぞれが 0 に等しいとの仮説, の全てが同時に棄却されるわけではない. したがって, β は一定ではなく, オーバー・タイムに変動する, とみなす方がよりもっともらしいと考えられる.

残された問題は次のとおりである. 本稿では以上のように, 債券の超過収益率をリスク・プレミアムのみで説明しているが, その際, 期待形成の非合理性や投機的バブルなどの要因を無視している. しかし, これらを同時に考慮に入れると分析結果が変わるかもしれず, そのような分析を試みることも必要であろう. また, 債券の超過収益率をマクロ経済変数で説明すること, ARCH 以外の定式化や GMM 以外の計測法を用いることも試みられるべきであろう.

〈参考文献〉

釜江廣志 (1993)『日本の国債流通市場』有斐閣.

——— (1997)「加重最小 2 乗法によるスポット・レートの推計」『一橋論叢』664-677.

畠中道雄 (1996)『計量経済学の方法』創文社.

Campbell, J. (1987), "Stock Returns and The Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 373-400.

Campbell, J. and R. Clarida (1987), "The Term Structure of Euromarket Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, 24-44.

Campbell, J., A. Lo and A. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.

Chang, E. and R. Huang (1990), "Time-Varying Return and Risk in the Corporate Bond Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 323-40.

Cumby, R. (1988), "Is It Risk ? Explaining Derivations from Uncovered Interest Parity", *Journal of Monetary Economics*, 279-99.

Dickey, D. and S. Pantula (1987), "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 455-61.

Engel, C. (1996), "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium", *Journal of Empirical Finance*, 123-92.

Hansen, L. and R. Hodrick (1983), "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market", in Frenkel, J. (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, 113-42, University of Chicago Press.

Hodrick, R. (1987), *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Markets*, Harwood Academic Publishers.

Huang, R. (1989), "An Analysis of Intertemporal Pricing for Forward Foreign Exchange Contracts", *Journal of Finance*, 183-94.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 159-78.

Mark, N. (1988), "Time-varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts", *Journal of Financial Economics*, 335-54.

＊　本稿は文部省科学研究費の補助を受けた研究の成果の一部である．

1）「最尤法を使うなら，変数の確率分布の型を指定しなければならないが，非線形モデルではその特定化を誤ると，推定値は一致性すら持たない」（畠中（1996）p. 193）．

2）証明は Hodrick（1987）p. 15，注8参照．

3）後者の証明は Hodrick（1987）p. 15，注9参照．

4）Cumby（1988）p. 290，Engel（1996）p. 157，Campbell他（1997）p. 448，Hansen and Hodrick（1983）参照．

5）畠中（1991）p. 361参照．

6）畠中（1991）p. 361参照．

7）このような場合の GMM の計測法について，Mark（1988）p. 342-44参照．

8）紙幅の制約のため，記載を省略した．

9）たとえば銀行株は品薄であるといわれる．

10）表2〜5も紙幅の制約のため，記載を省略した．

11）Mark（1988）p. 345参照．

（一橋大学教授）