

共和分法による日米株価形成についての分析

秋 森 弘

1. はじめに
2. 日米の株価形成の相違
 - 2-1. 企業の収益率と株価
 - 2-2. イールド・スプレッドを用いた考察
3. 「金利・益利回り」および「金利・配当利回り」の共和分検定
 - 3-1. データの定常性テスト
 - 3-2. モデルの同定
 - 3-3. 共和分のランク・テスト
 - 3-4. 共和分の線形制約テスト
 - 3-5. 期間を変えた分析
4. むすび

1 はじめに

株式市場の効率性の検定を目的とした研究あるいは、株価バリュエーションに関する議論など、株価形成に関する先行研究が多数存在している。

本稿では、先行研究とはやや異なった視点として、株式市場関係者が実務上用いているイールド・スプレッドと呼ばれる概念を理論的な側面から再解釈しながら、共和分法を用いて日米株式市場における株価形成の相違点を確認することを目的としている。併せて、日米の株価形成の差異がコーポレート・ガバナンスに及ぼす含意についても若干触れることとする。

日米の株価形成の相違点进行分析するための手法としては、長期金利と配当利回り、ないし益利回りとの共和分検定を行う。これらの

データは検定の結果、非定常であるとの帰無仮説が棄却されないため、データ間の相関を分析するにはそれらが定常となるまで原データの階差ないし変化率をとり、そうした変換をほどこした上で分析する必要があるが、そのような変換の過程で、配当割引モデルを基礎とした分析が不可能になってしまうばかりか、原データの水準に含まれる情報を捨ててしまうことになるので、このような変換をほどこさず原データのまま利用できるのであればそのほうがより望ましい。そして、それらのデータ間に共和分関係が存在するなら、原データのままでそれらのデータ間に相関関係が存在することになり、配当割引モデルを基礎とした分析が可能となる。そこで本稿では、長期金利と配当利回り、ないし長期金利と益利回りとの共和分関係の存在を調べることで、日米の株価形成の相違を確認することとした。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、企業が直面する設備投資機会の期待収益率の代理変数として何が考えられるかについて、配当政策の違いから来る日米の相違を推論する。次いで3節では、共和分法を用いて、前節の推論を検定する。4節では、以上の結果を踏まえ、株価形成がコーポレート・ガバナンスに及ぼす含意について若干の考察を行い、本稿のむすびとする。

2. 日米の株価形成の相違

2-1. 企業の収益率と株価

本稿の以下の分析の準備にあたり、まず、

企業の設備投資収益率ないし株主資本コストと株価の関係について考察しておくこととする。株価のボラティリティと配当利回りには逆相関関係が存在し、その理論的説明として、デュレーション効果、収益率効果、裁定実現効果、情報効果が挙げられる。特にここでの問題意識からいえば、収益率効果とデュレーション効果が重要である。

収益率効果とは、企業が直面する投資機会の期待投資収益率に関する株価の弾力性は、配当利回りが小さいほど、あるいは内部留保率が大きいほど大きくなるというものである。

市場の不完全性のために増資コストが高く、増資によって得られる資金量が利益水準に依存するならば、企業は予定している大規模投資のために配当支払いを減少させることが合理的となる。さらに、正のNPVをもたらず投資機会の存在は株価を上昇させ、結果として配当利回りが低下する。その結果、配当利回り配当支払いは企業が直面する成長機会の量の代理変数となりうる。すなわち、配当利回り、配当性向が低い企業ほど成長機会が豊富である可能性を示唆する。しかし、もし成長機会からの利益予想が現在所有する資産からの利益予想よりも信頼性が低い場合には、低配当、低配当利回りの企業は株価のボラティリティが大きくなる。

t期の株価を P_t 、t期の期待配当を D_t 、配当成長率を g 、将来のキャッシュフローの割引率を K とし、企業は一定の配当性向 $1-c$ を持ち、企業は自己資金の再投資について期待収益率 R を稼ぎ、増資を行わないとすると、 $g = cR$ であるから、株価は、

$$(1) P_t = \frac{D_{t+1}}{K - cR}$$

である。これを R に関して微分すると、

$$(2) \frac{dP_t}{dR} = \frac{cD_{t+1}}{(K - cR)^2}$$

となる。これを変形すると、

$$(3) \frac{dR_t}{dR} \frac{R}{P_t} = \frac{cR}{D_{t+1}/P_t}$$

となる。したがって、プロジェクトの期待収益率に関する価格弾力性は、配当利回りと逆相関、内部留保率と正の相関を持つ。

また、デュレーション効果によれば、金利の変化に関する株価の弾力性（逆相関）も、配当利回りと逆相関を持つ。

高い配当利回りは、キャッシュフローの短期化を意味する。もし配当政策が安定的であれば、短期債と長期債の比較と同様の類推で、高配当株式は短いデュレーションを持つ。短期負債がいつも額面価格に近い価格であるのと全く同様に、高配当株式の価格は割引率の変化に影響されにくい。

配当成長率 g を定数とすると、株価は

$$(4) P_t = \frac{D_{t+1}}{K - g}$$

となるが、これを K に関して微分すると、

$$(5) \frac{dP_t}{dK} = -\frac{D_{t+1}}{(K - g)^2}$$

である。これを、割引率 K に関する価格弾力性の形に書き換えると、配当利回りに対する K の比率となる。

$$(6) -\frac{dP_t}{dK} \frac{K}{P_t} = \frac{K}{D_{t+1}/P_t}$$

したがって、高配当利回りであれば、割引率の変化の影響が小さくなり、他の条件を一定とすれば金利変化に関する株価のボラティリティが小さくなる。

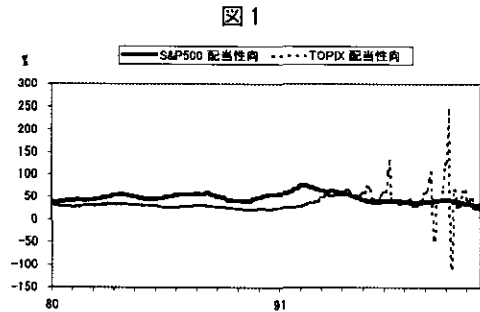
R 、 K ともに実際の値を観測することはできないが、 K に関しては、当該株式に関するリスク・プレミアム等他の条件を一定とすれば金利と同様の動きをすると考えられる。一方、 R は企業が直面する設備投資機会の期待収益率であるから、不完全市場の下では、外部の投資家がこれを直接知ることはできない。

そこで、 R に関しては、株式投資にあたりこれをどの程度重視するか、また何をその

代理変数としてみなすのかによって株価形成が異なってくると考えられる。すなわち、Rについての予想が不確実であるにとらえ、これをあまり重視しないか、あるいは、他の代理変数によってRを予想し、これを重視するかである。

他の代理変数によってRを予想するとすれば、以上の考察から配当利回り、益利回りが考えられよう。そして、配当利回りがRの代理変数となりうるか否かは、企業がいかなる配当政策を採っているかに依存するであろう。

日米の配当性向の推移をみると、アメリカでは配当性向は概ね安定的に推移しているが、日本では配当性向が激しく変動している。図1に示した配当性向はインデックス採用銘柄の配当および利益の合算値であるため、ここでみる配当性向は必ずしも個別企業の配当性向の推移を表すものとはいえないものの、このことは、日本では安定的配当額の重視、アメリカでは安定的配当性向の重視という一般に指摘される日米の配当政策の特徴と整合的である⁽¹⁾。

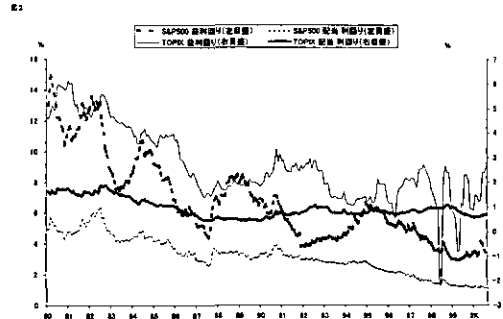


したがって、安定的配当額を重視する日本の企業の場合、企業業績の好転が予想される時、株価は上昇するものの配当額は不変であるため、配当利回りが低下することとなる。その結果、日本では、配当利回りをRの代理変数として考えることはできないということになる。そして日本では、配当利回りに換えて、企業業績関連の変数をRの代理変数と

みなしているのではないかと考えられる。

以上から、日本では、企業業績関連の変数をRの代理変数として考えているとすると、企業業績が回復する局面では株価が上昇する。しかも、日本では配当利回りが低いから、収益率効果により、一定の企業業績の回復に対する株価の上昇度合いが大きいと考えられる⁽²⁾。他方、アメリカでは配当利回りが高いから、収益率効果も日本に比べ小さい。

図 2



以上の推論を補強するため、次に、株式市場関係者の中で相場の過熱度合いをみる指標として用いられている「イールド・スプレッド」について考察してみる。

2-2. イールド・スプレッドを用いた考察

Pを株価、Kを割引率、Eを1株当たり利益、cを留保率、Rを再投資期待収益率として、配当定率成長型DDMを考えると

$$(7) P = \frac{(1-c)E}{K-cR}$$

となるが、これを変形すると、

$$K - \frac{(1-c)E}{P} - cR = 0$$

となる。簿価ベースの株主資本コストとしては株主資本利益率(ROE)があるが、日本銀行(1995)などにみられるように、通常、実証分析にあたっては、時価ベースの株主資本コストとして益利回りが用いられることが多い。そこで、Rの代理変数として、益利回りE/Pを考えることができるとすると、

上式において $R = E/P$ と置いて整理すると、

$$(8) \quad K - \frac{E}{P} = 0$$

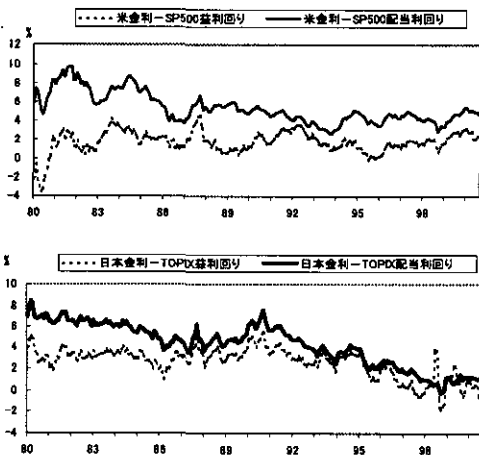
となる。これは、株式相場の判断材料として、株式市場関係者の間で用いられる概念である「イールド・スプレッド」そのものとなる。これは長期金利から益利回りを差し引いたもので、このスプレッドの時系列データをとり、直近の値が(ある程度恣意的に決められた)所定の期間からの移動平均 ± 1 標準偏差のレンジを超えたとき、株式相場の過熱ないし下げ過ぎを判断する指標として用いられる。したがって、株式相場の判断材料として、このイールド・スプレッドが妥当であるとすれば、リスク・プレミアムを一定としたとき、金利と益利回りとの間に相関関係が存在し、これが確かめられれば R の代理変数として E/P が考えられているといえる。

あるいは、株主資本コスト R ではなく、配当成長率 cR の代理変数として E/P が考えられているとすれば、(7)式にこれを代入して整理すると、

$$(9) \quad K - (2-c) \frac{E}{P} = 0$$

となる。

図 3



他方、投資家が R の代理変数として配当利回りを考えているのであれば、(7)式の R に $(1-c)E/P$ を代入して整理すると、

$$(10) \quad K - (1-c) \frac{D}{P} = K - (1-c)^2 \frac{E}{P} = 0$$

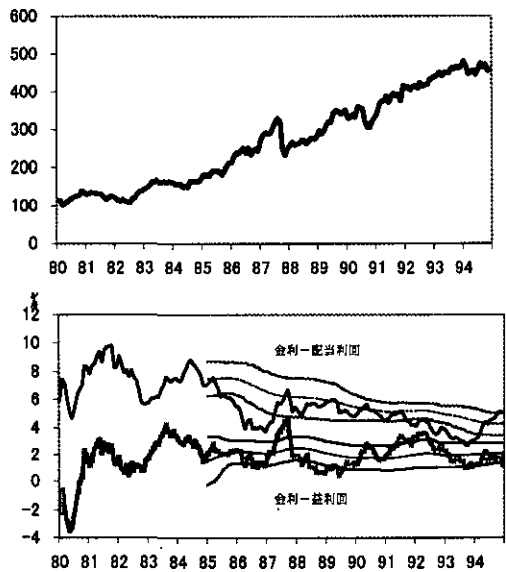
となる。

この場合も金利と益利回りとの間に相関関係が生じるが、投資家が益利回りそのものを R の代理変数とみなしている場合とは異なり、益利回りに $(1-c)^2$ の係数がかかるため、配当性向が変化するとその二乗である $(1-c)^2$ も変化し、金利と益利回りとの関係は安定的でなくなる可能性がある。あるいは配当性向が安定的であったとしても、益利回りに $(1-c)^2$ の係数がかかるため、金利を益利回りで回帰したときの係数推定値は1ではなくなるであろう。

あるいはまた、投資家は配当の成長率 cR の代理変数として配当利回りを考えているとすれば、(7)式の cR に配当利回りを代入して整理すると、

$$(11) \quad K - 2 \frac{D}{P} = K - 2 \frac{(1-c)E}{P} = 0$$

図 4
S&P500



(注) 下段図中のレンジは5年移動平均 $\pm 1 \sigma$

図 3

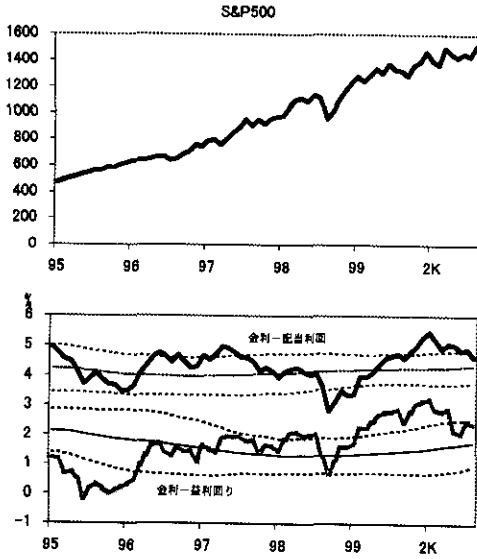


図 6

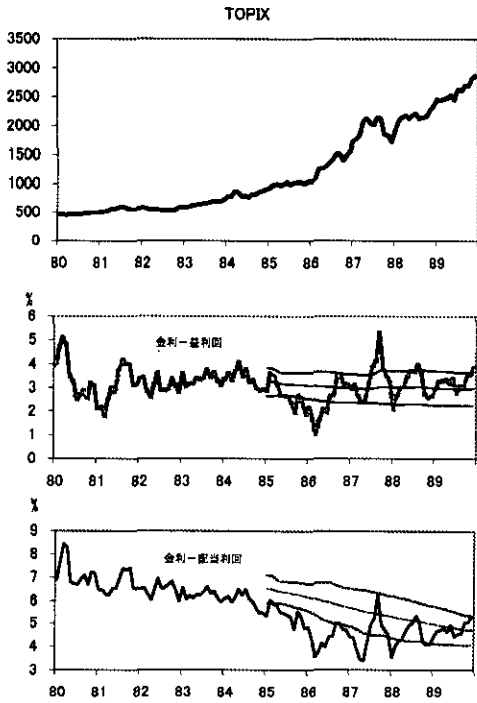
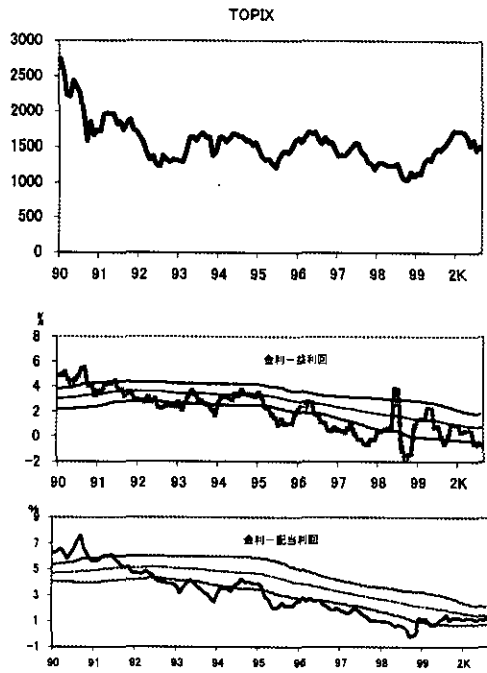


図 7



となる。

以上から、 R もしくは cR の代理変数として、益利回りあるいは配当利回りのいずれをおくかによって、 K を E/P で回帰したとき、その係数は 1 、 $2-c$ 、 $(1-c)^2$ 、 $2(1-c)$ の 4 通りが有り得ることになる。

次節では、以上の推論に基づいて仮説検定を行うこととする。そこで検討の対象となるのは、金利と益利回りあるいは金利と配当利回りの相関関係、およびその係数推計値である。

3. 「金利・益利回り」および「金利・配当利回り」の共和分検定

ここでは「金利・益利回り」および「金利・配当利回り」の相関関係を検証する。ここで留意する必要があるのは、金利、益利回り、配当利回りが非定常データである場合には、見せかけの相関が生じるため、通常の OLS 分析を用いることができないという点である。

そしてこれらのデータが非定常であったときには、共和分関係の存在を検定する必要がある。共和分関係が存在する場合には、非定常データであっても OLS 分析が有効であるが、そうでない場合は原データを階差ないし変化率に変換したうえで OLS 分析を行わなければならないため、前節での考察は検証不可能となってしまふからである。

なお、相場判断指標としてイールド・スプレッドの概念が理論的に意味あるものとなるためには、市場において長期金利と益利回りとの間に裁定が働き、両者に長期的均衡関係が存在するとともに、そのスプレッドが定常である必要がある。

あるデータが定常であるとは、時間を通じて①平均が一定、②分散が一定、および③自己共分散が 2 時点間のインターバルのみに依存しかつそれが時間を通じて一定であることをいう。したがって、もしスプレッドが非定常であれば、その平均および分散が一定でないことになるから、スプレッドが平均±1 標準偏差のレンジを超えたからといって、それをもって、その実績値がその確率分布の裾野にあり、その結果、相場が行き過ぎているとは判断できないことになり、イールド・スプレッドによる相場判断はそもそも無意味といわざるをえなくなる。逆に、スプレッドが定常であれば、両者に長期的均衡関係が存在することになり、スプレッドのレンジによって相場を判断することは無意味ではない。

イールド・スプレッドは長期金利と益利回

りの一次結合でもあるから、本稿ではそれが定常であるか否かの検定として共和分法を用いることとする。シンプルな方法としては、Engle-Granger (1987) の方法があるが、本稿ではこの方法の他、それを拡張して VAR (ベクトル値自己回帰モデル) として扱う Johansen-Juselius (1990) の方法を中心に取り上げることとする。いくつか提案されている検定方法のなかで、同 (1990) の方法がよりよい性質の推定結果を得ているからである。

3-1. データの定常性テスト

共和分検定を行う前に、まず各データの定常性を検定しておく。今回の分析では、米 10 年国債利回り、SP500 益回り、SP500 配当利回り、日 10 年国債利回り、TOPIX 益回り、TOPIX 配当利回りの 6 つを用いた。定常性の分析手法としては Augmented Dickey-Fuller (ADF) テストを用いた。これは当該データを y_t とすると、次の 3 通りの VAR モデル

(a) 定数項、トレンド無し

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

(b) 定数項のみ有り

$$y_t = \nu + \rho y_t + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

(c) 定数項、トレンド項有り

$$y_t = \nu + \beta t + \rho y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

を推計し、 ρ の推定値が 1 のとき、当該データを非定常と判定する。なおそれぞれの時系列モデルの Δy_t のラグ数 p は、得られる残差 u_t がホワイト・ノイズとなるように決めなければならないので、Ljung-Box (LB)、ラグランジュ乗数 (LM) テストで決定したラグ数 p と、併せて Schwarz のベジアン情報量基準 (BIC)、赤池の情報量基準 (AIC) も使用し、それらの値が最小となるように選ばれたラグ数 p も用いた。

分析結果は表 1-1 から表 1-6 の通りで、表の数値は ADF 検定の τ 値であり、これが

表 1-1 米10年国債利回りのADF検定結果

	BIC	AIC	LB	LM
(c)	-3.92* (5)	-4.18* (11)	-3.92* (5)	-4.18* (11)
(b)	-1.30 (5)	-1.90 (11)	-1.06 (4)	-1.96 (20)
(a)	-1.42 (2)	-0.97* (6)	-0.95 (4)	-2.66* (20)

(注) 一般に、検定対象となるデータ生成過程は未知であるから、Perron (1988) は、検定にあたってはより制約の少ない(c)のモデルからスタートし、不必要なパラメーターを除外していくことを提唱した。そこで(c)→(b)→(a)の順で検定を進め、帰無仮説を棄却できない場合、より多くの制約を設けたモデルに進み、単位根の帰無仮説が棄却された時点でストップする。したがって、(c)→(b)→(a)の順で帰無仮説を棄却できないケースが多いほど、そのデータが非定常である可能性が高いことを示唆する。米10年国債利回りでは全ての基準で帰無仮説が棄却されたため、このデータは定常であると判断される。

表 1-2 SP500益回りのADF検定結果

	BIC	AIC	LB	LM
(c)	-2.30 (0)	-3.16 (6)	-2.36 (0)	-2.36 (0)
(b)	-1.88 (0)	-1.95 (6)	-1.88 (0)	-1.88 (0)
(a)	-2.17* (0)	-2.08* (1)	-2.17* (0)	-2.17* (0)

表 1-3 SP500配当利回りのADF検定結果

	BIC	AIC	LB	LM
(c)	-1.71 (0)	-1.71 (0)	-1.71 (0)	-1.71 (0)
(b)	-0.76 (0)	-0.76 (0)	-0.76 (0)	-0.76 (0)
(a)	-3.25 (0)	-3.25 (0)	-3.23 (0)	-3.23 (0)

臨界値よりも大きければ ρ の推定値が 1 であると判定される。検定対象期間はいずれのデータも 1980 年 1 月～2000 年 8 月である。() 内の数字は、LB、LM、BIC、AIC のそれぞれの方法によって決定されたラグ数 p の値を示す。*印を付したものは、当該データが 5% 有意水準で単位根を持つとの帰無仮説が棄却され、そのデータが定常であると判定されたことを示す。結果は米10年国債利回りを除き、非定常と判定された。

3-2. モデルの同定

共和分の検定を行うためには、検定に用い

表 1-4 日本10年国債利回りのADF検定結果

	BIC	AIC	LB	LM
(c)	-1.88 (4)	-1.88 (4)	-1.88 (4)	-1.88 (4)
(b)	-1.25 (0)	-0.86 (4)	-0.86 (4)	-0.86 (4)
(a)	-3.02 (0)	-2.34 (4)	-3.46 (1)	-2.39 (4)

表 1-5 TOPIX益回りのADF検定結果

	BIC	AIC	LB	LM
(c)	-1.43 (2)	-2.07 (10)	-1.43 (2)	-1.98 (8)
(b)	-2.29 (2)	-2.50 (12)	-2.29 (2)	-1.99 (8)
(a)	-3.41 (2)	-2.25 (12)	-4.46* (1)	-1.64 (8)

表 1-6 TOPIX配当利回りのADF検定結果

	BIC	AIC	LB	LM
(c)	-1.58 (0)	-1.63 (3)	-1.63 (3)	-1.63 (3)
(b)	-1.76 (0)	-1.96 (3)	-1.96 (3)	-1.96 (3)
(a)	-1.76 (0)	-1.85 (3)	-1.75 (3)	-1.75 (3)

るデータからなる多変量自己回帰モデル (VAR) のラグ数の情報が必要となる。 $y_t =$ (長期金利, 益回りないし配当利回り) として、2 変量で n 次のラグを持つベクトル値自己回帰モデル VAR (n) は

$$(1) \quad y_t = \nu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_n y_{t-n} + u_t$$

と表される。これに、① (米10年国債利回り, SP500益回り), ② (米10年国債利回り, SP500配当利回り), ③ (日10年国債利回り, TOPIX益回り), ④ (日10年国債利回り, TOPIX配当利回り) の 4 通りについてラグ数 n の検定を行う。 n の決定には、尤度比検定を用いる。 $n > k$ に対し、「自己回帰過程が n 次である、つまり VAR (n)」を帰無仮説、「自己回帰過程が k 次である、つまり VAR (k)」を対立仮説とする。このとき、尤度比 $LR = (T - MCORR)(\ln|\Sigma_k| - \ln|\Sigma_n|)$ は、自由度 $4(n - k)$ の χ^2 分布をする。

$|\Sigma_n|$ は VAR (n) モデルの残差項ベクトルの共分散行列の行列式、 T はサンプル数、

表2 VARモデルのラグ数の尤度比検定

/n	2	3	4	5
①	41.16	21.55	16.62	4.03*
②	35.33	17.14	11.05	1.87*
③	9.07*	—	—	—
④	6.16*	—	—	—

MCORR = $c \times n + 1$ (定数項を含む場合) である。この尤度比の値が臨界値より大きければ帰無仮説が棄却される。 $k = n - 1$ とする場合の尤度比検定の結果が表2である(検定対象期間: 1980:1~2000:8)。*印は尤度比が χ^2 分布の5%臨界値(9.49)よりも小さく、帰無仮説が棄却されないことを示す。節約の原理に従い、この検定で帰無仮説が棄却されない次数のうちで最小の次数は、①~②で5、③~④で2となった。この n が以後の分析で用いられる。

3-3. 共和分のランク・テスト

(12)式のようなベクトル y_t が共和分関係にある場合、Grangerの表現定理から、共和分のランク(共和分ベクトルの数)は y_t のサイズより小さくなければならない。ここでは y_t は2変量ベクトルであるから、共和分ランクは1である。

共和分ランクのテスト方法は、Johansen-Juseliusのトレース検定と呼ばれる手法を用いる。ここで、帰無仮説は「共和分ランクが k ($k = 0, \dots, cr$) 以下」であり、対立仮説は「共和分ランクが $cr + 1$ 以下」である。各統計量(トレース値)が臨界値よりも大であれば、帰無仮説は棄却される。なお、データがトレンドを持つか否かによって異なるテスト法を使う必要がある。

(12)式をエラー・コレクション・モデルの形に変形すると、

$$\begin{aligned} (14) \quad \Delta y_t &= \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_r \Delta y_{t-r} - \Pi y_{t-1} + v + u_t \\ \Pi &= I - A_1, \Gamma_i = -I + A_1 + \dots - A_r, i \\ &= 1, \dots, n-1 \end{aligned}$$

となる。本稿では、パッケージ・ソフトウェア RATS のサブ・ルーチンである CATS を用いて、(a)データ y_t にはトレンドがないが、エラー・コレクション・モデルの誤差修正項 Πy_{t-1} にトレンド有り (CATS の model2)、(b)データのみトレンド有り (同 model3)、(c)データと誤差修正項の両方にトレンド有り (同 model4)、の3つのモデルで検定を行った。

以下では、Pantula (1989) の principle に従い、共和分ランクとトレンドについての結合仮説をテストする。検定統計量を、共和分ランクの小さいものから大きいものへと順に上から下へ、トレンドについては上記の model2, 3, 4 の順に左から右へと並べる。第1行目を左から右に、次は2行目を左から右に、…、と順に比較していき、検定統計量がそれぞれの臨界値を初めて下回るところが、共和分ランクの値とトレンドの有無を示すことになる。

検定結果は表3の通りである。これらによれば、①米10年債利回りとSP500益回りの間では、共和分ランクが1、すなわち共和分関係が1つ存在する、②米10年債利回りとSP500配当利回りの間では、共和分ランクが1、すなわち共和分関係が1つ存在する、③日10年債利回りとTOPIX益回りの間では、共和分ランクが1、すなわち共和分関係が1つ存在する、④日10年債利回りとTOPIX配当利回りの間では、共和分ランクがゼロ、すなわち共和分関係が存在しない、という結果が得られた。

次に、Engle-Granger (1987) の方法による、よりシンプルな共和分検定も併せて行ってみる。これはOLS回帰して残差を求め、その残差が単位根を持つか否かを検定する方法である。ここでは、データ生成過程のモデルが定数項を含むケースであるとして ADF 検定を適用する。

結果は表4で示したように、④日本10年国債利回りとTOPIX配当利回りでのBIC基準

表3 共和分のランク・テスト

①	model2	model3	model4
cr ≤ 0	35.81	34.11	42.08
cr ≤ 1	2.60*	1.51*	6.94*
②	model2	model3	model4
cr ≤ 0	20.45	17.49	30.18
cr ≤ 1	2.00*	0.45*	12.54*
③	model2	model3	model4
cr ≤ 0	28.08	26.29	34.42
cr ≤ 1	4.17*	2.40*	10.53*
④	model2	model3	model4
cr ≤ 0	11.09*	7.94*	23.64*
cr ≤ 1	3.47*	2.37*	4.18*
95%臨界値	model2	model3	model4
cr ≤ 0	19.99	15.34	25.47
cr ≤ 1	9.13	3.84	12.40

(注) 網掛けは、Pantula (1989) の principle に従って選ばれた model と共和分ランクの値を示す。

表4 Engle-Granger 法による共和分テスト

	BIC	AIC	LB	LM
①	-3.78* (0)	-4.68* (0)	-14.93* (0)	-15.18* (0)
②	-3.06* (0)	-7.93* (2)	-15.72* (0)	-15.95* (0)
③	-3.72* (0)	-9.43* (3)	-15.49* (0)	-15.36* (0)
④	-1.68 (0)	-9.72* (3)	-15.44* (0)	-15.40* (0)

(注) *は OLS 残差が単位根を持つとの帰無仮説が 5% 有意水準で棄却されたことを示し、その場合、OLS 残差が定常であることから、共和分関係が存在することになる。

による判定結果を除き、他の全てのケースは全ての基準で OLS 残差が非定常であるとの帰無仮説が棄却され、共和分関係が存在すると判断される。

3-4. 共和分の線形制約テスト

以上の分析結果を総合すると、アメリカでは長期金利と益利回りおよび配当利回りの間で、日本では長期金利と益利回りの間で共和分関係が存在していることがわかった。

次に、長期金利と益利回りおよび配当利回りの間で、どのような係数推計値が推計さ

表5 OLS による係数推計値

	係数推計値	標準誤差
①	0.839	0.024
②	1.942	0.055
③	1.199	0.058
④	3.490	0.292

れるかについてテストする。

まずシンプルな方法として、Engle-Granger 法に基づいたテストである表 4 において、共和分関係が成立するときの係数推計値は表 5 に示した通りである。

前節での考察によれば、係数推計値について以下のような値が想定される。

(ケース 1) 投資家が R の代理変数として E/P を考えている場合: (8)式より、K を E/P で回帰したときの係数推計値が 1。

(ケース 2) 投資家が cR の代理変数として E/P を考えている場合: (9)式より、K を E/P で回帰したときの係数推計値が 2-c。したがって、K を (2-c) E/P で回帰すると係数推計値が 1。

(ケース 3) 投資家が R の代理変数として D/P を考えている場合: (10)式より、K を D/P で回帰したときの係数推計値が 1-c。したがって、K を (1-c) D/P で回帰すると係数推計値が 1。あるいは、K を (1-c)² E/P で回帰すると係数推計値が 1。

(ケース 4) 投資家が cR の代理変数として D/P を考えている場合: (11)式より、K を D/P で回帰すると係数推計値が 2。あるいは、K を 2(1-c) E/P で回帰すると係数推計値が 1。

表 5 の結果に従えば、ケース 1 については、①および③の係数推計値が 1 であるとの帰無仮説に基づいて t 検定を考えれば、それを確かめることができる。この場合の t 値は (係数推計値 - 1) / 標準誤差であるが、①および③ともにこの帰無仮説は棄却される。

ケース 4 については、配当利回りで回帰した②および④の係数推計値が 2 であるとの帰

表6 OLSによる係数推計値

説明変数	想定される係数推計値	係数推計値(アメリカ)	標準誤差	帰無仮説のt検定	係数推計値(日本)	標準誤差	帰無仮説のt検定	
ケース2	$(2-c)E/P$	1	-0.020	0.001	棄却	-0.028	0.003	棄却
ケース3	$(1-c)^2 D/P$	1	-0.029	0.002	棄却	-0.001	0.005	棄却
	$(1-c)^2 E/P$	1	0.000	0.000	棄却	0.000	0.000	棄却
ケース4	D/P	2	2.169	0.059	棄却	2.918	0.319	棄却
	$2(1-c)E/P$	1	-0.011	0.000	棄却	-0.011	0.001	棄却

(注) 帰無仮説は、係数推計値が想定される値であるとした場合。

帰無仮説を考えると、②および④ともに棄却される。

ケース2、ケース3については、表5の結果では検討できないため、あらためてEngle-GrangerテストとOLS回帰を行い、共積分関係の存在が認められた場合の係数推計値を表6に示した。

以上、全てのケースにおいて、帰無仮説が棄却される。ただし、帰無仮説は棄却されるものの、ケース1、ケース4については、アメリカおよび日本ともに他のケースに比べて値ははるかに小さな値をとる。そこで次に、ケース1、ケース4についてJohansen-Juselius (1992)の方法の線形制約テストを行ってみる。

例えばケース1について検証するとすると、ケース1が成立するなら長期金利と益利回りの関係をベクトルで表現すれば、

$$r - \frac{E}{P} = \left(r, \frac{E}{P} \right) \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix}$$

と書くことができる。このときの列ベクトル $(1, -1)'$ が共和分ベクトルとなっているか否かを検定する。Johansen-Juseliusの方法にしたがえば、共和分ベクトルを $(1, -1)'$ と制約を付した尤度比検定を行うこと

表7 列ベクトル $(1, -1)'$ のテスト

	尤度比	P値
①	0.17	68%
②	12.43	0%
③	11.25	0%

で金利との関係を検定することができる。なお、検定方法は先の表3での検定において、トレンドは存在せず定数項が誤差修正項に吸収されるとするmodel2があてはまることが示されたので、ここではJohansen-Juselius (1992)の仮説H₁の検定法を用いる。これは、 β を共和分ベクトル、Rを定数ベクトルとすると、帰無仮説は「 β が特定化され、 $R'\beta = 0$ が成立する」であり、対立仮説は「 β が特定化されない」として表現することができる。なぜなら、値を特定しない定数項cを含めて β を(a, b, c)、 R' を(1, 1, 0)とすると、 $R'\beta = 0$ はa = -bを意味し、aを1に正規化すれば $\beta = (1, -1, c/a)$ となり、これは共和分ベクトルと同じものになるからである。

この検定統計量は、自由度1の χ^2 分布をする。この値が臨界値より大なら、 $(1, -1)'$ が共和分ベクトルとなっているという仮説が棄却される。

テスト結果が表7である。自由度1の χ^2 分布の5%臨界値は3.84、1%臨界値は6.63であるから、①米10年国債利回りとSP500益利回りでは、列ベクトル $(1, -1)'$ が共和分ベクトルであるという仮説が採択された。他方、②米10年国債利回りとSP500配当利回り、③日10年国債利回りとTOPIX益利回りでは、列ベクトルが共和分ベクトルであるという仮説が棄却された。

次に、ケース4について検定を行う場合は、金利と配当利回りの列ベクトルが $(1, -2)'$ となるので、これが共和分ベクトルとなっているか否かを検定すればよい。日本については表3でのテストにおいて共和分ベクトルの存在が棄却されたので、ここではア

表8 列ベクトル $(1, -2)'$ のテスト

	尤度比	P値
②	14.73	0%

表9 VARモデル・ラグ数の尤度比検定

/n	2	3	4	5
①	23.46	7.88*	-	-
③	5.87*	-	-	-

(注) ①米10年国債利回り・SP500来期予想利益
益利回り、③日10年国債利回り・TOPIX
来期予想利益益利回り

表10 共和分ランク・テスト

①	model2	model3	model4
cr ≤ 0	21.81	18.67	24.76*
cr ≤ 1	8.90*	6.72	9.20*

③	model2	model3	model4
cr ≤ 0	25.66	25.28	36.18
cr ≤ 1	1.87*	1.49*	7.90*

アメリカについてのみ行うこととする。その結果を表8に示したが、帰無仮説は棄却される。

以上の一連のテスト結果を解釈すると次のようになろう。アメリカについては、金利と益利回り、および金利と配当利回りとの間で共和分関係が存在し、かつ金利と益利回りの列ベクトル $(1, -1)'$ が共和分ベクトルとなっていることから、アメリカでは益利回りを企業収益率の代理変数とみなしていると推測される。また、配当性向が安定的で利益に連動するため、金利と配当利回りとの間にも共和分関係が存在するが、配当利回りそのものを企業の収益率ないし配当成長率の代理変数とみなしているわけではない。他方、日本においては、金利と益利回りのみに共和分関係が存在するが、その列ベクトル $(1, -1)'$ は共和分ベクトルとなっていない。また、株価は業績を反映して変動するが、日本企業は安定配当額指向であるため、配当利回りが大きく変動し、金利との間には共和分関係は存在しない。

3-5. 期間を変えた分析

以上では、今期末の予想利益をベースとし

表11 列ベクトル $(1, -1)'$ のテスト

	尤度比	P値
③	11.25	0%

表12 VARモデル・ラグ数の尤度比検定

/n	2	3	4	5
① ₉₄	35.13	19.29	12.33	4.20*
① ₉₅	4.01*	-	-	-
② ₉₄	22.69	16.97	9.91	3.22*
② ₉₅	8.22*	-	-	-
③ ₉₀	3.97*	-	-	-
③ ₉₁	10.72	3.20*	-	-
④ ₉₀	10.21	9.85	16.87	4.34*
④ ₉₁	5.66*	-	-	-

(注) 94は1980年から1994年までの検定期間、95は1995年から2000年までの検定期間、90は1980年から1990年までの検定期間、91は1991年から2000年までの検定期間を表す(2000年は8月まで)。

て一連のテストを行ってきたが、次に来期予想利益をベースにした益利回りと金利との関係についても分析を行ってみる。

ラグ数 n についての検定結果は表7の通りである。

表9の結果を基に共和分ランクの検定を行った結果は、表10の通りである。

表10の結果によれば、アメリカでは金利と来期予想利益をベースにした益利回りとの間には共和分関係が存在しないが、日本ではそれらの間に共和分関係が存在する。そこで日本のみについて、列ベクトル $(1, -1)'$ が共和分ベクトルとなっているか否かを model2 に基づいてテストした結果が表11であり、 $(1, -1)'$ が共和分ベクトルであるとの帰無仮説は棄却された。

さらに、再び今期末予想利益ベースに戻り、分析期間を変えて検定を行ってみる。ここでは、アメリカについては株価上昇トレンドが変化した1980年から1994年までと、1995年から2000年までに二分割し、日本についてはバブル崩壊前の1980年から1990年までと、崩壊後の1991年から2000年までに分割することとした。

表13 共和分ランク・テスト

① ₉₄	model2	model3	Model4
Cr ≤ 0	30.42	29.77	37.48
Cr ≤ 1	2.23*	1.84*	5.54*
① ₉₅	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	16.58*	13.61	20.07
Cr ≤ 1	5.83	3.37	6.33
② ₉₄	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	32.67	31.74	40.87
Cr ≤ 1	1.36*	1.06*	9.12*
② ₉₅	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	19.69*	10.22*	17.86*
Cr ≤ 1	5.91*	2.89*	7.14*
③ ₉₀	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	27.44	26.70	28.40
Cr ≤ 1	2.73*	2.03	2.76
③ ₉₁	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	22.34	20.34	28.40
Cr ≤ 1	5.63*	3.82*	9.00*
④ ₉₀	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	18.50*	17.07*	22.65*
Cr ≤ 1	2.43*	1.79*	1.99*
④ ₉₁	model2	model3	model4
Cr ≤ 0	10.93*	7.79*	15.80*
Cr ≤ 1	4.88*	2.54*	5.25*

一連の分析結果は表12から表15に示した通りである。

以上の結果をまとめたものが表16である。

表16でのまとめをみると、アメリカでは過去、益利回りおよび配当利回りが重視され金利との裁定も働き、かつ「金利・益利回り」で列ベクトルが共和分ベクトルに一致することから、特に益利回りが重視されていたといえよう。しかし、近年は「金利・益利回り」、「金利・配当利回り」について共和分関係が成立しないことから、投資家の評価基準は、益利回り、配当利回りではなくなってきていると考えられる。本稿での分析では明らかにできないが、その理由として、将来の企業業績に対する期待が従来よりより強く株価に織り込まれるようになったことが挙げられるのではないかと⁽³⁾。他方、日本においては、過去・

表14 列ベクトル (1, -1)' のテスト

	尤度比	P 値
① ₉₄	0.01	91%
② ₉₄	27.51	0%
③ ₉₀	0.48	49%
③ ₉₁	8.18	0%

表15 列ベクトル (1, -2)' のテスト

	尤度比	P 値
② ₉₄	23.30	0%

表16 分析結果のまとめ

		アメリカ	日本
過去	共和分関係	「金利・益利回り」「金利・配当利回り」ともに有り	「金利・益利回り」で有り、「金利・配当利回り」で無し
	列ベクトル=共和分ベクトル	「金利・益利回り」で成立	「金利・益利回り」で成立
近年	共和分関係	「金利・益利回り」「金利・配当利回り」ともに無し	「金利・益利回り」で有り、「金利・配当利回り」で無し
	列ベクトル=共和分ベクトル	-	成立せず

近年ともに金利と配当利回りとの共和分関係は認められない。金利と益利回りについては、過去・近年ともに共和分関係が認められ、過去においては列ベクトルが共和分ベクトルに一致するが、近年では一致しない。なお、日本において金利と益利回りのみに共和分関係が認められ、配当利回りにはそれが認められないということは、日本の企業が配当政策として安定的配当額を重視しているという指摘とも整合的である。

1. むすび

これまでの検定結果を踏まえ、コーポレート・ガバナンスに関する含意について若干触れることとする。

DDMにおいて、株価Pを内部留保率cで微分すると、

$$\frac{dP}{dc} = \frac{R-K}{(K-cR)^2} E$$

となるから、 $R > K$ であれば、企業は内部留保率を引き上げ、より多くの設備投資プロジェクトを実行するほど株価が上昇し、逆に $R < K$ であれば、内部留保率を引き下げる（設備投資を抑制し、配当性向を引き上げる）ほど株価が上昇する。

これが、 R がcut-off rateとも呼ばれる所以であるが、日本のように、 R の代理変数として配当利回りではなく、益利回りのみが考えられる場合では、コーポレート・ガバナンスの観点からは、見かけ上の企業利益がどの程度その企業の収益性を正確に表しているかがより重要となろう。なぜなら、配当利回りも重視されている場合、経営者と投資家との間の情報の非対称性の軽減手段としての、配当のシグナリング機能に期待できるが、益利回りのみが重視される場合には、情報の非対称性の軽減手段としては企業による正確な情報開示に期待するほかないからである。

しかし、別な考え方として、日本で配当利回りが重視されてこなかったのは、経営者と投資家との間の情報の非対称性の問題がそもそも小さかったためという解釈も可能かもしれない。これに関連して、Dewentwe-Warther (1998)は、日本企業を系列、独立、混合に分類したうえで、日米企業の比較分析を行ない、配当の変更と株式収益の相関、および配当変更への経営者の抵抗について調べている。分析の結果、日本では株式持ち合いによって、経営者と投資家とが密に結びついており、情報の非対称性やエージェンシー・プロblemsの程度が小さいと結論付けている。逆をいえば、情報の非対称性の大きさが日米企業の配当政策の違いをもたらしたともいえる。

そして今後、日本企業での株式持ち合いの慣行が崩れ、かつ株式取引がよりグローバルなものになっていくと予想される中、日本企業

の配当政策や株式市場の株価形成が変化しないそのあり方が問われることとなるのではないか。

最後に、本稿ではインデックス・ベースのデータを扱ったが、より厳密な分析を行うためには、個別銘柄のデータで同様の検定を行うことも必要である。さらに、本稿で分析されたような株価形成に関する日米の差異がコーポレート・ガバナンスに及ぼす影響についても、ここで若干指摘した他にも、さらなる考察が求められよう。以上は今後の課題としたい。

*本稿作成にあたり(株)住友海上アセット・マネジメント 石山仁氏よりデータの提供および有益なコメントを頂いた。記してお礼申し上げる。ただし、有り得べき誤りは筆者自身の責任であることは言うまでもない。

[注]

- (1) 日本証券経済研究所 (1997) 第10章
- (2) 株式市場関係者は、金利低下に反応して株価が上昇する局面を「金融相場」、金利上昇による株価下落局面は「逆金融相場」、企業業績の回復に反応して株価が上昇する局面を「業績相場」、企業業績の悪化による株価下落局面は「逆業績相場」と呼んでいる。日本の株式市場では「業績相場」「逆業績相場」的色彩が強く、アメリカでは「金融相場」「逆金融相場」的色彩が強いと指摘されることがあるが、このことは、本稿で述べた日米の配当利回りの大きさの違いと収益率効果とによって説明することが可能である。
- (3) アメリカについて来々期の予想利益ベースの益利回りについても一連の検定を行ったところ、共和分関係の存在が認められた。ただし、列ベクトルが共和分ベクトルであるとの制約テストは棄却された。

[参考文献]

- 釜江廣志 (1999)『日本の証券・金融市場の効率性』有斐閣
- 釜江廣志・秋森弘 (1995)「利子率の期間構造と市場の効率性：共和分分析」一橋大学商学部 Working Paper Series No.3
- 釜江廣志・秋森弘(1996)「利子率の期間構造と市場の効率性(2)：利付債データを用いての共和分分析」一橋大学商学部 Working Paper Series No.7
- 日本銀行 (1995)「資本コストの概念と計測」『日本銀行調査月報』1995年12月号
- 日本証券経済研究所 (1997)『現代企業と配当政策』
- 森脇彬編 (1992)『日本企業の配当政策』中央経済社
- Dewentwe, K. L. and V. A. Warther(1998), "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U. S. Firms", *Journal of Finance*, LIII., pp.879-904.
- Enders, W. (1996), *RATS Handbook for Econometric Time Series*. John Wiley & Sons
- Engle, R. and C. Granger(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, pp.251-76.
- Hansen, L. and K. Juselius(1995), *CATS in RATS*. Estima.
- Haris, R. (1995), *Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*, Harvester Wheatsheaf.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp.169-210.
- Johansen, S. and K. Juselius(1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, pp.211-44.
- Pantula, S. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, pp.256-71.
- Perron, P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp.297-332.