

日本株式市場における条件付資産評価モデルの検証*

電気通信大学 任 燿舟(Yizhou Ren) 宮崎 浩一(Koichi Miyazaki) 山本 隆広(Takahiro Yamamoto)
University of Electro-Communications

1. はじめに

資産評価モデル(Asset Pricing Model, 以下 APM)とは種々のファクターを用いることで、個別資産のリターンを説明するモデルである。著名なモデルとして Sharpe(1964)による、市場ポートフォリオの超過リターンをファクターとする資本資産評価モデル(Capital Asset Pricing Model, 以下 CAPM)や、市場ファクターに企業特性を表す2つのファクターを加えた Fama and French(1993)による3ファクターモデル(以下 FF3)が挙げられる。

CAPM は、市場および投資家に関していくつかの仮定をおき、市場が均衡するときには、最も効率的なポートフォリオ(接点ポートフォリオ)が市場ポートフォリオ(株式インデックス, 以下 TOPIX)となるものとして導かれたモデルである。Gibbons, Ross, and Shanken(1989)では、CAPM の前提が満たされるか(接点ポートフォリオと TOPIX が一致するか)の検証法として、被説明変数となる個別資産の超過リターンが、唯一の説明変数である TOPIX の超過リターンのみによって説明されるか(切片項が0となるか)を調べている。また切片項が0であるかの検定に用いられる統計量が、簡単な変形により TOPIX と接点ポートフォリオのシャープレシオを比較する形となることも同時に示している。この関係を利用すれば、接点ポートフォリオが TOPIX に一致するかを調べることで、CAPM が現実の市場を説明可能であるか検証することができる。また APM では、TOPIX が接点ポートフォリオと離れている場合に、各モデルがファクターとして利用するポートフォリオと TOPIX の線形結合で表現されるポートフォリオが、接点ポートフォリオとなることを示唆している。APM の検証では、このように各モデルに応じた最も効率的であると仮定する線形結合ポートフォリオと、接点ポートフォリオが一致するかを調べる。

接点ポートフォリオの時系列リターンを求めるためには、そのウェイトを求める際、各個別資産の期待リターンや分散、共分散が必要となる。従来の多くの実証研究ではこれについて、検証期間において個別資産のリターンが、時刻について独立同一分布かつ多変量正規分布に従うと仮定している。つまり検証期間内常に同一の最小分散フロンティアが存在することを仮定している。しかし現実の市場では各資産の期待リターンや分散、共分散が一定であるとは考えにくく、最小分散フロンティアも時々刻々と変化する。そのため、従来の APM の検証により、ある APM が現実の市場を説明できると結論づけられたとしても、現実の市場のダイナミクスを完全には反映できていないのではないかと考えられる。そこでより現実の市場に沿って APM を検証するため、投資家が経済の状態を表すような公開された情報(金利、配当利回り等)を利用し、最適な投資を行うという環境を考える。つまり投資家は、検証期間内の各期において、一期前に公開された情報によって条件付けされる期待リターンや分散、共分散に基づいて最適なウェイトを定める。こうして得られたウェイトに各期の実現リター

* 本研究は科研費 (22510143) の助成を受けたものである。

ンをかけることで、より現実の市場に近い条件付接点ポートフォリオの時系列リターンを得ることができ、この条件付接点ポートフォリオと、各モデルが最も効率的であると仮定した線形結合ポートフォリオが一致するかを調べることは、条件付資産評価モデル(以下条件付 APM)の検証と結び付く。

条件付 APM とは、1 期前の情報が利用できるもとの、種々のファクターによって個別資産のリターンを説明するモデルである。Ferson and Siegel(2009)では、条件付 APM が現実の市場を説明できるかの検証として、確率割引ファクター(Stochastic Discount Factor, 以下 SDF)という概念を持ち込むことで、モデルが最も効率的であると仮定したポートフォリオと、条件付接点ポートフォリオが一致するかを調べている。そして米国株式市場において CAPM, および FF3 に関して無条件の場合と条件付の場合をそれぞれ実証分析したうえで、(無条件)CAPM, FF3 については、モデルが最も効率的であると仮定するポートフォリオと条件付接点ポートフォリオが一致するという仮説が棄却されないのに対して、条件付の場合では両モデルとも棄却されることを示した。しかし日本株式市場において条件付 APM に関する実証研究は筆者らの知る限り見当たらない。

本研究では日本株式市場において条件付 CAPM および条件付 FF3 が成立するかについての検証を行い、米国市場における実証結果と比較を行う。しかし日本株式市場では(無条件)CAPM, (無条件)FF3 が成り立たないといった実証結果が久保田, 竹原(2007)によって得られており、条件付きにした場合にも棄却されてしまうことが想定される。このため本研究では、日本株式市場において、株価が比較的短期で負の自己相関を持ち、過去1年間の累積リターンが低い銘柄(敗者株)が、累積リターンの高い銘柄(勝者株)よりもその後高いリターンを持つというアノマリーが存在しているといった特徴に着目し、このアノマリーを捉えたリバーサルファクターを FF3 に加えた 4-Factor Model についても検証する。

本論文の構成は、次の通りである。次章では、本研究で対象とする APM を紹介し、条件付 APM について述べる。第3章では、条件付 APM の検証手法を述べる。第4章では分析結果とその考察を与える。最終章では、まとめと結語を付す。

2. 資産評価モデルと条件付資産評価モデル

まず本研究で対象とする APM に関してまとめる。以下リターンはいずれもグロスリターンを用い、太字はベクトルあるいは行列を表す。

2.1 資産評価モデル

ここでは一般形として、 J 個のファクターとなるポートフォリオリターンを用いたマルチファクターモデルを式(1)に示す。

$$E[r_i] = \beta_i' E[\mathbf{R}_B] \quad (i = 1, 2, \dots, N) \quad (1)$$

r_i は資産 i の無リスク金利に対する超過リターン、 β_i は個別資産 i の各ファクターに対する感応度を要素に持つ ($J \times 1$) ベクトル、 \mathbf{R}_B は各ファクターとなるポートフォリオのリターンを要素にもつ ($J \times 1$) ベクトルとなる。APM の内、最も著名なモデルである資本資産評価モデル(CAPM)では、ファクターとして TOPIX の無リスク金利に対する期待超過リターン $E[r_M]$ を用いる。またより現実の市場への説明力を上げるため Fama and French(1993)では、ファクターとして①市場ファクター、②SMB ファクター、③HML ファクターの3つを用いた FF3 を提案した。②、③のファクターとなるポートフォリオは、それぞれ株式市場におけるアノマリーとして知られる小型株効果とバリュー株効果を捉えたファクタ

一である。本研究では、CAPMとFF3に加えて、4-Factor Modelに対する検証も行う。これはFF3に、過去1年間で値下がりした株を購入し、値上がりした株を売却したポートフォリオのリターン(リバーサルファクター)を4つ目のファクターとして加えたものとなっている。このファクターは、DeBondt and Thaler(1985)によって発見されたアノマリーの一種であり、株価に負の自己相関が生じる現象(リバーサル現象)を捉えている。

2. 2 条件付資産評価モデル

条件付 APM とは、一期前の情報(金利、配当利回り)が利用できるもとで、種々のファクターによって個別資産のリターンを説明するモデルである。一般形である条件付マルチファクターモデルは式(2)として表される。

$$E_{t-1}[r_{i,t} | \mathbf{Z}_{t-1}] = \boldsymbol{\beta}'_i(\mathbf{Z}_{t-1})E_{t-1}[\mathbf{R}_{B,t} | \mathbf{Z}_{t-1}] \quad (i=1,2,\dots,N) \quad (2)$$

\mathbf{Z}_{t-1} は $t-1$ 期に公開される K 個の情報を要素に持つ ($K \times 1$) ベクトルである。条件付 APM も(無条件)APM と同様に、ファクターとなるポートフォリオを定めることで条件付 CAPM, 条件付 FF3, 条件付 4-Factor Model が表現される。

3. 条件付資産評価モデルの検証法

3. 1 検証法

本節では、Ferson and Siegel(2009)に基づく確率割引ファクター(Stochastic Discount Factor, 以下 SDF)を用いた条件付 APM の検証法について説明する。SDF とは式(3)の m_t として定義され、すべての資産リターンを 1 に割り引く確率変数であり、マクロ経済学での「異時点間限界代替率」にあたる。 \mathbf{R}_t は各個別資産の $t-1$ 期から t 期におけるリターンを要素にもつ ($N \times 1$) ベクトルである。

$$E_{t-1}[m_t \mathbf{R}_t | \mathbf{Z}_{t-1}] = \mathbf{1} \quad (3)$$

まず簡単のため、条件付 CAPM について考える。条件付 CAPM では、TOPIX の超過リターンが唯一のファクターであり式(4)として表される。また以下のような変形をたどることで、条件付 CAPM に対応する SDF となるべき確率過程 m_t^{CAPM} を導くことができる。

$$\begin{aligned} E_{t-1}[R_{i,t} - R_f | \mathbf{Z}_{t-1}] &= \{Cov_{t-1}(R_{i,t}, R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1}) / \sigma_{t-1}(R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1})\} E_{t-1}[R_{M,t} - R_f | \mathbf{Z}_{t-1}] \quad (4) \\ \Leftrightarrow E_{t-1} \left[R_{i,t} - \frac{R_{i,t}(R_{M,t} - E_{t-1}[R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1}])}{\sigma_{t-1}(R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1})^2} E_{t-1}[R_{M,t} - R_f | \mathbf{Z}_{t-1}] \middle| \mathbf{Z}_{t-1} \right] &= R_f \\ \Leftrightarrow E_{t-1} \left[\left\{ \frac{1}{R_f} - \frac{R_{M,t} - E_{t-1}[R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1}]}{R_f \cdot \sigma_{t-1}(R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1})^2} E_{t-1}[R_{M,t} - R_f | \mathbf{Z}_{t-1}] \right\} R_{i,t} \middle| \mathbf{Z}_{t-1} \right] &= 1 \\ \Rightarrow m_t^{CAPM} &= \frac{1}{R_f} + \frac{E_{t-1}[R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1}]}{R_f \cdot \sigma_{t-1}(R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1})^2} E_{t-1}[R_{M,t} - R_f | \mathbf{Z}_{t-1}] - \frac{E_{t-1}[R_{M,t} - R_f | \mathbf{Z}_{t-1}]}{R_f \cdot \sigma_{t-1}(R_{M,t} | \mathbf{Z}_{t-1})^2} R_{M,t} \end{aligned}$$

同様に条件付 APM に関して、SDF となるべき確率過程を式(5)のように導くことができる。

$$\begin{aligned} m_t^{APM} &= A(\mathbf{Z}_{t-1}) - \mathbf{B}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_{B,t} \quad (5) \\ A(\mathbf{Z}_{t-1}) &= R_f^{-1} + E_{t-1}[\mathbf{R}_{B,t} | \mathbf{Z}_{t-1}]' Cov_{t-1}[\mathbf{R}_{B,t} | \mathbf{Z}_{t-1}]^{-1} (E_{t-1}[\mathbf{R}_{B,t} - R_f \mathbf{1} | \mathbf{Z}_{t-1}]) R_f^{-1} \\ \mathbf{B}(\mathbf{Z}_{t-1}) &= Cov_{t-1}[\mathbf{R}_{B,t} | \mathbf{Z}_{t-1}]^{-1} (E_{t-1}[\mathbf{R}_{B,t} - R_f \mathbf{1} | \mathbf{Z}_{t-1}]) R_f^{-1} \end{aligned}$$

条件付 APM が現実の市場を説明するモデルであるかどうかの検証は、条件付 APM によって導かれ

る確率過程 m_t^{APM} が SDF となるか、つまり現実の資産リターンを条件付の下で 1 に割り引けるかを検証すればよいことが分かる。しかし情報 \mathbf{Z}_{t-1} のとる確率分布がわからないため、これを統計的に直接検証することは容易ではない。そこで条件を外すため、式(3)に情報に依存するウェイト $\mathbf{x}(\mathbf{Z}_{t-1})$ を導入し式(6)を得る。ただし、 $\mathbf{1}'\mathbf{x}(\mathbf{Z}_{t-1})=1$ とする。

$$E_{t-1}[m_t \cdot \mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t] = 1 \quad (6)$$

式(6)では、条件が外れた形で m_t が、取り得るすべてのポートフォリオリターン $\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t$ を割り引けることを示している。この関係を利用することで m_t^{APM} が SDF であるかの検証は、 m_t^{APM} が現実の市場データに基づいて式(6)を満たすかを検証すればよいことがわかる。しかしウェイトの総和が 1 となる制約を持つポートフォリオ $\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t$ は無数に存在し、それぞれについて m_t^{APM} が 1 に割り引けるかどうかを調べることは困難である。そこで、これを検証するため、SDF とポートフォリオ $\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t$ の相関係数がポートフォリオ $\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t$ のシャープレシオ $\theta(\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t)$ によって表されるという関係に着目する。 m_t とポートフォリオ $\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t$ の相関係数 $\rho(m_t, \mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t)$ は、式(6)が成り立ち、 $E[m_t] = 1/R_f$ となることから式(7)のように変形できる。

$$\rho(m_t, \mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t) = \frac{E_{t-1}[m_t \mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t] - E_{t-1}[m_t]E_{t-1}[\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t]}{\sigma_{t-1}[m_t]\sigma_{t-1}[\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t]} = -\frac{\theta(\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t)}{\sigma_{t-1}[m_t]R_f} \quad (7)$$

式(7)より m_t と最小相関となるポートフォリオが最大のシャープレシオを持つ(条件付接点ポートフォリオとなる)ことがわかる。つまり m_t^{APM} が SDF であるならば、 m_t^{APM} と最小相関となるポートフォリオは条件付接点ポートフォリオとなり、この最小相関ポートフォリオと条件付接点ポートフォリオの時系列リターンを比較した際に、統計的にこれらが離れていた場合には、“ m_t^{APM} が SDF である”が成立しない、つまり条件付 APM が成立しないことが示される。

両ポートフォリオの時系列リターンを得るためには、各期におけるそれぞれのウェイトを求める必要があるが、以下 3. 2 節では、 m_t^{APM} と最小相関となるポートフォリオを導く。3. 3 節では現実の市場データに基づいて N 個の条件付接点ポートフォリオを求める。

3. 2 最小相関ポートフォリオの求め方

条件付 APM(式(2))が成り立つとき、 $m_t^{APM} = A(\mathbf{Z}_{t-1}) - \mathbf{B}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_{B,t}$ は SDF となる。このとき最小相関ポートフォリオ $R_{P,t}$ は、 $\mathbf{1}'\mathbf{B}(\mathbf{Z}_{t-1}) > 0$ のとき $R_{P,t} = \mathbf{w}_t'\mathbf{R}_{B,t}$ 、 $\mathbf{w}_t = \mathbf{B}(\mathbf{Z}_{t-1})/\mathbf{1}'\mathbf{B}(\mathbf{Z}_{t-1})$ で与えられる。また $\mathbf{1}'\mathbf{B}(\mathbf{Z}_{t-1}) < 0$ の場合、最小相関ポートフォリオのリターンは $R_{P,t} = -\mathbf{w}_t'\mathbf{R}_{B,t}$ となるが、 $\mathbf{1}'\mathbf{B}(\mathbf{Z}_{t-1}) < 0$ のとき、投資家は条件付接点ポートフォリオが無リスク金利を下回る最小分散フロンティアを予想しており、期待効用を最大にする最適な投資行動は、各ファクターをウェイト \mathbf{w}_t で空売りすることであり、これは最小相関ポートフォリオと等しい。

3. 3 条件付接点ポートフォリオの求め方

ここでは、 N 個の個別資産によって作られるポートフォリオ $\mathbf{x}'(\mathbf{Z}_{t-1})\mathbf{R}_t$ のうち最も効率的なポートフォリオ(条件付接点ポートフォリオ)を求める。条件付接点ポートフォリオのウェイト $\mathbf{x}^*(\mathbf{Z}_{t-1})$ は、条件付期待リターンと条件付分散共分散行列をもとに、シャープレシオを最大にする数理計画問題を解くことで得られる。本研究では Ferson and Siegel(2001)に倣い、条件付接点ポートフォリオのウェイト $\mathbf{x}^*(\mathbf{Z}_{t-1})$ を式(8)から求める。ウェイトの詳しい導出は Ferson and Siegel(2001)を参照されたい。

$$\mathbf{x}^*(\mathbf{Z}_{t-1}) = \frac{1}{\mathbf{1}' \mathbf{Q}(\boldsymbol{\mu}(\mathbf{Z}_{t-1}) - R_f \mathbf{1})} \mathbf{Q}(\boldsymbol{\mu}(\mathbf{Z}_{t-1}) - R_f \mathbf{1}) \quad (8)$$

$$\mathbf{Q} = \left[(\boldsymbol{\mu}(\mathbf{Z}_{t-1}) - R_f \mathbf{1})(\boldsymbol{\mu}(\mathbf{Z}_{t-1}) - R_f \mathbf{1})' + \boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{Z}_{t-1}) \right]^{-1}$$

ここで $\boldsymbol{\mu}(\mathbf{Z}_{t-1}) = E_{t-1}[\mathbf{R}_t | \mathbf{Z}_{t-1}]$ は各資産の条件付期待リターン $E_{t-1}[R_{i,t} | \mathbf{Z}_{t-1}]$ を要素に持つ $(N \times 1)$ ベクトル, $\boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{Z}_{t-1}) = \text{Var}_{t-1}[\mathbf{R}_t | \mathbf{Z}_{t-1}]$ は条件付分散共分散行列を表す. 本研究では $\boldsymbol{\mu}(\mathbf{Z}_{t-1})$ は \mathbf{R}_t に対する \mathbf{R}_{t-1} と \mathbf{Z}_{t-1} の線形回帰関数とし, $\boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{Z}_{t-1})$ は残差の分散共分散行列である.

3.4 検定手法

検定統計量として Gibbons, Ross, and Shanken(1989)に基づく Wald 統計量を用いた. Gibbons, Ross, and Shanken(1989)による(無条件)APMの検証では, 式(9)のように個別資産の超過リターン(\mathbf{r})が特定のファクターとなるポートフォリオリターン(R_p)のみによって説明されるかを調べている.

$$E[\mathbf{r}] = \beta E[R_p] \quad (9)$$

式(9)が現実の市場を説明できるモデルであれば, 回帰式(式(10))の切片項ベクトル $\boldsymbol{\alpha}$ は $\mathbf{0}$ であり, 式(11)により定義される統計量 W (Wald statistic)も 0 となる.

$$\mathbf{r}_t = \boldsymbol{\alpha} + \beta R_{p,t} + \mathbf{u}_t \quad (10)$$

$$W = T \hat{\boldsymbol{\alpha}}' [\text{Cov}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})]^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}} \sim \chi^2(N) \quad (11)$$

条件付 APM に関しては, 式(10)のような回帰式を得ることができず, 直接 $\boldsymbol{\alpha}$ を求めることはできない. そこで Wald statistic に関して式(12)の変形が成り立つことに着目し, シャープレシオによって表される式(12)右辺を用いる. $\theta(\cdot)$ はポートフォリオのシャープレシオを表しており, N 個の個別資産から推定される接点ポートフォリオのシャープレシオ $\theta(\hat{R}_N)$ と, ファクターとなるポートフォリオのシャープレシオ $\theta(\hat{R}_p)$ の差を測る形となっている. 式(9)のモデルが現実の市場を説明できるモデルであるならば, ファクターであるポートフォリオは接点ポートフォリオとなるので, シャープレシオの差は生まれず $W = 0$ となる. この場合も検定については帰無仮説 $H_0: W = 0$ とし, 対立仮説 $H_1: W \neq 0$ とする. 条件付 APM の検証においては, $\theta(\hat{R}_p)$ に最小相関ポートフォリオのシャープレシオ, $\theta(\hat{R}_N)$ には条件付接点ポートフォリオのシャープレシオをそれぞれ代入する.

$$W = T \hat{\boldsymbol{\alpha}}' [\text{Cov}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})]^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}} = T \left(\frac{\theta^2(\hat{R}_N) - \theta^2(\hat{R}_p)}{1 + \theta^2(\hat{R}_p)} \right) \quad (12)$$

4. 実証分析

4.1 データ, 分析設定

データとして, 一期前の情報に(1)TOPIXの配当利回り, (2)国債1年物利回り, (3)国債10年物利回りと国債1年物利回りの差を用いた. 接点ポートフォリオを構成する個別資産として東証33業種別指数を用いた. また SMB ファクターおよび HML ファクター, REV ファクターに関しては, TOPIX に含まれる銘柄のうち検証期間内株価が連続して取得可能な銘柄を用いて構成した. 本研究では, 2001年4月から2010年3月までの週次のデータに基づいて分析を行った. 分析対象となる期間は, 各年の4月第1週から翌年3月第4週までを1期間とする1年毎の9期間とした. ただし本研究では無条件と条件付に関して比較を行いたいため, APMの想定する市場からかけ離れている時期(接点ポーフ

オリオが無リスク金利を下回る時期)である IT バブル後の 2001 年, 2002 年, パリバショックおよびリーマンブラザーズの経営破綻に起因した金融危機期の 2007 年, 2008 年, 2009 年は分析期間から除外した。また 2003 年から 2006 年までの長期間を対象とした分析も行った。無リスク金利として、国債 1 年物利回りを週次に換算したものをを用いた。

4. 2 分析結果と考察

各 APM の分析結果に関して、時系列での大きな変化は見られなかったため、ここでは紙面の都合上 2003 年から 2006 年の長期間における分析結果のみを載せる。表 1 には 2003 年から 2006 年における各 APM の分析結果を示した。Panel A は無条件の場合、Panel B は条件付の場合を示しており、 $\theta(R_P)$ は各モデルが最も効率的であると仮定したポートフォリオ(最小相関ポートフォリオ)のシャープレシオ、 $\theta(R_N)$ は N 個の個別資産から推定される接点ポートフォリオのシャープレシオである。これらの推定値に基づく統計量(式(12)の右辺)を Wald statistic、また回帰分析から得られる推定される切片項 α に基づく統計量(式(12)の中辺)を GRS statistic として示す。

表 1 各資産評価モデルの比較

Model	CAPM	FF3	4-Factor Model
Panel A: Unconditional			
$\theta(R_P)$	0.18	0.25	0.31
$\theta(R_N)$	0.57	0.57	0.57
Wald statistic	59.3**	52.0*	43.5
GRS statistic	58.6**	51.9*	43.0
Panel B: Conditional			
$\theta(R_P)$	0.18	0.31	0.42
$\theta(R_N)$	0.92	0.92	0.92
Wald statistic	166.2**	144.9**	119.6**

** : 1%有意水準 * : 5%有意水準

まず Panel A に注目すると、理論上等しいことがわかっている Wald statistic と GRS statistic が、実際のデータを用いた検証においても、ほぼ誤差なく同じ値をとっている。よって条件付において Wald statistic を用いることの妥当性が担保された。Panel A に関して各 APM を比較すると、CAPM, FF3, 4-Factor Model とファクターが増えるに従って Wald statistic が小さくなっていることがわかる。これはファクターとなるポートフォリオの数が増えることで、それぞれのモデルにおける最も効率的な線形結合ポートフォリオがより効率的になっており(シャープレシオが大きくなっており)、接点ポートフォリオに近付いているためである。CAPM, FF3 に関しては 5%有意で棄却されているが、これは久保田、竹原(2007)と同等の結果である。対して 4-Factor Model に関しては 5%有意水準でも棄却されず、4-Factor Model が最も効率的であると仮定したポートフォリオと接点ポートフォリオの間に有意な差はないと言える。これはすなわち検証期間通じて個別資産のリターンが、時刻に関して独立同一分布かつ多変量正規分布に従う、つまり最小分散フロンティアが変化しないと仮定した場合では、4-Factor Model は市場を説明できるモデルであることを示しており、リバーサル効果が日本株

式市場に存在することが再確認された。また Ferson and Siegel(2009)による米国株式市場の分析結果では CAPM, FF3 は棄却されておらず、本研究で得られた日本株式市場における分析結果とは対照的であり、日米間の価格付けにおける効率性の差を確認することができた。

次に Panel B に着目する。Panel B では投資家が一期前に公開された経済の状態を表す情報に基づいて最適な投資を行うことを想定した条件付 APM の分析結果をまとめている。Panel B を見ると、個別資産から推定される条件付接点ポートフォリオが無条件の場合よりシャープレシオが大きくなっていることがわかる。またこれに付随する形で Wald statistic も大きくなっており、無条件では棄却さなかった 4-Factor Model についても棄却されている。つまり、より現実の市場を想定した、投資家が過去の情報を利用できる下では、今回取り上げたいずれのモデルも市場を説明できないことがわかる。

5. まとめと結語

本研究では、日本株式市場を対象として、資産評価モデルおよび条件付資産評価モデルについて検証した。その結果、CAPM, FF3 は日本株式市場を十分に説明できるモデルとは言えず、FF3 にリバーサルファクターを加えた 4-Factor Model を用いることで日本株式市場を説明できることがわかった。このことから日本株式市場におけるアノマリーとして、リバーサル効果が存在することが再確認された。また Ferson and Siegel(2009)による分析結果では、米国市場において CAPM, FF3 が棄却されておらず日米市場の効率性の違いを確認することができた。しかしこうした(無条件)資産評価モデルでは個別資産のリターンが、時刻について独立同一分布に従うと仮定しており、現実の市場における期待リターン、分散および共分散の変化を考慮せず検証が行われている。そこでより現実の市場に沿って、投資家が一期前に公開された情報(金利や配当利回りなど)に基づいて各期最適な投資を行うことを想定した条件付資産評価モデルを検証した。この場合には 4-Factor Model を用いても現実の市場を説明することができないことがわかった。

参考文献

- [1] Sharpe, W. Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium under Conditional of Risk, *Journal of Finance*, **19** (1964), 425-442.
- [2] Fama, E. and French, K. Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds, *Journal of Financial Economics*, **33**, 1 (1993), 3-56.
- [3] Gibbons, M., Ross, S. and Shanken, J. A Test of the Efficiency of a Given Portfolio, *Econometrica*, **57**, 5 (1989), 1121-52.
- [4] Ferson, W. and Siegel, A. Testing Portfolio Efficiency with Conditioning Information, *The Review of Financial Studies*, **22**, 7 (2009), 2535-2558.
- [5] 久保田敬一, 竹原均, Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証, *現代ファイナンス*, **22** (2007), 3-23.
- [6] DeBondt, W. and Thaler, R. Does the Stock Market Overreact?, *Journal of Finance*, **40** (1985), 793-805.
- [7] Ferson, W. and Siegel, A. The Efficient Use of Conditioning Information in Portfolios, **56**, 3 (2001), 967-982.