

資本市場の効率性：日本における実証研究の展望

倉澤資成*

要 約

株式や債券等の資本市場には、効率的な資金配分機能を果たすことが期待されており、市場が効率的であるか否かは資本市場の機能を評価する上で重要な論点である。

Fama (1970) がそれまでの研究を整理・展望し、概ね「効率的市場仮説」が成立していると結論してからしばらくは、市場は効率的であるとの共通の理解がまがりなりにも形成されていたが、この分野での研究が進むにつれて、市場の効率性に疑問を投げかけるような事実が数多く報告され始めた。いまでは市場の効率性についての見解は多様であり、共通の理解があるとは言い難い。仮に市場の効率性が否定されるならば、近代的ファイナンス理論がその基盤を失うばかりでなく、株式市場や債券市場の経済的機能についても問い直す必要が生じるであろう。

こうした問題意識をもって、本論では日本における資本市場の効率性に関するこれまでの実証研究を展望する。そのため、まず市場の「効率性」の概念についての定義を与え、次に効率的市場仮説の実証方法を概観し、最後に日本の実証研究を紹介するという構成をとっている。

Famaによれば、効率的市場とは「情報処理において効率的な市場であり、利用可能な情報が十分に価格に反映されている市場」であるが、ここではこれを、「市場が合理的に期待を形成していること」と理解し、「効率的市場」の定義とする。

期待形成を直接検証するのは容易ではないから、効率的市場の検証には特定の資本市場モデルと合理的期待の複合仮説のテストが用いられることが多い。具体的な検証方法は、分析対象となる情報および用いられる資本市場のモデルによってさまざまである。Famaは、情報の種類を、(1)過去の価格に含まれている情報、(2)過去の価格だけでなく、公表されたデータすべてに含まれている情報、(3)過去のすべてのイベントに含まれている情報、の三つに分類し、それぞれの情報に関する市場の効率性を「弱度の効率性」、「準強度の効率性」、「強度の効率性」と呼んだ。

弱度の効率性のテストには、系列相関分析、時系列分析、「連」の検定、フィルター・ルール戦略の運用成果などが、準強度の効率性のテストには残差分析が、主として用いられてきたが、これらを簡単に説明した後、それぞれの代表的な実証研究について触れる。強度の効率性に関する研究は少なく、投資信託の投資成果による分析が見られる程度である。こうした従来使われていた手法による分析に加えて、転換社債市場、債券先物市場や債券市場を対象とする「裁定機会の存在」の検証、「変則的事実」の存在についての研究、「分散制約」を用いた「株価のvolatility」のテスト、さらに利回りの期間構造やフィッ

* 横浜国立大学経済学部教授

シャー効果と合理的期待の複合仮説の実証研究等を併せて紹介する。最後に、高すぎると言われている日本の株式価格に関する二つの実証研究を取り上げる。

市場の効率性に関する日本の研究結果を一通り概観してみると、市場の効率性を支持するものが相対的に少ないのに気づかれるであろう。しかし、

- (1)日本での資本市場の効率性についての実証研究の数は質量ともまだ不十分であり、
- (2)日本における研究は、アメリカの著名な研究方法をそのまま日本のデータに当てはめるといふ試論的色彩が強いものが多く、バイアスが生じた結論が出ている可能性が大である、

等を考慮するならば、日本の市場の効率性がアメリカのそれより劣ると判断するのは性急であろう。日本の資本市場の効率性についての判断はしばらく保留し、今後一層の研究成果の蓄積を期待しておきたい。

はじめに

株式市場や債券市場などの資本市場は、本来、希少な資金をさまざまな用途に効率的に配分するためにつくられた制度である。しかし、期待されていることと、実際にその機能を果たしていることとは別である。資本市場が、期待されている機能を果たすためには、いくつかの条件が必要であろう。その一つが、情報に関する市場の効率性と呼ばれている条件である。証券の市場価格に、その「実体価値」に関する情報が的確に反映されているとき、市場は「情報に関して効率的」あるいは単に「効率的」、といわれる。

資金の需要者と供給者は、市場の価格をもとにして意思決定をする。このため、価格形成のあり方によって、資金の配分は大きく変わるのである。市場価格に、「実体価値」に関する情報が十分に反映されておらず、「実体価値」とは無関係に価格が形成されるならば、資本市場が、期待されている効率的な資金配分機能を果たせないのはほとんど自明といってよい。この意味で、市場が効率的か否かは、資本市場の果たしている機能を評価する上できわめて重要な論点なのである。

市場の効率性を厳密に解釈すれば、実際の

資本市場が効率的でないのはある意味で当然であろう。問題は、近似的に効率的な市場として理解できるか否かにある。この問題に対する答えは、時代と共に大きく変わってきた。Fama(1970)が、それまでの研究成果を整理・展望し、概ね「効率的市場仮説」が成立しているから見なしてよい、との結論をくだしてからしばらくの間は、市場は効率的であるとの共通の理解がまがりなりにも形成されていた。

しかし、研究の深化と共に、市場の効率性に少なくない疑問が提示されるようになる。市場が効率的であれば考えられないような変則的(anomalous)な事実が次々に報告され、効率的市場仮説の支持者が編集者を務めている専門誌として知られたJournal of Financial Economicsでさえ、1978年には「変則的事実」の特集号を出版するに至るのである。Shiller(1981)らの「Volatilityのテスト」も株式市場の効率性に大きな疑問を投げかけた。いうまでもなく、市場が効率的であっても株価は変動する。しかし、実際の株価変動は、合理的に価格形成がされている場合の5倍から10倍以上にもなるというShiller(1981)の

結果は、市場の効率性を疑うに十分であり、それ以降の研究に強い影響を与えた。

いまでは、市場の効率性についての見解は多様であり、共通の理解がある状況にはほど遠い。仮に、実際の資本市場が効率的と見なせないならば、近代的ファイナンス理論がよってたつ基盤を失うばかりでなく、株式市場や債券市場の経済的機能に関しても改めて問い直す必要が生じる。近代的ファイナンス理論が、実際の株式市場や債券市場の存在意義についての理論的な背景をなしているからである。

ここでの目的は、日本における資本市場の効率性に関するこれまでの実証研究の展望である^(注1)。しかし、残念ながら、日本の資本市場を対象とした効率性の実証的研究は、アメリカのそれに比較して格段に少ない。それだけではない。ほとんどの研究が、主としてアメリカを対象にした研究を、そのまま模

倣し日本のデータで追試している状況に留まっている。いうまでもなく、第一段階としてのこうした作業の重要性は否定できない。しかし、こうした研究の性格上、試論的色彩が強くなるのは避けられず、適切なデータが選択されているか、厳密に実証がなされているか、といった面で信頼性に欠けるのはやむをえないだろう。

対象とする成果は、「効率的市場仮説」に関する広い範囲の研究である。主として株式市場の効率性を考察の対象とするが、必要に応じて国債等の流通市場に関する研究成果にも言及する。

節では、市場の「効率性」の概念を簡単に議論し、「効率性」の定義を与える。節では、「効率的市場仮説」の実証方法を概観する。節で、日本の実証研究を紹介し、節で全体を締めくくる。

．「効率的市場」とは何か

2.2 定義

「効率的市場仮説」の代表的研究者である Fama(1976)は、効率的市場について、次のように述べている。

「効率的資本市場とは、情報処理において効率的な市場のことである。効率的市場においてはいかなる時点においても観察される証券の価格は、その時点で利用可能なあらゆる情報の“正しい”評価にもとづいている。すなわち、価格は利用可能な情報を“十分に反映している”。」[Fama(1976), 日本証券経済研究所計測室訳]

抽象的に市場の効率性を捉える限りにおいては、Famaのこうした理解は多くの人の受け入れるところであろう。しかし、この表現は、一般的・抽象的すぎて、効率的市場が具体的に何を意味するのかが必ずしも明確に伝わってこないうらみがある。効率的市場の具体的な内容は人それぞれであり、完全に一致した共通の理解があったわけではない。とはいえ、Fama(1970)による、それまでの理論的・実証的研究の展望と整理および主としてマクロ経済学分野における「合理的期待形成」理論の発展によって、現在では市場の効

(注1) 資本市場の効率性をめぐる論点を展望した論文として、Fama(1970, 1976), Merton(1987)が、日本での実証研究を展望した論文としては紺谷(1984)が、やや広い意味で資本市場の効率性をとらえ、日本の現状を展望した論文として浅子・倉澤(1987)がある。また國村(1986b)は、日本の資本市場を対象とする実証研究の文献目録である。

率性に関して、おおよそ共通の理解が形成されてきた。多少の異論は存在するかもしれないが、市場が効率的であるとは、「市場が合理的に期待を形成していること」との表現が、現状では最も一般的かつ簡潔な定義であるように思われる^(注2)。ここでも、これを「効率性」の定義として採用する。したがって、この論文では「市場の効率性」「効率的市場」「合理的期待」などをすべて同じ意味に使う。なお、上述の定義のなかで最も曖昧な表現である「市場が」の意味については、2.3で改めて触れる。

「合理的期待仮説」による効率性の定義は期待形成に関するものであり、期待の形成だけでは市場価格は決定できないから、通常、効率的市場仮説を検証するには、証券市場の価格を決定するような資本市場のモデル(考え方)が必要である。合理的期待仮説は、期待形成を含むモデルであれば、どのようなモデルであっても原理的には採用できる。しかし、合理的期待形成を検証するときには、多くの場合、比較的単純なモデルが用いられる。モデルが単純であれば、形式上は複合仮説の検証であっても、実態としてはほとんど「合理的期待形成」を検証していると見なせること、あるいは、モデルが単純でないと合理的期待との複合仮説を検証するのが困難なことが、主たる理由であろう。

期待形成の合理性に加えて、投資家の合理的な行動あるいはそれが含意する「市場の合理性」をも含めて、市場の効率性や合理性が理解される場合も少なくない。しかし、「市場の合理性の意味はモデルによって異なり、モデルの含意にも相違が存在するから、投資家の、あるいは市場の合理性を含む形で市場の効率性を定義せずに、期待形成に限って効率的市場を定義しておくほうが何かと便利で

あろう。

2.2 「効率的市場」の前提条件

どのようなモデルであっても、それが経済学のモデルである以上、明示的あるいは暗黙のうちに、投資家の合理的な行動を仮定するのが普通である。内容の細部はモデルによって異なるのは当然であるが、どのモデルにも共通に見られる重要な仮定が存在する。それは次の二つの仮定である。

(A1) 各投資家は、各株式の本来的な「実体価値」だけを基準として、投資決定をする。

(A2) 各投資家は、他の投資家も同様に「実体価値」にのみ基づいて投資決定をし、その結果として市場価格が決定される、と考えている。

「ファンダメンタルズ」とも呼ばれる「実体価値」の意味する内容は、モデルによってさまざまに異なる。場合によっては、株式保有から将来獲得できると予想される配当であり、また場合によっては次期の株式価値であったりするが、それらの実質的な内容にそれほど差があるわけではない。多少なりとも操作性のある資本市場のモデルは、明示的にか暗黙裏にかの違いはあるにしても、いずれも仮定(A1)(A2)を前提として構成されている、といっていよう。

効率的市場仮説にとどまらず、資本市場の経済的機能の理解や、これまでの資本市場育成の方針・規制のあり方に至るまで、ありとあらゆる側面にわたって、仮定(A1)(A2)が基本的な役割を果たしてきた。こうした議論のすべてが、この前提を基盤に組み立てられている、といっても過言ではない^(注3)。

たとえば、信用取引制度や株価指数先物市場・オプション市場の創設を考えてみればよ

(注2) ただし、Fama(1976)は、市場が想定する証券の将来価値の同時確率密度関数が、与えられた情報Fによって導かれる同時確率密度関数に完全に一致するとき、市場は情報Fに関して効率的であると定義する。

(注3) この仮定をめぐる諸論点について、三輪芳朗(1989)を参照されたい。

い。こうした制度はすべて、それがなくときと比較して、投資家に対してさまざまなポジションを取り易くする制度である。いいかえるならば、広義の取引費用を軽減させるために存在するのである。仮定(A1)(A2)が前提とされていれば、取引費用の軽減は、市場を効率的にすると考えられるため、信用取引制度が整備され、株価指数先物市場やオプション市場が創設されるのである。

情報に関する市場の効率性が重要な意味をもつのも、仮定(A1)(A2)が前提とされているからである。情報の効率性に関する情報とは、「実体価値」に関する情報をさしている。仮定(A1)(A2)が満たされておらず、市場が「実体価値」を反映するようには決められていないならば、「実体価値」に関する情報は、投資家にとって何ら極値のないものになり、そのため、そうした情報が市場価格に反映されることなどまったく期待できない。

こうした意味で、仮定(A1)(A2)は、効率的市場の前提条件である。市場の効率性を論ずるときには、この前提条件が直接問題にされることはほとんどない。しかし、資本市場がどのような役割を果たすかに関しては、市場の効率性よりも仮定(A1)(A2)のほうが、ある意味でははるかに重要である。仮定(A1)(A2)が満足されれば、多少のバイアスが存在するにしても、また多少の時間的な遅れはあるにしても、「実体価値」が市場価格に反映するのはまず間違いのないように思われる。それが期待できる程度には、「市場」という制度は機能するのではないだろうか。その意味で、株式市場にとっては期待の合理性など大した問題ではなく、仮定(A1)(A2)が満足されるか否かのほうがはるかに重要な問題ということもできよう。

株式市場の価格形成を多少なりとも細かく観察してみれば、仮定(A1)(A2)を無条件で受け入れられる状況にあるとはとても思われぬ。しかし、表面的な観察だけに頼り、十分な検討を経ないで結論を急いだため、

誤った結論を導いてしまった例はいくらでもあり。仮定(A1)(A2)についての判断は十分に慎重でなければならないであろう。

先にも述べたように、市場の効率性は、資本市場のモデルとの複合仮説の検定であり、その棄却は、(a)市場の効率性、(b)前提とされた資本市場のモデル、のいずれか、あるいは両方、の棄却を意味する。前提とされるモデルは仮定(A1)(A2)を基に構築されているのが普通であるから、原理的には(A1)(A2)も同時に検定されているはずである。しかし、複合仮説が棄却され、資本市場のモデルが誤りであったと認識されたとしても、その結果、仮定(A1)(A2)を前提とする別の資本市場モデルの成立が示唆された、と受け止められるだけであり、仮定(A1)(A2)の否定とは理解されずに終わることが多い。効率性の前提である仮定(A1)(A2)が直接問題にされることはほとんどないのである。

2.3 「市場が」の意味

仮定(A1)(A2)に関してはこのくらいにして、効率的市場に関する先の定義に戻ろう。この定義に曖昧なところがあるとすれば、「市場が」という表現であろう。いうまでもなく、「市場が期待を形成する」との表現は便宜的に用いられているに過ぎない。証券市場には多数の投資家が存在し、それぞれが自らの判断で各証券を売買している。各投資家の意思決定は、市場を通じて調整され、その結果として各証券の市場価格が決定される。「市場が」という表現は、各投資家の意思決定とその調整の過程を、簡潔に要約したものと理解されねばならない。「市場が」が意味する内容に関して共通の理解さえあれば、こうした表現はきわめて便利なものであり、しばしば用いられてきた。

しかし、市場が各投資家の意思決定をどのように調整し、集計するかについては、再び各モデルの想定に依存し、共通の理解があるわけではない。各投資家の意思決定に含まれ

ている情報が、どのように価格に反映されるか、については多少とも理解に差が存在するのである。

代表的投資家の存在を仮定するような、各投資家の意思決定とその集計過程を明示的に含まないモデルでは、「市場が」という表現にはそれほどの曖昧さは存在せず、素直に受け入れられるとあってよいだろう。マクロ経済モデルの多くは、こうした想定に立ち、それゆえに、「市場が合理的に期待を形成する」との表現にはほとんど違和感はない。

また、摩擦のない市場を前提とし、ある情報Fを、コストを要せずに獲得できるならば、市場価格には、情報Fのすべてが反映されていると考えられる。したがって、現在利用可能な情報をすべての投資家が、わけ隔てなく所有しているならばどのようなモデルであっても、投資家の合理性を仮定しさえすれば、市場は効率的と考えてよいだろう^(注4)。

したがって、各投資家はすべて同じ情報をもってると想定できるならば、効率性のテストは、(a)投資家は実体価値を基準にして行動するとの仮定を追加して、市場に広義の取引費用がどの程度存在するかのテスト、あるいは、(b)広義の取引費用が無視できると仮定して、投資家が「実体価値」をもとに投資をしているかどうかのテスト、のどちらかになる。ただし、各投資家が保有する情報に差がほとんど存在しないならば、市場の効率性を論じてあまり意味がないのも事実である。資本市場とは、各投資家がもつ多様な情報を、投資家の行動を通して集計する装置と、考えられるからである。

各投資家の所有する情報量に差が存在するときには、「価格は利用可能な情報を“十分に反映している”」という表現、あるいは、それを多少とも明確にした「市場が合理的に期待を形成している」という表現の内容には、少なくない曖昧さが残る。「市場が合理的に行動する」とは、各投資家がさまざまな情報をもって行動した結果が、あたかも「市場が合理的に行動しているようなもの」として理解可能か否かを問題にしている、と考えなければならない。

「情報を集計する」とか、あたかも「市場が合理的に行動する」といった表現に多少とも具体的意味を付与する目的で、効率的市场に関する二つの考え方について簡単に触れておこう。

効率的市场仮説の代表的研究者であるFamaやJensenが効率的市场を語る時、人々の期待形成に関する合理性よりも、むしろ、人々はあくまでもより高い利益を追求して行動する、という意味での合理性に重点をおいていたように思われる。各経済主体が経済レントを求めて行動するならば、その結果、均衡において、経済的レントは消滅せざるを得ない。経済的レントが存在しないこと、これが競争的な市場均衡を特徴づける最も顕著な性格である。

Jensen(1978)によれば、効率的市场仮説とは、こうした不確実性のない状況での競争均衡の一つの条件である「ゼロ利潤の条件」を、不確実性のある投機市場での価格形成に対して拡張した概念である。市場価格に、情報Fが的確かつ迅速に反映されていないなら

(注4) 各投資家の合理的行動と、合理的期待形成を仮定しても、いわゆる「投機的バブル」は発生する可能性がある。たとえば、Tirole(1985), O'Connell/Zeldes(1988)を参照。ここで、「投機的バブル」とは、証券価格の、その証券の「実体価値(マーケット・ファンダメンタルズ)」からの乖離をさす。「合理的期待」を効率性の定義とするならば、「投機的バブル」の存在は効率的市场と必ずしも矛盾しない。しかし、市場の効率性の定義として、価格と「実体価値」の一致、を要求するならば、「投機的バブル」の発生は市場が効率的でない証拠となる。

「投機的バブル」については、Blanchard(1979), Blanchard/Watson(1982), Tirole(1982), 翁(1985)などを参照。

ば、情報 F を用いて経済レントを獲得できる機会が存在するといつてよいだろう。人々の、経済レントの獲得を目指した合理的な行動が、結果として利用可能な情報を市場価格に反映させる力となって働くのである。このため、彼らを含めた少なくない研究者は、効率的市場においては、一般に利用可能な情報によって経済的利潤を獲得できない、という点を強調してきた。

彼らの効率的市場仮説の理解は、経済レントは市場の力によって速やかに消滅する、との市場に対する素朴な信頼にもとづいている、といえるだろう。こうした信頼に仮定 (A 1) (A 2) が結びつけば、自然と彼らの効率的市場の理解が導かれる。その意味でも、市場の効率性にとって重要な問題は、表面的には情報がすべて価格に反映されているか否かであったとしても、実質的には仮定 (A 1) (A 2) が満たされているかどうかなのである。

いまひとつは、資本市場の理論的な分析における問題意識である。各投資家はそれぞれに異なった情報をもっている。しかし、それだけが彼らに利用できる情報ではない。各証券の市場価格も彼らにとって重要な情報源である。なぜならば、各証券の市場価格はさまざまな情報をもつ投資家の意思決定を反映しているからである。各投資家は自ら所有する情報に加えて市場価格から得られる情報をもとにして合理的に期待を形成し、意思を決定するに違いない。

こうした状況の設定では、市場価格 p にすべての情報が反映されている状況を次のように理解できる。 I_j を投資家 j が持つ情報の

シグナルとしよう ($j = 1, \dots, J$)。一般に、シグナル I_j によってもたらされる情報を (p, I_j) で表すと、市場が情報 F を反映しているとは、すべて j に対して、

$$(p, I_j) \sim F$$

が満たされるときである。さらに、各投資家のもつ情報のすべてが価格に反映されるとは、すべての投資家にとって、

$$(p, I_j) \sim (I_1, \dots, I_J)$$

が満たされるときをいう。いいかえると、すべての投資家は、自分で所有する情報と市場価格から獲得する情報とをもとにして、他の投資家もつすべての情報を獲得できる。この意味で、市場価格は各投資家もつ情報のすべてを伝達するのである。

理論的には、各投資家が保有する情報に違いがあるとき、「市場が」といった曖昧な表現は許されず、その意味を明らかにする必要がある^(注5)。その一つとして、多くの賛同が得られる理解は、以上のようなものである。しかし、現実問題として相対的な重要性をもつのは、むしろ仮定 (A 1) (A 2) の成立であるように思われる。多くの理論モデルで当然のように仮定され、また、効率的市場仮説でも前提とされてはいるが、そのことは仮定 (A 1) (A 2) が疑問なく成立していることを意味するわけではない。さらに、仮定 (A 1) (A 2) が成立しないときには、これまで当然のこととして受け入れられてきたさまざまな主張が、成り立たない可能性が生ずるのである。しかし、さしあたりここでは仮定 (A 1) (A 2) を前提とし、効率的市場仮説の実証分析の展望を試みよう。

(注5) Fama(1970, 1976)による効率的市場の定義の曖昧さを克服するために、Rubinstein(1975), Beaver(1981), Latham(1986)などが新しい定義を提案している。

．効率性の検証方法

分析対象となる情報の違いによって、また、効率的市場の性格の理解の仕方の違いによって、「市場の効率性」の検証にはさまざまな方法が用いられてきた。それらの中には、「市場の効率性」のテストとはっきりは意識されていなかったが、結果として見ると「効率的市場」仮説の検証になっているといった研究も少なくない。

市場の効率性は、情報の種類によって、三つに分けられる[Fama(1970)]。すなわち、(a)過去の価格に含まれている情報、(b)過去の価格だけでなく、公表されたデータすべてに含まれている情報、(c)過去のすべてのイベントに含まれている情報、の三つである。情報(a)に関する効率性を「弱度の効率性」、(b)を「準強度の効率性」、(c)を「強度の効率性」と呼ぶ^(注6)。

この節では、で紹介する研究に用いられる、市場の効率性のテストの方法について概観するが、その前に共通に使われる「収益率」と「価格」を定義しておこう。

効率的市場の実証的研究では多くの場合、「市場価格」あるいは「期待収益率」の推移に関して効率性が定義され、分析が進められる。この論文では、「市場価格」および「収益率」を次のような意味で用いる。

配当などのキャッシュフローはすべて当該証券に再投資するものとして作成された価値の系列を v_{jt} で表し、修正をしていないそのままの価格を p_{jt} とする。ここで、添字 j は証券の種類を、添字 t は時点を表す。この論文では、どちらも「価格」と呼ぶが、前後の文脈からどちらの意味で使われているかは明らかであり、混乱は生じないであろう。

キャッシュフローを x_{jt} とすると、収益率 R_{jt} は、

$$R_{jt} = (v_{j,t+1} - v_{jt}) / v_{jt} \\ = (p_{j,t+1} + x_{j,t+1} - p_{jt}) / p_{jt} \quad (3.1)$$

で定義される。 $v_{j,t+1}$ (あるいは $p_{j,t+1} + x_{j,t+1}$) は、 t 時点では確定しておらず、 $t+1$ 時点になって初めて明らかになる。したがって、収益率 R_{jt} は t 時点では未だ確定していない確率変数と理解しなくてはならない。(3.1) に実現値を代入して求められた収益率は、「事後的な」収益率となる。 t 時点における「期待収益率」とは、上式における $v_{j,t+1}$ [あるいは $p_{j,t+1} + x_{j,t+1}$] を、 t 時点での期待値で置き換えたものである [確率変数であることを強調するときには、変数の上に \sim を付ける]。

3.1 期待形成に、利用可能な情報はすべて利用されているか？

節で、「市場の効率性」とは「合理的に期待が形成されていること」と定義した。そこで触れたように、「合理的期待」仮説は期待形成を含むモデルであれば、どのようなモデルにも用いられ、用いられたモデルとの関連においてはじめて具体的な意味が付与される。「効率的市場」仮説を実証する一つの方法は、利用できる情報を完全に用いて期待が形成されているか否か、を検証することである。

証券の価格決定モデルでは、通常、証券からの収益や将来の証券価格が不確実である、と仮定され、証券価格は、証券の将来の期待形成に基づいて決定されるという構造をもっている。証券の収益率は証券価格と、(3.1) で与えられる一定の関係にあり、期待の形成

(注6) それぞれ weak form, semi-strong form, strong form の訳である。

過程と、価格決定のモデルが与えられれば、期待収益も与えられる。このため、ある仮定のもとでは、価格の代りに期待収益率で資本市場のモデルを記述できる。

期待形成過程を含む市場価格の決定の仕方と、期待形成に関する合理性の仮定から得られるモデルを、一般に、次のように表そう^(注7)。

$$E(\tilde{R}_{jt} | F_t) = \beta_j \cdot E(\tilde{Z}_t | F_t) \quad (3.2)$$

ここで、 β_j は定数のベクター、 \tilde{Z}_t は確率変数のベクターであり、両者の次元は等しく、右辺・は二つのベクターの内積を表す。また、 F_t 時点tにおける情報である。

(3.2)は、情報集合 F_t が与えられたときの、収益率の最適な予測を与えるものでもある。予測誤差 ϵ_{jt} を、

$$\epsilon_{jt} = R_{jt} - E(\tilde{R}_{jt} | F_t)$$

で定義すると、効率的市場仮説は、

$$E(\epsilon_{jt} | F_t) = 0 \quad (3.3)$$

で表せる[ϵ_{jt} は、t時点では確定しておらず、t+1時点で確定する点に注意]。これに対して、市場が効率的でないときには、予測誤差 ϵ_{jt} が、t時点で利用できる情報で、ある程度は予測できる。いいかえると、

$$E(\epsilon_{jt} | F_t) \neq 0$$

となる。

資本市場に関するモデル(3.2)と合理的期待の条件(3.3)を用いて、効率的市場のテストが可能である。たとえば、(3.2)の特殊な例として、期待収益率が一定である、という市場均衡モデル、

$$E(\tilde{R}_{jt} | F_t) = r_{j0}$$

を考えよう。情報 F_t に含まれる変数の一つとして、過去の収益率 $R_{j,t-s}$ を選び、

$$R_{jt} = r_{j0} + \beta_j R_{j,t-s} + u_t$$

とおく。このとき、市場が効率的であるなら

ば、すべての $s (> 0)$ について β_j がゼロでなければならない。いいかえると、収益率の自己相関が、どのラグについてもゼロとなる。こうして、自己相関係数を推定するのがもっとも簡単な効率性のテストとなる。

こうした方法は、4.7節で展望する、債券利回りに関する「期待仮説」や「フィッシャー仮説」の検証でも用いられる。

3.2 「市場に勝てる」投資戦略は存在するか？

効率的市場仮説は、さまざまな形で定義されてきた。Jensen(1978)の次の定義は代表的なものであり、多くの実証研究はこの命題に基づいて進められている。

「情報集合 F_t をもとにした投資戦略からは、経済的利潤を獲得するのが不可能なとき、市場は情報集合 F_t に関して効率的であるという。」[Jensen(1978, p.96), ただし、情報集合の記号は変更してある]。

ここで経済的利潤とは、さまざまなリスクをも含むすべての経済的費用[機会費用]を、その収益から控除した値、すなわち「経済的レント」である。この定義は、不確実性のない状況での市場均衡を特徴づける「利潤ゼロ」の概念を、不確実性の存在する投機的市場に適用したものであり、この定義によれば、効率的市場仮説は、確実な状況における裁定機会の非存在に対応する概念と見なせる。

この定義は、効率的市場に対するマルチンゲールによる定義と密接な関係にある^(注8)。証券の価格がマルチンゲールになる、という結果は、証券価格の決定に関するきわめて簡単なモデルと合理的期待形成の仮定から導かれる[Samuelson(1965)]。

(注7) たとえば、CAPM(Capital Assets Pricing Model 資本資産価格形成モデル)を採用すれば、(3.2)は、

$$E(\tilde{R}_{jt} | F_t) = R_f + \beta_j [E(\tilde{R}_{mt} | F_t) - R_f]$$

となる。ここで、 R_f は、Sharpe/Lintner型モデルでは安全資産の収益率、Black型のモデルではゼロ・ベータ・ポートフォリオの収益率であり、 \tilde{R}_{mt} は、マーケット・ポートフォリオの収益率である。

たとえば、期待形成の合理性に加えて、税を含むさまざまな取引費用、および投資対象である資産を持ち越すための在庫費用は存在しない、と仮定し、さらに、投資家が要求する収益率[代替的投資対象の収益率]は一定である、と仮定しよう。こうした仮定のもとで、経済的レントがゼロになる条件は、

$$E(v_{t+1} | F_t) - v_t = v_t$$

となり、この関係式から容易に

$$E(v_{t+1} | F_t) = (1 + r) v_t \quad (3.4)$$

が導かれる。(3.4)式は、要求収益率 r で修正された後の価格が、マルチンゲールであることを示している。あるいは、価格が劣マルチンゲールに従うといってもよい。

マルチンゲールの一つの特殊ケースとして、ランダム・ウォークがある。かつては株価のランダム・ウォーク性が、効率的市場仮説の定義としてしばしば用いられてきた。株価の変動が、独立かつ同一の分布にしたがうとき、すなわち、株価 v_t が、

$$v_t = v_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

にしたがうとき、株価はランダム・ウォークである、という。ここで、 u_t はホワイト・ノイズであり、

$$E(u_t) = 0$$

$$\text{var}(u_t) < +\infty$$

$$\text{cov}(u_t, u_s) = 0 \quad t \neq s$$

を満たす。この意味で、株価がランダム・ウォークするとき、市場は効率的であると理解するのが、ランダム・ウォークによる効率性の定義である。

株価がランダム・ウォークであるとの理解は、「市場価格には、現在得られる情報がす

べて織り込まれている」ならば、価格の変化をもたらすのは、事前には予期できなかった偶発的な要因だけであり、このため、各期の価格変化は独立になる、という認識から生まれる。独立性の仮定に、さらに同一分布の仮定を加えると、ランダム・ウォーク仮説が導かれる。

ランダム・ウォークによる効率性の定義は、マルチンゲールによるそれよりも強い。(3.5)から、

$$E(v_t | F_t) = v_{t-1}$$

が成立するのは明かであろう。ランダム・ウォークはマルチンゲールにほかならないのである。しかし、マルチンゲールはランダム・ウォークになるとは限らない。マルチンゲールは、ランダム・ウォークに要求される分布の独立性や同一性を必要とせず、その意味では、より広い概念なのである。

効率的市場仮説の一つの含意は、どのような投資戦略を取ろうとも、与えられた情報に基づいては市場に勝てないことにあり、株価のマルチンゲール性は、その数学的表現として理解できる。すなわち、市場が情報 F_t に関して効率的であるとは、情報 F_t のみに基づいた投資戦略では、市場の収益率を上回る投資成果を挙げられないことを意味している。したがって、情報 F_t に関する市場の効率性を主張するには、情報 F_t を用いたどのような投資戦略も超過収益を挙げられないことを示せばよい。この考え方に基づいた効率性のテストが、市場に勝つ投資戦略の存在の検討である。情報 F_t にだけ依存する投資戦略の中に、超過収益を挙げ得る投資戦略が存在す

(注8) F_t を、 t 時点における情報集合とし、 $F_t \subset F_{t+1}$ が満たされるとしよう。この仮定は、時間の経過と共に情報が増加する、という経済的な意味をもつ。このとき、

$$E(X_{t+1} | F_t) = X_t \quad (*)$$

を満たすならば、確率過程 $\{X_t\}$ は $\{F_t\}$ に関してマルチンゲールである、という。(*)の代わりに、

$$E(X_{t+1} | F_t) < X_t$$

が成立するとき、「劣マルチンゲール」という。

るならば、市場は情報 F_t に関して効率的ではない証拠になるだろう。効率的市場を否定するには、こうした投資戦略を実際につくって示せばよいのである。

フィルター・ルールによる効率性の検証はこうした考え方から生まれた [Fama / Blume (1966)]。次のような投資戦略を、 α % フィルター・ルールという。投資対象は個別の証券でも、株価指数 [と連動するポートフォリオ] でもよい。投資対象である証券が、少なくとも α % 上昇したときに、この証券を買う [α % 以上の下落を示せば、空売りする]。その後も価格は上下を繰り返すであろうが、買いポジションを取った後の高値から α % 以上下落したところで、買いのポジションを解消し、同時に空売りのポジションを取るのである。次に、その後の安値から α % 以上上昇したところで、売りのポジションを手仕舞い、再び買いのポジションをとる。以下、同様の売買を繰り返す。こうした一連の投資戦略が α % フィルター・ルールといわれる戦略である。価格の変動が α % 以下の場合には、ポジションを変更しない。 α が小さいフィルター・ルールほど、買いと売りのポジション変更が頻繁になるのは、容易に理解できよう。

フィルター・ルールにしたがう投資戦略は、市場価格が新しい情報に対して、瞬時に調整されるのではなく徐々に調整される、という認識に基づいている。このため、望ましい情報をもたらされたときには、価格は、この新しい情報のすべてが反映されるまで、しばらくの間上昇を続ける、と期待されるのである。

フィルター・ルールによる投資戦略は、本質的には、チャートストが用いているさまざまな投資ルールに近いものといわれている^(注9)。しかし、すべての投資戦略がフィルター・ルールで尽きているわけではないだろう。そ

の意味では、フィルター・ルールによって、超過収益が獲得できなくとも、それが直ちに市場の効率性を意味してはいないが、市場の効率性の成立を示唆する有力な証拠の一つと考えられるのである。

フィルター・ルールは、市場価格だけに注目した投資戦略である。したがって、原理的には、弱度の効率性を検証しうるにすぎない。弱度や準強度の効率性のテストは、対象となる情報が公表されたものである。しかし、強度の効率性のテストは、対象が内部情報であるため、それを直接検証するのはきわめて難しい。このため、公表されている情報以外に、何らかの情報をもっていると思われる投資主体を選び、彼らが市場の平均を超える収益をあげているか、を検討し、強度の効率性を確認しようとする方法がしばしば用いられてきた。内部情報を所有する投資主体としては、投資信託ファンドのマネージャーなどが取り上げられることが多い [Jensen (1968)]。

投資戦略の運用成果を用いた分析の難しさの一つは、市場よりも高い収益を獲得しているか否かの判断である。事後的には、マーケット・ポートフォリオよりも高い収益率を誇る投資戦略があったとしても、それが直ちに市場を上回る投資戦略の存在を意味するわけではない。どのような投資戦略にもリスクが伴う。リスクが大きい投資戦略が事後的に市場平均以上の収益を獲得するのは当然であり、それをもって市場以上の収益をあげたと判断するのは適当でない。適切な比較をするには、各ポートフォリオのリスクを調整しなくてはならず、そのためには、収益率とリスクとの関係を明らかにするモデルが必要になる。「市場に勝てる投資戦略は存在するか？」を問題とする効率性の検証方法は、特定の資本市場のモデルを必要としないように思われ

(注9) 大和投資資料(1986)によれば、日本では、フィルター・ルールの有効性は、それほど評価されていない。しかし、日本で用いられている、たとえば「新値三本足」などの手法は、フィルター・ルールの変形と考えられる。

がちだが、それは錯覚にすぎず、判断の基準として収益とリスクの関係を明らかにするモデルが必要であり、導かれる結論は、選択されたモデルに大きく依存するのである。

さらに付け加えるならば、リスクと収益の関係を簡潔に示し、そのためもあって判断の基準としてしばしば用いられてきたCAPMが、実は適切な判断基準とはなりえないことが明らかになり[Ro11(1976)]、一層こうしたテストを難しくしているのである。

3.3 情報は速やかに市場価格に反映しているか？

効率的市場とは、利用可能な情報のすべてが、完全に反映されている市場である。この定義には、新しい情報が発生したとき、それが即座に市場価格に反映されるという性格が暗に含まれている。利用可能な情報がいつでも「完全」に反映されているならば、新しい情報は、市場に迅速に反映されねばならないからである。

新しい情報が、市場に迅速に反映されるかどうか、の検討には、「残差分析」と呼ばれる方法が頻繁に利用されてきた。Fama / Fisher / Jensen / Roll(1969)によって最初に用いられた方法で、とりわけ会計情報などの準強度の効率性をテストするときに、よく用いられる。「残差分析」は次のような考え方に基づいている。

効率的市場においては、利用できる情報を用いて合理的な期待が形成されている。したがって、市場が効率的ならば、利用可能な情報を用いたときの残差 e_{jt} の期待値はゼロでなければならない。t 期に新しい情報が入手されたときにのみその期待値はゼロから乖離するのである。

これに対して、市場が効率的でないときには、残差 e_{jt} が、t 時点で利用できる情報を利用してある程度は予測可能である。すなわち、

$$E(e_{jt} | F_t) = 0$$

となる。したがって、新しい情報が発生した時点を中心としてその前後の e_{jt} の動きを調べれば、市場が迅速に新しい情報を反映しているかが判断できるはずである。こうした考えによる分析が残差分析である。

具体的な手続きは次のようになる。まず、(3.2)に対応する、収益率の生成過程を特定化しなくてはならない。同時に、(3.2)における β_j を推定する必要もある。収益率の生成過程(3.2)とそのパラメーター β_j が推定されれば、 R_{jt} 、 Z_t の実現値から、残差 e_{jt} が、

$$e_{jt} = R_{jt} - \beta_j \cdot Z_t$$

で計算される。

情報が速やかに価格に反映されるならば、分析対象の情報は、それが公表された時点で価格に反映されるはずであり、公表時点以降は、この情報が価格に影響することはない、と考えられる。したがって、少なくとも公表時点前後に、当該情報以外にはこれといった情報が公表されていないならば、公表時点以降の残差は、ゼロの回りをランダムに動くはずであり、そうでなければ、市場は情報を速やかに反映してはいないと判断されるのである。

3.4 変則的(anomalous)な現象は存在するか？

Fama(1970)がそれまでの研究を展望した後で、株式市場の効率性を示す多くの研究が存在する、と結論したためもあり、ほんの10数年程前までは、おそらく多くのファイナンス研究者達は、市場は効率的であると信じていたであろう。しかし、それ以降次々に報告され始めた変則的事実(anomalies)は、効率性への信仰を揺るがせるに十分な効果をもっていた。

よく知られた変則的事実として、1月の収益率が他の月に比べて圧倒的に高い「1月効果」、月曜日の収益率が他よりも低い「曜日効果」、株価収益率(PER)の低い株式ほど

収益率が高いという「P/E効果」、規模の小さい銘柄の収益率が規模の大きい銘柄の収益率より高いという「規模効果」などが挙げられる^(注10)。

こうした変則的事実の中で最も大きな注目を集めたのは、1月の収益率が他の月の収益率に比べて圧倒的に高いという事実である^(注11)。1月のはじめに株式を購入し、1月末にそれを売却すれば、1年間保有していたときの収益率の大半を獲得できるというのである。

もっとも、変則的事実の存在が直ちに市場の効率性と矛盾するわけではない。変則的事実を合理的に説明しうるのであれば、それはもはや変則的事実とはいえず、市場の効率性とは矛盾しない。このため、効率的市場の支持者は、変則的事実の合理的解釈を求めて研究を進めた。

その結果、「1月効果」に対して提示された一つの解釈が「tax-loss-selling仮説」である。各年の終わりの12月には、税金対策のために、キャピタル・ロスの生じている株式の売却が有利となる。キャピタル・ロスの実現によって、キャピタル・ゲインに対する税額を減額できるからである。こうした行動の結果、特に12月末の株価は下落し、これが1月の回復過程を経て、1月の収益率を相対的に高める、というのである。この仮説は、1月の最初の週の投資収益率が特に高い事実とも整合的である。しかし、「tax-loss-selling仮説」で「1月効果」のすべてを説明するには無理がある、というのがこれまでの実証分析から導かれた共通の理解となっている^(注12)。

今では、「1月効果」の大部分は「規模効果」であると見なされるようになった。1月の収益率を、各銘柄を規模の違いによって分類し、規模の似通った銘柄でポートフォリオ

を組み、1月の収益率を比較すると、規模の小さい銘柄から構成されるポートフォリオの収益率ほど大きくなり、規模の大きい銘柄のポートフォリオからは、「1月効果」が消滅してしまうことが明らかになったからである。

さらに、「P/E効果」にも規模効果の影響がかなり強く影響しているようである。なぜならば、低P/E銘柄には、中・小規模銘柄が多数含まれているからである。規模効果とは独立の「P/E効果」があるか否かは判然としていない。あるといえばあるし、ないといえないという状況であろうか。

こうした変則的事実に対して、誰にでも受け入れられる合理的な解釈は、今のところ存在しないといってよいだろう。市場の効率性を主張するには、すべての変則的事実に合理的な解釈を与える必要がある。少なくとも、それが与えられるまでは、市場の効率性は疑わしいと判断せざるをえないのである。

3.5 裁定機会は存在するか？

証券市場で、適当な投資戦略によって、リスクなしで、確実に収益を獲得できる余地があるとき、裁定機が存在するという。もっとも簡単な裁定機会の存在として、同じ証券が、同じ時間に異なった価格がつけられている状況が考えられる。たとえば、東京証券取引所と大阪証券取引所の両市場に上場されている銘柄が、両市場で異なった価格で取り引きされている状況がこれに該当するであろう。簡単に分かるように、こうした状況では、相対的に安い価格で取り引きされている市場で買いのポジションを取ると同時に、もう一方の市場で売りのポジションを取れば、両市場での価格差を獲得できる。こうした裁定取引は、基本的にはリスクを伴わない。

情報が市場にどのように反映されているか

(注10) 変則的事実については、たとえば、Keim(1988)を参照。

(注11) 「1月効果」については、Haugen/Lakonishock(1988) [丸・兼広訳] が面白く読める。

(注12) Reinganum(1983)を参照。

が、効率的市場をめぐる基本的な論点であった。この意味からは、不確実性の存在が、市場の効率性を論ずる際の前提条件であろう。裁定取引には基本的にはリスクは伴わず、したがって、不確実性もない。この意味では、裁定機会の存在と市場の効率性にはさほどの関連はないように思われる。しかし、裁定機会の存在は、もっとも基本的な意味で、効率的市場の否定を示唆する事実である。

節で触れたように、Jensen (1978)によれば、効率的市場仮説とは、不確実性のない状況における競争均衡の一つの特徴である「ゼロ利潤の条件」を、不確実性のある投機市場での価格形成に拡張した概念にほかならず、効率的市場の一つの含意は、一般に利用可能な情報によっては経済的レントを獲得できない、というものであった。裁定機会の存在が、「ゼロ利潤の条件」に反するのは明らかであろう。

効率的市場仮説の背景には、市場の機能に対する絶大な信頼が存在する。裁定機会の存在は、市場機能に対する信頼を根底から覆す性格をもっているといっても、さほど大げさではない。この意味でも、裁定機会の存在はそれだけで、市場が効率的であるという主張に対する、きわめて深刻な反証と考えられるのである。

裁定機会が存在しないことは、効率的市場であるための必要条件の一つであり、裁定機会が恒常的に存在する市場は、効率的とはいえない、と判断してよい。この意味で裁定機会が存在するかどうかの検討も、市場の効率性のテストと見なせる。

3.6 資本市場モデルと効率性の複合テスト

これまでの検証方法は、検証のために資本市場のモデルが必要ではあるが、特定のモデ

ルに強く結びついた検証方法ではなかった。ここでは、特定の資本市場モデルに結びついた「合理的期待」形成の検証について簡単に見ておこう^(注13)。

(1) 株価は過大に変動するか？

株式など資産の価格変動はきわめて大きい。こうした価格の大きな変動は、株式市場の非合理的の証拠なのであるだろうか、それとも、次々に市場に到達する新しい情報に対する、投資家の合理的な反応と考えるべきなのだろうか。株価変動の大きさから、市場の効率性を検証しようとするのが「分散制約テスト」と呼ばれているテストである [Shiller (1981), LeRoy/Porter (1981)]。

Shiller (1981) の分散制約テストは、価格形成に対して次のような単純な仮定から導かれる。(a) 株式保有に対して投資家の要求する収益率 [株式保有の機会費用] は、一定である。(b) 株価は、要求収益率を割引率とする、実質配当の割引現在価値に等しく決定される。この二つの仮定に、(c) 将来配当に関する期待は合理的である、を加えて Shiller のモデルが構成される。

仮定 (a) (b) (c) のもとでは、株価 p_t^* は、

$$p_t = \sum_{s=1}^{\infty} E(x_{t+s} | F_t) / (1+R)^s \quad (3.6)$$

となる。ここで、 x_{t+s} は $t+s$ 時点における配当、 R は一定の割引率である。

さらに、完全予見の株価 p_t^* を、次のように定義しよう。

$$p_t^* = \sum_{s=1}^{\infty} x_{t+s} / (1+R)^s \quad (3.7)$$

x_{t+s} は、 $t+s$ 時点における実際の配当額である。 e_t を、

$$e_t = \sum_{s=1}^{\infty} [x_{t+s} - E(x_{t+s} | F_t)] / (1+R)^s$$

(注13) CAPMの実証研究の中に、合理的期待との複合仮説のテストを意図したもの、あるいは合理的期待との複合仮説の検証と理解できるものが存在するが、ここでは取り上げない。CAPMの実証分析については、榊原(1986)、米沢・丸(1984)などを参照されたい。

とすると、 e_t は合理的期待による予測誤差にほかならない。(3.6)(3.7)から、

$$p_t^* = p_t + e_t \quad (3.8)$$

の関係がある。情報 F_t に関して合理的期待が仮定されているから、

$$p_t = E(p_t^* | F_t)$$

であり、 e_t は p_t と独立となる。したがって、(3.8)の分散をとると、

$$\begin{aligned} \text{var}(p_t^*) &= \text{var}(p_t) + \text{var}(e_t) \\ &\geq \text{var}(p_t) \end{aligned} \quad (3.9)$$

という関係を得る。

この関係は、株価変動の指標である分散に対する上限を与えるものである。実際の株価変動の分散がこの関係を満たすならば、株式市場が合理的期待に基づいて、ファンダメンタルズに等しく形成されているという仮説(a)(b)(c)と整合的である。しかし、この関係が満たされないときには、合理的期待、あるいは、ファンダメンタルズに等しい価格形成の仮説の少なくともどちらかが棄却される。

(2) 長期利率は予想短期利率で決まるか？

利率の期間構造についてのいわゆる「期待仮説」は、期待形成を含む代表的なモデルといってもよいであろう。利率の期間構造についての「期待仮説」とは、期待値の意味で裁定機会の非存在性を主張するものである。「期待仮説」にはいくつかのversionが存在する。

一つは、次のようなものである。時点 t における残存期間 n の割引債の複利最終利回りを $Y_{n,t}$ としよう。特に、 $Y_{1,t}$ を、 Y_t とかく。 Y_t は、 t 期から $t+1$ 期にかけての短期利率である。このとき、「純粋期待仮説」は、次のように表現される。

$$(1 + Y_{n,t})^n = (1 + Y_t)(1 + Y_{t+1}^e)(1 + Y_{t+2}^e) \cdots (1 + Y_{t+n-1}^e)$$

上添字 e は、当該変数が、 t 時点における予想値であることを表している。 $Y_{n,t}$ および Y_t は、 t 時点での市場価格から容易に求められ、その時点で確定したものであるの対

して、 $t+1$ 時点以降の短期利率 Y_{t+1} 、 Y_{t+2} 、 \dots 、 Y_{t+n-1} は、 t 時点で確実に知ることにはできない。このため、これらには予想値であることを示す上添字 e が付けられている。

こうした定式化から知られるように、「期待仮説」のこのversionは、長期債券による資金の運用からの収益が、短期債券によるロール・オーバー運用からの予想収益に等しくなるよう、債券価格が、したがって、最終利回りが決定されることを主張するものである。

いま一つのversionは、次の式で表現される。

$$R_{n,t}^e = R_f + \phi_n$$

ここで、 $R_{n,t}$ は、残存期間 n の債券の収益率、すなわち、 x_t をクーポン、 $p_{n,t}$ を残存期間 n の t 時点における市場価格として、

$R_{n,t} = (p_{n-1,t+1} - p_{n,t} + x_t) / p_{n,t}$ であり、 R_f は短期安全資産の利率、 ϕ_n はリスク・プレミアムである。「純粋期待仮説」では、 $\phi_n = 0$ となる。期待形成に関して合理的期待を仮定すれば、

$$E(R_{n,t} | F_t) = R_f + \phi_n \quad (3.10)$$

と表現される。

$R_f + \phi_n$ を一定と仮定すれば、3.1で説明した方法で合理的期待の検証が可能である。さらに、(3.10)から、 $R_{n,t}$ の分散の上限が求められるので[Shiller(1979, 1981)]、それを用いた分散制約のテストも利用できる。

「期待仮説」の対立仮説として最も一般的なのは、「特定期間選好仮説」であろう。各投資家はそれぞれに、各投資期間に対して異なった選好をもっている、というのが「特定期間選好仮説」の考えである。「期待仮説」以外の有力な仮説はどれも「特定期間選好仮説」の特殊ケースと見なせる。

「期待仮説」の棄却は、効率的市場の棄却を必ずしも意味しないことに注意しなくてはならない。リスクのない、厳密な意味での裁定機会の存在は、市場の効率性に対する深刻な反証であるが、期待の意味での裁定機会の

存在は、必ずしも合理性とは矛盾しないからである。いいかえると、「純粹期待仮説」だけが、合理的期待と両立するのではなくて、「特定期間選好仮説」などの仮説も合理的期待と整合的なのである。しかし、合理的期待をテストするには、できるだけ単純なモデルとの複合仮説が検証し易く、そのため、「期待仮説」との複合仮説が利用されることが多い。ただし、利回りの期間構造の分析やフィッシャー仮説の検定は、「合理的期待形成」仮説の検証を直接の目的としているというよりも、期間構造や「フィッシャー仮説」の検定を容易にするために「合理的期待」が用いられたという側面が強い。

(3)合理的インフレ期待は利子率に反映されるか？

期待インフレ率が名目金利に反映される効果をフィッシャー効果という。フィッシャー効果の計測には、分布ラグが用いられるのが一般的であったが、Fama(1975)を契機として、効率性を仮定して検証する研究も多くなった。

一般に、名目金利と物価上昇率の間に正の関係がみられるが、これを説明する一つの考え方が、フィッシャー効果といわれるものである。均衡では、名目金利は実質金利に期待物価上昇率を加えた値に決まる、という考えがその背後にある。フィッシャー効果は R_t を名目利子率、 r_t を実質利子率、 π_t をt期からt+1期にかけての期待インフレ率とすると、

$$R_t = r_t + \pi_t \quad (3.11)$$

と表現できる。左辺の R_t は金融資産の名目収益、右辺は実物資産の名目収益を表すから、危険中立的な経済主体を仮定すれば、均衡においてこの均衡条件が満たされるのは明らかであろう。

(3.11)の関係に、インフレ率の合理的期待を仮定し、さらに、実質利子率が時間に依存せず一定であると仮定すれば、

$E(\pi_t | F_t) = -r + R_t$ が得られる。これに対して、3.1節で説明した方法を用いれば、効率性の検証が可能である。

．日本の実証分析

この節では、資本市場の効率性に関する日本の実証分析のいくつかを紹介したい。その多くは、前節で紹介した方法による分析である。それに加えて、最後の4.8節では、日本の株高に関する二つの研究を取り上げる。これらは市場の効率性を直接には分析の対象としていないが、日本の資本市場の合理性を考える上では、避けて通れない論点であると思われるからである。

4.1 価格がもつ情報と効率性

過去の価格が持つ情報に関する、いわゆる弱度の効率性のテストは、系列相関、時系列

分析、「連」の検定などの手法で試みられてきた。こうした検証方法は、ランダム・ウォーク性をもって効率性の定義としていた頃にしばしば用いられたが、現在では市場の効率性の検証にはあまり使われない。弱度の効率性検定の一つであるフィルター・ルールについては、4.3で取り上げる。

(1)系列相関の分析

3.1で説明したように、ある仮定のもとでは、市場が効率的ならば、株価に系列相関は観察されないはずである。この事実を利用すれば、株価の系列相関の確認が効率的市

場のもっとも簡単なテストとなる。日本の株式を対象とした系列相関の検討は、奥田(1975)、小峰(1975)、大和投資資料(1986)[以下、大和(1986)と引用]によって試みられた。

奥田(1975)は、1970年から1974年までの東証株価指数の変化率に対して、系列相関の有無を検討した。1日、6日、12日、18日、24日、30日ごとの6種の価格変化率に対して、1期から6期ラグの系列相関を計算したのである。1期ラグの系列相関を見ると、1日、6日、12日の価格変化率が、有意水準5%で有意、との結果が得られている。

奥田(1975)が東証株価指数を分析対象としたのに対して、小峰(1975)は個別銘柄を分析対象に選んだ。東証一部上場銘柄の中から47社を無作為に選び、これを対象として、投資収益率の系列相関を求めたのである[サンプル期間は、1969年3月 - 1974年12月]。1期ラグについての結果を見ると、47銘柄のうちの37銘柄については、相関係数がゼロであるとの仮説が棄却され、その中の35銘柄は、相関係数がマイナスである。ラグが2期になるとゼロ相関が棄却される銘柄は16に減り、3期ラグではさらに7銘柄になる。

大和(1986)には、各業種を代表する29銘柄に関して、日次[1985年3月27日から1986年4月1日]と月次[1977年4月から1986年3月]の自己系列相関が報告されている。1期ラグについてみると、有意水準5%で有意な結果が得られた銘柄が、日次、月次とも、5銘柄づつであった。

同じ個別銘柄を対象としていながら、小峰(1975)の結果と大和(1986)の結果には、大きな相違がある。大和(1986)では、小峰(1975)ほど、相関 = ゼロが棄却される銘柄の割合が多くない。それに加えて、1期のラグに関する相関は正負半々づつという状況であり、大半が負の相関を示している小峰(1975)の結果とは著しい対照をなしている。

これに対する単純な解釈のひとつは、両者

の違いを分析時期の違いに求めることであろう。大和(1986)で用いられた日次のデータは、小峰(1975)と比較してはるかに新しいデータであり、両者には時期的に大きな隔りがある。単純に理解すれば、大和(1986)が対象とした近年になって、相対的に市場の効率性が高まった、との解釈が可能かもしれない。

選ばれた銘柄に注目すれば、いま一つ単純な解釈が得られる。小峰(1975)が、無作意に銘柄を選択したのに対して、大和(1986)は、各業種の代表的な銘柄を選択した。一般に、業種を代表する銘柄は、投資家によく知られており、日々の売買高も相対的に多い、と考えられる。これが、両者の差を生んだ、との解釈も可能であろう。

Fama(1976)は、系列相関の符号が同一方向を示し易い理由として、市場要因の影響を示唆した。しかし、奥田(1975)によって、東証指数の1期ラグに関する相関は正で、それがゼロとなる仮説は棄却されており、この結果が小峰(1975)の計測期間でも成立する、と仮定するならば、1期ラグの相関が多くの銘柄で負を示しているという小峰(1975)の結果を、市場要因で説明するのは難しい。

(2)時系列分析

時系列分析を利用した効率性の検証は、Komine(1982)、白川(1988)、大和(1986)に見られる^(注14)。

Komine(1982)は、小規模銘柄の「大同毛織」を取り上げて、ARMAモデルを用い、株価がランダムではないという結果を得た。推計されたARMAモデルでの予測でも、比較的良好的な結果が報告されている。

大和(1986)は、ARIMAモデルで、東証一部銘柄の時系列分析を試みた。モデルは、日次、月次の両方について推計される。対象となった銘柄は800銘柄前後であり、各推定式を用いて、日次・月次とも各3時点の予測値が求められた。予測と実績値との相関係数の

(注14) 時系列分析については、たとえば山本(1988)を参照。

絶対値は、どの予測時点をとっても、日次で0.04以下、月次でも0.05以下にすぎない。この結果から、ARIMAモデルを用いては、株価の予想は不可能であり、市場の効率性を否定できない、と主張されている。

Komine(1982)の場合、計測の対象が「大同毛織」一銘柄だけであり、結果を一般化するのは無理であるが、大和(1986)とKomine(1982)の結果から、あえて結論らしきものを引き出すとすれば、売買取引が比較的少ない小規模の銘柄を除けば、時系列分析によって、利益を上げうる余地はない、ということになるであろうか。

白川(1988)の分析対象は債券先物市場である。彼は、ARMAモデル

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 u_{t-1} + \beta_4 u_{t-2} + u_t$$

を推計し、債券先物から利益が獲得できるか否かを検討した[各uは攪乱項]。3, 4に関しては有意ではないものの、0, 1, 2については、ほぼすべての限月の先物について有意、というのが白川(1988)の計測結果であり、これから「投機家は、ARMAモデルという比較的単純な投資行動によっても利益を計上することが可能であったものと考えられ」、「市場参加者が危険中立的であるとすれば先物市場における投機の利益機会は消失していなかった可能性が大きく」、それゆえ、市場の効率性は成立していなかった、と主張される。しかし、0, 1, 2が有意であるのは事実だとしても、それから直ちに、ARMAモデルで利益を上げうるという結論を導くのは無理であろう。白川(1988)に掲載されている情報だけでは確定的なことはいえないが、有形無形の取引費用を考慮するならば、利益を上げられない可能性が強いように思われる。

(3)「連」の検定

ランダムネスを検証する方法のひとつとして「連の検定」がある。

株価が上昇した時を「+」、下落した時を「-」とし、「+」と「-」とからなるひとつの系列をつくる[実際には、変化なし、を考えなければならない]。こうした系列において、連続する同符号の「つらなり」を「連」と呼ぶ。いうまでもなく、「+」が三つ続く「連」よりも、五つ続く「連」の方が長い「連」である。こうして求められた「連」の数や長さによって、ランダムネスを検証しようというのが「連の検定」である(注15)。

「連」を用いた効率性の検証は、奥田(1975)、大和(1986)に見られる。

奥田(1975)は「連」の検定に、東証株価指数を用いた。それによると、「連」の数は上昇・下降とも、独立性を仮定した理論的な数よりもかなり少ない。さらに、「連」の長さを見ると、短い「連」の実績値が理論値よりも少ないのに対して、長い「連」は逆に多くなる、という結果が得られる。こうした結果は、株価変動の独立性に強い疑義を提示するものと解釈できよう。

大和(1986)は「連」の数による検証を試みた。それによれば、各業種代表銘柄29銘柄中20銘柄が、5%の水準で「株価の変化はランダムである」との仮説を棄却できず[29銘柄の平均値は棄却できない範囲にある]、奥田(1975)と正反対の結果となっている。

4, 3の(1)で見ると、フィルター・ルールを用いた分析でも、奥田(1975)と大和(1986)は、対照的な結果を報告している。両者の違いは、分析対象期間と分析対象にある。最近の研究である大和(1986)のほうが、相対的に新しいデータで検定を進めているが、分

(注15) たとえば、

{+++ - - + - - + +}

という系列には、三つの「+」の「連」と、二つの「-」の「連」がある。

「連」の検定については翁(1985)に簡単な解説がある。

析期間による有意な差は存在しないと仮定すれば、両者の違いは分析対象の違いに帰着する。この場合には、両者の結果は、個別銘柄の価格変化はランダムと見なせるが、全体としてみると、株価の独立性は成り立たないことを示唆していると考えられる。

4.2 残差分析による準強度の効率性検定

効率的市場では、投資家にとって有用な情報は速やかに価格に反映されなければならない。ここで、有用な情報とは、株式の「実体価値」の期待に影響を及ぼす情報という意味であり、「実体価値」の期待を正の方向に変えるような情報だけでなく、負の方向へ変える情報をも含んでいる。

果して有用な情報は速やかに価格に反映されるのか、との問に対しては、これまで、主として残差分析によって答えられてきた。残差分析では、分析の対象となる情報は公表データであり、準強度の効率性検定が中心となる。

ここでは、残差分析を用いた効率性の検証結果について見ていこう。残差 e_{jt} は、

$$e_{jt} = R_{jt} - \beta_j \cdot Z_t$$

で求められる [3.3を参照]。情報が価格に速やかに反映されているかどうかは、情報公表時点前後の e_{jt} の推移から判断できる。これが残差分析を用いた効率性の検証方法であった。しかし、残差 e_{jt} は、分析の対象となっている情報以外の要因の影響を受けざるをえない。こうした要因の影響を除去するために、同じような情報が発生したと思われるサンプルを集め、それらの平均を用いるという方法がとられる。すなわち、

$$e_t = \sum_j e_{jt} / N$$

で計算される e_t 、あるいは、その累積値である、

$$U_t = \sum_{s=t_0}^t e_s$$

を利用すればよい。 U_t の代わりに、

$$V_t = \prod_{s=t_0}^t (1 + e_s)^{t_0+s}$$

が用いられることも少なくない。ここで、 N はサンプル数である。サンプルを平均する都合上、 e_{jt} の添字 t は、分析対象となる情報が発生した時点 $t = 0$ として付け直してあり、 $-t_0$ 時点は、使用した時系列サンプルの最初の時点を示す。さらに、添字 j は、銘柄ではなくてサンプルを区別するものと解釈しなくてはならない。同一の銘柄に関して、問題としている情報が2度以上生じたときには、それぞれの情報発生時点をすべて $t = 0$ とし、それぞれに異なった添字 j を割り振り、別々のサンプルとして取り扱われる。

こうして推計された e_{jt} が、 $t = 1$ 期以降、平均ゼロのランダムな動きを示すならば、当該情報は速やかに株価に反映された、と考えられる。同じことだが、 U_{jt} が、 $t = 0$ 時点以前に上昇傾向[ないし、下降傾向]を示しても、 $t = 1$ 以降は、一定のトレンドを示さないならば、情報は速やかに価格に織り込まれた、と判断される。これに反して、 $t = 1$ 以降も一定のトレンドをもつならば、公表された情報を用いて利益を上げられるのであり、情報の反映に遅れが存在すると判断されよう。

準強度の効率性に関する残差分析は日本でも比較的多い。これまでの主たる研究が表1にまとめられている。これらの研究は、同じ残差分析という手法を用いてはいるが、多少とも意図するところが違っている。分析意図は大きく次の三つに分けられよう。

- (a) 分析の対象として選択された情報が、投資家にとって有用な情報であるか否かと、「効率的市場仮説」との複合仮説の検証を意図した分析。
- (b) 分析の対象となる情報の性格が誰の目にも明らかな情報、すなわち、投資家にとっての有用性が自明である情報を用いて、「効率的市場仮説」の検証を意図した分析。
- (c) 市場の「効率的」を前提として、分析対

表1 残差分析一覧

研究者	検討対象情報	超過収益モデル ¹⁾	データ ²⁾
小林(1975)	利益・配当	(a)	日次
小峰(1978)	公定歩合	(c)	日次
佐藤(1979)	1株当利益・売上高	(a)	月次
小峰(1980)	無償増資	(a)	月次
國村(1980)	会社更正法の申請	(e)	日次
石塚他(1980)	会社の決算予想	(a)	月次
大塚(1981)	個別決算	(a)	週次
桜井・後藤(1985)	個別・連結決算	(a)	日次
國村(1986b)	①経常利益	(a) (b)	月次
	②経営者予想 ³⁾	〃	〃
	③『会社四季報』	〃	〃
大和(1986)	①経常利益	(a)	月次
	②会社予想 ⁴⁾	〃	〃
	③『会社四季報』	〃	〃
榊原(1986)	合併情報	(a)	月次
國村(1986c, 1987)	連結決算	(b)	月次
香村(1986, 1987)	経常利益・純利益	(a)	月次
桜井(1986)	経常利益・純利益	(a)	日次
河(1987)	個別決算	(a) (b)	週次
石塚・河(1987)	個別・連結決算	(a)	週次
桜井(1987)	連結決算	(a)	日次

(注)

1) 超過収益率を求めるためのモデルは次の通り($R_{m,t}$ はマーケット・ポートフォリオの収益率)。

(a) マーケット・モデル $R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,t}$

(b) 2指標(マーケット・ポートフォリオ+産業要因)モデル

(c) $R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t-1}$

(d) $R_{i,t} = R_{m,t}$

(e) 収益率の累積で分析

2) 小峰(1978)のみ市場が分析対象, 他はすべて個別銘柄を分析対象とする。

3) 経営者予想は, 証券取引所で配布される『決算短信』による。

4) 1984年5月に会社発表のもの。

象となる情報が投資家に用いられているか, 投資家にとって有用と見なされているか, 投資家はそれをどの時点で認識するのか, についての分析。

これまで発表されてきた研究のすべてが, こうした分類のどれかにはっきりと分けられるとは限らない。とりわけ, (a)と(b), (a)と(c)の区別は, 必ずしも明確ではない。しかし, 結果の解釈にあたっては分析意図の違いを十分認識しておく必要がある。こうした分類に

したがえば, 「効率的市場」の検証は, (a)と(b)であり, (c)は, 効率的市場の検証を意図したものではない。

(a)に属する研究と考えられるのは, 公定歩合の変更に関する小峰(1978), 無償増資に関する同じく小峰(1980), 『会社四季報』の予想, 経営者の予想に関する國村(1986a), 大和(1986), 合併情報に関する榊原(1986)などである。ただし, 分析者の意図はそのようなものではなかった可能性はありうる。経常利

益に関する小林(1975), 國村(1986 a, 1986 c), 香村(1986), 桜井(1986, 1987), 会社更生法の申請に関する國村(1980)などが, (b)に分類される研究といえよう。

会計学者による研究は, 少なくとも問題意識としては(c)に分類されるものが大部分である。「決算報告は, 投資家にどれほど利用されているか」, あるいは「投資家にとってどれほど有用な情報なのか」を, 市場の反応によって確認しようとする研究がその中心であり, 彼らの関心は, 会計情報の有用性にあるといっていよう。そのための方法として, 効率性のテストと基本的に同じ方法が用いられる(注16)。違いは効率的市场を前提としている点にある。効率的市场を前提とした上で, 会計情報の有用性を市場の反応から判断しようとするのが分析意図であり, 有用であると思われる情報を選択し, それが市場にどれほど速く反応されるかで, 市場の効率性を評価しようとする(b)とは, 対照的である。

もっとも, 効率的市场のテスト(a)では, 市場が効率的市场であるか否かと, 選ばれた情報が有用なものか否かの複合仮説の検定が意図されているから, 会計情報の有用性の検証はこれに近いといえよう。さらに問題意識に相違があるとはいえ, 「市場の効率性」が分析の前提とされているため, 結果を解釈する際には, 「市場の効率性」にいま一度立ちかえてその成否を検討する必要がある。こう考えると, (a)と基本的に変わるところはなく, 問題意識はともかくとして, 実際には「効率的市场仮説」の検証とみられる研究も少なくない。特に國村の一連の研究は, その傾向が強い。

表1の各研究を, 効率的市场仮説の検定としてみた場合, 効率的市场仮説と整合的と思

われる結果が報告されているのは, 倒産情報に関する國村(1980), 決算報告の利益情報に関する桜井(1986)の二つを数えるに過ぎず(注17), 他の研究結果は, 効率的市场の成立に疑問を投げかけるものといっていよう。Fama(1970)が, それまでのアメリカの実証研究を展望し, 「多くの研究は市場が効率的市场であるという結果を報告しており, それに反する結果は少ない」と要約した状況とはかなり異なっている。

こうした結果を, 情報が価格に速やかに反映する, との主張に疑問を投げかけるものとして理解することもできよう。しかし, 分析の方法にまったく問題がないわけではない。

残差分析を効率的市场の検証として多少なりとも詳細にみると, 少なくとも次の三つの仮説から構成される複合仮説であることに気づく。

(a)効率的市场の仮説

(b)収益率の生成過程に関する仮説

(c)分析対象となる「情報」が, 超過収益率に及ぼす過程に関する仮説

(a)は, 当面の検討対象である「効率的市场」仮説そのものであり, 取り立ててコメントは必要ないだろう。問題は, (b)(c)である。

会計情報が, 投資家にとってどれだけ有用な情報なのか, あるいは, 投資家はどれほど会計情報を利用しているのか, といった問題意識からすれば, (c)は必要ない仮説である。しかし, 「効率的市场」仮説の検証を目的とするのであれば, 倒産情報などのように, その効果がほとんど自明な情報を取り上げるのならばともかく, そうでない場合には, 検証対象としている情報の性格付け, あるいは, そうした情報が投資家にどういう効果を与え,

(注16) 会計情報の有用性を検討するときには, 市場が反応するかしらないかが基本的に重要である。それを見るには情報公表前後に, 他の期間に比較して価格変動が有意に大きいことが確認されれば十分であり, 変動の方向を区別する必要はない。このため, 超過収益の絶対値, ないし2乗値が使われることも多い。

(注17) 大和(1986)は, 決算の経常利益と公募増資に関して, 市場の効率性が支持されると結論しているが, 得られた結果はそう判断するには十分ではないように思われる。

ひいては、収益率の生成過程に如何なる影響を及ぼすのか、に関する理解、あるいは仮説が不可決である。多くの実証研究は、こうした意味での情報の性格付けが必ずしも明確でなく、そのため結果の解釈を難しくしている。

一例として、小峰(1980)の分析を取り上げよう。小峰(1980)は、無償増資を対象に効率性の市場の成否を検討した研究である。小峰も指摘するように、合理的な投資家を仮定する通常の理論によれば、株価は無償増資に反応しないはずである。ところが、現実には理論とは異なり、市場は無償増資を好感をもって迎えている。こうした実状からみれば、無償増資を、効率性の検討対象とするのは一理ある。しかし、それを検討対象として選択するのであれば、無償増資がどのような性格をもち、どのような意味で投資家が有用な情報としてとらえているのか、についての分析者の考え方〔経済モデル〕を提示する必要がある。小峰(1980)には、Fama / Fisher / Jensen / Roll (1969)が株式分割に関して指摘した「増配効果」が、無償増資にも生じうる、との指摘が見られる。しかし、小峰(1980)が、それを仮説として採用したかどうかについては明確にされてない。仮に無償増資の「増配効果」を仮説として採用したのであれば、次に、それと超過収益を発生させる生成過程との関連を検討しておかねばならないだろう。「増配効果」とは、期待将来収益の増加あるいはそれに関するリスクの減少を意味するから、情報発生の前後の期間にわたって、同一のマーケット・モデルを用いて超過収益を推計することの正当化が必要となる。しかし、そうした検討は小峰(1980)には見られない。

この例から理解されるとおり、分析の対象となる「情報」の性格を明らかにし、それが市場にどのような効果を及ぼすと考えているの

かの明示が、収益率の生成過程を選択する上でも、また結果を解釈する上でもきわめて重要である。しかし、多くの実証研究にはこうした問題意識が希薄であり、この点に関する十分な検討が欠けているように思われるのである。とはいえ、これまでの研究の蓄積がまったく無駄であるわけではなく、資本市場の効率性に関する有用な情報を提供したのは疑いのないところだろう。

近年、アメリカでは、「効率性市場仮説」に対して、「過剰反応仮説(ORH)」「不確実情報仮説(UIH)」などが提唱され、それを支持する実証結果も併せて報告されている。「過剰反応仮説」とは文字通り、市場は新しい情報に過剰に反応しがちである、という主張である。たとえば、good newsが市場に伝えられると、株価は一時的に、その情報の「正しい」評価以上に上昇し、時間の経過と共に「正しい」水準に修正される。bad newsに関しても同様の調整がみられる、と主張されている[DeBondt / Thaler (1985)]。

これに対して、UIHでは、新しいeventの発生は、有用な情報をもたらすだけでなく、同時に価格変化の不確実性を高めるものでもある、と考える。投資家が危険回避的であるならば、不確実性の増大は、それ以前に比べて相対的に高いリスク・プレミアムを要求させるであろう。この結果、リスク・プレミアムだけ低く価格が決定されるため、good newsの場合には、あたかも過小反応のように見られ、逆にbad newsの場合には、リスク・プレミアム分だけ価格が過大に反応したようにとられるのである [Brown / Harlow / Tinic (1988)を参照]。

日本の市場を対象とした残差分析には、ORHあるいはUIHと整合的と思われる結果が報告されている^(注18)。しかし、ORHやUIH

(注18) 紺谷は、日本の証券市場の効率性の実証研究を展望した後で、「良いニュースと悪いニュースとでは市場の反応に非対象性(原文のママ=引用者)があるようである」[紺谷(1984), p. 162]とコメントしている。こうした指摘は、good newsのときには、株価は過小反応し、逆にbad newsのときには過大に反応する傾向があることを主張する、「不確実情報仮説」と整合的であるように思われる。

の検証を直接の目的とした研究は日本ではまだ存在せず、「効率的市場仮説」の適切な検証と共に、今後の課題とってよいだろう。

4.3 「市場に勝つ」投資戦略の存在

(1) フィルター・ルールによる運用成果

フィルター・ルールによる投資戦略の運用成果と、buy and hold戦略との比較を日本市場を対象として検討した最初の研究は奥田(1975)である。奥田(1975)は、東証株価指数を投資対象とした投資戦略を考える。フィルター・ルールを利用した投資戦略を1970年1月から開始し、その成果を1974年10月末の時点で、buy and hold戦略の投資成果[すなわち、東証株価指数]と比較した。容易に予想されるように、取引費用を無視すれば、フィルターが小さいほど高い運用成果が上げられる。たとえば、0.5%フィルターの場合には、1974年10月末の価値は、buy and hold戦略の4.54倍にもなる。もっとも、これも容易に予想されるように、フィルターが小さいほど売買回数は飛躍的に増えるから、取引費用を考慮すれば、フィルターが小さいほど高い収益を上げているとはいえない。仮に、取引費用を2%と仮定すると、0.5%フィルターの投資戦略は、buy and hold戦略の0.02倍に大幅に減少するのに対して、10%フィルター・ルールの場合、1.97から1.26に減るにとどまり、2%の取引費用を負担しても、buy and hold戦略を上回る成果を上げられる。これが奥田の結果である。

これに対して大和(1986)は、個別銘柄を対象としたフィルター・ルールによる投資戦略の成果を検討した。評価には個別銘柄の収益率の平均が用いられる[取引開始時点、評価時点、対象銘柄数は不明]。大和(1986)の計測によると、0.5から40.0%までのフィルターを用いた投資戦略は、取引費用がゼロであっても、buy and hold戦略の収益率を上回れなかった。売りシグナルと買いシグナルの間の期間中には、売りのポジションをとる

代りに無危険資産で運用するといった戦略をとると、フィルター・ルールによる投資戦略よりはるかに高い収益を上げられるが、それでもbuy and hold戦略には及ばない。逆に、買いシグナルから売りシグナルまでの期間は、無危険資産で運用したと仮定して計算された収益は負になってしまうのである。

このように、フィルター・ルールの投資戦略についても、「連の検定」と同じように、奥田(1975)と大和(1986)の結果は対照的である。この違いが、データの期間の違いによるものか、それとも、東証株価指数と個別銘柄の違いによるものなのか、あるいはそれ以外に原因があるのかは、これだけの結果からでは判然としない。

大和(1986)は、日本の投資家には馴染みの深い「移動平均線」を利用した投資戦略をも検討の対象に加えた。短期(5週)、中期(13週)、長期(26週)の株価移動平均線から、2つづつをとり、3通りの組み合わせをつくる。各組が一つの投資戦略に対応する。それぞれの組合せの中で、相対的に短い期間の平均移動線が長い期間の平均移動線を上回ったときが買いシグナル、逆に、下回ったときが売りシグナルとなる。こうした投資戦略もまたフィルター・ルールと同様に、buy and hold戦略の投資成果には遠く及ばない。フィルター・ルールの場合と同様、売りシグナルと買いシグナルの期間中には売りのポジションをとらないという戦略を用いると収益率は高まるが、それでもbuy and holdには「勝てない」のである。

大和(1986)が検討したいまひとつの投資戦略は移動平均線からの乖離率を基準とする投資戦略である。乖離率が、予め決められた値を超えると売りシグナル、下回ると買いのシグナルという投資戦略である。この投資戦略は、場合によっては[たとえば、5週の移動平均線を用い、乖離率の基準を10%に設定した投資戦略]、buy and holdに匹敵する収益を上げうる。ただし、大和(1986)が指摘する

ように，こうした結果は，年率換算の平均を用いたために生じたもので，実際にはbuy and hold戦略には及ばないのが実情のようである。

(2)内部情報についての効率性

強度の効率性の検証は，公表データ以外のデータを必要とするため，検証が容易でなく，それほど多くの研究結果は報告されていない。投資信託の成果を検討した寺田(1976)，首藤(1977，1989)と，アナリストの情報に関する大和(1986)を数える程度である。

寺田(1976)，首藤(1977)は，ほとんど同時期[寺田1964年2月-1974年7月，首藤1964年1月-1975年12月]の同じ追加型株式投信を対象として，その運用成果を検討した。当然予想されるように，結果には本質的な相違はまったく存在しない。ここでは，首藤の結果を見てみよう。

首藤(1977)の問題意識は，株式投資信託の投資パフォーマンスの評価と，それに強い影響を与えている要因の検討にあり，必ずしも株式市場の効率性にあったわけではない。しかし，分析の内容は，実質的に強度効率性の検証と見なせる。信託ファンドのパフォーマンスを評価するための基準は，Sharpe/Lintner型の安全資産を含む資本資産評価モデル(CAPM)である。すなわち，各信託ファンドjごとに，

$$R_j = (R_j - R_f) - \beta_j (R_m - R_f) \quad (4.1)$$

によって推計された β_j が判定の基準となる。ここで， R_m はマーケット・ポートフォリオの収益率， β_j は，いわゆるベータ・リスク，すなわち，

$$\beta_j = \text{cov}(R_j, R_m) / \text{var}(R_m)$$

であり， R_f は安全資産の利率である。

安全資産の利率としてはコール・レートが，マーケット・ポートフォリオとしては東証1部全銘柄の，時価をウェイトとする加重平均が，それぞれ用いられている。主たる結果は次の2点である。

各投資信託ファンドのパフォーマンスはきわめて悪く，ほとんどすべての信託ファンドの β_j は負となっており，ポートフォリオ・マネージャーは，市場一般よりも優れた予想能力を持つとはいえない。

安定型のファンドは，積極型のファンドよりも，相対的に優れた投資パフォーマンスを示している。

首藤(1989)は，1980年1月-1987年12月を対象期間として，オープン型投信ファンドについて，同様の分析を試みた。安全資産としてコール・レートを，マーケット・ポートフォリオとしては，全銘柄の価値加重平均の他に，株式全銘柄の加重平均と債券インデックスとを50%づつ組み込んだ市場インデックスを用いた。この期間のオープン投信も，ベータ・リスクに見合ったプレミアムを獲得しておらず，市場平均に満たない成果しか挙げていないだけでなく，プレミアムが負になる場合さえある，というのがその結果である。

寺田(1976)は，首藤(1977)と同様の結果を報告した後，情報収集や情報解析能力に優れていると思われる信託ファンドのパフォーマンスでさえ市場平均を下回るというこうした結果から，市場には強い効率性が成立する，と結論した。

しかし，信託ファンドの運用成績が市場平均よりも低い事実が直ちに市場の効率性を意味するわけではない点に注意しよう。第一に，ほとんどすべての投信ファンドが，市場以下の成果しか上げてない事実を，合理的に説明する必要がある。寺田(1976)は，取引費用が，これを説明すると考えている。確かに積極型信託は一般に売買回転率が高く，そのパフォーマンスが低いという結果は，取引費用による説明と整合的である。

第二に，Roll(1977)のCAPMに対する批判を考慮しなくてはならないだろう。Rollによれば，(4.1)式の推計に用いられているマーケット・ポートフォリオが平均・分散有効であれば，すなわち，同じ期待収益をもた

らすポートフォリオのうちで最も分散の小さいポートフォリオであれば、どのようなポートフォリオの β も恒等的にゼロになり、平均・分散有効でなければ、 β は運用成果の判断基準とはなり得ないのである。この批判は、投信のパフォーマンスの比較によって効率性を検討しようとする分析にとって、きわめて深刻な問題を投げかけているが、ここでは、この問題に立ち入る余裕はない。

寺田(1976)、首藤(1977, 1989)が、投信ファンドを分析対象としたのに対して、大和(1986)は、内部情報的な性格をもっとされる証券アナリストの決算予想情報が市場平均を上回る収益を上げ得たか否かを検討した。分析の対象となる情報は、大和アナリスト予想であり、比較のために選択された情報は『会社四季報』である。1985年3月の決算に関して、1984年3月、6月、9月、12月にだされた予想と実績との誤差を、大和アナリストと『会社四季報』のそれぞれに対して求め、(a)大和アナリストの予想が正確であり、かつ『四季報』よりも強気の予想をしていた銘柄のグループと、(b)大和アナリストの予想が正確であり、かつ『四季報』よりも弱気の予想をしていた銘柄のグループに分け、さらに大和アナリストと『会社四季報』の予想誤差の開きに応じて、(a)を5グループに、(b)を3グループに細分する。(a)のグループに対しては、3月、6月、9月、12月のどの時点から投資しても、全銘柄に対する投資収益よりも高く、しかも、大和アナリストと『四季報』との予想誤差が大きいグループへの投資ほど収益率も高くなる傾向がみられる。グループ(b)については、対象銘柄が少ないためか、明確な結果は得られていないが、3月、6月、9月の各時点からの投資は、市場平均を下回っている。

大和(1986)は、こうした結果に対して市場が大和アナリストの情報を反映しておらず、市場が効率的でないことを示唆する、との解釈を示している。しかし、果してそうだろう

か。事後的に、正確であった情報だけを取り出して、それが情報発表時点で価格に反映されていないからといって、そのことは恐らく市場の効率性とはなんらの関係もないはずである。アナリストの予想が出された時点で利用できる情報だけを用いた投資戦略が、市場よりも高い収益を上げうる可能性を示さなくては、効率性の反証にはならない。『四季報』よりも正確であるかどうかは、後になってはじめて判明するのであり、アナリストの予想が出された時点では誰もの確かな判断はできないのである。この意味で、大和(1986)の研究は、効率性の検証としては適切さを欠くように思われる。

4.4 変則的事実と効率性

(1)「1月効果」と「6月効果？」

Gultekin/Gultekin(1983)は、日本を含む世界16カ国を対象として、各月の収益率を調べ、すべての国で1月の収益率が高い事実を発見した。それだけではない。驚くべきことに、ベルギー、オランダ、イタリアの各国では、1月の収益率が、1年間の収益率よりも高く、1月の1ヵ月間だけ株式を保有すれば、1年分の収益が獲得できるのである。

「1月効果」がアメリカだけでなく、広く世界中の株式市場でみられるという事実は、その国に固有の制度的な条件だけでは、「1月効果」を説明できないことを示唆する。この意味で、「tax-loss-selling仮説」に疑問を投げかける事実でもある「日本には、キャピタル・ゲイン税は存在しなかった!」。

日本を対象として、より詳しい「1月効果」の検証を試みたのは、Kato/Schallheim(1985)である。彼らは、各年のはじめの市場価格を用いて各銘柄の企業価値総額を順に並べ、これに基づいて、規模の大きい銘柄から規模の小さい銘柄までの、10のポートフォリオを構成した。各ポートフォリオに対して、月ごとの収益率を調べると、Gultekin/Gultekin(1983)の研究と同じように、日本でも1

月の収益率が高くなる。月によって収益率に差はない、という仮説は、規模の大きい銘柄からなる上位3つのポートフォリオを除いて棄却された。相対的に規模の小さい企業の方が「1月効果」が大きいことも同時に判明した。この結果から、「1月効果」が主として「規模効果」によるものである、との推測が成り立つであろう。同様の結果は、マーケット・モデルを用いて推計された超過収益率に関しても得られる。すなわち、規模の小さい銘柄からなるポートフォリオほど、1月の超過収益率は大きく、逆に規模上位の二つのポートフォリオについては、収益率に季節性はみられないのである^(注19)。

Koto/Schanheim(1985)は、こうした結果とともに、日本に独特の効果の存在を示唆する効果を報告している。すなわち、価値ウェイトの市場指標を用いたマーケット・モデルを用いると、小規模銘柄のポートフォリオに関しては、6月にも、他の月よりも大きな超過収益が存在するのである。

こうした効果を説明する候補のひとつが、「情報仮説」である。規模の小さい銘柄に関する情報は相対的に少ないと見てよいだろう。その分、小規模銘柄の収益率は高くなる。これが、「情報仮説」の内容である。Kato/Schanheim(1985)は、「1月効果」「6月効果」が確認された原因として、「情報効果」の存在や収益率の生成過程(return-generating process)の想定が誤っている可能性に加え、日本での「ボーナス」制度の存在をあげている。彼らは、ボーナスのうち支出されずに残った部分が資本市場に流入する可能性を示唆しているが、それと「1月効果」「6月効果」との因果関係については必ずしもはっきりと説明されておらず、今後に残され

た課題であろう。

(2)「曜日効果」

投資収益率に関する季節性(seasonality)としては、「一月効果」とともに「曜日効果」がよく知られている。

日本を対象として、曜日効果の分析をしたのが、Jaffe/Westerfield(1986b)、池田(1988)である。Jaffe/Westerfield(1986b)は、1970年1月から1983年4月の日経225と東証株価指数を用いて、池田(1988)は、1977年1月から1986年12月の東証株価指数を用いて、それぞれ各曜日の収益率を検討した。

二つの研究によれば、日本では各曜日の収益率が等しいという仮説は棄却され、収益率が最も高い曜日は水曜日、逆に低いのが火曜日で、いずれの年も負であった。この意味で、日本にも「曜日効果」が存在すると考えられるが、日米間で収益率が低くなる曜日が異なる。不思議なことに、世界には、月曜日の収益率が低い国と火曜日が低い国とが混在している。

1969年 - 1984年のデータを用いて、世界7カ国の曜日ごとの収益率を調査したCondoynanni/O'Hanlon/Ward(1988)によれば、US、カナダ、UKの各国では、月曜日の収益率が最も低い[マイナス]が、フランス、オーストラリア、シンガポール、日本の各国では、火曜日の収益率のほうが低い[同じくマイナス]。同様の調査結果が、Jaffe/Westerfield(1985a)にも見られるが、なぜ各国でこうした違いが見られるのかの解明はこれからといってよい。

「1月効果」と同様に、「曜日効果」の存在それ自身が直ちに効率的市場の否定につながるわけではない。この点に関する挙証責任は

(注19) マーケット・ポートフォリオとして、市場価値をウェイトした指標を用いたとき、こうした結果が得られるが、等ウェイトの指標を用いたときには、中規模銘柄のポートフォリオに関して季節性がみられず、大規模銘柄のポートフォリオ、小規模銘柄のポートフォリオには季節性が認められる。ただし、大規模銘柄のポートフォリオについては、1月の超過収益率は、他の月よりも低くなるという結果が報告されている。

「効率的市場仮説」を支持する側にあり、市場が効率的であると主張するのであれば、「曜日効果」を投資家の合理的行動として説明しなければならないだろう。

「曜日効果」についても、それを合理的に説明しようとするいくつかの仮説が提示されてきた。その一つが、「決済資金コスト仮説」である。株式が売買される時点と実際に受渡しされる時点には時間のずれがある。こうした時間のずれと、市場が開かれない曜日〔土曜・日曜〕が存在する事実に注目するのが、「決済資金コスト仮説」である。池田(1988)は、「決済資金コスト仮説」によって、日本の「曜日効果」をどの程度説明できるかを検討した。

日本では、株式売買の決済日は、売買契約締結の日から数えて3営業日後である。したがって、火曜日に買い、それを翌日の水曜日に売った場合には、買いの代金は金曜日に支払わねばならないが、売りによる入金は、翌週の月曜日になってしまい、支払いから入金までに3日間を要する(注20)。他の曜日の場合には、こうした事態は発生せず、支出した翌日には入金が可能になる(注21)。このため、水曜日の収益率は、金利コスト分だけ高くなる、と予想される。

池田の検定によれば、水曜日の収益率が高いという事実は、資金コストによってかなりの程度説明できる。しかし、火曜日の収益率の低さはこれではまったく説明できず、資金コストによって説明されるのは、各曜日の収益率の違いのごく一部にすぎないのである。

こうしてみると、「1月効果」や「曜日効果」に合理的な説明を与えようとの試みは、今のところ完全には成功していない、と判断されよう。とはいえ、こうした変則的事実を、

効率性市場仮説の支持者に、反証として突きつけるのには、少なくない抵抗がある。効率的市場に対する反証とするには、あまりにも普遍的現象すぎるのである。私個人としては、いずれ解明される日がくるほうに賭けておきたい。

4.5 分散制約テスト

3.6節で説明したように、株価が市場で合理的に決められているならば、分散で計られた株価のvolatilityには、満たさなければならない上限が存在する。しかし、実際に株価の分散を調べてみると、この上限の5倍から10倍以上にもなるといふ、いささかショッキングなShiner(1981)の推計結果は、株式市場の合理性に対する疑義を改ためて提起するのに十分な衝撃があった。反響が大きかっただけに、それに対するさまざまな批判もなされた。

まず、有限のサンプルでテストされている点が問題になった。スモール・サンプルによって「分散制約テスト」をすると、効率的市場に不利なほうへバイアスが生ずる可能性が指摘されたのである。しかし、スモール・サンプルによるバイアスだけでは、Shiller(1981)の結果のすべてを覆すには不十分である[Flavin(1983)]。

配当の定常確率過程の仮定に対しても、批判が向けられた。Shiller(1981)のテストが意味をもつためには、各系列が、定常過程でなければならない。Marsh/Merton(1986)は、配当がある種の非定常な確率過程にしたがうとき、分散制約の不等号が、Shillerとは逆になることを示した。しかし、Mankiw/Romer/Shapiro(1985)が、non-stationaryな場合にも有効なテストを用いて検証したところ、

(注20) 現在、土曜日には市場は開かれていないが、第2土曜日以外の土曜日に市場が開かれていたときにも、土曜日は決済せず、翌週の月曜日が決済日であった。

(注21) その週の土曜日に市場が開かれる場合には、水曜日に買い、木曜日に売るといふ取引の支出と入金は共に翌週の月曜日となり、支出と入金には日数を要しない。

Shillerと同様に、効率的市場仮説が棄却されることが明らかになったのである。

割引率が一定の仮定も検討の対象となった。配当の変動が小さくても、割引率が大きく変動するならば、株価のvolatilityは説明可能である。とはいえ、実際に、株価のvolatilityを割引率の変動で説明しようとする、あまりにも大きな割引率の変動を仮定しなくてはならないのである[Shiller(1981)]。

このようにShiller(1981)の実証に問題がないわけではない。しかし、それらを考慮してもなお、合理的には説明できない株価の変動が存在する、と考えられるのである。分散制約テストの日本の株式市場への適用は、植田・鈴木・田村(1986)とHoshi(1986)が試みている。

植田・鈴木・田村(1986)は、東京証券取引所の東証株価指数を卸売物価指数で実質化したデータを用いて、Shillerの分散不等式を検証した。用いられたデータは、1949年から

1985年の年次データである。事後価格系列 p^* の分散は、計算方法の違いによって大きく変動する(注22)。しかし、どれをとっても、実際の株価の分散は、事後的株価の分散値よりも大きい[表2参照]。

Hoshi(1986)は、植田・鈴木・田村(1986)とは異なり、1952年1月から1981年12月までの30年間の月次データを用いた。結果は、植田・鈴木・田村(1986)と同様、効率的とはいえない、というものである。両者とも、分散制約を満たしていないが、表2から判るように、Shiller(1981)の推定結果に比べて、乖離の程度は小さい。しかし、これをもって、アメリカに比べ日本の株価のvolatilityは相対的に小さい、と判断するのは危険だろう。植田・鈴木・田村(1986)の場合、サンプル数が36と少ない、という問題がある。Hoshi(1986)の場合には、月次データを用いているため、サンプル数ははるかに多い。しかし、各企業の決算月に大きな偏りがあるため、配

表2 分散制約テスト

	var(p)	var(p*)	データ
植田・鈴木・田村(1986)	343.2	46.12	東証株価指数, 1949-1985年, 年次
	同上	46.31	同上
	同上	208.0	同上
Hoshi(1986)	140.18	98.10	東証株価指数, 1952年1月-1981年12月, 月次
	178.33	43.00	同上
Shiller(1981)	50.12	8.968	S & P 株価指数, 1871-1979年, 年次
	355.9	26.80	ダウ工業平均株価, 1928-1979年, 年次

(注) 植田・鈴木・田村(1986)に報告されている三つのvar(p*)の違いは、p*の推定方法の違いによる。Hoshi(1986)の上段はオリジナル・データ、下段はトレンドを除去したものの。

(注22) 将来に実現する配当のデータを現在入手するのは不可能であるから、 p^* は、何等かの方法で推計される必要がある。検証に用いられるデータの最新時点に対応する p^* が与えられれば、
$$p_t^* = (p_{t+1}^* + x_{t+1})$$
の関係を利用して、backwardに p^* を求められる。ここで、 r を割引率として、 $\gamma = 1/(1+r)$ である。

植田・鈴木・田村(1986)では、①データの最新時点(1985年)に対応する p_{85}^* が、サンプル期間の株価の平均に等しい、② p_{85}^* が、1985年の実際の株価に等しい、③1985年以降も1985年の配当水準がそのまま保たれると想定し、その割引価値を p_{85}^* とする、の三ケースについて p^* が計算されている。

一方、Hoshi(1986)では、上の②と同様の方法が用いられている。

当額は月毎に大きな変動を示す。これをどう処理しているかは不明だが、処理の仕方如何によっては、 p^* の分散を過大に推計している可能性がある。

株式市場が効率的でないとするれば、投機的行動にその原因があるのではないかと考えるのが自然であろう。植田・鈴木・田村(1986)は、そうした問題意識をもって、松下電産、東レ、平和不動産の三銘柄を対象とした分散制約テストを試みた。松下電産は、長期に渡って比較的安定した成長を示した銘柄として、東レは循環的な株価変動を示す銘柄として、平和不動産は仕手株として、それぞれ選ばれている。これらの比較を通じて、投機的行動の影響がある程度推測できるかもしれない。結果は表3に示されている。いずれの銘柄の分散も上限を超えているが、乖離の程度が大きいのは、予想通り仕手色が強いといわれる平和不動産であった。植田・鈴木・田村(1986)は、この結果を、バブルが発生しているためか^(注23)、将来配当の予測が合理的でないための可能性が強い、と解釈している。三つの例だけから明確な結論を引き出すわけにはいかないのは当然としても、その可能性は捨てられないように思われる。

表3 分散制約テスト

	var(p)	var(p*)		
		(1)	(2)	(3)
松下電器産業	65.92	2.79	8.01	11.37
東レ	935.90	59.61	70.94	236.65
平和不動産	2587.87	44.97	101.44	288.96

(注)var(p*)の違いは、p*の推定方法の違いによる。

Shiller(1981)は、株価の予期せざる変化[価格のイノベーション]、および株価の変化に関して、合理的期待のモデルが含意する分散の上限をも導いた。Hoshiは、こうした分散制約に関する検証結果を併せて報告してい

る。トレンドを除去したデータについてみると、価格のイノベーション、価格変化の両方も、上限との差は小さいものの、上限を上回ってしまう点では変わらない。多少弱まったとはいえ、効率性は支持されないという結果は変わらないのである。このように、割引率一定と配当の定常性を仮定する限り、分散制約はいずれの場合も満たされず、それらの仮定を外した分析を試みる必要がある。

割引率の変動による影響については、Hoshi(1986)が検討を加えた。配当の変動が相対的に小さくても、割引率の変動が十分大きければ、株価の大きな変動を説明できる。Hoshiは、こうした可能性を考慮し、割引率が時間と共に変化するモデルから導かれる実質割引率[実質利子率]の下限を計算した。Hoshi(1986)の推計によれば、トレンドを除去したデータについては、実質割引率の分散var(r)が、

$$\text{var}(r) = 0.00827$$

を満たすとき、株価の変動は合理的期待と整合的である。かなり小さい数値に思われるが、実質割引率は直接観察可能ではないから、この関係が満たされている保証はない。トレンドを除去したデータについて実質収益率の標本分散var(R)を求めると、

$$\text{var}(R) = 0.05025$$

になる。期待収益率の分散と実現された収益率の分散とは異なる概念である。したがって、var(R)を、var(r)の下限と直接比較するのは正当な手続きとはいえない。Hoshiは、そのことを十分承知したうえで、しかし、上述の結果は、割引率が変動するという前提の合理的モデルを棄却できないことを示唆する、と考えるのである。

一方、定常性が満たされていない可能性を考慮して、Mankiw/Romer/Shapiro(1985)の方法によるテストが、植田・鈴木・田村

(注23) 「バブルの発生」の意味を、ここでは2.2の仮定(A1)(A2)が満たされないこと、と理解しておきたい。

(1986)で検討された。結果は次の通りである。

データの最近時点である1985年において、 p^* と現実に観察された株価指数 p が等しいと仮定して p^* を推計すると、想定される割引率の値によっては、配当の合理的な予想の変化が株価の変動を説明するとの仮説と必ずしも矛盾しない。しかし、1985年時点での株価は配当に比較してきわめて高く、1985年の p^* と現実に観察された株価指数 p が等しいと置いて p^* の系列を求めると、トレンドが除去されてないデータが使われているためもあって、サンプル期間前期の p^* は、実際の株価を大きく上回ってしまう。1924-1965年では、その差は3～7倍以上にもなるのである。

こうした事実は、植田・鈴木・田村(1986)が指摘するように、配当の割引現在価値モデルの適用が不適切である可能性を示唆するものといえよう。参考としているが、1985年の p^* をサンプル期間の平均にとると、割引率の水準に関わりなく、合理的期待モデルから導かれる関係を満たさない、という結果も併せて報告されている。

このように、変動する割引率を考えたり、配当が定常的でないと想定すると、市場は効率的である可能性が生じる。しかし、ここでも結論は慎重でなければならないだろう。Hoshi(1986)は、月次のデータを使って検証をした。先に触れたように、月ごとの配当額は大幅に変動する。Hoshi(1986)の結果には、これが大きく作用しているように思われるのである。植田・鈴木・田村(1986)が指摘しているように、日本の配当額の少なさも問題になろう。日本の配当額の少なさは、配当割引モデルの利用をためらわせるに十分である。配当を基準とするならば、どう考えても日本の株価は高すぎると判断せざるをえない。だとすれば配当以外に株価を説明する要因があるのだろうか。これについては、別の観点から4.8で触れる。

4.6 裁定機会の存在

裁定機会は、さまざまな局面に、さまざまな形をとって市場に現れる可能性がある。そのどれもが、市場の効率性の検証に利用できる。それにもかかわらず、裁定機会の存在に関する研究はそれほど多くはない。裁定機会の存在の検証対象として即座に思いつくのは、転換社債と株式間の裁定、および、債券先物ないし株価指数先物と、その対象資産間の裁定であろう。さらに、さまざまな残存期間とクーポン・レートをもつ各種債券間の裁定もすぐれた研究対象である。

裁定機が存在するか否かの検討に当たっては、いくつかの現実的な配慮が必要である。一つは、税制である。取引に必要とされる種々の費用の存在も忘れるわけにはいかないだろう。これらの中に、取引に伴う売買手数料が含まれるのはいうまでもないが、それだけが取引に伴う費用ではない。

さらにリスクの問題がある。理論的にいえば、厳密な意味での裁定にはリスクはないと考えられる。しかし、実際に裁定取引をしようとするとき、多少ともリスクが存在するのは避けられない。理論が想定する状況とは異なり、各時点で成立している市場価格で必ずしも取引ができるわけではないこと一つとってみても、リスクの存在は明らかであろう。

裁定機会の存在を主張するには、税や取引に伴う費用、さらには裁定取引から不可避的に生ずるリスクなどを考慮した上で、それを上回る収益の存在を示す必要がある。以下では、転換社債市場、債券先物市場、「直利指向」について、順に見ていく。

(1) 転換社債市場

転換社債を株式に転換したときに得られるであろう市場価値を、その転換社債の「パリティ」と呼んでいる。転換社債の市場価値とパリティの差を乖離幅といい、一般には正の符号が期待されている。パリティが、転換社債の市場価値を上回っているとき、「逆乖

離」の状況にあるという。「逆乖離」銘柄が存在するならば、原理的には、転換社債を買い、それを株式に転換して市場で売却すれば、利ザヤが稼げる。この意味で、取引費用が無視できるならば、「逆乖離」銘柄の存在は「裁定機会」の存在を意味し、効率性に反する現象なのである。

証券取引所には多くの転換社債が上場されているが、そのうちの少なくない銘柄が、いわゆる「逆乖離」の状態にあるのはよく知られた事実である^(注24)。こうした状況は、裁定の機会の存在を意味するのであろうか。第一に注意しなければならないのは、転換社債の転換には通常数週間の日数を要するという点である。この間に株価は変動するから裁定取引には少なくないリスクが伴う、と考えられるかもしれない。しかし、転換社債銘柄には、貸借銘柄も多く、こうした銘柄については信用取引を利用して売りつなげばリスクを回避できる。

1973 - 4年には恒常的な「逆乖離」が見られた。これに関して、丸(1978)は、株式市場と転換社債市場が分断され、両者間の代替性が弱まっていた上に、投資家に十分な情報と知識がなく、あるいは非合理的な投資家の行動が加わって、裁定機会の存在が継続したのではないかと指摘している。ここでの文脈では「裁定機会の存在」と「投資家の非合理的行動」とは同じ意味だから、「投資家の非合理的行動」では「裁定機会の存在」を説明できないが、その点をおいておけば、当時の

転換社債市場が現在と比較して「底が浅く」、投資家も十分な知識をもっていなかったと推測され、丸が指摘するような状況がみられた可能性は一概に否定できない。

しかし、転換社債が活発に売買され、投資家の知識も飛躍的に増加したと思われる現在でも、「逆乖離」銘柄は少なからず存在する。転換社債・株式間の裁定取引に伴うすべての費用を考慮しても、裁定機会が存在することを示さなければ、効率的市場の反証にはならないだろう。こうした問題意識から、國村(1986a)は、上場転換社債306銘柄中133銘柄が「逆乖離」状況にあったとされる1979年末を対象として、経過利子の修正、株価の修正[転換社債取引日の株価で乖離率を再計算]、「つなぎ取引」に対する制約、投資単位[取引高が月1000万以下銘柄は除外]、逆日歩の可能性などを詳細に検討し、裁定により利益が挙げられる銘柄は9銘柄にすぎない、との結果を得た。さらに、値が付かない日が多く、取引間隔が長い銘柄については、安全のため低めの株価を想定するなどの調整を加えると、裁定可能な銘柄はほとんど存在しなくなってしまう。

こうした結果は、表面上「逆乖離」にみえても、それが直ちに裁定機会の存在を意味してはいないこと、さらに、少なくとも1979年の「逆乖離」現象を、転換社債市場の非効率性の反証としては理解できないことを示しているのである。

(注24) ただし、一般の統計や新聞等に掲載されている転換社債の乖離率は、経過利子が考慮されていない。経過利子を考慮して乖離率を計算すると「逆乖離」銘柄はかなり減少する可能性がある。國村(1986)は、1979年末に「逆乖離」銘柄とされていた133銘柄について、経過利子の修正を加えると「逆乖離」銘柄は94に減少する、という結果を報告している。

(注25) t 時点で、1単位の債券先物の買いポジションを取ったとき、最終売買日 $t+T$ での価値 w_f は、

$$w_f = p_{t+T} - f_t$$

となる。これに対して、利子率 R で $(1+R)^{-T}f_t$ を借入れ、同時に債券1単位の買いポジションを取れば、 $t+T$ 時点の価値 w は、

$$w = p_{t+T} - f_t + \gamma c$$

(2)債券先物市場

債券先物とその対象証券の価格間には、裁定によって次のような関係が期待される^(注25)。

$$f_t - (1 + R)^T p_t + \gamma c = 0 \quad (4.2)$$

ここで、

f_t : t 期の先物価格

p_t : t 期の債券価格

c : クーボン

R : 短期金利

T : 先物の売買最終日までの日数

$$\gamma := \sum_{s=0}^{T-1} (1 + R)^s$$

である。

白川(1988)は、1987年3月限、6月限、9月限、12月限の債券先物市場に裁定機会が存在しうるか否かを、(4.2)式を用いて検討した。債券先物の裁定の対象として、89回債(指標銘柄)、73回債(非指標銘柄)、最割安銘柄を想定している。債券先物取引で受渡決済に使われる債券は、別途定められる「受渡適格銘柄」であればどれでもよく、その選択権は先物の売り方にある。ここでは、「受渡適格銘柄」の中で、最も割安な銘柄を「最割安銘柄」と呼んでいる。いうまでもなく、「最割安銘柄」は時間とともに変わる可能性がある。

実際に裁定取引をしようとするれば、さまざまな費用が必要である。裁定機会が存在すると判断されるためには、こうした取引費用以上の価格差が存在しなければならない。白川(1988)は、委託手数料、有価証券取引税、取引所税を合わせると100円当たり片道0.03～0.06円と推計し、これに、短期金利の誤差、

現物と先物の取引時間の相違などを考慮して、100円当たり0.5円の取引費用を考えた。

白川(1988)の主要な結果は、6月限を除けば、(4.2)の左辺は、概ね取引費用の範囲内に治まっており、明白な裁定の機会は存在しなかった、6月限の取引された期間の前半には、(4.2)の左辺は、最割安銘柄でさえ、取引費用を大幅に超えるマイナスであった、の2点にまとめられよう。に関して白川(1988)は、「債券市場の期待形成が一方(金利の先行き低下期待)に振れていたことが乖離の原因と考えられる」と指摘している。

しかし、裁定機会の非存在のための条件として、関係(4.2)が強過ぎることを考慮すると、白川の指摘をそのまま受け入れるわけにはいかない。債券先物の「受渡決済」に用いられる債券は、上場国債のうち残存期間が7年以上11年未満の「受渡適格銘柄」でなくてはならないが、銘柄選択の権利は、先物の売り方にある。このため、「受渡適格銘柄」の最割安銘柄が先物価格よりも相対的に低く評価されているときにのみリスクのない裁定が可能であるにすぎない。この事実を考慮すれば、裁定の機会が存在しないための条件は、(4.2)よりもかなり緩められる。すなわち、t時点の最割安銘柄と先物との間に、

$$f_t - (1 + R)^T p_t + \gamma c \leq 0 \quad (4.3)$$

の関係が存在しさえすれば、裁定機会は存在しないと判断されるのである。ここで、 p_t 、 c はそれぞれ最割安銘柄の価格およびクーボンである。

白川の推計結果を見ると、どの限月の先物に関して、(4.2)の左辺が取引費用を上回る正の値をとることはほとんどなく、裁定

となる[ただし、受け取ったクーポンは利子率Rで運用するものと仮定]。両式の比較から、

$$w_T = w - c$$

が成立する。先物ポジションのt時点の市場価値はゼロである。したがって、裁定機会が存在しないためには、 $w - c$ のt時点価値もゼロでなければならない。 c のt時点の価値は $(1 + R)^{-T} \gamma c$ であるから、

$$-(1 + R)^{-T} f_t + p_t - (1 + R)^{-T} \gamma c = 0$$

となり、これから(4.2)が得られる。

機会が存在すると判断されている場合の大半は、(4.2)の左辺が負の値をとっているときである。この結果は、(4.3)と矛盾しない。この限りでは、裁定機会は存在しなかったと結論できよう。とはいえ、各債券間にも裁定が働くことが考えられるから、(4.3)の左辺が、取引費用を大幅に下回る場合には、裁定機会が存在すると判断するのが現実的である。こうした事情を考慮すれば、6月限に多少裁定機会の存在を示唆するような乖離がみられるものの、概ね直物と先物の間には裁定の機会はなかった、との判断が適当であろう。

(3) 「直利指向」

利子率の期間構造について包括的な検討を加えた黒田(1982)は、日本では、期待理論が成立しており、「期待理論」から乖離している現象としては、いわゆる「直利指向」が検証されるに留まる、と結論した。

黒田によれば、「『直利指向』の背後にある行動仮説は、わが国の公社債市場における主要な構成主体である金融機関の『期間収益重視型書の投資行動であり』「それは金融機関が短期の期間収益を重視する余り、長期の利潤極大化を犠牲にするとの近視眼的な投資行動をとっている」[黒田(1982, p.284)]と主張するに等しい。

しかし、forward rateで表現された利回り曲線が右上がりするとき、同じ残存期間の債券を比較すれば、クーポン・レートの高い債券ほど単利ないし複利の最終利回りが低くなる事実は、「クーポン効果」としてよく知られている。「クーポン効果」は債券間の裁定の結果生じるものである。この意味で、直利の高い債券の最終利回りが低くなるのは投資家の非合理性を示すのではなくて、むしろ、市場の合理性を示すと理解されなくてはならない。

「直利指向」の存在とは、裁定機会の存在を意味するのに対して、クーポン効果は、裁定機会が存在しないときにも見られる現象である。クーポン効果の存在は、「直利指向」のような裁定機会の存在を確認する際に、最終利回りをを用いることの不適切さを示唆しており、「直利指向」は最終利回りをを用いずに定義される必要がある。

一般に、債券間の裁定機会の存在は次のように定義できよう。市場で取り引きできる債券 j ($j = 1, \dots, J$) の t 時点でのキャッシュフロー[クーポンおよび償還額]を、 $y_{t,j}$ としよう。市場で取り引きされているすべての債券の中で最も残存期間の長い債券の残存期間を T とし、 $T \times J$ 行列 Y を、

$$Y = [y_{t,j}]$$

とする。ただし、 T 以前に償還される債券の償還後の $y_{t,j}$ はゼロである。

ポートフォリオを、ベクター $w = (w_1, \dots, w_J)$ であらわそう。ここで、 w_j は、債券 j のポジション量であり、正ならば買い、負ならば売りである。このとき、

$$(a) \quad Yw \geq 0 \quad \text{かつ} \quad p \cdot w = 0$$

か、あるいは、

$$(b) \quad Yw = 0 \quad \text{かつ} \quad p \cdot w < 0$$

のどちらかを満たすポートフォリオ w が存在するとき、裁定機会が存在するといわれる(注26)。ここで、 p は証券の価格ベクターである。

直感的にいえば、「直利指向」とは、クーポン・レートの相対的に高い債券の価格が、低い債券の価格よりも相対的に高く価格付けがなされていることと言ってよいだろう。したがって、「直利指向」の存在は、上で定義された裁定機会の存在の特殊ケースである。とはいえ、「直利指向」を厳密かつ多くの人に受け入れられるような形で定義するのは容易でない。考えられる一つの定義が小峰(1985)になって与えられている。幾分分かりにくい

(注26) この二つの裁定機会の相違については、Ingerson(1987)を参照されたい。

小峰の定義を多少一般化すると、「ある債券に対して、それとまったく同じキャッシュフローをもたらし、なおかつ、市場価値の低い（高い）ポートフォリオを、相対的に低い（高い）クーポン・レートの債券で構成できる」とき、「直利指向」が存在すると定義される。この意味での「直利指向」が見られるならば、高クーポン・レートの債券を空売りし、同時に同じキャッシュフローをもたらしポートフォリオの買いポジションを取るという裁定取引から利益が獲得できるのは明らかだろう。

小峰(1985)は、こうした定義に基づいて、日本の債券市場で「直利指向」が見られるか否かを検討した。相対的に低い[あるいは高い]クーポン・レートの債券と同じキャッシュ・フローをもたらしポートフォリオを、相対的に高い[あるいは低い]クーポン・レートの債券をいくつか組み合わせて構成し、両者の市場価値を比較したのである。1982年2月から1985年5月までの期間にこうした比較が可能なケースが28ある。これらを比較すると、28のうち「直利指向」と整合的な符号を持つケースが20ほどあった。「直利指向」と整合的な関係をもつ20ケースは相対的に乖離が大きく、「直利指向」仮説に矛盾する残りのケースは、比較的乖離が小さい。小峰(1985)のように、この結果を、「直利指向」の存在を示唆するものとして理解するのは可能だが、コストの詳細な比較なしでは、真に裁定機会が存在しているのかの判断は難しい。

「直利指向」の存在についてはいくつかの説明が試みられてきた。

黒田(1982)は、リスク・プレミアムを考慮し、「リスク・プレミアムの指標を明示的に取り入れた分析の枠組みを採用すれば、『直利指向』の存在について多少とも明確にすることができる可能性があるように思われる」と述べている。一方、小峰は「保険会社は保険業法86条の規定により、財産の評価換えまたは売却により計上した利益が損失を超える

時は、その差益を準備金として積み立てねばなら」ず、「配当に回す運用益を増やすために、インカム・ゲインの高い、高クーポン債を保有しようとする傾向が強い」点を指摘している。

しかし、これらは「直利指向」の説明にはなっていない。「直利指向」とはリスクのない裁定機会の存在を意味するのであるから、リスク・プレミアムや一部の投資主体だけに適用される制度的な制約では、それを合理的に説明するのは不可能である。投資家の合理性を前提とするならば、唯一可能なのは、裁定のコストが存在するため、実質的には裁定の機会が存在しないとの結論であろう。

4.7 利回りの期間構造とフィッシャー効果

(1)債券利回り

日本の長期債・短期債の利回りに関して、黒田(1982)は、概ね「期待理論」が成立しているという結果を得た。黒田の結果は、それまでの「通説」、すなわち、各債券毎に分断された市場が存在するという理解に、真っ向から対立するものである。この意味でも、黒田の研究は大きな意義をもつが、「効率的市场」の検証を直接の目的とはしていないため、期待形成に対する「合理的期待」を強く意識した研究ではない。このため、ここではこれ以上の言及は避けよう。

合理的期待を意識して債券の利回りを検討したのは、鹿野(1984)と白川(1987)である。

リスク・プレミアムを考慮した期待仮説のひとつの表現である(3.10)式に、多少の数学的操作を施すと、長期債券の利回りが、満期までの各期の短期金利の予想値および将来のリスク・プレミアムの予想値の加重平均で表される、という関係式が得られる[鹿野(1984)、白川(1987)]。鹿野(1984)は、こうして得られた関係式に、複利国債流通利回りと現先レートを用いて、「純粹期待仮説」と「リスク・プレミアムを考慮した期待仮説」

の二つを検証し，1977年4月から1984年6月の期間では，いずれの仮説も棄却できないが，サンプルを最近時点[1981年10月から1984年6月]に限定して計測すると，両者とも棄却される，という結果を報告している^(注27)。この結果は，時間と共に変動するリスク・プレミアムが存在を示唆する，というのが鹿野(1989)の理解である。

鹿野(1984)は，期間構造式の推定に当たって最小2乗法(OLS)を採用しているが，それを正当化するために合理的期待形成が仮定される。合理的期待の仮定は，説明変数と誤差項との直交を意味し，これによりOLSでの推定が可能となるのである。したがって，鹿野(1984)の場合，結果の解釈のためには「合理的期待」が前提とされる必要があり，「合理的期待仮説」あるいは「合理的期待仮説」との複合仮説として結果を解釈するわけにはいかない。この意味で，鹿野(1984)の研究は，効率的市場仮説の検証という点から見ると，十分とはいえない。

鹿野(1984)が，推定手続き上の必要性から「合理的期待仮説」を仮定したのに対して，白川(1987)は，「合理的期待仮説」をも直接検証の対象とする。

すなわち，1977年4月 - 1986年6月のデータを用いて，Shiller(1979)の「分散制約」によるテストを試み，合理的期待と一定のリスク・プレミアムを伴う期待仮説似下，「標準期待仮説」と呼ぶ]との複合仮説を棄却した。この結果は，合理的期待仮説か標準期待仮説の少なくともどちらかの不成立を示唆する。

さらに，次のような方法による検証も試みられた。

標準期待仮説は，

$$R_{n,t}^e = R_f + \phi_n$$

と表現され，期待に関する合理的期待を仮定すれば，

$$\varepsilon_{n,t} = R_{n,t} - (R_f + \phi_n)$$

とおくとき，

$$E(\varepsilon_{n,t} | F_t) = 0$$

となる[3.1を参照]。収益率 $R_{n,t}$ と異なり，残存期間 n の債券の最終利回り $Y_{n,t}$ は， t 時点で利用可能であるから， F_t に含まれる。したがって，合理的期待のもとでは， $\text{cov}(R_{n,t} - R_f - \phi_n, Y_{n,t}) = 0$ でなければならない。これを利用すれば，

$$R_{n,t} - R_f = \beta_0 + \beta_1 Y_{n,t} + u_t \quad (4.4)$$

を推定して， $\beta_1 = 0$ を検定すればよいことがわかる。 $\beta_1 = 0$ でないとき，合理的期待は棄却される。

(4.4)に基づく合理的期待仮説のテストによれば，全期間をサンプルとした場合には合理的期待仮説が棄却され，最近時点のデータだけを用いての推定では一部のケースを除き棄却されない^(注28)。そこで，合理的期待を棄却できない最近時点を取り，直交条件[合理的期待]を仮定した上で標準期待仮説をテストすると，可変的リスク・プレミアムの存在が確認される。

さらに，白川(1987)は，分散制約の手法を用いて可変的リスク・プレミアムの存在と合理的期待の複合仮説をテストし，危険回避度を常識的な範囲に想定すれば，複合仮説は棄却されない，との結果を得た。テストの方法は異なるが，釜江(1988)も，合理的期待を仮定し，時間と共に変化するリスク・プレミアムを検出している。

これらの研究から，最近時点に限定すれば，可変的リスク・プレミアムを前提とする期待仮説と合理的期待形成の両方と整合的な結果

(注27) ただし，釜江(1988)は，「一定のプレミアムが存在することを言うには，鹿野の式(20)で α の推定値が有意に0と異なることが必要であるが，」鹿野(1984)の結果は，これを示しておらず，「純粋仮説のみが成立する」に改められるべきである，と指摘している。

(注28) 誤差項の強い系列相関を考慮して，一般化最小2乗法が用いられている。

が得られている、と判断できよう。

(2) フィッシャー効果

フィッシャー効果の実証分析は日本でも少くはない。その多くは、期待インフレに対して適合的期待形成を仮定したり、時系列モデルによる予測値を利用する、といった方法が採用されている^(注29)。しかし、Fama(1975)によって用いられた「効率的市場仮説」による研究も僅かだが見られる。

3.6節の(3)で説明したように、インフレ率に関する合理的期待を仮定し、さらに、実質利子率が時間に依存せず一定であると仮定すれば、フィッシャー方程式は、

$$E(\pi_t | F_t) = -r + R_t \quad (4.5)$$

で表される。(4.5)に対しては、3.1節で説明した方法で効率的市場の検証が可能である。t-1期以前のインフレ率は情報 F_t に含まれるから、インフレ率の実現値を π_t とし、

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + u_t \quad (4.6)$$

とすると、フィッシャー効果が存在し、合理的に期待が形成されているならば、(a) $\alpha_1 = 1$ 、(b) $\alpha_2 = 0$ 、(c) u_t には系列相関がない、のすべてが成り立たなくてはならない[Fama(1975)を参照]。

こうした方法によるテストが、清水(1978, 1983)、辰巳(1982)によって試みられている。清水(1978)は、1966年1月-1976年3月のデータを用い、コール・レートと消費者物価(CPI)を対象として(4.6)式をテストした、その結果は、(a) α_1 は負の値を取り、(b) $\alpha_2 = 0$ は棄却され、(c) u_t には系列相関が存在する、というものであった。

清水(1983)、辰巳(1982)は、清水(1978)とは異なる期間を対象とし、CPIのみならず卸売物価指数(WPI)をも使用してテストを進めたが、結果は大同小異であり、フィッ

シャー効果と「効率的市場仮説」の複合仮説は棄却される。しかし、適合的期待形成から導かれる分布ラグ・モデルや時系列モデルからの推定された予想インフレ率を用いたモデルでも、ほぼ共通して、大きなフィッシャー効果は認められないとの結果が報告されているから[黒田(1982)]、フィッシャー効果と「効率的市場仮説」の複合仮説の棄却は、必ずしも効率的市場仮説の否定にはつながらない、と判断されよう。

さらに辰巳(1982)は、コール・レートが比較的自由に変動したと思われる時期だけを取り出してテストをし、こうした期間に限ってみれば、効率的市場仮説は必ずしも棄却されない、との結果を得た。同時に、現先レートを用いた検証をも試みており、1950年代後半から70年代前半のデータでは棄却されるものの、日本証券業協会から精度の高いデータが発表されるようになった1977年以降のデータを用いると、1ヵ月物現先レートとWPIの組合せのテストでは効率性を支持する結果を得ている。こうした結果から判断する限り、少くともこれまでは制度的制約がフィッシャー方程式の成立を妨げていた可能性があり、そうだとするとフィッシャー効果は効率的市場仮説の検証には適しておらず、フィッシャー効果の実証研究には市場の効率性に関する多くの情報は期待できないかもしれない。

4.8 日本の株価は高すぎるか

この節では、高過ぎるといわれている日本の株価を、合理的に説明できるか、を論じた二つの研究を取り上げよう。これらは、効率的市場の検証を直接の目的とはしていないが、日本の株式市場の価格形成を評価する際に避けて通れない問題を提起している、と考えられるからである。

日本の株価が高過ぎるとされる根拠は主と

(注29) 日本における「フィッシャー効果」の検証のサーベイは、黒田(1982)で与えられている。米沢・丸(1984)をも参照されたい。

して高株価収益率にある。ここ数年の株価上昇によって、日本のPERは急激に上昇し、それを反映して、日本と外国とのPERの差はこれまで以上に拡大した。諸外国のPERは、10倍台からせいぜい20倍程度であるのに対して、日本のそれは50倍以上にもなっており、その差はきわめて大きい。

日本の株高現象を、実証的に検討したのが、日本証券経済研究所の「日本の株価水準研究グループ」（主査：若杉敬明東大教授）の報告書(1988)[以下、報告書(1988)と引用]と植田(1989)である。こうした研究がこれまで存在しなかったためもあって、多くの人々の注目を集めた。

両者は、1970年代以降のPERの動きが、最近数年間を除けば、株式持合と金利の動向や収益の成長率によってほぼ説明可能である、という点で共通の理解に到達した^(注30)。しかし、最近数年間の株価の動向に関しては見解が対立する。報告書(1988)が、日本の株価は合理的に説明可能であり、その意味で決して高くはない、と主張するのに対して、植田(1989)は、ここ数年の株価は、合理的には説明できず、過大評価が生じている可能性を否定できない、という。

両者はともに、こうした主張を、株価純資産比率を用いて検討している。株価を一株当たりの純資産額で除した数値を株価純資産比率[あるいは、「qレシオ」という。いうまでもなく、純資産は市場価値で計られる。

株価は、企業の保有する資本ストックのみならず、土地・在庫・純金融資産などに対する市場の評価と考えられる。資本ストックに対する評価額とフローである投資財価格の比

率が「トービンのq」であるから、トービンのqが1に等しく、企業が所有する土地・在庫・純金融資産などに対する株式市場の評価が正しくなされていれば、株価純資産比率は1に等しい[この点は、後に取り上げる]。

植田(1989)の推計では、上場企業の株価純資産比率は、1983年に既に1に達し、86年には1.7を越える高水準にあった。したがって、最近2、3年の株高は、企業が保有する土地等の純資産価値だけでは説明されず、その意味で過大評価が存在するか、将来、資本ストックからの収益が急増するという期待を市場が抱いているのかどちらか、あるいは、両方でなければならない。

これに対して、報告書(1988)は、株価純資産比率は86年でも0.5以下と推計し、植田推計と大きな食い違いを見せている。この数字だけからいえば、株式市場は過少評価という意味でやはり合理的ではない、と判断されよう。しかし、報告書(1988)は、これを非合理性の結果とは見ない。

報告書(1988)は、株価収益率が1より小さい原因は主として土地に対する評価にある、と理解する。「地価は限界的な土地利用の収益性で決まるのであり、既存の全ての土地が同じ収益性を実現できるとは限らない」し、「土地が地価に見合った潜在的な収益性を有しているにしても、それを実現するには、人材、情報などその他の経営資源も必要」だから、株価純資産比率が1より小さくとも、決して非合理的ではない、というのが報告書(1988)の論理である。

さらに、株価純資産比率が低いながらも上昇してきた理由を次のように説明する。規制

(注30) 日本の株式市場に特徴的な企業間の株式持合が、企業価値を相対的に高めるという事実は、比較的よく知られている。PERは、株価総額と収益との比率でもある。仮に、上場企業全体を一つの企業と考えてみよう。そう考えると、上場企業間で持ち合っている株式は、互いに相殺し合う。このため、上場企業全体のPERを計算するときには、持ち合い該当分を除かなければならない。その部分が2重計算になってしまうからである。もっとも、利益をすべて配当すれば利益も2重計算になるから、持ち合いを修正する必要はなくなる。配当性向が1よりも小さい場合に限って修正を要するのである。

緩和と経済的豊かさを反映した消費需要の成長が、各企業に対して新しいビジネスチャンスをもたらし、各企業はこれを生かそうとして多角化を図り始めた。こうした企業のいわばリストラクチャリングの進展が、株価に織り込まれ始めるとともに、株価は上昇した。いいかえると、株高は、投資家の期待の変化によって説明されるのである。

標準的な経済理論からみると細部には多少理解困難な部分があるが、全体としてみればそれなりに首尾一貫した説明が与えられているように思われる。しかし、こうした説明が、株価の合理性を明らかにしたものではない点には注意を要する。

株価形成が合理的であるか否かは、観察者の考え方、すなわち、モデルに即して理解される性格のものである。したがって、節で議論した仮定(A1)(A2)を前提とすれば、「株価は合理的である」とは「株価が『実体価値』を反映している」と同意である。

株価純資産比率を株価水準を計る指標として用い、株価の合理性を議論するならば、次のどちらかの検証を意図しているはずである。

(a) 企業の保有する純資産の市場価値を株式の「実体価値」と仮定し、株価が、こうした意味での「実体価値」を的確に反映しているか否かの検証。

(b) 株式を企業が保有する資産のポートフォリオとして理解し、株式とそれを構成するポートフォリオ間に裁定機会が存在するか否かの検証。

両者に検証方法上の違いはないが、背後にある考え方は多少異なる。(a)は、株式以外の資産、特に土地に対する市場の評価は「合理的」である、と仮定されるのに対して、後者はこうした仮定を必要としない。しかし、その代わりに、株式とそれを構成するポートフォリオ間の裁定取引が可能であることを前提としなければならないのである。いずれの場合でも、株価純資産比率が1から恒常的に乖離するとの推計結果は、株価純資産比率

の推定方法に問題があるか、株価が合理的に決っていないか、「モデル」が間違っているか、の少なくともいずれかひとつを意味する。

(a)の立場に立った上で、推定に誤りはなく「モデル」は正しいと仮定すれば、株価純資産比率が1から大きく乖離している状況を、日本の株価が合理的でないことの結果として理解できよう。植田(1989)はこの解釈をとっているものと思われる。株価以外の資産市場が合理的である、との仮定を前提にしなければ、「株式市場とそれ以外の資産市場がともに合理的であることはない」との主張になるが、本質的な差はほとんどない。

しかし、報告書(1988)は、こうは解釈しない。計測された推定値をもとに議論が展開されているから、推定値が正しいと仮定されているのは間違いない。さらに、株価純資産比率が1より小さくても合理的である、と考える以上、「実体価値」として、企業の保有する純資産価値を想定していないことも明らかである。それでは、何を「実体価値」と考えているのだろうか。報告書(1988)の議論から判断するかぎり、企業が将来獲得するであろう予想収益[の現在価値]を、「実体価値」として想定しているように思われる。

報告書(1988)の議論は、(a) 予想収益の現在価値を「実体価値」とし、(b) 株価は、投資家[市場]が予想する「実体価値」すなわち予想収益の現在価値に等しくなるように決まる、と仮定したとき、株価純資産比率の推移と整合的である投資家[市場]の「実体価値」に関する予想はどのようなものか、を問題とし、考えるシナリオをひとつ提示した、との理解が適当であろう。(a)(b)を前提としたとき、提出されたシナリオが、株価純資産比率の推移と整合的であるかどうかは、厳密にはチェックされていない。ましてや、「実体価値」の合理的な期待に基づいて価格形成がされているという意味での株価の合理性などはそもそも議論の対象外である。この意味で、

報告書(1988)は、「日本の株価は合理的に決定されている」ことの説明を提供してはいないのである。

いずれにしても、日本の株高の解明は今後一層の研究が望まれる重要なテーマであるのは間違いのないところだろう。

．結び

かつて、効率的市場に関する日本の実証分析を展望した紺谷は、日本の資本市場が「仮にある程度効率的であるとしても、その効率性はアメリカの市場にくらべてかなり劣るものであることは確かなようである。」[紺谷(1984, p.163)]という言葉で結んだ。確かに、Fama(1970)で展望されたアメリカの研究に比較して、市場の効率性を支持する日本の研究は相対的に少ない。効率的であるという結果は必ずしも得られていないばかりか、むしろそれに反する結果が多く報告されているようにも思われる。しかし、こうした事実だけから、日本の資本市場が、アメリカのそれよりも効率性で劣る、と判断するのは性急に過ぎよう。

第一に、日本の資本市場の効率性を評価するには、実証研究の数が質量とも不足している状況を指摘できる。十分に信頼できる研究はほんのひとにぎり、というのが実情ではないだろうか。こうした状況で、何等かの結論を導くのはきわめて危険である。

第二に、日本での研究姿勢がもたらすバイアスが、効率性を支持する報告をアメリカに比較して少なくしている可能性がある。すでに指摘したように、日本における市場の効率性に関する実証研究には、アメリカでの著名な研究方法をそっくりそのまま借用し、日本のデータを当てはめて追試をする、といった試論的色彩の強いものが多い。これも繰り返しになるが、こうした研究に価値がないわけではない。過去の研究成果を利用するのは当然であり、細心の注意を払って分析を進めるならば、日本の資本市場の効率性を検討する

とっかかりとしてはきわめて有効な方法であろう。しかし、こうした研究が、日本の資本市場の効率性を支持しない結果が多く報告される原因にもなりうる点に注意しなくてはならない。

おそらく、オリジナルの論文では、さまざまなデータ、さまざまな方法を用いての試行が繰り返され、得られた結果の中から説得的と思われる成果の一部が報告されることが多いであろう。これに対して、アメリカの研究方法を借用し日本のデータで追試をするといった研究では、結果がどうであれ、そのまま発表されるといった傾向が強い。これが現実だとすれば、日本での実証研究に市場の効率性を支持する結果が相対的に少ないのはある意味で当然のことといえるだろう。

これだけではない。アメリカの研究者は、効率的市場を支持する結果が得られた場合には、アカデミックなジャーナルに投稿して名声を獲得し、逆の結果が出たときには、それを自分で利用するか、あるいは専門的なファンド・マネジャーに売るかしてカネを獲得する、という行動を採り易く、このため公表された結果には効率的市場を支持する方向へのバイアスが存在する、というのがMerton(1987)の指摘である。日本ではこうした行動はあまり多くはないだろうから、これも、日本で効率性を支持する研究が少ない原因になるかもしれない。

最後に、Summers(1986)等による、効率的市場仮説の検証方法に対する問題点の指摘を挙げなければならない。Summers(1986)によれば、これまで用いられてきた効率的市

場仮説の検証方法は、市場が効率的でない場合でも、なかなかそれを棄却できず、その意味でパワーが小さい。したがって、こうした方法で市場の効率性が棄却できなかつたとしても、それはほとんど何も意味しておらず、それだけでは効率的市場が受け入れられたとはとても判断できないのである。ここで取り上げた日本の実証研究の多くも、こうした批判から完全に自由ではない。裁定機会が存在

するか否かという単純な分析は、こうした批判から自由であるが、そのような分析によれば、市場の効率性は必ずしも否定されないのである。

こうした理由から、ここでは、日本の資本市場の効率性についての判断はしばらく保留し、今後一層の研究成果の蓄積を期待しておくにとどめよう。

参 考 文 献

- 浅子和美・倉澤資成(1987)、「資本市場の効率性」館龍一郎・蠟山昌一編『日本の金融 []』東京大学出版会。
- 池田昌幸(1988)、「曜日効果と正規分布混合仮説」『ファイナンス研究』No.8.
- 石塚博司・佐藤紘光・竹本達広(1980)、「利益予測情報と株式市場」『企業評価と経営財務』(日本経営財務研究会編)中央経済社。
- 石塚博司・河 榮徳(1987)、「連結財務諸表の情報効果」『早稲田商学』第323号。
- 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.
- 植田和男・鈴木勝・田村達朗(1986)、「配当と株価：シラー・テストの日本への応用」『フィナンシャル・レビュー』8月。
- 大塚宗春(1981)、「資本市場における会計情報の有効性 決算報告の情報効果について」『企業会計』Vol.33, No. 2.
- 翁邦雄(1985)、『期待と投機の経済分析』東洋経済新報社。
- 奥田斉(1975)、「株式市場の効率性の評価(2) - 株式市場と商品市場との比較分析」『財界観測』(野村総合研究所)4月号。
- 河 榮徳(1987)、「個別決算報告の情報効果」『企業会計』Vol.39, No.11.
- 釜江廣志(1988)、「国債利回りの期間構造」『一橋論叢』第99巻第2号。
- 國村道雄(1979)、「会計情報と株価 実証研究」『会計』第115巻第3号。
- 國村道雄(1980)、「企業評価と倒産」『企業評価と経営財務』(日本経営財務研究会編)中央経済社。
- 國村道雄(1986 a)、『現代資本市場の分析』東洋経済新報社。
- 國村道雄(1986 b)、「わが国資本市場の実証研究：資料」『アカデミア』第90号。
- 國村道雄(1986 c)、「連結利益情報と株価 連結決算制度の実証研究(上)」『証券アナリストジャーナル』10月。
- 國村道雄(1987)、「連結決算の資本市場における情報効果」『会計』第132巻第4号。
- 黒田晁生(1982)、『日本の金利構造』東洋経済新報社。
- 香村光雄(1986)、「会計利益の公表後反応と証券市場の効率性 分析視点の検討」『産業経理』第46巻第3号。
- 香村光雄(1987)、「わが国証券市場における会計利益の情報内容」『会計』第132巻第4号。
- 小林親一(1975)、「株式市場の効率性の評価(1) 利益、配当の発表と株価への影響」『財界観測』(野村総合研究所)2月号。
- 小林秀行(1987)、「日本の株価について」『大阪大学経済学』第37巻第1号。
- 小峰みどり(1975)、「フェア・ゲーム・モデルによる株式市場の効率性の検定(1)」『計測室テクニカル・ペーパー』No.35, July.
- 小峰みどり(1978)、「フェア・ゲーム・モデルによる株式市場の効率性の検定(2)：公定歩合の変更が株価に及ぼす効果」『計測室テクニカル・ペーパー』No.44, May.
- 小峰みどり(1980)、「フェア・ゲーム・モデルによる株式市場の効率性の検定(3)：無償増資に対する株価の反応」『計測室テクニカル・ペーパー』No.51, July.

- 小峰みどり(1985),「債券価格の決定と直利指向」『ファイナンス研究』No. 4, December.
- 紺谷典子(1984),「わが国証券市場の効率性の評価」若杉明他『会計情報と資本市場』第7章.
- 榊原茂樹(1981),「合併情報に対する株式市場の反応 効率性検証の日米比較」『国民経済誌』第144巻第3号.
- 榊原茂樹(1983),「CAPMの再検討と企業規模効果」『国民経済雑誌』第147巻第5号.
- 榊原茂樹(1986),『現代財務理論』千倉書房.
- 桜井久勝(1986),「年次会計利益情報の潜在的有用性と現実的有用性 東証第一部市場の効率性検証」『国民経済雑誌』第154巻第4号.
- 桜井久勝(1987),「連絡会計情報に対する株式市場の非効率性」『研究年報(神戸大学経営学部)』33.
- 桜井久勝・後藤雅敏(1985),「決算発表に対する株式市場の反応」『企業会計』Vol.37, No.11,12.
- 佐藤紘光(1979),「会計報告と株式市場 決算内容の情報効果をめぐって」『企業会計』Vol.31, No.10.
- 鹿野嘉明(1984),「期待理論と『金利の期間構造』」『金融研究』第3巻第4号.
- 清水啓典(1978),「利子率体系とインフレーション」『商学研究(一橋大学)』20.
- 清水啓典(1983),「インフレ予想の形成と金融市場の効率性」『一橋論叢』第89巻第2号.
- 白川浩道(1987),「債券利回りの変動要因について 日米比較の実証分析に基づく期待理論の再検討」『金融研究』第6巻第2号.
- 白川浩道(1988),「わが国の債券先物市場について その機能に関する一つの評価」『金融研究』第7巻第4号.
- 首藤 恵(1977),「わが国株式投資信託のパフォーマンス」『計測室テクニカル・ペーパー』No.42, September
- 首藤 恵(1989),「最近の投資信託ブームと投資パフォーマンス」『証券資料』
- 辰己憲一(1982),『日本の金融・資本市場』東洋経済新報社.
- 大和投資資料(1986),「日本の株式市場における効率性仮説の検証(上)(下)」『大和投資資料』第612, 613号
- 寺田 徳(1976),「現代投資政策と投資信託の基本問題」『証券投資信託月報』11月.
- 日本の株価水準研究グループ(1988),『報告書』日本証券経済研究所.
- 丸淳子(1978),「転換社債市場にみる投資家の合理的行動と効率の市場」『計測室テクニカル・ペーパー』No.44.
- 三輪芳朗(1989),「株価に関するいろいろな見方と日本の株価」東京大学Discussion Paper 89 - J - 2 .
- 山本拓(1988),『経済の時系列分析』創文社.
- 米沢康博・丸淳子(1984),『日本の株式市場』東洋経済新報社.
- 若杉明・若杉敬明・田辺拙・浜本道正・田宮治雄・紺谷典子(1984),『会計情報と資本市場』ビジネス教育出版社.

- Fama, E.F.(1976), *Foundations of Finance*, BasicBooks.[日本証券経済研究所計測室訳『証券市場分析の基礎』日本証券経済研究所,1979].
- Fama, E. F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money." *American Economic Review* 71.
- Fama, E. F. ,and M. Blume(1966), "Filter Rules and Stock Market Trading Profits," *Journal of Business* 39.
- Fama, E. F., L. Fisher, M.Jensen and R. Roll(1969), "The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review* 10.
- Flavin, M. A. (1983), "Excess Volatility in the Financial Markets : A Reassessment of the Empirical Evidence, " *Journal of Political Economy* 91.
- Gultekin, M.N. and B. N.Gultekin (1983), "Stock Market Seasonality: International Evidence." *Journal of Financial Economics* 12.
- Haugen, R. A. and J. Lakonishock(1988), *The Incredible January Effect*. Dow Jones - Irwin[丸淳子・兼広崇明訳『株式市場のミステリー』東洋経済新報社,1988].
- Hoshi, T. (1986), "A Test of Stock Price Volatility : The Case of Japan, 『ファイナンス研究』 No.5.
- Ingersoll, J. E., Jr (1987), *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield
- Jaffe, J. and R. Westerfield (1985 a), "The Week - end Effect in Common Stock Returns: The International Evidence, " *Journal of Finance* 40.
- Jaffe, J. and R. Westerfield (1985 b), "Patterns in Japanese Common Stock Returns : Day of the Week and Turn of the Year Effects, " *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20.
- Jensen, M. C. (1968), "The Performance of the Mutual Funds in the Period 1945-1964," *Journal of Finance* 23.
- Jensen, M. C. (1978), "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency," *Journal of Financial Economics* 6.
- Keim, D. B. (1988), "Stock Market Regularities : A Synthesis of the Evidence and Explanations," in Dimson. E. (ed.), *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press.
- Kato, K. and J. S. Schallheim (1985), "Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20.
- Komine, M. (1982), "Time Series Analysis of Stock Prices in the Tokyo Stock Exchange, 『計測室Technical Paper』 No.57.
- Latham, M. (1986), "Information Efficiency and Information Subsets," *Journal of Finance* 41
- LeRoy, S. F., and R. D. Porter (1981), "The Present - Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds, " *Econometrica* 49.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and M.D. Shapiro(1985), "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility, " *Journal of Finance* 40.
- Marsh, T. A. and R. C. Merton(1986), "Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices," *American Economic Review* 76.
- Merton, R. C. (1980), "On Estimating the Expected Return on the Market : An Exploratory Investigation, " *Journal of Financial Economics* 8.
- Merton, R. C. (1987), "On the Current State of the Stock Market Rationality Hypothesis, in R. Dornbusch, S. Fischer, and J. Bossons (eds.), *Macroeconomics and Finance*, The MIT Press.
- O'Connell, S.A.and S. P. Zeldes (1988), "Rational Ponzi Games, " *International Economic Review* 29.
- Ohlson, J.A., and S.H. Penman (1985), "Volatility Increases Subsequent to Stock Splits : An Empirical Abberation, " *Journal of Financial Economics* 14.

- Reinganum, M. R. (1983), "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Year-End Tax Effect," *Journal of Financial Economics* 12.
- Roll, R. (1977), "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part I: On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics* 4.
- Rubinstein, M. (1975), "Securities Market Efficiency in an Arrow-Debreu Economy," *American Economic Review* 65.
- Samuelson, P. A. (1965), "Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review* 6.
- Shefrin, H. , and M. Statman (1985), "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long : Theory and Evidence," *Journal of Finance* 40.
- Shiller, R. J. (1979), "The Volatility of Long-term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structures," *Journal of Political Economy* 67.
- Shiller, R. J. (1981 a), "Alternative Tests of Rational Expectations Models: The Case of the Term Structures," *Journal of Econometrics* 16.
- Shiller, R. J. (1981 b), "Do Stock Prices Move Too Much to Justified by Subsequent Changes in Dividends ?," *American Economic Review* 71.
- Summers, L. H. (1986), "Does Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values ?," *Journal of Finance* 41.
- Tirole, J. (1982), "On the Possibility of Speculation Under Rational Expectations," *Econometrica* 50.
- Tirole, J. (1985), "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica* 53.