

日本の株価：ノート^{*1}

浅子 和美^{*2}
永井 敏彦^{*3}
河口 晶彦^{*4}
嶋倉 収^{*5}

要 約

本ノートは、日本の株価についての若干の実証分析をまとめたものである。具体的には、ほぼ独立した3つのテーマについて検討する。これらは、日本の株価水準について、現実株価と理論株価の間の共和分関係について、そして株価と消費の間の共和分関係についてである。それらの実証結果をまとめると、おおまかには、次のようなシナリオを描くことができよう。

日本の株価水準は理論株価と比較して概して高く、とくに1980年代後半の株価水準は理論株価を際立って上回っていた（ただし、トービンの q の尺度を用いると、株価水準が際立って高いというインプリケーションは得られない）。これは、日本の株価にはファンダメンタルズだけでは説明できない部分、すなわちバブルが介在しているからである。株価のバブルは、実体経済（実質消費）に対して影響を及ぼす。

^{*1} 本稿の作成にあたっては、大蔵省財政金融研究所における研究会で有益なコメントを得た。西村吉正所長、新保生二次長、竹内克伸日銀政策委員をはじめとした出席者の方々に感謝の意を表したい。もちろん、有り得べき誤りは著者達のみ責任である。

^{*2} 大蔵省財政金融研究所特別研究官（横浜国立大学教授）

^{*3} 前大蔵省財政金融研究所上席研究員（農林中央金庫）

^{*4} 前大蔵省財政金融研究所研究員（東海銀行）

^{*5} 前大蔵省財政金融研究所研究員（安田火災海上保険）

．はじめに

本ノートは、日本の株価についての若干の実証分析をまとめたものである。具体的には、以下では、ほぼ独立した3つのテーマについて検討する。これらは、日本の株価水準について、現実株価と理論株価の間の共和分関係について、そして株価と消費の間の共和分関係についてである。

日本の株価は、1980年代後半を通じて大きく上昇し、1990年代に入るや否や急落した。いまでは、この間の株価の動きはバブルの発生・膨張・崩壊のプロセスとして理解されているようである。1980年代後半の日本の株価がファンダメンタルズから判断して高すぎたことは、バブルが崩壊する以前から植田（1989）や浅子・加納・佐野（1990）等によって示唆されていた。しかし他方では、日本証券経済研究所（1988）や舟岡（1990）に代表されるように、バブルの存在を否定し、株価が高いのはそれなりの理由があるとする見解も盛んであった。1987年10月のブラック・マンデーの狼狽からもいち早く回復し、1989年末までほぼ一本調子で上昇した日本の株価については、バブルとは無縁との判断が沸き上がったとしても不思議ではない。

もっとも、この論争の決着は、既述のようにその後の株価の動きを確認した現在では明らかである。大蔵省財政金融研究所が事務局となっ

た「資産価格変動のメカニズムとその経済効果」に関する研究会がまとめた報告書（1993年）でも、日本の株価や地価にはバブルが介在したことがはっきりと総括されている。われわれも、結果的にはそうした見解を否定するものではないが、「日本の株価＝バブル」説を支持するには、それ相応の根拠を示す必要があると考える。本ノートの第 節は、そうした意図による実証分析をまとめたものである。

第 節では現実株価と理論株価の間の共和分関係を、そして第 節では株価と消費との間の共和分関係を検証する。共和分（cointegration）関係とは、非定常な時系列変数同士の長期的な関係であり、統計的な検定を経てその存在が判断される。もし変数同士が共和分の関係にあれば、両者の間の長期的関係からの乖離は時系列的に安定な範囲におさまる。すなわち、両者には安定的な関係があると判断される。第 節の意図は、日本の株価がファンダメンタルズと密接な関係にあるか否かをさぐることにあり、結果としてバブルの検証を目指すものである。第 節では、株価にバブルが存在するとして、それが実体経済にインパクトを及ぼすか否かを探る。

第 節は、簡単なまとめ部分である。

．日本の株価水準

本節では、理論株価ないしその関連指標を計算する。何が理論株価を形成するかにはさまざまな考え方があり、以下でも複数のアプローチを採用することになる。しかしながら、基本となり出発点となる考え方はファンダメンタルズ

・モデルに求められよう。ここでファンダメンタルズ・モデルとは、株式と債券との間の裁定の成立を前提とした考え方であり、株価は将来配当を割引率（債券利子率に株価変動のリスク・プレミアムを加算しさらに配当の成長率分を

控除した率)で資本還元した現在価値に等しくなるといものである(例えば、浅子・加納・佐野(1990)を参照)。

以下では、まず利益割引モデルによる理論株価を導出し、次いで株価収益率(PER)およびその修正値を計算する。株価収益率の修正は、株式の持合による修正である。最後に、トービンの q を計測する。

- 1. 利益割引モデル

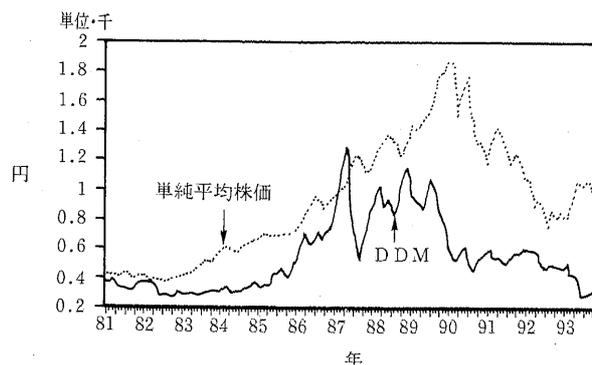
ファンダメンタルズ・モデルで、債券利子率 i 、リスク・プレミアム δ 、配当の成長率 n を一定とする。このとき、一定の割引率 $r = i + \delta - n$ で配当を資本還元した現在価値を株価の理論値と見なすが、配当割引モデル(dividend discount model: 略してDDM)である。しかしながら、近年の日本のデータが示すように配当水準が株価に対して極めて低水準である状況においては、配当をそのままDDMに組み込んだ場合、明らかにもらともらしい理論値を得ることはできない。

そこで、ここでは配当を利益で置き換えることを考え、いわば「利益割引モデル」による計測を行う¹⁾。債券利子率 i としては国債利回りを、リスク・プレミアムとしては $\delta = 0.0386$ ²⁾を、利益成長率 n としては名目GNP成長率を採用す

る³⁾。計測期間は1981年1月から1993年12月までとする。結果は図1に実線でプロットした。同図には、視覚による比較のために、破線で単純平均株価(東証一部)をプロットしてある。

計測結果によると、利益割引モデルによる理論株価は、計測期間を通してほぼ一貫して単純平均株価を下回っている。例外としては、2つのエピソードが特筆される。まず第1は、1987年に入るとにわかに理論株価が上昇し現実株価を上回るまでになり、ブラック・マンデー直前(同年7-9月)になると急落する。この原因はもっぱら金利の変動による。すなわち、1987年に入ると国債利回りが大幅に低下し、1月には4.25%であったものが5月には3.38%まで下

図1 利益割引モデル



¹⁾ 以下の分析に用いたデータは、特に記さないかぎり、日経NEEDS(MARSないしCOMPANY)から採った。

²⁾ リスク・プレミアムについては、観察可能なデータが存在しないために、次の筆順によって逆算した。考え方としては、 δ は計測期間を通して一定であるとし、その値については1977-86年の株価が理論値と一致していると前提して求めた。すなわち、1977-86年については、

$$\delta = \text{利益} / \text{株価} - \text{国債利回り} + \text{名目GNP成長率}$$

が成立し、得られた値の1977-86年の平均値を計算したところ0.0386となった。

³⁾ 本来であれば直截的に利益成長率を採用すべきであろうが、利益成長率は年毎による変動が激しく、そのままその値を採用すると理論株価が大きく変動してしまうため、代わりに名目GNPの成長率を採用した。ところで、問題となる利益成長率は中長期にわたる成長率であり、しかも予想値であるから、ここでの名目GNP成長率は5年移動平均値とし、かつ完全予見を前提として成長率の将来の予測値については実現値をそのまま用いた。

なお、名目GNPのデータを月単位で得るために、次の期種変換を行った。まず、庫データを12で除した値を各月に割り当て、当該月を中心とした60ヶ月(過去30ヶ月、当該月、将来29ヶ月)分の和を5で除した値を採用した。なお、93・94年については、日本経済研究センターの予測値(93年12月時点)により、92年8月以降は過去30ヶ月、当該月、将来28-12ヶ月分の和(59-43ヶ月)を基準とした。

落した。しかし、それが底となり、7月以降は急上昇し9月には5.48%に達したのであった。第2に特筆されるのは、1991年後半から92年にかけては理論株価と現実株価が収斂傾向を示したものの、93年に入ってから乖離幅が拡大していることである。

現実株価と理論株価の乖離をバブルと見なすと、ブラック・マンデー以前の1983 - 85年にも株価の半分以上がバブルという時期もあり、バブルの存在が1980年代後半に特有の事象ではないことが窺われる。ブラック・マンデー以降は一時期バブルは縮小したものの、その後は徐々に膨張し、1989年末には単純平均株価が1868円なのに対し理論株価は787円に過ぎず、バブル部分は1000円を上回った。

2. 株価収益率とその修正

-2-1. PER

PER (price earnings ratio : 株価収益率) は、株価がその企業の1株当たり利益の何倍になっているかを示す指標であり、投下資本を利益で回収する場合に何年かかるかを表わす。

ここでは東証一部上場企業全体の平均値(単純平均)を基にPERを算出した(図2)。計測期間は、1981年1月から1993年12月までである。その結果によると、PERは1980年代の初めには

20倍で推移していたものが、1983年から30倍に上昇し、以後1987年に70倍に突入するまでほぼ一本調子で上昇した。その後は、1989年末まで50倍後半から70倍の間で高位で推移したものの、1990年に入るところから減少傾向に転じ、1992年には30倍まで低下した。しかし、その後急速に上昇し、93年には再び70倍に跳ね上がった。

-2-2. 持合修正PER

前項で見たように、日本のPERは全体的に高水準にある。その原因のひとつとして指摘されるのが企業同士の株式持合であり、それを修正するのがここでの目的である。修正は次の公式、

$$\text{持合修正PER} = \frac{P}{E} \cdot \frac{1-s}{1-sd}$$

による。ただし、P = 単純平均株価、E = 1株当たり利益(単純平均)、s = 持合比率⁴⁾、d = 配当性向(1株当たり配当金/1株当たり利益)、である。計測期間は、1981年1月から1991年12月までである。

持合修正PER(図3)は、持合比率や配当性向に経時的にそれほど大きな変動があったわけではない(表1参照)ので、PERの水準を全体的に2/3ほど下方修正するにとどまっている。したがって、1980年代後半のPER水準がそれ以前や以後と比較して極めて高かったという傾向を修正するまでにはいたっていない。

図2 PER

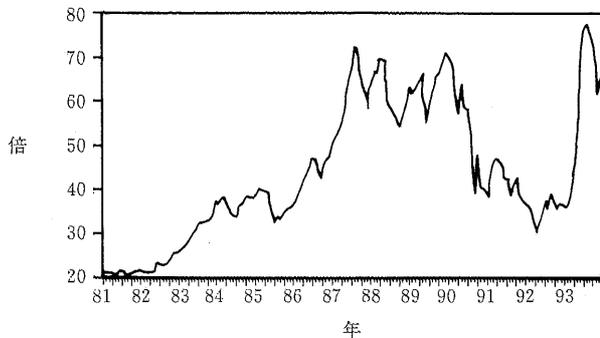
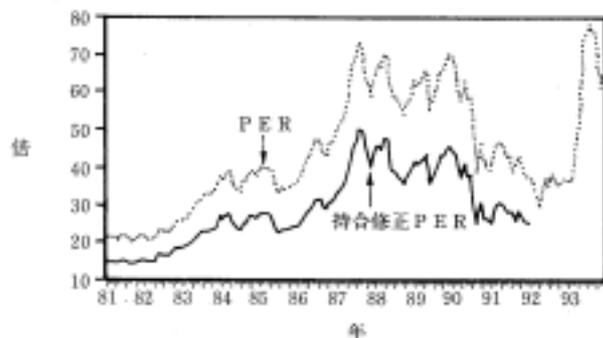


図3 持合修正PER



⁴⁾ 平成3年版『経済の現況』(経済企画庁)に収録のデータを採用し、1990年以降については同様の手法で試算した。なお、期種変換(年次→月次)については名目GNP成長率と同じ手法を用いた。

表1 持合比率と配当性向

年	持合比率	配当性向
1981	39.47	31.68
1982	40.23	38.96
1983	40.34	38.40
1984	40.90	35.78
1985	41.74	30.93
1986	42.90	32.58
1987	41.55	34.86
1988	42.62	29.56
1989	42.96	27.17
1990	42.20	25.43
1991	41.18	26.41

持合比率は経済企画庁『経済の状況』（1991）より。
配当性向は年末時点。

-2-3. トービンのq

トービンのqは、「企業の資産価値（＝時価評価した純資産価値）」に対する「企業価値（＝株式時価総額と負債の和）」の比である。したがって、 $q > 1$ ならば企業価値のほうが企業の資産価値を上回ることになり、そのひとつの解釈は株価が割高なことである。逆に、 $q < 1$ ならば、株価は割安となる。このような解釈に対しては批判もある。すなわち、トービンのqは株価の尺度とするよりも、株価を所与として企業の経営力を計る尺度とすべきであるとの解釈である（例えば、小林（1990））。しかしここでは、便宜上、トービンのqの経時的推移を見ることによって、株価の評価を加えることにしたい。ここでのトービンのqの計測対象は基本的には東証一・二部上場企業であり、計測方法の詳細は図4にフロー・チャートとしてまとめている（計測期間は1980年から1991年）。

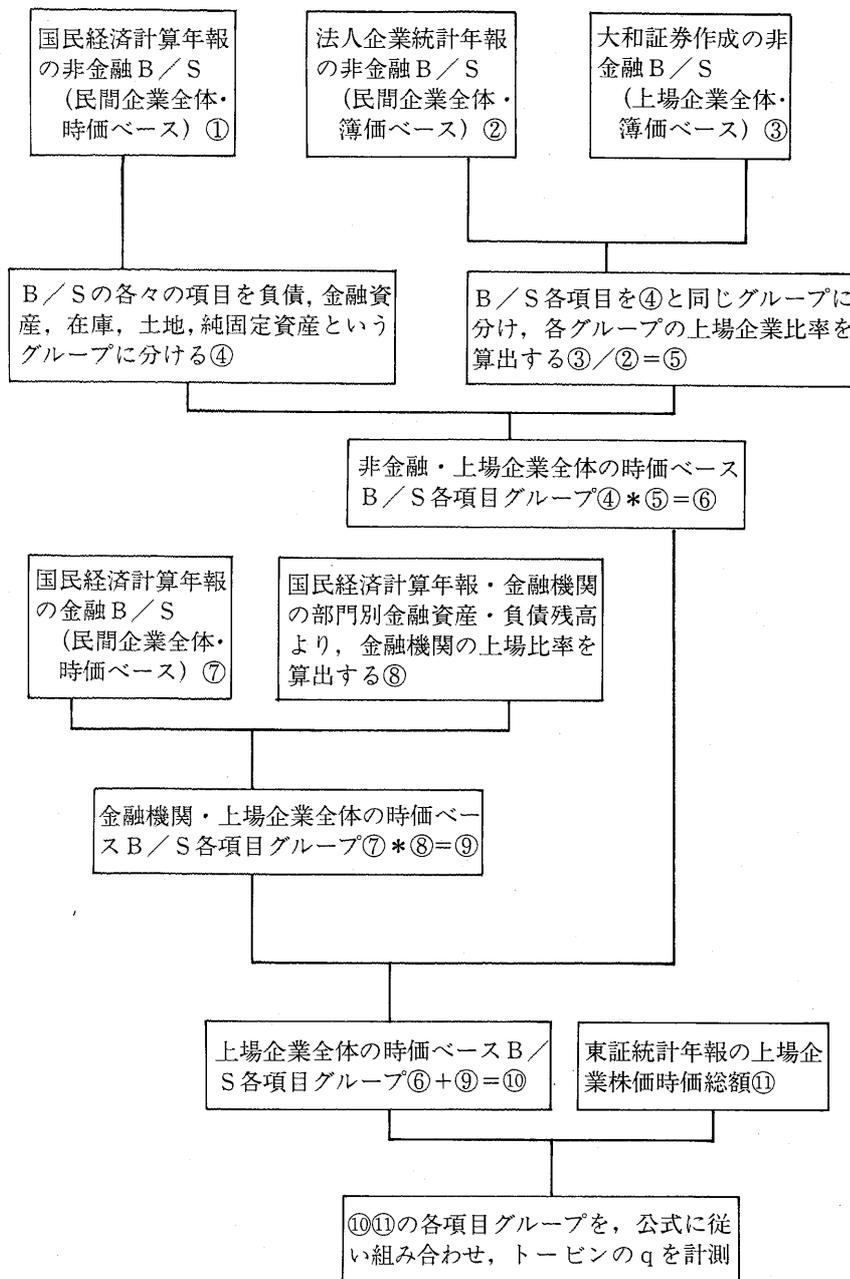
計測結果（表2）によれば、トービンのqは1980年代を通じてそれほど大きく変動している

わけではなく、また、その水準はおおまかには $q < 1$ の範囲にはいることが見て取れる。しかしながら、細部を見ると、トービンのqは1980年代の後半に徐々に上昇し、1989年には僅かながら1を上回った。したがって、全体的には、トービンのqで判断する限りにおいては、日本の株価は必ずしも割高とは判断されないものの、他方で1980年代後半に株価が上昇したこともまたトービンのqに反映されているようである。

表2 トービンのq

年	トービンのq
1980	0.85
1981	0.87
1982	0.86
1983	0.89
1984	0.91
1985	0.93
1986	0.95
1987	0.96
1988	1.00
1989	1.01
1990	0.95
1991	0.93

図4 トービンのqの計測方法



(注) ⑧においては、民間金融機関のうち、全国銀行、信託、証券はすべて上場企業とみなし、農林水産金融機関は非上場企業、中小企業金融機関は便宜的にその半分が上場企業と仮定した。保険については上場企業でない生保の資産比率を日銀経済統計月報より得られる生保と損保の総資産残高から計算される値で近似した。

．現実株価と理論株価

本節では、現実の株価と理論株価との間の関係をさぐる。理論株価としては配当割引モデルに基づく株価を採用し、ほかに配当そのものも対象として考える。本節では現実株価として東証株価指数（TOPIX）を採用するために、株価の水準そのものには意味がなく時系列的な変動だけが問題となる。そこで、理論株価の計算でも利益水準ではなく配当をそのまま採用する。

この分析では、現実株価と理論株価の間に共和分関係があるか否かをチェックする。もし両者が共和分の関係にあれば、長期的に現実株価は理論株価の変動と統計的に密接な関係にあり、したがって現実の株価はファンダメンタル

ズを反映したものになっているとの仮説と整合的になる。ただし注意しなければならないのは、両者が共和分関係にあっても、確率的に崩壊するバブルやファズ（fads）の存在は理論的には排除できないことである。排除できるのはたかだか永久に膨張するバブルの存在である。他方、両者が共和分の関係になれば、これは永久に膨張するバブルの存在と整合的になる。

共和分検定に際しては、まずそれぞれの変数が単位根（unit root）をもつか否かをチェックする必要がある。そのために、Augmented Dickey=Fuller testを行った⁵⁾。サンプル期間は2通り考え、いずれも始期は1968年1月である

表3 現実株価，理論株価，配当の単位根検定

	1989年12月まで		1993年12月まで	
	タイム・トレンド 無し	タイム・トレンド 有り	タイム・トレンド 無し	タイム・トレンド 有り
現実株価	4.354	1.405	-0.044	- 1.670
△現実株価	-5.800 **	- 7.767 **	-6.719 **	- 6.756 **
理論株価	0.854	- 0.180	-1.775	- 3.262
△理論株価	-9.494 **	- 9.764 **	-11.295 **	-11.257 **
配当	1.394	- 1.262	1.235	- 1.533
△配当	-5.451 **	- 5.694 **	-6.231 **	- 6.364 **

(1) サンプル期間の始期は1968年1月。

(2) **印は1%水準で有意。

⁵⁾ このテストについては、詳しくは例えば吉田(1989)を参照されたい。

ものの、終期は1989年12月までと1993年12月までとした。ラグ付き階差項は4次までとし、タイム・トレンド項がない場合とある場合について2通りの検定を行った（ラグ項がある場合には、その次数だけサンプルの始期がずれる）。表3が、Augmented Dickey=Fuller testで問題となるt検定値をまとめたものである。

テスト結果からは、現実株価（TOPIX）をはじめとしてDDMの理論株価（配当成長率は前年同月比、リスク・プレミアムは5%）や配当のいずれもが、Augmented Dickey = Fuller testでタイム・トレンド項を含めた場合も含めない場合も、そしてサンプル期間の終期が1989年12月でも1993年12月でも、いずれのケースについても単位根が存在し、しかも2個以上あるとの帰無仮説が1%有意水準で棄却できる。したがって、基本的にはどの変数にも単位根が1個存在すると判断され、共和分関係のチェックを行う意味があることになる。

表4は、現実株価と理論株価や配当との間の共和分関係式（現実株価が被説明変数）の推定結果とその残差項についてAugmented Dickey = Fuller testを行った結果をまとめたものであ

る。推定結果からは、タイム・トレンド項を含めない場合には、理論株価の場合にも配当の場合にも残差項が定常とはいえず、現実株価と共和分の関係にあるとはいえないことが示唆される。しかしながら、タイム・トレンド項を含めた場合には、サンプル期間の終期が1989年12月の場合にはやはり残差項が定常にはならず共和分関係は成立しないものの、サンプル期間の終期を1993年12月とした場合には、理論株価については残差項が定常となり現実株価との共和分関係が存在するという仮説を棄却できない。もっとも、配当との間では共和分関係は認められない。

以上の結果を解釈すると、現実株価の変動をファンダメンタルズの変動だけで説明するのは困難なことが示唆される。とくに、1980年代後半の株高局面で株価が頂点を打った1989年末までのデータを用いた場合には、統計的には永久に膨張するバブルの存在を排除できないことがわかった。バブルの崩壊後を考慮して1993年12月までのデータを用いてはじめて、永久に膨張するバブルを排除する可能性が認められるのである。

表4 現実株価と理論株価、配当の共和分検定

説明変数	サンプル期間	共和分関係式			残差項の単位根検定	
		定数	説明変数	\bar{R}^2	タイム・トレンド無し	タイム・トレンド有り
理論株価	～1989年12月	4.78 **	10.1 **	0.287	- 1.268	- 2.697
	～1993年12月	5.79 **	11.2 **	0.294	- 1.900	- 4.169 **
配当	～1989年12月	-16.1 **	18.1 **	0.553	- 1.443	- 2.834
	～1993年12月	-16.4 **	20.2 **	0.567	- 1.883	- 1.981

- (1) サンプルの始期は1968年1月。
- (2) 数値はt値。**印は1%水準で有意。

．株価と消費

本節では、消費（国内消費）と株価(TOPIX)の間に共和分関係があるか否かをチェックする。もし両者が共和分の関係にあれば、前節で示唆されたように株価にバブルがあるとして、それが消費にインパクトを与えているとの解釈と整合的となる。消費と株価は共に実質化した系列を考え、そのデフレーターとしては消費者物価指数（CPI，総合）と卸売物価指数（WPI，総合）の2通りを採用した。サンプル期間は1970年の第1四半期から93年の第1四半期までを基本とした（ラグ項がある場合には、その次数だけサンプルの始期がずれる）。

まず、それぞれの変数が単位根をもつか否かをチェックするために、ここでもAugmented Dickey=Fuller testを行う。ラグ付き階差項は4次までとし、タイム・トレンド項がない場合とある場合について2通りの検定を行った。表5が、Augmented Dickey=Fuller testで問題となるt検定値をまとめたものであり、この段階

では実質化するデフレーターがCPIであれWPIであれ結果に大差はない。すなわち、いずれのデフレーターの場合にも、タイム・トレンド項がない場合には株価のみが単位根が2個以上あるとの帰無仮説が5%有意水準で棄却できるのに対し、タイム・トレンド項がある場合には株価も消費も単位根が2個以上あるとの帰無仮説が10%有意水準で棄却される。したがって、若干有意性の基準に問題があるものの、基本的には消費にも株価にも単位根が1個存在すると判断され、共和分関係のチェックを行う意味があることになる。

表6は、消費と株価の間の共和分関係式（消費が被説明変数）の推定結果とその残差項についてAugmented Dickey=Fuller testを行った結果をまとめたものである。共和分関係式の推定結果は、係数パラメータの値そのものはあまり意味がないことから、t値のみを報告してある。推定結果からは、実質化にいずれのデフ

表5 消費と株価の単位根検定

	CPIで実質化		WPIで実質化	
	タイム・トレンド 無し	タイム・トレンド 有り	タイム・トレンド 無し	タイム・トレンド 有り
消費	3.221	-2.525	1.808	-2.387
△消費	-1.575	-3.415 *	-2.105	-3.794 **
株価	-0.308	-1.766	-0.190	-1.818
△株価	-3.664 **	-3.668 *	-3.610 **	-3.637 *

- (1) サンプル期間は1970；I-93；I。
 (2) *印は10%水準で有意，**印は5%水準で有意。

レーターを用いた場合にも株価は有意であるものの、残差項が定常とはならず、共和分関係の存在は否定される。その限りでは、株価は消費に影響を及ぼしていないと判断されよう。

消費と株価の間の共和分関係が否定された理由として、消費には株価以外の要因が関与している可能性がある。そうした要因として所得を考え、具体的には実質GNPを共和分関係式に説明変数として追加した。その結果は、デフレーターを選択によって異なったものとなった。すなわち、CPIをデフレーターとした場合には、共和分関係式において株価は有意でなくなり、残差項も依然として定常にならない。これに対して、WPIをデフレーターとした場合には、株価は説明変数として十分有意であり、残差項も定常となった。したがってこのときには、株価

は消費にシステムティックなインパクトを与えていると解釈される。

どちらの結果をより重視すべきかは、判断が難しいところである。しかしながら、共和分関係式の決定係数（自由度修正済）は、所得変数を含めない場合も含めた場合も、WPIをデフレーターとして用いた場合のほうがCPIをデフレーターとして用いた場合よりも大きいことが注目される。また、CPIをデフレーターとして用いた場合に、実質GNPを説明変数として追加した際に実質株価の有意性が消失したのは、実質GNPと実質株価に多重共線関係が存在したからであろう。したがって、統計的観点からは、WPIを用いた結果をより重視すべきである⁶⁾。すると、株価のバブルは实体经济に影響を及ぼすことが示唆される。

表6 消費と株価の共和分検定

	共和分関係式				残差項の単位根検定	
	定数	株価	GNP	\bar{R}^2	タイムトレンド無し	タイムトレンド有り
CPIで実質化	23.48**	11.23**		0.576	-1.647	-2.325
	5.24**	-0.23	23.70**	0.941	-2.289	-2.200
WPIで実質化	16.02**	15.15**		0.713	-1.804	-2.371
	-8.84**	3.16**	25.34**	0.964	-5.047**	-4.813**

- (1) サンプル期間は1970：I-93：I。
 (2) *印は10%水準で有意、**印は5%水準で有意。

⁶⁾ WPIをデフレーターとして用いた結果をより重視するもうひとつの理由は、サンプル期間を1989年の第4四半期までとした場合には、CPIをデフレーターとして用いても、消費、株価、GNPの間で共和分関係が成立することである（共和分関係式の残差項は5%有意水準で定常）。すなわち、CPIを用いた結果はサンプル期間に依存する（WPIを用いた結果は、1990年の第1四半期から93年の第1四半期までをサンプル期間に含めるか否かには大きく依存しない）。

．おわりに

本ノートでは、株価をめぐる3つの実証分析を行った。いずれも簡単なものであったが、それらをまとめると次のようなシナリオを描くことができよう。

日本の株価水準は理論株価と比較して概して高く、とくに1980年代後半の株価水準は理論株価を際立って上回っていた（ただし、トーピン

のqの尺度を用いると、株価水準が際立って高いというインプリケーションは得られない)。これは、日本の株価にはファンダメンタルズだけでは説明できない部分、すなわちバブルが介在しているからである。株価のバブルは、消費に対して影響を及ぼす。

引用文献

浅子和美・加納悟・佐野尚史(1990)「株価とバブル」,西村清彦・三輪芳朗(編)『日本の株価・地価』(東京大学出版会)所収,57 - 86頁。

小林孝雄(1990)「株式のファンダメンタル・バリュー」,西村清彦・三輪芳朗(編)『日本の株価・地価』(東京大学出版会)所収,285 - 319頁。

舟岡史雄(1990)「日本の株価水準と投資尺度」,西村清彦・三輪芳朗(編)『日本の株価

・地価』(東京大学出版会)所収,27 - 56頁。

日本証券経済研究所(1988)『日本の株価水準研究グループ報告書』。

大蔵省財政金融研究所(1993)『資産価格変動のメカニズムとその経済効果』。

植田和男(1989)「わが国の株価水準について」『日本経済研究』No.18,4 - 12頁。

吉田知生(1989)「通貨需要関数の安定性をめぐって - ECMによる計測」,『金融研究』第8巻第3号,99 - 147頁。