

# 予測可能性と日本の株式市場

清水 誠

## 要 旨

一期前の配当利回りのような変数が、株式収益の期待形成に役立つという意味での予測可能性は、情報効率性と矛盾するものではなく、またそのような予測変数が確率変動するならば、系列相関など株価収益が単純なランダム・ウォークに従わないことは非合理性の証拠とは必ずしもならない。これまで日本の株式市場について、検定バイアスを厳密に考慮した上で予測可能性が存在することを示す研究は見当たらないが、本稿は厳密な統計的検定によって予測可能性の存在を示す。これまでの日本の株式市場での予測可能性の検証は四半期データのような比較的高頻度のものが多く用いられているが、本稿は累積効果が強まる年次データのようなより低頻度のデータを用いている。更に Cochrane [2011] で示されたように、配当利回りが株式収益を予測するが配当成長は予測しないことが、日本の株式市場のデータでも認められる。それによって株式収益は予測可能であっても依然としてリスクであり、また株式収益率の対数線形近似に基づけば、配当成長の変動以上のボラティリティーを持つことは、株式収益が不合理に過度な変動をしているのではなく、むしろリスク・プレミアムの変動を反映したものであるという含意が得られる。つまり、株式収益の変動は予測が難しい企業収益の変動によるランダム・ウォークのようなものと、平均回帰的なリスク・プレミアムの変動が組み合わされていることが示唆される。

## 目 次

- |                                   |                               |
|-----------------------------------|-------------------------------|
| I. はじめに                           | 定バイアス                         |
| II. 予測回帰による株式収益率の予測可能性            | (2) 日本の株式市場データによる予測可能性に関する研究  |
| 1. 予測回帰と持続性を持つ配当利回り               |                               |
| 2. 配当利回りをを用いた予測回帰による予測可能性の実証の先行研究 | III. 日本の株式市場の配当利回りによる予測可能性の検証 |
| (1) 予測変数が強い持続性を持つことによる検           | 1. データ                        |

- 2. 検証結果
- 3. 最近のデータによるサンプル期間の拡張
- IV. 株式収益率の対数線形近似と株価の挙動
  - 1. 配当利回りによる配当成長率の予測可能性

- 2. 予測可能性と株価のボラティリティー
- V. 要約と結論
- 補論. 株式収益率の対数線形近似

## I. はじめに

株式収益の予測可能性 (predictability あるいは forecastability) は、以下で定義するように学術的には、その株を買うと儲かるかどうかや明日の株価が何円であると言い当てることではない。また、それはこれまで資産市場の情報効率性と関連して議論されてきた問題でもある。一つの例として、竹原 [2012] は資産収益が予測可能でないことについて、以下のような定義を用いている<sup>1)</sup>。

$$E[R_{t+1} - R_{t+1}^* | F_t] = 0 \quad (1)$$

ここで  $R_{t+1}$  は  $t$  期から  $t+1$  期の収益率で、 $R^*$  は均衡収益率を表し、 $F_t$  は  $t$  期で利用可能な情報集合である。以上は、投資する時 ( $t$  期) に利用可能なあらゆる情報を用いても、平均的にみて均衡収益率を超えられないことを意味する<sup>2)</sup>。また、このような見方は比較的最近まで「標準的」なものであったと言ってよいだろう。

小林 [2006] はより詳しく、資産市場が情報効率的であれば資産価格は

$$P_t = E[(P_{t+1} + D_{t+1}) - (R_{t+1}^f - 1 + \Pi_{t+1}^*) P_t | F_t] \quad (2)$$

のようなマルチンゲール性を有するとしている。ここで  $P_t$  は  $t$  期に実現する資産価格であり、 $D$  は配当、 $R^f$  は安全資産 (粗) 利率、 $\Pi^*$  は (均衡) リスク・プレミアムを表す。(粗) 収益率は

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \quad (3)$$

であり、予想収益率は均衡における要求収益率と一致し、その均衡収益率は投資家の機会費用である安全利率とリスク・プレミアムからなるとすれば、

$$E[R_{t+1} | F_t] = R_{t+1}^* = R_{t+1}^f + \Pi_{t+1}^* \quad (4)$$

となるので、結局 (1) 式と (2) 式は同じものとなる。また収益率の定義 (3) 式と (4) 式より、

$$P_t = E\left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{R_{t+1}^f + \Pi_{t+1}^*} \mid F_t\right] \quad (5)$$

とできる。このように、(5) 式より資産価格の理論的決定は、リスク・プレミアム ( $\Pi^*$ ) の理論的な決定が不可欠である。これまで、市場の情報効率性と関連して (2) 式や (5) 式のような資産価格のマルチンゲール性、あるいはランダム・ウォーク性を調べることが多く行われてきた。また、Fama [1970] で議論されているように、(1) 式のような市場の情報効率性に関する研究では、均衡収益率 (あるいは (4) 式よりリスク・プレミアム) を知る必要があり、その検証はある均衡モデルの成立と市場の情報効率性を同時に検証する複合的なものとなる。

一方、本稿における予測可能性の定義は、以下のような特定の資産価格理論 (均衡収益率) に依存しないものである。

定義：ある確率過程  $\{Y_t\}$  が別の確率過程  $\{X_t\}$  によって予測可能であるとは、

$$E[Y_{t+1}] \neq E[Y_{t+1}|X_t] \quad (6)$$

となるような  $X_t$  の実現値が存在することである。

つまり、ある確率過程の実現値が、別の確率過程の一期（以上）先の実現値についての何らかの情報を含んでいて、その予想の形成に役立っているということである。また、(1) 式や (2) 式の情報集合  $F$  を  $\{X_t\}$  で生成される情報集合とすれば、(6) 式の意味で株式収益が予測可能であるとき、投資家の合理的予想は

$$\begin{aligned} E[R_{t+1}] &= E[E[R_{t+1}|F_t]] \neq E[R_{t+1}|F_t] \\ &= E[R_{t+1}^*|F_t] \end{aligned}$$

であり、(1) 式などと矛盾しないため、この予測可能性は情報非効率性を意味しない。

以上の (6) 式の意味での予測可能性の検証には予測回帰が用いられ、株式市場においては、被予測変数 ((6) 式の  $Y$ ) に株式収益率とする回帰分析が行われる。これに対して、予測変数 ((6) 式の  $X$ ) は何を試しても良いが、回帰係数がゼロではないと言える予測変数を見つけることができ、またその予測変数が何らかの確率的挙動に従っていれば、(均衡における) 要求収益率の大部分を占めるリスク・プレミアムの挙動によっては、株式収益率は定数とホワイト・ノイズによる単純なランダム・ウォークのような挙動ではないことになる<sup>3)</sup>。Cochrane [2011] は、Fama の情報効率性の議論を受けて、今度はそれと矛盾なく割引率 ((5) 式の分母である要求収益率 ( $R^f + \Pi^*$ )) が確率的に変動することについて議論している。ここでは Campbell and Shiller [1988] の株式（粗）収益率の対数線形近似と関係する配当利回りを用

いて、配当利回りが株式収益率を予測可能である一方、配当成長率を予測しない事実が、株価の挙動についての新しい見方を提示すると主張している<sup>4)</sup>。

米国では株式収益率が株式配当利回りなどによって、以上の (6) 式の意味で予測可能であるか長らく議論されてきた。特に予測可能性の理論的含意だけでなく、予測変数が持つ強い持続性によって起こる検定バイアスに対し、予測可能性が統計的に有意であるかどうか自体も長く議論されている。一方、これまで日本の株式市場のデータで株式収益が予測可能であることを厳密に実証した研究はほとんど見当たらない。日本の株式収益が系列相関を持つなドラングム・ウォーク過程に従っていないことが、日本の株式市場の非合理性を示すことにはならないと主張するためには、まずは株式収益が予測可能であるという実証結果が積み重ねられていくことが重要となろう。本稿では予測変数として配当利回りを用い、日本の株式市場の予測可能性を検証する<sup>5)</sup>。配当利回りは強い持続性のある確率的な挙動を持つことが知られている。本稿は日本の株式市場のデータを用い、配当利回りによる株式収益率の予測可能性について、以上のバイアスに対しても厳密に検証し、日本の株式市場の予測可能性を示す。

以下、本稿の構成は次の通りである。まずⅡでは、配当利回りによる収益率の予測回帰と、配当利回りが強い持続性を持つ場合の累積効果について説明する。その後で関連する先行研究を取り上げ、検定バイアスとそれまでの日本の株式市場の予測可能性に関する実証研究について、それぞれ簡単に概観する。またⅢでは、日本の株式市場のデータを用いて、i) 配当利回りによって株式収益率が予測可能であること、

を示す。そこでは各種のバイアスに対する厳密な検定が行われる。また日本の株式市場でも、ii) 配当利回りは強い持続性を持つこと、も示される。しかし、予測可能性問題は、単に事前の変数が株式収益を予想するのに役立つかどうかのことだけではない。その後IVでは、日本のデータでも、iii) 配当利回りは配当成長率を予測しないこと、を示し、Cochrane [2011] などと同様の手法により、i ~ iiiから、株価の挙動や Shiller のボラティリティー・テストの結果が、株価の非合理的変動の証拠にはならないことを説明する。最後のVは要約と結論である。

## II. 予測回帰による株式収益率の予測可能性

### 1. 予測回帰と持続性を持つ配当利回り

まず、株式（粗）収益率（の自然対数値： $r_{t+1}$ ）に対する、前年の配当利回り（の自然対数値： $(d-p)_t$ ）を予測変数とする、以下の(7)式のような回帰（予測回帰）を考える。

$$r_{t+1} = a_r + \beta_r(d-p)_t + \varepsilon'_{t+1} \quad (7)$$

この(7)式において、 $\beta_r=0$ であれば（その可能性が排除できなければ）少なくとも配当利回りで株式収益率が予測可能であるとは言えないが、 $\beta_r \neq 0$ であると言うことができれば、 $E_t[\cdot]$  は  $E[\cdot | (d-p)_t]$  を表すとして

$$\begin{aligned} E_t[r_{t+1}] &= a_r + \beta_r(d-p)_t \neq E[r_{t+1}] \\ &= a_r + \beta_r \overline{(d-p)} \end{aligned} \quad (8)$$

であるので、株式収益率は配当利回りによって(6)式による定義の意味で予測可能となる（ $\bar{\cdot}$  は変数の長期的期待値を表す）。

予測変数である配当利回り（の自然対数値）の

挙動が、

$$\overline{(d-p)}_{t+1} = \phi \overline{(d-p)}_t + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

のようなAR(1)過程で近似でき<sup>6)</sup>、 $\phi$ が1に近い値をとるような強い持続性があるならば、収益率などに正の系列相関が観測されるだろう（ $\sim$ は期待値からの差を示す。）。つまり、株式収益率の系列相関は

$$\begin{aligned} \text{Cov}[r_{t+1}, r_{t+2}] &= \text{Cov}[a_r + \beta_r(d-p)_t \\ &+ \varepsilon'_{t+1}, a_r + \beta_r(d-p)_{t+1} + \varepsilon'_{t+2}] \\ &= \text{Cov}[\beta_r(d-p)_t + \varepsilon'_{t+1}, \beta_r(\phi(d-p)_t \\ &+ \varepsilon_{t+1}) + \varepsilon'_{t+2}] = \phi(\beta_r)^2 \text{Var}[d-p] \\ &+ \beta_r \text{Cov}[\varepsilon', \varepsilon] + \text{Cov}[\varepsilon'_{t+1}, \varepsilon'_{t+2}] \end{aligned} \quad (10)$$

であり、誤差項の共分散 ( $\text{Cov}[\varepsilon', \varepsilon]$  及び  $\text{Cov}[\varepsilon'_{t+1}, \varepsilon'_{t+2}]$ ) を無視しても配当利回りの分散 ( $\text{Var}[d-p]$ ) が収益率に系列相関をもたらすことになる。

更に、二期間に亘る収益率に対して予測回帰を行うと、定数部分を無視して

$$\begin{aligned} r_{t+1} + r_{t+2} &\approx \beta_r(d-p)_t + \varepsilon'_{t+1} + \beta_r(d-p)_{t+1} \\ &+ \varepsilon'_{t+2} = \beta_r(d-p)_t + \beta_r \phi(d-p)_t + \beta_r \varepsilon_{t+1} \\ &+ \varepsilon'_{t+1} + \varepsilon'_{t+2} = \beta_r(1+\phi)(d-p)_t + \phi \varepsilon_{t+1} \\ &+ \varepsilon'_{t+1} + \varepsilon'_{t+2} \end{aligned} \quad (11)$$

となり、二期間の収益率に対する予測回帰係数は、 $\phi$ が1に近ければ二倍弱の値をとることが分かる。また、決定係数は一期間の場合 ( $(R_1)^2$ )、

$$(R_1)^2 = \frac{(\beta_r)^2 \text{Var}[d-p]}{\text{Var}[r]}$$

であるのに対し、二期間の場合 ( $(R_2)^2$ ) は

$$(R_2)^2 = \frac{(\beta_r)^2 (1+\phi)^2 \text{Var}[d-p]}{\text{Var}[r_{t+1} + r_{t+2}]}$$

$$\approx \frac{(1+\phi)^2 (\beta_r)^2 \text{Var}[d-p]}{2 \text{Var}[r]}$$

$$= \frac{(1+\phi)^2}{2} (R_1)^2$$

となつて、この場合も $\phi$ が1に近ければ二倍弱程度の値になる<sup>7)</sup>。このように回帰係数と決定係数は二期間の場合の方が一期間の場合より大きくなる事が分かる。

同様に  $t$  期の配当利回りとその  $k$  期後の収益率には、定数部分を無視すると

$$E_t[r_{t+k}] = E_t[\beta_r(d-p)_{t+k}] \approx \beta_r \phi^{k-1}(d-p)_t \quad (12)$$

のような関係があり、株式配当利回りによる株式収益率の予測可能性は長期間に及ぶことが分かる。また、長期間の予想収益率ではこれらが累積し（定数部分を無視して）

$$E_t\left[\sum_{j=1}^k r_{t+j}\right] \approx \beta_r(d-p)_t \sum_{j=1}^k \phi^{j-1}$$

となることから、 $\phi$ が1に近いほどこの累積効果によって、収益率の配当利回りによる予測可能性は、より時間の間隔の長い低頻度のデータの方が強く出ることが示唆される。例えばこの式より、 $\beta_r$ を四半期での予測回帰係数とすれば、それに対する年次での予測回帰係数は、 $(1 + \phi + \phi^2 + \phi^3) \beta_r$ となりより大きな値をとる。より長い期間では確率的な攪乱も累積されるが、現実的には株式収益率への短期的攪乱（市場取引において生じる短期的なノイズ等）が何らかの理由でより強く、より長い期間の攪乱の累積では平均化されていくことが考えられる。このような場合に予測回帰係数がゼロかどうか検定すれば、四半期（あるいは月次）データに比べ低頻度の年次データでは回帰係数が累積効果でより大きくなる一方で、それに対して残差の変動がそれほど大きくならいため、予測可能性がより検出しやすくなる。

## 2. 配当利回りを用いた予測回帰による予測可能性の実証の先行研究

ここでは配当利回りに関する予測可能性問題の実証に関する先行研究を、本研究と関連する必要最小限の範囲で説明する。

### (1) 予測変数が強い持続性を持つことによる検定バイアス

これまで主に、米国株式市場のデータで行われてきた予測可能性に関する研究においては、(7) 式のような予測回帰の回帰係数がゼロ ( $\beta_r=0$ ) の帰無仮説を検定する統計上の問題点と対処法についても議論が続いてきた。特に、配当利回りのような予測変数が (9) 式のような AR(1) 過程で近似されかつ $\phi$ が1に近く持続性が強い場合、その自己回帰の残差と予測回帰の残差に相関が生じていると、検定統計量の漸近分布が通常の  $t$  分布に対して歪むことが知られており、予測回帰の統計的検証における一つの大きな問題となっている。Stambaugh [1999] の命題 4 によると、 $\beta$ を株式収益率の予測回帰の真の回帰係数、 $\beta_{dp}$ と $\varepsilon^{dp}$ をそれぞれ予測変数のデータから推定される自己回帰の係数とその残差として、予測回帰の推定値 $\beta_r$ のバイアスの期待値は、本稿の (7) 及び (9) 式の記号を用いると、

$$E[\beta_r - \beta] = \frac{\text{Cov}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}]}{\text{Var}[\varepsilon^{dp}]} E[\beta_{dp} - \phi] \quad (13)$$

のような関係がある。

Mankiw and Shapiro [1986] は、予測変数の自己回帰の残差 ( $\varepsilon^{dp}$ ) と予測回帰の残差 ( $\varepsilon^r$ ) の相関についていくつかの値を設定した上で、サンプル・サイズ50と200のシミュレーションを行っている。残差の標準偏差 (Std) とそれらの相関係数 (Corr) を使って表すと



(13) 式は

$$E[\beta_r - \beta] = \frac{\text{Std}[\varepsilon^r]}{\text{Std}[\varepsilon^{dp}]} \text{Corr}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}] E[\beta_{dp} - \phi]$$

とできる。これより、他を一定とすればこれらの残差間の相関  $\text{Corr}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}]$  の絶対値が1に近づくほどバイアスが大きくなるが、更にシミュレーションでは予測変数の自己回帰係数 ( $\phi$ ) が1に近いほど、バイアスが大きくなることを示唆している。そして、これらのバイアスを大きしていけばt検定の5%の有意水準は、トレンドを除去したデータの場合は3に近づくが、トレンドを除去しない場合は最大でも2.5程度に留まっている。ただし、彼らのシミュレーションでは、 $\text{Std}[\varepsilon^{dp}] = \text{Std}[\varepsilon^r] = 1$  に設定されているので、 $\text{Std}[\varepsilon^{dp}] < \text{Std}[\varepsilon^r]$  であればバイアスが更に大きくなることには注意する必要がある。

Lewellen [2004] は、予測変数の自己回帰係数 ( $\phi$ ) が1に近く、株式収益率の予測回帰の残差と予測変数の自己回帰の残差に負の相関が生じる場合、予測回帰係数の推定値 ( $\beta_{dp}$ ) が下方に推計されれば ( $\beta_{dp} < \phi < 1$ )、予測変数の真の自己回帰係数をあたかも1としてt統計量を修正することで  $\phi < 1$  の範囲全体で検定するよりも検出力を上げることを論じている。この方法による場合、検定に用いる予測回帰の回帰係数の修正値は

$$\beta_r - \frac{\text{Cov}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}]}{\text{Var}[\varepsilon^{dp}]} (\beta_{dp} - 1) \quad (14)$$

のようになる。また、逆に推定値  $\beta_{dp}$  が  $\phi$  より大きい場合 ( $\phi < \beta_{dp}$ ) には下方バイアスが生じるので、 $\phi = 1$  とする Lewellen [2004] の検定方法は保守的なものである。

以上では、検定統計量の漸近分布がt分布となる場合であったが、その前提となっているの

は、予測回帰において予測変数が定常過程の場合である。もし予測変数が非定常過程であれば、サンプルを大きくして時間を長くとっていくと、その分散は発散し回帰係数のt統計量の漸近分布はt分布とは異なるものに収束していく。このことは、Dickey-Fuller 検定のような単位根検定で、係数のt統計量の検定にt分布を使うことができないのと同様のことである。配当利回りのような予測変数を用いる場合、その自己回帰係数 ( $\phi$ ) の推定値 ( $\beta_{dp}$ ) は1に近くなることが多いので、たとえ真の値がそれに近い定常過程であったとしても、一般的に検出力が高くない単位根検定で  $\beta_{dp} = 1$  の帰無仮説を棄却するのは難しくなる。

Campbell and Yogo [2006] は、以上の予測変数がAR過程でその自己回帰の残差と予測回帰の残差に相関が生じるバイアスに加え、予測変数が定常でない場合の漸近分布の問題をも考慮した検定法を提示している。彼らが提示した検定方法は、予測回帰の係数に対する信頼区間を求めるものであるが、信頼区間の導出には、自己回帰係数が1に近い場合にADF検定より検出力が高いDF-GLS単位根検定の手法が用いられている。

## (2) 日本の株式市場データによる予測可能性に関する研究

日本の株式市場のデータを用いて、配当利回りなどによる株式収益の予測可能性を検証したもので、比較的古いものではCampbell and Hamao [1992] の1971年から1990年の月次データによる研究がある。この研究の主な関心は日米の株式市場の連動性にあるが、それぞれの市場での予測可能性も検証されている。そこでは、配当利回りが金利などと共に予測変数とし

て予測回帰に用いられたが、回帰分析全体の有意性のみが報告されており、配当利回り自体の予測可能性は詳しく検証されてはいない。この研究によると、通期の予測可能性は良好とされているが、70年代と80年代に分けた場合に、80年代の配当利回りの回帰係数は負に変わっておりその標準偏差も大きくなっている。

Aono and Iwaisako [2009] は1970年から2006年までの月次と四半期のデータで配当利回りのみと、配当利回りと（前期の）株式収益率による予測可能性を検証している。配当利回りによる検証では、前節で述べた Campbell and Yogo [2006] の検定方法を用いた厳密なものであるが、結果は月次でも四半期でも推定された信頼区間にゼロが含まれるため予測可能性は見出せてはいない。一期前の収益率を予測変数として配当利回りと共に用いた場合、月次データで90年以降のサブサンプルに限れば、Newey-West 修正した  $t$  統計量により 5% 有意水準で配当利回りの回帰係数がゼロの帰無仮説を棄却することができるとしているが、 $t$  統計量に Newey-West 修正しただけでは、前節で説明した予測変数の自己回帰の残差と予測回帰の残差の相関から生じるバイアスの問題は解決されない。

以上の二つの研究は、前節で述べた検定において起こり得るバイアスに対して、日本の株式市場での配当利回りによる株式収益率の予測可能性が厳密に示されたとは言い難い結果である。その理由としてこれらの研究には、月次や四半期のデータのように時間的間隔の短い、比較的頻度の高いデータを用いたことが考えられる。この点については、既にⅡの1節で示したが、米国データによる実証研究によっても比較的早くから知られてきたことである<sup>8)</sup>。また、

実際 McMillan 他 [2015] は、日本を含む数カ国の株式市場で配当利回りと他のマクロ変数による予測可能性をパネル分析で検証しているが、予備的に個々の市場についても検証している。日本の株式市場のデータに関して、四半期 (1973-2010) と年次 (1970-2010) のデータを用いた配当利回りによる株式収益率の予測回帰では、Newey-West 修正された  $t$  統計量と決定係数が報告されているが、それらは四半期データに比べ年次データで大きく改善している (米国についてもこれと同様であった)。ただし、これらの研究では、Lewellen [2004] や Campbell and Yogo [2006] のような、バイアスを考慮した検定は行われていない。また、Rangvid 他 [2014] は四半期データを用いているが、3四半期重複させることで一年間の間隔で日本の株式市場 (1973.Q1-2009.Q1) についての予測可能性も検証している。結果は、配当利回りで収益率は予測可能であることを示唆しているが<sup>9)</sup>、その検定も  $t$  統計量に Newey-West 修正しただけである。Ang and Bekaert [2007] が論じているように、期間を重複させている場合に対する Newey-West 修正は、回帰係数についての帰無仮説が棄却されやすいことにも注意する必要がある。

### Ⅲ. 日本の株式市場の配当利回りによる予測可能性の検証

この節では実際に日本の株式市場のデータを用いて、配当利回りが株式収益率を予測可能かどうか厳密に検証する。

#### 1. データ

前節で述べた日本の株式市場のデータを用い

た実証分析では、Campbell and Yogo [2006]のような厳密な検定で予測回帰の  $\beta_r = 0$  の帰無仮説を棄却していない。しかし、既にⅡの1節で示したように、月次や四半期データよりサンプルの時間的間隔の長い年次データの方が、累積効果が強い場合には予測可能性を検出しやすいことが期待されることから、ここでは年次データを用いる。本稿で利用するデータは、日本証券経済研究所のウェブ・サイト (<http://www.jsri.or.jp/publish/returns/2012/hy01.pdf>) から入手した。株式収益率は、「第一部市場収益率」の加重平均による年間平均市場収益率（以下  $R-1$ ）、配当利回りは加重平均の年間配当利回り（以下  $D/P$ ）であり、1953年から2012年まで利用可能である。同研究所によれば、対象は東京証券取引所第一部の現物市場であり、旧大阪証券取引所と統合されたことにより計測が困難になった2013年から算出が休止されている。これらのデータは%表示であり、株式収益率の自然対数値  $r$  は

$$r = \log(1 + 0.01 \times (R - 1))$$

によって、配当利回りの自然対数値は

$$d - p = \log\left(0.01 \times \frac{D}{P}\right)$$

によって算出した。

## 2. 検証結果

以上のデータを用いて予測回帰式 (7) を推計した結果、

$$r_{t+1} \approx 0.435 + 0.085(d - p)_t + \varepsilon_{t+1}^r$$

$$(4.275) (3.349)$$

となった。ここで、下段の括弧内の数値は  $t$  統計量である。（回帰分析の係数の  $t$  統計量と決定係数は図表 2 にもまとめてある。）予測回帰係数の  $t$  統計量の 3.349 はかなり高い値であるが、この係数が有意にゼロでないかどうか、以下で厳密に検証していく。各検定の結果は図表 1 にまとめられている。

まずは、一般的に時系列データにおける回帰分析の残差 ( $\varepsilon^r$ ) のみから生じる問題について検証しておく。この残差の系列相関の有無を見るため、Durbin-Watson 統計量を確認してみると 1.4 程度であったので残差 ( $\varepsilon^r$ ) に (正の) 系列相関があることが疑われる。そこで Cochrane-Orcutt 法を一実施して回帰をやり直したところ、回帰係数の  $t$  統計量は若干低下するものの依然 3 を超え、Durbin-Watson 統計量は 1.8 を超える値になり十分に改善した。Cochrane-Orcutt 法による回帰係数 ( $\beta_r$ ) の推定値の修正は 0.144 に上昇している。予測可能性の回帰の残差 ( $\varepsilon^r$ ) に不均一分散がある場合も考慮した Newey-West 修正後の  $t$  統計量も、その値は僅かに約 0.03 下がるだけであった。従って、時系列データの一般的にみられる、予測回帰の残差 ( $\varepsilon^r$ ) の検定バイアスはさほど問題にはならないと思われる。

次に予測変数である配当利回りの AR(1) 過程近似<sup>10)</sup>の推計は

図表 1 配当利回り (1953-2011) の株式収益率の予測回帰係数に対する各推定・検定結果

	修正無し	Cochrane-Orcutt	Newey-West	Lewellen	Campbell-Yogo
$t$ 統計量	3.349	3.192	3.343	2.793	-
回帰係数	0.085	0.144	-	0.070	[0.024, 0.118] [0.019, 0.125]

(注) Campbell-Yogo は、上段が90%。下段が95%の回帰係数の信頼区間。



$$(d-p)_{t+1} \approx -0.210 + 0.952(d-p)_t + \varepsilon_{t+1}^{dp} \\ (-2.185) (39.490)$$

となり、 $\phi$ の推計値について $\beta_{dp} \approx 0.952$ となり1に近く、非常に持続性の高いものであった。この結果から、株式収益率の系列相関は(10)式より、 $\phi$ の推計値 $\beta_{dp} \approx 0.952$ 、データから得られた $\text{Var}[d-p]=0.724$ と $\text{Cov}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}] = -0.008$  (図表2パネルB参照)を用いれば、 $\text{Cov}[\varepsilon_{t+1}^r, \varepsilon_{t+2}^r]=0$ としても、

$$\phi(\beta_r)^2 \text{Var}[d-p] + \beta_r \text{Cov}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}] \\ \approx 0.95 \times (0.085)^2 \times 0.724 + 0.085 \\ \times (-0.008) = 0.0050 - 0.0007 = 0.0043$$

となる<sup>11)</sup>。また、IIの1節で説明した予測変数の持続性による累積効果を確かめるため、以下の期間を1年ずつ重複させた二年間の収益率で(11)式の予測回帰を推計すると

$r_{t+1} + r_{t+2} \approx 0.912 + 0.180(d-p)_t + \varepsilon_{t+1}^{2r}$ であり、回帰係数は2倍弱に増加した。また、一年間の場合の決定係数 $((R_1)^2)$ は約0.164であったが、この二年間の場合では $((R_2)^2)$ は約0.268に上昇している。同様に5年間の収益に対する予測回帰では、回帰係数は約0.436、決定係数は約0.488と更に増加する<sup>12)</sup>。

一方、本稿での予測回帰の回帰係数の推計値 $(\beta_r)$ は0.085と正であり、予測変数の自己回帰の残差 $(\varepsilon^{dp})$ と予測回帰の残差 $(\varepsilon^r)$ の相関係数の推定値は約-0.305 (図表2パネルB参照)とマイナスの値であった。従って、IIの2節で述べたように予測回帰係数には上方バイアスが掛かかり、 $\beta_r=0$ の帰無仮説を過度に棄却しやすくなるため、t検定の結果が信頼できなくなる。これに対してMankiw and Shapiro [1986]における、本稿で使われているようなトレンド除去を施していない変数でのシミュレーションの結果は、バイアスが強い場合でも

t統計量が2.5以上であれば5%有意水準で $\beta_r=0$ の帰無仮説を棄却できることを示唆していた。更に、本稿の状況に比較的近い、トレンド除去しないサンプル・サイズ50、予測変数の自己回帰係数0.95、残差間の相関が0.5の場合では、t統計量の5%有意水準は2.1まで上昇するに過ぎない。しかし、データから $\text{Std}[\varepsilon^{dp}] < \text{Std}[\varepsilon^r]$ であったので、IIの2節で説明したように、それらよりバイアスは大きくなる。(ただし、図表2パネルBには回帰分析の残差の分散が掲載されているが、それを見ると $\varepsilon^r$ の残差の分散は $\varepsilon^{dp}$ の分散より大きいものの、その差は小さい。)

推計された予測回帰係数に対して、予測変数の自己回帰の残差 $(\varepsilon^{dp})$ と予測回帰の残差 $(\varepsilon^r)$ の相関を考慮しているLewellen [2004]が推奨する修正では、(14)式についてデータから $\frac{\text{Cov}[\varepsilon^r, \varepsilon^{dp}]}{\text{Var}[\varepsilon^{dp}]} \approx -0.3224$ でありそれを用いた結果、回帰係数は約0.07に低下し、t統計量の修正値は約2.793に低下した。しかし、この値は漸近分布にt分布を用いるならば、サンプル・サイズ60の時の1%の有意水準で $\beta_r=0$ の帰無仮説を棄却できる値である。以上のように予測変数の自己回帰の残差 $(\varepsilon^{dp})$ と予測回帰の残差 $(\varepsilon^r)$ が負の相関をもつことによって生じるバイアスはあるものの、その相関係数の推定値は約-0.305 (残差間の共分散は約-0.008)と比較的低いため、このバイアスはそれほど大きくはないと考えられる。

しかしながら、予測変数の強い持続性は、検定における定常性の問題を無視できないものにする。実際にADF検定やPhillips-Perron検定のような単位根検定では、株式収益率のデータは単位根の帰無仮説を5%以内の水準で棄却できたのに対し、配当利回りのデータでは10%

水準でも帰無仮説を棄却できなかった (DF-GLS 検定でも同様)。そこで Campbell and Yogo [2006] の信頼区間による検定を彼らの検定手続き<sup>13)</sup>に従って行ったところ、本稿で用いたデータによる  $\beta_r$  の 90% 信頼区間は [0.024, 0.118] となった。この信頼区間はゼロを含まないので、対立仮説を  $\beta_r > 0$  とする片側検定を考えれば 5% の有意水準で帰無仮説が棄却できることを意味する。更に信頼区間の係数を 1.645 から 1.96 に変更することによって両側 5% 有意水準と同等の 95% 信頼区間を推定しても [0.019, 0.125] なり、依然ゼロを含まないため  $\beta_r = 0$  の帰無仮説は棄却された。(なお、本稿のデータから得られた予測回帰の回帰係数の推定値は  $\beta_r \approx 0.085$  であったが、これが以上の信頼区間の中央にないのは、予測変数である配当利回りの自己回帰係数が 1 以上の場合には収束する漸近分布が異なることを反映している。)

以上から、本稿で用いた日本の株式市場のデータによる予測回帰の結果は、予測変数としての配当利回りが AR(1) 過程でその自己回帰の残差 ( $\varepsilon^{dp}$ ) と予測回帰の残差 ( $\varepsilon^r$ ) に相関が生じるために検定統計量の漸近分布が歪む問題、及び同時に予測変数としての配当利回りが非定常であるかもしれない場合の漸近分布を考慮しても、十分に  $\beta_r = 0$  の帰無仮説を棄却でき、配当利回りによる株式収益率の予測可能性が示された。

### 3. 最近のデータによるサンプル期間の拡張

ここでは配当込み TOPIX のデータを用いてサンプル期間を拡張して、配当利回りによる株式収益率の予測可能性を再検証する。配当込み

TOPIX データは 1989 年から利用可能であり、これと TOPIX データを組み合わせることで株式収益率を推定することによって、以下のように 2013 年から 2017 年までの 5 年分のサンプルを増やした。まず、配当込み TOPIX を  $P^c$ 、TOPIX を  $P$  で表し、これらを用いた株式収益率  $R'$  を

$$R'_t = 1 + \frac{P_{t+1}^c - P_t^c}{P_t}$$

と定義する。ここで配当込み TOPIX が

$$P_t^c = P_t + \sum_{j=0}^t D_j$$

であるとすれば

$$\begin{aligned} 1 + \frac{P_{t+1}^c - P_t^c}{P_t} &= \frac{P_t + P_{t+1} + \sum_{j=0}^{t+1} D_j - P_t - \sum_{j=0}^t D_j}{P_t} \\ &= \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \end{aligned}$$

となっているからである。配当込み TOPIX は 1989 年から利用可能であるが、その年平均値を用いて、以上の株式収益率  $R'$  を 1989 年から 2017 年まで算出することができる。このようにして算出された  $R'$  の対数を取り、これを説明変数として前節で用いた日本証券経済研究所の株式収益率に回帰した結果 (1989 年から 2012 年まで)、

$$r_t \approx 0.025 + 0.864r'_t + e_t \quad (4.454) (29.281)$$

となった。決定係数も 0.976 と高く、また定数項が有意にゼロでないため、平均等が変わっている可能性を考慮して、この推定式を用いて 2013 年から 2017 年の株式収益率を算出しデータに加えた。配当利回りについては、1989 年から 2012 年までのデータを比較して東証と日本証券経済研究所のデータに大きな違いがあるように見えなかった。実際に以上のような回帰を配

当利回りで行ったが、定数項はゼロでないとは言えなかったがその値は小さいため、配当利回りは1988年から東証が公表しているデータの年平均値（月次の平均値）をそのまま用いた。

これによって予測回帰式 (7) を推計し直した結果、

$$r_{t+1} \approx 0.449 + 0.087(d-p)_t + \varepsilon_{t+1}^r \quad (4.336) (3.339)$$

となったが、この結果は前節の結果とほとんど変わらない。これに二つのバイアスを考慮した最も厳しい検定と考えられる Campbell and Yogo [2006] の95%信頼区間を推定すると [0.016, 0.119] となり（僅かに下方にずれてはいるが）前節の結果とほとんど変わらず、 $\beta_r=0$ の帰無仮説は棄却することができる。従って、最近のデータを継ぎ足した結果からも、配当利回りによる株式収益率の予測可能性は頑健である。

#### IV. 株式収益率の対数線形近似と株価の挙動

配当利回りを株式収益率の予測変数として用いることは Campbell and Shiller [1988] の株式収益率の対数線形近似と関連して、配当利回りによる予測可能性が株価の挙動などについて更なる含意を持っていることを Cochrane [2008, 2011] は論じている。この節ではその論点を、本稿の日本の株式市場データにおいて

も当てはまることを検証しながら説明していく。

#### 1. 配当利回りによる配当成長率の予測可能性

補論で得られた Campbell and Shiller [1988] の株式収益率の対数線形近似の (A1) 式は

$$\tilde{r}_{t+1} \approx -\rho (\overline{d-p})_{t+1} + (\overline{d-p})_t + \overline{\Delta d}_{t+1} \quad (15)$$

である。ここで  $\rho$  は、配当利回りの期待値（定常値）から算出される定数、 $\Delta d$  は配当成長率（配当の自然対数の階差）である。この (15) 式に対して、配当成長率（配当の自然対数の階差）の予測回帰

$$\Delta d_{t+1} = \alpha_d + \beta_d(d-p)_t + \varepsilon_{t+1}^d \quad (16)$$

と (9) 式を用いれば、配当利回りによる株式収益率の予測回帰は、定数部分を無視して、

$$\begin{aligned} \tilde{r}_{t+1} &\approx -\rho (\overline{d-p})_{t+1} + (\overline{d-p})_t + \overline{\Delta d}_{t+1} \\ &\approx -\rho \{ \phi(d-p)_t + \varepsilon_{t+1} \} + (d-p)_t \\ &\quad + \beta_d(d-p)_t + \varepsilon_{t+1}^d = (-\rho\phi + 1 + \beta_d)(d-p)_t \\ &\quad + (-\rho\varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^d) \end{aligned} \quad (17)$$

とできる。この (17) 式と株式収益率の予測回帰である (7) 式と比べれば、

$$\beta_r \approx -\rho\phi + 1 + \beta_d \quad (18)$$

$$\varepsilon_{t+1}^r \approx -\rho\varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^d \quad (19)$$

でなければならない。株式収益率の対数線形近似式は収益率の定義式のみから導出されており均衡式ではないので、これら関係は常に成立することに注意する必要がある。

データから (16) 式を推計することについて

図表2 自己回帰ベクトル (1953-2011) の主な結果

パネルA	(d-p) <sub>t</sub> での回帰分析の結果			パネルB	残差εの分散・共分散		
	回帰係数	t統計量	決定係数		ε <sup>r</sup>	ε <sup>d</sup>	ε <sup>dp</sup>
r <sub>t+1</sub>	0.085	3.349	0.164	ε <sup>r</sup>	0.027	0.019	-0.008
Δd <sub>t+1</sub>	0.019	0.647	0.007	ε <sup>d</sup>		0.035	0.016
(d-p) <sub>t+1</sub>	0.950	39.490	0.950	ε <sup>dp</sup>			0.024

て、配当成長率のデータは直接得ることができないため、Cochrane [2011] の APPENDIX A.2 に従って、(15) 式からデータが含意する配当成長率を近似的に

$$\Delta d_{t+1} \approx \rho (\overline{d-p})_{t+1} - (\overline{d-p})_t + \tilde{r}_{t+1} + \overline{\Delta d}$$

とできることによって求めた。それを用いた結果、(16) 式の推計は  $\beta_d \approx 0.019$  でその t 統計量も約 0.647 と低く、決定係数も約 0.007 であった。この結果から、配当成長率は株式配当利回りでは予測可能とは言い難い。これら (7) (9) (16) の回帰式の推定結果は図表 2 にまとめられている。

これら三つの回帰分析で配当利回りは、株式収益率を予測可能、配当成長率は予測可能でない、その持続性は高い、という特徴が得られた。これらの結果はアメリカのデータと同じである。Cochrane [2008] は、(7) 式と (16) 式のような配当利回りによる株式収益率と配当成長率の予測回帰の結果と、(15) 式のような収益率の対数線形近似に基づくシミュレーションによって、収益率の予測可能性が有意であることを論じているが、更にもし配当利回りが単位根を持つ ( $\phi=1$ ) としても、(18) 式より

$$\beta_r \approx 1 - \rho + \beta_d$$

であり、 $\rho < 1$  である限り  $\beta_r$  と  $\beta_d$  の両方がゼロでは有り得ず、少なくともどちらかはゼロでないが、どちらがよりゼロではなさそうなのかは、(日本と同様の米国の結果から) 明らかではないか、と述べている<sup>14)</sup>。

更に Cochrane [2011] は、以上の二つの予測回帰と配当利回りの自己回帰の推定結果を組みわせ、インパルス反応関数を用いて株価の挙動などがどのようになるか示している。Cochrane [2011] に倣い、これまでに実行した三つの回帰分析を形式的に自己回帰ベクトル

としてまとめると

$$\begin{pmatrix} r_{t+1} \\ \Delta d_{t+1} \\ (d-p)_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \beta_r \\ 0 & 0 & \beta_d \\ 0 & 0 & \beta_{dp} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_t \\ \Delta d_t \\ (d-p)_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{t+1}^r \\ \varepsilon_{t+1}^d \\ \varepsilon_{t+1}^{dp} \end{pmatrix}$$

のようになる。ただし、以下定数項は無視している。以上に (a)  $t$  期 (0 期) では予期されていなかった配当成長率の増加ショックが  $t+1$  期 (1 期) で起こった場合 ( $(\varepsilon_{t+1}^d, \varepsilon_{t+1}^{dp}) = (1, 0)$ ) と、(b)  $t$  期 (0 期) では予期されていなかった株式配当利回りの増加ショックが  $t+1$  期 (1 期) で起こった場合 ( $(\varepsilon_{t+1}^d, \varepsilon_{t+1}^{dp}) = (0, 1)$ ) の二通りのショックについて、株価と収益率の挙動を見てみる。ただしこの場合、(19) 式より、以上の (a) (b) 二つのショックはそれぞれ

$$(a) \quad (\varepsilon_{t+1}^r, \varepsilon_{t+1}^d, \varepsilon_{t+1}^{dp}) = (1, 1, 0)$$

$$(b) \quad (\varepsilon_{t+1}^r, \varepsilon_{t+1}^d, \varepsilon_{t+1}^{dp}) = (-\rho, 0, 1)$$

を満たす必要がある。株価の変化は

$$\begin{aligned} \Delta p_{t+1} &\equiv p_{t+1} - p_t \\ &= p_{t+1} - d_{t+1} - (p_t - d_t) + (d_{t+1} - d_t) \\ &= (p_{t+1} - d_{t+1}) - (p_t - d_t) + \Delta d_{t+1}, \end{aligned}$$

及び

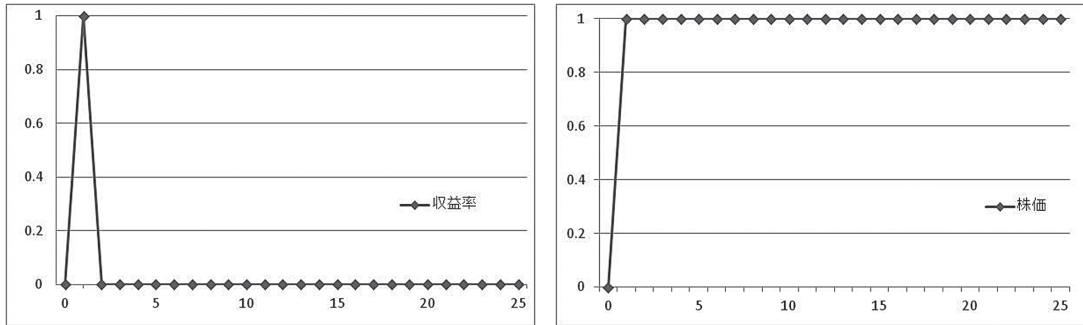
$$p_{t+k} - p_t = \sum_{j=1}^k \Delta p_{t+j}$$

によって求めることができる。ただし、 $p_0 = 0$  と設定した。図表 2 にまとめられているこれまでに得られたパラメーターの推定値とデータから算出した  $\rho$  の推定値 0.98 を用いた<sup>15)</sup>、以上のインパルス反応は図表 3 に見ることができる。

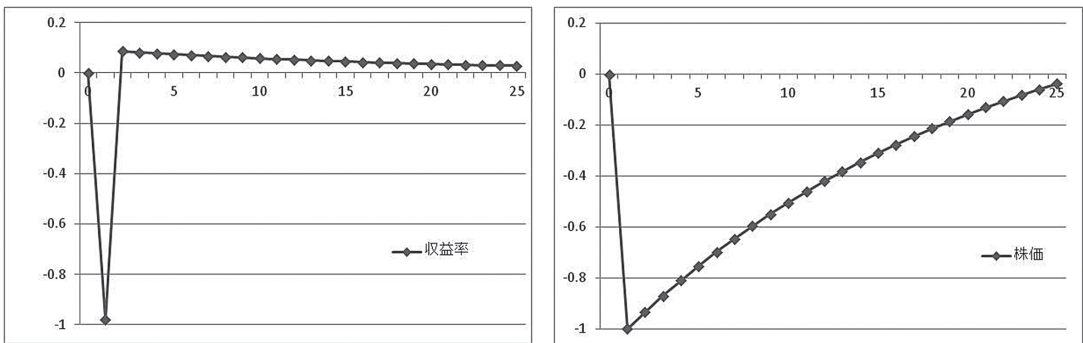
はじめに、(a) の場合では、 $t+1$  期 (1 期) において予期されない配当成長のショックが起こると、 $t+1$  期の株価が上昇し株式収益率も上昇する。しかし、そのショックは全てこの期のうちに織り込まれ、その後には影響しない、従来の見方のような挙動になっている。一方、

図表3 自己回帰ベクトルのインパルス反応

(a)  $(\varepsilon_{t+1}^r, \varepsilon_{t+1}^d, \varepsilon_{t+1}^{dp}) = (1, 1, 0)$



(b)  $(\varepsilon_{t+1}^r, \varepsilon_{t+1}^d, \varepsilon_{t+1}^{dp}) = (-\rho, 0, 1)$



(b) は  $t+1$  期に株式配当利回りに予期されない正のショックが起こった場合であるが、これは要求収益率が突然より大きくなったと考えることができる。このショックによって、この期の収益率と株価は大きく低下するが、次の期以降では収益率はプラスになり株価は徐々に回復することが分かる。このような株価の動きは、(9) 式のように配当利回りによる予測可能性が持続的であることによる。以上のように、配当利回りによって株式収益は予測可能であり、配当成長率は予測可能でない場合、配当利回りが持続的であれば、株価や収益率は従来のランダム・ウォークと系列相関するような挙動が組み合わさったものとなるであろう。

一方、配当が予測可能でない場合、収益率が予測可能でも株式は決して安全な資産ではない。実際、予測回帰 (7) 式の結果、決定係数

$(R_1)^2$  は約0.164であるから一年間の予期されない変動部分は必ずしも小さくない。予期されない収益率の変動は (7) 式より

$$r_{t+1} - E_t[r_{t+1}] = r_{t+1} - \alpha_r - \beta_r(d-p)_t = \varepsilon_{t+1}^r$$
 であるから、(19) 式より予期されない収益率の分散は結局、

$$\text{Var}[\varepsilon^r] \approx \text{Var}[\varepsilon^d] + \rho^2 \text{Var}[\varepsilon^{dp}] - 2\rho \text{Cov}[\varepsilon^d, \varepsilon^{dp}] \quad (20)$$

のように分解される<sup>16)</sup>。実際、図表2より (20) 式を計算すると

$$\begin{aligned} \text{Var}[\varepsilon^r] + \rho^2 \text{Var}[\varepsilon^{dp}] - 2\rho \text{Cov}[\varepsilon^d, \varepsilon^{dp}] \\ \approx 0.035 + (0.98)^2 \times 0.024 - 2 \times 0.98 \times 0.016 \\ = 0.035 + 0.023 - 0.031 = 0.027 \end{aligned}$$

となり、図表2の  $\text{Var}[\varepsilon^r]$  と一致するが、このように予期されない株式収益率の変動には、予期されない配当成長率の変動 ( $\text{Var}[\varepsilon^d] \approx 0.035$ ) が大きく貢献していることが分かる。



## 2. 予測可能性と株価のボラティリティー

これまで議論してきた株式収益率の予測可能性は、株価のボラティリティーとも密接に関連している。まず (15) 式を再帰的に用いれば

$$\begin{aligned} (\overline{d-p})_t &\approx \sum_{j=1}^k \rho^{j-1} \tilde{r}_{t+j} \\ &- \sum_{j=1}^k \rho^{j-1} \Delta \tilde{d}_{t+j} - \rho^k (\overline{d-p})_{t+k} \end{aligned} \quad (21)$$

を得る。以上の (21) 式の右辺の最後の項に対する投資家の予想は、(12) 式を用いれば、 $\rho^k \phi^k (\overline{d-p})_t$  であるが、 $\phi$  にその推定値  $\beta_{dp} \approx 0.95$  を用いれば  $\rho \phi \approx 0.98 \times 0.95 < 1$  であるので、この項はゼロに収束し合理的バブルのようなことは排除される。更にこの (21) 式は、収益率の定義のみから恒等的に得られており常に成立するので、合理的期待の下では事前的にも期待値で成立していなければならない。従って、 $k \rightarrow +\infty$  とすると、

$$(\overline{d-p})_t \approx E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \tilde{r}_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta \tilde{d}_{t+j} \right] \quad (22)$$

とできる。つまり、配当利回りは将来に亘る予想収益率か予想配当成長率あるいは両方を反映して変動する。また、配当利回りの逆数  $(p-d)$  は、配当で基準化された株価であり、

$$\text{Var}[p-d] = \text{Var}[d-p]$$

であることから、配当利回りの分散は配当で基準化した株価の変動である。

一方、株価のボラティリティーについては Shiller [1981] によるテストが有名である。株式市場で株式の真の価値  $P^*$  が合理的に予想されているならば、真の株式価値の変動は投資家が真の価値と予想する実際の株価  $P$  とその予測誤差  $u$  からなる。従って、これらの変動には

$$\text{Var}[P^*] = \text{Var}[P] + \text{Var}[u] > \text{Var}[P]$$

の関係がある。Shiller [1981] は割引配当モデルに基づき、米国の実現した配当系列のデータを用いて以上の不等式をテストし、むしろ現実の株価の変動の方が大きいと結論した。この Shiller のテストを日本の株式市場のデータで行ったものとして植田他 [1986] があり、Shiller [1981] と同様の結論を得ている<sup>17)</sup>。

しかし、Shiller のテストからは、株価の変動を配当の変動による部分と割引率の変動による部分とで別々に調べることはできない<sup>18)</sup>。そこで配当の変動と割引率（要求収益率）の変動が、どのくらい株価の変動に影響しているのか調べるために、(22) 式の両辺に対して株式配当利回りの自然対数値  $((d-p)_t)$  で回帰することを考える。ここで、

$$\begin{aligned} E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j} \right] &= \alpha_r^{\infty} + \beta_r^{\infty} (d-p)_t, \\ E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta d_{t+j} \right] &= \alpha_d^{\infty} + \beta_d^{\infty} (d-p)_t, \end{aligned}$$

のようにそれぞれ回帰できるとすれば<sup>19)</sup>、(22) 式より

$$1 \approx \beta_r^{\infty} - \beta_d^{\infty} \quad (23)$$

でなければならない。この (23) 式に回帰係数の定義を用いれば

$$\begin{aligned} \text{Var}[d-p] &\approx \text{Cov} \left[ d-p, E \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j} \right] \right] \\ &- \text{Cov} \left[ d-p, E \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta d_{t+j} \right] \right] \end{aligned}$$

とできるので、以上と  $\text{Var}[p-d] = \text{Var}[d-p]$  であることから配当で基準化された株価の変動が予想収益率（割引率）と予想配当成長率のどちらとより大きく共変動しているかは、 $\beta_r^{\infty}$  と  $\beta_d^{\infty}$  のどちらが大きいかわかればよい。

しかし、実際には以上のような無限に長い期

間のデータは取りようがないので、代わりに  
(12) 式より

$$E_t \left[ \sum_{j=1}^k \rho^{j-1} r_{t+j} \right] = E_t \left[ \sum_{j=1}^k \rho^{j-1} \phi^{j-1} \beta_r^1 (d-p)_t \right]$$

であることから、(19) 式の右辺に対する  $(d-p)_t$  での回帰係数を、

$$\beta_r^k = \frac{1 - (\rho\phi)^k}{1 - \rho\phi} \beta_r \rightarrow \beta_r^\infty = \frac{\beta_r}{1 - \rho\phi}$$

( $k \rightarrow +\infty$ の時)

となることを利用する。同様に

$$\beta_d^\infty = \frac{\beta_d}{1 - \rho\phi}$$

である。以上から、(配当で基準化した) 株価の変動には、(7) 式や (16) 式の予測回帰の回帰係数の大きさや有意性に帰着する。

実際、(7) 式や (16) 式の予測回帰の結果及び  $\phi$  にその推定値  $\beta_{dp} \approx 0.95$  を用いれば

$$\begin{aligned} (\beta_r^\infty, \beta_d^\infty) &= \left( \frac{\beta_r}{1 - \rho\phi}, \frac{\beta_d}{1 - \rho\phi} \right) \\ &\approx (1.282, 0.282) \end{aligned}$$

となり、明らかに配当利回り従って配当で基準化した株価の変動は、配当成長への予想ではなくむしろ予想収益率(要求収益率)つまり割引率に関する予想の変動とより大きく連動していることが分かる。これまでの本稿の実証結果から、予想収益率は時間と伴に変化し、その変動は配当(成長)の変動より大きいことが示された。従って、Shiller のテストの結果によって、株価の変動は配当の変動より大きく、配当の変動では株価変動を説明できないことが示されたとしても、それは予想収益率の変動がもたらしている可能性が高く、それ自体は必ずしも株価が非合理的に変動している証拠にはならない、とすることができるのである。

## V. 要約と結論

本稿は比較的長い期間に亘る年次データを用いることで、日本の株式市場においても米国市場と同様に、配当利回りによる株式収益率の予測可能性が確認できることを厳密に示した。その検証は、予測回帰の残差と予測変数である配当利回りの自己回帰の残差に相関が生じることによるバイアス、更には配当利回りが非定常過程であるかもしれないことによるバイアスを考慮しても、配当利回りによる予測可能性を有意に示すものであった。そして、本稿の意味での予測可能性と情報効率性は矛盾するものではない。市場で合意された均衡要求収益率は、均衡においては予想収益率と一致するため、株式収益率は平均的にみて予測可能となる。例えば経済状況にネガティブなショックがあり、投資家の要求収益率が上昇(あるいはリスク・プレミアムが増加)し、予想された将来の株価の下では株式収益は不十分と認識されたとする。その場合には株式は売られて株価は下落し、投資家の要求収益率を満たすようになるまで株価の下落は続くだろう。株価が下落すれば現在の株式配当利回りは上昇する。投資家の予想が正しければ、平均的にみてその後の株式収益率は上昇するので、これと(7)式のような回帰係数が正であることは整合的である。

また、予測変数である配当利回りが持続的な確率変動をしていることは、要求収益率の大部分であるリスク・プレミアムが、時間と共に確率的な変動していることの現れと見ることができる。このような場合、予測可能性は単に一期前の変数が株式収益の予測に役立つというだけでなく、株式収益率が純粹にランダム・

ウォークではなく系列相関が生じても、それは決して情報効率性に反しているわけではないことを示している。つまり、配当利回りや投資家の要求収益率あるいはリスク・プレミアムが持続的な確率変動をすることは、株価の挙動が従来から言われているようなランダムな動きに加え、平均回帰的な変動と組み合わせられたものであるという新たな見方が提供されることになる。マクロ経済変数が平均回帰的な変動をしているとすれば、マクロ経済変数に影響を受ける投資家のリスク・プレミアムやそれを反映する配当利回りの挙動も平均回帰的になるのはむしろ自然である。反対にマクロ経済変数が平均回帰的であるならば、投資家のリスク・プレミアムや配当利回りだけが純粋にランダム・ウォークのように振る舞うことの方がむしろ不自然ではなからうか。

また、日本のデータからは配当利回りは株式収益率を予測する一方で、配当成長率を予測しない。特に以上の配当成長率の予測回帰 (16) 式の回帰係数の推定値は有意でないだけでなく正の値であったが、これは従来の見方からすれば逆である。つまり、投資家が将来の配当成長が上昇するという何らかの情報を今現在入手したとして、この情報によって株価が押し上げられるなら、現在の株式配当利回りは低下することになる。この情報が正しく、投資家の予想形成が合理的であるなら平均的に見てその予想が将来には実現し配当成長率は上昇するだろう。従って、株式配当利回りの低下（株価上昇）の後には平均的にみて配当成長の上昇がみられるはずであり、その場合には (16) 式のような予測回帰の係数は結果に反して負となることが予想されるからである。また、株式収益率の対数線形近似を用いれば、配当利回りが配当成長率

を予測できないという事実は、Shiller のボラティリティー・テストのように配当成長率の変動で株価変動を説明できないことが、必ずしも株価は理論が想定する以上の過度な変動を起こしていることにはならないことも示している。従来、株式のファンダメンタルズについては企業収益やそれに基づく配当に多くの注意が払われた。しかし、(5) 式のように株価は配当など企業収益側だけではなく、リスク・プレミアムを通じて投資家あるいは市場側の事情によっても決まることを予測可能性問題は示しているのである。

## 補論. 株式収益率の対数線形近似

ここでは、本稿の分析に用いた Cambell and Shiller [1988] による株式収益率の対数線形近似を説明する。まず株式収益率の定義 (3) 式を

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} = \frac{(P_{t+1}/D_{t+1} + 1) D_{t+1}}{P_t/D_t} D_t$$

のように変形する。対数値を小文字を用いて表すとすれば、 $d_t \equiv \log(D_t)$ 、 $p_t \equiv \log(P_t)$  のようになり、同様にして、以上の対数を取ると、

$$r_{t+1} \equiv \log(R_{t+1}) = \log\left(1 + \frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}\right)$$

$$- \log\left(\frac{P_t}{D_t}\right) + \log\left(\frac{D_{t+1}}{D_t}\right)$$

$$= \log(1 + e^{p_{t+1} - d_{t+1}}) - (p_t - d_t) + (d_{t+1} - d_t)$$

となる。次に  $\log(1 + e^{p_{t+1} - d_{t+1}})$  を以下のように  $p_{t+1} - d_{t+1}$  を一つの変数とみなしてテイラー展開で近似する。つまり、 $p_{t+1} - d_{t+1}$  を  $(p - d)_{t+1}$  のように、その期待値を  $E[(p - d)_{t+1}] \equiv \overline{p - d}$  のように表して、式を  $\log(1 + e^{\overline{p - d}})$  の周りでテイラー展開すれば

$$\log(1 + e^{(p-d)_{t+1}}) \approx \log(1 + e^{\overline{p-d}}) + \frac{e^{\overline{p-d}}}{1 + e^{\overline{p-d}}}((p-d)_{t+1} - \overline{p-d})$$

となる。ここで  $\rho \equiv \frac{e^{\overline{p-d}}}{1 + e^{\overline{p-d}}}$ ,  $k \equiv \log(1 + e^{\overline{p-d}}) - \rho(\overline{p-d})$ , 配当の対数差分 (配当成長率) を  $\Delta d_{t+1} \equiv d_{t+1} - d_t$  とおくと, 以上から

$$r_{t+1} \approx \log(1 + e^{\overline{p-d}}) + \frac{e^{\overline{p-d}}}{1 + e^{\overline{p-d}}}((p-d)_{t+1} - \overline{p-d}) - (p-d)_t + (d_{t+1} - d_t) = k + \rho(p-d)_{t+1} - (p-d)_t + \Delta d_{t+1}$$

を得る。この式の期待値は近似的に

$$\bar{r} \equiv E[r_{t+1}] \approx k + \rho(\overline{p-d}) - (\overline{p-d}) + \overline{\Delta d}$$

となる。期待値との差を  $\tilde{r}_{t+1} = r_{t+1} - \bar{r}$  のように表せば,

$$\tilde{r}_{t+1} \approx \rho((p-d)_{t+1} - (\overline{p-d})) - ((p-d)_t - (\overline{p-d})) + (\Delta d_{t+1} - \overline{\Delta d}) = \rho(\overline{p-d})_{t+1} - (\overline{p-d})_t + \overline{\Delta d}_{t+1}$$

となり, これが株式収益率の対数線形近似である。本稿では配当利回りのデータを用いるため, 以上は

$$\tilde{r}_{t+1} \approx -\rho((d-p)_{t+1} - (\overline{d-p})) + ((d-p)_t - (\overline{d-p})) + (\Delta d_{t+1} - \overline{\Delta d}) = -\rho(\overline{d-p})_{t+1} + (\overline{d-p})_t + \overline{\Delta d}_{t+1} \quad (A1)$$

とできることを利用した。また, 実際に回帰分析を行う場合に変数の期待値を含む定数項部分は, 分散や共分散に影響しないので無視しても問題にはならない。

データから得られる  $(p-d)$  の平均値を  $\overline{d-p}$  に用いて,

$$\rho = \frac{e^{\overline{p-d}}}{1 + e^{\overline{p-d}}} = \frac{e^{-\overline{d-p}}}{1 + e^{-\overline{d-p}}}$$

のように  $\rho$  を算出した結果  $\rho \approx 0.98$  となった。Cochrane (2011) によれば米国のデータではこの値は0.96であるので日本の配当利回りの方が低いことを反映している。

注

- 1) 以下, 引用する数式の変数記号は, 元の文献とは変えている場合がある。
- 2) 竹原 [2012] は「リターンの予測可能性……は市場が非効率であることの必要条件」(p.8, 下線は引用者)とされている。
- 3) 小林 [2006] は「リスク・プレミアムが確率変動する場合……は, リターンや要求リターンの差がマーチンゲール性を有するのであって, 証券のリターンや超過リターンに系列相関があっても不思議ではない」(p.10)と述べている。この論点を実証するのも予測回帰を用いることができる。
- 4) Cochrane [2005], Ch.20にも詳しい解説がある。また, Cochrane [2008] も参照。
- 5) 収益率には安全利率を控除した超過収益率や更には物価上昇率を控除した実質値が用いられることもある。データの都合で本稿では粗収益率そのものを用いたが, リスク・プレミアムは安全利率と比較して均衡収益率の大半を占めると考えられる。また, 予測変数はその他, PER (あるいはその逆数), PBR (あるいは簿価と市場価値の比率), 長短金利差など様々なものが用いられる場合がある。最近ではオプション価格から導出されるインプライド・ボラティリティーと実際の株価データから算出される期待ボラティリティーとの差である分散リスク・プレミアムも使われている (Bollerslev 他 [2014] を参照)。また, 予測変数が複数用いられる重回帰の予測回帰も行われている。
- 6) 従って,  $\varepsilon_{t+1}$  と  $(\overline{d-p})$  は相関しないとされていることに注意。
- 7) 実際には  $\text{Var}[r_{t+1} + r_{t+2}] \approx 2\text{Var}[r]$  が言えるのは, 連続する期間の株式収益率の間の共分散が小さい場合である。
- 8) Campbell 他 [1998] の予測可能性問題を扱った第7章には, 配当利回りなどの予測回帰に対して「投資期間……が増えるにつれ, 得られる結果がずっと強くなる点です (引用は日本語訳282ページ)」と述べられている。また, Campbell and Yogo [2006] が自身の信頼区間を用いた検定結果では, 長期データ (1926-2002) で月次, 四半期, 年次のデータを用いた配当利回りによる株式収益の予測可能性を検証し, 年次データの場合のみが有意に予測可能とされた。ただし, Campbell and Yogo [2006] の戦後データ (1952-2002) では, 配当利回りを予測変数とした回帰係数がゼロの帰無仮説は全ての頻度のデータで棄却されていない。一方, Lewellen [2004] は自身の検定手法で, 月次データ (1946-2000) によっても配当利回りが株式収益を予測可能であったとしている。
- 9) また, そこでは配当成長率についても予測可能性が検証されており, 日本のデータでは配当成長率は配当利回りによっては予測可能でないという, 本稿の第IV節で示されるのと同様の結果となっている。
- 10) 配当利回りのデータを AR 過程で近似する場合の階級は, 赤池情報基準によると AR(1) 過程が示唆された。
- 11) Cochrane-Orcutt 法を施す際に得られた  $\text{Cov}[\varepsilon_{t+1}, \varepsilon_{t+2}]$  の推定値は約0.007で, この推定値を以上の株式収益率の系列相関の推定に加えれば,  $0.0043 + 0.0070 = 0.0113$  とな

- り、実際のデータ (0.0112) と近いものとなる。
- 12) II.2.(2) 節で述べたように期間が重複している場合には Newey-West 修正しても  $t$  統計量は高くなりやすいが、2年間の収益率の Newey-West 修正した  $t$  統計量は約3.521、5年間の収益率の場合では約3.967となる。
- 13) Campbell がハーバード大学のウェブ・サイトで、その手順を公開しているの、それに従った。https://scholar.harvard.edu/campbell/publications/implementing-econometric-methods-efficient-tests-stock-return-predictability-0
- 14) また Cochrane [2008] は、配当利回りがこの後の (22) 式のようにできるため、株式収益率と配当成長率が定常過程である限り、それらの線形結合である配当利回りも定常過程でなければならないと指摘している。Rangvid 他 [2014] は、その Cochrane [2008] の手法を日本を含む各国のデータに応用している。それによると日本の四半期データによる予測回帰では、配当利回りは配当成長率だけでなく収益率の予測可能性も有意とは言えないが、Cochrane [2008] の手法によれば、日本の配当利回りによって配当成長率は有意ではないが、株式収益率では有意であるとしている。
- また、Rangvid 他 [2014] では、先進国では配当利回りは収益率の方に予測可能性がある傾向にあるものの、途上国はむしろ配当利回りに対して予測可能性がある傾向を持っていることを報告している。McMillan 他 [2015] によると、先進国の中でもイタリアは、逆に配当利回りによって配当成長率が予測可能であり、収益率は予測可能ではないようであった。
- 15) 補論を参照。
- 16) これは Cambell [1991] の予測されない収益の分散分解と同じものであるが、日本のデータを用いてその手法を忠実に適用し株式超過収益 (リスク・プレミアム) を分析したものとして、青野 [2008] がある。青野 [2008] はそのタイトルこそ『日本の株式市場の予測可能性』としているが、この分散分解がその分析の中心であり、予測可能性そのものについての説明は「株式収益率の予測について考察する上で、超過収益率や実質収益率の持続性 (persistence) は非常に重要で……持続性が高いという事は、予測出来る可能性が高い事を意味しているからである (p.28)」と述べるに留まっている。
- 17) ただし、彼らはデータの非定常性を考慮してトレンドを除去してテストしている。
- 18) この結果について植田他 [1986] は「割引率一定の仮定が……誤りであるというよりは、……バブル的な項が付け加って株価が大きく変動する、あるいは、将来配当の予想が合理的でないことを意味する可能性が強い」(p.7) と述べている。これに対して、小林 [2006] には「シラーの主張に対しては……割引率 (要求リターン) の時間的変動があれば、株価が配当よりも大きく変動することは理論と何ら矛盾しないと反論できる」とある。
- 19) ~は期待値との差なので、実際には定数部分を調整する必要がある。

## 参 考 文 献

- 青野幸平 [2008] 「日本の株式市場の予測可能性」『現代ファイナンス』Vol. 24, 23-43頁
- 植田和男・鈴木勝・田村達郎 [1986] 「配当と株価：シラーテストの日本への応用」『フィナンシャル・レビュー』August, 1-10頁
- 小林孝雄 [2006] 「市場の効率性：ファーマから35年」CIRJE-J ディスカッションペーパー167
- 竹原均 [2012] 「市場の効率性の再検証：株式市場の特性変化と予測可能性」『現代ファイナンス』Vol. 31, 3-17頁
- Ang, A. and Bekaert, G. [2007] “Stock Return Predictability: Is it There?” *Review of Financial Studies*, Vol.20, pp.651-707.
- Aono, K. and Iwaisako, T. [2010] “On the predictability of Japanese stock returns using dividend yield,” *Asia-Pacif Financial Markets*, Vol.17, No. 2, pp.141-149.
- Bollerslev, T., Marrone, J., Xu, L. and Zhou, H. [2014] “Stock Return Predictability and Variance Risk Premia: Statistical Inference and International Evidence,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.49, No. 3, June 2014, pp.633-661.
- Campbell, J. Y. [1991] “A Variance Decomposition for Stock Returns,” *Economic Journal*, Vol.101, pp.157-179.
- Campbell, J. Y. and Hamao, Y. [1992] “Predictable Stock Returns in the United States and Japan: A Study of Long-Term Capital Market Integration,” *Journal of Finance*, Vol.47, pp.43-69.
- Campbell, J. Y. and Shiller, R. J. [1988] “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp.195-227.
- Campbell, J. Y. and Yogo, M. [2006] “Efficient Tests of Stock Return Predictability,” *Journal*



- of *Financial Economics*, Vol.81, pp.27-60.
- Campbell, J. Y., Lo A. W., and MacKinlay, A. C. [1997] *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University press. (日本語訳『ファイナンスのための計量分析』2003年, 共立出版。)
- Cochrane, H. J. [2005] *Asset Pricing*, Revised Edition, Princeton University Press.
- Cochrane, H. J. [2008] "The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability," *Review of Financial Studies*, Vol.21, pp.1533-1575.
- Cochrane, H. J. [2011] "Presidential Address: Discount Rates," *Journal of Finance*, Vol.66, pp. 1047-1108.
- Fama, E. [1970] "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol.25, pp.383-412.
- Lewellen, J. [2004] "Predicting Returns with Financial Ratios," *Journal of Financial Economics*, Vol.74, pp.209-235.
- McMillan, D., Black, A., Klinkowska, O., and McMillan, F. [2015] "The existence and source of stock return predictability: Evidence from dividend, output and consumption ratios," *Journal of Asset Management*, Vol.16, pp.186-208.
- Mankiw, N. G. and Shapiro, M. [1986] "Do We Reject Too Often? Small Sample Properties of Tests of Rational Expectations Models", *Economic Letters*, Vol.20, pp.139-145.
- Rangvid, J., Maik, S., and Andreas, S. [2014] "Dividend predictability around the world," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.49, pp.1255-1277.
- Shiller, R. [1981] "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review*, Vol.71, pp.421-436.
- Stambaugh, R. F. [1999] "Predictive Regressions," *Journal of Financial Economics*, Vol.54, pp.375-421.

(東京国際大学商学部教授)