

*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research*  
*Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy*  
*Working Paper Series No.11*

## 日本の株式市場の予測可能性

青野幸平

May 14

Research Center for Price Dynamics  
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University  
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN  
Tel/Fax: +81-42-580-9138  
E-mail: [sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp](mailto:sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp)  
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

# 日本の株式市場の予測可能性\*

青野幸平†

2007年5月8日  
(2nd draft version)

## 概要

本論文では、日本の株式市場での株式収益率に予測可能性があるか否かを明らかにすることを目的に、Campbell(1991)に倣ってCampbell and Shiller(1988)の対数線形近似の手法と分散分解の手法を利用した分析を行った。日本における超過収益率の分析の結果、予期されなかった株式超過収益率の変動の分散に対して貢献を比較すると、いずれのサンプルにおいても将来の配当支払に関する期待の見直しの分散が大きく貢献しているものの、将来の超過収益率に対する期待の見直しの分散が貢献が一定程度確認出来るという結論を得た。さらに、1980年代における日本の株式市場の特殊性を考慮し、1980年代をサンプル期間から除いて、株式超過収益率の変動の分散に対する貢献を比較すると、将来の超過収益率に対する期待の見直しの分散が貢献する割合が相対的に大きくなった。また、超過収益率の予測方程式に構造変化がある可能性を考慮した。その結果、超過収益率の分析では1989年12月に構造変化が観測された。構造変化点以前のサンプルと以降のサンプルを用いた分析結果とフルサンプルの結果を比較すると、構造変化点以降のサンプルの方が、超過収益率についての予測可能性に関して、安定的な結果を得られている事が発見された。

## 1 はじめに

「株式収益率を予測出来るか否か」というテーマは、ファイナンスの学術研究においても、金融実務においても常に中心的な課題の1つであった。本論文では、株式収益率の予測可能性に関する重要なベンチマークであるCampbell(1991)やCampbell and Ammer(1993)などで利用されている「Campbell型分散分解」を用いて、日本の株式市場を分析する。本論文は、日本の株式市場の月次データに焦点をあて、本格的に「Campbell型分散分解」を用いた分析をした最初の論文である。

この分析では、最初に株式収益率の変動を、1期前の時点における情報によって「予期されていた部分」と「予期されていなかった部分(=株式収益率に関するニュース)」に分割する。Campbellの提案した分散分解による検証では、事後的な「予想されなかった」株式収益率の変動は、ファンダメンタルズ(割引率と配当)に関するニュースと、将来の予測される株式収益率に関するニュースに分解される。それは、言わば代表的投資家の予想の整合性という制約を利用した会計的恒等式に基づく制約である。これによって、従来の現在価値モデルに基づく研究において前提であった「期待収益が一定」の仮定を修正し、「期待収益が変動する」状況下でも分析が可能になった。この事が、Campbell型の分散分解を利用する利点である。

Roll(1988)やCutler, Poterba and Summers(1989)のように、資産価格の変動を説明する際に単一の方程式を利用することは、簡単であり、イベント・スタディへの拡張性などを考慮すると有益な方法である。しかし、この手法では資産価格の変動の要因を、本論文やCampbell(1991), Campbell and Ammer(1993)のように、細かく特定化することは出来ない。より具体的には、株式市場に影響を与えているであろうマクロ変数が、将来の配当の変動を通じて株式市場に影響を与えているのか、将来の期待割引率の変動を通じて株式市場に影響を与えているのかを区別することが出来ない為、どちらのチャンネルが相対的に重要であるかを判断することができない。

\*本論文の作成にあたり、祝迫得夫先生(一橋大学)から多くの指導を受けた。浅子和美(一橋大学)、細谷圭(東北学院大学)の両先生から有益なコメントを頂いた。また、2006年度日本金融学会秋季大会(小樽商科大学)における報告に際し、座長の釜江廣志(一橋大学)、討論者の皆木健男(北星学園大学)の各先生からも有益なコメントを頂いた。記してこれらの方々に感謝を表したい。ただし、本文中に含まれる誤りはすべて著者の責任であることは言うまでもない。

†一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程。E-mail:ged2102@srv.cc.hit-u.ac.jp

以下、本論文では 2 節で先行研究についてまとめた上で、3 節で本論文の分析の背後にある理論モデルについて説明する。4 節では日本の株式市場における実証分析の方法と結果について記述する。その際、アメリカの結果との比較も行っている。5 節が本論文の結論とまとめである。

## 2 先行研究

近年、資産価格の時系列方向の変動に関する実証分析は、Shiller(1979)における分散制約検定に始まり、Shiller(1981)や LeRoy and Porter(1981)の株式収益率に関する分析と続く。これら初期の研究が仮定しているファンダメンタルズ理論に基づけば、株価は、将来の配当に関する合理的期待を一定の割引率で割り引いた現在価値に等しい。しかし、実際には Shiller(1981)などで示されたように「割引率が一定」という強い仮定をおいたファンダメンタルズの合理的な予想に基づくモデルでは資産価格の変動を説明することは出来ない。この点は、植田・鈴木・田村(1986)が日本のデータを用いた検証を行い、アメリカと同様の結論を報告している。Shiller(1979, 1981)のこれらの研究を基にし、予測可能性に関する分析を行ったのが Campbell and Shiller(1988a, 1988b)の一連の研究である。Campbell and Shiller(1988a, 1988b)では、「株価・収益比率」や「配当・株価比率」を説明変数に加え、VAR モデルを用いて予測する事の出来る株式収益率の変動要因や、その株式収益率の変動要因が、事後的に配当に関するニュースによって説明できるのかを考察している。これらの研究では、「株価・収益比率」や「配当・株価比率」などの変数を導入する事で、主に以下の 2 点を報告している。1 つは、資産価格の変動のうち、現在価値モデルにより説明できる変動が大きくなる事である。第 2 に、しかしそれでも、将来の期待配当のニュースだけによって株式収益率を説明するには、実際の株式収益率の変動は大きすぎる事である。

これらの研究結果を踏まえ、Campbell(1991)では、株式収益率の変動を、1 期前の時点における情報によって「予期された変動」と「予期されていなかった変動」という 2 つの要素に分散分解し、その中で「予期されていなかった変動」についての分析を行った。また、Campbell(1991)では、実証分析において、会計的恒等式を利用して計算した残差を配当として扱う事<sup>1</sup>で、配当を利用して分析する際のいくつかの問題を回避している。

Campbell(1991)での主要な結果は下記の通りである。「予期されていなかった株式収益率の変動の分散」について、かなりの部分は、将来の期待株式収益率の持続的な変動によって多くが説明でき、将来の期待配当に関する見直しによって説明される部分は、それほど大きくない。また、株式の超過収益率の分析では、「予期されていなかった株式収益率の変動の分散」のうち、将来の実質利率に関する期待の見直しの分散で説明出来る部分が、あまり大きくない事についての報告もなされている。Campbell and Ammer(1993)では、同様の手法を用いて株式だけでなく、長期債券などの分析も行っている。

Campbell(1991)や Campbell and Ammer(1993)における手法を用いた研究は、他にもいくつかある。例えば、Jones and Kaul(1996)はアメリカ・カナダ・イギリス・日本における株式市場と石油価格の変動の関係についての研究に利用している。そこでは、日本とイギリスでは石油価格の変動が株式収益率に影響がないという報告がされている。Ito and Iwaisako(1996)では、日本の土地のバブルに着目し、株価と地価の関連や金融政策の効果について日本のデータを用いて分析がなされている。また、Ito and Iwaisako(1996)では、本論文と同様に日本の株式市場と資産としての土地の超過収益率についての分析がされている。株式については、アメリカと比較して日本では配当に関するニュースの重要性が報告されている。ただし、彼らの分析は半年次のデータを用いており、標準的な月次の株式データについて本格的に日本のデータを分析した研究としては、本論文が初めてである<sup>2</sup>。

## 3 理論モデルに関する若干の議論

本論文での理論モデルについての詳細は、Campbell and Shiller(1988a, 1988b)、Campbell(1991)などの原論文を参照していただきたい。ただし、本論文の実証分析の前提となる理論モデルにつ

<sup>1</sup>詳しくは、第 3.2 節を参照の事。

<sup>2</sup>Campbell 型分散分解を利用した分析は、Campbell(1991)や Campbell and Ammer(1993)以降、いくつかの分析で用いられていたものの、その数は決して多くはなかった。しかし、Vuolteenaho(2002)が企業レベルのデータの分析にこの手法を取り入れた事で、本論文での手法の有効性について再認識された。また、Barnanke and Kuttner(2005)では、「Campbell 型分散分解」を応用して、アメリカの金融政策に関する分析を行っている。

いて、日本においてあまり広く知られていない現状を考慮して、簡単にまとめて本節で議論しておく。

### 3.1 現在価値関係の対数線型近似

株式の実質収益率 ( $R_{t+1}$ ) の対数を

$$h_{t+1} = \log(1 + R_{t+1}) \quad (1)$$

で表すことにしよう。株価 ( $P$ ) と配当 ( $D$ ) について対数をとった変数を小文字で表現すると、定義式より (1) 式は

$$h_{t+1} = p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})) \quad (2)$$

と書き直せる。この (2) 式の最後の項が非線形であることが、期待収益率が時間を通じて変化する場合は分析を難しくしていた。Campbell and Shiller(1988a,1988b) は、対数線型近似を行う事で、この難点を解決した。(2) 式に若干の計算<sup>3</sup>を施すと

$$h_{t+1} \approx k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} \quad (3)$$

という関係を得ることができる。ここで、 $h_{t+1} = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t)$  であり、 $\delta_t$  は配当株価比の対数値である。パラメータ  $\rho$  は株価と株価プラス配当の比率の平均で、定数項の  $k$  は  $\rho$  の非線形関数になっている。この式は、株式を購入する時点で配当株価比が高い時、株式を保有している期間に配当が成長する時、または配当株価比が前期よりも減少する時に株式の収益率が高くなることを示している。

ここで、超過収益率の対数表現を

$$e_{t+1} \equiv h_{t+1} - r_{t+1}$$

と定義する。 $r_t$  は実質利率の対数値である。これを用いると (3) 式における関係を

$$e_{t+1} \approx k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} - r_{t+1} \quad (4)$$

と書き直すことが出来る。

(4) 式を対数株価の差分方程式と考え、前向きに解き、合理的バブルを排除する条件を課すと

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - e_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (5)$$

という関係式を得ることができる。この (5) 式は事後的な恒等式であるが、事前にも成立する。そこで、(5) 式の両辺の期待値をとると

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - e_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \right] \quad (6)$$

となる。この (6) 式を (4) 式に代入すると

$$\begin{aligned} e_{t+1} - E_t[e_{t+1}] &= (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} \\ &\quad - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \quad (7) \end{aligned}$$

という本論文での基本方程式を得ることになる。

ここで、(7) 式が持つ意味を検討しておこう。左辺の  $e_{t+1} - E_t[e_{t+1}]$  は  $t$  期に予測されていなかった  $t+1$  期の株式超過収益率の変動を表している。右辺第 1 項の  $(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j}$  は、 $t+1$  に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$  期以降の配当に対する期待の更新 (以下、将来の

<sup>3</sup>Campbell and Shiller(1988a,1988b) に倣ったテイラー近似を利用する。詳細については Campbell, Lo and MacKinlay(1997) の Chapter7 を参照していただきたい。

配当に関する期待の見直し)を表している。右辺第2項の  $(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j}$  は、 $t+1$  に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$  期以降の実質利子率に対する期待の更新(以下、将来の実質利子率に関する期待の見直し)を表している。最後に、右辺第3項の  $(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j}$  は、 $t+1$  に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$  期以降の超過収益率に対する期待の更新(以下、将来の超過収益率に関する期待の見直し)を表している。以上から、(7)式は、株式超過収益率の予期されない変動は、必ず、将来の配当に関する期待の見直し、将来の実質利子率についての期待の見直し、または将来の超過収益率についての期待の見直しの3つの要因に分解されることを意味している。

この(7)式を、表現を簡単化するために、上記の「期待の更新」を以下のように定義する。

$$\begin{aligned} v_{e,t+1} &\equiv e_{t+1} - E_t[e_{t+1}] \\ \eta_{d,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} \\ \eta_{r,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} \\ \eta_{e,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \end{aligned}$$

この定義を用いて(7)式を書き直すと

$$v_{e,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{r,t+1} - \eta_{e,t+1} \quad (8)$$

となる。この定義では、 $v_{e,t+1}$  は予期されなかった株式超過収益率の変動、 $\eta_{d,t+1}$  は、それに付随する将来の配当の支払に関する期待の見直し、 $\eta_{r,t+1}$  は将来の実質利子率に関する期待の見直し、 $\eta_{e,t+1}$  は将来の超過収益率に関する期待の見直しを表している。

### 3.2 Campbell型の分散分解

Campbell(1991)やCampbell and Ammer(1993)など、Campbell型の分散分解を利用した分析は、最初に、株式収益率の時系列のダイナミクスを記述する為の、株式収益率自身を変数として含むベクトル自己回帰モデル(以下、VARモデル)を推定する。次に、モデルから得られる各時点での予測値を代表的投資家の予測値であるとして「分散分解」を行う。本論文でも、この分析手法を踏襲し、日本の株式市場における超過収益率について分析を行う。

最初にVARモデルを用いた推定、分析を行う。n個の要素からなるベクトル  $z_{t+1}$  を定義する。このベクトルの最初の要素は超過収益率  $e_{t+1}$  であり、第2要素が実質利子率  $r_{t+1}$  である。残りの要素は  $t+1$  期末の時点で市場に参加している投資家が知る事が出来る他の予測変数である。今、このベクトル  $z_{t+1}$  が1階のベクトル自己回帰過程(以下、VAR(1))に従っている<sup>4</sup>とすると、

$$z_{t+1} = Az_t + w_{t+1}$$

と書く事が出来る。ただし、行列  $A$  はVARの係数行列である。

Campbell型の分散分解は、推定されたVARモデルの係数を用いた将来予測を前提として分析をする。その為に、n個の要素からなる  $e1$  ベクトルと  $e2$  ベクトルを準備する。 $e1$  ベクトルは、最初の要素が1で、残りの要素が0であり、 $e2$  ベクトルは、2番目の要素が1で、残りの要素が0である。これらベクトルを利用する事で、 $z_{t+1}$  ベクトルから、分析対象である超過収益率  $e_{t+1}$  や実質利子率  $r_{t+1}$  を取り出す事が出来る。具体的には

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= e1' z_{t+1}, & v_{e,t+1} &= e1' w_{t+1} \\ r_{t+1} &= e2' z_{t+1}, & v_{r,t+1} &= e2' w_{t+1} \end{aligned}$$

となる<sup>5</sup>。これらを利用して、第  $t$  期における  $t+1+j$  期までの将来の超過収益率の予測を

$$E_t[e_{t+1+j}] = e1' A^{j+1} z_t \quad (9)$$

と書く事が出来る。この表現を用いて将来の超過収益率に関する期待の見直しを書き直すと

$$\eta_{e,t+1} \equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} = e1' \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j A^j w_{t+1}$$

<sup>4</sup>必ずしもVAR(1)である必要はない。本論文の4節では、VAR(4)を用いた分析をしている。詳細は4節を参照の事。

<sup>5</sup> $v_{r,t+1}$  は直接の分析対象ではない。

$$= \mathbf{e1}' \rho \mathbf{A} (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1} \mathbf{w}_{t+1} = \boldsymbol{\lambda}' \mathbf{w}_{t+1} \quad (10)$$

となる．ここで， $\boldsymbol{\lambda}' = \mathbf{e1}' \rho \mathbf{A} (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1}$  である．また，将来の実質利子率に関する期待の見直しについても同様に書き直すことができ，

$$\begin{aligned} \eta_{r,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} = \mathbf{e2}' \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \mathbf{A}^j \mathbf{w}_{t+1} \\ &= \mathbf{e2}' (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1} \mathbf{w}_{t+1} = \boldsymbol{\mu}' \mathbf{w}_{t+1} \end{aligned} \quad (11)$$

となる．ここで， $\boldsymbol{\mu}' = \mathbf{e2}' (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1}$  である．また， $v_{e,t+1}$  は  $\mathbf{w}_{t+1}$  の第 1 要素 ( $\mathbf{e1}' \mathbf{w}_{t+1}$ ) であるので，(8) 式と (10) 式・(11) 式から

$$\eta_{d,t+1} = (\mathbf{e1}' + \boldsymbol{\lambda}' + \boldsymbol{\mu}') \mathbf{w}_{t+1} \quad (12)$$

となる．

以上で (7) 式，もしくは (8) 式の基本方程式の各成分を，推定された VAR モデルから計算する準備が出来た．Campbell 型の分散分解では，さらに (8) 式を用いて， $v_{e,t+1}$  の分散を下記のように分解する．

$$\begin{aligned} \text{var}[v_{h,t+1}] &= \text{var}[\eta_{d,t+1}] + \text{var}[\eta_{r,t+1}] + \text{var}[\eta_{e,t+1}] - 2\text{cov}[\eta_{d,t+1}, \eta_{r,t+1}] \\ &\quad - 2\text{cov}[\eta_{d,t+1}, \eta_{e,t+1}] + 2\text{cov}[\eta_{r,t+1}, \eta_{e,t+1}] \end{aligned}$$

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は非常に重要である．持続性が高い事は，予測出来る可能性が高い事を示しているからである．VAR の文脈において期待収益率の持続性を測定する指標はいくつも考えられるが<sup>6</sup>，本論文では Campbell(1991) と同様の指標を用いる．つまり，将来の超過収益率や実質利子率に関する期待の見直しについての変動と，1 期先の期待収益率のイノベーションの変動の比率を持続性を測定する指標として採用する．超過収益率の持続性指標  $P_h$  と実質利子率の持続性指標  $P_r$  を下記のように定義<sup>6</sup>にする．

$$P_e \equiv \frac{\sigma(\boldsymbol{\lambda}' \mathbf{w}_{t+1})}{\sigma(\mathbf{e1}' \mathbf{A} \mathbf{w}_{t+1})} \quad (13)$$

$$P_r \equiv \frac{\sigma(\boldsymbol{\mu}' \mathbf{w}_{t+1})}{\sigma(\mathbf{e2}' \mathbf{A} \mathbf{w}_{t+1})} \quad (14)$$

ここでの  $\sigma(x)$  は  $x$  の標準誤差になっている．

本論文では上記の方法に従って，最初に超過収益率について VAR(1) モデルを推定する．次に，推定値を利用して Campbell 型の分散分解と超過収益率の持続性指標，実質利子率の持続性指標を計算する．

## 4 実証分析

この節では，いよいよ日本の株式市場に Campbell 型の分散分解を適用をした分析について報告する．また，日本の株式市場における分析結果との比較のために，Campbell(1991) が行っているアメリカの株式市場での実証分析について，サンプル期間を変更した結果も報告する．

### 4.1 株価・配当比率の安定性

3 節で説明した Campbell and Shiller(1988a,1988b) の対数線形近似は，配当・株価比率が安定している事を前提にしており，安定していない場合には，そのようなフレームワークを前提とした分析には潜在的な問題がある事になる．そこで，日本における，配当・株価比率の安定性について簡単に検討しておく．

<sup>6</sup>この指標の解釈としては，仮に 1% の正のショックが期待収益率のイノベーションに起ったとしたら， $P_e\%$  のキャピタルロスが株式市場で生じることになる，ということである．もし，超過収益率が AR(1) に従っているとすると， $P_e$  は  $\frac{\rho}{1-\phi\rho}$  になる．

図1は、日本とアメリカの配当株価比率をプロットしたものである。視覚的に判断すると、Campbell(1991)が分析している期間(1927年~1988年)における、アメリカの配当・株価比率は比較的安定している。一方、本論文の分析でのサンプル期間(1970年~2005年)における日本の配当・株価比率は、1980年代後半の一時期において、アメリカのそれに比べると大きく変動しているが、不安定であると言き切れるほどではない。また、1990年代以降の日本の配当・株価比率は、アメリカと同様に比較的安定的である。そこで、本論文では、Campbell and Shiller(1988a,1988b)の対数線形近似を利用することに問題がないと仮定して分析を進めるが、その一方で、丹念にサブ・サンプルの分析を行う事で、結論の頑健性をチェックしていく事にする。

## 4.2 超過収益率の分析

本節では日本の株式市場における超過収益率を対象に、3.2節で説明したCampbell型の分散分解を利用した分析<sup>7</sup>を行う。

まず、日本の株式市場における超過収益率を計算する。本論文では、分散分解において、実質利率を利用する為に、超過収益率を実質収益率から実質利率を引いたものとして計算する。東京証券取引所におけるTOPIXの月次データを利用して収益率を計算し、消費者物価指数を利用して実質収益率の計算している<sup>8</sup>。次に、季節調整済みの消費者物価指数の1期対数差分をインフレ率と定義し、コールレート<sup>9</sup>とインフレ率の差を実質利率として分析する。定義より、実質収益率と実質利率の差が超過収益率となる。データのサンプル期間は1970年1月から2003年7月までの月次データである。

Campbell(1991)に従い、超過収益率( $e_{t+1}$ )の予測変数として、超過収益率の1期ラグ値( $e_t$ )、実質利率の1期ラグ値( $r_t$ )、配当株価比率( $\log(\frac{D}{P}_t)$ )、Campbellの言う“relative bill rate”(rbr<sub>t</sub>) (以下、短期利率変数)の4つを用いる<sup>10</sup>。短期利率変数は、コールレートの現在値と、コールレートの過去1年分の移動平均の差として定義する。このような変換を用いるのは、短期利率の動きについて、小標本では非正常系列の可能性を否定できないからである。短期利率がI(1)系列であるとすれば、変換する事で作成される短期利率変数は必ず定常になる。配当・株価比率は東証統計月報に報告されている「東証一部の平均利回り(有配会社)」の対数値を利用している。

まず、Campbell型分散分解による分析の最初のステップである超過収益率を含むVARモデルの推定を行う。表1には、VARモデルで利用する各変数の基本統計量が、表2は、各変数間の共分散・相関係数行列が、それぞれ、本論文における分析で利用するサンプル期間ごとに報告されている。平均を見ると、今回のサンプル期間において、超過収益率以外に大きな差は見られない。超過収益率の平均は、1980年代後半の「バブル期」を含むサンプル期間では正、含まないサンプル期間では負になっている。共分散・相関係数行列を見ると、変数間に大きな相関関係は見つからなかった。

本論文では、Campbell型分散分解の第1段階であるVARモデルの推定において2つのラグ次数を考察する。1つは、ベンチマークとしてVAR(1)モデルであり、もう1つは、全期間サンプルでの情報量基準(AIC)に基づくVAR(4)モデルである。表3のパネルAは、全サンプル期間を用いた超過収益率に関するVAR(1)の推定結果である。標準誤差はWhiteの分散不均一性を考慮し修正を施した値を報告している。このVARの係数行列を、3.2節でのAとして利用する。配当株価比率と短期利率変数の決定係数が高いのは、自身のラグ値の説明能力が極めて大きい為である。これは、配当株価比率と短期利率変数が持続性の高い系列である事を反映している<sup>11</sup>。

表4は、表3に報告されているVARの係数行列を用いて、Campbell型分散分解を行った結果である。また、表5は、第1段階のモデルとして、VAR(4)を採用した結果である。本論文を通じて $\rho = 0.9863$ という日本の株価配当比率を用いて計算した値を利用する<sup>12</sup>。これら結

<sup>7</sup>本論文における日本のデータはすべて日経NEEDSのデータを利用している。

<sup>8</sup>本論文では、生鮮食料品を除いた消費者物価指数を利用している。インフレ率の計算においてのみ季節調整済みの系列を用いている。

<sup>9</sup>本論文では、データの制約上、「有担保翌日物」を利用している。

<sup>10</sup>本論文における他の予測変数はCampbell(1991)を始め、Campbell and Shiller(1988a,1988b),Fama and French(1988)などの多くの研究者によって利用されている変数である。また、Campbell and Ammer(1993)では、債券市場の分析も同時に行っている。その為に、本論文で利用する予測変数以外の変数も利用している。

<sup>11</sup>超過収益率に関するVAR(4)の推定結果は報告していない。

<sup>12</sup>Campbell(1991)で利用されている値は $\rho = 0.9962$ である。どちらの値を利用しても、以降の結果は大きく変化しない。

果を Campbell(1991) に報告されている結果<sup>13</sup>と比較しながら議論していくことにする。予期されなかった株式超過収益率の変動の分散 ( $v_{e,t+1}$ ) に対する貢献については<sup>14</sup>, 1927年から1988年までのサンプル期間を利用したアメリカでは, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) の貢献と将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) の貢献はほぼ同じである。それに対して, VAR(1) モデルに基づく全期間サンプルを利用した日本では, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) の貢献が極端に高くなっており, 将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) の分散による貢献は, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) の分散による貢献の約5分の1にすぎない。VAR(4) モデルに基づく全期間サンプルを利用した日本でも同様の結果であり, 将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) の分散による貢献は, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) の分散による貢献の約7分の1にすぎない。しかし, 両国ともに将来の実質利子率に関する期待の見直し ( $\eta_{r,t+1}$ ) の分散による貢献が最も小さく, 予期されなかった株式超過収益率の変動の分散 ( $v_{e,t+1}$ ) に対する貢献の「順番」は同様である。また, 将来の配当に関する期待の見直しによる貢献が大きくなっているのは, 日本において配当があまり重要視されていない点を考慮すると, Ito and Iwaisako(1996) でも指摘されているが, 奇妙な結果である<sup>15</sup>。それでも, 日本の株式市場における分析の結果, 予期されなかった株式超過収益率の変動の分散 ( $v_{e,t+1}$ ) に対して, 将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) の分散が一定の貢献をしている事が示されており, 日本の株式市場における予測可能性が存在する事が確認されている。

次に, この結果の頑健性を確認する為に, いくつかのサブサンプル期間を考察していく。最初に, 主観的ではあるが, 1980年代のサブサンプルを考察し, 1980年代の株式市場の動向が「バブル経済」とその崩壊の影響を受けている可能性について予備的な分析を行った。この1980年代サブサンプルの結果について本論文では報告していないが, Campbell型分散分解における各要素間の共分散項が全期間サンプルよりも高く, この点は, VAR(4)モデルに基づくCampbell型分散分解を行った結果も同様であった。予期されなかった株式超過収益率の変動の分散 ( $v_{e,t+1}$ ) に対する貢献は, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) の貢献が大きいものの, この期間における, 期待超過収益率の変動の持続性が高い事を反映し, 将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) の貢献も相対的には大きくなっている。したがって, この期間においても日本の株式市場における予測可能性が存在する事が示唆されている。

次に, より客観的にサンプルを分割する為に構造変化の有無について検定を行った。具体的には, VAR(1)とVAR(4)について, それぞれの超過収益率の予測方程式にChowの構造変化検定をすべての時点で適用し, それぞれのF値を比較するという方法を用いて, 構造変化の有無と構造変化がある場合の時点についての検定を行った。図2にはVAR(1)に基づく, それぞれの時点でのF値がプロットされている。VAR(4)に基づく結果は, 図3にプロットされている。Andrews(1993)の計算した検定統計量を用いると, 図2のVAR(1)モデルでは, 1989年12月に構造変化が起ったという結果を得る<sup>16</sup>。また, 図3からは, 判定基準をVAR(1)と同様にするると, 1991年10月に構造変化が起ったという結果を得る。しかし, VAR(1)に基づく図2では, 1991年10月において構造変化が有意に確認出来るのに十分なF値を得られていないことも併せて考慮し, 本論文では, 1989年12月に構造変化が起ったとして分析を進める。そこで, 1990年1月から2005年8月までのサンプル期間と1970年2月から1989年12月までのサンプル期間に分割し, VAR(1)モデルに基づき同様の計算をした結果が, 表3のパネルBと表4の2列目, 表3のパネルCと表4の3列目に, また, VAR(4)モデルに基づき同様の計算をした結果が, 表5の2列目, 表5の3列目, にそれぞれ報告されている。

1990年1月から2005年8月までのサンプル期間を用いて分析した結果, 「すべての係数がゼロ」という帰無仮説のp値は非常に小さくなっている。同時に, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) と将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) との共分散項のシェアも小さくなっている。また, 1970年2月から1989年12月までのサンプル期間についても, 同様に実質利子率の予測方程式の説明能力が高くなっているが, 将来の配当に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) と将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) との共分散項のシェア率はより大きくなっている。つまり, 1980年代のサンプル期間において確認された問題点の多くは, バブル期の1980年代の特殊な株式市場の状況と実質利子率の動きが原因である可能性が高い事が推測される。

次に, 予期されなかった株式超過収益率の変動の分散 ( $v_{e,t+1}$ ) に対する, 各期待の見直しに

<sup>13</sup>ここで比較しているのは Campbell(1991) に報告されているアメリカの株式市場における 1927年から 1988年までをサンプル期間とし, VAR(1)モデルによる結果を利用している。Appendix では, アメリカのデータを用いたサンプル期間をかえた分析をしている。

<sup>14</sup>共分散項の符号が安定していないので解釈において注意する必要がある。

<sup>15</sup>近年, 日本の株式市場に参加する外国人投資家が増加し, 日本の株式市場においても, 配当を重要視するようになる傾向がある, との指摘を受けた。この点は今後の研究課題である。しかし, 本論文での分析期間が 1970年から 2005年であり, この期間を通して考えた場合, 日本の方がアメリカよりも配当を重要視していないと考えられる。

<sup>16</sup>本論文では報告していないが, VAR(1)に基づく実質収益率についても同様に, 1989年12月に構造変化があった, という結果を得ている。

についての貢献を確認しよう。1990年1月から2005年8月までのサンプル期間を用い、VAR(1)に基づく分析をした結果では、将来の配当に関する期待の見直し( $\eta_d$ )の分散の貢献は、相対的に小さくなり、将来の超過収益率に関する期待の見直し( $\eta_e$ )の分散の貢献が相対的に大きくなっている。さらに、VAR(4)に基づく分析をした結果では、将来の超過収益率に関する期待の見直し( $\eta_e$ )の貢献が、将来の配当に関する期待の見直し( $\eta_d$ )の分散の貢献よりも大きくなっている。これは、日本における株式市場の予測可能性が、全期間サンプルよりも高くなっている事を示唆している。

また、図3において、構造変化が1991年10月に確認された事を考慮し、1991年11月から2005年8月までのサンプル期間でも同様の計算を行った。結果は、表4の4列目、表5の4列目である。このサンプル期間では、VARモデルのラグの次数に拘らず、全期間サンプルと比較すると、将来の配当に関する期待の見直し( $\eta_d$ )の分散の貢献は、相対的に小さくなり、将来の超過収益率に関する期待の見直し( $\eta_e$ )の貢献が相対的に大きくなっている。したがって、将来の超過収益率に関する期待の見直し( $\eta_e$ )も一定の貢献が確認出来、この期間でも日本の株式市場における予測可能性が存在する事が示唆されている。

表2を見ると、1990年1月から2005年8月までのサンプル期間における超過収益率と配当株価比率の相関係数の符号が、日本の他のサンプル期間と異なっている<sup>17</sup>。図1を確認すると、1990年代前半において配当株価比率が上昇しており、この事が一因と考えられる。そこで、1990年1月からのサンプルにおける構造変化の可能性を考慮して、前回と同様の構造変化のテストをVAR(1)に基づく超過収益率の予測方程式に対して行った。その結果、1992年8月に構造変化が認められ<sup>18</sup>、それ以降のサンプル期間についても分析をした。最初に、表2を見ると、超過収益率と配当株価比率の相関係数は、全サンプルと同様の符号になった。このサンプル期間における、Campbell型の分散分解の結果が表3のパネルE、表4の5列目、表5の5列目にそれぞれ報告されている。予期されなかった株式超過収益率の変動の分散( $v_{e,t+1}$ )に対する貢献を確認すると、将来の超過収益率に関する期待の見直し( $\eta_e$ )の貢献が若干低くなっているが、一定の貢献が確認出来る。従って、この期間でも日本の株式市場における予測可能性が存在する事が示唆されている。

頑健性の最後の確認として、バブル経済が発生する前のサンプル期間を分析する<sup>19</sup>。今回は、1985年のプラザ合意以降の金融政策の影響を考慮し、1970年2月から1985年12月までのサンプル期間を用いた。その結果が表3のパネルFと表4の6列目に報告されている。基本的には、1970年2月から1989年12月までのサンプル期間を用いて分析した結果と同様であり、この期間でも日本の株式市場における予測可能性が存在する事が示唆されている。

前述したように、超過収益率の分析における先行研究であるIto and Iwaisako(1996)は6ヶ月ごとのデータを用いた時に、予期されなかった株式超過収益率の変動( $v_{e,t+1}$ )の分散に対する将来の配当の支払に関する期待の見直し( $\eta_d$ )の分散が大きいことを報告している。本論文における超過収益率の分析の結果も、すべてのサンプル期間で、将来の配当の支払に関する期待の見直し( $\eta_d$ )の分散の貢献が、他の要因の貢献と比較して大きく<sup>20</sup>なっている。この点の解釈には注意する必要がある。Campbell型分散分解は、会計的な恒等式による制約を利用して分散分解を行うために、配当の系列は実は推定されたVARの残差から得られている。この為、元々のVARの説明能力が、超過収益率の潜在的な予測可能性に比べて大幅に低い場合、配当の貢献を過大に評価してしまうバイアスが発生する。別の言い方をすれば、Campbell(1991)自身が指摘しているように、分散分解の結果は、情報集合(予測変数)の特定化に決定的に依存しており、経済主体がVARアプローチで捉える事が出来る以上の情報を保有している場合、Campbell型分散分解は、VARの説明変数で説明されない超過収益率の変動要因を、すべて配当の変動によるものに帰着させてしまうのである。配当の時系列を利用して、配当以外の要素を残差として分析する事も可能ではあるだろう。しかし、配当データが季節性の影響を強く受けるデータである事を考慮すると、配当を残差として分析する事が現時点では最も良い方法である様に思われる。株式の超過収益率について潜在的な説明能力を持つ他の変数を比較・検討し、VAR体系の説明能力の改善を試みるのは、今後に残された重要な課題である。しかし、今回検討したすべてのサンプル期間において、アメリカに関する先行研究と全く同じVARシステムを用いても、超過収益率の予期されない変動について、将来の超過収益率に関する期待の見直し( $\eta_e$ )が一定の貢献をしている事が確認されたのは重要な点である。

<sup>17</sup>実質利子率と短期利子率変数の相関も、他のサンプル期間とは異なる符号になっている。

<sup>18</sup>本論文では、報告していない。

<sup>19</sup>このサンプル期間についても、結果は報告していない。

<sup>20</sup>本論文では報告していないが、日本の実質利子率の分析でも、将来の配当の支払に関する期待の見直しの分散の貢献は大きい。

## 5 結論と課題

本論文では、日本の株式市場での株式収益率に予測可能性があるか否かを明らかにすることを目的に、Campbell(1991)に倣ってCampbell and Shiller(1988)の対数線形近似の手法と分散分解の手法を利用した分析を行った。その結果、全期間サンプルにおいても、予測されなかった株式超過収益率の変動の分散に対し、将来の配当支払に関する期待の見直しの分散が、アメリカに比べると相対的に大きく貢献しているものの、将来の超過収益率に関する期待の見直しの分散も一定の貢献をしている事が確認された。また、1980年代における日本の株式市場の特殊性を考慮しても、Campbell型分散分解の第1段階としてVAR(4)を採用しても、日本の株式市場に予測可能性が存在するという結論に大きな変化がない事が確認されると同時に、1990年以降のサンプル期間に大きな予測可能性が存在する事も示唆された。さらに、超過収益率の予測方程式に構造変化がある可能性も分析し、1989年12月に構造変化が観測された。その上で、構造変化点以降のサンプルを用いた分析結果とフルサンプルの結果を比較すると、構造変化点以降のサンプルでは、安定的な結果を得られている事が発見された<sup>21</sup>。

次に、本論文での手法を用いる際に重要な配当株価比の安定性についても議論し、その結果、一見すると、日本の株式市場での配当株価比は安定性が欠けているように見える。しかし、アメリカの配当株価比もサンプル期間を直近まで延長すると、日本同様に大きく変動しているが、Campbell(1991)での分析期間を延長しても問題は発生しなかった。この事より、日本の配当株価比の変動もCampbell and Shiller(1988a,1988b)の近似手法を用いることに問題はない水準であると確認出来る。ただし、アメリカの株式市場について、サンプル期間を延長した結果も含めてすべてのサンプル期間での分析と日本の株式市場での分析を比較すると、超過収益率の分析において、共分散項の符号が安定的でないことがある。この点についてより詳細に分析する必要があり、今後の課題の一つである。

日本において、実質利率の持続性指標の数値は、Campbell(1991)で報告されているアメリカの数値と比較すると非常に大きい数字になっている。この一因は、本論文の分析期間に「ゼロ金利」期が含まれている事であろう。しかし、「ゼロ金利」期が含まれていないサンプル期間においても、大きな値を示しており、それだけが原因ではないと考えられる。この実質利率の持続性指標について、より詳細な考察をする事も今後の課題である。

他にも本論文での手法の問題点として、Campbell(1991)でも指摘されているように、結果が情報集合の特定化に依存しており、経済主体がVARアプローチで捉えることが出来る以上の情報を保有している場合、分散分解の結果は大きく変化する点である。実際、Campbell(1991)では、配当株価比を情報集合から排除すると結果が変化することに言及している。このことは本論文でも同様の問題が発生していることになる。さらに、日本の株式市場において、今回利用した変数以外に重要な変数がある可能性もある。また、Campbell型分散分解において、残差を配当として利用している事によるバイアスの問題も考慮する必要がある上に、分散分解についての構造的解釈を与えていない為に必ずしも一方向の因果関係を意味するものではない点もCampbell(1991)と同様に問題点である。最後に、データ制約上の問題でもあるが、本論文で定義している実質利率を用いた場合、非常に大きな持続性が観測されてしまう。この点の影響についても今後の課題として残されている。これらの今後の課題を確認した上で、本論文での分析を終える事にする。

## Appendix

ここでは、アメリカにおけるCampbell(1991)の分析について、サンプル期間を延長した結果を報告しておく。アメリカの株式市場における超過収益率について、サンプル期間を延長した結果<sup>22</sup>が表6に報告されている<sup>23</sup>である。最初の列がサンプル期間を1927年1月から2004年5月までに延長して計算した結果である。2列目は、比較のためにCampbell(1991)と同様のサンプル期間で計算した結果である。データがCampbell(1991)で利用されているものと全く同じではないので、若干報告されている結果が異なっている。特に、利率のデータの違いが、共分

<sup>21</sup>祝迫(2004)では、1990年代初頭のバブルの崩壊と1990年代後半の株式市場の特殊性について議論している。本論文での分析では、日本の株式市場に構造変化があったことについては同様の結論であるが、株式市場が特殊な動きをしていたのは1980年代であるという結果が得られている。

<sup>22</sup>ここでは、アメリカの株式市場におけるVARの結果を報告していない。

<sup>23</sup>本論文では、アメリカの株式市場に関するデータをYale UniversityのRobert J. Shiller教授のHPにあるデータを利用した。このデータはShiller(2000)の中で利用したデータを直近までアップデートしたデータセットを作成、報告している。細かいデータの定義についてはShiller(2000)を参照していただきたい。また、短期利率についてはT-billの30日物のデータを利用している。

散項と実質利率の持続性指標を中心に、Campbell(1991) とサンプルが同じ 2 列目の結果を比較しても異なっている点に注意が必要である。ただし、表 6 の 2 列目の結果において、予期されなかった株式超過収益率の変動 ( $v_{e,t+1}$ ) の分散における、それぞれの期待の見直しの貢献度については、Campbell(1991) と同様の結果が得られている。そこで、表 6 の 3 列目と 4 列目に、日本の株式市場における分析で利用したサンプル期間について、アメリカでの計算結果を報告している。

Campbell(1991) や Campbell and Ammer(1993) における主要な結論の一つは、新しいサンプル (1952 年から 1988 年) 期間において、予期されなかった株式超過収益率の変動 ( $v_{e,t+1}$ ) の分散に対する、将来の超過収益率に関する期待の見直し ( $\eta_e$ ) の分散の貢献が増加している反面、将来の配当の支払に関する期待の見直し ( $\eta_d$ ) の分散は低下している、というものであった<sup>24</sup>。しかし、この結果はサンプル期間を延長すると支持できない事が分かる<sup>25</sup>。特に、第 3 列目の結果をみると、1970 年代からのサンプルの期間では、将来の実質利率に関する期待の見直しの分散の貢献のほうが大きくなっている。ただし、この時期の実質利率の持続性の指標は、他のサンプルと比較しても大きい事に注意が必要である。本論文は、日本の株式市場の予測可能性についての論文であり、これ以上深い議論は避けるが、この点についての研究は課題の一つである。

---

<sup>24</sup>ここでは報告していないが、この結論については本論文で利用しているアメリカの株式市場のデータでも追認できている。

<sup>25</sup>Bernanke and Kuttner(2005) でも同様の結果を報告している。

## 参考文献

- [1] Andrew DWK(1993),“ Tests for parameter instability and structural change with unknown change point” ,*Econometrica*61,pp.821-856
- [2] Bernanke, Ben and Kenneth Kuttner(2005),“ What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” ,*The Journal of Finance*60(3),pp.1221-1257
- [3] Campbell,John Y(1991),“ A variance decomposition for stock returns” ,*Economic Journal*101,pp157-179
- [4] Campbell,John Y and John Ammer(1993),“ What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns” ,*Journal of Finance*48(1),pp.3-37
- [5] Campbell,John Y and Shiller, Robert(1988a),“ Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends” ,*Journal of Finance*43(3),pp.661-676
- [6] Campbell,John Y and Shiller, Robert(1988b),“ The Dividend-Price ratio and expectations of Future Dividends and Discount Factors” ,*Review of Financial Studies*1(3),pp.195-228
- [7] Campbell, John ,Andrew Lo and Craig MacKinlay(1997),*The Econometrics of Financial Markets*,Princeton University Press (祝迫得夫他訳 (2002) 『ファイナンスのための計量分析』 , 共立出版)
- [8] Cutler,David M, Poterba,James M and Summers,Lawrence H (1989),“ What moves stock prices?” ,*Journal of Portfolio Management*15(3),pp.4-12
- [9] Fama, Eugene(1990),“ Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity” ,*Journal of Finance*45(4),pp.1089-1108
- [10] Fama, Eugene and French, Kenneth(1988),“ Dividend Yields and Expected Stock Returns” ,*Journal of Financial Economics*(22),pp.4-12
- [11] Ito, Takatoshi and Tokuo Iwaisako(1996),“ Explaining Asset Bubbles in Japan” ,*BOJ Monetary and Economic Studies*14(1),pp.143-193
- [12] Jones, Charels amd Gautam Kaul(1996),“ Oil and the Stock Markets” ,*The Journal of Finance*51(2),pp.463-491
- [13] LeRoy, Stephen F and Richard D. Porter(1981),“ The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds” ,*Econometrica*49(3),pp.555-574
- [14] Roll, Richard(1988),“  $R^2$ ” ,*The Journal of Finance*43(3),pp.541-566
- [15] Shiller, Robert(1979),“ The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Model of the Term Structure” ,*Journal of Political Economy*,87,pp.1190-1219
- [16] Shiller, Robert(1981),“ Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?” ,*The American Economic Review*71(3),pp.421-436
- [17] Shiller, Robert(2000),*Irrational Exuberance*,Princeton University Press (植草一秀監訳 (2001) 『投機バブル 根拠なき熱狂』 , ダイアモンド社)
- [18] Vuolteenaho, Tuomo(2002),“ What Drives Firm-Level Stock Returns?” ,*Journal of Finance*57(1),pp.233-264
- [19] 祝迫得夫 (2004) ,「日本の株式市場のパズル」 , フィナンシャル・レビュー ,March,pp.17-28
- [20] 植田和男 , 鈴木勝 , 田村達郎 (1986) ,「配当と株価：シラートテストの日本への応用」 , フィナンシャル・レビュー ,August,pp.1-10

图 1: 配当株価比率

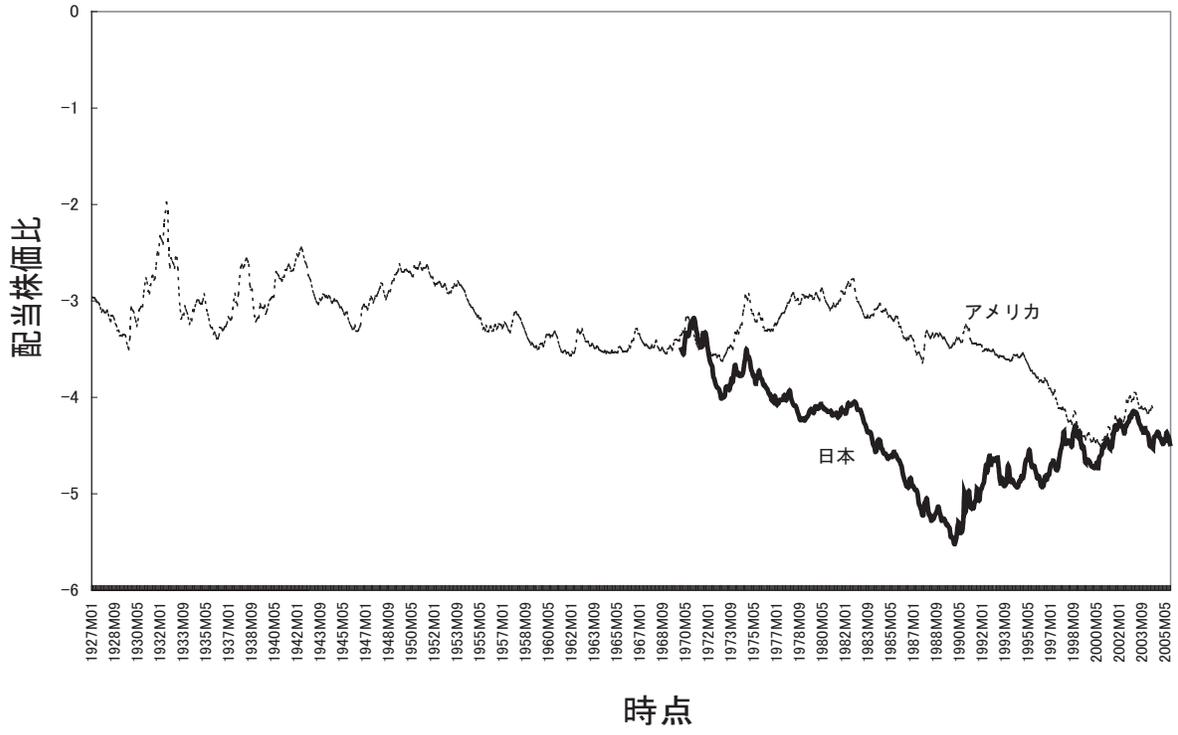


表 1: 基本統計量 (超過収益率の予測変数)

	$e_t$	$r_t$	$\log(\frac{D}{P_t})$	$rbr_t$
Panel A :1970M02-2005M09				
平均	0.001	0.001	-4.412	0.000
標準誤差	0.043	0.004	0.503	0.001
Panel B :1970M1-1989M12				
平均	0.006	0.001	-4.225	0.000
標準誤差	0.037	0.005	0.556	0.001
Panel C :1990M1-2005M09				
平均	-0.006	0.001	-4.648	0.000
標準誤差	0.048	0.002	0.287	0.001
Panel D :1991M11-2005M09				
平均	-0.003	0.001	-4.578	0.000
標準誤差	0.046	0.001	0.217	0.000
Panel E :1992M09 -2005M09				
平均	-0.0001	0.001	-4.564	0.000
標準誤差	0.045	0.001	0.214	0.000

$e$  は月次の超過収益率,  $r$  は実質利子率,  $\log(\frac{D}{P})$  は配当株価比率の対数値,  $rbr$  は短期利子率変数 (“ relative bill rate ”) である. この変数は,  $t$  期のコールレートを  $call_t$  とすると,  $rbr_t = call_t - \frac{1}{12} \sum_{j=t-12}^{t-1} call_j$  によって計算される.

表 2: 分散共分散行列 (超過収益率の説明変数)

	$e_t$	$r_t$	$\log(\frac{D}{P}_t)$	$rbr_t$
Panel A :1970M02-2005M09				
$e_t$	0.0018	<b>0.062</b>	<b>-0.021</b>	<b>-0.143</b>
$r_t$	0.0000	0.0000	<b>-0.311</b>	<b>-0.219</b>
$\log(\frac{D}{P}_t)$	-0.0004	-0.0006	0.2521	<b>-0.015</b>
$rbr_t$	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0000
Panel B : 1970M01-1989M12				
$e_t$	0.0014	<b>0.154</b>	<b>-0.177</b>	<b>-0.203</b>
$r_t$	0.0000	0.0000	<b>-0.331</b>	<b>-0.253</b>
$\log(\frac{D}{P}_t)$	-0.0036	-0.0008	0.3075	<b>-0.021</b>
$rbr_t$	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0000
Panel C :1990M1-2005M09				
$e_t$	0.0023	<b>-0.171</b>	<b>0.064</b>	<b>-0.100</b>
$r_t$	-0.0000	0.0000	<b>-0.553</b>	<b>0.076</b>
$\log(\frac{D}{P}_t)$	0.0009	-0.0002	0.0820	<b>-0.135</b>
$rbr_t$	-0.0000	0.0000	-0.0000	0.0000
Panel D : 1991M11-2005M09				
$e_t$	0.0021	<b>-0.186</b>	<b>-0.064</b>	<b>-0.026</b>
$r_t$	0.0000	0.0000	<b>-0.262</b>	<b>-0.357</b>
$\log(\frac{D}{P}_t)$	-0.0006	-0.0001	0.0467	<b>0.474</b>
$rbr_t$	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0000
Panel E : 1992M09-2005M09				
$e_t$	0.0020	<b>-0.130</b>	<b>-0.136</b>	<b>-0.223</b>
$r_t$	-0.0000	0.0000	<b>-0.198</b>	<b>-0.230</b>
$\log(\frac{D}{P}_t)$	-0.0013	-0.0000	0.0457	<b>0.449</b>
$rbr_t$	0.0000	-0.0000	0.0000	0.0000

$e$  は月次の超過収益率,  $r$  は実質利子率,  $\log(\frac{D}{P})$  は配当株価比率の対数値,  $rbr$  は短期利子率変数で, 定義は表 1 を参照の事. 上三角の太字は相関係数, 下三角に分散, 共分散を報告している.

表 3: 超過収益率に関する VAR の結果 (日本)

	$e_t$ (SE)	$r_t$ (SE)	$\log(\frac{D}{P}_t)$ (SE)	$rbr_t$ (SE)	$R^2$	F 検定 ( $p$ 値)
panel A : 1970M2 - 2005M08						
$e_{t+1}$	<b>0.316 (0.049)</b>	0.077 (0.516)	0.005 (0.004)	<b>-4.254 (1.774)</b>	0.11	0.000
$r_{t+1}$	0.001 (0.003)	<b>0.441 (0.117)</b>	<b>-0.001 (0.0003)</b>	-0.273 (0.258)	0.29	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	<b>-0.121 (0.054)</b>	-0.400 (0.772)	<b>0.990 (0.006)</b>	3.764 (2.313)	0.99	0.000
$rbr_{t+1}$	0.0001 (0.0003)	<b>-0.023 (0.006)</b>	<b>-0.0001 (0.00004)</b>	<b>0.943 (0.028)</b>	0.93	0.000
panel B : 1970M01 - 1989M12						
$e_{t+1}$	<b>0.330 (0.061)</b>	-0.160 (0.549)	-0.004 (0.005)	<b>-4.092 (1.538)</b>	0.14	0.000
$r_{t+1}$	0.002 (0.007)	<b>0.422 (0.133)</b>	<b>-0.002 (0.0005)</b>	-0.359 (0.286)	0.29	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	-0.095 (0.077)	0.119 (0.768)	<b>1.004 (0.007)</b>	<b>4.099 (2.208)</b>	0.99	0.000
$rbr_{t+1}$	0.0005 (0.0007)	<b>-0.024 (0.006)</b>	<b>-0.0001 (0.00003)</b>	<b>0.936 (0.032)</b>	0.93	0.000
panel C : 1990M1 - 2005M08						
$e_{t+1}$	<b>0.266 (0.070)</b>	0.827 (2.128)	<b>0.030 (0.012)</b>	-7.119 (7.775)	0.09	0.000
$r_{t+1}$	-0.001 (0.002)	<b>0.300 (0.091)</b>	<b>-0.002 (0.0004)</b>	0.065 (0.198)	0.38	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	-0.095 (0.077)	-4.246 (2.827)	<b>0.945 (0.018)</b>	6.398 (9.415)	0.96	0.000
$rbr_{t+1}$	0.0003 (0.0002)	<b>-0.026 (0.008)</b>	-0.00004 (0.00003)	<b>0.957 (0.021)</b>	0.95	0.000
panel D : 1991M11 - 2005M08						
$e_{t+1}$	<b>0.263 (0.084)</b>	0.118 (2.960)	<b>0.031 (0.015)</b>	-10.816 (10.558)	0.06	0.009
$r_{t+1}$	-0.003 (0.002)	0.061 (0.074)	-0.0007 (0.0006)	<b>-0.080 (0.301)</b>	0.13	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	-0.115 (0.080)	-2.319 (3.381)	<b>0.940 (0.017)</b>	19.371 (14.233)	0.94	0.000
$rbr_{t+1}$	<b>0.0005 (0.0002)</b>	<b>-0.016 (0.008)</b>	-0.00003 (0.00004)	<b>0.940 (0.029)</b>	0.94	0.000
panel D : 1992M9 - 2005M08						
$e_{t+1}$	<b>0.244 (0.078)</b>	1.782 (2.790)	0.031 (0.016)	<b>-26.178 (14.272)</b>	0.08	0.002
$r_{t+1}$	-0.003 (0.002)	0.031 (0.075)	-0.001 (0.001)	<b>-0.757 (0.452)</b>	0.06	0.013
$\log(D/P)_{t+1}$	-0.064 (0.082)	-2.663 (3.379)	<b>0.934 (0.018)</b>	<b>51.884 (15.538)</b>	0.95	0.000
$rbr_{t+1}$	<b>0.0003 (0.0002)</b>	-0.009 (0.006)	-0.00004 (0.00003)	<b>0.947 (0.032)</b>	0.93	0.000

$e$  は月次の実質収益率の対数値,  $r$  は実質利子率,  $\log(\frac{D}{P})$  は配当株価比率の対数値,  $rbr$  は短期利子率変数で, 定義は表 1 を参照の事. 括弧内は標準誤差を表示し, 標準誤差は分散不均一を考慮した上で計算している. 太字は少なくとも 10% 水準で有意な係数を表している. 表 3 では,  $R^2$  とすべての係数がゼロであるという帰無仮説に関する F 検定の有意水準 ( $p$  値) を報告している.

表 4: 超過収益率に関する分散分解の結果 (日本, ラグ1)

サンプル期間	$Var(v_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r, \eta_e)$ シェア率	$P_e$	$P_r$
1970M2 ~ 2005M08	0.0016	0.0033 2.033 (0.024)	0.0001 0.061 (0.005)	0.0007 0.440 (0.006)	-0.0007 -0.458 (0.005)	-0.0020 -1.241 (0.007)	0.0003 0.166 (0.005)	2.11	7.29
1970M1 ~ 1989M12	0.0012	0.0062 5.342 (0.250)	0.0002 0.205 (0.009)	0.0018 1.559 (0.029)	-0.002 -1.751 (0.015)	-0.0062 -5.336 (0.069)	0.0011 0.980 (0.011)	3.71	9.28
1990M1 ~ 2005M08	0.0021	0.0020 0.947 (0.021)	0.00002 0.009 (0.011)	0.0008 0.386 (0.012)	-0.0001 -0.032 (0.011)	-0.0005 -0.234 (0.011)	-0.0002 -0.076 (0.011)	2.56	10.86
1991M11 ~ 2005M08	0.0019	0.0018 0.920 (0.023)	0.000005 0.003 (0.012)	0.0005 0.256 (0.013)	-0.00005 0.024 (0.012)	-0.0004 -0.199 (0.012)	0.000001 -0.004 (0.012)	2.11	15.14
1992M09 ~ 2005M08	0.0017	0.0016 0.927 (0.024)	0.000003 0.002 (0.013)	0.0005 0.281 (0.014)	0.00001 0.005 (0.013)	-0.0004 -0.226 (0.013)	-0.00002 0.010 (0.013)	2.35	14.19

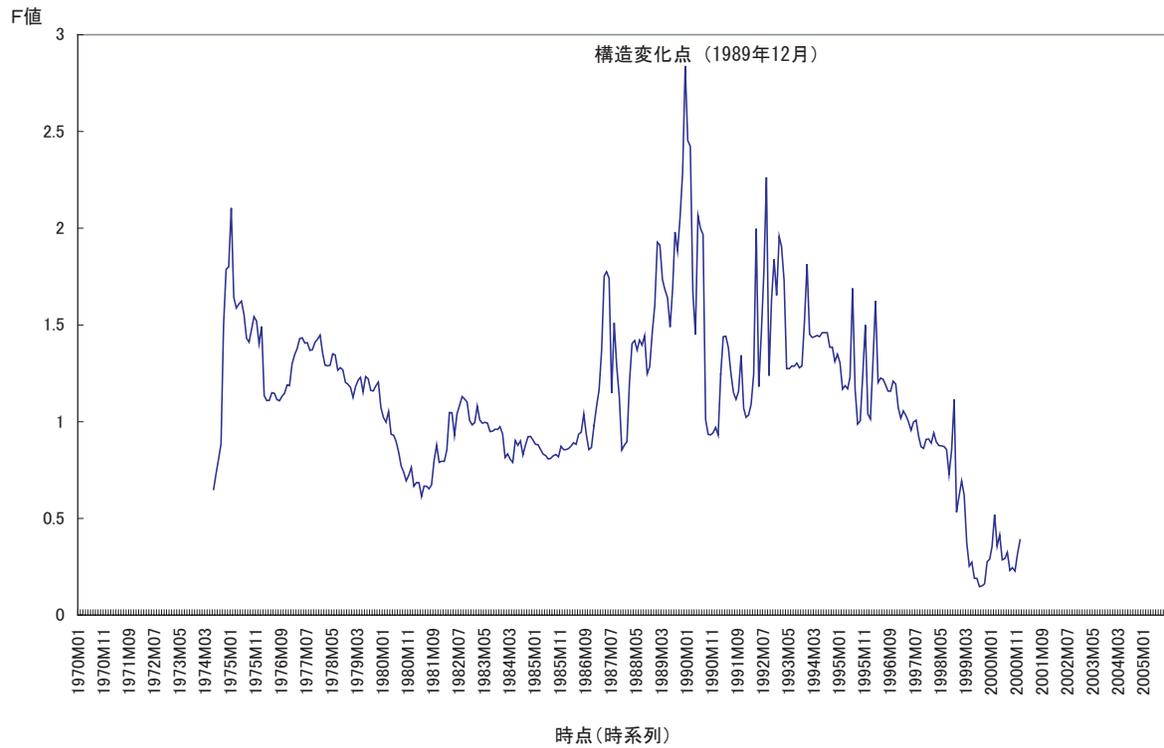
$\eta_d, \eta_r$  と  $\eta_e$  は将来の配当の支払に関する期待の見直し, 将来の実質利子率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している. これらは VAR の体系を用いて計算している. 詳細は本文を参照の事.  $Var(\eta_d), Var(\eta_r), Var(\eta_e), -2Cov(\eta_d, \eta_r), -2Cov(\eta_d, \eta_e), 2Cov(\eta_r, \eta_e)$  のシェア率は  $Var(v_e)$  に対する比率として計算している. これらの項を合計すると 1 になる. 表中における括弧内は, シェア率の分散を報告している. これは, デルタ法を利用して計算している.  $P_e$  と  $P_r$  はそれぞれ超過収益率の持続性と実質利子率の持続性の指標である. 定義は本文を参考の事.

表 5: 超過収益率に関する分散分解の結果 (日本, ラグ4)

サンプル期間	$Var(v_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r, \eta_e)$ シェア率	$P_e$	$P_r$
1970M2 ~ 2005M08	0.0012	0.0015 1.219 (0.012)	0.0001 0.097 (0.005)	0.0002 0.173 (0.005)	-0.0005 -0.445 (0.005)	-0.0001 -0.071 (0.005)	0.00003 0.027 (0.005)	2.54	5.83
1970M1 ~ 1989M12	0.0008	0.0021 2.586 (0.066)	0.0002 0.258 (0.009)	0.0003 0.319 (0.010)	-0.0010 -1.253 (0.012)	-0.0011 -1.386 (0.013)	0.0004 0.477 (0.009)	5.19	6.44
1990M1 ~ 2005M08	0.0015	0.0005 0.311 (0.012)	0.00003 0.017 (0.011)	0.0011 0.722 (0.016)	-0.00005 -0.030 (0.011)	0.0003 0.166 (0.011)	-0.0003 -0.187 (0.011)	4.46	6.72
1991M11 ~ 2005M08	0.0012	0.0005 0.450 (0.015)	0.000006 0.005 (0.012)	0.0005 0.417 (0.014)	0.00001 0.011 (0.012)	0.0002 0.152 (0.012)	-0.00004 -0.035 (0.012)	2.23	5.94
1992M09 ~ 2005M08	0.0012	0.0006 0.486 (0.016)	0.00001 0.006 (0.013)	0.0004 0.359 (0.015)	0.00001 0.007 (0.013)	0.0002 0.172 (0.013)	-0.00003 -0.029 (0.013)	2.08	6.29

$\eta_d, \eta_r$  と  $\eta_e$  は将来の配当の支払に関する期待の見直し, 将来の実質利子率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している. これらは VAR の体系を用いて計算している. 詳細は本文を参照の事.  $Var(\eta_d), Var(\eta_r), Var(\eta_e), -2Cov(\eta_d, \eta_r), -2Cov(\eta_d, \eta_e), 2Cov(\eta_r, \eta_e)$  のシェア率は  $Var(v_e)$  に対する比率として計算している. これらの項を合計すると 1 になる. 表中における括弧内は, シェア率の分散を報告している. これは, デルタ法を利用して計算している.  $P_e$  と  $P_r$  はそれぞれ超過収益率の持続性と実質利子率の持続性の指標である. 定義は本文を参考の事.

図 2: 超過収益率の構造変化 (ラグ 1)



VAR の体系に含まれる超過収益率の予測方程式を用いて、各時点での Chow 検定で計算される F 統計量をグラフ化したものである。構造変化のある可能性のある時点としてサンプルの両端 15% を除いたすべての時点で計算している。

図 3: 超過収益率の構造変化 (ラグ 4)



VAR の体系に含まれる超過収益率の予測方程式を用いて、各時点での Chow 検定で計算される F 統計量をグラフ化したものである。構造変化のある可能性のある時点としてサンプルの両端 15% を除いたすべての時点で計算している。

表 6: 超過収益率に関する分散分解の結果 (アメリカ, ラグ 1)

サンプル期間	$Var(v_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r, \eta_e)$ シェア率	$P_e$	$P_r$
1927M1 ~ 2004M05	0.00195	0.00120 0.61447 (0.0030)	0.00004 0.02224 (0.0022)	0.00018 0.08972 (0.0022)	-0.00013 -0.06709 (0.0022)	0.00071 0.36357 (0.0022)	-0.00004 -0.02290 (0.0022)	1.0548	6.25
1927M1 ~ 1988M12	0.00215	0.00096 0.44802 (0.0032)	0.00010 0.04813 (0.0027)	0.00055 0.25624 (0.0029)	-0.00038 -0.17643 (0.0027)	0.00118 0.54799 (0.0029)	-0.00027 -0.12394 (0.0027)	1.7407	11.982
1970M2 ~ 2003M07	0.00130	0.00043 0.33260 (0.0056)	0.00026 0.20162 (0.0052)	0.00008 0.05801 (0.0050)	0.00063 0.48324 (0.0053)	-0.00007 -0.05031 (0.0050)	-0.00003 -0.02515 (0.0050)	0.91701	17.008
1993M9 ~ 2003M07	0.00127	0.00003 0.02492 (0.0172)	0.00001 0.00938 (0.0172)	0.00147 1.16220 (0.0405)	-0.00001 -0.00859 (0.0172)	-0.00022 -0.17291 (0.0174)	-0.00002 -0.01500 (0.0172)	5.9266	3.9721

$\eta_d, \eta_r$  と  $\eta_e$  は将来の配当の支払に関する期待の見直し, 将来の実質利子率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している. これらは VAR の体系を用いて計算している. 詳細は本文を参照の事.  $Var(\eta_d), Var(\eta_r), Var(\eta_e), -2Cov(\eta_d, \eta_r), -2Cov(\eta_d, \eta_e), 2Cov(\eta_r, \eta_e)$  のシェア率は  $Var(v_e)$  に対する比率として計算している. これらの項を合計すると 1 になる. 表中における括弧内は, シェア率の分散を報告している. これは, デルタ法を利用して計算している.  $P_e$  と  $P_r$  はそれぞれ超過収益率の持続性と実質利子率の持続性の指標である. 定義は本文を参考の事.