

マーケット・モデルにおける システマティック・リスクの確率的変動*

小池 拓 自・山 本 拓

概要

株式投資のリスク指標であるベータは当該株式のマーケット・リスクの負担度の尺度であるが、これを直接観測することは出来ない。従来の研究では、観測期間について一定である等の仮定をおいて、ベータは推定されてきた。本稿は「可変パラメーター」モデルを用いて、近年の日本の株式市場についてベータの変動性を分析したものである。本稿の特色としては以下の2点があげられる。①「可変パラメーター」モデルを日本の株式市場におけるベータの変動性の検証に適用したこと、ならびに②実証分析においていくつかの工夫を加えたこと(時価加重ポートフォリオ、企業規模ポートフォリオ、等の測定)である。先行研究としてはBos, T. et al (1984)やCollins, W. D. et al. (1987)が米国の株式市場について分析を行っている。本稿の結果も米国と同等程度のベータの変動性が認められた。またベータの変動を許容すれば、CAPMの検証や投資政策の策定や評価に影響を与えることが明らかとなった。

1. 序論

株式市場における価格形成メカニズムの探求はファイナンスの分野の重要な研究テーマである。この問題への解答としてもっとも有名な理

論がシャープ(Sharpe, W. F.)とリントナー(Lintner, J.)による「資本資産評価モデル」(Capital Asset Pricing Model, 以下CAPMと呼ぶ)である。CAPMによれば均衡における当該証券の価格(具体的には投資収益率)はシステマティック・リスク(市場全体のリスク)の負担量によって決定されるとされ、このリスクの負担量を表す指標としてベータ(当該証券のマーケット全体に対する感応度)が導入されている。(1.1) $E(R_i) = R_f + \beta_i [E(\bar{R}_m) - R_f]$ ただし、 $E(R_i)$ は*i*証券の期待収益率、 $E(\bar{R}_m)$ はマーケット・ポートフォリオの期待収益率、 R_f は安全利子率、 β_i は*i*証券のベータ、すなわち $COV(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m)$ である。

このCAPMやベータの有効性については議論のあるところであるが、実際の投資政策の策定や投資成果の評価に広く使用されてきた。しかし、ベータを直接観測することは不可能である。そこで多くの実証研究は観測期間についてベータは一定である等の仮定を設定した上で、時系列データを用いてマーケット・モデルに単純最小2乗法(OLS)を適用してベータを推定してきた。

しかし、マイクロ経済やマクロ経済の諸要因によってベータが観測期間中に変動することは十分に考えられる。この意味でベータが一定であるとする仮定は、推定を容易にする利点を持つ反面、厳しい制約を前提とする欠点がある。米国においてはベータの変動性についての実証研究が1970年代中葉から始まり、ベータがなんらかの確率的変動をしていることが確認されてきた。しかしながら、日本においてはベータの変動についての包括的な実証分析は我々の知る

* 本稿は紙数の制約により小池・山本(1990)を要約、修正したものである。本論文の作成段階において筑波大学米沢康博、東京大学若杉敬明、住友信託銀行浅野幸弘、同吉原正善の各氏、および筑波大学経営政策研究科の諸氏より有益なコメントを頂いた。この場を借りて感謝の意を表したい。但し、本稿における誤りはすべて筆者の責に帰するものである。

限り報告されていない。

そこで本研究は、過去の研究と比較してより一般的なモデルである1次の自己回帰および移動平均(ARMA(1, 1))の確率過程に従ってベータが変動することを許容するモデルによって、日本の株式市場のベータの変動性について実証分析を行う。推定の統計的手法としては状態空間モデル(State Space Form)の応用である「可変パラメーター」モデル(Varying Coefficient Regression Model)を用いる。

本研究の目的は以下の4点について実証的に検証・検討することである。

- ① ベータが時間について一定(constant)であるのか、確率的変動をしている(stochastically varying)のかについての統計的検定(個別銘柄とポートフォリオ)。
- ② ①の結果と米国の先行研究との比較検討。
- ③ 変動についての企業規模効果の統計的検定。
- ④ ベータが変動するモデルを採用することがCAPMの検証や投資政策の策定や評価に与える影響の考察。

以下2節ではシステマティック・リスクと呼ばれるベータの一定性(constancy)について考察する。次に3節では実証分析のモデルを提示し、推定の統計的手法について解説する。続いて4節では実証分析の結果を提示して考察を加える。最後に5節で結論を述べる。

2. ベータの一定性の下での推定とその含意

ベータはリスクの指標であるが、期待収益率と同様に観測することは出来ない。前述のように多くの実証研究は、時系列データを用いて以下のマーケット・モデルによりベータの推定を行ってきた。

(2.1) $r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it}$, $u_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$
 ただし、 $r_{it} = R_{it} - R_{ft}$ は i 証券のリスク・プレミアム、 $r_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$ はマーケット・ポートフォリオのリスク・プレミアム、 R_{it} は i 証券の t 期の投資収益率、 R_{ft} は無リスク資産の t 期の投資収益率(安全利子率)、 R_{mt} はマーケット・ポートフォリオの t 期の投資収益率、 α_i は i 証券の定数項(CAPM が成立する下ではゼ

ロ)、 β_i は i 証券のシステマティック・リスク(一般にベータと呼ばれる)である。上記のモデルの推定は、通常以下の4つの仮定の下に行なわれてきた。

- ① ベータ(β_i)が観測期間について一定である。
- ② 投資家は合理的期待形成を行っている。すなわち、投資家の期待は直接には観測不可能であるが、収益率分布の期待値と一致する。
- ③ マーケット・ポートフォリオの代理変数として TOPIX(東証一部株価指数)等の株価指数が適当である。
- ④ 誤差項 u_{it} は分散が一定で独立な正規分布に従う。

仮定①~④のもとでは時系列データによる単純最小二乗法(OLS)によって、ベータは推定可能である。本研究の分析においてもこれらの仮定のうち、②~④の3つは採用するが、①のベータの一定性についての仮定をゆるめる。

ベータの一定性を仮定することは、暗黙のうちに期待収益率の分布の一定性と個々の証券に対する需要比率の一定性を仮定したことに等しいと考えることが出来る。このことの直観的意味を Ferson, W. E. et al. (1987)の示したモデルを利用して明らかにしよう。彼等によるとリスク・プレミアム表現のマーケット・モデル(2.1)は次式で表わされる。

$$(2.2) \quad E_t = a_i V_i w_i$$

ただし、 $E_t = E(r_t | \Phi_{t-1})$ は市場において $t-1$ 時点に利用可能な情報 Φ_{t-1} にもとづく N 証券の $t \sim t+1$ 期間の超過収益率($R_{it} - R_{ft}$)の期待値ベクトル($N * 1$)、 $V_i = \text{cov}(r_t | \Phi_{t-1})$; $r_t | \Phi_{t-1}$ の分散共分散行列($(N * N)$)、対角要素は個々証券の期待収益率の分散、非対角要素は個々証券相互の共分散)、 w_t はマーケット・ポートフォリオに対する($N * 1$)ウェイト・ベクトル、 a_i はマーケット・リスクの価格(スカラー)すなわち $E(R_{mt} - R_{ft}) / \sigma^2(r_{mt})$ である。

ここで(2.2)と(2.1)を比較することによって次式を得る。

$$(2.3) \quad \text{vec}(\beta_i) = V_i w_i / \sigma^2(r_{mt}) \\ = (w_i' V_i w_i)^{-1} \cdot V_i w_i$$

ただし、 $\text{vec}(\beta_i)$ は β_i を縦に並べたベクトル

($N \times 1$)である。上式より E_t , V_t , および w_t が一定であることは, β_{it} の一定性の十分条件であることが分かる。 E_t , V_t が一定であることはすべての証券の期待収益率の分布が一定であることと同値であり, w_t が一定であることは市場における個々の証券に対する需要比率が一定であることと同値である。一方, E_t , V_t , および w_t が変動する時に, (2.3)の左辺である $\text{vec}(\beta_t)$ が一定であると想定することは一般的には困難である。したがって, ベータが一定であるとする仮定は, ベータの推定が容易になるという利点をもたらす反面, すべての証券の期待収益率の分布の一定性と個々の証券に対する需要比率の一定性を同時に仮定することにはほとんど等しいという意味で, 厳しい制約を仮定する欠点がある。

3. 実証分析のモデルと統計的手法

3.1 推定モデル

推定の対象とするモデル表現として状態空間モデルを使用するため, 推定する方程式は観測方程式と遷移方程式の2本になる。観測方程式は観測される個別証券の収益率と市場収益率で構成されるマーケット・モデルである。遷移方程式は観測方程式のパラメーターであるベータの確率の変動を記述する方程式である。

観測方程式としては, すでに(2.1)で提示したリスク・プレミアム表現のマーケット・モデルを用いる。ここで通常マーケット・モデル(安全利率の情報を利用しないモデル)を採用しない理由は, 安全利率が変動している場合には定式化の誤りを生じると考えられるためである。

遷移方程式はベータの確率の変動を記述する方程式である。ベータは(2.3)に従って時間とともに複雑な変化をしていると考えられる。しかし, ベータの変動形態についての先験的な情報は何ら存在しない。そこで, 本研究は何らかの一定の値の周辺でベータが変動することを仮定する定常確率過程(平均と分散が一定で, 自己共分散がラグの長さによって一定な確率過程)でベータの変動を記述することで, ベータ

が一定であるとする仮定をゆるめることにする¹⁾。過去の実証研究ではベータの変動についてランダム係数モデル(RANDOM モデル)や1次の自己回帰モデル(AR(1)モデル)を用いることが多いが, 本研究はより一般性の高い自己回帰移動平均モデル(ARMA(1,1)モデル)を加えて, 次の4つのモデルを想定し各々のモデルについて推定を行う。

① 「固定パラメーター」モデル(以下 **FIX 仮説**と呼ぶ): ベータが時間について一定のモデル。通常最小2乗法で推定される。

$$(3.1.1) \quad \beta_{it} = \beta_i^*$$

② 「ランダム・パラメーター」モデル(以下 **RANDOM 仮説**と呼ぶ): ベータが期待値の周辺でランダムに変動するモデル。

$$(3.1.2) \quad \beta_{it} = \beta_i^* + \varepsilon_{it}$$

③ 「1次の自己回帰」モデル(以下 **AR 仮説**と呼ぶ): ベータが期待値の周辺で1次の自己回帰に従うモデル²⁾。

$$(3.1.3) \quad \beta_{it} - \beta_i^* = \phi_i(\beta_{i,t-1} - \beta_i^*) + \varepsilon_{it}$$

④ 「1次の自己回帰移動平均」モデル(以下 **ARMA 仮説**と呼ぶ³⁾): ベータが期待値の周辺で1次の自己回帰と移動平均に従うモデル。

$$(3.1.4) \quad \beta_{it} - \beta_i^* = \phi_i(\beta_{i,t-1} - \beta_i^*) + \varepsilon_{it} - \theta_i \varepsilon_{i,t-1}$$

ただし上記のモデルにおいて, $\beta_i^* = E(\beta_{it})$, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Omega_i)$, $-1 < \phi_i < 1$ (定常性の条件), $-1 < \theta_i < 1$ (反転性の条件)である。

さらに観測方程式と遷移方程式の誤差項 u_{it} と ε_{it} はどちらも系列的に独立で, かつ相互に独立であると仮定する。

モデル④のARMA仮説をもっとも一般的な仮説とすれば, モデル①~③の仮説はモデル④に制約を加えたものと解釈される。すなわちARMA仮説のパラメーターにいくつかの制約をおくことで, 以下のようにAR仮説, RANDOM仮説, FIX仮説を記述することが可能であり, パラメーターについての検定を行うことで4つの仮説からの選択が可能となる。

AR 仮説: $\theta_i = 0$,

(3.2) RANDOM 仮説: $\theta_i = 0, \phi_i = 0$

FIX 仮説: $\theta_i = 0, \phi_i = 0, \Omega_i = 0$

2節で示した通り、一般的にベータは(2.3)に従って複雑な変動をする。複雑な変動を記述するためには自己回帰や移動平均の次数をより高次にすることが望ましいが、パラメーターの数を増加させることは計算コストの増大と自由度の減少の2つの問題を生じさせるため、本研究はARMA(1,1)をもっとも高次のモデルとした⁴⁾。

3.2 モデルの解釈

システムティック・リスクが一定であるとする従来のマーケット・モデルはその経済学的解釈が非常に容易であった。一方、システムティック・リスクが変動するマーケット・モデルはその経済学的解釈に留意すべきである。従来の研究はこの問題について言及することなく、ベータの変動モデルをその統計的特質を説明するだけで使用してきた。そこで、システムティック・リスクが変動するマーケット・モデルの経済学的解釈についてのひとつの見解をまとめた。

マーケット・モデルにおいては、ベータはシステムティック・リスクをあらわしマクロ的要因(マーケットにかかわる要因)にもとづくこととされ、誤差項がアンシステムティック・リスクをあらわしミクロ的要因(個別企業にかかわる要因)にもとづくこととされる。ところが、ベータが時間について一定とするモデルのもとでOLSを用いてベータを推定した場合、残差に系列相関や分散不均一の傾向が認められることが多くの実証研究において指摘されている。これは残差にアンシステムティック・リスク以外の情報が残留していることを示している。この情報を抽出する方法として2つのアプローチが考えられる。1つは市場収益率以外の説明変数を加えたモデル、すなわちマルチファクター・モデルに拡張して、残留した情報を抽出することである。もう1つは市場収益のファクターに関係する情報が残存していると考え、これに限って抽出する方法である。ベータが変動するマーケット・モデルを採用することは後者のアプローチであり、従来のモデルにおいてアンシステムティック・リスクと解釈されたリスクから市場と

連動する部分を抽出しているという意味で、誤差項としてより純粋なアンシステムティック・リスクを推定できると考えられる。

3.3 推定方法

ベータが定常確率過程に従い変化するモデルの推定には、状態空間モデルの応用として「可変パラメーター」モデルを用いる。ここではNewbold, P.=Bos, T.(1985)にしたがって簡単に推定方法を説明する。

「可変パラメーター」モデルが状態空間モデルのひとつの形態であることに着目すれば、状態空間モデルの状態変数を推定する方法であるカルマン・フィルターを用いることで、特定のパラメーターのもとでのベータの変動を推定することが可能となる。この推定量を用いることでモデルの尤度関数が評価される。すなわち、カルマン・フィルターによって、各(t-1)時点のベータの一期先予測量 $\beta_{i,t|t-1}$ と被説明変数 r_{it} の分散の推定量 $h_{it}(h_{it} = \text{var}(r_{it}))$ が得られ、これらの推定量を用いて「可変パラメーター」モデルの対数尤度関数は次式で記述される。

$$(3.3) \quad \log L_i = \text{const} - 1/2 \sum_{t=1}^T \{ \log h_{it} + (y_t - \alpha_i - X_t' \beta_{i,t|t-1})^2 h_{it}^{-1} \}$$

上式の対数尤度関数を記述する推定量 $\beta_{i,t|t-1}$, h_{it} がカルマン・フィルターを通じて「可変パラメーター」モデルのパラメーター(ARMA仮説ならば、 $\alpha_i, \beta_i^*, \sigma_i^2, \Omega_i, \phi_i, \theta_i$)の関数であるため、対数尤度関数は「可変パラメーター」モデルのパラメーターの関数である。

$$(3.4) \quad \log L_i = f(\alpha_i, \beta_i^*, \sigma_i^2, \Omega_i, \phi_i, \theta_i)$$

「可変パラメーター」モデルの最尤推定量は(3.4)を最大化するパラメーターである。これは単純な最大化問題であるが、残念ながら通常のグリッド・サーチでは計算量が膨大で推定不可能である。そこで、なんらかの初期値を与え繰り返し計算をすることで尤度を向上させる以下の2つの推定方法が広く用いられている。① Method of Scoring(Pagan, A.R., 1980)：非線形最尤推定によく用いられるNewton=Raphson法の応用形であり、フィッシャーの情報行列を用いる解法。② EM法, Expectation

maximization method(Dempster, A.P. et al., 1977): カルマン・フィルターの平滑化方程式を利用して尤度関数を評価していく解法。前者は全パラメーターについてのカルマン・フィルターの微分が必要であることと、情報行列の逆行列の計算が必要であるため、パラメーターの数によっては計算量が莫大なものとなる点と、初期値の与えかたによってはグローバルな最大化が達成されない(場合によっては収束しない)といった問題点がある。しかし、情報行列が得られることにより検定が容易である点と、パラメーターの識別性の問題を自動的にチェックできるという2つの利点がある。一方、後者のEM法は前者の問題点を克服しており、繰り返し計算にしたがって必ず尤度が向上していく推定方法である。しかし、識別性の問題と情報行列を得ることが出来ないためパラメーターの有意性検定を行うことが出来ない問題点がある。すなわちEM法と情報行列による方法は補完的な関係にあると考えられる。そこで、実際の推定では、まず逐次最小2乗法の結果を初期値⁹⁾としてEM法で尤度を高め、その推定結果を初期値としてMethod of Scoringによって推定を行うという方法を用いた。このような推定を行う汎用のソフトウェアが入手可能でなかったため、本研究はSASのMATRIXプロシジャーを用いてオリジナルなプログラムを作成して推定を行った。(「可変パラメーター」モデルやその推定方法の詳細は小池(1990)を参照されたい。)

4. 実証分析の結果と考察

4.1 分析対象と使用データ

本研究の分析対象は東京証券取引所第1部上場銘柄のうち、日本経済新聞平均株価225種(通称、日経225)に直近の10年間継続的に採用された220銘柄と、220銘柄からランダムに選択された任意の規模での等加重および時価加重ポートフォリオである。分析の対象期間は1984年1月から1988年12月の5年間とし、データは月次収益率を用いた。時期加重ポートフォリオを作成する場合の加重ウェイトは1983

年12月末の個々の銘柄の時価総額を用いて、5年間の分析期間についてポートフォリオの組替え(リバランス)は行わないこととした。実証分析に使用したデータは次の4つである。

① 証券投資収益率：証券投資収益率は次式で表わされる。

$$R_{it} = \{D_{it} + (P_{i,t+1} - P_{it})\} / P_{it}$$

ただし、 R_{it} は t 期の i 証券の投資収益率、 D_{it} は t 期の i 証券の配当、 P_{it} は t 期初の i 証券の調整済み株価である。すなわち、 R_{it} は保有期間の配当による収益と株価の値上がり(値下がり)によるキャピタル・ゲイン(ロス)の収益の和の収益率である。ただし、増資、株式分割等による株価の変動は調整されなければならない。本研究に使用した投資収益率は日本証券経済研究所が計測したものであり、そのデータベースを利用した。

② 市場収益率：市場収益率は次式で表わされる。

$$R_{mt} = \sum_i w_{it} \cdot R_{it}$$

ただし、 R_{mt} は t 期の市場の投資収益率、 R_{it} は t 期の i 証券の投資収益率、 w_{it} は t 期初の i 証券の市場に対する時価総額のウェイトである。すなわち、 R_{mt} は市場に存在する全危険資産の時価による加重平均投資収益率である。理論的には全危険資産の全市場についての加重平均値であるが、理論的に厳密な値を計算することは不可能である。そこで、危険資産を株式に限定して市場も東京証券取引所第1部に限定して計算された、東京証券取引所第1部投資収益率を代理変数として利用する。本研究に使用した市場収益率は日本証券経済研究所が計測したものである。

③ 安全利子率：安全利子率とは当該期初にその期の収益率の確定している安全資産の利子率であり、本研究は債券の売り戻し(買い戻し)条件付き買付け(売付け)の利回りである現先レートを安全利子率の代理変数として採用した。現先レート翌月物の値は日本経済新聞社のデータベースであるNEEDSより月末平均値を利用した。

④ 時価総額：ベータの変動形態と企業規模の

表 4.1 LR(尤度比)検定：仮説の比較

| H ₀ -H ₁ | FIX-RAN | FIX-AR | FIX-AM | RAN-AR | RAN-AM | AR-AM |
|--------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|---------|
| S. L. 10% | 46(20.9%) | 46(20.9%) | 39(17.7%) | 22(10.0%) | 16(7.3%) | 8(3.6%) |
| 5% | 39(17.7%) | 38(17.3%) | 28(12.7%) | 11(5.0%) | 5(2.3%) | 7(3.2%) |

(注) FIX: FIX 仮説, RAN: RANDOM 仮説, AR: AR 仮説, AM: ARMA 仮説, S. L.: 有意水準。
H₀-H₁は H₀を帰無仮説とし H₁を対立仮説とする検定。
数字は H₀が H₁に対して LR 検定で棄却された銘柄数, ()内はその比率。

表 4.2 LM 検定

| H ₀ -H ₁ | FIX-RAN |
|--------------------------------|------------|
| S. L. 10% | 124(56.5%) |
| 5% | 111(50.5%) |

(注) H₀が H₁に対して LM 検定で棄却された銘柄数, ()内はその比率。

表 4.3 AIC 基準によるモデル選択

| 仮説 | FIX | RAN | AR | AM |
|----|------------|-----------|----------|---------|
| 件数 | 155(70.5%) | 40(18.2%) | 18(8.2%) | 7(3.2%) |

(注) 各仮説が選択された銘柄数, ()内はその比率。

関係を考察すること、ポートフォリオの作成時に時価加重ポートフォリオと等加重ポートフォリオを比較することの2点の目的から、各個別証券の時価総額データを使用した。このデータは住友信託銀行投資研究部より提供を受けた。

4.2 個別証券についての総合結果

本研究の分析対象である220銘柄についてのベータの変動性の検定の総合結果は表4.1から表4.4に与えられている。表4.1のLR(尤度比)検定ではFIX仮説が棄却される比率は、対立仮説がRANDOM仮説の場合で20.9%(有意水準10%)、AR仮説の場合で20.9%(有意水準10%)、ARMA仮説の場合で17.7%(有意水準10%)である。表4.2のLM(ラグランジェ乗数)検定では、約半数の銘柄についてRANDOM仮説に対してFIX仮説が棄却されている。表4.3のAIC基準においては、FIX仮説が70.5%の銘柄で選択され、RANDOM仮説が選択される銘柄は18.2%にとどまり、AR仮説とARMA仮説は合わせても選択される銘柄は11.4%に限られる。表4.4はAR仮説やARMA仮説がFIX仮説やRANDOM仮説よりも選択される銘柄を調べるために2つの検定を複合したテストであるが⁶⁾、AR仮説やARMA仮説を支持する銘柄は少数である。

以上より、個別銘柄の多くについてはFIX仮説を否定する強い根拠は発見されないものの、約30%の銘柄についてはその他の仮説を選択することが望ましいと考えられるため、変動の可能性を全面的に否定することは出来ないと考え

表 4.4 AR 仮説, ARMA 仮説についての複合テスト

| テスト | I | II | III | IV |
|---------|----------|-----------|----------|----------|
| S. L. 1 | 16(7.3%) | 24(10.9%) | 13(5.9%) | 21(9.5%) |
| 2 | 7(3.2%) | 15(6.8%) | 6(2.7%) | 13(5.9%) |

(注) I: RANDOM 仮説に対してFIX仮説が棄却され、かつAR仮説に対してRANDOM仮説が棄却される銘柄の数, ()内はその比率。
II: AR 仮説に対してFIX仮説が棄却され、かつAR仮説に対してRANDOM仮説が棄却される銘柄の数, ()はその比率。
III: RANDOM 仮説に対してFIX仮説が棄却され、かつARMA仮説に対してRANDOM仮説が棄却される銘柄の数, ()はその比率。
IV: ARMA 仮説に対してFIX仮説が棄却され、かつARMA仮説に対してRANDOM仮説が棄却される銘柄の数, ()内はその比率。
S. L. 1: 2つの検定の有意水準が20%と20%。
S. L. 2: 2つの検定の有意水準が10%と10%。

える。

4.3 企業規模効果についての結果

近年の研究では大規模企業の株式よりも小規模企業の株式のほうが、リスクを調整してもリターンが大きいという「小型株効果」が指摘されている。そこで、ベータの変動性についても企業規模が関係するかについて分析した結果が表4.5と表4.6である。分析の方法は220の銘柄を83年12月末の時価総額の大きさに5つのグループに分割し、各グループ毎にLR検定とAIC基準による仮説選択を行った。(ただし、日経225に採用されている銘柄の中での企業規模効果を調べたことになるため、一般的な意味での企業規模効果の検証とは言えない。)

表4.5より大規模企業の株式ほど、どの仮説に対してもFIX仮説が棄却されやすいことがわかる。変動の形態についてもRANDOM仮

表 4.5 企業規模効果(LR 検定による棄却率, 有意水準 10%)

| H ₀ -H ₁ | FIX-RAN | FIX-AR | FIX-AM | RAN-AR | RAN-AM | AR-AM |
|--------------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|-------|
| I (1- 44)小 | 6.8% | 6.8% | 6.8% | 4.6% | 4.6% | 2.3% |
| II (45- 88) | 18.2% | 11.4% | 11.4% | 4.6% | 0.0% | 2.3% |
| III (89-132) | 20.5% | 25.0% | 20.5% | 11.4% | 11.4% | 2.3% |
| IV (133-176) | 30.0% | 27.3% | 22.7% | 20.5% | 9.1% | 2.3% |
| V (177-220)大 | 30.0% | 34.1% | 27.3% | 9.1% | 11.4% | 9.1% |
| 全体平均 | 20.9% | 20.9% | 17.7% | 10.0% | 7.3% | 3.6% |

(注) H₀-H₁ は H₀ を帰無仮説とし H₁ を対立仮説とする検定。

FIX : FIX 仮説, RAN : RANDOM 仮説, AR : AR 仮説, AM : ARMA 仮説。

数値は H₀ が H₁ に対して LR test で棄却された比率。

I ~ V の順にしたがって企業規模が大きいグループ。

説が AR 仮説や ARMA 仮説に対して棄却される比率が上昇しており, ランダムな変動よりも系統的な変動性(自己回帰性や移動平均性)が認められる。表 4.6 の AIC 基準においても大規模企業の株式ほど, FIX 仮説が選択される比率が低下し RANDOM 仮説や AR 仮説が選択される比率が上昇することがわかる。すなわち, ベータの変動について企業規模効果が存在すると考えられる。

ベータの変動についての仮説が異なれば, ベータの推定値も異なることから, ベータの変動についての企業規模効果は, ベータが一定と仮定したうえでの「小型株効果」を再検討する必要性を暗示していると考えられる。なぜ小型株より大型株にベータの変動性が認められるのであろうか。次の 3 つの理由が考えられる。

- ① 小型株のベータは大型株のベータよりも安定的である。
- ② 一般に時価総額の小さい企業ほどアンシステマティック・リスクが大きく, ベータのシステマティックな変動が相対的に小さくなり, 変動性を検出することが困難にしている。
- ③ 小型株のベータは大型株と比較して激しい変動をしており, 本研究の変動性の仮定である定常性が満たされず, どの仮説も小型株のベータの変動を説明できないという意味で, FIX 仮説は棄却されにくい。

理由①は常識的に受け入れ難い。理由②③のどちらが重要であるかの検討は, 以下のポートフォリオによる分析の結果を参照されたい。

4.4 ポートフォリオ効果についての結果

個別銘柄の実証結果はベータの変動性を強く

表 4.6 企業規模効果(AIC 基準によるモデル選択)

| 仮 説 | FIX | RAN | AR | AM |
|---------------|-------|-------|-------|------|
| I (1- 44) | 86.4% | 9.1% | 2.3% | 2.3% |
| II (45- 88) | 79.6% | 18.2% | 0.0% | 2.3% |
| III (89-132) | 70.5% | 15.9% | 9.1% | 4.6% |
| IV (133-176) | 59.1% | 22.7% | 15.9% | 2.3% |
| V (177-220) | 56.8% | 25.0% | 13.6% | 4.6% |
| 全体平均 | 70.5% | 18.2% | 8.2% | 3.2% |

(注) 各記号は表 4.5 と同一。数字は各グループ毎の該当仮説の選択比率。

支持するものではなかったが, Collins, W. D. et al.(1987)の研究によれば, ポートフォリオによる実証結果はベータの変動性の強い根拠を提供するはずである。この理由はポートフォリオの場合はアンシステマティック・リスクが分散され, ベータの変動性が相対的に大きくなることでその検出が容易になることと推測される(以下, 正のポートフォリオ効果と呼ぶ)。逆に, ポートフォリオによる集積効果で各銘柄のベータの変動が相殺されることや, ポートフォリオ規模を大きくすると説明変数と被説明変数が似てくること, 等からポートフォリオのベータが安定することも考えられる(以下, 負のポートフォリオ効果と呼ぶ)。

本研究はこのポートフォリオ効果を検証するために以下の方法を用いた。

- ① 特定のポートフォリオ・サイズ(ps)について, 220 の銘柄からランダムに選ばれた等加重ポートフォリオと時価加重ポートフォリオを 100 個ずつ作り, LR 検定による各仮説の棄却される割合と AIC 基準によって各仮説が選択される割合を計算する。
- ② 等加重については ps=10, 50, 100 の 3 つの

表 4.7 ポートフォリオ効果/等加重(LR 検定による棄却率, 有意水準 5%)

| ps/H ₀ -H ₁ | FIX-RAN | FIX-AR | FIX-AM | RAN-AR | RAN-AM | AR-AM |
|-----------------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 1 | 17.7% | 17.3% | 12.7% | 5.0% | 2.3% | 3.2% |
| 10 | 2.0% | 1.0% | 1.0% | 1.0% | 1.0% | 1.0% |
| 50 | 0.0% | 0.0% | 0.0% | 0.0% | 0.0% | 0.0% |
| 100 | 0.0% | 0.0% | 0.0% | 0.0% | 0.0% | 0.0% |

(注) H₀がH₁に対してLR検定で棄却された比率, ps:ポートフォリオサイズ, 各記号は表4.5と同一.

表 4.8 ポートフォリオ効果/時価加重(LR 検定による棄却率, 有意水準 5%)

| ps/H ₀ -H ₁ | FIX-RAN | FIX-AR | FIX-AM | RAN-AR | RAN-AM | AR-AM |
|-----------------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 1 | 17.7% | 17.3% | 12.7% | 5.0% | 2.3% | 3.2% |
| 5 | 25.0% | 26.0% | 18.0% | 7.0% | 5.0% | 4.0% |
| 10 | 22.0% | 19.0% | 14.0% | 8.0% | 5.0% | 5.0% |
| 25 | 21.0% | 13.0% | 12.0% | 9.0% | 3.0% | 3.0% |
| 50 | 37.0% | 27.0% | 18.0% | 3.0% | 2.0% | 3.0% |
| 100 | 30.0% | 21.0% | 14.0% | 1.0% | 0.0% | 0.0% |

(注) H₀がH₁に対してLR検定で棄却された比率, ps:ポートフォリオサイズ, 各記号は表4.5と同一.

場合を, 時価加重については ps=5, 10, 25, 50, 100 の5つの場合を試みて, ポートフォリオ・サイズと各仮説の棄却率や選択率の関係を考察する.

等加重ポートフォリオについて検証を行ったのは, Collins, W. D. et al.(1987)の研究と比較するためである. 時価加重ポートフォリオについて検証を行ったのは, 時価加重ポートフォリオはより实际的であると考えたためである⁷⁾. なお, ポートフォリオは期初に作成した後はリバランスしないと仮定している.

ポートフォリオ効果の結果は表4.7から表4.10である. 表4.7と表4.9によると, 等加重ポートフォリオの場合, 正のポートフォリオ効果はまったく検出されず, 負のポートフォリオ効果が強く検出されている. この結果は, 前節の個別銘柄の分析で述べた企業規模効果と関係すると考えられる. すなわち, 小規模企業ほどベータの変動性の証拠が希薄であったことから, 企業規模にかかわらず同じウェイトを与える等加重ポートフォリオは小規模企業の影響を相対的に強く受けていると考えられる. この結果は Collins, W. D.=Ledolter, J.=Rayburn, J.(1987)の研究の結果と大きく異なる. 分析の手法がいくつか異なる点を考慮した上でも, 米国と日本ではベータの変動性のポートフォリオ効果が異なることを示唆している. 表4.8と表4.

表 4.9 ポートフォリオ効果/等加重 (AIC 基準による仮説選択)

| ps \ 仮説 | FIX | RAN | AR | AM |
|---------|-------|-------|------|------|
| 1 | 70.5% | 18.2% | 8.2% | 3.2% |
| 10 | 91.0% | 5.0% | 3.0% | 1.0% |
| 50 | 94.0% | 5.0% | 1.0% | 0.0% |
| 100 | 99.0% | 1.0% | 0.0% | 0.0% |

(注) 数値は各ps毎の該当仮説の選択比率, 各記号は表4.5と同一.

表 4.10 ポートフォリオ効果/時価加重 (AIC 基準による仮説選択)

| ps \ 仮説 | FIX | RAN | AR | AM |
|---------|-------|-------|-------|------|
| 1 | 70.5% | 18.2% | 8.2% | 3.2% |
| 5 | 56.0% | 25.0% | 13.0% | 6.0% |
| 10 | 57.0% | 26.0% | 14.0% | 3.0% |
| 25 | 56.0% | 31.0% | 11.0% | 2.0% |
| 50 | 54.0% | 41.0% | 9.0% | 5.0% |
| 100 | 42.0% | 47.0% | 9.0% | 2.0% |

(注) 数値は各ps毎の該当仮説の選択比率, 各記号は表4.5と同一.

10によると, 時価加重ポートフォリオの場合には正のポートフォリオ効果がポートフォリオ・サイズが25ないし50程度まではっきりと検出され, 負のポートフォリオ効果はポートフォリオ・サイズが50から100に増加するときに検出されている.

4.5 先行研究との比較とベータの変動についてのまとめ

前述した2つの先行研究と本研究を比較するために, 分析のフレームワークをまとめた対照

表 4.11 先行研究との比較(分析方法)

| | 本 研 究 | Bos, T. et al. | Collins, W. D. et al. |
|---------|--------------------------|-----------------|-----------------------|
| 分析対象 | 東証一部 220 銘柄 | NYSE 464 銘柄 | NYSE, AMEX 500 銘柄*1 |
| 分析期間 | 1984.1~1988.12 | 1970.1~1979.12 | 1962.7~1981.12*2 |
| データ種類 | 5年月度 | 10年月度 | 250週及び500週 |
| モデル | FIX, RANDOM, AR, ARMA | FIX, RANDOM, AR | FIX, RANDOM, FULL*3 |
| データ加工 | リスクプレミアム $R_{it}-R_{ft}$ | RAW DATA | RAW DATA |
| 推定方法 | Pagan 法及び EM 法 | Pagan 法 | Pagan 法 |
| 検定方法 | LR 検定主体 | 各種 | LR 検定主体 |
| ポートフォリオ | 等加重及び時価加重 | — | 等加重 |
| 企業規模 | 時価加重によるソート | — | — |

(注) *1 NYSE と AMEX に上場されている普通株式のうち 500 銘柄をランダムに選択。

*2 1962年7月から1981年12月の約20年間の週次データからランダムに選択した連続する、250週と500週のデータを用いて分析。

*3 Ohlson, J. = Rosenberg, B.(1982)が提案した FULL モデル、ベータの変動はその平均の周辺での1次の自己帰帰とランダムな変動の混合であるとするモデル。

$$(\beta_{it}-\beta_i^*)-\varepsilon_{it} = \phi_i \{(\beta_{i,t-1}-\beta_i^*)-\varepsilon_{i,t-1}\} + d_{it}$$

ただし、 $\beta_i^* = E(\beta_{it})$, $0 < \phi_i < 1$ (定常性の条件) $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Omega)$, $d_{it} \sim N(0, \Omega_d)$

表が表 4.11 である。ベータ変動のモデルについては、FIX モデルと RANDOM モデルは3者に共通であり、AR(1)モデルは本研究と Bos, T. et al.(1984)に共通であり、ARMA モデルは本研究のみが採用しており、これは Collins, W. D. et al.(1987)の FULL モデルの一般形である。分析期間を5年としていることは本研究の大きな特徴である。ベータの変動性について定常性を仮定した分析であるため、10年間は長すぎると考えたことがその理由である。推定方法として EM 法を併用したことや、安全利子率を用いてリスクプレミアムで計測したことは、本研究の改良点と考えられる。

先行研究の分析結果との比較は表 4.12 と表 4.13 にまとめた。先行研究においても、個別銘柄については RANDOM 仮説の可能性が見い出された(10年の分析期間で RANDOM 仮説に対して FIX 仮説は約 60% の銘柄で棄却されたものの、AR 仮説や ARMA 仮説を選択する正当性の根拠は得られていない(10年の分析期間で AR 仮説や FULL 仮説に対して RANDOM 仮説は約 10% の銘柄でしか棄却されない)。変動性の根拠が米国の研究よりも本研究の結果が若干弱くなっているのは、本研究は分析期間を5年として進めているからと考えられる。Collins らの 250 週データの結果と比較して、本研究の結果は同等と評価できる。先行研究との比較と 4.2 から 4.4 にまとめた本研究の

表 4.12 先行研究との比較1: Bos, T. et al.(1984)

| | Bos, T. et al ()内は本研究 | | | |
|--------------------------------|------------------------|------------|-----------|-----------|
| H ₀ -H ₁ | FIX-RAN | FIX-AR | I *2 | II *3 |
| 棄却率% | 58.2(50.5) | 58.6(17.3) | 6.7(3.2) | 8.0(6.8) |
| 検定方法 | LM(LM) | DW(LR)*1 | LR(LR) | LR(LR) |
| 有意水準 | 0.05(0.05) | 0.05(0.05) | 0.05(0.1) | 0.05(0.1) |

(注) *1 DW : Davies-Watson Test.

*2 I : RANDOM 仮説に対して FIX 仮説が棄却され、かつ AR 仮説に対して RANDOM 仮説が棄却される銘柄の比率。

*3 II : FR 仮説に対して FIX 仮説が棄却され、かつ AR 仮説に対して RANDOM 仮説が棄却される銘柄の比率。

表 4.13 先行研究との比較2: Collins, W. D. et al.(1987)

| | Collins, W. D. et al. 500 週/250 週, ()内は本研究 | | |
|--------------------------------|---|-----------------|-----------------|
| H ₀ -H ₁ | FIX-RAN | FIX-FULL | RAN-FULL |
| ps = 1 | 64.2/27.6(17.7) | 55.2/18.8(12.7) | 10.4/3.2(2.3) |
| 10 | 83.8/41.6(2.0) | 75.0/27.0(1.0) | 15.2/3.2(1.0) |
| 50 | 98.0/66.2(0.0) | 95.8/51.0(0.0) | 30.0/8.0(0.0) |
| 100 | 99.8/81.2(0.0) | 99.0/62.0(0.0) | 44.8/12.8(0.0) |

(注) H₁ 仮説に対して H₀ 仮説が棄却される比率。すべて LR 検定(有意水準 5%)。ps : ポートフォリオ・サイズ。

結果を総合してベータの変動についての考察を以下にまとめる。

個別銘柄の結果はベータの定常過程の変動性を必ずしも強く支持する結果ではなかった。しかし、個別銘柄の価格形成にはアンシステムティックな要因が通常 70% 程度含まれることが変動性の検出を困難にする可能性があることに留意すれば、この結果から変動の可能性がただ

ちに否定されるものではないと考える。むしろ変動の企業規模効果の結果やポートフォリオの結果と合わせて考えれば、ベータは時間について変動していると考えerことは妥当であろう。

アンシステマティックな要因が変動性の検出を困難にする可能性については、ポートフォリオ効果の検証から考察可能である。時価加重ポートフォリオの検証において、ポートフォリオサイズが25ないし50程度まで正のポートフォリオ効果がはっきりと検出されたことは、一般にポートフォリオのアンシステマティック・リスクの分散効果はそのサイズが50程度まで増加するときに顕著であることと符合しており、アンシステマティックな要因が変動性の検出を困難にすることを証明している。また負のポートフォリオ効果の存在については、時価加重ポートフォリオの場合にそのサイズが50から100に大きくしたときの結果が証明していると考えられる。

変動性についての企業規模効果について、4.3では2つの要因を提起した。すなわち、大型株と比較して小型株がアンシステマティック・リスクを多く負担している可能性とベータの変動が定常性の仮定を満足しない可能性の2つである。4.4での考察より、等加重ポートフォリオの検証において正のポートフォリオ効果がまったく検出されなかったことは、2つの要因のうち後者が大きいことを示唆していると考えられる。もし、前者の要因が大きいならば、等加重ポートフォリオの検証においても、正のポートフォリオ効果が検出されたはずである。

以上のことから、「ベータは変動している可能性が高く、その形態はRANDOM仮説やAR仮説で説明出来ることが少なくない。このことは時価加重ポートフォリオによって測定したと

き顕著である。また、小型株については変動形態が非定常であることも考えられる。」という本研究の主たる結果が導かれた⁸⁾。

4.6 定数項 α についての検定と考察

実際の投資政策の策定や投資成果の評価にベータが広く用いられてきたことは1節で述べたが、RANDOM仮説やAR仮説のもとにベータを推定することはこれらにどのような影響を持つであろうか。1つの例として、本節ではRANDOM仮説やAR仮説のモデルを用いて、個別銘柄のアルファ(定数項、CAPMが成立するもとでゼロ)について検定を行い、FIX仮説による結果と比較する。

FIX仮説については t 検定、RANDOM仮説とAR仮説についてはWald検定で $\alpha=0$ の帰無仮説の検定を行った⁹⁾。その結果は表4.14と表4.15である。表4.14は全分析対象である220銘柄についての結果であり、有意水準5%での帰無仮説 $\alpha=0$ の棄却された銘柄の割合である。FIX仮説では50%以上の銘柄について帰無仮説が棄却されたが、RANDOM仮説やAR仮説では20%程度の銘柄で棄却されるにとどまった。表4.15は時価総額で220銘柄を5つのグループ(44銘柄づつ)に分割して、それぞれのグループ毎に帰無仮説の棄却率を示している。FIX仮説では小規模企業のグループほど棄却率が大きいことが顕著であるが、RANDOM仮説やAR仮説ではグループ毎の棄却率にFIX仮説ほどの大差はない。

以上のことから、ベータについての変動の仮定を与えることで、CAPMの評価や「小型株効果」についての結果は大きく異なることが分かる。すなわち実際の投資政策の策定や投資成果の評価に対しても、ベータの変動性の仮定が影響を及ぼすことが推測される。

表 4.14 $\alpha=0$ の検定

| 仮 説 | 棄却率 |
|--------|-------|
| FIX | 58.4% |
| RANDOM | 20.7% |
| AR | 20.2% |

(注) 有意水準 5%。

表 4.15 $\alpha=0$ の検定(企業規模別)

| 仮 説 | I | II | III | IV | V, 棄却率 |
|--------|-------|-------|-------|-------|--------|
| FIX | 81.5% | 64.1% | 62.5% | 38.0% | 48.8% |
| RANDOM | 28.9% | 20.5% | 25.0% | 9.5% | 20.9% |
| AR | 26.3% | 20.5% | 25.0% | 9.5% | 20.9% |

(注) I~Vの順にしたがって企業規模が大きいグループ。

5. ま と め

ここでは1節において掲げた本研究の4つの目的に対応させて実証分析の結果の要点をまとめた上で、従来の議論との関係を中心として、本研究の意義と解釈を提示する。最後に今後の課題に言及して本研究の結びとしたい。

目的①のため変動性の検定を個別銘柄およびポートフォリオについて行った。個別銘柄の場合、分析対象である220企業中約20%の銘柄でFIX仮説(ベータが一定であるとする仮説)は棄却された。(LR検定, 有意水準5%。LM検定では約50%の銘柄でFIX仮説は棄却され, AIC基準では約30%の銘柄でFIX仮説以外の仮説が採択された。)時価加重ポートフォリオの場合, ポートフォリオ・サイズが50程度まで大きくなるに従ってFIX仮説が棄却されやすい傾向がはっきりと検出され, ポートフォリオ・サイズ50のポートフォリオの約40%でFIX仮説は棄却された(LR検定, 有意水準5%)。以上のことから「ベータは変動している可能性が高く, その形態はRANDOM仮説やAR仮説で説明されることが少なくない。このことは時価加重ポートフォリオによって測定したときに顕著である。」という結果が導かれた。

目的②は米国における先行研究との比較である。本研究は分析期間を5年とした点, 安全利子率の情報を利用した点, 推定モデル推定方法に若干の改良を加えた点, 等において米国の先行研究とは相違するが, 両国の結果は基本的には同等と考えられる。すなわち, 日米どちらの結果においてもベータの変動性が認められ, かつポートフォリオによる測定はさらに変動性を強く支持するものであった。また個別銘柄の場合, ベータの変動形態はRANDOM仮説で説明される銘柄が多いことも同等の結果であった。ただし, 変動性のポートフォリオ効果については両国の結果に若干の相違があった。米国の研究ではポートフォリオ効果が等加重ポートフォリオにおいて認められたが, 本研究では時価加重ポートフォリオにおいてのみこの効果が認められた。このことは目的③の変動性についての

企業規模効果が両国で異なることを示唆していると考えられる。

目的③のため分析対象220銘柄を企業規模(時価総額)で5つのグループに分割して各種検定を行った。企業規模が大きくなるに従って, FIX仮説が棄却され他の仮説が選択される傾向がはっきりと検出され, ベータの変動性についての企業規模効果が確認された。小型株ほどベータの変動性の検出が困難であった原因は何であろうか。原理的には背反する2つの原因が考えられる。すなわち, 1つは「小型株ほどベータが安定的である」ことであり, もう1つは「小型株のベータほど激しく変動しており, 変動形態として定常性を仮定した本研究のモデルではその検出が困難である」ことの2つである。(4節ではアンシステマティック・リスクが大きいため変動性の検出が困難になることを, 想定される理由の1つとしてあげたが, 等加重ポートフォリオの結果からこのことは除外される。)ベータがマーケット全体への感応度であり, 小型株のベータが大型株のベータより安定しているとは想像し難いため, 常識的には前者の理由は受け入れられない。よって「小型株については変動形態が非定常であることも考えられる。」という結果が導かれた。

目的④のためマーケット・モデルの定数項 α についての検定を行った。CAPMが成立するもとは定数項はゼロになるはずである。FIX仮説のもとでは, $\alpha=0$ の仮説は約60%の銘柄において棄却され, CAPMの成立に懐疑的な結果であった。一方, 変動を許容する仮説のもとでは, $\alpha=0$ の仮説は約20%の銘柄において棄却され, CAPMの成立にとってはより好ましい結果であった。このことはベータの変動性についての仮定の相違がCAPMの評価に影響を与えることを如実に示すものである。次に分析対象を企業規模によって5つのグループに分割して同様の検定を行った。FIX仮説のもとでは, 企業規模が小さい程 $\alpha=0$ の仮説が棄却されやすい傾向が認められ, 「小型株効果」(時価総額の小さい株式程リスク調整後のリターンが大きい現象)を支持する結果であった。一方,

変動を許容する仮説のもとでは、企業規模と $\alpha = 0$ の仮説の棄却率との間に強い関係は認められず、「小型株効果」に懐疑的な結果であった。すなわち、ベータが変動するモデルを採用すれば、ベータを安定的とする仮定にもとづく従来の議論を再検討する必要が生じる。

本研究は日本の株式市場においてもシステマティック・リスク=ベータが変動している可能性があることを実証的に明示した。また、時価ポートフォリオにおいてベータの変動が強く認められたことも、実務との関連で大きな意味を持つ結果であった。本研究の結果は小型株のベータが激しく変動していることを示唆している。このことは小型株のベータを予測することの難しさを表わしていると考えられ、この意味で小型株にはシステマティック・リスクの予測に伴うリスクが存在すると解釈される。事後のベータにもとづく「小型株効果」を本研究の結果が否定したことはこのためと考えられる。

本研究はベータが変動している可能性を確認したものの、その変動形態について確定的な情報を得てはいない。分柄対象、分析期間、推定モデル、等の拡張や改善を行うことによってより深い研究を進めることは今後の課題としたい。

(住友信託銀行投資研究部・筑波大学社会学系)

注

1) ベータがある時点でジャンプアップ(ジャンプダウン)したり、トレンドをもった動きをする等の非定常な変動をすることも想定されるが、この場合は定常確率過程で記述することは不可能である。

2) AR 仮説の自己回帰係数パラメーター ϕ_i について Bos, T. et al.(1984)は定常性の条件 $-1 < \phi_i < 1$ の制約で推定を行っているが、Collins, W. D. et al.(1987)はベータが激しく変動することは想定できないとして、 ϕ_i について正の制約 $0 = < \phi_i < 1$ を与えた上で推定を行っている。本研究は定常性の制約のみを与えることとする。

3) この ARMA 仮説は Collins, W. D. et al.(1987)の使用した Ohlson, J. et al.(1982)による FULL モデルとは若干異なる。ARMA 仮説は一般的な ARMA(1,1)のモデルであるのに対して、FULL モデルは AR(1)とホワイトノイズの混合過程で、ARMA(1,1)相当の変動をするモデルである。すなわち、本研究の ARMA 仮説のほうが一般性が高いと言える。

4) Ohlson, J.=Rosenberg, B.(1982)は2次の自己回帰確率過程(AR(2))のモデルについても推定を行

ったが、2次の自己回帰係数について有意な情報を得られなかった。

5) 逐次最小2乗法とは観測期間を3期からT期へ1期づつ延長していき、パラメーターを単純最小2乗法で推定する方法であり、カルマンフィルターの特殊型と解釈される。最尤推定を行うとき、初期値にかなる値を使用するかは重要な問題である。逐次最小2乗法によるベータの変動を初期値とすることが最適であると本研究は考えている。

6) このテストの有意水準の決定の方法については議論の余地があるが、複合することで対立仮説にとってかなり厳しいテストとなると考えられるので、有意水準を20%と20%や10%と10%として、大きく設定した。

7) 等加重ポートフォリオはそれに含まれる各銘柄に等金額づつ投資するポートフォリオであり、時価加重ポートフォリオはそれに含まれる各銘柄毎の株式数の各銘柄の発行済株式数に対する割合を等しくするように投資するポートフォリオである。等加重ポートフォリオは時価総額の小さい株式に対しても同一の割合を与えている点で、非現実的であると考えられる。(従来の多くの実証研究は計算を容易にする都合から等加重ポートフォリオを使用している。)

8) ARMA 仮説については、それを支持する結果が非常に少なかったため、最終見解からは除外する。ただし、分析期間が5年の標本の大きさが60と少ないため、高次のモデルにとって厳しい検定であったことは留意する必要がある。

9) Wald 検定は t 検定の自由度を無限大にした場合と解釈されるため、 t 検定を用いたほうが $\alpha=0$ 仮説を棄却することが難しい。この点を考慮した場合、FIX 仮説についての $\alpha=0$ の検定結果は、RANDOM 仮説や AR 仮説についてのそれとさらに大きく異なると考えられる。

参考文献

[1] Bos, T. and P. Newbold, "An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model," *Journal of Business*, Vol. 57(1984), pp. 35-41.

[2] Collins, W. D. and J. Ledolter, and J. Rayburn, "Some further evidence on the stochastic properties of systematic risk," *Journal of Business*, Vol. 60(1987), pp. 425-448.

[3] Dempster, A. P. and N. M. Laird, and D. B. Rubin, "Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm," *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, Vol. 39(1977), pp. 1-38

[4] Ferson, W. E. and S. Kandel, and R. F. Stambaugh, "Tests of asset pricing with time-varying expected risk premiums and market betas," *Journal of Finance*, Vol. 42(1987), pp. 201-220.

[5] 小池拓自「日本の株式市場におけるベータ値の変動について」住友信託銀行投資研究部 Working Paper, Vol. 9(1990).

[6] 小池拓自・山本拓「マーケット・モデルにおけるシステマティック・リスクの確率的変動」mimeograph, 1990.

[7] Newbold, P. and T. Bos, *Stochastic Parameter Regression Models*: Sage Pub. Beverly Hills, 1985.

[8] Ohlson, J. and B. Rosenberg, "Systematic risk of the CRSP equalweighted common stock index: A history estimated stochastic-parameter regression," *Journal of Business*, Vol. 55(1982), pp. 121-145.

[9] Pagan, A. R., "Some Identification and

estimation results for regression models with stochastically varying coefficients" *Journal of Business*, Vol. 55(1980), pp. 121-145.

[10] Rosenberg, B. and J. Guy, "Prediction of beta from investment fundamentals Part 1," *Financial Analysts Journal*, Vol. 32, No. 3(1976), pp. 60-72.

[11] Rosenberg, B. and J. Guy, "Prediction of beta from investment fundamentals Part 2," *Financial Analysts Journal*, Vol. 32, No. 4(1976), pp. 62-70.