

97-J-7

スタイル・マネジメントの  
理論的基礎

東京大学経済学研究科

小林 孝雄

このディスカッション・ペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられたい。

# スタイル・マネジメントの 理論的基礎

## 目次

1. はじめに
2. スタイルによるマネジャー選択の理論的基礎
  - (1) マネジャー選択のケース・スタディ
  - (2) 理論的考察
3. バリュー株効果：リスク・プレミアムか、市場の非合理性か？
  - (1) 米国学会の論争
    - イ. ファーマ=フレンチの研究
    - ロ. ラコニシヨク=シュライファー=ヴィシニーの研究
  - (2) 日本株の分析

東京大学経済学部教授

小林孝雄

# **A Theoretical Foundation for Equity Style Management**

## **Abstract**

This paper lays a theoretical and empirical foundation for equity style management. We discuss the economic rationale for the emergence of style managers who either track a pre-specified style index or attempt to beat the style index. A particular focus is on the criteria of selecting active style managers. We will show by an example and also as a mathematical theorem that a sponsor must evaluate active managers relative to the style index, not relative to a broadly-based market index.

Whether a particular style is appropriate for the purpose of benchmarking portfolios depends on the risk-return characteristics of the style. The most popular dichotomy between value managers and growth managers is examined in this regard. We summarize the US evidence that the long-run average of returns of value stocks are significantly higher than that of growth stocks, and compare it with the Japanese evidence which we investigated. We show that the most distinct difference between the two countries is that the US value-“anomaly” lasts up to five years, whereas the Japanese value anomaly emerges and disappears within a year. It may suggest that the higher returns of US value stocks could be due to their higher risk while the higher returns of Japanese value stocks are more due to market overreaction to information on firm fundamentals.

## 1. はじめに

株式のスタイル運用について、その理論的基礎づけを前半で行う。スタイル運用の効用は、オール・ラウンド・プレイヤー（マーケット志向マネジャー）とスタイル別マネジャーの分化による分業の利益の享受や、運用ユニバースそのものの拡大による効率的なリスク分散である。しかし、スタイル運用を導入しても、スポンサー側がマネジャー選択の方法を誤れば、スタイル運用の持つ経済合理性を生かすことはできない。ここでは、スタイル運用における正しいマネジャー評価の方法が何であるかを、理論的に明らかにしたい。

日本でも、過去 1 年の間に、いくつかの証券会社の手でスタイル・インデックスの提供サービスが始まった。いずれのスタイル・インデックスも、基本的には、米国におけるバリュー・マネジャーとグロース・マネジャーの分化を踏襲している。ところで、株式をバリューとグロースという 2 つのユニバースに分けたとき、長期的にみて、バリュー株の方がグロース株よりも高リターンをあげるという傾向が指摘されている。この現象は日本株に特に顕著である。バリュー株効果をどう解釈するかは、スタイル運用のあるべき姿を考える上で大変に重要である。後半では、最初に、バリュー株効果に関する米国の代表的な研究を概観し、次いで日本の株式市場について行った分析結果を紹介する。

## 2. スタイルによるマネジャー選択の理論的基礎

### (1) マネジャー選択のケース・スタディ<sup>1</sup>

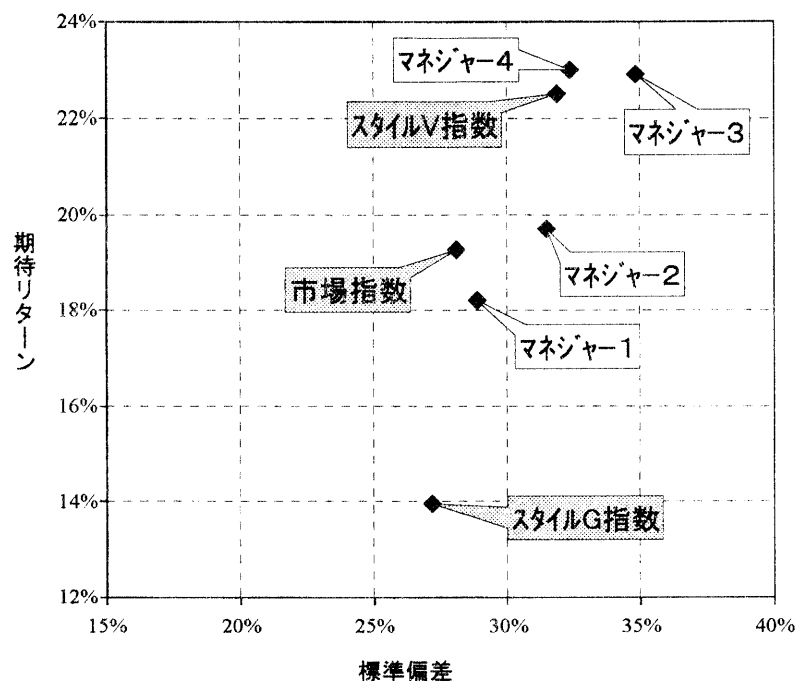
スタイル・マネジメントの観点から望ましいマネジャー選択について論じるために、簡単なケースを用いよう。ある基金が、4 人のアクティブ・マネジャーの中から 2 人を選ぼうとしている。基金のコア・ポートフォリオは市場指数<sup>2</sup>やパッシブなスタイル・イン

<sup>1</sup> 理論的なポイントを明らかにするために筆者が作成した仮想のケースであり、実際の数字に基づくものではない。

<sup>2</sup> ここでは株式のマーケット・ポートフォリオを近似する適切な市場指数の存在を想定している。

デックスのミックスから構成されているが、市場の平均的なリスク・リターンのトレードオフを越える運用成果を得る期待を、基金はアクティブ・マネジャーに寄せている。

図表 1. 過去5年のリターンとリスク



	平均リターン	標準偏差	シャープ比
安全資産	4.00%		
市場指数	19.26%	28.10%	0.54
スタイルG指数	13.95%	27.20%	0.37
スタイルV指数	22.49%	31.87%	0.58
マネジャー1	18.18%	28.91%	0.49
マネジャー2	19.67%	31.49%	0.50
マネジャー3	22.89%	34.85%	0.54
マネジャー4	22.98%	32.35%	0.59

図表 1 は、「市場指数」、2 種類のスタイル指数と、4 人のアクティブ・マネジャーの過去 5 年間のリターンとリスクを示している。以下では 2 種類の運用スタイルを、便宜上、「スタイル G」と「スタイル V」と呼ぶことにする。これらは、グロース株スタイ

ル(G)とバリュー株スタイル(V)という、現実の代表的な運用スタイルを連想させるが、名称には話を進めやすくする以上の意味はない。

A 基金と B 基金という 2 人のスポンサーのアクティブ・マネジャー選択方法の優劣を比較することが、この節の焦点である。A 基金のマネジャー選択の原則は単純明快である。資産運用の目的はマーケットにできるだけ大きく勝つことであり、その目的を達成するためには、より高いリターンを期待できるアクティブ・マネジャーを選ばよ、というわけである。この考えに従って、A 基金は、期待されるトータル・リターンの大きさをマネジャーを比較する。ただし、リスクの大きさを考慮の外に置くわけにはいかない。そこで、リスク調整後リターンの代表的な尺度として知られる「シャープ比<sup>3</sup>」の大きさを 4 人のアクティブ・マネジャーを比較して、上位 2 人を選ぶ。そして、選ばれた 2 人のアクティブ・マネジャーとパッシブなインデックスへの投資にどのように資産を配分するかは、リスク・リターンの組み合わせを最適化するオプティマイザーのアウトプットを参考に決める。

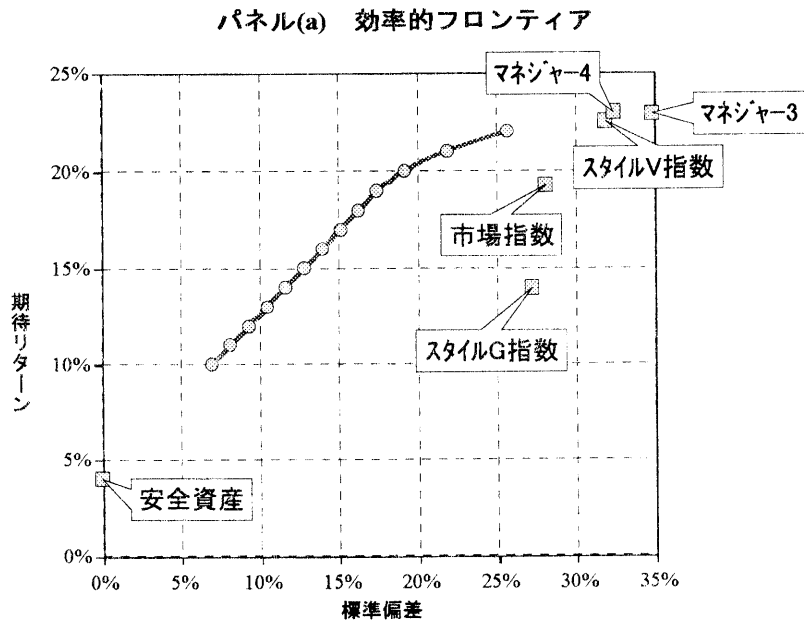
図表 1 から分かるように、4 人のマネジャーのうちシャープ比が高いのはマネジャー 3 と 4 であり、この 2 人が A 基金の採用するところとなった。図表 2 のパネル(a)はコンピュータ・プログラムを走らせて求めた A 基金のリスク・リターンの効率的フロンティアである。資産の全額を市場指数で運用する場合には、19%強のリターンが期待される一方で 28%程度リスクを負担しなければならない。これに対して、マネジャー 3 とマネジャー 4、スタイル G 指数、スタイル V 指数、ならび市場指数の 5 つの投資機会をうまく組み合わせると、市場指数に全額運用する場合と同程度の期待リターンを上げるためには、18%程度のリスクを覚悟すればよいという結果になる。図表 2 のパネル(b)は、期待リターン 18%にセットした場合の効率的ポートフォリオの資産ウエイトを示したものである。これによると、A 基金は市場指数、スタイル G、スタイル V でそれぞれ約 3 割ずつの資産を運用することになる。スタイル G での運用はパッシブ・マネジャーに委託する。スタイル V に関しては、パッシブ・マネジャーを使うのではなく、アクティブ・マ

---

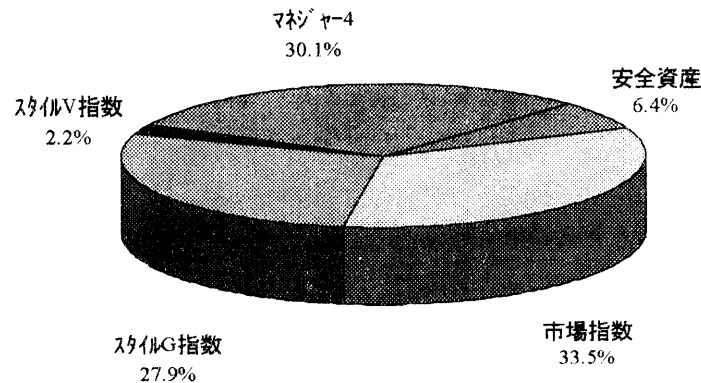
<sup>3</sup> 「シャープ比」は、超過リターン（当該資産のリターンと安全資産のリターンの差）の期待値を標準偏差で割って、標準偏差 1 単位当たりの期待超過リターンを求めたものである。なお、ここでの議論は、過去のデータから計算されたリターンの統計的な平均値や標準偏差が、将来の確率分布の期待値や標準

ネジャー 4 に資金の大半を委ねる。

図表 2. A 基金のリスクとリターン



パネル(b) 最適資産配分 (期待リターン18%のとき)



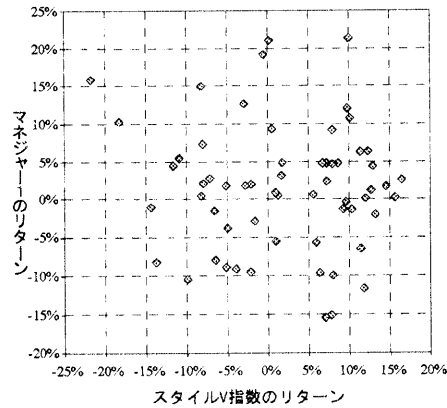
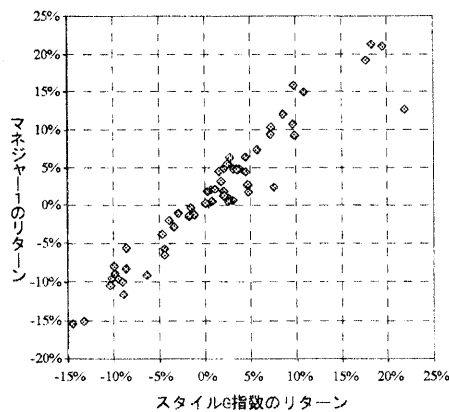
B 基金の場合には、過去の各マネジャーのパフォーマンスをより子細に分析した上でマネジャーを選ぶ。図表 3 は、マネジャー 1、マネジャー 2 のそれぞれについて、過去 60 ヶ月分の超過リターンを、市場指数、スタイル G 指数、スタイル V 指数の各超過リターンに回帰した重回帰分析の結果を示したものである。表の  $t$ -値の欄を縦に比較すると、マネジャー 1 の回帰分析でも、マネジャー 2 の回帰分析でも、スタイル G 指数の  $t$ -値がき

偏差の適切な推定値であるという前提をおいている。

わだつて高い。この事実は、2人のマネジャーの運用パフォーマンスがスタイルG指数のリターンでよく説明されることを示している。回帰分析のフィットの良さを表す決定係数も90%以上と高い数値を示している。実際、図表3の散布図を見れば、マネジャー1の超過リターンがスタイルG指数と非常に高い相関を示し、他方スタイルV指数とはほとんど相関していないことが分かる。つまり、マネジャー1と2は、スタイルG指数と

図表3. Gマネジャーのリターンの回帰分析

	マネジャー1	マネジャー2
市場の超過リターン (t-値)	-0.037 (-0.961)	-0.035 (-0.741)
指数Gの超過リターン (t-値)	1.016 (26.000)	1.098 (22.648)
指数Vの超過リターン (t-値)	-0.069 (-2.047)	-0.003 (-0.076)
定数項 (t-値)	0.49% (1.567)	0.44% (1.144)
標準誤差	2.36%	2.92%
決定係数	92.43%	90.19%



非常に高い相関を持つような株式運用を行っていると考えられるわけである。それに対して、図表4によれば、マネジャー3とマネジャー4の運用パフォーマンスは、今度は逆に、スタイルV指数とは非常に高い相関をもつが、スタイルG指数との相関は極めて低いことが分かる。最初の2人のマネジャーがスタイルGマネジャー、後の2人のマネジャーがVマネジャーと呼ばれるゆえんである。

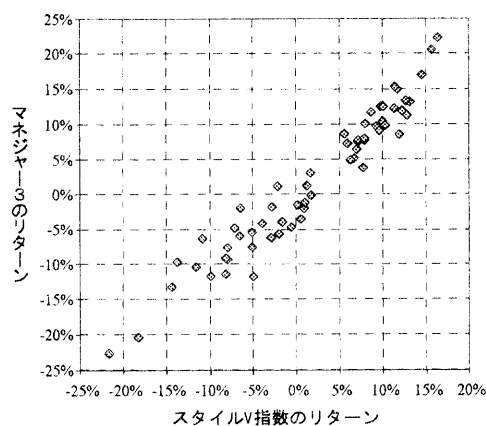
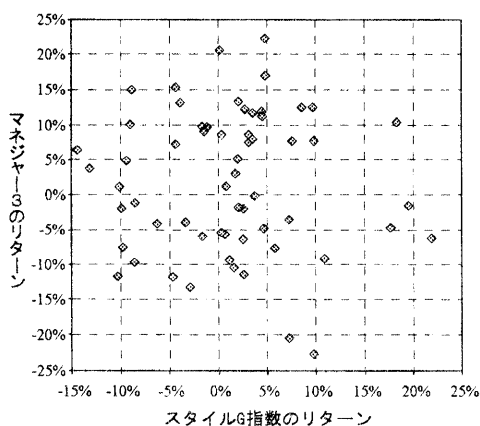
B基金の最終目的も、A基金と同じく、リスクをできるだけ押さえながらファンドのトータル・リターンを上げることであるが、アクティブ・マネジャーの選択に関しては、マ



ネジャーが標榜するベンチマークにどれほど勝っているかをみる。つまり、B 基金は各アクティブ・マネジャーの優劣を対ベンチマーク・アルファで判断する。

図表 4. Vマネジャーのリターンへの回帰分析

	マネジャー3	マネジャー4
市場の超過リターン ( <i>t</i> -値)	-0.017 (-0.415)	0.025 (0.732)
指数Gの超過リターン ( <i>t</i> -値)	-0.039 (-0.905)	-0.046 (-1.332)
指数Vの超過リターン ( <i>t</i> -値)	1.059 (28.795)	0.987 (33.101)
定数項 ( <i>t</i> -値)	0.00% (-0.009)	0.07% (0.239)
標準誤差	2.59%	2.10%
決定係数	93.71%	95.20%



4人のマネジャーの対ベンチマーク・アルファは図表5の右半分に示されている。マネジャー1、2の対ベンチマーク・アルファはスタイルG指数に対する超過リターン、マネジャー3、4の対ベンチマーク・アルファはスタイルV指数に対する超過リターンである。

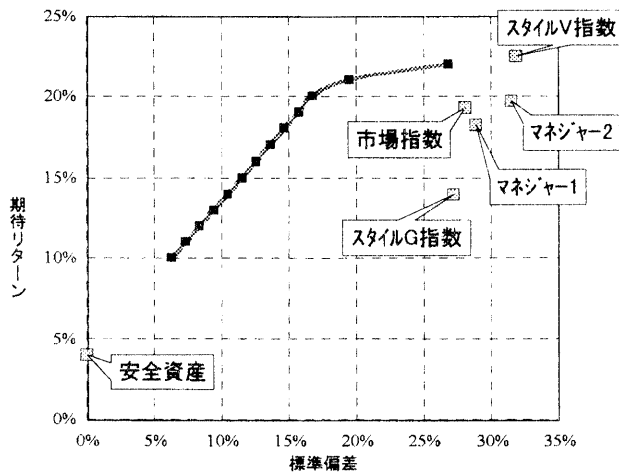
図表 5. マネジャーのパフォーマンス

	安全資産	市場指数	スタイルG指数	スタイルV指数	マネジャー1	マネジャー2	マネジャー3	マネジャー4
期待リターン	4.00%	19.26%	13.95%	22.49%	18.18%	19.67%	22.89%	22.98%
標準偏差		28.10%	27.20%	31.87%	28.91%	31.49%	34.85%	32.35%
シャープ比		0.54	0.37	0.58	0.49	0.50	0.54	0.59
対ベンチマーク・アルファ					4.23%	5.72%	0.40%	0.49%
アルファの標準偏差					8.35%	10.27%	9.01%	7.25%
情報比 (アルファ/標準偏差)					0.51	0.56	0.04	0.07
アルファ/(標準偏差) <sup>2</sup>					6.07	5.42	0.49	0.93

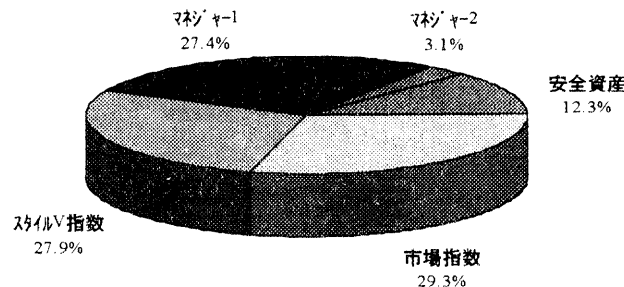
この表によれば、マネジャー1と2は対ベンチマーク・アルファが4~6%あるのに対して、マネジャー3と4の対ベンチマーク・アルファは1%未満である。また、対ベンチマーク・アルファをアルファの標準偏差で割った数値は「情報比」と呼ばれるが、これはアクティブ・マネジャーのベンチマークに対する勝ち負けの確率を計算するのに便利な指標である。この情報比で比較しても、やはりマネジャー1と2の数値が高い。さらに、表の一番下の欄には、アルファをアルファの標準偏差の2乗（分散）で割った数値をあげているが、この指標で比較してもマネジャー1と2の数値が高い。実はこの最後の指標がアクティブ・マネジャー比較に最も適当な尺度なのであるが、この点については節を改めて説明する。いずれにせよ、トータル・リターンでみるとマネジャー3と4が優れた運用成果をあげているといえるが、各マネジャーの対ベンチマーク・アルファに基づく指標で比較すると、マネジャー1と2が優れていることになる。そして、後者の評価基準でマネジャー選択を行うB基金はマネジャー1とマネジャー2の採用を決定した。

図表 6. B基金のリスクとリターン

パネル(a) 効率的フロンティア

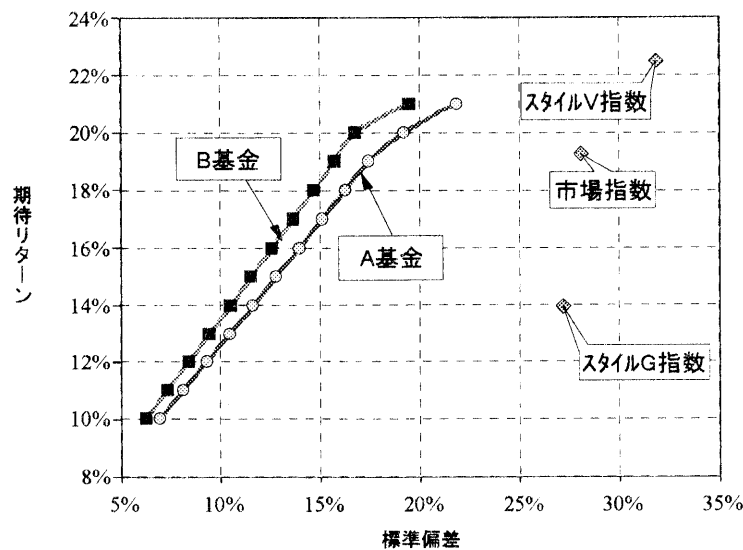


パネル(b) 最適資産配分 (期待リターン18%のとき)



B 基金の効率的フロンティアが図表 6 のパネル(a)である。これは、安全資産、市場指数、スタイル G とスタイル V のパッシブ指数、ならびにアクティブ・マネジャー 1 と 2 への資産配分問題を、投資ウエイトの非負条件だけを考慮してオプティマイザーに解かせた結果である。パネル(b)には、期待リターンを 18%にするために必要な最適な資産配分を示している。これによれば、B 基金も市場指数、スタイル G、スタイル V でそれぞれ約 3 割の資産を運用することになる。ただし、A 基金とは逆に、スタイル V での運用はパッシブ・マネジャーに委託し、スタイル G での運用はアクティブ・マネジャー 1 にほぼ全額を委託する形になっている。

図表 7. A基金とB基金の比較



期待リターン	標準偏差	
	A基金	B基金
10.00%	6.97%	6.29%
11.00%	8.13%	7.34%
12.00%	9.29%	8.39%
13.00%	10.46%	9.44%
14.00%	11.62%	10.49%
15.00%	12.78%	11.53%
16.00%	13.94%	12.58%
17.00%	15.10%	13.63%
18.00%	16.27%	14.68%
19.00%	17.43%	15.73%
20.00%	19.20%	16.78%
21.00%	21.86%	19.48%

図表 7 で、A 基金と B 基金の効率的フロンティアの位置を比較した。A 基金は、トー

タルリターン・ベースでアクティブ・マネジャーの評価を行い、マネジャー 3 と 4 を選択した。B 基金は、各マネジャーの採用するベンチマークに対してどれだけのアクティブ・アルファを稼いだかで評価を行い、マネジャー 1 と 2 を採用した。その結果、両者の効率的フロンティアを比較すると、A 基金のそれが B 基金のそれよりも右側に位置することになった。例えば 18% の期待リターンを達成するためには、A 基金は B 基金に比べて標準偏差で約 1.5% の追加的なリスクを負担しなければならない。別の表現をすると、B 基金の方が、同じリスクの負担で、A 基金よりも高いリターンを期待できるわけであり、A 基金よりも有利な投資機会を得たことになる。

## (2) 理論的考察

なぜ、トータル・リターンでアクティブ・マネジャーを評価するよりも、対ベンチマーク・アルファで評価する方がよいのか。その理論的根拠について簡単に説明しよう。

マネジャーのリターンが (1) 式のように表されるものとしよう：

$$\tilde{R}_i - r = b_i(\tilde{R}_M - r) + c_{i1}(\tilde{R}_{F_1} - r) + c_{i2}(\tilde{R}_{F_2} - r) + \tilde{\alpha}_i \quad \dots (1)$$

これは「ファクター・モデル」と呼ばれるリターン生成モデルである。 $\tilde{R}_i$  は  $i$  番目のマネジャーのリターン、 $r$  は安全利子率、 $\tilde{R}_M$  は市場ポートフォリオのリターン、 $\tilde{R}_{F_1}$  と  $\tilde{R}_{F_2}$  は 2 種類のファクター・リターンを表す。このモデルでは、各マネジャーのリターンが 3 つのコモン・ファクター（市場指数と第 1、第 2 ファクター）とマネジャー固有のリターン  $\tilde{\alpha}_i$  に分解されると考える。先のケースでは  $i=1, \dots, 4$  で、スタイル G 指数のリターンが  $\tilde{R}_{F_1}$ 、スタイル V 指数のリターンが  $\tilde{R}_{F_2}$  に相当する。実のところ、先のケースは、すべてのマネジャーについて右辺の 1 番目の係数  $b_i$  が 0、G マネジャー ( $i=1, 2$ ) については ( $c_{i1}=1, c_{i2}=0$ )、また V マネジャー ( $i=3, 4$ ) については ( $c_{i1}=0, c_{i2}=1$ ) として、乱数を使って 60 ヶ月分のリターンを発生させて作成したものである。一般に、(1) 式のようなファクター・モデルでは、マネジャーの固有リターン ( $\tilde{\alpha}_i$ ) は互いに統計的に無相関と仮定される。また、 $\tilde{\alpha}_i$  はコモン・ファクターのリターン ( $\tilde{R}_M, \tilde{R}_{F_1}, \tilde{R}_{F_2}$ ) ととも無相関と仮定される。さらに、これはかならずしも必須の条件ではないが、コモン・ファクター同士も互いに無相関と仮定されることが多い。以下では最後の仮定も採用して説明を行う。

(1)のファクター・モデルを仮定すれば、基金が直面する資産配分問題を数学的に解くことができる。先のケースではデータをコンピュータに与えて A 基金と B 基金の効率的フロンティアを求めたのであるが、(1)を仮定すれば、同じことを紙と鉛筆だけで行うことが可能になるのである。一般に、効率的フロンティアを求める問題は、数本からなる 1 次の制約条件の下で 2 次関数の最小値を求める「2 次計画法」の問題に相当する。そこに (1)式を仮定すると、基金のマネジャー  $i$  に対する最適ウエイトは次のようなごく簡単な式で与えられることを導くことができる：

$$x_i^* \propto \frac{E[\tilde{\alpha}_i]}{\sigma[\tilde{\alpha}_i]^2} \quad \dots (2)$$

左辺の  $x_i^*$  は基金が運用資産のどれだけの割合をマネジャー  $i$  に委託すべきかを表すが、この最適ウエイトは各マネジャーの期待アルファをアルファの分散で割ったものに比例する。つまり、分散 1 単位当たりのアクティブ・アルファの大きさに比例した金額を各アクティブ・マネジャーに配分するのが最適、というわけである。B 基金のマネジャー選択方法が A 基金より優れていた理由は、前者が(2)式にかなったマネジャー選択方法であったからである<sup>4</sup>。なお、(2)式の比例定数は効率的フロンティア上のどのポートフォリオを実際に選択するかに対応して決まる。言い換えれば、基金の持つリスク許容度の大きさが比例定数の値を決める。

ここでは(2)式を数学的に導出する代わりに、図表 5 に戻って、B 基金の行った対ベンチマーク・アルファによるマネジャー比較が、シャープ・レシオによるマネジャー比較よりも理にかなっていた理由を、直観的に説明しよう。

マネジャー 3 と 4 の高いパフォーマンスは、ベンチマーク（スタイル V 指数）の高いパフォーマンスにその源泉がある。実際、スタイル G 指数のシャープ比が 0.37、市場指数のシャープ比が 0.54 であるのに比較して、スタイル V 指数のシャープ比は 0.58 と最大

<sup>4</sup> 先のケースでは、G マネジャーの超過リターンスタイル G 指数に対する回帰係数は 1 で、スタイル V 指数と市場指数に対する回帰係数は 0 と仮定した。同様に、V マネジャーの超過リターンスタイル V 指数に対する回帰係数は 1 で、スタイル G 指数と市場指数に対する回帰係数は 0 と仮定した。(1)式を見れば分かるように、この場合マネジャー  $i$  の固有リターン  $\tilde{\alpha}_i$  は対ベンチマーク超過リターン

( $\tilde{R}_i - \tilde{R}_G$ 、あるいは  $\tilde{R}_i - \tilde{R}_V$ ) に等しくなる。しかしながら、一般には、(1)式の固有リターンと対ベンチマーク超過リターンは一致しない、その場合、ファクター・モデルの残差リターンをアルファと解釈してアクティブ・マネジャーの選択を行うのが、理論的にはより厳密である。

である。一方、ベンチマークに対するアルファでみると、マネジャー 3 と 4 のアクティブ・アルファはともに 1%未満で、アクティブ運用による付加的リスクを補完するほど高くはない。したがって、スタイル V での株式運用に関しては、高いコストをかけてアクティブ・マネジャー 3、4 を採用するよりも、スタイル V 指数のパッシブ・マネジャーで代用の方が合理的である。

これに対してマネジャー 1、2 は、ベンチマーク（スタイル G 指数）に比較して非常に高いアルファを上げることが期待され、アクティブ運用による追加的リスクを考慮しても、スタイル G 指数のパッシブ運用を補強する。事実、マネジャー 1、2 を採用した B 基金の最適資産配分では、スタイル G のパッシブ運用のウエイトは 0 で、基金のスタイル G での株式運用はほとんどをマネジャー 1 に委託するという結果になった。このように考えれば、アクティブ・マネジャーをトータル・リターンではなく、対ベンチマーク・アルファで評価するのが妥当という主張は、ごく自然に見えてくるであろう<sup>5</sup>。

以上を要約しよう。マネジャーのユニバースを運用スタイル（マイクロ・バイアス）とリターンの変動特性（マクロ・バイアス）でいくつかのグループに分けることができ、かつそれぞれの運用スタイルについてパッシブ・マネジャーが存在するならば、アクティブ・マネジャーの選択は、トータル・リターンではなく、スタイル・ベンチマークに対するアルファ値に基づくべきである。数学的に表現すれば、分散 1 単位当たりのアルファの大きさによってアクティブ・マネジャーを比較するのが妥当である。スタイル運用そのものには、オール・ラウンド・プレイヤー（マーケット志向マネジャー）とスタイル別マネジャーの分化による分業の利益の享受や、運用ユニバースそのものの拡大による効率的なリスク分散という、大きな経済合理性があることは言うまでもない。しかしながら、スタイル運用を導入しても、スポンサー側がマネジャー選択の方法を誤れば、スタイル運用の持つ経済合理性を生かすことはできない。スタイル別ベンチマーク比較によるマネジャー評価は、スタイル運用の有効性を高めるために重要な役割を果たす。

---

<sup>5</sup> 鋭い読者は、図表 2、図表 6 の最適資産配分が(2)式と一致していないことに気づくであろう。ケースでは各資産へのウエイトに非負条件を課したのに対して、(2)式の導出にあたっては非負条件を課していないことが、その原因である。より整合的な説明を行うには、非負条件を課した上で問題を数学的に解いて、マネジャー評価を対ベンチマーク・アルファで行うことの妥当性を主張しなければならない。これは可能であるものの数学的表現が複雑になるので、ここではより単純な説明を選んだ。

### 3. バリューストック効果：リスク・プレミアムか、市場の非合理性か？

株式運用におけるインデックス運用（市場指数連動型の株式運用）は、市場ポートフォリオの効率性を主張するCAPM(Capital Asset Pricing Model、資本資産評価モデル)という理論が先立って実務世界に誕生させた運用手法として名高い。これに対してバリューストック・マネジャーとグロース・マネジャーの分化は、株式運用技術の進化の過程で自然発生的に生まれたといわれている。日本でも、過去1年の間に、いくつかの証券会社の手でスタイル・インデックスの提供サービスが始まった。個々のスタイル・インデックスには細かな点で違いがあるものの、欧米、日本を問わず、株式の簿価・時価比率の高い銘柄をバリューストック、同比率の低い銘柄をグロース株とみなすのが一般的である。

ところで、株式をバリューストックとグロースという2つのユニバースに分けたとき、長期的にみて、バリューストックの方がグロース株よりも高リターンをあげるという傾向が指摘されている。この現象の存在は、米国をはじめ世界各国の株式市場で認識されており、ここ数年の米国学会では、この現象の解釈をめぐる論争が人々の注目を集めている。バリューストックの高リターン現象（バリューストック効果）をどう解釈するかは、スタイル運用のあるべき姿を考える上で大変に重要である。以下では、最初に、米国学会の論争の要点を概観し<sup>6</sup>、次いで日本の株式市場について私が行った分析結果を紹介する。

#### (1) 米国学会の論争

ある程度長い年数の平均でみるとバリューストックのリターンが相対的に高いという現象は、「バリューストック効果」と呼ばれている。これは、時価総額の小さい株式のリターンが相対的に高いという「小型株効果」となると、古くから盛んに議論され、多くの研究が行われてきた。こうした現象に対する学者の解釈は大きく2つに分かれる。一つは、バリューストックや小型株にはより大きなリスクがあり、高いリターンはリスクの追加的負担に市場が代償を求めた結果、という解釈である。もう一つの解釈は、制度的要因、ないし

<sup>6</sup> 詳細は、小林孝雄「株式リターンの銘柄間格差：展望」（『証券アナリストジャーナル』1995年12月号-96年4月号）を参照のこと。

は投資家の成熟度の低さや心理的作用などに起因する何らかの非合理性がその原因であると。前者はバリュー株効果や小型株効果が現代ファイナンス理論と整合的であると主張し、後者は同じ現象を既存の理論パラダイムでは説明できない「アノマリー（異常現象）」とみる。ここでは、前者の立場の代表選手としてファーマとフレンチの2人による研究を、後者の立場の代表選手としてラコニシヨク、シュライファー、ヴィシニーの3人による研究を取り上げ、両者の主張を比較し、筆者の意見を述べる。

#### イ. ファーマ=フレンチの研究<sup>7</sup>

ファーマとフレンチは、ニューヨーク証券取引所とアメリカン証券取引所の上場企業、ならびにNASDAQ登録企業をユニバースとして、1963年から1991年の期間について株式リターンの銘柄間格差に関する研究を行った。格差の要因となり得る候補としてリストアップされたのは、市場ベータ、時価総額（Market Equity、*ME*と略す）、負債比率、益利回り（Earnings-to-Price Ratio、*E/P*と略す、株価収益率の逆数）、簿価・時価比率（Book-to-Price Ratio、*B/P*と略す、株価純資産倍率の逆数）という5つの銘柄属性である。これらの指標と株式リターンの関係を統計的に分析した結果、時価総額と*B/P*の2変数の組み合わせで株式期待リターンの銘柄間格差をほぼ十分に説明できるという結論を得ている。

*E/P*（益利回り）と株式期待リターンの相関も古くから指摘されているところであるが、この点についてのファーマ=フレンチの解釈は次の通りである。第1に、今年赤字であった会社の株価が翌年上昇する傾向が観察されるが、赤字会社の時価総額は極端に小さく、この現象は*E/P*効果というよりも小型株効果と見る方が妥当である。第2に、黒字会社については、*E/P*の高い株式ほど翌年のリターンが高くなる傾向にある。しかしながら、これも*E/P*効果というよりは、*E/P*と*B/P*の高い相関を通じて*B/P*効果が顔をのぞかせていると解釈した方が、統計的には整合的である。その他の指標と株式リターンの関係についても、ファーマとフレンチは個別に詳細な分析を行っているが、統計的に有意

---

<sup>7</sup> ファーマとフレンチの代表的な論文は次の2点である：Eugene F. Fama and Kenneth R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance* 47, 1992, 427-465; Eugene F. Fama and Kenneth R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33, 1993, 3-56.



な関係はすべて時価総額と *B/P* の 2 つの変数と株式リターンの相関に帰することができるというのが、彼らの下した結論である。

図表 8 は、株式時価総額 (*ME*) によって全銘柄を最小型株から最大型株まで 5 つのグループに、また *B/P* で全銘柄を最低から最高まで 5 つのグループに分けた場合の、25 個のセグメントごとの平均月次リターンを示したものである。*B/P* の低い銘柄 (表の左側) がグロース株、高い銘柄 (表の右側) がバリュース株である。また、表の上側が小型株、下側が大型株である。表を横方向にみると、どの *ME* グループについても、*B/P* が高くなるほど平均リターンが高くなることが観察される。これがバリュース株効果であるが、その大きさはかなりの程度である。実際、*B/P* 最高グループと *B/P* 最低グループの月次リターンの差は、最大型株グループで 0.19% (年率で 2.28%)、最小型株グループでは 0.62% (年率で 7.44%) にも昇る。また、表を縦方向にみると、*B/P* 最低グループ (最大グロース株グループ) を除けば、時価総額の小さい銘柄ほどリターンが高くなる傾向が観察される。

図表 8. 時価総額加重ポートフォリオの平均超過リターン：1963-1991

	<i>B/P</i>				
	Low	2	3	4	High
Small <i>ME</i>	0.39 (0.93)	0.70 (1.88)	0.79 (2.33)	0.88 (2.73)	1.01 (2.97)
<i>ME</i> -2	0.44 (1.11)	0.71 (2.05)	0.85 (2.69)	0.84 (2.91)	1.02 (3.11)
<i>ME</i> -3	0.43 (1.18)	0.66 (2.12)	0.68 (2.39)	0.81 (3.04)	0.97 (3.15)
<i>ME</i> -4	0.48 (1.49)	0.35 (1.19)	0.57 (2.08)	0.77 (2.88)	1.05 (3.36)
Big <i>ME</i>	0.40 (1.50)	0.36 (1.42)	0.32 (1.34)	0.56 (2.43)	0.59 (2.26)

(括弧内は*t*-値)

図表 8 で観察されるグループ間のリターン格差が、リスクとリターンのトレードオフという現代ファイナンス理論の標準的な考え方で説明できるというのが、ファーマとフレンチの主張である。この主張を展開するために、彼らは 3 つのコモン・ファクターの存在を提唱する。そのコモン・ファクターとは、マーケット・ファクターとサイズ・ファクター、バリュース・ファクターである。株式市場にはこの 3 種類のコモン・ファクタ

一が作用していて、それらと連動しながら個別企業の株価変動が発生しているというわけである。それぞれのファクターとの連動が強ければ、それだけ株価変動リスクも大きく、それに見合って市場参加者の要求するリスク・プレミアムも大きくなる。このような考え方でバリュー株や小型株の高リターンがどの程度説明できるかを、ファーマとフレンチは統計的な方法を用いて検証している。

彼らの検証をもう少し具体的に示そう。次の(3)式が彼らの想定するファクター・モデルである：

$$R_p(t) - r(t) = a_p + b_p \cdot [R_M(t) - r(t)] + s_p \cdot SMB(t) + h_p \cdot HML(t) + e_p(t). \quad \dots (3)$$

左辺はポートフォリオ  $p$  の超過リターン、右辺の  $R_M(t) - r(t)$  は市場ポートフォリオの超過リターン、 $SMB(t)$  はサイズ・ファクター、 $HML(t)$  はバリュー・ファクター、 $e_p(t)$  はポートフォリオ  $p$  の固有リターンである。(3)式は第  $t$  月について、個別ポートフォリオの月次リターンと 3 つのコモン・ファクターならびにポートフォリオの固有リターンの関係を表している。ファーマとフレンチは、全銘柄を時価総額で Small と Big の 2 グループに分けた上で Small グループと Big グループの当該月におけるリターンの平均を計算して、その差をサイズ・ファクター  $SMB(t)$  と定義している ( $SMG$  は Small minus Big の略)。同様に、バリュー・ファクター  $HML(t)$  は、全銘柄を  $B/P$  で High、Medium、Low の 3 グループに分けて High グループと Low グループの当該月におけるリターンの差をとったものである ( $HML$  は High minus Low の略)。彼らのデータでは、 $SMB$  と  $HML$  の相関係数は -0.08 とほぼゼロに近い数値であった。

図表 9 は、図表 8 の 25 個のポートフォリオについて(3)式の重回帰分析を行った結果である。これは 4 つの表からなるが、左上の表はマーケット・ファクターへの回帰係数( $b_p$ )と係数の  $t$ -値を示している。同様に、右上の表にはサイズ・ファクターへの回帰係数( $s_p$ )と  $t$ -値を、左下の表にはバリュー・ファクターへの回帰係数( $h_p$ )と  $t$ -値を示している。右下の表は回帰分析の決定係数( $R^2$ )を示したものである。

この表を見ると、3 つのコモン・ファクターとも、25 個のポートフォリオすべてについて、リターンの時間的変動の説明要因として有意な  $t$ -値を示している。また、決定係数も、Big  $ME$  - High  $B/P$  ポートフォリオの 0.83 が最低で、ほとんどのポートフォリオで 0.90

図表 9. ファクター感応度：1963-1991

$$R_p(t) - r(t) = a_p + b_p \cdot [R_M(t) - r(t)] + s_p \cdot SMB(t) + h_p \cdot HML(t) + e_p(t)$$

	B/P					B/P				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	<i>b</i>					<i>s</i>				
Small	1.04	1.02	0.95	0.91	0.96	1.46	1.26	1.19	1.17	1.23
ME	(39.37)	(51.80)	(60.44)	(59.73)	(57.89)	(37.92)	(44.11)	(52.03)	(52.85)	(50.97)
ME-2	1.11	1.06	1.00	0.97	1.09	1.00	0.98	0.88	0.73	0.89
	(52.49)	(61.18)	(55.88)	(61.54)	(65.52)	(32.73)	(38.79)	(34.03)	(31.66)	(36.78)
ME-3	1.12	1.02	0.98	0.97	1.09	0.76	0.65	0.60	0.48	0.66
	(56.88)	(53.17)	(50.78)	(54.38)	(52.52)	(26.40)	(23.39)	(21.23)	(18.62)	(21.91)
ME-4	1.07	1.08	1.04	1.05	1.18	0.37	0.33	0.29	0.24	0.41
	(53.94)	(53.51)	(51.21)	(47.09)	(46.10)	(12.73)	(11.11)	(9.81)	(7.38)	(11.61)
Big	0.96	1.02	0.98	0.99	1.06	-0.17	-0.12	-0.23	-0.17	-0.05
ME	(60.93)	(56.76)	(46.57)	(53.87)	(38.61)	(-7.18)	(-4.51)	(-7.58)	(-6.27)	(-1.18)
	<i>h</i>					<i>R<sup>2</sup></i>				
Small	-0.29	0.08	0.26	0.40	0.62	0.94	0.96	0.97	0.97	0.96
ME	(-6.47)	(2.35)	(9.66)	(15.53)	(22.24)	(1.94)	(1.44)	(1.16)	(1.12)	(1.22)
ME-2	-0.52	0.01	0.26	0.46	0.70	0.95	0.96	0.95	0.95	0.96
	(-14.57)	(0.41)	(8.56)	(17.24)	(24.80)	(1.55)	(1.27)	(1.31)	(1.16)	(1.23)
ME-3	-0.38	-0.00	0.32	0.51	0.68	0.95	0.94	0.93	0.93	0.93
	(-11.26)	(-0.05)	(9.75)	(16.88)	(19.39)	(1.45)	(1.41)	(1.43)	(1.32)	(1.52)
ME-4	-0.42	0.04	0.30	0.56	0.74	0.94	0.93	0.91	0.89	0.89
	(-12.51)	(1.04)	(8.83)	(14.84)	(17.09)	(1.46)	(1.48)	(1.49)	(1.63)	(1.88)
Big	-0.46	0.00	0.21	0.57	0.76	0.94	0.92	0.88	0.90	0.83
ME	(-17.03)	(0.09)	(5.80)	(18.34)	(16.24)	(1.16)	(1.32)	(1.55)	(1.36)	(2.02)

(括弧内は*t*-値、*R<sup>2</sup>*の括弧内は残差の標準偏差)

を超えるという高いフィットが得られている。したがって、回帰分析の結果は総じて良好と言える。サイズ・ファクターへの感応度( $s_p$ )は、ME の小さいポートフォリオほど大きく、ME の大きいポートフォリオではマイナスになっている。また、バリュー・ファクターへの感応度( $h_p$ )は、B/P の高いポートフォリオほど大きく、B/P の低いポートフォリオではマイナスになっている。これらは、各ファクターの作成方法から当然予想される結果である。一方で、マーケット・ファクターへの感応度がすべてのポートフォリオでほぼ 1 に近く、ポートフォリオ間であまり差が見られないのは興味深い。仮にマーケット・ファクターだけでリターン変動を説明すれば（これは「マーケット・モデル」と呼ばれる）、係数のポートフォリオ間の差はもっと広がるはずである。ちなみに、マーケット・モデルの決定係数は 0.61 から 0.92 であり、小型株ポートフォリオ、バリュー株ポートフォリオほど、決定係数は小さくなることが報告されている。

さて、(3)式のファクター・モデルがリターンの時間的変動を説明するモデルとして統計的に満足のいくものと分かって、その事実はポートフォリオ間のリターン格差をリスクの大きさで説明できたということを示唆するものではない。後者を主張するにはデータが「マルチベータ CAPM(Multi-Beta Capital Asset Pricing Model)」と整合的であることを検証する必要がある。

マルチベータ CAPM はシャープの CAPM の動学モデルへの拡張版として、ロバート・マートンの手によって 1973 年に提唱された資産市場の均衡モデルである<sup>8</sup>。この理論によれば、市場の価格付けは資産価格に共変動をもたらす個々のコモン・ファクターに対するリスク・プレミアムという形で行われる。そして、個別資産の期待リターンは、コモン・ファクターに対する感応度で測った価格変動リスク（ファクター・ベータ）の大きさに比例する。これを表現したのが次の(4)式である：

$$E_p - r = b_p \cdot \lambda_M + s_p \cdot \lambda_{size} + h_p \cdot \lambda_{BP} \quad \dots (4)$$

左辺はポートフォリオ  $p$  のリスク・プレミアム（期待リターンの安全資産利子率に対する超過分）である。このリスク・プレミアムの大きさが、マーケット・ベータ ( $b_p$ )、サイズ・ベータ ( $s_p$ )、バリュウ・ベータ ( $h_p$ ) のそれぞれに比例するというのが、(4)式の意味である。右辺の比例定数  $\lambda_M$  はマーケット・ベータ 1 単位当りのリスク・プレミアムである。同様に、 $\lambda_{size}$  はサイズ・ベータ 1 単位当りのリスク・プレミアム、 $\lambda_{BP}$  はバリュウ・ベータ 1 単位当りのリスク・プレミアムである。ポートフォリオのリスク・プレミアムが(4)式の規則に即して付いていけばマルチベータ CAPM の成立が、(4)式から外れるポートフォリオが一つでも存在すればマルチベータ CAPM の不成立が結論される。ちなみに、シャープの CAPM は(4)式の右辺が 1 番目の項だけからなる場合に相当する。

(4)式が成立していれば、(3)式の  $a_p$  は 0 になる。したがって、(3)式の重回帰モデルですべてのポートフォリオについて  $y$ -切片  $a_p$  が 0 に等しければ、マルチベータ CAPM が成立していることになる。この考え方に基づいた CAPM の検定方法を最初に考えたのはブラック、ジェンセン、ショールズの 3 人の共著論文であり、彼らの方法はブラック＝ジェンセン＝ショールズ法と呼ばれる<sup>9</sup>。

<sup>8</sup> Robert C. Merton, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41, 1973, 867-887.

<sup>9</sup> Fischer Black, Michael C. Jensen, and Myron Scholes, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical

図表 10 のパネル(b)が、25 個のポートフォリオそれぞれについて、(3)式の  $y$ -切片に対する推定値を示したものである。括弧内は  $t$ -値である。この  $t$ -値が絶対値で 1.5 を超えるものは 25 個のポートフォリオ中 3 個のみであり、これから判断するとポートフォリオの  $y$ -切片はおおむねゼロに近い。ファーマとフレンチはこの結果から、現実の市場はマルチベータ CAPM と整合的であると結論づけた。

図表 10. 時系列回帰の  $y$ -切片 : 1963-1991

パネル(a)  $R_p(t) - r(t) = a_p + s_p SMB(t) + h_p HML(t) + e_p(t)$

	B/P				
	Low	2	3	4	High
Small ME	0.24 (0.97)	0.46 (1.92)	0.49 (2.24)	0.53 (2.52)	0.55 (2.49)
ME-2	0.52 (2.00)	0.58 (2.40)	0.64 (2.76)	0.58 (2.61)	0.64 (2.56)
ME-3	0.52 (2.00)	0.61 (2.58)	0.52 (2.25)	0.60 (2.66)	0.66 (2.61)
ME-4	0.69 (2.78)	0.39 (1.55)	0.50 (2.07)	0.62 (2.51)	0.79 (2.85)
Big ME	0.76 (3.41)	0.52 (2.23)	0.43 (1.84)	0.51 (2.20)	0.44 (1.70)

(括弧内は  $t$ -値)

パネル(b)  $R_p(t) - r(t) = a_p + b_p [R_M(t) - r(t)] + s_p SMB(t) + h_p HML(t) + e_p(t)$

	B/P				
	Low	2	3	4	High
Small ME	-0.34 (-3.16)	-0.12 (-1.47)	-0.05 (-0.73)	0.01 (0.22)	0.00 (0.14)
ME-2	-0.11 (-1.24)	-0.01 (-0.20)	0.08 (1.04)	0.03 (0.51)	0.02 (0.34)
ME-3	-0.11 (-1.42)	0.04 (0.47)	-0.04 (-0.47)	0.05 (0.71)	0.05 (0.56)
ME-4	0.09 (1.07)	-0.22 (-2.65)	-0.08 (-0.99)	0.03 (0.33)	0.13 (1.24)
Big ME	0.21 (3.27)	-0.05 (-0.67)	-0.13 (-1.46)	-0.05 (-0.69)	-0.16 (-1.41)

(括弧内は  $t$ -値)

パネル(a)には、参考のために、市場ファクターを除外して、サイズ・ファクターとバリュー・ファクターだけの 2 変数回帰を行った場合の  $y$ -切片の推定結果を示した。これ

Tests," in M. Jensen ed.: *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, 1972.

をみると、 $y$ -切片の  $t$ -値がほぼ一様に 2 に近いか 2 を超えているので、 $y$ -切片が 0 という仮説は簡単に棄却されてしまう。しかし、各ポートフォリオの  $y$ -切片が互いに近い数字を示しており、これはサイズ・ベータとバリュー・ベータがポートフォリオ間の期待リターン格差をかなりよく説明していることを示唆する。

パネル(a)、(b)の結果を組み合わせると、サイズ・ベータとバリュー・ベータが株式ポートフォリオ間の期待リターン格差を説明し、マーケット・ベータは株式ポートフォリオの期待リターンと安全利子率の格差を説明していると解釈できる。

厳密に言えば、「すべてのポートフォリオについての  $y$ -切片  $a_1, a_2, \dots, a_{25}$  が同時に 0」というのが検定すべき帰無仮説であり、個々のポートフォリオについて「 $y$ -切片が 0」の検定を行っても十分ではない。ブラック＝ジェンセン＝ショールズもこの点を考慮した検定方法を考案したのであるが、後にギボンズ＝ロス＝シャンケンの多変量法と呼ばれる検定方法がこの 3 人によって考案され、これが標準的な検定方法と考えられている<sup>10</sup>。ファーマ＝フレンチがこの方法を用いて検定した結果は、帰無仮説は有意水準 5% では棄却されるが、1% では採択されるというものであった。この検定結果から判断すると、時価総額と  $B/P$  でクラス分けした 25 個のポートフォリオについてマルチベータ CAPM が成立しているといえるかどうかは、やや微妙である。

ちなみに、マーケット・ベータでとらえたリスクだけで株式市場のリターン格差が説明できるとするシャープの CAPM は、ファーマ＝フレンチの研究では明瞭に棄却されている。余談になるが、ファーマが長年在籍するシカゴ大学は市場の効率性を強く信奉する経済学者のメッカといわれる。ファーマはこのシカゴ学派を代表する金融経済学者である。それだけに、ファーマとフレンチの論文が登場したときには、ニューヨーク・タイムズやエコノミスト、フォーブスなどが、現代ファイナンス理論の大御所によるファイナンス理論の自己否定と、この話題をセンセーショナルに取り上げた。しかしながら、今説明したように、ファーマがその有効性を否定したのは、マーケット・ベータのみが期待リターンの大きさを決定するという最も単純な CAPM であった。現代ファイナンス

---

<sup>10</sup> Michael R. Gibbons, Stephen A. Ross, and Jay Shanken, "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio," *Econometrica* 57, 1989, 1121-1152.

理論の中核をなすのは、リスクの大きさに見合ったリターンの形成という考え方であり、ファーマとフレンチは、バリュース株効果やサイズ効果にみられる株式リターンの銘柄間格差が、この枠組みを決して逸脱するものではないことを主張しようとしたのである。

ところで、ファーマとフレンチの分析結果には弱点がいくつかある<sup>11</sup>。まず図表 10 のパネル(b)であるが、*B/P* が最低のグループ（最大グロース株グループ）では、最小型株ポートフォリオの *y*-切片の *t*-値が-3.16 とマイナスの大きな値に、最大型株ポートフォリオの *y*-切片の *t*-値は 3.27 とプラスの大きな値になっている。つまり、最大グロース株のグループでは、(4)式の理論モデルよりも小型株の実際のリターンは低く、大型株の実際のリターンは高い。このようなことが起きている原因を探ると、図表 9 に見るように、最大グロース株のグループでも、他の *B/P* グループと同じように、小型株のサイズ・ベータは大きく、大型株のサイズ・ベータはマイナスである。したがってマルチ・ベータ CAPM の主張に従えば、小型株のリターンは高く、大型株のリターンは低くなくてはならない。ところが、図表 8 を振り返れば、そもそも小型株効果は最大グロース株グループに限って存在していなかったのである。

彼らの理論モデルが赤字企業や無配企業のリターンに対して小さな説明力しか持たないことも、ファーマとフレンチの研究の弱点である。これらの企業はサイズ・ベータやバリュー・ベータでとらえたリスクが大きく、(4)式の 3 ベータ CAPM から計算される期待リターンの理論値はかなり大きく出る。赤字企業や無配企業の翌年のリターンは概して高くなる傾向が知られているが、彼らの理論モデルが予測するほど実際には高くないのである。

簿価・時価比率を一定にすればバリュー・ベータはリターンに対する説明力を失ったが、バリュー・ベータを一定にしても簿価・時価比率はリターンに対する説明力を失わなかったというダニエルとティットマンの研究結果も、ファーマとフレンチの理論モデルの説得力を弱めるものである<sup>12</sup>。バリュー・ファクターやサイズ・ファクターが株価の

<sup>11</sup> 詳細は脚注 6 の論文を参照のこと。

<sup>12</sup> Kent Daniel and Sheridan Titman, "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," Working Paper 5604, National Bureau of Economic Research, June 1996.

共変動を生み出す本質的なコモン・ファクターであり、これらのファクターに対する感応度（ファクター・ベータ）が株価形成を律する株式リスクの正しい捉え方であるならば、株式リターンの銘柄間格差の説明力においてバリュー・ベータが簿価・時価比率のような会計的な属性データに劣るとするのは、あってはならないことである。

これをより敷衍して言えば、ファーマとフレンチが提唱するサイズ・ファクター、バリュー・ファクターは、データの上に映る表層的な要素ではあっても、「リスクに見合ったリターン」という表現における、経済的実体を伴った本質的なリスクの要素ではないのではあるまいか。この意味で、彼らの主張の説得力はかならずしも大きくないように思われる。

#### ロ. ラコニシヨク＝シュライファー＝ヴィシニーの研究<sup>13</sup>

ラコニシヨク、シュライファー、ヴィシニーの3人は、バリュー株効果やサイズ株効果を市場の非合理性を原因とする体系的な価格形成の歪み（ミス・プライシング）と解釈した。

ある銘柄の  $B/P$  が高いということは、1株当たり純資産の大きさに比較して安い株価が付いているということである。安い株価が付いているということは、市場が企業の先行きを好感していないということであるが、そのようなバリュー株が総じて高いリターンを事後的に実現するということは、市場の読みが裏目に出ることが多いことを意味する。つまり、 $B/P$  効果は市場参加者の将来予想のバイアスが引き起こす現象であって、リスクに応じたリターンを要求する市場の合理性の証左などではない。これが、この3人共同論文の考え方である。

この主張を裏付けるために、3人は2種類のデータを示している。その一つが図表 11 である。これは、全銘柄を  $B/P$  で3つのグループに分類し、次いで各グループを過去5年の売上高成長率で3つのグループに分けた都合9個のポートフォリオについて、月次

---

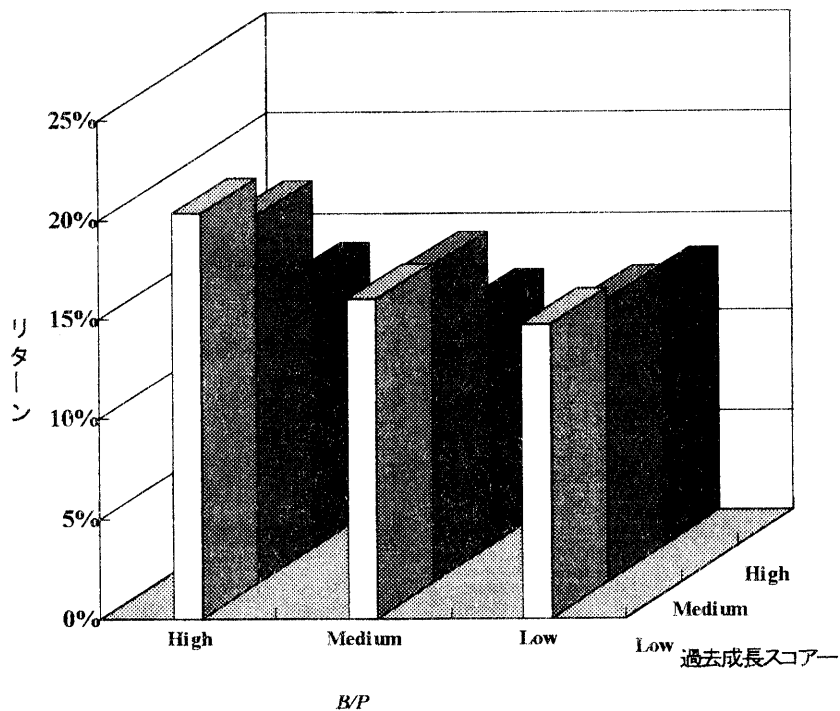
<sup>13</sup> Josef Lakonishok, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk," *Journal of Finance* 49, 1994, 1541-1578.



リターンの平均値を示したものである。実際には、毎年の売上高成長率の順位を加工した「過去成長スコア」を指標に用いている。

図表 11. 等金額加重ポートフォリオの平均リターン  
(NYSE & AMEX, 1968-1989)

		過去成長スコア		
		Low	Medium	High
B/P	High	20.4%	18.5%	13.5%
	Medium	16.0%	15.9%	12.1%
	Low	14.7%	14.1%	13.2%



これをみると、過去成長スコアが同程度の銘柄間では B/P が高いほどリターンも高くなっている。つまり、過去の業績をそろえて比較すると、B/P の高い銘柄ほどリターンが高い。B/P という指標を企業の先行きの業績に関する市場の予想の好悪を反映するものと考えれば、市場の業績予想が悪い銘柄ほどその後のリターンが高いわけであり、これは市場の業績予想が、正目よりは裏目に出ることが多いことを示唆する。

今度は、表を横方向に比較すると、 $B/P$  が同程度の銘柄間では過去成長スコアが低いほどリターンが高くなっている。過去の業績の悪い企業ほど、投資家は先行きに悲観的な見通しを必要以上に抱きがちと考えられるが、そうした企業の株式ほど、その後のリターンが高いというわけである。これは、将来の業績予想が同程度に悲観的でも、その業績予想が現実によってひっくり返される可能性は、過去の業績の悪い銘柄ほど大きいことを意味する。

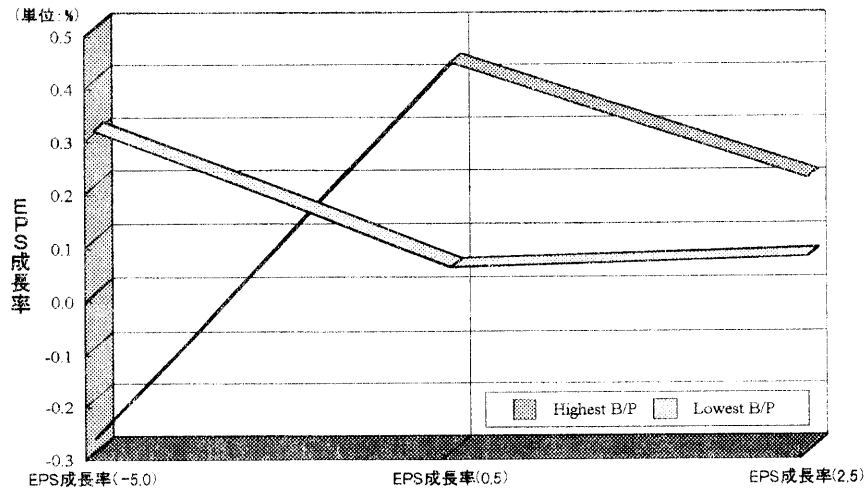
$B/P$  の高低は将来の業績予想の好悪を表す。過去成長スコアは過去の業績推移を表す。前者が悪くても、後者が悪くても、その銘柄の事後的なリターンは高い。反対に、前者が良すぎても、後者が良すぎても、その銘柄の事後的なリターンは低い。これが観測される事実だとすれば、これらの事実は、市場参加者の業績予想に体系的なバイアスが存在することを二重に示していることに他ならない。これがラコニシヨク、シュライファーとヴィシニーの解釈である。

図表 12 は、彼らが投資家の業績予想のバイアスを証拠づけるために示したデータである。上のグラフも下の表も、全銘柄を  $B/P$  の大きさに 10 個のグループに分けて、最上位のバリュー株グループと最下位のグロース株グループを比較したものである。まず、上のグラフでは、企業業績の指標として 1 株当り税引き利益 (Earnings per Share、 $EPS$  と略す) を取り上げ、グループ分けの時点を基点として、過去 5 年間、将来 5 年間、ならびに 2 年後から 5 年後にかけての  $EPS$  成長率を、折れ線で比較している。このグラフによれば、バリュー株の  $EPS$  成長率は過去 5 年間有意にマイナスであるが、グループ分け後の 5 年間は高い。これに対して、グロース株の  $EPS$  成長率は、過去 5 年は有意にプラスであるが、グループ分け後の 5 年はほとんど 0 に近い。すなわち、業績不振であったバリュー株の先行きの  $EPS$  は大きく増加に転じる一方で、過去に業績好調だったグロース株の先行きの業績は停滞する。株価がこの業績推移を素直に織り込むならば、バリュー株のリターンが高く、グロース株のリターンが低いのはごく自然の現象、というわけである。

下の表の Panel A は、 $B/P$  と他のバリュー指標を比較したものである。高  $B/P$  銘柄は、キャッシュフロー利回り ( $C/P$ )、売上高利回り ( $S/P$ )、配当利回り ( $D/P$ ) のどのバリュー指標の値も大きいことが確認される。また、高  $B/P$  銘柄には時価総額の小さい銘柄が集中し

ていることも伺える。Panel B では、過去の業績推移の指標として、利益、キャッシュフ

図表 12. 10分位Highest B/PとLowest B/Pポートフォリオの比較



	Lowest B/P	Highest B/P
<b>Panel A: Fundamental Variables</b>		
<i>C/P</i>	0.059	0.172
<i>S/P</i>	0.993	6.849
<i>D/P</i>	0.012	0.032
<i>B/P</i>	0.225	1.998
<i>SIZE</i>	663	120
<b>Panel B: Past Performance</b>		
<b>Growth Rates and Past Returns</b>		
<i>AEG</i> (-5,0)	0.309	-0.274
<i>ACG</i> (-5,0)	0.217	-0.013
<i>ASG</i> (-5,0)	0.091	0.030
<i>RETURN</i> (-3,0)	1.455	-0.119
<b>Panel C: Future Performance</b>		
<i>AEG</i> (0,5)	0.050	0.436
<i>ACG</i> (0,5)	0.127	0.070
<i>ASG</i> (0,5)	0.062	0.020
<i>AEG</i> (2,5)	0.070	0.215
<i>ACG</i> (2,5)	0.086	0.111
<i>ASG</i> (2,5)	0.059	0.023

*C/P* = Cashflow/Price  
*S/P* = Sales/Price  
*D/P* = Dividend/Price  
*B/P* = Book/Price

*AEG* = Average Earnings Growth  
*ACG* = Average Cashflow Growth  
*ASG* = Average Sales Growth

ロー、売上高それぞれの成長率をとって、バリュー株とグロース株を比較している。もちろん、どの指標でみても、バリュー株の過去の業績はグロース株を下回っている。Panel C は同じ3種類の指標で将来の業績変化を比較したものである。利益成長率の項(表では *AEG*) の数字を図示したのが上の図である。この利益成長率では、確かに、バリュー株がグロース株を先行き上回ることになるが、キャッシュフロー成長率と売上高成長率では、バリュー株がグロース株を上回ってはいない。

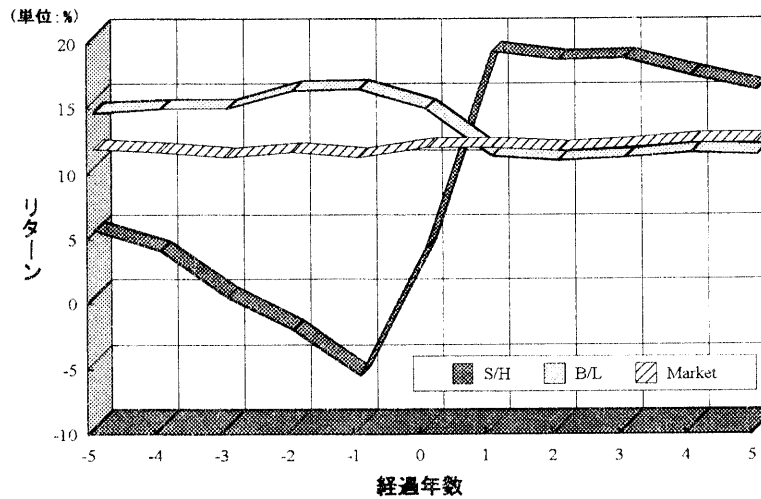
以上のラコニシヨク＝シュライファー＝ヴィシニーの主張は、市場をある程度知る者に直観的な説得力を持つ主張であると思われる。しかしながら、分析が荒削りにすぎて、主張を裏付ける証拠も間接的すぎるという難を免れない。とりわけ、人々が行う業績予想の「過剰反応」が主張の中心であるならば、アナリスト予想データなど実際の業績予想データを直接の分析対象にして、主張を丁寧に裏付ける必要がある。

また、彼らの解釈をそのまま受け取れば、市場が行う業績予想と反対の道を行く者こそ、常に勝利を手中にすることになる。しかしながら、アナリストの業績予想が、一定のクセやバイアスを内包しながらも、将来に対する予測力をそれなりの精度で持つことも、多くの実証研究の示すところである。

図表 13 は別の目的でファーマとフレンチが論文に掲載しているものであるが、今の論点に関して十分吟味する価値のある事実を示唆している。上のグラフは、全銘柄を毎年 *B/P* で 3 分割、*ME* で 3 分割した場合の、小型バリューストックポートフォリオ (*S/H*) と大型グローバル株 (*B/L*) ポートフォリオの毎年のリターンを、グループ分け時点の前後 5 年について示したものである。真ん中の折れ線は、マーケット・ポートフォリオのリターンを比較のために示している。グラフの中央を見ると、グループ分け直前には、*S/H* ポートフォリオのリターンは極めて低くなっている。また、過去 5 年を通してこのポートフォリオのリターンは低い。それがグループ分け以後 1 年間は大きく値上がりする。これが本稿で論じてきたバリューストック効果である。というのは、バリューストック効果を論じたほとんどの研究が、グループ分け後 1 年間の平均リターンのグループ間格差を問題にしているからである。しかし、この図で注目すべきは、バリューストックがその後 5 年ものあいだ高リターンを上げ続けていることである。実際の数字は下の表に上げているが、グループ分け後 5 年経過しても、*S/H* ポートフォリオと *B/L* ポートフォリオには依然として 5% 近いリターン格差が残っているのである。過剰反応仮説に従えば、昨年までは業績不振であったバリューストックに対して、市場はその後 5 年のあいだ毎年のように業績上方修正というサプライズを経験し続けなければならないことになる。市場コンセンサスの業績予想修正がそれほどまでに緩慢にしか起きないかと問い返せば、多くの人は首を傾げたくはない。にもかかわらず、小型バリューストックが 5 年間も高リターンを上げ続けるのが

事実とすれば、それをラコニシヨク＝シュライファー＝ヴィシニーの説明で得心できるか。怪しくなってくるのは、筆者だけではあるまい。

図表 13. S/H, B/L ポートフォリオのリターンの推移：1963-1992年



	ランク付け時点を基点にした経過年数										
	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
	株式リターン(年率 %)										
<i>Mkt</i>	11.40	11.16	10.80	11.16	10.80	11.52	11.52	11.28	11.52	11.88	11.88
<i>S/L</i>	12.48	10.56	13.32	15.72	15.84	8.76	12.24	14.52	14.28	13.56	13.92
<i>S/H</i>	5.16	3.60	0.00	-2.52	-6.00	3.84	18.84	18.24	18.36	17.04	15.84
<i>B/L</i>	14.16	14.40	14.40	15.84	15.96	14.40	10.92	10.56	10.80	11.16	11.04
<i>B/H</i>	8.04	7.80	6.24	5.40	3.96	10.92	15.00	14.28	13.92	13.80	13.32

(データ：Fama-French [1995])  
(*B/P*、*ME*でそれぞれ全銘柄を3分割)

つまるところ、バリュー株効果に対する解釈を巡る米国の論争には、まだ決定打が打たれていない。どちらの陣営の主張も、なるほどと思わせる部分も多いが、肝心のところでは説得力を欠いている。以下では、筆者たちが始めている日本株のバリュー株効果についての分析の一端を、適切なスタイル・インデックスや有効なスタイル運用をめぐる議論に大きくかかわる部分に絞って、紹介したい<sup>14</sup>。

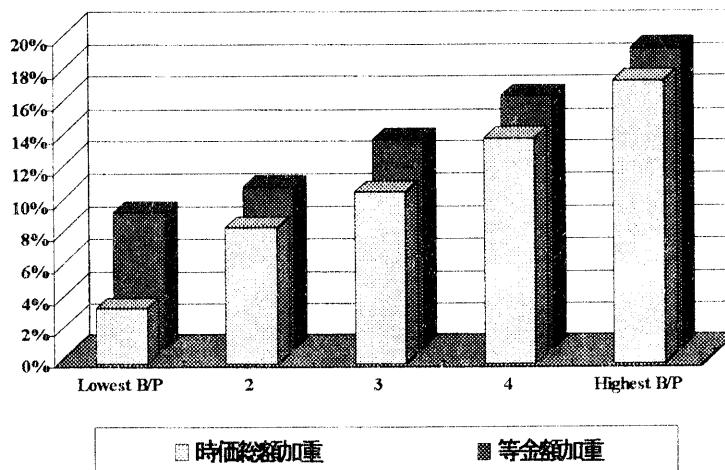
<sup>14</sup> 以下は、筆者が新井富雄、中熊靖和の両氏（（財）野村マネジメントスクール）と共同で行ってい

## (2) 日本株の分析

バリューストックとは、バリューストック指標の分母にくる株価が低い銘柄である。これを、最近になって株価が下がった銘柄と考えれば、バリューストック効果を、最近株価が下がった銘柄の株価が上昇すること、つまり株価変動に負の系列相関が存在することと解釈したくなる。事実、バリューストック効果の実体は、株式のリターン・リバーサル現象であるという主張を耳にすることも少なくない。この観察が正しければ、バリューストックインデックスをトラックする株式運用は売買回転率が高くなり、そうしたインデックスはスタイル・インデックスとして適当でないことにもなる。そこでまず、バリューストック効果がリターン・リバーサル現象とどの程度同じかを検証することから、話を始める。

最初に、議論の前提として、日本株におけるバリューストック効果の大きさがどれくらいであるかを見ておこう。図表 14 は、全体を 5 個の *B/P* 別ポートフォリオに分けて、それぞれ

図表 14. 含み修正 *B/P* による 5 分位ポートフォリオ



	時価総額加重	等金額加重
Lowest <i>B/P</i>	3.58%	8.49%
2	8.61%	10.04%
3	10.81%	12.97%
4	14.09%	15.67%
Highest <i>B/P</i>	17.64%	18.62%

る研究の中間報告である。月次リターンのデータは日経 NEEDS からとった。その他のデータは野村総

れのリターンの平均値を表したものである。分析期間は 1980 年から 1996 年、分析対象は、全期間を通じてデータが入手可能な東証一部上場 772 銘柄である（金融株を除く）。これを毎年 6 月末時点の  $B/P$  の値で 5 グループに分割し、各グループのポートフォリオを 1 年間運用したとする。そうして得られた 16 年分の投資リターンの平均値が棒グラフで示されている。それぞれのポートフォリオにおける銘柄ウエイトについては、時価総額加重の場合と等金額加重の場合を計算した。結果を時価総額加重ポートフォリオの場合でみると、 $B/P$  最低グループのリターンが年率で 3.58%、 $B/P$  最高グループのリターンが 17.64%であり、実に 14%強のリターン格差が発生している。等金額加重ポートフォリオでも 10%強のリターン格差がある。これは、日本株には米国株以上に大きなバリュー株効果が存在することを示している。なお、どの  $B/P$  グループについても、時価総額加重リターンが等金額加重リターンよりも小さな数字を示しているが、これはサイズ効果の影響と思われる。サイズ効果は  $B/P$  最低のグループで特に顕著のようである。

この分析では、 $B/P$  の指標として生の数字ではなく、含みを修正した数字を使っている。含み修正  $B/P$  とは、分子の 1 株当たり純資産に原数字を使わず、保有有価証券、土地等の簿価評価資産をその時々の時価に評価がえして計算した  $B/P$  値である。 $B/P$  という指標が表すのは、株式 1 株に帰属する企業資産の物的資産としての価値と、それが生み出す将来のキャッシュフローに対する市場の評価額（株価）の比率である。分子の物的資産の価値は、本来、簿価ではなく時価で評価するのが望ましいが、特に時価と簿価の乖離幅の大きい土地や有価証券についてこの時価評価を行ったのが含み修正  $B/P$  である。日本企業のように、「余資」として事業資産以外に多額の不動産や金融資産を保有している場合には、事業が生み出す将来のキャッシュフローに加えて、余資運用資産の時価の大きさも株価に織り込まれているはずである。このような場合に、分子の一部を構成する余資運用資産を簿価で評価すれば、含みの多寡が  $B/P$  の値を大きく左右することになり、事業資産の物的価値とそれが生み出す将来の収益価値を比較するという  $B/P$  の本来の目的が歪められてしまう。

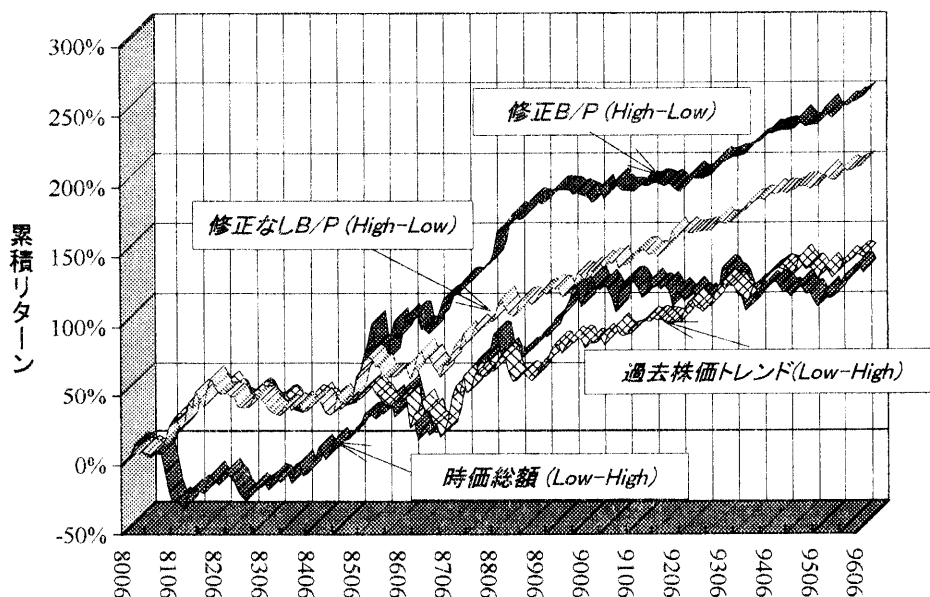
図表 15 では、この含み修正を行った場合と行わなかった場合を比較した。それぞれの

---

合研究所に提供していただいた。

グラフは、各指標が最高のグループと最低のグループの累積リターン格差が全体の期間でどう推移したかを表しているが、含み修正  $B/P$  の方にバリューストック効果がより強く出ていることが分かる。グラフをよく見れば、この累積リターンの差は 1985 年から 1990 年にかけて発生したものであることが分かる。これは、日本で土地や株価が大幅に上昇したこの時期に、含み資産株の上昇が特に大きかったことを反映している。含み修正  $B/P$  の理論値は 1 であるとして、この値が 1 を上回る「含み資産株」がこの時期市場で囃されたことはまだ記憶に新しいが、90 年以降はこの流行は影を潜めている。

図表 15. 含み修正  $B/P$  と修正なし  $B/P$  の比較



図には、時価総額で 5 つのグループに分けた場合と、過去 3 年の株価上昇率（過去株価トレンド）で 5 つのグループに分けた場合についても、両端のグループを比較したリターン格差の累積グラフを示した。時価総額の小さいグループのリターンが、時価総額の大きいグループを上回ること、ならびに過去の株価上昇率が低いグループのリターンが高いグループを上回ることが観察される。前者が日本株のサイズ効果、後者がリターン・リバーサル（リバーサル効果）である。

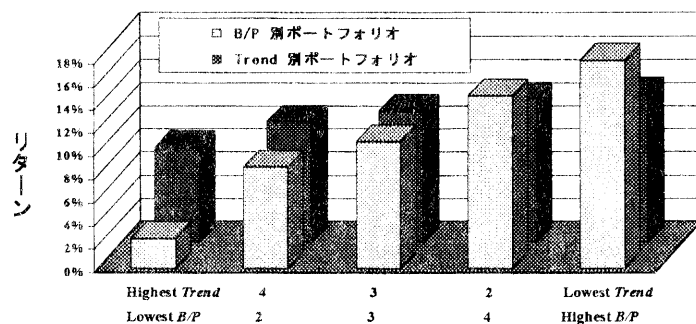
バリューストック効果とリターン・リバーサルとの間にどの程度の相関があるかを調べてみたのが、次の図表 16 である。パネル(a)には、 $B/P$  で毎年全体を 5 つのグループに分けた



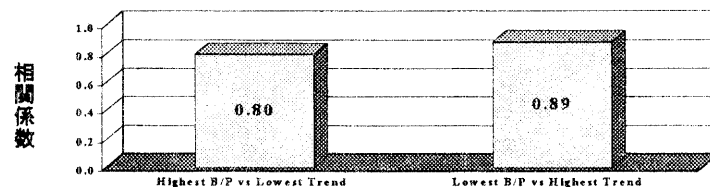
場合と、過去3年の株価上昇率で毎年5つのグループに分けた場合に、全期間のリターン平均にグループ間格差がどの程度表れるかを示した。Trend別ポートフォリオのリターンのグループ間での差は、B/P別ポートフォリオの場合ほど大きくはないが、株価トレンド最大グループの平均リターンが目立って低い。

図表 16. B/PファクターとTrendファクターの相関

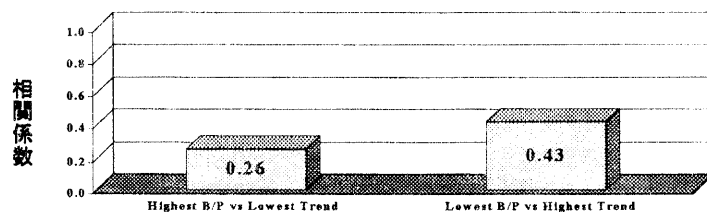
パネル(a) B/P別ポートフォリオとTrend別ポートフォリオのリターン



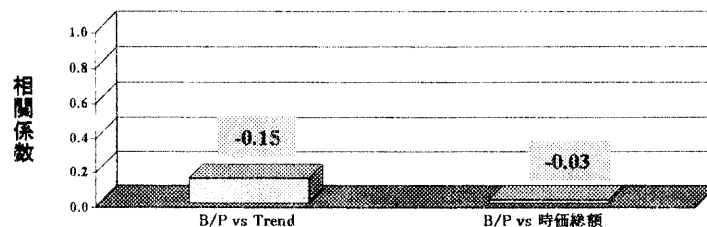
パネル(b) B/P別ポートフォリオとTrend別ポートフォリオの相関



パネル(c) 非市場リターンの相関



パネル(d) HighestとLowestのリターン格差の相関



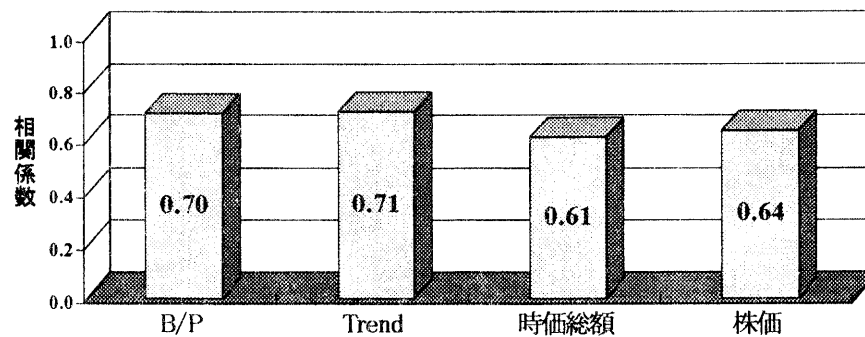
では、各指標で分けた場合にリターンが最大となるポートフォリオ同士の相関はどの程度か。リターンが最小となるポートフォリオ同士の相関はどの程度か。これを調べたのがパネル(b)である。B/P 最高ポートフォリオ（バリュー株）の月次リターンと *Trend* 最低ポートフォリオ（値下がり株）のリターンの相関係数は 0.80 であった。また、B/P 最低ポートフォリオ（グロース株）と *Trend* 最高ポートフォリオ（値上がり株）の相関係数は 0.89 となった。これらの相関係数の数字をみると、バリュー株効果はかなり程度リターン・リバーサルではないかと解釈したくなる。ところがよく考えてみると、これらリターンの数値はすべて市場リターンを含んでおり、ポートフォリオ間の高い相関は市場リターンというコモン・ファクターに起因するのも知れない。そこで、各ポートフォリオのリターンから市場リターンの影響を取り去った「非市場リターン」で相関係数を計算した。その結果がパネル(c)である。これによれば、最大バリュー株と最大値下がり株の相関係数は 0.26 となった。また、最大グロース株と最大値上がり株の相関係数は 0.43 となった。これらの相関係数はそれほど高い数字ではなく、バリュー株効果はリターン・リバーサルとする解釈は早計であると判断される。

最大バリュー株ポートフォリオと最大グロース株ポートフォリオのリターンの差は、B/P 指標が大きく異なる銘柄グループ間のリターン格差を示すので、「B/P ファクター」と見なすことができる。同様に、最大値上がり株ポートフォリオと最大値下がり株ポートフォリオのリターンの差は、「リバーサル・ファクター」と見なすことができる。この B/P ファクターとリバーサル・ファクターの相関係数を計算してみたが、これも -0.15 と小さい（パネル(d)）。ファクターの相関がマイナスになるのは、値上がり株グループのリターンから値下がり株グループのリターンを引いたものを、リバーサル・ファクターと定義したからである。参考までに、バリュー・ファクターとサイズ・ファクターの相関係数も計算したが、これは -0.03 ともっと小さい数字になった。この相関がマイナスになったのも、時価総額最大グループのリターンから最小グループのリターンを引いたものをサイズ・ファクターと定義したからである。いずれにせよ、ファクター間の相関の大きさを判断しても、バリュー株効果とリターン・リバーサルを同一視するのは早計にすぎると結論される。

スタイル・インデックスを作成するとき、スタイル別グループ間の相関が高すぎれば、

銘柄がリターン特性でうまく分かれていないことになり、スタイル・インデックスの有用性を損なう。B/Pでバリュー株とグロース株に分けるという方法は、この点で批判されることがある。そこで、B/P最大ポートフォリオとB/P最小ポートフォリオのリターンの相関を計算したところ、0.70であった（図表17）。この相関係数の大小を判断するために、過去株価上昇率で同じことを試みたところ、最大値上がり株ポートフォリオと最大値下がり株ポートフォリオのリターンの相関は0.71と、ほぼ同程度の数字であった。時価総額と株価水準でも同じことを試みた。結果は、大型株ポートフォリオと小型株ポートフォリオの相関が0.61、値がさ株ポートフォリオと低位株ポートフォリオの相関が0.64であった。いずれも全銘柄を5個のグループに分けた場合の指標最高グループと指標最低グループの相関である。これらの結果から判断すれば、B/Pで銘柄を分けた場合のバリュー株とグロース株の相関が気にするほど高いとは思えない。

図表 17. HighestとLowestポートフォリオの相関

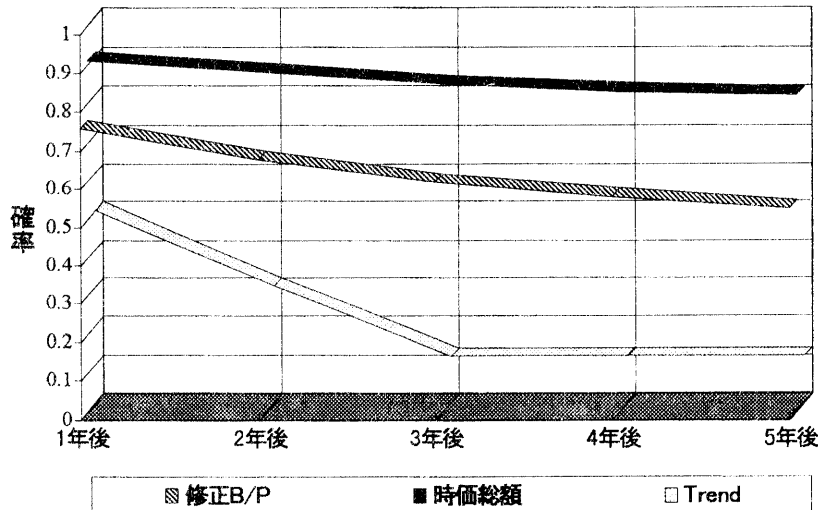


次に、バリュー株効果の背後で何が起きているかを少し掘り下げて見よう。はじめに、バリュー銘柄がどの程度の頻度で入れ替わるかを調べた。その結果を図表18に示す。パネル(a)の中央の折れ線は、現在最大バリュー株グループに属している銘柄が1年後にも同じグループに属する確率が75%であることを示している。つまり、今年最大バリュー株であったものの4分の3は来年も最大バリュー・グループに属する。しかし、2年後になると、最大バリュー・グループにとどまる銘柄は約6割に低下する。この比率は3年後、4年後と低下し、5年後にはほぼ半分は最大バリュー・グループでなくなることが分

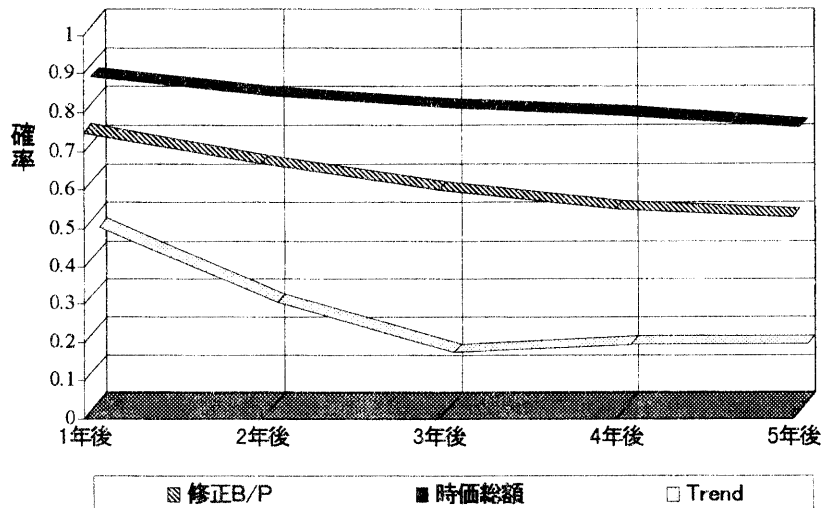
かる。

図表 18. グループ間の推移確率

パネル(a) 各年6月末時点でのHighestグループ銘柄が  
 $n$ 年後( $n=1,2,\dots,5$ )にもHighest Groupに属する確率



パネル(b) 各年6月末時点でのLowestグループ銘柄が  
 $n$ 年後( $n=1,2,\dots,5$ )にもLowest Groupに属する確率



同じことを過去株価上昇率でも調べた。この場合には、いま最大値上がり株グループに属する銘柄が1年後にも同じグループにとどまる確率は5割、3年後になると1割になってしまう。予想通り、過去の株価上昇率でグループ分けすると、グループ間の移動が非常に頻繁に起きている。この銘柄の入れ替わりという観点からも、バリュー株効果が

リターン・リバーサルと見るのは早計であるといえる。比較のために、時価総額でも同じことを行った。この場合には、いま最大型株グループに属する銘柄のうち、1年後にも最大型株グループに属する銘柄の割合は9割、5年後にも最大型株グループに属する銘柄の割合は8割である。したがって、時価総額によるグループ分けに比べれば、*B/P*によるグループ分けは銘柄の入れ替わりの頻度は高い。パネル(b)には、各指標で最低のグループ（最大グロース株、最大値下がり株、最小型株）について銘柄入れ替わりの頻度を調べた結果を示しているが、得られた数字はパネル(a)と同程度であった。

**図表 19. リバーサル効果とバリューストック効果**

パネル(a) 過去株価トレンドと*B/P*で逐次的に分割した等金額ポートフォリオのリターン

	Lowest <i>B/P</i>	2	3	4	Highest <i>B/P</i>	平均値
Higest <i>Trend</i>	-1.44%	5.85%	6.67%	7.67%	10.67%	5.88%
2	10.29%	9.13%	11.13%	13.86%	16.30%	12.14%
3	13.27%	13.05%	14.87%	17.22%	19.18%	15.52%
4	12.07%	12.23%	14.60%	18.19%	21.10%	15.64%
Lowest <i>Trend</i>	12.08%	14.71%	17.14%	18.75%	21.76%	16.89%
<i>B/P</i> のみによる分割	7.88%	9.91%	13.34%	15.77%	19.21%	

パネル(b) 過去株価トレンドと*B/P*で逐次的に分割した等金額ポートフォリオの平均修正*B/P*（基準化）

	Lowest <i>B/P</i>	2	3	4	Highest <i>B/P</i>
Higest <i>Trend</i>	-1.19	-0.85	-0.60	-0.28	0.50
2	-0.96	-0.56	-0.27	0.10	1.18
3	-0.90	-0.42	-0.09	0.31	1.49
4	-0.87	-0.32	0.03	0.45	1.71
Lowest <i>Trend</i>	-0.85	-0.28	0.11	0.56	1.95

パネル(c) 過去株価トレンドと*B/P*で逐次的に分割した等金額ポートフォリオの平均過去株価上昇率（基準化）

	Lowest <i>B/P</i>	2	3	4	Highest <i>B/P</i>
Higest <i>Trend</i>	24.3%	18.4%	17.1%	15.1%	13.5%
2	4.6%	4.4%	4.4%	4.2%	4.2%
3	-1.2%	-1.3%	-1.3%	-1.5%	-1.5%
4	-6.5%	-6.3%	-6.4%	-6.3%	-6.4%
Lowest <i>Trend</i>	-14.6%	-14.0%	-14.4%	-14.4%	-14.2%

図表 19 は、データからリターン・リバーサルの影響を抜いたときに、バリューストック効果がどの程度残るかを調べた結果である。具体的には、まず全銘柄を過去株価上昇率で 5 個のグループに分割し、それぞれのグループの中を *B/P* で 5 個のグループに分けて、過

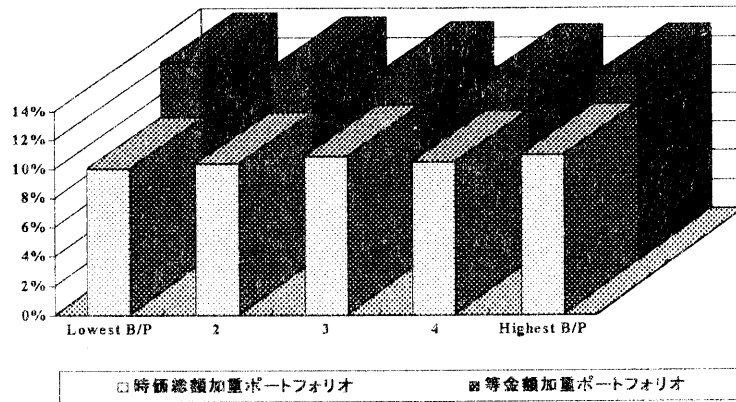
去株価上昇率が同程度の銘柄の中でどの程度バリューストック効果が見られるかを計算した。パネル(a)が各グループ・ポートフォリオのリターン平均値を示している。過去に最も株価が上昇したグループを見ると、このグループ内で *B/P* 最高ポートフォリオと *B/P* 最低ポートフォリオのリターンの差は約 12%もある。過去に最も株価が下落したグループの中でも、*B/P* 最高ポートフォリオと *B/P* 最低ポートフォリオのリターンの差は約 10%ある。中間の 3 つのグループについても、両者の差の数字は大きい。パネル(b)には各ポートフォリオの *B/P* の平均値を、パネル(c)には各ポートフォリオの過去株価上昇率の平均値を示している。パネル(c)の数字から、表の各行に対応するトレンド別グループ内でのリターンの差が、過去株価上昇率の大小の影響ではないことが分かる。パネル(b)を見ると、過去株価上昇率の高い銘柄の *B/P* は総じて低く、過去株価上昇率の低い銘柄の *B/P* は総じて高いという傾向が見られるが、トレンド別ポートフォリオ内における *B/P* 値の分布は互いに相当程度重なりあっているので、過去株価上昇率と *B/P* 値の相関が高いとはいえない。以上の 3 つのパネルから、過去における株価上昇率の条件をそろえても、バリューストック効果は強く見られるので、バリューストック効果とリターン・リバーサルは別物と結論した方が妥当と判断される。

先ほど、米国株に関するラコニシヨク＝シュライファー＝ヴィシニーの研究について紹介したが、その際、彼らの主張する市場の過剰反応仮説でバリューストック効果を解釈するには、あまりにもバリューストック効果が長く続きすぎるのではないかという疑問を指摘した。この点に関して日本株についても分析を行ってみたところ、興味ある日米の差が見つかった。

まず、バリューストック効果が長期の現象であるかを見るために、全期間平均の *B/P* 値によって銘柄を 5 個のグループに分け、1980-1996 年の分析期間を通じて各グループ・ポートフォリオの銘柄を固定した場合のリターンを計算した。その結果を図表 20 のパネル(a)に示すが、時価総額加重ポートフォリオでの運用を想定しても、等金額ポートフォリオでの運用を想定しても、ポートフォリオ間でリターン格差はほとんど出なかった。同じ試みを時価総額について行って、サイズ効果の長期性を調べた結果がパネル(b)である。この場合にも、時価総額別ポートフォリオ間でリターン格差はほとんど見られなかった。

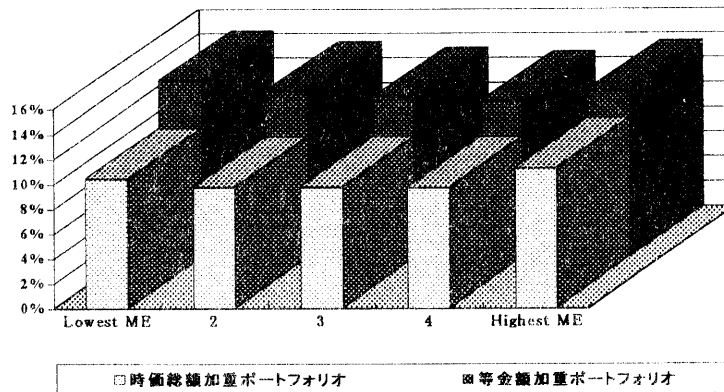
図表 20. バリューストック効果の持続期間

パネル(a) B/P効果



	Lowest B/P	2	3	4	Highest B/P
平均リターン					
時価総額加重ポートフォリオ	10.00%	10.32%	10.86%	10.44%	10.90%
等金額加重ポートフォリオ	13.81%	13.42%	13.08%	12.91%	12.95%
平均相対スコア					
修正 B/P	17.22	35.73	48.58	64.30	83.99

パネル(b) 規模効果

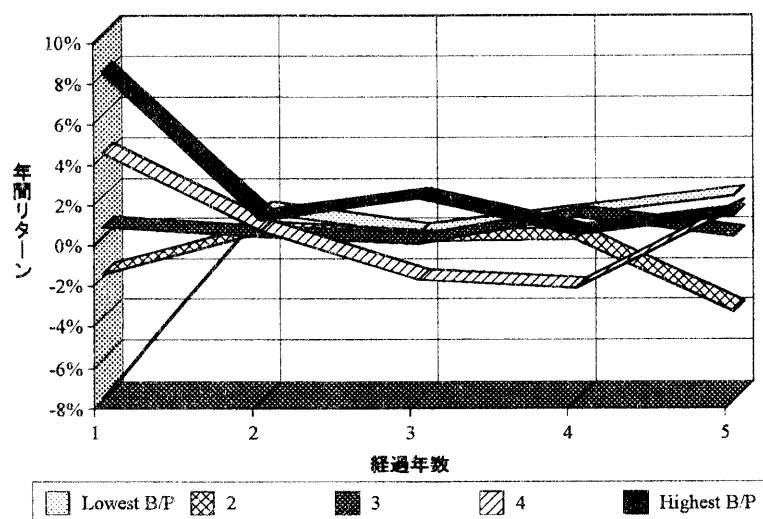


	Lowest ME	2	3	4	Highest ME
平均リターン					
時価総額加重ポートフォリオ	10.40%	9.77%	9.80%	9.74%	11.25%
等金額加重ポートフォリオ	14.20%	13.40%	12.86%	12.56%	13.45%

しかし、17年間ものあいだ銘柄を固定するのは、あまりにも期間が長すぎる。そこで今度は、銘柄を固定する期間を変数にして、バリューストック効果の持続期間が何年くらいかを調べた。その結果が図表 21 である。このグラフによれば、最大バリューストックグループにランク付けされた銘柄で1年間運用した場合の対マーケット超過リターンは8%である。

これが、これまでに論じてきた日本株のバリューストック効果である。ところが、1年後に銘柄の入れ替えをしないでもう1年持った場合、2年目に実現する超過リターンはほとんど0である。3年目、4年目、5年目にも、もちろん超過リターンは発生しない。最大グロース株グループについても同じで、今日最大グロース株グループにランク付けされた銘柄で1年間運用した場合の対マーケット超過リターンは-8%であるが、2年目以後のリターンはマーケット並みに戻る。つまり、日本株の場合には、1年間でバリューストック効果がほぼ出尽くしているわけである。米国株の場合には、銘柄固定期間を2年以上に延ばしてもバリューストック効果が5年後まで続いていたので(図表 13)、日本株と米国株ではこの点が随分と違う。この事実だけからやや大胆に推測すれば、バリューストック効果を過剰反応仮説で説明するのは、米国株については相当に無理があるが、日本株では成功の見込みが大きいのではあるまいか。

図表 21. 経過年数別のリターン (対マーケット)



Year	Lowest B/P	2	3	4	Highest B/P
1	-7.79%	-1.81%	0.48%	4.22%	8.15%
2	1.24%	0.23%	0.00%	0.32%	0.86%
3	0.15%	-0.21%	-0.31%	-2.09%	1.95%
4	1.10%	-0.09%	0.98%	-2.51%	0.11%
5	2.04%	-3.69%	0.00%	1.32%	1.07%

最後に、日本株のバリューストック効果をファーマとフレンチのリスク・リターンの枠組みでどの程度説明できるかを調べた結果を説明しよう。図表 22 のパネル(a)は、過去株価上昇率で5個のグループに分割し、各グループをB/Pで5個のグループに分割した場合の



各セグメント・ポートフォリオの（対安全利子率）超過リターンを月次で示したものである。括弧内の  $t$ -値は、この超過リターンがどの程度有意にゼロから離れているかを検定するための統計量である。これを見ると、 $B/P$  で上位 3 グループの  $t$ -値が全般に高く、よってグループ・ポートフォリオのリターンが安全利子率を有意に上回っている。このリターン格差をシャープの CAPM で説明しようとした場合の検定結果がパネル(b)である。シャープの CAPM をブラック=ジェンセン=ショールズの方法で検定するには、ポートフォリオごとに、市場の超過リターンだけを説明変数にした時系列回帰を行う。この 25 本の時系列回帰の  $y$ -切片が全部ゼロという仮説が棄却されなければ、シャープの CAPM

**図表 22. 日本株のBlack-Jensen-Scholes検定**

パネル(a)  $R_p(t) - r(t)$

	<i>B/P</i>				
	Low	2	3	4	High
<i>Low Trend</i>	0.62% (1.06)	0.69% (1.34)	1.04% (1.91)	1.20% (2.22)	1.61% (2.82)
<i>Trend-2</i>	0.48% (0.87)	0.31% (0.62)	0.65% (1.28)	0.93% (1.87)	1.08% (2.22)
<i>Trend-3</i>	0.11% (0.21)	0.27% (0.57)	0.61% (1.32)	0.72% (1.54)	1.10% (2.20)
<i>Trend-4</i>	0.07% (0.15)	0.39% (0.83)	0.48% (1.12)	0.73% (1.72)	0.94% (2.07)
<i>High Trend</i>	-0.36% (-0.83)	0.32% (0.77)	0.46% (1.08)	0.84% (1.93)	1.12% (2.24)

パネル(b)  $R_p(t) - r(t) = a_p + b_p [R_M(t) - r(t)] + e_p(t)$

	<i>B/P</i>				
	Low	2	3	4	High
<i>Low Trend</i>	0.21% (0.50)	0.33% (0.90)	0.65% (1.71)	0.83% (2.13)	1.25% (2.83)
<i>Trend-2</i>	0.06% (0.16)	-0.08% (-0.26)	0.27% (0.80)	0.58% (1.64)	0.75% (2.12)
<i>Trend-3</i>	-0.29% (-0.87)	-0.10% (-0.36)	0.24% (0.87)	0.35% (1.25)	0.71% (2.27)
<i>Trend-4</i>	-0.32% (-1.28)	-0.01% (-0.04)	0.11% (0.52)	0.36% (1.70)	0.56% (2.27)
<i>High Trend</i>	-0.73% (-3.12)	-0.04% (-0.23)	0.08% (0.42)	0.49% (1.94)	0.71% (2.53)

で日本株のリターン格差が説明可能ということになる。しかしながら、パネル(b)にあげた数字を見ると、 $t$ -値の絶対値の高いポートフォリオが随分多い。したがって、シャープのCAPMで日本株のリターン格差を説明するのは、米国株の場合と同様に難しい。

$$\text{パネル(c)} \quad R_p(t) - r(t) = a_p + s_p \text{SMB}(t) + h_p \text{HML}(t) + e_p(t)$$

	B/P				
	Low	2	3	4	High
Low Trend	0.09% (0.18)	0.14% (0.34)	0.70% (1.54)	0.67% (1.54)	0.79% (1.80)
Trend -2	0.32% (0.64)	0.07% (0.15)	0.26% (0.58)	0.51% (1.18)	0.46% (1.10)
Trend -3	0.03% (0.06)	0.11% (0.25)	0.40% (0.91)	0.25% (0.58)	0.32% (0.71)
Trend -4	0.21% (0.46)	0.50% (1.06)	0.31% (0.71)	0.41% (0.98)	0.29% (0.66)
High Trend	0.30% (0.72)	0.56% (1.32)	0.42% (0.95)	0.56% (1.28)	0.24% (0.54)

$$\text{パネル(d)} \quad R_p(t) - r(t) = a_p + b_p [R_M(t) - r(t)] + s_p \text{SMB}(t) + h_p \text{HML}(t) + e_p(t)$$

	B/P				
	Low	2	3	4	High
Low Trend	-0.22% (-1.24)	-0.13% (-0.70)	0.40% (2.08)	0.39% (1.98)	0.52% (2.25)
Trend-2	0.00% (-0.01)	-0.23% (-1.25)	-0.03% (-0.12)	0.25% (1.05)	0.21% (0.90)
Trend-3	-0.27% (-1.12)	-0.17% (-0.86)	0.12% (0.59)	-0.03% (-0.14)	0.03% (0.14)
Trend-4	-0.09% (-0.45)	0.20% (0.93)	0.03% (0.14)	0.14% (0.77)	0.01% (0.03)
High Trend	0.02% (0.11)	0.28% (1.62)	0.13% (0.72)	0.30% (1.23)	-0.06% (-0.39)

パネル(c)は、サイズ・ファクター( $SMB(t)$ )とバリュー・ファクター ( $HML(t)$ ) の2ファクターで回帰分析を行った場合の $y$ -切片と $t$ -値(括弧内)を示したものである。パネル(a)と比較すれば、 $y$ -切片も $t$ -値も、すべてのポートフォリオについてプラス方向に偏っているものの、数字の大きさは一様に縮小している。パネル(d)は、市場ベータ、サイズ・ベ

一タ、バリュー・ベータの3ベータCAPMの検定結果である。ここでは $y$ -切片のプラス方向のバイアスは消えているので、マーケット・ベータが株式リターンと安全利子率の差を説明するというファーマ=フレンチの観察は、日本株の場合にも当てはまるようである。概して、以上のブラック=ジェンセン=ショールズ検定の結果は米国株の場合と大きく変わらない。

ただし、この検定は過去株価上昇率と  $B/P$  で作ったポートフォリオについて行ったものであり、時価総額と  $B/P$  で作ったポートフォリオについて行ったファーマ=フレンチとは、その点で異なる。また、ファーマ=フレンチの3ファクターCAPMの有効性を調べるにはどちらのグループ分けにも必然性はなく、様々な方法でグループ分けした場合について、ポートフォリオ間のリターン格差がモデルで一様に説明できるかを検証しなければならない。したがって、日本株のリターン格差をファーマ=フレンチの3ファクターCAPMでどの程度説明できるかについて、ここで何らかの結論を出すのは早計である。

以上、日本株について分析した結果をまとめよう。まず第1に、 $B/P$ 効果はリターン・リバーサルとは独立の現象と考えた方がよい。第2に、 $B/P$ 最高グループに属する銘柄の半分は5年後には別の $B/P$ グループに移動するので、バリュー株というのは決して安定した銘柄属性ではない。第3に、米国株と異なり、日本株の $B/P$ 効果の持続期間は1年未満と短い。これは日本株の場合の方が、米国株の場合よりも、 $B/P$ 効果を「市場の過剰反応仮説」で素直に解釈できる可能性が大きいことを示唆する。第4に、シャープのCAPMで日本株の期待リターン格差を説明することは困難であり、マーケット・ポートフォリオが効率的ポートフォリオからかなり乖離していることが推測される。第5に、 $B/P$ 効果とリターン・リバーサル効果に表れるリターンの銘柄間格差をファーマ=フレンチの3ベータCAPMで説明することは可能である。しかし、このモデルが株式市場の均衡理論と整合的なファクター・リスク・プレミアムを捉えたものかどうかを結論するには、より掘り下げた分析が必要である。

バリュー株効果は、日本株、米国株だけの現象ではなく、ほかの国でもその存在が知られている。ただし、米国株の場合には市場のサイクルによってバリュー株とグロース

株のリターンの大小が頻繁に入れ替わるようであるが、日本株の場合には、過去 16 年間程度のデータでは、年次リターン・ベースで見るとほとんど常にバリューストックがグロース株に勝っている。他の指標に関して言えば、1990 年までは、低位株効果、含み資産株効果、サイズ効果などが観察されるが、それらはいずれも 1990 年以後に消滅している。ただ、バリューストック効果とリターン・リバーサルだけは消えていない。周知のように、日本市場でも昨年末から数ヶ月のあいだグロース株が勝つというサイクルに入っているので、速断はできないが、日本株のバリューストック効果が顕著に強いことは事実である。より掘り下げた分析を行ってその本質を明らかにすることは、日本のファイナンス研究にとって重要な課題である。