

# 日本の株式市場における市場効率性の時変構造\*

野 田 顕 彦

## 概 要

本稿では、Ito *et al.* (2012a) で提案された非バイズ時変自己回帰モデルを用いて、わが国の株式市場における Fama (1970, 1991) の意味での市場効率性を計測した。分析の結果、(1) わが国の市場効率性は時間を通して変化しており、とりわけ景気変動との関連が強い、(2) バブル崩壊以前のわが国の株式市場は概ね非効率的であった、(3) 近年のわが国の株式市場はマクロ経済における外生的なショックを織り込む速度が速くなってきている、ということが明らかになった。

## 1 はじめに

Fama (1970) による展望論文以降、ありとあらゆる金融資産市場において効率的市場仮説 (Efficient Market Hypothesis) が成立するか否かを巡り、膨大な数の研究がなされてきた。ここで、Fama (1970) の定義によると、効率的な市場では金融資産価格が利用可能な情報を常に反映させているため、効率的市場仮説が成立する市場においては超過収益率の期待値はゼロになるはずである。

---

\* 本稿は、Ito, Noda and Wada (2013) “International Stock Market Efficiency: A Non-Bayesian Time-Varying Model Approach” の一部を改訂・和訳したものである。本稿の執筆にあたり、共同研究者である伊藤幹夫 (慶應義塾大学)、和田龍磨 (Wayne State University) の両氏はもとより、同志社大学経済学会研究会にご出席頂いた先生方より数多くの大変有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる次第である。また本稿は、科学研究費補助金・基盤研究 (C) 「近現代日本の米穀市場における時変効率性と情報完備性の計測と比較 (研究課題番号: 24530364)」および慶應義塾学術振興資金「時変計量経済モデルの開発と金融データを用いた応用研究」より助成を受けた研究成果の一部である。

しかし、効率的市場仮説の提唱者である Fama 自身を含め、今日に至るまでこの仮説に関するコンセンサスが得られているとは言い難い。Fama (1970) が展望するように、初期の研究においては市場は概ね効率的であると報告されることが多かったが、Fama (1991) が展望するように、1980 年代後半から 1990 年代前半にかけては一転して数多くのアノマリーが報告されたため、現在では Shiller (2005) のように効率的市場仮説に否定的な見解を持つ研究者も少なからず存在する<sup>1)</sup>。

ここで、効率的市場仮説の成否を巡る数多くの研究では、金融資産の価格系列がランダム・ウォーク過程に従うかどうかを検定することを通じて、効率的市場仮説の成否を検証している場合が多い。しかし、小林 (2006) や伊藤 (2007) でも示されているように、本来的には効率的市場仮説が成立しているか否かを検証するためには、金融資産の価格系列がマルチンゲールに従うかどうかを検定すべきであり、単に金融資産の価格系列がランダム・ウォーク過程に従うかどうかを検定するだけでは、効率的市場仮説の成否を検証することはできない。たとえば、Nyblom (1989) では、系列にたった 1 回の構造変化が存在するような確率過程で、ランダム・ウォーク過程ではないがマルチンゲールになる例が示されている。このように、効率的市場仮説の検証方法を巡っても様々な問題が存在する。

こうした効率的市場仮説を巡る諸問題を受け、Lo (2004, 2005) は、効率的市場仮説に代わる適応的市場仮説 (Adaptive Market Hypothesis) を提唱している。同仮説では、市場は時間を通じて絶えず進化しており、Fama (1970, 1991) の意味での市場効率性も時間を通じて変化する可能性が高いことが示唆されている。Lo (2004, 2005) の枠組みで市場効率性について検証した先行研究としては、(i) Kim *et al.* (2011) や Lim *et al.* (2013) のように単純な Moving-Window 法を用いて金融資産の価格系列がマルチンゲール過程に従うかどうかを検定したもの、

---

1) 近年では、Malkiel *et al.* (2005) が展望しているように、株式市場に心理的な考察を持ち込むことで数多くのアノマリーを説明しようと考える行動ファイナンスという研究分野も登場している。

(ii) Ito and Sugiyama (2009) や Ito *et al.* (2012a) のように時間を通じて変化する市場効率性の指標を直接計測したもの、が存在する<sup>2)</sup>。しかし、Ito *et al.* (2012a) が指摘しているように、前者のように単純な Moving-Window 法を用いた検定を行う場合には、最適なウィンドウ幅が選択できていない可能性が高い。よって、本稿では、Ito *et al.* (2012a) と同様に非ベイズ時変自己回帰モデルを用いて、わが国の株式市場における Fama (1970, 1991) の意味での市場効率性の指標を計測し、その時間的推移について検証することにした。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節では、Ito *et al.* (2012a) で提案された非ベイズ時変自己回帰モデルを用いて Fama (1970, 1991) の意味での市場効率性の指標を計測するための基本モデルについて説明する。次に第3節では、分析に用いたデータについて説明する。第4節では、非ベイズ時変自己回帰モデルを用いて推定したわが国の株式市場における市場効率性の指標の時間的推移について検証する。そして最後に第5節で、本稿のまとめを述べる。

## 2 基本モデル

本節では、まず Fama (1970, 1991) で提案された効率的市場仮説の概要を述べる。次に、Ito *et al.* (2012a) で提案された非ベイズ時変自己回帰モデルについて説明する。そして最後に、同モデルをもとに導出した Fama (1970, 1991) の意味での市場効率性の指標を導出して、それをもとに市場が効率的かどうかを検証するための統計的推測の手順についても説明する。

### 2.1 効率的市場仮説

Fama (1970, 1991) で提案された効率的市場仮説が成立するとき、ファンダメンタル情報に加え、いかなる外生的ショックもすぐさま金融資産市場における価格付けに反映される。なお、数学的には以下の式で示されているように、

---

2) これらの先行研究はいずれも米国の株式市場を検証の対象としたものである。

期待超過収益率に関する条件付き期待値がゼロとなる時、効率的市場仮説が成立していることになる。

$$E[x_t | \mathcal{I}_{t-1}] = 0,$$

ここで、 $x_t$  は  $t$  期における証券の超過収益率、 $\mathcal{I}_{t-1}$  は  $t-1$  期において利用可能な情報集合である。言い換えれば、証券価格がランダム・ウォーク過程に従うとき、効率的市場仮説が成立するという含意を持つことになる。

また、効率的市場仮説が成立していないときには証券の超過収益率は無限次元における移動平均過程  $MA(\infty)$  に従うため、 $t$  期における証券の超過収益率  $x_t$  は、

$$x_t = u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots,$$

となる。ここで、 $\{u_t\}$  は i.i.d. 過程に従う。また、 $\mathcal{I}_{t-1}$  は、 $x_{t-1}$  に関する  $\sigma$ -集合体であり、 $\{\mathcal{I}_{t-1}\}$  は情報集合の増大列であるので、期待超過収益率に関する条件付き期待値は、

$$E[x_t | \mathcal{I}_{t-1}] = \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots,$$

である。よって、効率的市場仮説が成立するための必要十分条件は、 $0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots$  であることがわかる。

## 2.2 非ベイズ時変自己回帰モデル

本節では、まず一般的な  $q$  次元の自己回帰 (AR( $q$ )) モデルについて説明したのちに、Ito *et al.* (2012a) で提案された非ベイズ時変自己回帰モデル (TV-AR: Time-Varying Autoregressive) について説明する。

ここで、 $p$  次元の反転可能な移動平均 (MA( $p$ )) モデルは、無限次元の自己回帰 (AR( $\infty$ )) モデルと同値であり、(1) 式のような  $q$  次元の自己回帰 (AR( $q$ )) モデルで近似できることが知られている。

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

なお,  $\{\varepsilon_t\}$  は誤差項であり,  $E[\varepsilon_t] = 0$ ,  $E[\varepsilon_t^2] = 0$ ,  $E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-m}] = 0$  (for all  $m \neq 0$ ) を満たす. また, このモデルではパラメータ  $\alpha_l$  ( $l=0, 1, \dots, q$ ) が時間を通じて一定と仮定されていることに注意されたい. これに対し, Ito *et al.* (2012a) で提案された非ベイズ TV-AR モデルでは, パラメータ  $\alpha_l$  ( $l=0, 1, \dots, q$ ) が時間を通じて変化すると仮定している. すなわち,

$$x_t = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t} x_{t-1} + \dots + \alpha_{q,t} x_{t-q} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

となる. なお, (2) 式のようにパラメータ  $\alpha_l$  ( $l=0, 1, \dots, q$ ) がマルチンゲールに従うモデルに関する仮説検定は, Nyblom (1989) や Hansen (1992) が提案している. 彼らの仮説検定では, 帰無仮説として「全てのパラメータは時間を通じて一定」が, 対立仮説として「少なくとも一つのパラメータがマルチンゲールに従う」が設定されており, 線形・非線形モデルを問わず利用可能である.

そこで本稿では, まず(1) 式のような線形モデルを仮定した上で, パラメータが時間を通じて一定かどうかについて, Hansen (1992) による仮説検定を行う. そして, 帰無仮説が棄却された場合には, 線形モデルにおけるパラメータのうち, 定数項  $\alpha_0$  を除いた全ての AR 係数  $\alpha_{l,t}$  が独立したランダム・ウォーク過程,

$$\alpha_{l,t} = \alpha_{l,t-1} + v_{l,t}, \quad (l = 1, 2, \dots, q)$$

に従うと仮定して分析を進めていく. ここで,  $\{v_{l,t}\}$  は,  $E[v_{l,t}] = 0$ ,  $E[v_{l,t}^2] = 0$  および  $E[v_{l,t} v_{l,t-m}] = 0$  (for all  $m$  and  $l \neq 0$ ) を満たす. なお, 次節でも詳しく説明するが, 線形モデルにおけるパラメータのうち, 定数項  $\alpha_0$  は市場効率性の指標に関係しないため, ここでは時間を通じて一定と考えている.

### 2.3 市場効率性の指標

本節では, 前節で説明した Ito *et al.* (2012a) の非ベイズ TV-AR モデルを基礎

にした Fama (1970, 1991) の意味での市場効率性の指標の導出過程について説明する。また、導出した指標をもとに市場が効率的かどうかを検証するための統計的推測を行う手順についても説明する。

Ito *et al.* (2012a) では、米国の株式市場の効率性について非ベイズ TV-AR モデルにおける係数から導かれるインパルス応答を基礎にした時点ごとの市場効率性の指標を推定している。一方、株式市場の国際的な連関を扱った Ito *et al.* (2012b) では、インパルス応答を介さず、非ベイズ時変ベクトル自己回帰モデル (TV-VAR: Time-Varying Vector Autoregressive) モデルにおける係数を基礎にした時点ごとの市場効率性の指標を各国間の株式市場における結合指標として推定している。なお、本稿では、Ito *et al.* (2012b) で提案された Ito *et al.* (2012a) の非ベイズ TV-AR モデルにおける係数を基礎にした時点ごと市場効率性の指標を用いることにした。

市場が効率的であることの必要十分条件は、第 2.1 節で示したように、MA( $\infty$ ) モデルの係数がすべてゼロであることである。このことは、Ito *et al.* (2012a) で示されているように、MA( $p$ ) モデルと AR( $\infty$ ) モデルの反転可能である状況下では、それから近似された AR( $q$ ) モデルの係数がすべてゼロであることと同値である。Ito *et al.* (2012b) では、非ベイズ TV-VAR モデルの係数とゼロベクトルの乖離の度合を市場効率性の指標と考え、固有値に基づく 2 つの行列ノルムを提案している。しかし、本稿では非ベイズ TV-AR モデルを扱うため、非ベイズ TV-VAR モデルを扱った Ito *et al.* (2012b) とは異なり、行列の固有値を計算する必要がなく、以下に示すようにここでの指標は単純かつ直感的なものになっている。

市場効率性に関する第一の指標は、スペクトルノルムである。いま、非ベイズ TV-AR( $q$ ) モデルを考えたときのスペクトルノルムは、

$$\sqrt{\left(\sum_{i=1}^q \alpha_i\right)^2},$$

である。なお、スペクトルノルムがゼロである必要十分条件は  $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$  であるので、非バイズ TV-AR モデルの係数ベクトルがゼロに近いほど市場は効率的であるといえる。さらに、市場効率性に関する第二の指標は、反転可能な TV-AR( $q$ ) モデルにおける TV-MA( $\infty$ ) モデルを基礎にしたものである。具体的には、

$$\frac{\sum_{i=1}^q \alpha_i}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i},$$

であり、市場効率性に関する第一の指標と同様、指標がゼロである必要十分条件は  $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$  である。なお、低次元の AR モデルが選択される場合、推定される AR 係数が時間を通じて一定かどうかを問わず、一般的に 1 と比較してずっと小さいため、上述した二つの市場効率性に関する指標の間に大きな違いは生じない。よって、本稿では、第 4.1 節における予備的推定の結果を考慮しながらも、単純な第一の指標を採用する。

こうして導出した市場効率性の指標をもとに市場が効率的かどうかを検証するため、本稿では Ito *et al.* (2012a, 2012b) と同様に、モンテカルロ・シミュレーションにより市場が効率的であるときの信頼区間を構築して統計的推測を行う。具体的には、まず超過収益率  $x_t$  の実際のデータを用いて平均  $\hat{\mu}$  と標準偏差  $\hat{\sigma}$  を推定する。さらに、誤差項  $\varepsilon_t$  が先に推定された平均と標準偏差 (分散) を持つ正規分布に独立に従うとして、モンテカルロ・シミュレーションにより観測期間  $T$  の人工的サンプルを  $N$  セット生成する。

$$x_t^{(n)} = \varepsilon_t^{(n)}, \varepsilon_t^{(n)} \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2), \quad (n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T).$$

そして、生成した  $N$  セットの人工的サンプルに対して、TV-AR( $q$ ) モデルの係数と残差をそれぞれ推定する。

$$S_M := \{(\hat{a}_{1,t}^{(1)}, \dots, \hat{a}_{q,t}^{(1)}, \hat{\varepsilon}_t^{(1)}, \hat{v}_t^{(1)}), \dots, (\hat{a}_{1,t}^{(N)}, \dots, \hat{a}_{q,t}^{(N)}, \hat{\varepsilon}_t^{(N)}, \hat{v}_t^{(N)})\}.$$

最後に、推定された  $S_M$  をもとに市場が効率的であるときの市場効率性の指標についての信頼区間を構築する。

### 3 データ

分析に用いられたデータの標本期間は 1955 年 1 月から 2013 年 8 月であり、『東証統計月報（東京証券取引所）』に掲載された東証株価指数（以下、TOPIX）の月次データ（月中平均値）を採用した。第 1 図は、TOPIX の月次データから計算した対数収益率の時間的推移を示している。

ここで、第 1 図で示された TOPIX の対数収益率の時系列データは、一見すると定常過程に従うように見える。しかし、多くの先行研究で示されているように分析に用いる経済変数に「見せかけの相関」がないとは限らない。よって、本稿では、Elliott *et al.* (1996) で提案された ADF-GLS 検定を用いて TOPIX の対数収益率についての定常性を検証した<sup>3)</sup>。

第 1 表は、TOPIX の対数収益率に関する記述統計量と ADF-GLS 検定の結果を示している。ADF-GLS 検定の結果、「TOPIX の対数収益率の時系列データの生成過程が単位根を含む」という帰無仮説が統計的に有意に棄却されたので、本稿では TOPIX の対数収益率の時系列データを用いて分析を進めていくことにした<sup>4)</sup>。

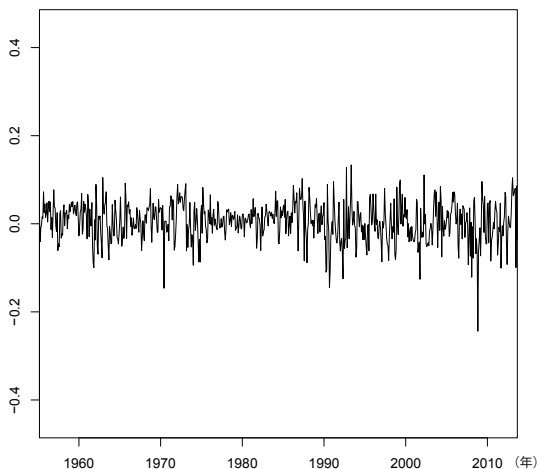
### 4 分析結果

本節では、前節までに提示した手順に従って分析を進めていく。具体的には、まず、通常の自己回帰モデル（以下、AR( $q$ ) モデル）におけるパラメータが時間を通じて一定かどうかについて、Hansen (1992) で提案されたパラメータの安定性に関する検定を行う。そして、パラメータが時間を通じて一定でない

---

3) 経済時系列解析における単位根検定の発展と展望については、黒住 (2008) などを参照されたい。  
4) Ng and Perron (2001) が指摘しているように、モデルに移動平均項が存在してそのラグ多項式の根が大ききな値であった場合には、サンプルサイズによる歪みが生じる可能性がある。よって、本稿では、Elliott *et al.* (1996) と同様に修正ベイズ情報量基準によって ADF-GLS 検定を行う際の最適なラグ次数を選択した。





第1図 対数収益率の時間的推移

第1表 記述統計量

平均値	標準偏差	最小値	最大値	ADF-GLS	Lag	$\hat{\phi}$	$N$
0.0051	0.0435	-0.2439	0.1336	-18.9516	0	0.3223	703

- (注) 1. “ADF-GLS”はElliott *et al.* (1996)のADF-GLS検定統計量を, “Lag”は修正ベイズ情報量基準を用いて決定したADF-GLS検定を行う際のラグ次数を, “ $\hat{\phi}$ ”はNg and Perron (2001)のトレンド除去されたGLS系列における係数ベクトルを, それぞれ示す.  
 2. ADF-GLS検定を行う際のモデルはトレンド項と定数項を含むと仮定している. なお, ADF-GLS検定の1%有意水準における棄却値は-3.42である.  
 3. “ $N$ ”はサンプルサイズである.  
 4. 各統計量の計算にはR version 3.0.2を用いた.

という結論が得られたならば, Ito *et al.* (2012b)で提案されたIto *et al.* (2012a)の非ベイズ時変自己回帰モデル(以下, 非ベイズTV-AR( $q$ )モデル)における係数を基礎にした時点ごとの市場効率性の指標を推定する. 最後には, 推定されたわが国の株式市場における効率性の指標の時間的推移と実際の景気変動を比較することによって, それらの関係を明らかにしていく.

#### 4.1 AR( $q$ ) モデルを用いた予備的推定の結果

ここでは、まず、定数項を持つ AR( $q$ ) モデルを想定する。そして、Schwarz (1978) のベイズ情報量基準を用いて AR( $q$ ) モデルの最適なラグ次数を選択する。本稿では 1 次のラグが支持されたので、以下では AR(1) モデルを推定することにした。第 2 表は、予備的推定の結果を示している。

第 2 表 AR(1) モデルの推定結果

<i>Constant</i>	$R_{t-1}$	$\bar{R}^2$	$L_C$
0.0035 [0.0016]	0.3160 [0.0393]	0.0972	39.8004

(注) 1. " $R_{t-1}$ " は 1 次の AR 項, " $\bar{R}^2$ " は修正済み決定係数, " $L_C$ " は Hansen (1992) の  $L_C$  統計量, をそれぞれ示す。

2. 括弧内の数字は Newey and West (1987) の頑健な標準誤差である。

3. AR(1) モデルの推定には R version 3.0.2 を用いた。

定数項および AR(1) の係数は共に統計的に有意であることがわかる。なお, AR(1) の係数は約 0.33 であり, 当月の株式収益率が 2 ヶ月後の株式収益率に対して 10% ほどの影響を残すことを意味している。

また, 第 2 表は, 推定された AR(1) モデルの全パラメータが時間を通じて一定であるかどうか, について検証するために実施した, Hansen (1992) で提案されたパラメータの安定性に関する検定の結果も示している。検定の結果, 「推定された AR(1) モデルの全てのパラメータは時間を通じて一定」という帰無仮説は, 1% の統計的有意水準で棄却された。よって, 第 2.2 節でも述べたように, 次節以降では, AR(1) モデルのパラメータのうち, 定数項を除いた AR(1) 係数が独立したランダム・ウォーク過程に従うと仮定して分析を進めていく。

#### 4.2 非ベイズ TV-AR( $q$ ) モデルにもとづいた市場効率性の推定結果

本節では, まず第 2.2 節で提示した Ito *et al.* (2012a) の非ベイズ TV-AR( $q$ ) モデルに基づいて, わが国の株式市場における Fama (1970, 1991) の意味での効率

性の指標を推定する。次に、推定された指標をもとにわが国の株式市場が効率的かどうかを検証するための統計的推測を行う。そして最後に、わが国の株式市場における効率性の指標の時間的推移と実際の景気変動の関係について考察する。

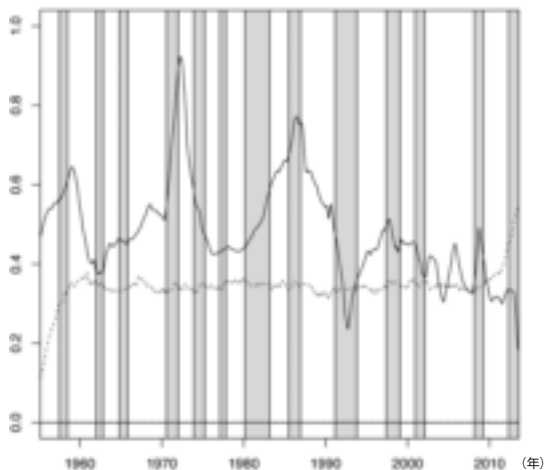
既に第4.1節で述べたように、本稿では、AR(1)モデルのパラメータのうち、定数項を除いたAR(1)係数が独立したランダム・ウォーク過程に従うと仮定する。よって、以下では、非ベイズTV-AR(1)モデルに基づいてわが国の株式市場におけるFama(1970, 1991)の意味での効率性の指標を推定することになる<sup>5)</sup>。第2図は、非ベイズTV-AR(1)モデルに基づいて推定した、わが国の株式市場におけるFama(1970, 1991)の意味での効率性の指標の時間的推移を示している。

推定結果からまず分かることは、米国の株式市場における効率性の指標の時間的推移を計測したIto *et al.* (2012a)と同様に、わが国の株式市場における効率性の指標も時間を通じて変化しており、景気変動との関連が強いということである。第2図からは、株式市場の暴落や経済危機が生じたときには効率性が改善している一方で、バブルが生じたときには効率性が悪化していることが分かる。これは、バブルが生じている期間は、信頼性の低い情報をもとにして投資を行う一部の投資家が市場に存在するため市場効率性が悪化するが、株式市場の暴落や経済危機が生じたときには、そうした投資家が市場から退出してしまい無駄な投資が行われなくなるため市場効率性が改善することも解釈できる。

また、第2図からは、バブル崩壊以前のわが国の株式市場は効率性が低い傾向にあったが、近年はその傾向が改善してきていることがわかる。とりわけ、近年では株式市場の暴落や経済危機などのマクロ経済における外生的な

---

5) Ito *et al.* (2012a)で提案された非ベイズTV-AR( $q$ )モデルによる推定方法には、Kim *et al.* (2011)やLim *et al.* (2013)のように単純なMoving-Window法によって時変自己相関を計測した場合と比較して、カルマン・スムージングに最適なウィンドウ幅を設定することができる、といった利点も存在する。



第 2 図 市場効率性の時間的推移

- (注) 1. 破線は、市場が効率的であると仮定した場合の市場効率性に対する 99% 信頼区間の上限である。なお同下限は、図において視認困難であるが、水準 0.0 の水平線にほぼ等しい。  
 2. 注 1 における 99% 信頼区間は、モンテカルロ・シミュレーションによって求めた（試行回数 5,000 回）。  
 3. グレーの区間は、内閣府の景気基準日付 (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/130821hiduke.html>) における景気後退期である。  
 4. 市場効率性の推定には R version 3.0.2 を用いた。

ショックが価格に織り込まれるまでの速度が速くなってきていると考えられる。たとえば、米国のサブプライム・ローン問題を端に発した世界金融危機がわが国の株式市場の効率性に与えた影響は、わが国におけるバブル崩壊によるそれと比較して極めて小さなものであることが分かる。こうした事実を踏まえると、Ito *et al.* (2012a) と同様に、わが国の株式市場においても Lo (2004, 2005) で提案された適応的期待仮説が支持される可能性が示唆されているとも考えられよう。

## 5 おわりに

本稿では、Ito *et al.* (2012a) で提案された非ベイズ TV-AR モデルを用いて、

わが国の株式市場における Fama (1970, 1991) の意味での効率性を計測した。分析の結果、以下のことが明らかになった。

まず明らかになったことは、わが国の株式市場における効率性は時間を通して変化しており、景気変動との関連が強いことである。具体的には、株式市場の暴落や経済危機などが生じたときには効率性が改善する一方で、バブルが生じたときには効率性が悪化することが分かった。

次に、バブル崩壊以前のわが国の株式市場は効率性が低い傾向にあったが、近年はその傾向が改善してきていることが明らかになった。とりわけ、近年では株式市場の暴落や経済危機などのマクロ経済における外生的なショックの影響が価格に織り込まれるまでの速度が速くなってきていることが分かった。

最後になるが、本稿で残された課題について述べる。本稿では、わが国の株式市場における Fama (1970, 1991) の意味での効率性の時間的推移について Ito *et al.* (2012a) で提案された非ベイズ TV-AR モデルを用いて検証してきた。しかし、昨今の国際金融市場におけるわが国の金融市場の位置づけを考えた場合には、より多くの国を含めた上で市場効率性の時間的推移を検証する必要がある。こうした研究については Ito *et al.* (2012b) で取り組まれている。

#### 【参考文献】

- Elliott, G., T. J. Rothenberg and J. H. Stock (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 813-836.
- Fama, E. F. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, pp. 383-417.
- (1991) "Efficient Capital Markets: II," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, pp. 1575-1617.
- Hansen, B. E. (1992) "Testing for Parameter Instability in Linear Models," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, No. 4, pp. 517-533.
- Ito, M., A. Noda and T. Wada (2012a) "The Evolution of Market Efficiency and Its Periodicity: A Non-Bayesian Time-Varying Model Approach." [Preprint: arXiv:1202.0100].

- (2012b) “International Stock Market Efficiency: A Non-Bayesian Time-Varying Model Approach.” [Preprint: arXiv:1203.5167].
- Ito, M. and S. Sugiyama (2009) “Measuring the Degree of Time Varying Market Inefficiency,” *Economics Letters*, Vol. 103, No. 1, pp. 62–64.
- Kim, J. H., A. Shamsuddin and K. P. Lim (2011) “Stock Return Predictability and the Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from Century-Long U.S. Data,” *Journal of Empirical Finance*, Vol. 18, No. 5, pp. 868–879.
- Lim, K. P., W. Luo and J. H. Kim (2013) “Are US Stock Index Returns Predictable? Evidence from Automatic Autocorrelation-Based Tests,” *Applied Economics*, Vol. 45, No. 8, pp. 953–962.
- Lo, A. W. (2004) “The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective,” *Journal of Portfolio Management*, Vol. 30, No. 3, pp. 15–29.
- (2005) “Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis,” *Journal of Investment Consulting*, Vol. 7, No. 2, pp. 21–44.
- Malkiel, B. G., S. Mullainathan and B. E. Stangle (2005) “Market Efficiency versus Behavioral Finance,” *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 17, No. 3, pp. 124–136.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987) “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55, No.3, pp. 703–708.
- Ng, S. and P. Perron (2001) “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power,” *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, pp. 1519–1554.
- Nyblom, J. (1989) “Testing for the Constancy of Parameters Over Time,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 405, pp. 223–230.
- Schwarz, G. (1978) “Estimating the Dimension of a Model,” *Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 2, pp. 461–464.
- Shiller, R. J. (2005) *Irrational Exuberance: Second Edition*: Princeton University Press.
- 伊藤幹夫 (2007) 「効率的市場仮説をめぐる論争はなぜ決着しないのか」『三田学会雑誌』第 100 卷 第 3 号, 211–231 頁。

黒住英司（2008）「経済時系列分析と単位根検定：これまでの発展と今後の展望」『日本統計学会誌』第38巻 第1号, 39-57頁.

小林孝雄（2006）「市場の効率性：ファーマから35年」『証券アナリストジャーナル』第44巻 第10号, 60-71頁.

（のだ あきひこ・和歌山大学経済学部講師）

## The Doshisha University Economic Review, Vol. 65 No. 4

## Abstract

Akihiko NODA, *Time-Varying Structure of Market Efficiency in the Japanese Stock Market*

This paper analyzes the time-varying structure of market efficiency in the Japanese stock market. We employ a non-Bayesian time-varying autoregressive model of Ito et al. (2012a) to estimate the degree of market efficiency in the weak sense of Fama (1970, 1990). Our findings are as follows: (i) the degree has changed over time in the Japanese stock market and is correlated with business cycles, (ii) the Japanese stock market was inefficient before the collapse of the bubble economy, and (iii) the Japanese stock price has been reflecting new exogenous shocks of the macro economy more rapidly.