

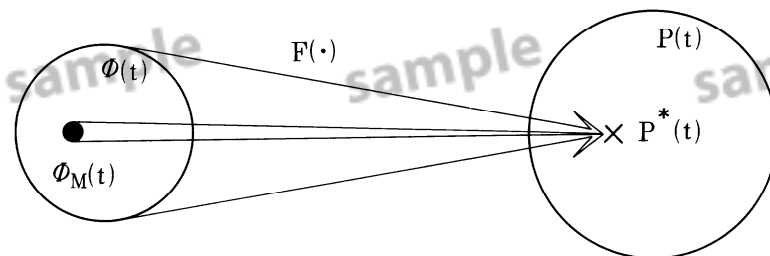
「効率的市場仮説 (The Efficient Market Hypothesis)」 に関するノート

「効率的市場仮説 (The Efficient Market Hypothesis)」とは、入手可能で適切な全ての関連情報が、その時々において、即ちに市場における資本・資産の価格に“十分に反映される”とする仮説である。資本・資産市場の第一義的役割が、資本の最適配分にあることを考えるとき、それらの価格は、資本・資産の最適配分を達成するように、正確な情報を絶えず反映させていなければならない。正確な情報、換言すれば、入手可能で適切な全ての関連情報を遅滞なく、絶えず、反映する価格が成立している市場を、「効率的市場」と呼ぶことにしている。従って、資本・資産の最適配分を検討するために、それら市場の効率性を分析するという一つの接近法が存する。

いま、記号を用いて「効率的市場仮説」を表現すれば、それは、

$$P^*(t) = F(\Phi(t)) = F(\Phi_M(t))$$

のようになろう。この式の意味するところは、時点 t における資本・資産の価格決定に際して、実際に投資家によって用いられる情報集合 ($\Phi_M(t)$) に基づいて市場で形成される資本・資産の N 次元価格ベクトルが、同一時点 t において、投資家にとって入手可能なすべての情報の集合 ($\Phi(t)$) に基づいて市場で形成される N 次元価格ベクトルと相等的しいということである。すなわち、投資家は、任意の時点 t において入手可能な情報をすべて用いた資本・資産の均衡価格ベクトルと結果として等しくなるように、情報を過不足なく利用しているということの意味する。ここで、 $F(\cdot)$ は、情報集合と市場均衡価格ベクトル集合との対応であり、経済学における均衡モデルに相当する(下図参照)。



従って、もし、 $F(\cdot)$ が既知であれば、検証されるべき仮説は、

$$F(\Phi_M(t)) = P^*(t) \approx F(\Phi(t))$$

となるが、現実には、不確実性が存在するため、 $F(\cdot)$ は先験的にしか知ることができず、

単に推定されるだけである。この推定される均衡モデルを、 $F^e(\cdot)$ で書き表わすことにすれば、

$$\tilde{P}^*(t) = F^e(\Phi_M(t)) + \tilde{u}(t)$$

となる。(ここで、 $\tilde{u}(t)$ は誤差項とする。)

それ故、効率的市場仮説に関する実証は、すべて、

- (a) 効率的市場仮説自体の正しさと、
- (b) 特定化された $F^e(\cdot)$ の正しさ

との双方を同時に含む複合仮説の検証となる。その結果、この複合仮説が実証されなくとも、それは、効率的市場仮説自体が棄却されるか、 $F^e(\cdot)$ の特定化が適切でないか、あるいは、その両方であるかのいずれかということになる。

実証分析で用いられる情報集合の分類としては、以下の3つのものがある。

- ① 当該資本・資産の過去における価格の時系列データ
- ② ①に加えて、明らかに公表されている入手可能な情報を含む情報集合
- ③ ②に加えて、情報に関する何らかの需要独占がある場合(内部情報の入手、情報伝達のラグ存在等がある場合)の情報集合

上記の分類①、②、③の情報集合に基づく実証分析は、それぞれ、

- ①' 弱い形態のテスト(weak form test)
- ②' 半強形態のテスト(semi-strong form test)
- ③' 強い形態のテスト(strong form test)

と呼ばれている。

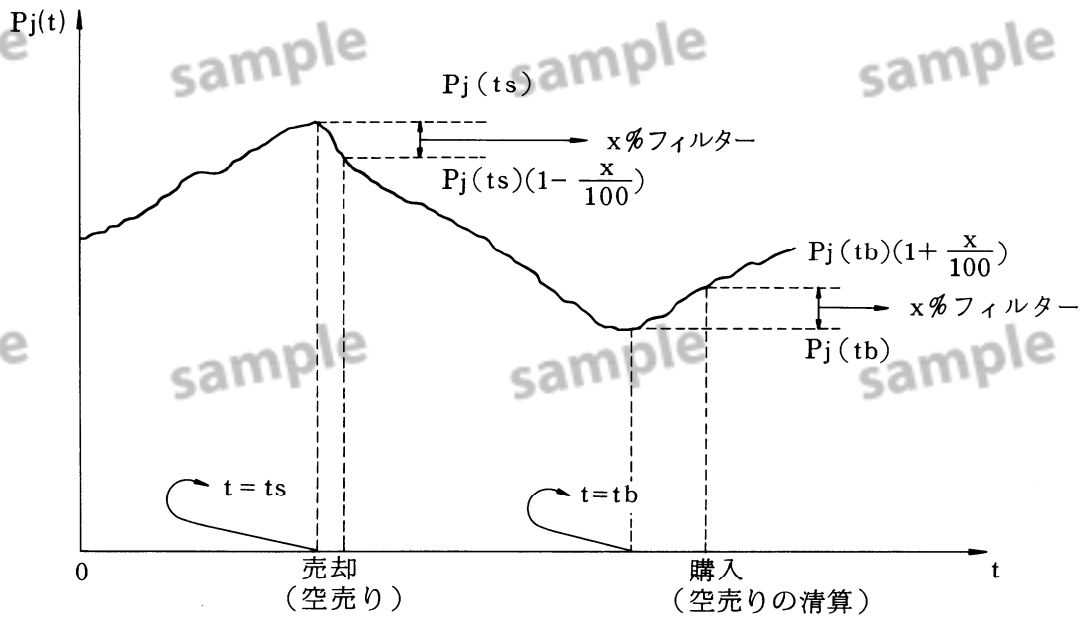
以下、効率的市場仮説に関する実証分析について、実証で採用する均衡モデルのタイプ別に略述する。

(I) 期待収益率が常に正である型

チャート分析家、「テクニカル」アナリストらは、資本・資産価格の、新たな情報に対する反応のしかたが、緩慢で時間を要するものであると主張する。すなわち、資本・資産価格の動きは、継続する傾向にあるという。従って手持ち株の株価が下降トレンド局面に入った場合に、手持ち株を売却(或いは空売り)し、株価が反転して上昇トレンド局面に入った場合に株式を購入(或いは空売りの清算)することによって、利益が得られると、彼らは主張する。この株式運用戦略は、x%ルールとして広く知られているものである。

(次図を参照のこと)

x%ルールの説明図



x%ルールが有効である根拠は、情報の拡散に関する時間的ラグの存在により、極く短期的に見ると、トレンドを認識した取引者間の売買によって、そのトレンド自体の一部が実現するという実務家の確信である。

アレクサンダー⁽¹⁾(1961年; 1964年)によって、取り上げられた、チャート分析家が用いる、資産価格のトレンドを利用したx%ルールと呼ばれる、このような戦略は、もし、資産の期待収益が平均してゼロになるならば、全く意味がないことになる。しかし、チャート分析家は、x%ルールの方が、買い持ち戦略よりも、実際に優れているものと考えている。ファマ=ブリュム⁽²⁾(1966年)は、その実証研究から、買い持ち型が有利であることを、すなわち、現在の証券価格を形成するにあたって、その証券の過去の価格データを市場が見落とさず、長期的な価格上昇を利用する買い持ち戦略の有利性を結論づけた。しかしながら、1%ほどの、極く小幅のフィルター・ルールが採られる場合には、フィルター・ルールの方が買い持ち型よりも優れている可能性があるとも言う。にもかかわらず、そのような場合でも、証券の取引手数料を考慮すると、フィルター・ルールの有利性を確定的に結論づけることは難しいとも述べている。以上のことから、ここで、チャート分析家らが使う“トレンド”という意味は、通常言うところのトレンドよりも、より短期の価格動向を指すものであろう。

(II) 期待収益率が一定である型

均衡モデルは、

$$E[\tilde{P}^*(t)] = \int_0^\infty \tilde{P}(t) f(P(t) | \phi_M(t-1)) d\tilde{P}(t) = (\text{Const.}) \cdot P(t-1)$$

である。これを、収益率で示すと、

$$E[\tilde{R}(t) | \phi_M(t-1)] = P^{-1}(t-1) \int_0^\infty \tilde{P}(t) F(P(t) | \phi_M(t-1)) d\tilde{P}(t) - 1 = \text{Const.}$$

と書き表わすことができよう。この期待収益率と、効率的市場において成立する収益が一致するとは限らない。この均衡モデルの意味するところは、市場において平均して超過収益率を享受することは不可能であるということである。超過収益率を、

$$\tilde{Z}(t) = \tilde{R}(t) - E[\tilde{R}(t) | \phi_M(t-1)]$$

で表わすならば、上記の均衡モデルの意味するところは、

$$\begin{aligned} E[\tilde{Z}(t) | \phi_M(t-1)] &= E[\tilde{R}(t) - E[\tilde{R}(t) | \phi_M(t-1)]] \\ &= E[\tilde{R}(t) | \phi_M(t-1)] - E[\tilde{R}(t) | \phi_M(t-1)] \\ &= 0. \end{aligned}$$

になるということである。超過収益について上のことが成立するとき、これを定義して、
 流れ \$\{\tilde{Z}(t)\}\$ は、情報流れ \$\{\phi_M(t)\}\$ に関して“フェア・ゲーム (Fair game)”である
 という。流れ \$\{\tilde{Z}(t)\}\$ が、\$\{\phi_M(t)\}\$ に関してフェア・ゲームであるときには、

$$E[\tilde{R}(t) | R(t-1), R(t-2), \dots, R(t-\infty)] = E[\tilde{R}(t)]$$

が成り立つ。更に、このことから、

$$E[\tilde{R}(t) | R(t-\tau)] = E[\tilde{R}(t)]$$

が言えるので、この超過収益率がフェア・ゲームであるという仮説を検証するために、

$$E[\tilde{R}(t) | R(t-\tau)] = \delta + \rho(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau)) \cdot R(t-\tau)$$

という回帰式を用いる。ここで、\$\rho(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau))\$ は、ラグ \$\tau\$ の自己相関係数であり、もし、フェア・ゲームであるという仮説が正しければ、ラグの如何にかかわらず、自己相関係数は 0 になるはずである。

ファマ⁽³⁾ (1965年) は、ダウ・ジョーンズ 30 種平均工業株価指数中の各銘柄について、その標本自己相関係数を推定した (表 1 参照)。 $\rho(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau)) = 0$ が真のとき、その標本分布 \$\tilde{r}(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau))\$ は、近似的に平均、標準偏差が、それぞれ、

$$E[\tilde{r}(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau))] \doteq -\frac{1}{T-\tau},$$

$$\sigma[\tilde{r}(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau))] \doteq \sqrt{\frac{1}{T-\tau}}$$

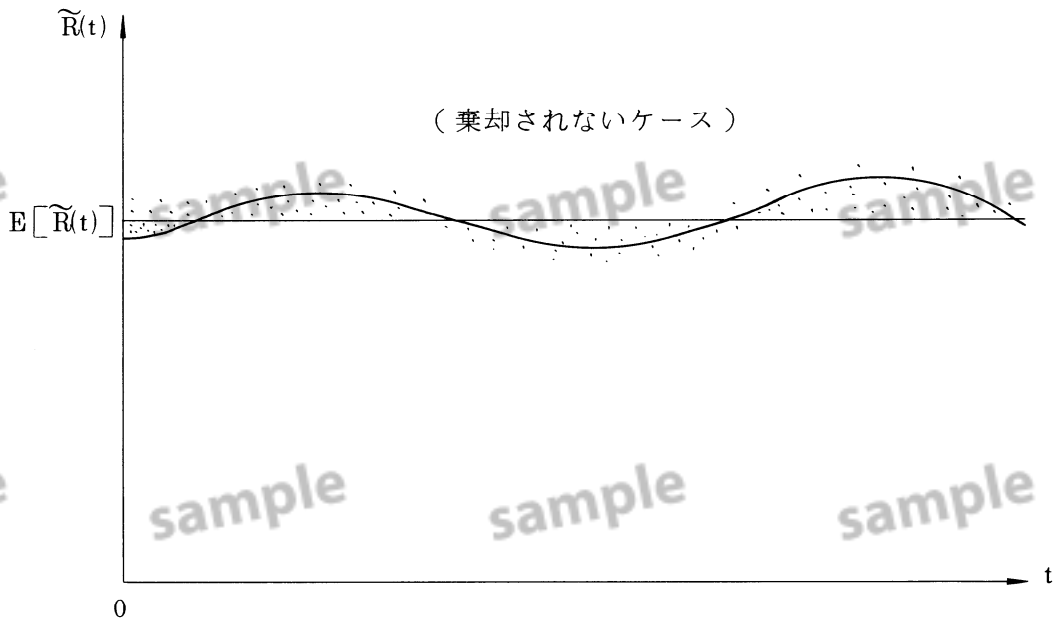
の正規分布となることを利用して、その標本平均が、\$2\sigma\$ の上下領域外へ落ちるものについてのみ、表 1 で * 印を付した。全体を眺めると、* 印のついたものの数は少ない。また、\$\tau = 1\$ の場合についてみると、\$2\sigma\$ の領域外に標本平均が位置する 11 銘柄のうち、9 銘柄の標本平均が正、さらに、30 銘柄中、22 銘柄の標本平均が正になっていることから、

$\tau = 1$ の標本に関しては、正の自己相関があるように思える。それにもかかわらず、自己相関係数がゼロという仮説を支持する理由づけがある。一つは、30銘柄が互いに独立ではないということである。もう一つは、仮令、 $\tilde{r}(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau))$ が、0.1であったとしても、

$$\text{Var}[\tilde{R}(t) | \tilde{R}(t-\tau)] = \tilde{r}^2(\tilde{R}(t), \tilde{R}(t-\tau)) \text{Var}[\tilde{R}(t-\tau)]$$

であることから、 $\text{Var}[\tilde{R}(t)]$ は、 $\text{Var}[\tilde{R}(t-\tau)]$ の、わずか1%にしかすぎないということである。

このような統計的検証は、複合された帰無仮説の検定であるから、均衡モデルが、次図のようなサイクルを示し、その期待収益が一定値とならない場合でも、任意に設定される有意水準で棄却されない限り、期待収益一定の均衡モデルは、保留されることとなる。



(Ⅲ) マーケット・モデルを均衡モデルとする型

マーケット・モデルは、

$$\tilde{R}_j(t) = \alpha_j + \beta_j \tilde{R}_M(t) + \tilde{u}_j(t)$$

によって表わすことができる。但、 $E[\tilde{u}_j(t)] = 0$ 、 $\tilde{R}_M(t)$ は、マーケット・インデクスとする。 $E[\tilde{R}_j(t)] = \alpha_j + \beta_j E[\tilde{R}_M(t)]$ より、

$$\begin{aligned} E[\tilde{R}_j(t) - E[\tilde{R}_j(t)]] &= \beta_j E[\tilde{R}_M(t) - E[\tilde{R}_M(t)]] + E[\tilde{u}_j(t)] \\ &= E[\tilde{u}_j(t)] \\ &= 0 \end{aligned}$$

となることを使って検証が行なわれている。

FFJ⁽⁴⁾R(1969年)は、株式分割という情報が株価に与える効果を、マーケット・

モデルを用いて計測することにより、効率的市場仮説の検証を行なった。1927年から1959年にかけて、ニューヨーク株式市場に上場され、少なくとも5対4の比率で分割が行なわれ、かつ、分割前後12カ月の月次データがとれる622銘柄の株式について、940回分の株式分割を分析の対象とした。FFJRの用いたマーケット・モデルは、

$$\ln \frac{\tilde{P}_j(t) + \tilde{D}_j(t)}{P_j^*(t-1)} = \alpha_j + \beta_j \ln \tilde{L}_t + \tilde{u}_j(t)$$

である。但、 $P_j^*(t-1)$ は修正株価、 $\tilde{D}_j(t)$ は、現金配当、 \tilde{L}_t は、マーケット・インデックスとする。

まず、 $\tilde{R}_j(t)$ 、 \tilde{L}_t の時系列データより、最小自乗法による回帰を行なって、 α_j 、 β_j を求める。次に、株式分割の効果を見るために、株式分割の行なわれた月を0、それ以前の月を-1、-2、-3、……、それ以降の月を、+1、+2、+3、……とする。そして、

$$\bar{u}_m = \sum_{j=1}^{N_m} \tilde{u}_{jm} / N_m$$

により、第m月における残差平均が定義できる。但、 N_m は、株式分割がなされた銘柄の第m月における標本の大きさである。この残差平均を、株式分割の行なわれた前後60カ月にわたって計算したところ、表2のようになった。更に、

$$U_m = \sum_{m=-29}^m \bar{u}_m \quad (m \in [-29, 30])$$

のように、累積残差平均の指標を用いて検討した結果、株式分割が行なわれる2～3カ月前に、残差平均が著しく増大していることが認められた。また、 \bar{u}_m は、株式分割後、0の近傍にばらついていることも確かめられた。更に、株式分割が行なわれた後の1年間において、 U_m の変化は1%よりも少なく、株式分割後の2年半の間における U_m の変化をとってみても1%以下となっていた。940回にわたる株式分割のうち、672回については、分割後、NYSEの全株式の平均配当増加分を上回る配当増加が随伴していたことも明らかになった。

これらの検証結果について、FFJRは、企業が、通常、配当を削減しない政策に固執するため、株式分割の公表は、将来の収益増を含意するものとして、投資家に受け取られる。そのことは、また、株式分割の公表と実行との間の期間に4カ月以上の隔たりがあるのは、全体の10%にしかすぎず、それ故、株式分割実施2～3カ月前に累積平均残差が急上昇することは、FFJRに依れば、株式分割と高配当が結びついているという市場認識と一致するものである。

「効率的市場仮説」について、より詳しく知りたいと思われる読者は、以下の参考文献を参照されたい。

〔 参考文献 〕

- (1) Alexander, Sidney S., 1961, "Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks," *Industrial Management Review* 2 (May): 7-26,
1964, "Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks, No. 2," in Cootner (ed.)
- (2) Fama, Eugene F., and Blume, Marshall, 1966, "Filter Rules and Stock Market Trading Profits." *Journal of Business* 39 (special supp., January): 226-241.
- (3) Eugene F. Fama, "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business* 38 (January 1965): 34-105
- (4) Eugene F. Fama, Lawrence Fisher, Michael Jensen, and Richard Roll, "The Adjustment of Stock Prices to New Information," *International Economic Review* 10 (February 1969): 1-21
- (5) Cootner, Paul, ed., 1964, *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge; MIT.

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

sample

不 許 複 製

慶應義塾大学ビジネス・スクール

Contents Works Inc.