

# 日本の株価変動における金利の影響\*

牧 大 樹

## 1 はじめに

わが国では、バブル崩壊以降、株価と金利が大きく低下している。現在価値の観点からは、金利の下落は株価の上昇をもたらすが、これまでの実証研究では、常に金利が株価の変動要因となる結果は必ずしも得られていない。しかし、常に金利が株価の変動に寄与していなくても、ある期間では寄与している可能性がある。

本稿の目的は、金利が日本の株価の変動に、常に、または、ある期間において寄与しているかどうかを検証することにある。そこで、株価に対する説明力を見るための手法として、株価の変動に影響をもたらす可能性がある配当に加え、金利を用いて日本の株価が予測可能であるかどうか（予測可能性）を分析する。予測分析による影響力や変動要因を検証することで、日本の株価がある期間にどのような要因でどの程度変動していたかを明らかにできる。また、現在の株価低迷と金利の関係のメカニズムを考察する上でも何らかの手がかりを得られる。

これまでの株価と金利の関係については、Campbell (1987) により、金利の期間構造が株式収益率を予測すると示された。しかし、Shiller and Beltratti (1992) は現在価値モデルにおける株価と長期金利の相関が低いことを明らかにした。

---

\*本稿を作成するにあたり、同志社大学の北坂真一教授、清川義友教授に有益なコメントをいただいたことをここに記して感謝する。

同様に、Campbell and Ammer (1993) では、株式収益率と金利の相関が低いことを指摘した。また、Fama and French (1988a, 1988b) や Cochrane (1994) では、配当が株価の変動要因となることを確認した。

一方、わが国の研究として、Tsoukalas (2000) が構造的 VAR (Vector Autoregression) モデルを用いて株価の変動要因を分析している。その結果、配当と異なり、金利は株価の変動要因にほとんど寄与していないことが示された。また、久保田、竹原 (1999) では、単純回帰分析から、株価変動と短期金利や配当などの6変数の関係を検証している。検証から、それらの変数から株価への因果関係があることを明らかにした。羽森、本多 (1996) では、実体経済と株価変動の関係を VAR モデルから分析し、株価変動の要因として短期金利が挙げられる結果を得ている。

このように、金利が株価の変動要因となる結果は一致していない。しかし、先行研究では、常に金利が株価の変動要因として寄与しているかどうかだけを分析し、ある期間で機能しているかは考察されていない。もし、期間により変動要因が異なれば、金利と株価に加え、その背後にある経済状況との関係を考察する重要な手がかりとなる。したがって本稿では、金利が本当に日本の株価に対し説明力を持つかということを先行研究とは異なる手法で分析し、さらに、金利がある期間で株価の変動要因に寄与しているかどうかを検証する。

本稿では、こうした問題意識から、先行研究と異なり、①予測可能性と②構造変化の検定を用いて株価変動における金利の影響を考察する。まず、①の利点は、サンプル外 (out-of-sample) とサンプル内 (in-sample) の2つの手法で分析できることにある。サンプル外の分析は、配当に加え、金利を用いて株価を予測できるかどうかと VAR の分析が適切であるかどうかを検証できる。サンプル内の分析は、F 検定や予測の分散分解により、金利と配当が株価の変動にどの程度寄与しているかを分析できる。

通常、変動要因や影響力の検証は、サンプル内の分析だけにとどまる。しかし、もしサンプル内の結果と異なり、サンプル外でそうした結果が得られない

なら、変数間の関係が不安定であり、必ずしも株価に影響力を持つとは言えなくなる。また、VARの分析自体が適切でなくなるかもしれない。Neely and Weller (2000) では、こうしたサンプル外の不安定性が明らかにされた。しかし、サンプル内に加え、サンプル外でも株価への予測改善力が得られれば、さらに株価への重要な影響を持つことになる。この2つの手法を用いることは、Neely and Weller (2000) にあるように、株価と他の変数の関係を確認する有効なアプローチであり、影響力や変動要因の検証結果に頑健性を与えられる。

次に、②は①の分析をさらに支持するために用いられる。②の利点は、株価と金利、配当の構造的な安定性を調べられることにある。変数間の関係が安定することは、株価の変動を説明するために金利と配当が必要であることを意味する。例えば、株価のみのARモデルでは構造変化があるけれども、金利と配当を加えることで構造変化がなくなれば、株価の変動に対して重要な影響を持つことになる。この問題を検証するためには、Andrews (1993) と Bai (1997) の事前に分からない構造変化の時点を求める手法を用いる。こうした2つの利点を踏まえ、本稿では、Tsoukalas (2000) をもとに、株価として株式収益率を用い、配当に加え、金利を考慮に入れたVARモデルにより株価の変動要因を考察する。金利は、期間を通じて株価に対する働きが異なる可能性があるので、長期金利と短期金利を用いる。

本稿の構成は、次のとおりである。2章では、分析に用いるデータと手法について説明し、3章でサンプル外の予測の分析結果を示す。4章ではF検定と分散分解を行い、5章で構造変化について議論し、6章でまとめを述べる。

## 2 データ, 分析手法

本稿で用いる予測モデルは、次のような  $p$  次のVARモデルである。

$$Y_t = \alpha + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + u_t, \quad (1)$$

$Y_t = \{SR_t, DY_t, LTR_t, STR_t\}'$ ,  $SR_t = (S_t - S_{t-1})/S_{t-1} \times 100$  :  $t$  期の株式収益率 (%),  
 $S_t$  :  $t$  時点における配当を含まない資産価格 (1ヶ月平均値のTOPIX),

$DY_t$ :  $t$  期の配当利回り (東証1部1ヶ月平均値 (%)),

$LTR_t$ :  $t$  期の長期金利 (1ヶ月平均値の10年国債利回り (%) を指標とする.),

$STR_t$ :  $t$  期の短期金利 (1ヶ月平均値の有担保翌日コールレート (%) を指標とする.),

$\alpha$ : 定数項ベクトル,  $\Phi$ :  $Y_t$  のラグにおける係数ベクトル,

$u_t$ : 誤差項ベクトル.

使用したデータは, 1972年1月から2000年9月までの月次データであり, 日経NEEDSから取得した.

また, 本稿では, 全ての変数についてレベルを用いて分析する. その理由は, 第1に, 分析の興味が変数に単位根があるかどうかではなく, 予測や変数間の因果関係などにあるときは, 事前のテストのバイアスが生まれるかもしれないためである. そのようなバイアスを避けるために, レベルの分析でVARモデルにおける回帰分析の頑健性が十分に得られるという証明がされている (Sims, Stock and Watson 1990). 第2に, 単位根検定を行ったとしても, Schwert (1989) や Cochrane (1991) で示されているように, 通常の単位根検定では, 検出力の問題が指摘されている. 第3に, Neely and Weller (2000) で述べられているように, 階差を用いると変数間の関係が捉えづらく, さらにデータの生成過程が不明確になる. こうした理由から, 本稿では, 変数の単位根を考えずにレベル変数で分析を行う<sup>1)</sup>.

### 3 株式収益率の予測可能性

本章では, VARモデルを用いて, Fama and French (1988a), Lamont (1998), Neely and Weller (2000) のようなサンプル外の予測を行い, 株式収益率の予測に対する配当と金利の影響力を分析する.

1) 実際, 4変数の単位根検定をおこなったところ, データの範囲, ラグの長さ, 検定モデルの違いにより, 結果は不安定であった. また, 単位根検定の結果が不安定であるので, 変数間の共和分関係は想定しない.

本章で行う分析では、回転予測 (rolling) と拡大予測 (expanding) の2つのケースを考える。回転予測は、60ヶ月を基準にしている。例えば、1977年1月の予測を行うときは、1972年1月から1976年12月のデータを用いて分析する。次に、1977年2月の予測を行うときは、1972年2月から1977年1月のデータを用いて分析する。このように、1ヶ月ずつずらした分析を行うのが回転予測である。もし、変数間の関係が短期的及び中期的であれば、回転予測による結果が強固なものとなる。また、パラメータが不安定ならば、回転予測により、その影響を軽減させることができる。一方、拡大予測では、1～t期までの全てのデータを用いてt+1期の予測を行う。もし、変数間の動的な関係が短期、中期的であるよりもむしろ長期的であるならば、拡大予測による分析が有効となる。ラグの選択は、SBIC (シュワルツの情報量基準) を用いた<sup>2)</sup>。

これらの前提のもと、各変数の予測を行う。t期までのデータで推定されたVARのラグが1期ならば、右辺にt期のデータを入れることで、t+1期の予測を生成できる。このようにして、1ヶ月先の予測を生成する<sup>3)</sup>。回転予測と拡大予測、それぞれのケースにおいて、285ケースの予測が生成される。この予測と実際のデータを比較することで、その誤差が0であるかどうかを検定する。

帰無仮説は、予測と実際の値が等しいとして、次のように表す。

$$E(\hat{Y}_{t+1|t} - Y_{t+1} | \Omega_t, \beta) = 0, \quad (2)$$

$\hat{Y}_{t+1|t}$ : tまでのデータによるt+1期の予測値,  $Y_{t+1}$ : t+1期における実際の値。また、 $\Omega_t$ は、t期までの情報であり、 $\beta$ は、そのときのパラメータのセットとする。

第1表は検定の結果を示す。結果から、平均誤差及びその変動においても拡大予測の方が小さい。VARモデルで拡大予測が有利となった理由は、多くの情

2) 最適なラグは、1～3となった。

3) 1ヶ月先の予測を同じ式の右辺に代入することで、2ヶ月先の予測ができる。さらに同様の手続きで3ヶ月以降の予測も生成できるが、これらは「予測」の予測を行うためバイアスが生まれてくる。そのため、ここでは、1ヶ月先のみを使用する。

第1表 VARモデルを用いた予測の検定

VAR4 variable	1 month mean	p-value	se
R.SR	0.27	0.27	4.17
R.DY	0.01	0.13	0.05
R.LTR	0.01	0.47	0.25
R.STR	0.01	0.58	0.37
E.SR	0.04	0.87	3.82
E.DY	0.01	0.00	0.05
E.LTR	0.03	0.09	0.24
E.STR	0.04	0.06	0.35

(注) R, E は、それぞれ回転予測 (rolling), 拡大予測 (expanding) を意味する. mean は、1 ヶ月あたり平均的な誤差がどれだけあるかを示し、se は、標準偏差を表す. p-value が低いことは、誤差が統計的に有意、つまり、予測と実際の値に誤差があることを示す. 帰無仮説を検定する統計量は、次のようになる. (Hansen and Singleton 1982, Diebold and Mariano 1995).

$$T[\bar{e}'W_T^{-1}\bar{e}] \sim^A \chi^2(r),$$

$$\bar{e} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t, \hat{e}_t = (\hat{Y}_{t+k|t} - Y_{t+k}), W_T: \hat{e}_t \text{ の Newey-West 推定量, } r: \text{自由度 (全て 1)}.$$

報を与えることにより、株式収益率とその他の変数にある長期的な動学関係をうまく捉えられたためであると考えられる。つまり、長期間において、配当に加え、長期金利と短期金利は、株式収益率の予測改善力を持つことを示す。

また、配当、長期金利、短期金利それぞれの予測では、回転予測の結果が良くなっている。このことから、この3つの変数は、短期的もしくは中期的な変動をしており、回転予測が良い結果をもたらす。しかし、株式収益率においては、他の変数が長期的に影響を与えているために、拡大予測の方が良い結果を得られたと考えられる。

これまでは、予測をする際に VAR モデルを用いて分析を行った。しかし、各

変数が多い過去の値やその他の変数と独立して動いていれば、VAR の分析が適当でなかったかもしれない。そのため、他の代替的な予測との比較が必要になる。そこで、代替的な予測法として、株式収益率が過去の平均と等しくなり、他の変数は、ランダムウォークに従うというシンプルベンチマーク (Simple benchmark 以下 SB) モデルを考える (Neely and Weller 2000)。

まず、株式収益率は、1 ヶ月先の値が過去 60 ヶ月の平均と等しいとするモデルを考える。つまり、SB における予測は次のようになる。

$$\hat{Y}_{t+1}^{SB} = E \left[ \sum_{t^*}^t SR \right], \quad t^* : \text{データの開始時期}. \quad (3)$$

このモデルは、株式収益率が過去 5 年において一定であり、平均回帰するという想定になる。また、他の変数を用いることによって、株式収益率を予測できないということを反映している。一方、その他の変数は、次のように表される。

$$DY, LTR, STR : \hat{Y}_{t+1}^{SB} = Y_t + u_t, \quad (4)$$

上述のように SB モデルを定義したので、VAR が SB モデルよりも予測精度が高いかどうかを検定するために、MSPE (mean square prediction error) 基準を用いた検定をおこなう。MSPE は、次のように定義される。

$$\text{MSPE} : \bar{e}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2, \quad \hat{e}_t^2 = (\hat{Y}_{t+1|t} - Y_{t+1})^2 \quad (5)$$

帰無仮説は、両モデルの MSPE が等しいこととして、 $\bar{e}_{VAR}^2 = \bar{e}_{SB}^2$  となる。

結果を第 2 表に示す。株式収益率の 1 ヶ月先の予測においては、VAR の拡大予測が 5% の水準で帰無仮説を棄却している。つまり、配当と長期金利、短期金利を加えた VAR モデルの株式収益率の拡大予測が SB モデルの予測よりも有利であることになる。これは、第 1 表の分析に頑健性を付け加える。第 1 表の分析では、数値上、VAR モデルの拡大予測が有利であることが見て取れるが、統計的には確認できない。しかし、第 2 表の分析で、SB モデルと VAR モデルを比較検証すると、VAR の拡大予測のみが帰無仮説を棄却できている。つまり、配当に加え、長期金利と短期金利を用いることは、株式収益率を予測するため

に、長期的に有効であったことになる。

この結果は、Neely and Weller (2000) の分析結果と対照的となっている。Neely and Weller (2000) では、1 ヶ月先の予測において、SB モデルが VAR モデルの予測精度よりも全て上回っている。こうした結果の理由として、余分な変数を加えたためのバイアスが生まれたことと、変動要因となる変数が足りなかったことの2つが考えられる。つまり、株式収益率の変動要因が配当の他に、Neely and Weller (2000) の分析で含まれていない長期金利と短期金利にもありうることを示す。

また、株式収益率以外の変数は、VAR モデルの予測が全てランダムウォークモデルを上回った。これは、配当がランダムウォークするという仮説 (Marsh

第2表 VAR モデルとシンプルベンチマークモデルの比較

VAR4 variable	1 month ratio	p-value
R.SR	1.02	0.86
R.DY	0.00	0.00
R.LTR	0.06	0.00
R.STR	0.11	0.00
E.SR	0.85	0.01
E.DY	0.00	0.00
E.LTR	0.05	0.00
E.STR	0.11	0.00

(注) ratio は、VAR の MSPE を SB の MSPE で割ったものである。つまり、この値が1より小さいと VAR による予測が SB の予測よりも有効であることになる。p-value が低いことは、VAR と SB の MSPE が等しくないことを示す。この帰無仮説を検定するための統計量は、次のようになる (Hansen and Singleton 1982)。

$$T \left[ \left( \bar{e}_{VAR}^2 - \bar{e}_{SB}^2 \right)' W_T^{-1} \left( \bar{e}_{VAR}^2 - \bar{e}_{SB}^2 \right) \right] \sim A \chi^2(r)$$

$W_T: \hat{e}_{i,VAR}^2 - \hat{e}_{i,SB}^2$  の Newey-West 推定量,  $r$ : 自由度 (全て1)。



and Merton 1987) を強く棄却するものであり、過去のデータにより配当や金利の予測が可能であることを意味する。

本章の予測分析の結果、配当に加え、長期金利と短期金利に株式収益率の予測を改善する働きがあることを確認した。また、SB モデルとの比較から、VAR での分析が適切であることを明らかにした。このことから、配当と金利が株式収益率の変動要因となっている可能性がある。そこで、次章では、F 検定と分散分解を用いて、配当と金利が株式収益率の変動要因に対して一定の寄与をしているか、またはその寄与が期間により異なるかどうかを検証する。

#### 4 株式収益率の変動要因

本章では、まず、F 検定から、配当と金利がどの時期において特に株式収益率の予測変数として重要であるか、つまり、どれほど説明力が強いかを分析する。F 検定は、ある変数  $Y_1$  の予測に他の変数  $Y_2$  や  $Y_3$  を用いることで、予測が改善すれば影響力があることを示す。一方で、分散分解は、 $Y_1$  の変動がどの程度他変数の変動の影響を受けているかを分析するものである。したがって、F 検定と分散分解は、必ずしも一致しない。そこで、F 検定を用いて、配当と金利が特に株式収益率に対して影響力を持つ期間を検証する。その結果を踏まえて、配当と金利が影響力を持つ期間に、どれだけ株式収益率の変動に寄与しているかを分析するために分散分解を行う。

まず、前章での分析を踏まえ、短期、または中期的に期間別で株式収益率への影響を観察するために、サンプル内で VAR の配当と長期金利、短期金利から株式収益率への F 統計量を 286 ケース (60ヶ月、回転) 導出する。例えば、ケース 1 は、1972 : 1 から 1977 : 12 のデータを用いて F 統計量を求める。ケース 2 では、1972 : 2 から 1978 : 1 のデータを使用した F 統計量を求める。このように、1 ヶ月ごとにずらして、配当と長期金利、短期金利から株式収益率の F 統計量を検証する。F 検定は、制約があるもとの残差自乗和と無制約のもとの残差自乗和を計算することにより求まる。 $Y_2$  から  $Y_1$  への説明力を検証する

場合、 $Y_2$ を入れた無制約での残差自乗和  $RSS_1$  と  $Y_2$ を入れない制約下での残差自乗和  $RSS_0$  から、検定統計量は、次のようになる。

$$F = \frac{RSS_0 - RSS_1/p}{RSS_1/(T-2p-1)}, \quad p: \text{ラグの次数}. \quad (6)$$

第1図は、F検定から得られたF値を示す。第1図より、配当は、どの期間においても予測変数としてかなり有効であることがわかる。短期金利では、ケース30後半で一度説明力が落ちる。しかし、ケース40あたりまでは、予測変数として役に立つ可能性がある。長期金利は、この時期予測変数としてほとんど役には立っていない。また、ケース275からは、長期金利と短期金利が予測変数として役に立っていることが分かる。

株式収益率の予測変数として重要であることは、その変動要因となっている可能性がある。そこで、全てのデータに加え、ケース40までのデータ(1972:1~1980:4の100期間)とケース275から286までのデータ(1994:11~2000:9の70期間)を用いて、配当に加え、長期金利と短期金利が株式収益率の変動にどの程度寄与しているかを分析するため、分散分解を行う。まず、 $Y_{t+h}$ をVARモデルからベクトル移動平均(vector moving average, 以下VMA)の形で表すと、

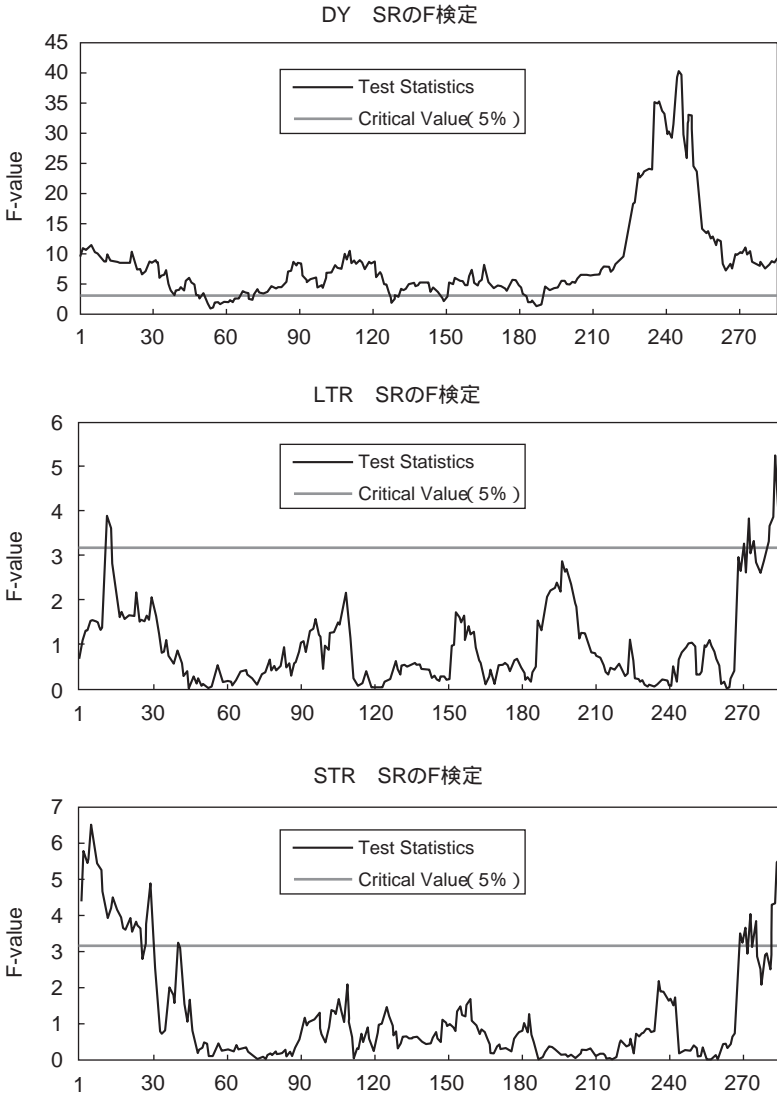
$$Y_{t+h} = \Psi_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i u_{t+h-i}, \quad (7)$$

となり、 $h$ 期先の誤差は次のようになる。

$$Y_{t+h} - \bar{Y}_{t+h} = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i u_{t+h-i}, \quad \bar{Y}_{t+h} = E[Y_{t+h}]. \quad (8)$$

よって、 $h$ 期先の予測誤差の分散  $V(Y_{t+h})$  は、

$$\begin{aligned} V(Y_{1,t+h}) &= \sigma_1^2 [1 + \Psi_{11}(1)^2 + \cdots + \Psi_{11}(h-1)^2] + \cdots \\ &\quad + \sigma_m^2 [1 + \Psi_{1m}(1)^2 + \cdots + \Psi_{1m}(h-1)^2] \\ &\quad \vdots \\ V(Y_{m,t+h}) &= \sigma_1^2 [1 + \Psi_{m1}(1)^2 + \cdots + \Psi_{m1}(h-1)^2] + \cdots \\ &\quad + \sigma_m^2 [1 + \Psi_{mm}(1)^2 + \cdots + \Psi_{mm}(h-1)^2] \end{aligned}$$



第1図 DY, LTR, STR からSRのF検定

$\Psi_{ij}$  :  $\Psi_i$  の各要素,  $\sigma_i^2$  : 誤差項ベクトルの各要素の分散, (9)

と表すことができる. このように表現することで, 各変数の変動がその原因となるショックごとに分解できる. つまり, 分散分解は, 個別のショックが各々の変数にどの程度影響しているかを見ることができる. さらに, その割合を相対的分散寄与率 (relative variance contribution 以下 RVC) として, 次のように定義できる.

$$RVC(Y_j \rightarrow Y_i, h) = \frac{\sigma_j^2 \sum_{k=0}^{h-1} \Psi_{ij}(k)^2}{V(Y_i)} \quad (10)$$

**第3表** は, 株式収益率の変動における, データ範囲全体の RVC とそれぞれの時期の RVC を表す. Tsoukalas (2000) では, 日本の株式収益率の変動要因として, 配当と異なり, 金利は影響がないという結果を示した. サンプル期間全体の分析は, その結果と一致する. しかし, 表から明らかのように, ある時期によっては, 長期金利と短期金利も株式収益率の重要な変動要因となっており, 配当と同等の役割を担っている. サンプル期間 1972 : 1 ~ 1980 : 4 では, 12ヶ月以降, 短期金利と配当が同じ程度で, その重要な変動要因となっている. サンプル期間 1994 : 11 ~ 2000 : 9 では, 配当と長期金利が同程度の変動要因とな

**第3表** 分散分解

Data : 1972 : 1 - 2000 : 9

Month	SE	SR	DY	LTR	STR
1	3.61	100	0	0	0
2	4.06	88.9	10.6	0.5	0
3	4.07	88.5	10.8	0.6	0.1
6	4.08	88.1	10.7	0.6	0.6
12	4.09	87.6	10.7	0.6	1.1
24	4.10	87.3	10.7	0.7	1.3
36	4.10	87.3	10.8	0.7	1.2
48	4.11	87.2	10.8	0.7	1.3
60	4.11	87.2	10.8	0.7	1.3

Data : 1972 : 1 - 1980 : 4

Month	SE	SR	DY	LTR	STR
1	2.73	100	0	0	0
2	3.04	86.2	11.4	2.4	0
3	3.07	85.0	12.1	2.8	0.1
6	3.20	79.6	12.5	2.6	5.3
12	3.37	73.4	12.6	2.5	11.5
24	3.40	72.5	12.7	2.5	12.3
36	3.41	72.3	12.7	2.5	12.5
48	3.41	72.1	12.7	2.5	12.7
60	3.42	72.1	12.7	2.5	12.7

Data : 1994 : 11 - 2000 : 9

Month	SE	SR	DY	LTR	STR
1	3.33	100	0	0	0
2	3.75	87.7	10.6	0.7	1
3	3.91	81.5	12.8	2.8	2.9
6	4.23	73.3	12.6	10.0	4.1
12	4.23	72.7	12.6	10.1	4.6
24	4.24	71.8	12.7	10.9	4.6
36	4.24	71.7	12.8	10.9	4.6
48	4.24	71.7	12.8	10.9	4.6
60	4.24	71.7	12.8	10.9	4.6

(注) se は、各期間における SR の予測誤差の標準偏差を表す。SR, DY, LTR, STR, は、SR の変動に対して、4 変数がどの程度の割合 (%) を占めているかを表している。分散分解は、変数間の並び方により、結果が異なることがある。そこで、先行研究との比較を明確にするために、株式収益率、配当は、Toukalas (2000) における並び方と等しくした。なお、長期金利、短期金利の順番を変化させても、大きな違いは現れなかった。また、60 期以降は、変動割合にほとんど変化が表れなかった。

っており、短期金利もその変動要因として無視できない値となっている<sup>4)</sup>。

## 5 構造変化

配当に加え、長期金利と短期金利を用いることが、株式収益率の予測や変動を説明する際に、有効であることがこれまでの検証から明らかとなった。そこで本章では、株式収益率を説明する場合、それらの式の間に構造変化があるかどうかを検証する。もし構造変化があれば、そのモデルの関係は、株式収益率を説明する際に、時系列的に不安定となる。しかし、構造変化がなければ、変数間の動的関係をうまくとらえ、その動的関係が比較的安定した式となる。つまり、株式収益率を説明する変数として必要であることを意味する。これらの問題を検証するため、Andrews (1993)、Bai (1997)の事前に分らない構造変化のポイントを探す手法を用いる<sup>5)</sup>。本章で検証するのは、株式収益率の動的関係に構造変化があるかどうかである。したがって、VARモデルにおいて、株式収益率を被説明変数としている方程式に関してのみ分析する。

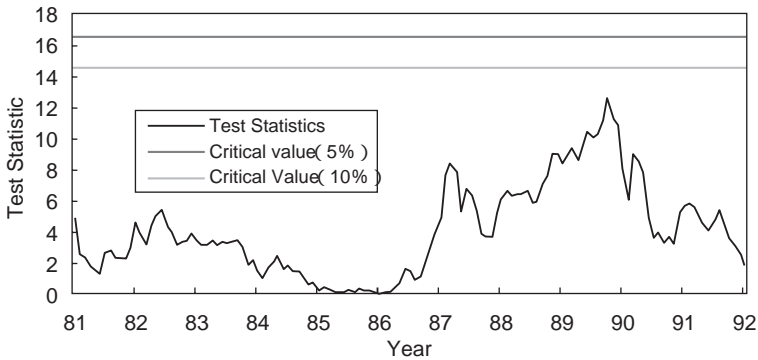
帰無仮説は、ある期間の前後でパラメータのセットに構造変化がないことであり、 $\beta_1 = \beta_2$ となる。 $\beta_1$ は、 $1 \sim \pi T$ 期間までのパラメータのセットであり、 $\beta_2$ は、 $\pi T + 1 \sim T$  ( $0 < \pi < 1$ )のパラメータのセットとなる<sup>6)</sup>。もし、構造変化が1つ見つかったら、構造変化の前後に分けられた2つのサンプルで同じように検定をして、全てが棄却されなくなるまで分析する (Bai 1997)。

第2図は、 $\pi_0 = 0.30$ における全てのデータ (1972:1から2000:9)の検定統計量を示す。図からも分かるように、配当に加え、長期金利と短期金利を加えたVARモデルでは、棄却域10%においても帰無仮説が棄却されていない。この

4) 残りのサンプル 1980:5 ~ 1994:10 では、金利が予測変数として重要になっていないため変動要因の検証結果は示していない。この期間における分散分解の結果は、金利が株式収益率の変動要因として全く寄与していない。これは、80年代から90年代初頭の金融政策が株価の上昇と下落に寄与していないことを示唆する。

5) 同様の手法としてCUSUM検定があるが、Andrews (1993)に指摘されているように、検出力が小さい。

6) 初期値の $\pi_0$ は、0.30に設定した。つまり、 $0.3T \sim 0.7T$ 期間の検定統計量を求める。



第2図 全期間での構造変化の統計検定量

結果は、配当、長期金利、短期金利と株式収益率が長期的な動的関係にあることを示している。

構造変化の検定の結果は、3節の分析と整合性がある。VARモデルにおいて拡大予測が有効であったのは、構造変化がなく、変数間の動的関係やパラメータが長期的に安定したものであったためである。こうした結果からも、配当に加え、短期金利と長期金利が株式収益率の予測改善力を持ち、さらに、株式収益率の変動要因を分析する変数として重要となっていることが分かる。

## 6 ま と め

本稿では、金利が日本の株価の変動要因となっているかどうかを検証した。予測可能性による検証から、配当に加え、長期金利と短期金利にも株式収益率の予測を改善する働きがあることを確認した。また、構造変化の検定からも長期金利と短期金利が株式収益率を分析するための変数として重要であることも示された。さらに、分散分解の結果から、それらの変数は、株式収益率の変動にも寄与していることが明らかとなった。配当は、どの期間においても株式収益率の変動に寄与をしているが、短期金利は1970年代に、長期金利は1990年代半ばから特に大きく寄与していた。この結果は、1970年代にはインフレ期

待, 1990年代半ばからはデフレ期待が株価に影響していた可能性を示唆する。このことから分かるように, 金利は, 株式収益率の変動において一様に寄与しているのではなく, その変動寄与は, 期間によって異なる。

本研究により, わが国の株価に対する金利の影響の重要性が確認された。このことは, 金融政策が実体経済に影響する1つの経路として, 株価が重要なものとなる可能性を示唆している。例えば, Blinder and Yellen (2001)では, 1990年代のアメリカにおいて, 金利の低下が株価を刺激し, 資産効果によって消費を高めたことが指摘されている。本稿の結果は, こうした経路がわが国でも少なくともゼロ金利に達する前までは一部で機能した可能性を示唆している。もちろん, 本稿は金利から株式収益率への経路を確認したに過ぎず, マクロ経済全体の効果については検討していない。これらについては, 今後の検討課題としたい。

## 補 論

### 構造変化の検定

構造変化のポイントが事前にわからないとき, それを検定する検定統計量は,

$$LM_T(\pi) = \frac{T}{\pi(1-\pi)} \bar{m}_1(\pi | \beta_T)' \hat{S}_T^{-1} \bar{M}_T [\bar{M}_T' \hat{S}_T^{-1} \bar{M}_T]^{-1} \bar{M}_T \hat{S}_T^{-1} \bar{m}_1(\pi | \beta_T), \quad (11)$$

である。ただし,  $\beta_T: T$  期間のデータから推定されたパラメータのセット,

$$\bar{m}_1(\pi | \beta_T) = \frac{1}{[\pi T]} \sum_{t=1}^{[\pi T]} m_t(y_t, y_{t-p} | \beta_T)$$

:  $\beta_T$  における  $\pi T$  期までの平均残差

$$\hat{S}_T = \frac{1}{T} [\bar{M}_T'(\pi) \hat{W}_T^{-1}(\pi) \bar{M}_T(\pi)]^{-1},$$

$$\bar{M}_T(\pi) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial m_t(\pi | \beta_T)}{\partial \beta_T},$$



$$\hat{W}_T = \hat{W}_{T,0} + \sum_{\nu=1}^q [1 - (\nu/(q+1))] (\hat{W}_{T,\nu} + \hat{W}'_{T,\nu}),$$

$$, \hat{W}_{T,\nu} = \frac{1}{T} \sum_{t=\nu+1}^T m_t(\pi | \beta_T) m'_{t-\nu}(\pi | \beta_T),$$

となる。この LM 統計量を各期間計算して、最も大きな値が臨界値を超えていたら、その時点で構造変化が起こったとする。臨界値は、Andrews (1993) から得られる。本稿における分析では、検定期間の前後でラグ次数が異なる可能性があるため、ラグを 1 に統一して計算した。ラグ次数は、結果に大きな影響を与えない。

## 【参考文献】

- Andrews, D. W. K., (1993) "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, Vol. 61, pp. 821-856.
- Bai, J., (1997) "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, pp. 551-563.
- Blinder, A. S. and J. L. Yellen, (2001) *The Fabulous Decade: Macroeconomic Lessons from the 1990s*, The Century Foundation.
- Campbell, J. Y., (1987) "Stock Returns and the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, pp. 373-399.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer, (1993) "What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns," *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 3-37.
- Cochrane, J. H., (1991) "A Critique of the Application of Unit Root Tests," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 15, pp. 275-284.
- Cochrane, J. H., (1994) "Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp. 241-265.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano, (1995) "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 253-63.
- Fama, E. F. and K. R. French, (1998a) "Dividend Yields and Expected Stock Return," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 3-25.
- Fama, E. F. and K. R. French, (1988b) "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 246-273.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton, (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models," *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1269-86.
- Lamont, O., (1998) "Earnings and Expected Returns," *Journal of Finance*, Vol. 53, pp. 1563-1587.
- Marsh, T. A. and R. C. Merton, (1987) "Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market," *Journal of Business*, Vol. 60, pp. 1-40.
- Neely, C. J. and P. Weller, (2000) "Predictability in International Asset Returns: A

- Reexamination," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, pp. 601-620.
- Newey, W. K. and K. D. West, (1994) "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, pp. 153-162.
- Schwert, G. W., (1989) "Testing for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, pp. 147-159.
- Shiller, R. J. and A. E. Beltratti, (1992) "Stock Prices and Bond Yields," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, pp. 25-46.
- Sims, C. A., J. H. Stock, and M. W. Watson, (1990) "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, Vol. 58, pp. 113-144.
- Tsoukalas, D. K., (2000) "The Components of Stock Prices: Evidence from the Japanese Stock Markets," *The Journal of Applied Business Research*, Vol. 16, pp. 51-62.
- 久保田敬一・竹原 均, (1999) 「株価変動, 経済成長と状態変数: 資産経済における期待リスクプレミアムの実証」『ファイナンス研究』第25巻, pp. 25-46.
- 羽森茂之・本多祐三, (1996) 「資本市場と実物経済」, 橘木俊詔・筒井義郎編著『日本の資本市場』日本評論社, 第15章, pp. 337-363.

## The Doshisha University Economic Review Vo.55 No.3

**Abstract**

Daiki MAKI, *The Influence of Interest Rates on Japanese Stock Price Movements*

This paper tests the influence of interest rates on Japanese stock price movements from 1972 to 2000. As a result, a short-term and long-term interest rates greatly contributed to stock price movement in 1970's and from the middle in 1990's, respectively. The results of this paper are different from those of other studies, and it is clear that the short-term and long-term interest rates are significant for the primary factor of Japanese stock price movements at particular periods. The results indicate the possibility that the stock prices are highly regarded as one of the channels through which monetary policy influences real economy.