

配当と株価：シラー・テストの 日本への応用

植 田 和 男⁽¹⁾

鈴 木 勝⁽²⁾

田 村 達 朗⁽³⁾

要 約

資産価格の大幅な変動がファundamentalsの動きを反映したものであるかどうかについては、近年様々な角度から多くの研究が行われている。株価については、それが将来の配当の(合理的に形成された)予想を、一定の割引率で割引いた現在価値に等しいという仮説が存在する。シラーはこの仮説の検定方法を考え、英米のデータを用いてテストを行った結果、仮説が棄却される可能性が強いとの結論を得た。本稿は同様のテストを日本の株式市場のデータを用いて行う。分析はマクロの株価指数だけでなく、個別企業の株価を用いても行われる。分析結果によれば、

日本の(マクロ、及び個別企業の)株価変動についても、それがファンダメンタルズに対する合理的な予想の動きで十分説明できる可能性はあまり高くない。

ただし、日本に騎ける配当の(利益や株価に対する)低下傾向のために、シラー型のテストの有効性があまり高くないという問題も存在する。

上記の結果は、株価を決定するファンダメンタルズが本稿で分析したものよりも複雑である(例えば、割引率が一定でない)か、あるいは、株価がファンダメンタルズに対する合理的な予想以外の要因を強く受けて変動することを意味する。この区別は決定的に重要であるが、本稿及び最近の他の研究は後者の可能性も否定できないことを示している。後者の重要性が高いとすれば、資産価格の変動に関する理論の大幅な見直しが必要である。また、これとは別に上記のような日本独自の現象についても今後一層の研究が望まれる。

はじめに

株、債券、土地、外国為替など各種の資産の
価格は大きく変動する。このような資産価格の

変動の原因についての理論は次の二つに大別す
ることが出来よう。一つは、資産価格はファン

⁽¹⁾ 大蔵省財政金融研究所主任研究官

⁽²⁾ 大蔵省財政金融研究所研究員(安田信託銀行)

⁽³⁾ 大蔵省財政金融研究所研究員(山一証券経済研究所)

ダメンタルズ(株の場合は配当),あるいはそれに対する予想で決定されるので,価格の大きな変動はファンダメンタルズ自身やその予想の大きな変動に起因していると考える立場である。この立場は通常予想形成についても,それが市場参加者にとって利用可能な情報をすべて反映したものであるという意味で合理的であるとの強い仮定を設ける。

いま一つの立場は,資産価格がファンダメンタルズからしばしば大きく乖離した水準に決定される,あるいはファンダメンタルズに対する予想が必ずしも合理的には形成されていないなどの理由で大きな変動を示すと考えるのである。

この両者のどちらが正しいかを判断することは経済理論,政策にとっては決定的に重要であるにもかかわらず,極めて難しい作業である。最近,シラーはその一連の仕事の中で両方の立場の優劣の半畦断を可能にするような統計的テストの方法を提示し,アメリカやイギリスの株価や債券価格の動きの分析に応用した。それによれば,これら資産価格の変動がファンダメンタルズやそれについての合理的な予想の変動で説明される可能性は小さいということであった。この結果は,学界に大きな反響を呼び起こし,

シラー分析の精緻化,一般化の方向で数多くの分析が展開されたが,いまだに完全な決着を見るには至っていない。

本稿の目的はシラーの分析方法を日本の株価分析に応用し,英・米と同じような結論が得られるかどうかをチェックすること,合わせて,日本の株価変動の特色の一端を探ることである。

以下,第 節でシラーの分析方法及びその後の研究の展望を行う。引き続き第 節でその日本の株価分析への応用を行う。株価としては第 四節の前半で,東証一部の株価指数を,後半では個別の企業の株価を 3 社について採りあげてそれぞれ分析する。

分析結果によれば,わが国においてもアメリカやイギリスと同様に株価の変動を配当の変動によって充分説明することは難しい。この結論は,マクロの株価指数を用いても,個別企業の株価を用いても成立する。ただし,わが国においては配当の株価に対する比率が趨勢的に低下しており,これがシラー型のテストの有効性を低下させている側面があるようである。

このような結論は解釈の仕方によっては経済理論全体に重大なインプリケーションを持つものである。第 節でこの点を論じることにする。

．最近における株価変動要因に関する分析の展開

株価を含む資産価格の変動要因に関する最近の分析は,Shiller〔1979〕,〔1981〕,LeRoy and Porter〔1981〕らに端を発している。ここではShiller〔1981〕を代表例として,その分析の骨子を簡単に解説してみよう。

株価形成に関する最も標準的な理論は,それが現在から将来にかけての予想配当の割引現在価値であるとするものであろう。これを式で示せば,

$$P_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} E_t D_{t+k} \quad \dots\dots(1)$$

となる。ここで, P_t : t 時点の株価, D_t : t

時点の配当, γ : 割引率を r (一定と仮定)

として, $\frac{1}{1+r}$ である。

(1) 式の右辺は将来の配当の予想値であるがこれを事後的な配当の実現値で置き換えてみると,

$$P_t^* = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} D_{t+k} \quad \dots\dots(2)$$

なる系列が得られる。 P_t^* を便宜上(合理的な)事後株価と呼ぶことにしよう。 P_t と P_t^* との間には次のような関係がある。

$$P_t^* = P_t + u_t \quad \dots\dots(3)$$

ただし,

$$u_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} (D_{t+k} - E_t D_{t+k}) \quad \dots\dots(4)$$

であり, 配当についての予想誤差の割引現在価値である。

さて, 将来の配当の予想が t 時点における情報をすべて活用した上で立てられていれば, (4) 式で示される予想誤差は t 時点において手に入る情報とは相関を持たないはずである(効率的市場の仮定)。現実の株価 P_t は, もちろん t 時点において観察可能である。従って P_t と u_t との相関はゼロとなる。すると, (3) 式より,

$$\text{Var}(P_t^*) = \text{Var}(P_t) + \text{Var}(u_t) \quad \dots\dots(5)$$

なる関係が成立する。従って,

$$\text{Var}(P_t^*) \geq \text{Var}(P_t) \quad \dots\dots(6)$$

である。すなわち, 事後株価の変動幅は現実の株価のそれよりも大きい。

Shiller はアメリカについて, Standard and Poor の株価指数と対応する配当の系列を用いて, (6) 式が成立するかどうかを調べた。その結果によれば, 過去一世紀程度のサンプルを用いた場合, (6) 式とは反対の不等式が得られたのである。従って, 人々の将来の配当の予想が合理的に形成されていないか, 或いは(1) 式のような株価決定モデルが正しくない(例えば, 割引率は一定でない)ということになる。

いずれにせよ, この結果は資産価格の理論に対して重大なインプリケーションを持つものであり, 大きな反響を巻き起こした。Shiller 等の分析結果についてのその後の検討は, 大きく二つに分類することが出来る。一つは, 以上の分析の技術的な細部をより厳密に再検討し, 結論の robustness を調べたもの。もう一つは, 分析の前提をやや大幅に変更し, それによって, 効率的市場の仮説と矛盾しない結果が得られるかどうかを調べたものである。次にこれらについて簡単にまとめてみよう。

Shiller 等の分析の技術的な問題点の一つは, (6) 式の不等式を判定するための分散が, 有限個のサンプルによって計算されていることである。Flavin [1983] は, このことが分析結果を効率的市場仮説に対して不利な方向にバイアスさせることを指摘した。また, 有限個のサンプルから母集団の分散を推定することに意味があるためには, 各系列が stationary であることが必要である。しかも, non-stationary な配当や株価系列に基づいて(6) 式を吟味すると, 効率的市場仮説の下で全く反対方向の不等式が得られる(Marsh & Merton [1984], Mankiw, Romer and Shapiro [1985])。ただし, Mankiw 等は, non-stationary な系列についても適用できるようなテストを考案し, 効率的市場仮説が棄却される可能性が高いとの結論を得ている。

他方, (1) 式のモデルの仮定をやや緩める方向での検討も行われている。配当の変動幅が小さくても, 割引率が十分変動すれば株価の変動を説明することが可能である。しかし, Shiller [1981] は, 必要とされる割引率の変動の度合が, 現実の利子率等の変動の度合に比べてあまりに大きすぎることを指摘した。また Shiner [1982] は, 消費の変動と割引率を結びつけ, 割引率が十分変動するためには, 効用関数の危険回避の程度が非常に大きくなくてはならないことを示した。さらに, Summers and Porteba [1984] は, 割引率の変動がリスク・プレミアムの変動によって正当化される可能性を吟味し, 現実の株価の変動のパターンから考えてこのような可能性は少ないと結論した。

以上をまとめれば, Shiller 等の分析にいくつかの技術的な問題はあるものの, 資産価格の変動に通常の効率的市場仮説では説明できない部分が存在する可能性は強い。しかもそのような変動を説明すべき理論が存在していないのが現状であるといえよう。

シラー分析の日本の株価への応用

本節では前節で説明したシラー流の株価決定要因分析を、日本の株価の動きの検討に応用してみることにしよう。以下、前半でマクロの株価指数について、後半で個別企業の株価の動きについて調べることにする。

1. 株価指数の動き

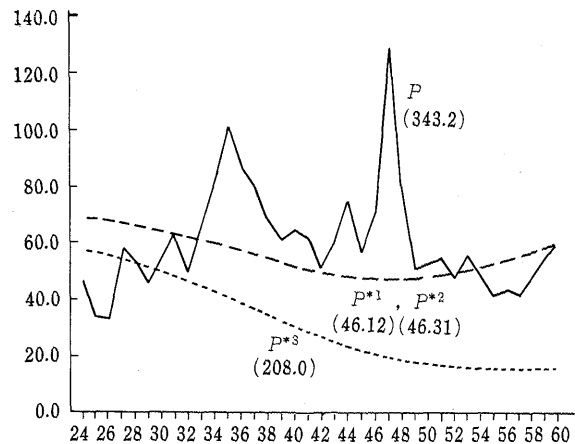
東証株価指数(第一部)の昭和24年から60年までの動きについて、シラーと同じ方法で、(6)式をテストする。

すなわち、東証株価指数を卸売物価指数で割って、実質化したものについて、そのトレンドを除去する。このためには実質株価指数の対数値を線型のタイム・トレンドに回帰させ、その残差を取り出し、指数関数を用いて元の株価指数の単位に直してやればよい^(注1)。この系列を現実株価(P_t)とする。

次に、 P_t に対応した配当の系列が必要である。現実の配当金総額は、新規上場や増資の影響を受けているため、これらを調整してある東証株価指数と対応しない。以下では各年末の東証株価指数と一部上場企業時価総額の比率とが、このずれを近似的に扱っていると仮定し、両者の比率で配当金総額を調整し、株価指数に対応した配当金指数を作成した。さらに、これを卸売物価指数で割って実質化し、株価指数と同じトレンドを除去して、以下で用いる配当系列 D_t とした。

配当利回りは、以上の二つの系列のサンプル期間平均の比として求め(3.796%)、事後株価

図1 マクロの株価変動



(注) P の下()内は、Varの値

の計算に必要な割引率とした点は、シラーと同様である。

さて、以上の準備の下に、(2)式に基づいて事後株価 P_t^* を計算する訳であるが、サンプルが有限であるため、例えば、昭和60年における事後株価について何らかの仮定を設け、それを用いて、(2)式から導れる

$$P_t^* = \gamma(P_{t+1}^* + D_{t+1}) \quad \dots\dots(7)$$

なる関係に従って P_t^* を計算せざるを得ない。

我々は、昭和60年の事後株価 P^* として次の三通りの仮定を設けて、それぞれにつき P^* の系列を(7)式に従って計算した。

P_t^{*1} 昭和60年の P^* をサンプル期間の P の平均に等しいとしたケース

P_t^{*2} 昭和60年の P^* を昭和60年の現実の株価に等しいとしたケース

(注1) 具体的には次のような計算を行った。実質株価指数を P として、

$$\log(P) = 4.060 + .07736(\text{time})$$

なる回帰式を推定し(timeは線型のトレンド)、次に

$$P = P / \text{EXP}(.07763 \cdot \text{time})$$

のようにして、トレンドを除去した株価指数 P を求めた。

(注2) 加重平均利回り = $\frac{\text{配当金総額}}{\text{時価総額}} = \frac{\text{配当金指数}}{\text{東証株価指数}}$ から、配当金指数 = 配当金総額 $\times$ $\frac{\text{東証株価指数}}{\text{時価総額}}$ を得る。

P^{*3} 昭和60年の配当がその後無限に続く P^* と仮定して、その割引現在価値に昭和60年のを等しいとしたケース

それぞれのケースに対応する P^* と P とが図1に示されている(P^{*1} と P^{*2} はほぼ等しい系列となったので、図には一方のみが示されている)。図から明らかなように、 P は P^* に比べて変動幅が格段に大きい。 P^* の系列は P の短期的な変動だけでなく、中・長期の動きもほとんど説明することができない。

各系列の分散を計算してみると、図1に示されている値となり、(6)式の不等号とは反対の方向に大きくずれていることがわかる^(注3)。

このように、わが国に購いてもアメリカと同じように、現実の株価り動きは(1)式のモデルと合理的期待形成の仮定から導かれる条件(不等式(6))を満たさないのである。このことは、(1)式のような株価決定理論がおかしい(例えば、割引率が一定でない)か、予想形成が合理的でないかを意味する。

ただし、このような結論付けをする前に、もう少し以上の分析の技術的な側面について検討を加えてみよう。一つは、Mankiw, Romer and Shapim [1985]らが指摘した非定常性(non-stationarity)の問題である。有限個のサンプルから、母集団の分散を推定しているため、株価や配当の系列が定常的であることが必要である。このために、以上ではトレンドを除去した系列を用いて分析を行っている訳である。しかし、ここで用いたようなトレンド除去の方法によって、株価・配当の系列が定常的なものになっているかどうかは必ずしも明らかでない。

この点、上記Mankiwらの論文では必ずしもトレンド除去や定常性の仮定を必要としないテストが用いられている。そこで我々も、彼らと同様の方法で上記データを用いてテストを行った。その結果は補論にテストの方法とともに

まとめられている。結論を要約すれば、次の通りである。Mankiwらのテストを用いると、配当に対する合理的な予想の変動が株価の変動を説明できないという結論が得られる可能性は若干弱まる。しかし、特に最近の株価水準が配当と比べて異常に高いということのために、彼らのテストを日本の戦後のデータに適用した場合の有用性はあまり高くないようである。

この点は図1からも読みとることができる。同図における P^{*3} は昭和60年における配当がその後永遠に続くとして計算されている。昭和60年の配当が非常に(株価と比べて)低いいため P^{*3} がサンプルのかなり前半まで P を大きく下回っているのである。すなわち、株価の変動幅だけでなく、水準そのものも配当の動きでは十分説明出来ないとえよう。

2. 個別企業の株価の動き

前節の分析はマクロの株価指数に関するものであった。しかし、同様の分析がミクロの個別企業についても可能であるはずである。しかも、個別企業のデータの方が、マクロの指数への集計の作業に伴う不正確さが存在しない、増資等に伴う株価や配当の調整が容易である等の長所が存在する。そこで、本節では、いくつかの個別企業を選んで前節と同じ分析を展開してみることにしよう。

分析の対象としては、松下電器産業、東レ、平和不動産の三社を選んだ。松下は業績と株価が長期にわたって成長していること、東レは株価がかなり循環的な動きをしていること、平和不動産は仕手色の強い株であることなどが基準となって選ばれた。

各株価・配当系列を増資等について調整した^(注4)後、前節と同じように卸売物価指数で割って実質化し、これからさらにトレンドを除去したものについて、 P^* を計算した。それぞれの企業についての P^* と P の系列のグラフが図

(注3) より厳密には、事後株価から計算した分散の統計的性質を用いて、 P と P^* の分散が有意に異なるかどうかを吟味することが望ましい。このようなチェックは LeRoy & Porterでは行われている。

表 1 個別企業株価系列の変動（分散）

	$VarP$	$VarP^{*1}$	$VarP^{*2}$	$VarP^{*3}$	$VarP/VarP^{*1}$
松下電器産業	65.92	2.79	8.01	11.37	23.63
東レ	935.90	59.61	70.94	236.65	15.70
平和不動産	2,587.87	44.97	101.44	288.96	57.55

図 2 個別企業の株価変動(松下電器産業)

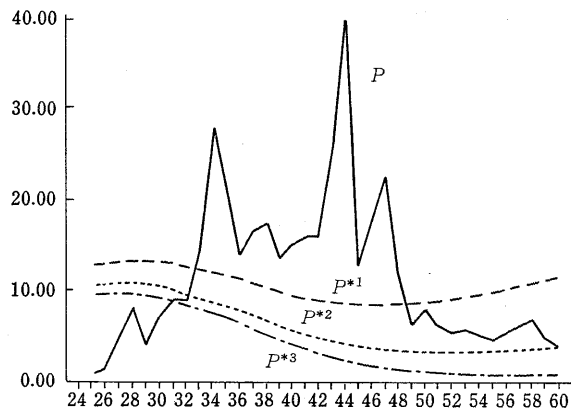


図 4 個別企業の株価変動(平和不動産)

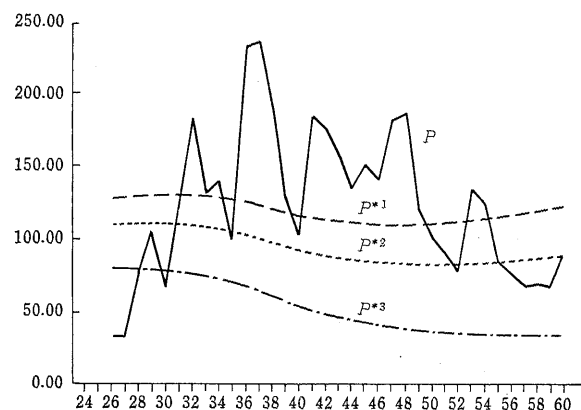
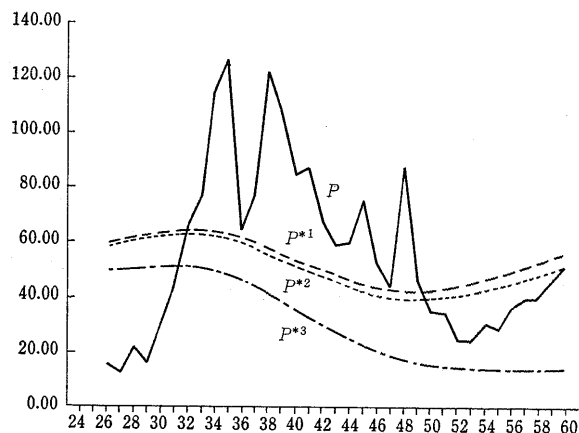


図 3 個別企業の株価変動(東レ)



2 から図 4 に示されている。 P^* についての 3 系列の意味は前節と同様である。

図からわかるように、どの企業についても、どの P^* の計算方法を採用しても、 P^* の変動幅は P の変動幅よりも小さい。より具体的には各系列の分散が表 1 に示されている。 P の分散が

P^* の分散を大きく上回っていることが、どの企業についても成立することが判明する。すなわち、マクロの指数の場合と同じように配当の変動に対する合理的な予想の結果として、株価の変動を説明することには無理があると言えよう。

次に、表 1 には同時に各企業について変動の最も小さい P^* (いずれも P^{*1}) と P の分散の比率が示されている。表からわかるように、仕手色の濃い銘柄である平和不動産について、現実株価の分散が事後株価のそれを上回る度合いが最も強くなっている。仕手株とは株価がその企業のファンダメンタルズを離れて大きく変動する銘柄であると一般に考えられている。このような企業について不等式(6)が特に強く棄却されるということは、棄却されるということの意味について重要なインプリケーションを持っている

(注 4) 無償交付、株式配当、有償株主割当増資、株式分割があると、増資の前後では株式数が変化しているため、1株当たりデータをそのままのかたちで比較することは適切ではない。そこで、1株当たりデータの同質化をはかるため、増資前の1株当たり数値を直近決算期末の1株を基準とした数値に修正した。修正方法は、累積修正倍率を計算し、これを各決算期末の1株当たりデータに乘じる方法をとった。累積修正倍率は増資ごとに計算される修正倍率（権利落理論値/権利付最終株価）を直近決算期末時点から過去に逆のぼって掛け合わせたものである。

と言えよう。すなわち、何度も述べているように、不等式(6)の否定は株価決定モデル(1)の否定か、将来配当の予想の合理性の否定につながる。仕手株についての(6)の否定は(1)のモデルの細部、例えば割引率一定の仮定やリスク・プレミアムがゼロという仮定が誤りであるというよりは、(1)の右辺に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^(注5)。もちろん、仕手株の動きが、本稿全般

に見られる(6)の否定を代表するものか、逆に、仕手株の動きは特殊なもので、マクロ、あるいは他の株における(6)の否定は別の理由によるのかは、以上の分析だけでは何とも判断し難い。

最後に図2から図4について明らかのように、これら三社の株価の水準が配当からみて高すぎる位置にあること、またトレンド除去を行わないテストの結果は、マクロの指数についてのもとのほぼ同様であったことを付け加えておこう。

． お わ り に

本稿では、株価の変動が将来配当についての合理的な予想の変動に基づいて説明できるかどうかについて、シラーによって開発されたテスト、及びその改良型のテストを用いて検定を行った。テストの結果は必ずしも確定的なものではないが、株価の変動を配当予想の変動だけでは十分に説明できない可能性が強いことを示唆している。

このような結論はどのように解釈したらよいであろうか。仮に配当に対する予想の変動によって株価の変動を説明できないとすると、これは次のうちのいずれかを意味する。

株価は将来配当の予想の割引現在価値に等しいという仮説が誤りである。

割引率が一定ではなく変動する。

将来の配当の予想が合理的には形成されていない。

以上のうち については、さらにバブルが発生している、あるいは経済理論的には株価と全く無関係な情報が影響を与えている等のケースに分けて考えることが出来る。しかし、これらの役割について、他の要因と区別した形で統計的に検出するのは極めて困難である。ただし、第 2 節では個別企業の株価の動きの比較か

ら、このような要因の重要性も無視できないとの議論を展開したのであった。いずれにせよ、このケースが重要であるとすれば、従来の株価理論は大きく書き直される必要があるとともに、資産価格の変動が資源配分に及ぼす影響についても考え方の大きな変更が必要である。

の割引率が一定でないケースは、実質金利が変動するケースとリスク・プレミアムが変動するケースとに分けて考えることができる。

Shiller〔1982〕は前者の可能性について吟味しているが、実質金利の変動で株価の変動が十分説明できるかどうかは必ずしもはっきりしない。第 3 節で引用したSummers and Porteba論文はリスク・プレミアムの変動による説明には懐疑的である。

については のバブルの可能性と一部重複する説明であるが、やはり統計的処理が困難である。ただし、に関連して、予想が合理的であっても、シラー型のテストでこれが棄却されてしまうようなケースが発生しうる。この可能性は“ペソ問題”(Krasker〔1980〕参照)と呼ばれているもので、配当等が低い確率ではあるが大きく変動する可能性があり、これを市場は正しく株価に反映させているのだが、現実にはそ

(注5) バブルの概念については例えば翁〔1985〕参照。ただしFlood, Hodrick & Kaplan〔1986〕はシラーの不等式(6)が満たされていてもバブルが発生している可能性のあることを示している。

の低い確率の事象はほとんど発生しなかったというものであり，資産価格の変動の一つの有力な説明となりつつある。

～に加えて，技術的にも本文中で行ったテストが統計的にどの程度の有意性を持っているのかという点のチェックが必要なことはいうまでもない。

最後に，わが国の株式市場については，配当

性向あるいは配当の株価に対する比率が低下しているという特徴が存在し，このことが本稿で行ったようなテストの有効性を低めている可能性がある。このような配当動向から乖離した株価の趨勢的な上昇が将来の配当の上昇予想によっているのか，別の要因によるのかは非常に興味深い問題であるが，本稿の範囲を超える問題である。

補

論

1. Mankiw, Romer and Shapiro [1985] による株価の Volatility のテスト

株価・配当系列の定常性の仮定を用いない彼らのテストの概要は次の通りである。本文より，(1)，(2)式を再録すれば，現実株価と事後株価は

$$P_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} E_t D_{t+k} \quad \dots\dots(A-1)$$

$$P_t^* = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} D_{t+k} \quad \dots\dots(A-2)$$

と書ける。これに加えて，“ナイーヴ”な株価予想の系列

$$P_t^0 = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} F_t D_{t+k} \quad \dots\dots(A-3)$$

なるものを考える。 $F_t D_{t+k}$ は D_{t+k} の t 時点における“ナイーヴ”な，必ずしも合理的とは限らない予想である。ただし， $F_t D_{t+k}$ は合理的な予想を行う市場参加者には手に入る情報であるとする。

さて，

$$P_t^* - P_t^0 = (P_t^* - P_t) + (P_t - P_t^0) \quad \dots\dots(A-4)$$

である。“ナイーヴ”な予想が情報として市場参加者の手に入るという仮定を用いれば，

$$E_t[(P_t^* - P_t)(P_t - P_t^0)] = 0 \quad \dots\dots(A-5)$$

となるはずである。従って，

$$E_t(P_t^* - P_t^0)^2 = E_t(P_t^* - P_t)^2 + E_t(P_t - P_t^0)^2 \dots\dots(A-6)$$

となる。期待をとる時点を初期条件のところまでずらしたものを E と書けば，

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 = E(P_t^* - P_t)^2 + E(P_t - P_t^0)^2 \dots\dots(A-7)$$

この式，あるいは

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E(P_t^* - P_t)^2 \quad \dots\dots(A-8)$$

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E(P_t - P_t^0)^2 \quad \dots\dots(A-9)$$

が，シラーの不等式(6)に対応するものとなる。(A-9)で P_t^0 をサンプルの平均に置き換えれば，(6)式と全く同じ式になることに注意しよう。

2. Mankiwらのテストの日本のデータへの応用

次に，本文第 1 節で用いたデータに以上のテストを応用してみよう。“ナイーヴ”な予想としては，Mankiwらに従って前期の配当が将来も無限に続くとは仮定したものを用いる。株価，配当のデータは第 1 節のものと同じであるが，トレンド除去の操作は施していない。系列 P_t^* の計算に当たっては，Mankiwらと同様に昭和60年の P_t^* として，60年の P_t そのまま用いた。

以上のようにして計算された P_t^* ， P_t^0 ，及び P_t について，(A-7)式の両辺を計算してみたのが表2-1である。表では割引率が配当利回りの現実値(=2.6%)に等しいケースの他，いくつかのケースについて計算が行われている。表から明らかなように，低い割引率では(A-7)ないし，(A-8)が成立しない

表2 - 1 Mankiw らのテスト
(昭和60年の P^* として60年の P を用いた場合)

γ (%)	$E(P^* - P^0)^2$	$E(P^* - P)^2$	$E(P - P^0)^2$
2.6	243,922	245,257	46,180
4.0	238,657	127,530	64,402
6.0	201,413	48,876	92,625
8.0	169,875	20,604	111,576
10.0	146,818	12,970	124,499

表2 - 2 Mankiw らのテスト

(昭和60年の P^* として P のサンプル平均を用いた場合)

γ (%)	$E(P^* - P^0)^2$	$E(P^* - P)^2$	$E(P - P^0)^2$
2.6	14,240	66,006	46,180
4.0	10,429	56,123	64,402
6.0	11,215	55,564	92,625
8.0	11,118	61,424	111,576
10.0	10,628	69,016	124,499

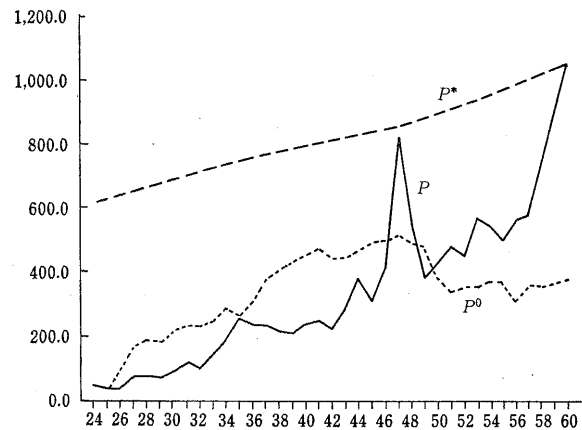
(注) γ (%)は割引率(配当利回り)で2.6は実際のデータから求めた値。

が、若干高い割引率ではこのような問題は生じない。

従って、配当に対する合理的な予想の変化が、株価の変動を説明できないという可能性は本文中のテストよりは小さくなっていると言える。

しかしながら、図5からわかるように、表のような結果が発生するのは、 P^* が P や P^0 の系列から大幅にずれているからである。この理由は昭和60年の株価がトレンドを除去していないこのケースでは、非常に高い位置にあり、これ

図5 Mankiw らの Volatilityテスト



を用いて計算した P^* がサンプルの前半でもかなり高い水準にあるのに対して、他方後半の高株価が配当によって裏付けられたものではないために、 P^0 は低い位置にあることによる。

このように、以上の結果は昭和60年の株価が配当の水準に比べて異常に高いということに大きく依存して齎り、あまり信頼性の高いものとは言えないようである。実際、参考のため表2 - 2 に、 P^* の計算に際して昭和60年の株価ではなく、サンプル期間の平均を用いて(A - 7)式の両辺を計算した結果が示されている。これによれば、すべての割引率について(A - 8)、(A - 9)の不等式の両方が満たされないことがわかる^(注6)。

以上をまとめれば、Mankiwらによるテストを用いても株価の変動が配当のそれに比べて激しすぎるという可能性は依然として残ると言えよう。一方、最近の株価が配当の水準に比べてあまりに高いために、Mankiwらのテストの有用性がそれほど高くないことも重要である。

引用文献

Flavin, M. [1983] "Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence." *Journal of Political Economy* Dec.

Flood, R., Hodrick, R. & P. Kaplan [1986] "An Evaluation of Recent Evidence on stock Market Bubbles." *mimeo*.

Krasker, W. [1980] "The 'Peso Problem' in Testing

(注6) Mankiwらのように各系列の差を P_t で割ってから平方和をとるという方法で、heteroskedasticityを修正しても、結果には大差が見られなかった。

- the Efficiency of Forward Exchange Markets." *Journal of Monetary Economics* April.
- LeRoy, S. & R. Porter. [1981] "The Present-Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds." *Econometrica* May
- Marsh, T. & R. Merton [1984] "Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices," Sloan School Working Paper #1584-84, M. I. T.
- Mankiw, G., D. Romer, & M. Shapiro. [1985] "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility," *mimeo*.
- Shiller, R. [1979] "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure," *Journal of Political Economy* December.
- . [1981] "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review* June.
- . [1982] "Consumption, Asset Markets, and Macroeconomic Fluctuations," *Carnegie Rochester Conference on Public Policy* Vol. 17.
- Summers, L. & J. Poterba. [1984] "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations." NBER Working Paper No. 1462
- 翁邦雄〔1985〕『期待と投機の経済分析』東洋経済新報社