

97-J-3

# 株式リターンの銘柄間格差：サーベイ、批判、展望

東京大学大学院経済学研究科

小林孝雄

1997年4月

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る。

# 株式リターンの銘柄間格差:サーベイ、批判、展望<sup>§</sup>

1997年3月

東京大学大学院経済学研究科・経済学部 小林 孝雄

---

<sup>§</sup> 本稿は、『証券アナリストジャーナル』1995年12月号～1996年4月号に掲載された筆者の「株式期待リターンの銘柄間格差:展望(1)～(5)」に加筆・修正を加えたものである。

Cross-sectional Variation of Stock Returns:  
A Critical Survey

Abstract

We explore the massive literature on the cross-sectional difference of stock returns, as developed in the quarter-century history of financial economics. Emphasis is on recent dispute triggered by Fama and French, who claimed that firm size (measured by market capitalization) and book-to-market equity combine to capture sufficiently the cross-sectional variation in average stock returns.

The paper consists of four chapters. The first two chapters contrast opposing empirical results whether the phenomenon is consistent with the single-beta capital asset pricing model. We illustrate that empirical researches on this topic use either one of two major test methods, the cross-sectional test initiated by Fama and MacBeth and the time-series test proposed by Black, Jensen and Scholes. We show that the empirical outcome is very sensitive to the particular econometric method used, and assert that Gibbons-Ross-Shanken's multivariate test, which is an extension of the Black-Jensen-Scholes test, seems the best test methodology available.

The latter two chapters investigate how two schools of thoughts in modern finance theory gave interpretations of the phenomenon. One school is resided by orthodox (neoclassical) financial economists whose paradigm is Merton's intertemporal version of the capital asset pricing model (the multi-beta capital asset pricing model). "Adventurous" economists who emphasize the role of market irrationalities comprise the second school. We show that both have strength in explaining some feature of the reality but both have their shortcomings, too. The final part of the paper is devoted to the survey of articles which attempt to capture the phenomenon in the framework of consumption capital asset pricing model and the capital asset pricing model with time-varying parameters.

## 目次

### 第1章 期待リターンとCAPMベータ

- 1.1 はじめに
- 1.2 SLBモデルの検証
- 1.3 市場ポートフォリオの効率性
- 2.1 SLBモデルのエッセンス
- 2.2 ロールとロスの批判
- 2.3 株価指数の効率性の検証: Black-Jensen-Scholesのテスト
- 2.4 株価指数の効率性の最近の検証

### 第2章 企業規模、株価純資産倍率と株式リターン

- 3.1 「アノマリー」の初期の文献
- 3.2 時価総額、株価純資産倍率と株式リターン: Fama-French [1992]
- 3.3 バークの批判
- 3.4 バリューストック効果と市場の非合理性: トレンド追随型のコンセンサス予想

### 第3章 マルチベータCAPMとマクロ・ファクター

- 4.1 系時的資本資産評価モデル(ICAPM)
- 4.2 チェン=ロール=ロスのマクロ・ファクター

### 第4章 より完全な説明原理を求めて

- 5.1 ミクロ・ファクターによる説明
- 5.2 「不振企業」と小型株、バリューストック効果
- 5.3 消費CAPM
- 5.4 市場は合理的か
- 5.5 おわりに

### 参考文献

日本の株式市場におけるリターン格差の研究一覧

## Abstract

We compare two approaches to forecast future interest rates; (1) naive approach based on “the unbiased expectations hypothesis”, and (2) an approach that incorporates investors’ risk aversion. In particular, we use Vasicek’s one-factor term structure model, which is the simplest model of interest rate movements that incorporates risk aversion of market participants and mean reversion of interest rates.

The main conclusion is two-fold. Firstly, the empirical evidence shows that there is a strong mean reversion in the Japanese interest rates and that its speed is much more sluggish than the US interest rates. Secondly, the use of Vasicek’s model did not improve the predictive power of current market data significantly. The evidence strongly suggests the need to use a multiple-factor model to improve the fit to the observed yield curve and the predictive ability of the model for future interest rate movements, if the market data contains any information.

# 第1章 期待リターンとCAPM ベータ

## 1.1 はじめに

リスクの大きい企業に投資する投資家に、株式市場はより高いリターンで報いる。この現代ファイナンス理論の中核をなす主張が試練を受けている。株式の期待リターンはリスクの代表的な指標である市場ベータと有意に相関しているとは言えない。その一方で、個別銘柄の時価総額や株価純資産倍率といった、リスクとはあまり関係のなさそうな指標が、株式期待リターンの銘柄間格差と顕著な相関関係にあるという。

Sharpe-Lintner-Black の資本資産評価モデル(Capital Asset Pricing Model、以下ではCAPMとよぶ)にとって、こうした批判は決して新しいものではない。しかし、市場が極めて合理的な存在であることを一貫して唱え続け、『効率的市場仮説』の大立者と目されてきたシカゴ大学の Eugene Fama<sup>1</sup>がCAPMに否定的な実証研究を発表したことが、株式市場の『アノマリー(異常)現象』をめぐる論争に火をつけた<sup>2</sup>。そして、この論争はニューヨーク・タイムズ紙をはじめとする多くの商業誌を『ベータの死』というセンセーショナルなタイトルで賑わせることにもなった<sup>3</sup>。このCAPMをめぐる最近の論争を整理し、主立った研究に批判的検討を加え、将来の研究の方向を探るのが、本稿の目的である。

市場ベータと期待リターンの比例的な関係を主張するCAPMの検証には、かなり厄介な問題が含まれていることが古くから知られていた。この問題ゆえに、用いられた統計的手法の適否がCAPMの成立・不成立を大きく左右する。事実、Fama-Frenchの研究以来、彼らの実証結果とは正反対の結果を報告する研究結果もいくつか出されている。Fama-FrenchはCAPMの検証方法として古くから知られるFama-MacBethの方法を用いているのであるが、第1章ではこの方法を基礎にする最近の研究論文のうち重要なものを選んで紹介する。

市場ベータと期待リターンの比例的なトレード・オフを主張するCAPMの理論的本質は、市場ポートフォリオの効率性にある。したがって、CAPMのより直接的な検証方法は市場ポートフォリオの効率性を検定することである。これについては、市場ポートフォリオの観測可能性をめぐる『Rollの批判』の存在が知られている。第2章は、この『Rollの批判』にその後の研究がどう答えているかを

---

<sup>1</sup> 『効率的市場仮説』の古典的な論文はFama [1970]である。

<sup>2</sup> Fama and French [1992]。

<sup>3</sup> *The New York Times*, February 18, 1992, “Beta beaten” (*The Economist*, March 7, 1992), “Bye-bye to Beta” (*Forbes*, March 30, 1992), *Institutional Investor*, June 1992。

明らかにしたい。合わせて、CAPM の代表的な検証方法として Fama-MacBeth と並び称される Black-Jensen-Scholes の方法に基づく研究について、Black の最近の論文を中心に紹介するとともに、Fama-French の研究に対する彼独特の批判的解釈について説明する。第3章は、時価総額や株価純資産倍率がなぜ株式の期待リターンと強く相関するのか、その解釈のいくつかを中心に話をする。第4章では、マクロ・ファクター・リスクによって上記の「小型株効果」や「バリューストック効果」を説明しようとする試みを紹介する。第5章ではマイクロ・ファクター・リスクによるアプローチを紹介する。加えて、消費 CAPM による検証の試み、市場ベータやリスク・プレミアムが時間的に一定でないことを考慮した CAPM の検証など、計量経済学的にはより高度で困難な研究についても触れる<sup>4</sup>。

## 1.2 SLB モデルの検証

### (1) Fama-French [1992]

Sharpe-Lintner-Black の CAPM(以下では SLB モデルとよぶ)の主張は、(a) 証券の期待リターンは証券の市場ベータと正の直線的関係にある<sup>5</sup>、(b) 期待リターンの証券間格差を説明する唯一の属性は市場ベータである、の二点である。この SLB モデルが現代ファイナンス理論において中核的な理論モデルの位置を占めてきたことは周知の通りである。

Fama-French [1992]は、株式の期待リターンの説明要因として、市場ベータの他に、企業規模、株価純資産倍率、負債比率、株価収益率などの銘柄属性を取り上げ、どの属性の組み合わせが最もよく株式の期待リターンのクロス・セクション構造を説明するかを調べた。そして、彼らは、市場ベータの説明力は有意でないこと、企業規模と株価純資産倍率の2つの属性の組み合わせがほぼ十分に期待リターンの格差を説明することを結論づけた。

株価純資産倍率と期待リターンの関係についての話は第3章に譲ることにして、本章では、市場ベータならびに企業規模と期待リターンの関係についての彼らの実証結果をめぐる話題を中心に

---

<sup>4</sup> サーベイ論文の本来の趣旨は、執筆者の主観をできるだけ排除しつつ、公正・中立・均等・広範囲に関連研究を紹介することであろう。本稿は、紹介論文の選択、問題の特定、分析の評価などの点で筆者の個人的好みを色濃く映し出したものであり、サーベイ論文の上記要件を満たしてはいない。リスクとリターンに関する比較的最近書かれたサーベイ論文には Fama [1991]があり、こちらの方がより広範囲の課題と論文をカバーしている。

<sup>5</sup> 証券の市場ベータは、証券のリターンと市場ポートフォリオのリターンの共分散を後者の標準偏差で除した値と定義される。市場ベータは、市場ポートフォリオのリターンの変動に対する当該証券の感応度の大きさを表す。分かりやすく言えば、相場の変化に当該証券の価格がどの程度反応するかを示す

話をする。

株式個別銘柄のベータの推定値には大きな推定誤差が含まれる。この推定誤差はポートフォリオにすれば相当程度小さくすることができるので、SLB モデルの検証はポートフォリオ・レベルで行うのが古くからの常識になっている。Fama-French の場合には、企業規模(時価総額)と、個別銘柄の過去 5 年(データが不足する場合は過去 2 年以上)の月次リターンから計算した Pre-Ranking ベータの2次元でクラス分けしたポートフォリオについて、検証を行っている。

具体的には、毎年 6 月末の時点で、時価総額の小さい順に全銘柄を 10 個のクラスに分割し、さらにそれぞれのクラスを Pre-Ranking ベータの小さい順に 10 個のサブ・クラスに分割する。個々の銘柄をこの  $10 \times 10$  のセグメントのどれかに割り当てた後で、その年の 7 月から翌年 6 月までの各月について各セグメントの等金額加重ポートフォリオの月次リターンを計算する。その結果、全検証期間を通じて  $10 \times 10$  個のポートフォリオの月次リターンが得られるが、その月次リターンの時系列を市場ポートフォリオの月次リターンの時系列に回帰して計算される回帰係数を、全検証期間を通じた各ポートフォリオの Post-Ranking ベータとする<sup>6</sup>。

話を分かりやすくするには、その時々の時価総額と Pre-Ranking ベータの値で全銘柄を年 1 回スクリーンして、その特定セグメントの銘柄群に集中投資する投信ファンドを考えればよい。そうした投信ファンドを各セグメントごとに都合 100 種類設定して、検証期間の全期間を通して運用する。この各投信ファンドの全期間平均のリターンと、上述の Post-Ranking ベータ、ならびに各投信ファンドの組入銘柄の平均企業規模の関係を調べるわけである。

表 1 は、上記  $10 \times 10$  個のポートフォリオについて、月次リターンの平均値を示したものである。上欄に All と記した縦の列は企業規模別 10 分割ポートフォリオの月次リターンの平均値を示している。また、左欄に All と記した横の行は Pre-Ranking ベータ別ポートフォリオの月次リターンの平均値を示している。前者を見れば、企業規模が最も小さいセグメントのポートフォリオの月次リターンは 1.78 パーセント、最も大きいセグメントのポートフォリオの月次リターンは 0.95 パーセントで、その中間のセグメントの月次リターンは企業規模の順にきれいに並んでいることが分かる。また、

---

リスク指標である。

<sup>6</sup> ベータの推定値としては、通常、ポートフォリオの月次リターンを同月の市場ポートフォリオのリターンに単回帰させた時の回帰係数が用いられる。Fama-French の Pre-Ranking ベータと Post-Ranking ベータは、ポートフォリオの月次リターンを同月の市場ポートフォリオのリターンと前月の市場ポートフォリオのリターンに重回帰させた時の回帰係数の和で定義している。これは、取引の非同期性 (nonsynchronous trading) の影響を修正するための措置である。この方法によれば、時価総額の小さい銘柄群のポートフォリオのベータは相当大きくなる一方、時価総額の大きい銘柄群のポートフォリオの



表1 Fama-French の企業規模・ベータ・ポートフォリオの平均月次リターン (1941-1990)<sup>7</sup>

(単位:パーセント)

	All	low-b	b-2	b-3	b-4	b-5	b-6	b-7	b-8	b-9	High-b
All		1.22	1.30	1.32	1.35	1.36	1.34	1.29	1.34	1.14	1.10
Small-ME	1.78	1.74	1.76	2.08	1.91	1.92	1.72	1.77	1.91	1.56	1.46
ME-2	1.44	1.41	1.35	1.33	1.61	1.72	1.59	1.40	1.62	1.24	1.11
ME-3	1.36	1.21	1.40	1.22	1.47	1.34	1.51	1.33	1.57	1.33	1.21
ME-4	1.28	1.26	1.29	1.19	1.27	1.51	1.30	1.19	1.56	1.18	1.00
ME-5	1.24	1.22	1.30	1.28	1.33	1.21	1.37	1.41	1.31	0.92	1.06
ME-6	1.23	1.21	1.32	1.37	1.09	1.34	1.10	1.40	1.21	1.22	1.08
ME-7	1.17	1.08	1.23	1.37	1.27	1.19	1.34	1.10	1.11	0.87	1.17
ME-8	1.15	1.06	1.18	1.26	1.25	1.26	1.17	1.16	1.05	1.08	1.04
ME-9	1.13	0.99	1.13	1.00	1.24	1.28	1.31	1.15	1.11	1.09	1.05
Large-ME	0.95	0.99	1.01	1.12	1.01	0.89	0.95	0.95	1.00	0.90	0.68

Low-b から High-b にかけての Pre-Ranking ベータごとの 10 個の縦列を見ても、企業規模の小さいセグメント・ポートフォリオの平均リターンは大きく企業規模の大きいセグメント・ポートフォリオの平均リターンは小さいという関係が、ほぼ正確に成り立っている。つまりこの表は、企業規模と平均リターンの強い逆相関関係を示唆している。これに対して表の横方向は、各企業規模別ポートフォリオに属する銘柄群について Pre-Ranking ベータと平均リターンの関係を示すが、SLB モデルが主張する両者の正の相関関係が全く見られない。例えば、企業規模最小のグループに注目すると、その中で Pre-Ranking ベータが最も小さい銘柄群の月次リターンは 1.74 パーセント、Pre-Ranking ベータが最も大きい銘柄群の月次リターンは 1.46 パーセントであり、ベータ最小銘柄群の平均リターンがベータ最大銘柄群の平均リターンを上回っている。ベータと平均リターンの関係も単調ではなく、b-3 銘柄群の平均リターンの 2.08 パーセントがこのグループの最大値になっている。この、表を横方向に見ると Pre-Ranking ベータと平均リターンに正の相関関係が見られないという事実は、どの企業規模グループについても共通である。

ベータはやや小さくなると、報告している。

<sup>7</sup> Fama-French [1992]の Table AII, Panel(a)。

(a) 各ポートフォリオの Post-Ranking ベータ

	All	low-b	b-2	b-3	b-4	b-5	b-6	b-7	b-8	b-9	High-b
All		0.76	0.95	1.05	1.14	1.22	1.26	1.34	1.38	1.49	1.69
Small-ME	1.52	1.17	1.40	1.31	1.50	1.46	1.50	1.69	1.60	1.75	1.92
ME-2	1.37	0.86	1.09	1.12	1.24	1.39	1.42	1.48	1.60	1.69	1.91
ME-3	1.32	0.88	0.96	1.18	1.19	1.33	1.40	1.43	1.56	1.64	1.74
ME-4	1.26	0.69	0.95	1.06	1.15	1.24	1.29	1.46	1.43	1.64	1.83
ME-5	1.23	0.70	0.95	1.04	1.10	1.22	1.32	1.34	1.41	1.56	1.72
ME-6	1.19	0.68	0.86	1.04	1.13	1.20	1.20	1.35	1.36	1.48	1.70
ME-7	1.17	0.67	0.88	0.95	1.14	1.18	1.26	1.27	1.32	1.44	1.68
ME-8	1.12	0.64	0.83	0.99	1.06	1.14	1.14	1.21	1.26	1.39	1.58
ME-9	1.06	0.68	0.81	0.94	0.96	1.06	1.11	1.18	1.22	1.25	1.46
Large-ME	0.97	0.65	0.73	0.90	0.91	0.97	1.01	1.01	1.07	1.12	1.38

しかし、SLB の主張するリスク・リターンとの関係を調べるには、Pre-Ranking ベータではなく、Post-Ranking ベータと平均リターンとの関係を見なければならない。表 2 のパネル(a)とパネル(b)はそれぞれ、上記 10 × 10 個のポートフォリオの Post-Ranking ベータと、組入銘柄の時価総額(ME)の自然対数の平均値を示している。パネル(a)を横方向に見れば一目瞭然であるが、どの企業規

(b) 各ポートフォリオの平均企業規模(ln(ME)、ME の単位は 100 万ドル)

	All	low-b	b-2	b-3	b-4	b-5	b-6	b-7	b-8	b-9	High-b
All		4.39	4.39	4.40	4.40	4.39	4.40	4.38	4.37	4.37	4.34
Small-ME	1.93	2.04	1.99	2.00	1.96	1.92	1.92	1.91	1.90	1.87	1.80
ME-2	2.80	2.81	2.79	2.81	2.83	2.80	2.79	2.80	2.80	2.79	2.79
ME-3	3.27	3.28	3.27	3.28	3.27	3.27	3.28	3.29	3.27	3.27	3.26
ME-4	3.67	3.67	3.67	3.67	3.68	3.68	3.67	3.68	3.66	3.67	3.67
ME-5	4.06	4.07	4.06	4.05	4.06	4.07	4.06	4.05	4.05	4.06	4.06
ME-6	4.45	4.45	4.44	4.46	4.45	4.45	4.45	4.45	4.44	4.45	4.45
ME-7	4.87	4.86	4.87	4.86	4.87	4.87	4.88	4.87	4.87	4.85	4.87
ME-8	5.36	5.38	5.38	5.38	5.35	5.36	5.37	5.37	5.36	5.35	5.34
ME-9	5.98	5.96	5.98	5.99	6.00	5.98	5.98	5.97	5.95	5.96	5.96
Large-ME	7.12	7.10	7.12	7.16	7.17	7.20	7.29	7.14	7.09	7.04	6.83

<sup>8</sup> Fama-French [1992]の Table AII, Panel(b)と Panel(c)。

横グループについても、Pre-Ranking ベータによる銘柄のクラス分けは Post-Ranking ベータの真の順序をほぼ正確に捉えている。一方、表の縦方向に注目すると、どの列を見ても Post-Ranking ベータの値は企業規模と逆比例の関係にある。つまり、表1に見られた企業規模と平均リターンとの逆比例関係は、Post-Ranking ベータと平均リターンの比例関係ともとれる。

ポートフォリオを企業規模別につくると SLB の主張する市場ベータと平均リターンの比例関係がきれいに出てくることは、以前の研究からよく知られているところであった。しかしそれだけでは、平均リターンは企業規模と相関しているのか、市場ベータと相関しているのかを判別することはできない。これを判別することが、Fama-Frenchの研究の大きな目的であった。そのために彼らは、企業規模別に分割したポートフォリオをさらに Pre-Ranking ベータの大きさで細分するという方法をとった。すると、各企業規模別ポートフォリオの中では Pre-Ranking ベータは時価総額とほとんど相関していない(表2のパネル(b))<sup>9</sup>。つまり、各企業規模別ポートフォリオを細分した10個のセグメント・ポートフォリオを比較すれば、企業規模の影響を除きながらベータと平均リターンの関係が見れることになる。これが表1の横方向の観察であるが、すでに指摘したように、この方向ではポートフォリオの Post-Ranking ベータと平均リターンの相関はほとんど見られない。以上から Fama-French は、ポートフォリオの平均リターンは企業規模と逆方向に相関しているが、SLB の主張するような市場ベータとの相関はないと推測したのである。

以上の観察をより厳密な統計的手法を用いて検証するために、彼らは Fama-MacBeth の方法を用いた。この Fama-MacBeth の方法は、次章に詳しく触れる Black-Jensen-Scholes の方法と並んで、古くから知られた SLB モデルの代表的な統計的検証方法である<sup>10</sup>。前者はデータのクロスセクション回帰、後者はデータの時系列回帰が SLB モデルの有意性の判定材料を提供するので、前者をクロス・セクション法、後者を時系列法と呼んでいる。

Fama-MacBeth の方法は、(a)毎月、ポートフォリオのリターンを市場ベータをはじめとするポートフォリオ属性にクロスセクション回帰する、(b)毎月のクロスセクション回帰から得られた回帰係数の時系列についてその符号の有意性を検定する、という2段階からなる<sup>11</sup>。ポートフォリオ属性とし

---

<sup>9</sup> 全銘柄を企業規模だけで分割した場合のポートフォリオ間の企業規模と Post-Ranking ベータの相関係数は-0.98 であるが、企業規模別ポートフォリオをさらに Pre-Ranking ベータで細分した 10 × 10 個のポートフォリオではこの相関係数は-0.50 になると、Fama-French は報告している。

<sup>10</sup> Fama-MacBeth [1973]、Black-Jensen-Scholes [1972]。

<sup>11</sup> BARRA 社の株式ファクター・モデルでは、この Fama-MacBeth のクロスセクション回帰から得られる回帰係数の時系列をファクター・リターンとよんでいる。

て市場ベータと企業規模をとる場合、(a)のクロスセクション回帰式は

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_p + \gamma_{2t}\text{size}_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad ; p = 1, \dots, P \quad (1)$$

となる。上式において、 $R_{pt}$ は第  $p$  ポートフォリオの第  $t$  月の月次リターン、 $\beta_p$ は全期間のデータから推定した第  $p$  ポートフォリオの Post-Ranking ベータ、 $\text{Size}_{pt}$ は第  $p$  ポートフォリオの第  $t$  月の平均企

表 3 Fama-French の得た回帰係数と標準誤差(1941-1990)<sup>12</sup>

b	ln(ME)
0.22	-
(0.24)	-
-	-0.128
-	(0.043)
-0.13	-0.143
(0.21)	(0.039)

業規模である。Size<sub>pt</sub>として Fama-French が実際に用いたのは、直前の 6 月末時点で計算した時価総額(ME)の自然対数の平均値である。また、 $g_{0t}$ 、 $g_{1t}$ 、 $g_{2t}$ は回帰係数、 $e_{pt}$ は誤差項である。

表 3 は、回帰係数  $g_{1t}$ 、 $g_{2t}$ の平均値とその標準誤差(括弧内)を示している。ベータだけを回帰変数とした場合の結果が上段、企業規模だけを回帰変数とした場合の結果が中段、ベータと企業規模を同時に回帰変数とした場合の結果が下段である。回帰係数の平均値が有意にゼロから乖離していれば、1941-1990 年という分析期間について、米国株式市場は該当する説明変数に期待リターンのプレミアムを与えたということになる。この有意性は、回帰係数の平均値を標準誤差で割った  $t$ -値の大きさに判断される。

上段の結果によれば、月次リターンを市場ベータに単回帰したときの回帰線の傾きの平均値は 0.22%で、その標準誤差は 0.24%である。SLB モデルが正しければ、この回帰線の傾きは市場のリスク・プレミアムの大きさを表す。よって、平均 0.22%とプラスのリスク・プレミアムが観測されたことになるが、その推定には 0.24%の標準偏差で示される大きな推定誤差が含まれる。つまり、回帰線の傾きを平均±標準誤差の幅で推定すると、傾きがマイナスである可能性も含まれてしまう。 $t$ -値を計算すれば 0.92 となり 1 よりも小さい値になるが、これが平均±標準誤差の幅の推定では真の回帰係数がマイナスである可能性も除外できないという上の事実を示す。

<sup>12</sup> Fama-French [1992]の Table AIII.

中段の結果はこれと好対照である。月次リターンを企業規模に単回帰したときの回帰係数の平均値は-0.128%で、その標準誤差は 0.043%でしかない。 $t$ -値を計算すれば-2.98 となる。つまり平均値は標準誤差の 2.98 倍だけゼロからマイナス側に乖離している。言い換えると、平均 $\pm 3 \times$ 標準誤差の推定幅をとってもゼロ点はかろうじて推定幅の右端に来る程度であり、回帰係数の真の値はマイナスである(企業規模が小さいほど平均リターンは高い)と高い確信(有意性)を持つことができる。

表 4 Fama-French の企業規模別ポートフォリオ (1963-1990)<sup>13</sup>

	Small	ME-2	ME-3	ME-4	ME-5	ME-6	ME-7	ME-8	ME-9	ME-10	ME-11	Large
	-ME											- ME
平均リターン	1.64	1.16	1.29	1.24	1.25	1.29	1.17	1.07	1.10	0.95	0.88	0.90
Post-Ranking $\beta$	1.44	1.44	1.39	1.34	1.33	1.24	1.22	1.16	1.08	1.02	0.95	0.90
$\ln(\text{ME})$	1.98	3.18	3.63	4.10	4.50	4.89	5.30	5.73	6.24	6.82	7.39	8.44

以上から、市場ベータは平均リターンの有意な説明変数ではないが、企業規模は平均リターンの有意な説明変数であるということになるが、これを補強するのが下段の推定結果である。月次リターンを市場ベータと企業規模に同時に回帰すると、市場ベータに対する回帰係数は-0.13 と、単回帰の場合と符号が逆転する(ただし  $t$ -値は-0.62 なので有意にマイナスとはいえない)。一方、企業規模に対する回帰係数は-0.143%で単回帰の場合よりも大きなマイナスの値になり、標準誤差は逆に 0.039%と単回帰の場合よりも減少する( $t$ -値は-3.67 と絶対値が大きくなる)。

あとの比較のために、全銘柄を企業規模だけで分割した場合と、Pre-Ranking ベータだけで分割した場合の各ポートフォリオの平均リターン、Post-Ranking ベータ、平均企業規模を表 4 と表 5 に示しておく。表 4 からは、企業規模が小さいほど平均リターンは高く、Post-Ranking ベータは大きくなっていることが分かる。しかし表 5 に見るように、全銘柄を Pre-Ranking ベータで分割した場合には、市場ベータと企業規模の逆方向の相関は見られるものの、市場ベータと平均リターンの間にはほとんどフラットな関係しか存在していない。なお、表 4 と表 5 の分析期間が 1963-1990 年になっているのは、表 1-3 で挙げたより長い分析期間 1941-1990 年について Pre-Ranking ベータだけで分割した場合の結果が Fama-French の論文では報告されていないためである。

<sup>13</sup> Fama-French [1992]の Table II, Panel A.

表 5 Fama-French の Pre-Ranking ベータ別ポートフォリオ (1963-1990)<sup>14</sup>

	Low-b	b-2	b-3	b-4	b-5	b-6	b-7	b-8	b-9	b-10	b-11	High-b
平均リターン	1.20	1.20	1.32	1.26	1.31	1.30	1.30	1.23	1.23	1.33	1.34	1.18
Post-Ranking b	0.81	0.79	0.92	1.04	1.13	1.19	1.26	1.32	1.41	1.52	1.63	1.73
ln(ME)	4.21	4.86	4.75	4.68	4.59	4.48	4.36	4.25	3.97	3.78	3.52	3.15

(2) Fama-MacBeth [1973]の結果との比較

これまで概要を説明した Fama-French の実証結果は、SLB モデルの成立を検証した代表的な研究とされる Fama-MacBeth [1973]と何が違うのであろうか。一つの違いは、Fama-MacBeth は市場ポートフォリオの代理変数としてニューヨーク証券取引所上場銘柄の等金額加重インデックスのリターンを、Fama-French は同銘柄の時価総額加重インデックスのリターンを用いたことである。理論的に言えば、CAPM の想定する市場ポートフォリオとは市場で取引されるすべての資産の時価総額加重ポートフォリオである。株式だけに限定したインデックスを市場ポートフォリオの代理変数に用いる場合、時価総額加重インデックスと等金額加重インデックスのどちらが適切な代理変数であるかは、真の市場ポートフォリオに含まれる株式以外の資産のリターンが企業規模の大きい株式銘柄群、企業規模の小さい株式銘柄群のどちらとより強く相関しているかに依存する。この点は実証によって決着をつけるしかない。しかし Fama-French は、市場ポートフォリオの代理変数を等金額加重インデックスに変えても結果は大きく変わらないと報告している。

Fama-French は、彼らが Fama-MacBeth と大きくことなる実証結果を得た主要な原因を分析期間の相違に求めている。Fama-MacBeth の研究は 1935-1968 年の期間を対象にしていた。そこで、Fama-French は 1941-1990 年という彼らの分析期間を 1941-1965 年と 1966-1990 年の2つの期間に分けて、先と同じ回帰係数の推定を行っている。その結果が表 6 である。

この表によれば、Fama-MacBeth の研究とほぼ重なる 1941-1965 年の期間では、月次リターンの Post-Ranking ベータへの単回帰の係数の平均値は 0.50%で、その *t*-値は 1.85 である。つまり、単回帰分析の結果からは、この期間について期待リターンと市場ベータの間はかなり有意な正の関係が存在するように見える。一方、後半 1966-1990 年の期間では両者に有意な関係は見られない。Fama-MacBeth の研究対象になった分析期間が、市場ベータと平均リターンに正の関係がたまたま現れた時期であり、その関係は決して普遍的な関係ではないことを後の時代が証明したというわけである。

<sup>14</sup> Fama-French [1992]の Table II, Panel B.

0.50	-	-0.02	-
(0.27)	-	(0.33)	-
-	-0.17	-	-0.10
-	(0.059)	-	(0.065)
0.07	-0.16	-0.34	-0.13
(0.25)	(0.054)	(0.34)	(0.056)

彼らはさらに、Fama-MacBeth が検証から得た結論も間違いと言う。表 6 では、1941-1965 年という前半の期間でも、月次リターンの企業規模への回帰係数の  $t$ -値は-2.88と Post-Ranking ベータの  $t$ -値よりも大きい。そして、月次リターンを Post-Ranking ベータと企業規模に同時に回帰したときには、企業規模の有意性だけが残り( $t$ -値 = -2.96)、Post-Ranking ベータへの回帰係数は有意でなくなってしまう( $t$ -値 = 0.28)。つまり、Fama-MacBeth が捉えた市場ベータと期待リターンの関係は、企業規模と期待リターンの関係が企業規模と市場ベータの高い相関を介して顔を覗かせたにすぎないというわけである。Fama-French によれば、Fama-MacBeth がそうした誤った結論に至ったのは、ベータの大きさだけを用いて全銘柄をグループに分けるというポートフォリオ構築方法に原因があるという。

### (3) 年次リターンによる市場ベータの推定

株式個別銘柄のベータの推定値には大きな推定誤差が含まれる。この推定誤差をできるだけ小さく押さえてベータと期待リターンの関係を検定するために、分析を個別銘柄単位ではなくポートフォリオ単位で行うという方法が考えられたことは、すでに述べた。しかしポートフォリオの構築方法をうまく工夫しないと真の関係の検定に失敗するというのが、Fama-French のポイントであった。にもかかわらず、Fama-French の研究に対するその後の批判の大きな論点は、彼らの推定したベータに含まれる推定誤差に関係している。Kothari-Shanken-Sloan [1995]の論文はそうした批判の一つである。

SLB モデルの検証には月次リターンが用いられることが多い。しかし、市場ベータの推定値がリ

<sup>15</sup> Fama-French [1992]の Table AIV, Panel A から作成。この表の数字は、表 3 の場合とは違って、個々の銘柄に企業規模 × Pre-Ranking ベータの 100 ポートフォリオごとに計算した Post-Ranking ベータを割り当てた上で、(100 個のポートフォリオではなく)個別銘柄をデータ・ポイントとするクロスセクション回帰を行って得た回帰係数の平均値と標準誤差である。Fama-French によれば、表 3 と同じように 100 個のポートフォリオをデータ・ポイントにしてクロスセクション回帰を行っても、結果は大きく変わらない

ターンを測定する時間間隔に強く依存することが、幾つかの研究で指摘されていた<sup>16</sup>。例えば

表 7 Kothari-Shanken-Sloan の Pre-Ranking ベータ別ポートフォリオ (1941-1990)<sup>17</sup>

	low-b	b-2	b-3	b-4	b-5	b-6	b-7	b-8	b-9	b-10
平均リターン	13.0	13.8	14.7	16.0	15.9	15.4	17.5	16.7	17.4	17.8
Post-Ranking b	0.71	0.80	0.88	0.99	1.05	1.11	1.15	1.24	1.25	1.36
ln(ME)	5.86	6.08	6.06	6.02	5.91	5.62	5.58	5.47	5.37	5.24

b-11	b-12	b-13	b-14	b-15	b-16	b-17	b-18	b-19	High-b
17.2	17.1	19.2	17.6	18.4	19.1	19.6	18.5	19.4	18.5
1.36	1.31	1.47	1.47	1.61	1.63	1.86	1.72	1.86	1.97
5.17	5.00	4.83	4.79	4.63	4.46	4.26	4.19	3.95	3.63

Handa, Kothari and Wasley [1989]では、リターン測定の間隔を長くすると、企業規模の小さい銘柄のベータはより大きく、企業規模の大きい銘柄のベータはより小さくなり、それゆえにリターンに対する企業規模の効果が減殺され、逆にベータの影響は増幅されることが指摘されていた。Kothari-Shanken-Sloan はこの点に注目して、市場ベータの推定に年次リターンを用いると Fama-French の実証結果がどう変化するかを調べることに興味を持った。また、リターンの季節変動の影響を除去するためにも、年次リターンを用いてベータを推定するのが適切と考えた。彼らは、それ以外の要素、つまり分析期間や分析方法においては Fama-French の研究をできるだけ正確に再現するよう努めた。

表 7 は、毎年 1 回全銘柄を Pre-Ranking ベータで 20 のグループに分けた場合の、ポートフォリオの平均リターン(年当たり%)、Post-Ranking ベータ、および平均企業規模を示している。Pre-Ranking ベータの計算には Fama-French と同じく過去 5 年(データが不足する場合は過去 2 年以上)の月次リターンを用いているが、各ポートフォリオの Post-Ranking ベータは全分析期間にわたる年次リターンの時系列回帰から得たベータ値である。

この表から、第一に、Pre-Ranking ベータによる銘柄のクラス分けがほぼ正確に Post-Ranking ベータの序列を再現していることが分かる。これは、Fama-French の場合の結果(表 5)と同じである<sup>18</sup>。

という。

<sup>16</sup> 古くは Levhari and Levy [1977]がある。

<sup>17</sup> Kothari-Shanken-Sloan [1995]の Table I, Panel B.

<sup>18</sup> 表 5 の分析期間が 1963-1990 年であることに注意。Fama-French [1992]では Pre-Ranking ベータだ



第二に、Post-Ranking ベータと企業規模の逆相関の様子もほぼ似通っている。しかし Fama-French と大きく違うのは、ベータと平均リターンとの関係である。前と違って、この表では高ベータ・ポートフォリオの平均リターンは高く、低ベータ・ポートフォリオの平均リターンは低いという SLB の主張する関係が明瞭に読み取れる。

ところで、表 7 の 1941-1990 年というのは、Fama-French がベータ・リスクとリターンのトレードオフ関係が存在しないと結論づけた分析期間である。彼らが企業規模 × Pre-Ranking ベータの 2次元の指標によるグループ化という方法を採用したのは、企業規模による効果と市場ベータによる効果を分離するためであった。同様の手続きをとって市場ベータだけの効果を抽出しなければ、まだ SLB モデルが成立していると結論できない。Kothari-Shanken-Sloan [1995]には、Fama-French の場合の表 1、表 2 に相当する 10 × 10 のセグメント・ポートフォリオ別の平均リターン、Post-Ranking ベータ、平均企業規模の表が報告されていないので、それを直接比較することはできない。しかし、より重要な Fama-MacBeth タイプの検証結果は、Fama-French のそれ(表 3)と比較可能な形で報告されている。

表 8 が Fama-MacBeth の方法による検証結果である。彼らも、企業規模 × Pre-Ranking ベータで分割した 10 × 10 のポートフォリオについて、毎月(1)式のクロスセクション回帰を行った。上段は月次リターンの説明変数に各ポートフォリオの Post-Ranking ベータだけを使った単回帰分析、中段は説明変数に各ポートフォリオの平均企業規模だけを使った単回帰分析、下段は説明変数に Post-Ranking ベータと平均企業規模を使った重回帰分析の結果である。各欄の上の数字が推定

表 8 Kothari-Shanken-Sloan の回帰係数と標準誤差 (1941-1990)<sup>19</sup>

b	ln(ME)
0.49	-
(0.16)	-
-	-0.13
-	(0.041)
0.27	-0.09
(0.11)	(0.032)

された回帰係数の全月数の平均値で、下の括弧内の数字は推定値の標準誤差である。

---

けで全銘柄を分割した場合の結果が 1941-1990 年については報告されていない。これは本文ですでに指摘した。

Fama-French の表 3 ではベータだけの単回帰の場合の回帰係数の平均値は 0.22%であった。これが表 8 では 0.49%と倍以上になっている。t-値も前は 0.92 であったが、今度は 3.06 と大幅に上昇している。中段の企業規模への単回帰の結果は前とほぼ同じであるが、下段の重回帰の結果はさらに注目に値する。前の重回帰では、企業規模の効果がベータの効果を圧倒したが、今回は企業規模の効果はベータの回帰係数を 0.49%から 0.27%へと減殺するものの、ベータの回帰係数の t-値は 2.45 でかなり有意である。一方、企業規模の効果の t-値は-2.81 で、こちらの有意性も失われていない。以上から、Post-Ranking ベータの推定を月次リターンではなく年次リターンを用いて行くと、(a)市場ベータは株式期待リターンの有意な説明変数であり、市場がベータ・リスクの負担者に報いるリスク・プレミアムは年率 6%にのぼる、(b)市場ベータの影響を取り除いても企業規模の期待リターンに対する効果は残る、という二点が結論される。なお、Kothari-Shanken-Sloan は株式グループ化のための Pre-Ranking ベータおよび表 8 の Post-Ranking ベータの計算に当たって、Fama-French の場合とは異なり、株式の等金額加重インデックスを市場ポートフォリオの代理変数として用いている。ただし、市場ポートフォリオの代理変数として時価総額加重インデックスを用いても表 8 の結果はほとんど変わらないという。また、彼らは株式グループ化の方法も色々変えて同じ検証を繰り返しているが、先の結論はその影響を受けないことが示されている。

Fama-French のように月次リターンを用いてベータを推定するのと、Kothari-Shanken-Sloan のように年次リターンを用いてベータを推定するのと、どちらが適切であるか。これに正しく答えるには、時系列回帰によって得られる推定ベータの推定誤差の大きさの比較やベータの時間的変動の性質など、いくつかの角度からの実証が必要である。ただ、表 3 の回帰係数の標準誤差と比べて表 8 の標準誤差はかなり小さい。この観点だけから見れば、年次リターンを用いたほうが結果の統計的信頼度は高いといえることができる。

#### (4) クロスセクション・時系列のプール法と一般化最小二乗法の適用

SLB モデルの検証のために Fama-French が用いた Fama-MacBeth 方式の検定方法にもう一つ別の観点から批判を下し、新しい方法による検証を行った研究に Amihud-Christensen-Mendelson [1992]がある。彼らは Fama-MacBeth の方法の統計的検定力が弱いことを指摘し、より検定力の強い SLB モデルの検定方法を考案した。そして、その新しい方法を 1953-1990 年のデータに適用した結果は、Kothari-Shanken-Sloan の場合と同じように、市場ベータと期待リターンの正のトレードオフ関係を強く示唆するものであった。

まず簡単に彼らの統計学的な論点をまとめよう。Fama-MacBeth が前提にしたリターンのクロス

---

<sup>19</sup> Kothari-Shanken-Sloan [1995]の Table II, Panel B より作成。

セクション構造は、

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad ; p = 1, \dots, P \quad (2)$$

で表わされる。上式において、 $R_{pt}$ は第  $p$  ポートフォリオの第  $t$  期のリターン、 $\beta_{pt}$ は第  $p$  ポートフォリオの第  $t$  期の市場ベータ、 $\varepsilon_{pt}$ は誤差項である。また、 $g_{0t}$ 、 $g_{1t}$ は回帰係数で、SLB モデルが正しければ  $g_{0t}$ は第  $t$  期のリスクフリー・レートを、 $g_{1t}$ は第  $t$  期における市場のリスク・プレミアムの大きさを表す<sup>20</sup>。この式は先の(1)式から企業規模の項を除いたものである<sup>21</sup>。

Fama-MacBethの検定手続きでは、各期  $t = 1, 2, \dots, T$ ごとに(2)式のクロスセクション回帰を行い、回帰係数  $g_{0t}$ 、 $g_{1t}$ を推定する。係数の推定方法としては普通最小二乗法(OLS = Ordinary Least-Squares Method)を用いる。最小二乗法によって得られる毎期の推定値を  $(\hat{\gamma}_{0t}, \hat{\gamma}_{1t})$ とすると、 $\hat{\gamma}_{1t}$ ;  $t = 1, \dots, T$ の時系列が市場のリスク・プレミアムの真の値  $g_1$ に対する  $T$ 個の観測値と見なされる。 $g_1$ が有意にゼロよりも大きな値であるというのが検定する仮説であり、通常の  $t$ -検定を使ってその検定を行う。この  $t$ -検定に用いる  $t$ -値は、標本平均  $\bar{\gamma}_1 = \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{1t} / T$ を  $\bar{\gamma}_1$ の標準誤差  $\hat{\sigma}(\bar{\gamma}_1) = \sqrt{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{1t} - \bar{\gamma}_1)^2 / T(T-1)}$ で割って計算される( $t = \bar{\gamma}_1 / \hat{\sigma}(\bar{\gamma}_1)$ )。

Amihud-Christensen-Mendelsonの第1の工夫は、データの持つクロスセクション( $p = 1, 2, \dots, P$ )と時系列( $t = 1, 2, \dots, T$ )の構造をプールして( $P \times T$ 個のデータを同時に用いて)、 $g_1$ の推定を一度に行うことである。この場合、定数項が  $t$ によって異なることは許すので( $g_{0t}$ )、リターンの確率モデルを、

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad ; p = 1, \dots, P, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

と表すことになる。誤差項  $\varepsilon_{pt}$ に系列相関もクロスセクションの相関もなく、誤差項の分散が一定ならば、 $P \times T$ 個のデータから一度に求めた OLS 推定量が  $g_1$ の最適な推定量であることが知られている。したがって、このプール法によって  $g_1$ の符号に関する仮説を検定すれば、Fama-MacBethの2段階法よりも高い検定力が得られる。

彼らの第2の工夫は、回帰係数の推定に OLS 法ではなく GLS 法 (GLS = Generalized Least-

<sup>20</sup> SLB (Sharpe-Lintner-Black)のうち Black バージョンの CAPM では、定数項  $g_{0t}$ はリスクフリー・レートではなく、第  $t$ 期におけるゼロベータ・ポートフォリオの期待リターンを表すことになる。この Black バージョンについては、次章に詳しく触れる。

<sup>21</sup> Fama-French は全分析期間のリターンから計算した Post-Ranking ベータを用いたので、彼らの場合(2)式の  $\beta_{pt}$ は  $t$ によらない。一方、Fama-MacBeth の場合にはベータを、あとで説明するように、第  $t$ 期以前の一定期間のリターンから計算しているため、 $\beta_{pt}$ は  $t$ に依存する。なお、各ポートフォリオの構成銘柄はどちらのアプローチでも時間的に変動する。

Squares Method、一般化最小二乗法)を用いることである。誤差項  $e_{pt}$  が先の仮定を満たすことは考えにくい。特に、誤差項のクロスセクションの相関は相当大きく、誤差項のポートフォリオごとの分散も異なる<sup>22</sup>。さらに、誤差項の分散は時間的に変化する。このような場合には、回帰係数の推定に OLS 法よりも GLS 法を用いるほうが優れていることが知られている。詳しい説明は割愛するが、GLS 法は個々のデータに誤差項の分散や共分散の大きさを反映した重みを付けることによって、誤差項が OLS 法の標準的な仮定に反することに対処する。

回帰係数の推定に OLS 法ではなく GLS 法を使うというアイデアは、Fama-MacBeth の 2 段階法を用いるときにも適用できる。したがって、回帰分析に OLS 法を使うか GLS 法を使うか、また分析方法をクロスセクションから時系列への 2 段階法にするか一度に回帰係数を推定するプール法にするかと、都合 4 通りの分析方法が考えられることになる。Amihud-Christensen-Mendelson はこの 4 通りの方法をすべて行って結果を比較している。

彼らも Fama-French にならって、全銘柄をまず企業規模でグループ化し、各企業規模別ポートフォリオを Pre-Ranking ベータでサブ・グループに分けるというポートフォリオ構成方法をとっている。Fama-French は  $10 \times 10$  の分割をしたが、彼らの場合は  $6 \times 6$  の分割を行っている。合計 36 個のポートフォリオの Post-Ranking ベータの計算方法は、先に説明した Fama-French の方法ではなく、Fama-MacBeth の採用した方法に近い。この方法は次の通りである。

彼らの分析対象もニューヨーク証券取引所の上場株式であり、分析に用いたのは 1946-1990 年のデータである。まず、1946-48 年の 36 ケ月の月次リターンから各銘柄の Pre-ranking ベータを計算する。次に、全銘柄を企業規模  $\times$  Pre-Ranking ベータで 36 のグループに分割し、各グループに属する銘柄の等金額加重ポートフォリオについて、1949-52 年の 48 ケ月の月次リターンから Post-Ranking ベータを計算する。この Post-Ranking ベータが(2)ないしは(3)式右辺の最初の  $b_{pt}$  で、対応する左辺の  $R_{pt}$  は 1953 年の各ポートフォリオの年次リターンとなる。つまり 1946-53 年の 8 年分のデータを 3 つの期間に分け、第 1 の 3 年間の月次リターンはグループ分けの基礎になる Pre-Ranking ベータの計算に使う。続く 4 年間の月次リターンは、グループ分けした各ポートフォリオの Post-Ranking ベータの計算に使う。最後の 1 年間の年次リターンは Post-Ranking ベータに回帰されるポートフォリオのリターンである。このプロセスを 1947-54 年の 8 年分のデータで繰り返して  $t = 1954$  に対応する  $R_{pt}$  ( $p = 1, 2, \dots, P$ ) と  $b_{pt}$  ( $p = 1, 2, \dots, P$ ) を得る。1990 年までのデータが対象なので、最後の 8 年は 1983-90 年となり、この手続きによって全部で 38 個の時系列データが生まれる

---

<sup>22</sup> 誤差項にクロスセクションの相関がなければ、「個別銘柄(またはポートフォリオ)のリターンの共変動は、相場の変動という 1 つのファクターだけで捉えられる」とする、いわゆるマーケット・モデルが成立することになる。

ことになる。

株式をベータの大小で分割するとき、高ベータ・グループのベータは真のベータの過大推定に、低ベータ・グループのベータは真のベータの過小推定になる傾向を免れない。Fama-MacBethは、このベータ推定上のバイアスをなくするためには、ポートフォリオのベータを推定するときに銘柄分割のために使ったデータとは異なる期間のリターンを用いればよいと考えた。これが上記の期間分割の手続きを踏む理由である。なお、ベータの計算の前提になる市場ポートフォリオの代理変数には、株式の等金額加重インデックスを用いている。また企業規模による銘柄のグループ化には、第2の期間(Post-Ranking ベータを計算するためのデータの期間)の末時点での時価総額を用いている。以後の説明では、この時価総額を  $ME_{pt}$ 、また第2期間の48ヶ月のリターンを用いたマーケット・モデルによる  $b_{pt}$  の推定の際に得られる誤差項の標準偏差(非市場リスク)を  $\hat{\sigma}(\varepsilon_{pt})$  と記すことにする。

表9に、先の4種類の方法を適用して Amihud-Christensen-Mendelson が得た回帰係数  $g_1$  の推定値とその標準誤差(括弧内)を示す。単位は%である。この表をこれまでの表(表3、6、8)と比較するには、今回の被説明変数が年次リターンであることに注意しなければならない。表の各列は、2段階法とプール法、OLS と GLS の都合4種類の推定方法に対応する。3つの行は分析期間に対応する。上段は1953-90年の全期間についての推定結果で、中段と下段は全体を1953-71年と1972-1990年の2つの時期に分けた場合の推定結果である。

表の左から2列目は Fama-MacBeth の方法を忠実に再現した場合の推定結果である<sup>23</sup>。市場のリスク・プレミアムの推定値  $\bar{\gamma}_1$  は1953-90年のデータで年5.1%とプラスの値であるが、 $t$ -値は1.16で有意な値ではない。1953-71年と1972-90年の2つの期間に分けてもこの傾向は変わらない。つまり、Fama-MacBeth の方法を使って検定を行えば、市場ベータと期待リターンの間に有意な関係が検出されないという Fama-French の結論がここでも再現されている<sup>24</sup>。

---

<sup>23</sup> ただし、Fama-MacBeth が月に一度クロスセクション回帰を行って回帰係数の月次時系列を得るのに対して、ここでは年に一度クロスセクション回帰を行うことになる。なお、この研究では上場廃止企業をデータから除外することによって発生する推定バイアス(Survivorship Bias)を排除するための工夫がなされている。また、リスクフリー・レートに対する超過リターンを分析した場合の結果も報告されているが、ここでは割愛する。

<sup>24</sup> 1953-71年の  $t$ -値は1.28である。Fama-French の場合、1941-65年の推定結果では  $t$ -値は1.85とこれよりも大きな値が得られていた(表6)。

	Fama-MacBeth の 2 段階法		プール法	
	OLS	GLS	OLS	GLS
1953-90	5.1 (4.38)	3.5 (1.56)	3.3 (1.15)	2.7 (0.68)
1953-71	8.1 (6.34)	4.0 (2.14)	4.9 (1.69)	2.9 (0.86)
1972-90	1.9 (5.70)	2.9 (2.21)	1.6 (1.55)	2.3 (1.14)

推定方法を 2 段階法からプール法に変更すると、推定値の標準誤差が大幅に縮小する。1953-90 年のデータで見れば、推定値の標準誤差 4.38% が約 1/4 の 1.15% に押さえられる。一方で  $\bar{\gamma}_1$  の値は 5.1% から 3.3% へと縮小するものの、推定値の  $t$ -値を計算すると 1.16 から 2.87 に上昇する。中段と下段の 2 つの期間についても、推定量の標準誤差はプール法によって 1/4 近くに縮小している。

誤差項の相関や分散の不均一性を考慮すると、OLS 推定量の標準誤差の推定には偏りが発生する。 $t$ -値も偏りを含んだ統計量であることになり、検定力も弱い。この問題を解消したのが GLS 推定量を用いた場合の結果である。Fama-MacBeth の 2 段階法でも、GLS で推定すると全期間の  $t$ -値は 2.24 と有意な値になる。ただし、1972-90 年の期間についての  $t$ -値は 1.31 で、依然として有意ではない。

最適な検定が行えるのはプール法と GLS を組み合わせるケースである。この方法によると、1953-90 年の全期間のデータでは市場のリスク・プレミアムの推定値  $\bar{\gamma}_1$  は年当たり 2.7% である。その推定値の標準誤差は 0.68% で  $t$ -値は 3.97 と、Fama-French の結果に比較すれば極めて有意な結論が得られることになる。また、1953-71 年のデータから推定したリスク・プレミアムは 2.9%、1972-90 年のデータから推定したリスク・プレミアムは 2.3% で、分析期間による推定値の違いが大きい。また、プール法ではなく 2 段階法を用いた場合のリスク・プレミアムの推定値も、GLS については大きく変わらないことが表から分かる。

以上の結果は、企業規模の平均リターンへの影響が市場ベータとの強い相関を通して顔を出しているだけかも知れない。企業規模効果を除いても、依然として期待リターンは市場ベータと有意な関係にあるといえるか。この点を検証するために、Amihud-Christensen-Mendelson は次の(4)式についてもこれまでと同様の推定を行っている：

<sup>25</sup> Amihud-Christensen-Mendelson [1992] の Table I, II から作成。

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_1 \beta_{pt} + \gamma_2 \hat{\sigma}(\varepsilon_{pt}) + \gamma_3 \ln(ME_{pt}) + \varepsilon_{pt} ; p = 1, \dots, P, \quad t = 1, \dots, T. \quad (4)$$

ここで、 $\hat{\sigma}(\varepsilon_{pt})$ はポートフォリオ  $p$  の第  $t$  年における非市場リスク(第  $t-1$  年末までの 48 ヶ月の月次リターンから推定したマーケット・モデルの誤差項の標準偏差)、 $ME_{pt}$ はポートフォリオ  $p$  の第  $t-1$  年末時点での平均時価総額(100 万ドル単位)である。

(4)式の説明変数に $\hat{\sigma}(\varepsilon_{pt})$ を含めている理由を簡単に説明する。CAPM の仮定の下では投資家は十分に分散化されたポートフォリオを持つので、市場が高い期待リターンで報いるのはベータ・リスク(市場リスク)ということになる。しかし、投資家がなんらかの理由で十分に分散化されたポートフォリオを持たない場合には、ベータ・リスクだけでなく、非市場リスクに対しても市場がプレミアムを提供すると考えられる。CAPM の検証の歴史の初期には、ベータよりもむしろ非市場リスクが期待リターンの有意な説明変数であるという実証結果がいくつか報告されていた(Lintner [1965]、Douglas[1968])<sup>26</sup>。一方で、Constantinides-Scholes [1980]は、これとは逆に、非市場リスクが高いほど期待リターンは低くてしかるべきという説を唱えている。非市場リスクひいてはリターンのボラティリティ(標準偏差)の高い銘柄は節税目的の株式売買の道具として利用されることが多く、市場はそうした便宜に価値を見出すので非市場リスクにはマイナスのプレミアムが付くという。いずれの説が正しいにせよ、市場ベータは一般に非市場リスクと正の相関を持つので、市場ベータと期待リターンの関係を正しく検証するには非市場リスクの期待リターンへの影響も分離する必要がある。

表 10 非市場リスクと企業規模の影響 (1951-1990)

b	$\hat{\sigma}(\varepsilon)$	ln(ME)
2.7	-	-
(0.68)	-	-
1.8	-2.327	-1.17
(0.61)	(0.125)	(0.093)

表 10 の下段が(4)式のモデルの推定結果である。比較のため、上段には表 9 の推定結果を示す。いずれもプール法と GLS 推定量を組み合わせた推定方法を用いた場合の結果である。2 つの説

<sup>26</sup> Douglas と Lintner の用いた検証方法では、市場ベータの推定誤差が回帰係数の推定に大きな偏りを持ち込むことが、Miller-Scholes [1972]によって指摘された。個別株式ではなくポートフォリオ・レベルで市場ベータを推定するという Fama-MacBeth 以来の習慣は、ここに起源がある。

明変数の追加によって市場のリスク・プレミアム( $b$  の回帰係数)の推定値は年当たり 2.7%から 1.8%へと減少している。しかし、推定量の標準誤差は 0.61%であり、 $t$ -値は 2.95 と有意な水準を維持する。一方で、非市場リスクと企業規模は期待リターンと逆比例の関係にあり、その効果はいずれも極めて有意である。このうち企業規模の効果は Fama-French の場合と同じである。非市場リターンのプレミアムはマイナスと推定されているので、これについては Constantinides-Scholes の理論仮説を支持する結果になっている。ただし、報告されているのは 1951-1990 年の全期間を通じた推定結果だけなので、これらがどの程度時間的に安定した推定値であるかは判断できない。

どうも検定力の高い統計的な手法を用いると、市場ベータと期待リターンの正の関係は Fama-French のデータについても検出されるようである。一方で、企業規模や非市場リスクといった SLB モデルの理論的予測にはない説明変数も、統計的にはリターンと強い関係を持っているようである。後者については、第3章により詳しく議論する。

## 第2章 市場ポートフォリオの効率性

### 2.1 SLB モデルのエッセンス

SLB(Sharpe-Lintner-Black)モデルは期待リターンが市場ベータと正の直線的関係で結ばれていることを主張するものであった<sup>27</sup>。この SLB の関係が成立するのは次のような理由による。

図1は有名なトービンの分離定理を示す図である。図の斜線部はリスク資産だけからポートフォリオを構築したときに可能な期待リターンとリスク(標準偏差)の組み合わせである<sup>28</sup>。実線で示した斜線部の境界線は、与えられた期待リターンを最小のリスクで達成するポートフォリオの集合を表す。この境界線のうち右上がりの太線部分は、与えられたリスクで最大の期待リターンを達成するポートフォリオの集合でもある。合理的に行動する投資家は、同じリスクならば最大の期待リターンを、また同じ期待リターンならば最小のリスクを求める。そうした投資家にとって、この太線部分以外のポートフォリオは選択の対象になりえない。この意味で、境界線の太線部分を『効率的フロンティア』、その上に位置するポートフォリオを『効率的ポートフォリオ』と呼ぶ。

投資家はリスク資産だけでなく安全資産もポートフォリオに組み入れて最適な資産運用を図るわけであるから、実際には上記の効率的フロンティアが最終的に選ばれるポートフォリオの位置を

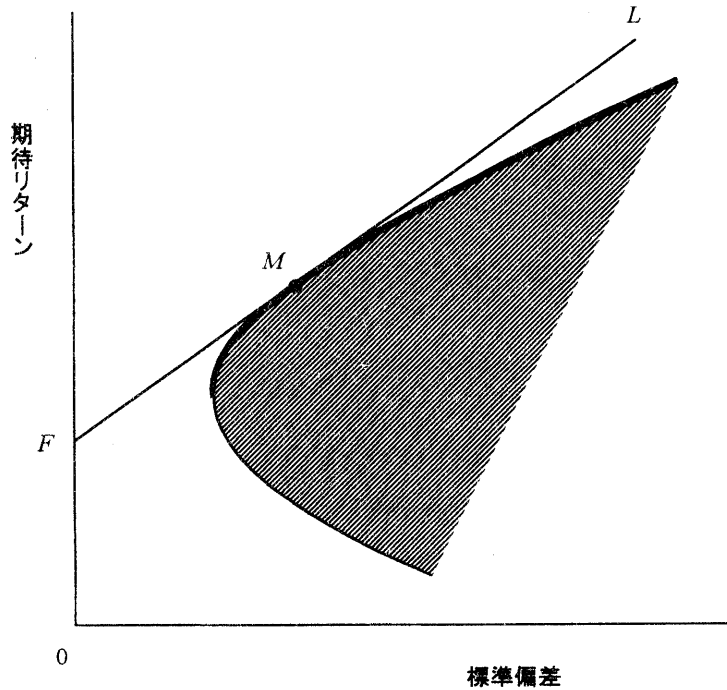
<sup>27</sup> Sharpe [1964], Lintner [1965], Black [1972].

<sup>28</sup> リスク資産の中に互いに完全なリターンの相関関係を持つような組み合わせが存在する場合には、標準偏差がゼロのポートフォリオが実現可能となり、斜線部の境界線は図のような双曲線ではなくなる。ただ、このようなケースは現実性がないので、ここの説明から除外する。



示すわけではない。図の  $F$  点はリスクフリー・レートを表す。すべての投資家がこの利子率で無制限に借入れもできる場合には、期待リターンとリスクの組み合わせは図の斜線部分から半直線  $FML$  の下側全体へと拡大する。そして、投資家は  $FML$  上に位置するポートフォリオの中から自分のリスク許容度に最もふさわしいポートフォリオを選ぶことになる。つまり、半直線  $FML$  がこの場合の本当の効率的フロンティアとなる。

図1. トービンの分離定理

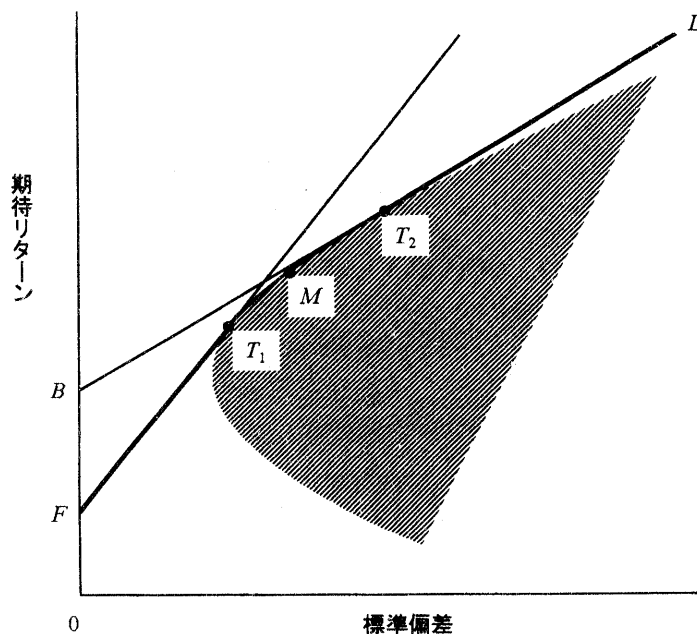


この効率的フロンティア上のすべてのポートフォリオは安全資産  $F$  と接点ポートフォリオ  $M$  の組み合わせによって実現される。例えば、 $FM$  の midpoint のポートフォリオを求める投資家は、資金の半分を安全資産で運用し、残り半分を  $M$  点のポートフォリオに投資すればよい。リスク許容度が極めて高い投資家は  $FML$  上で  $M$  点より右側のポートフォリオを求めるが、そうした高リスク・高リターンのポートフォリオも、 $F$  点のレートで借入れた資金を自己資金に追加して  $M$  点のポートフォリオに投資することによって実現される。このように、最適なポートフォリオの選択は、(1)最適なリスク資産ポートフォリオの選択と、(2)安全資産とリスク資産の投資割合の選択、の2つの段階に分解できる。しかも、(1)の最適なリスク資産ポートフォリオはすべての投資家に共通に  $M$  点で与えられ、投資家のリスク許容度は(2)の選択にしか影響しない。これが、『トービンの分離定理』の内容である。

トービンの分離定理は、経済学の伝統的な需要と供給の原理と組み合わせられるとき、極めて強力な資産価格理論を生み出す。この点に初めて気づいたのが SLB モデルの名称の中の最初の二人、シャープ(William F. Sharpe)とリントナー(John Lintner)であった。すべての投資家が  $M$  点で表される同一のリスク資産ポートフォリオを需要するならば、市場が均衡する状態では  $M$  点は市場の供給全体(市場ポートフォリオ)に一致しなければならない。言い換えれば、需要と供給がちょうどバランスしているときには、市場ポートフォリオは効率的フロンティア上の接点  $M$  に位置する。これがシャープとリントナーによる『Original CAPM』の理論のエッセンスである。

Original CAPM を、借入れ利率が貸出し利率よりも高い通常の場合に拡張したのが、SLB モデルの名称の三人目、ブラック(Fischer Black)であった。この場合の最適ポートフォリオの決定を図示したのが図2である。図の  $F$  点は貸出し利率、 $B$  点は借入れ利率を示す。 $FT_1$  は安全資産で資金の一部を運用し、残りを接点ポートフォリオ  $T_1$  で運用することによって実現できるポートフォリオの集合を表す。リスク許容度が極めて低い投資家は、この  $FT_1$  上のポートフォリオを選択すると考えられる。 $T_1$  よりも高リスク・高リターンを望む投資家にとって、 $FT_1$  の延長線上のポートフォリオは実現不可能である。そうしたポートフォリオを実現するには  $F$  点のレートでの資金の借入れが前提となるが、資金を借入れるためにはそれよりも高い  $B$  点のレートを支払わなければならないからである。したがって、中程度のリスク許容度の投資家は安全資産を貸出

図2. ブラックのCAPM

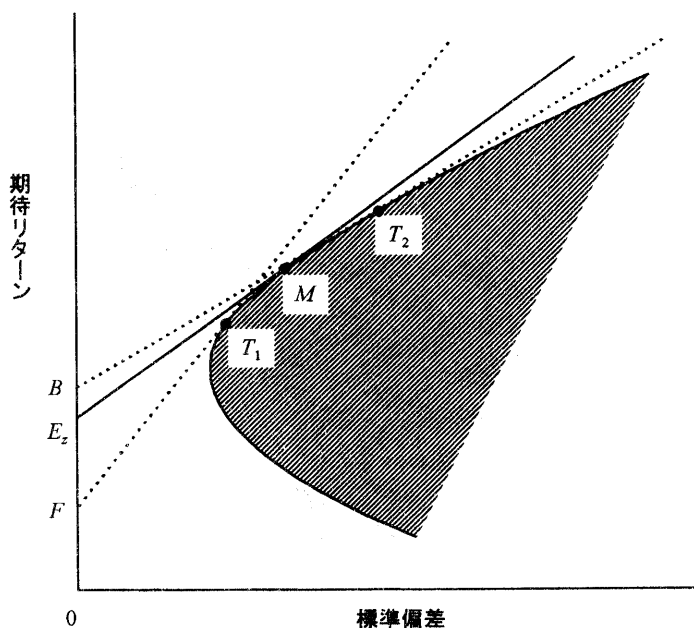


しと借入れのどちらの目的にも使わず、 $T_1MT_2$  の双曲線部分から最適なポートフォリオを選ぶことになる。また、 $T_2$  よりも高リスク・高リターンを望む投資家は、 $B$  点のレートで借入れた資金を自己資金に追加して  $T_2$  の接点ポートフォリオに投資することによって、 $BT_2$  の延長線上 ( $T_2L$  上) のポートフォリオを実現する。以上より、この場合の効率的フロンティアは  $FT_1MT_2L$  である。

図2の場合にも、需要と供給の原理は図1の場合と同等の強力な資産価格理論を生み出す。この場合は前と違って、個々の投資家が需要するリスク資産ポートフォリオは同一ではない。リスク許容度の低い投資家は第一の接点ポートフォリオ  $T_1$  を、リスク許容度の高い投資家は第二の接点ポートフォリオ  $T_2$  を需要し、中程度のリスク許容度の投資家は双曲線  $T_1T_2$  上の適当なポートフォリオを需要する。市場の総需要は個々の投資家の需要するポートフォリオの加重平均になるが<sup>29</sup>、効率的ポートフォリオの加重平均はかならず効率的ポートフォリオであるという命題が知られている。したがって、市場全体が需要するポートフォリオは効率的ポートフォリオであり、市場の均衡状態では市場の総供給(市場ポートフォリオ  $M$ )は効率的フロンティア上に位置しなければならない。このブラックの CAPM は、後で説明する理由から『ゼロベータ CAPM』と呼ばれる。

以上説明したように、SLB モデルのエッセンスは、市場が均衡していれば市場ポートフォリオは効率的フロンティア上に位置するという性質である。借入れ利率と貸出し利率が等しいことを

図3. ゼロベータ・リターン



<sup>29</sup> この場合の加重ウェイトは、各投資家の運用資産規模に比例する。

前提にする Original CAPM の場合には、すべての投資家が市場ポートフォリオを需要するが、ゼロベータ CAPM の場合には投資家全員が市場ポートフォリオを需要するわけではない。しかしながら、この違いは資産価格理論としての CAPM にとって本質的ではない。

ポートフォリオ  $M$  が効率的ポートフォリオであるための必要十分条件を数学的に記述すると、

$$E_i - E_z = k_M \sigma_{iM}; \quad \text{for all } i=1, \dots, N \quad (1)$$

となる。ここで、 $E_i$  は資産  $i$  の期待リターン、 $\sigma_{iM}$  は資産  $i$  と市場ポートフォリオ  $M$  の共分散、 $E_z$  は図3に示すように、 $M$  点で双曲線  $T_1T_2$  に対して引いた接線の  $y$  切片の座標である。また、右辺の  $k_M$  は正の比例定数である<sup>30</sup>。図1を想起すると、Original CAPM の場合この接線は安全資産を表す  $F$  点で縦軸と交わるので、 $E_z$  はリスクフリー・レート(以後は  $R_f$  と記す)に一致する。これに対して、リスクフリー・レートでは借入れができない一般の場合には、図3のように  $M$  点は  $T_1$ 、 $T_2$  の2つの接点の中間に来るので、 $E_z$  は貸付け利率を表す  $F$  点と借入れ利率を表す  $B$  点の中間に来る。

(1)式は任意のポートフォリオについても成り立つので、資産  $i$  の代わりにポートフォリオ  $M$  を代入すると、

$$E_M - E_z = k_M \sigma_M^2 \quad (2)$$

となる。そこで、(1)と(2)から定数  $k_M$  を消去して、市場ベータの定義式

$$\beta_{iM} \equiv \sigma_{iM} / \sigma_M^2 \quad (3)$$

を考慮すると、

$$E_i - E_z = (E_M - E_z) \beta_{iM}; \quad \text{for all } i=1, \dots, N \quad (4)$$

と、いわゆる証券市場線(Security Market Line)の関係式を得る。

(4)式の右辺で  $\beta_{iM} = 0$  と置くと  $E_i = E_z$  となる。すなわち、 $E_z$  はベータがゼロの資産の期待リターンを表している。ベータがゼロの資産とは市場ポートフォリオのリターンとの相関がゼロであるようなリスク資産のことであり、その期待リターンが証券市場線の  $y$  切片になる。この  $E_z$  のことを『ゼロベータ・リターン』と呼ぶが、借入れ条件が貸出し条件と異なる場合にはこのゼロベータ・リターンがリスクフリー・レートに代わる役割を果たすことになる。この意味で、ブラックの CAPM は別名『ゼロベータ CAPM』とも呼ばれている。

以上の説明で明らかのように、CAPM というと通常は(4)式で表される期待リターンと市場ベータの関係を意味するものと理解されているが、その理論的エッセンスは、むしろ、市場ポートフォリオが効率的フロンティア上に位置するという性質である。

<sup>30</sup> ポートフォリオ  $M$  が効率的ポートフォリオならば、 $E_z$  のレートで資金を借りて資産  $i$  に投資したときのリスクとリターンの限界代替率はすべての資産  $i$  について等しくなければならない。これが条件式(1)の

## 2.2 ロールとロスの批判

SLB モデルの検証として前章で議論したのは、リスクと期待リターンに関する(4)式の関係が現実の株式市場で成立しているかどうかであった。市場は個別株式や株式ポートフォリオのリスクを市場ポートフォリオの変動に対する感応度  $b_{iM}$  で評価する。そして、市場ベータの大きな株式を保有するためには高い期待リターンを要求し、市場ベータの小さな株式を保有するには低い期待リターンで満足する。

個別株式や株式ポートフォリオのリスクを評価するのに市場ポートフォリオに対する感応度の計測が必要とされるために、SLB モデルの検証には深刻な方法論上の問題が含まれている。このことを最初に指摘したのが Roll[1977]であり、SLB モデルの検証に対する彼の批判を『ロールの批判』と呼ぶ。

市場ポートフォリオとは、理論上は、世の中のすべての資産からなるポートフォリオのことをいう。市場ベータはそうした資産全体の価値の変動に対する個別資産の価値変動の感応度を指すが、資産全体を正確に捉えてその価値変動を計量化することは原理的に困難である。そのため、実際には何らかの指数で市場ポートフォリオを代用しなければならない。ここに深刻な方法論上の問題が発生する。

(4)式の関係は、市場ポートフォリオ  $M$  が効率的ポートフォリオであればかならず成立する。そして、SLB モデルは投資家の事前の確率予想を所与としてその上で構成された理論モデルであるから、図1や図2の効率的フロンティアはこの事前的な確率予想に基づいて書かれたものと解釈するのが正しい。しかしながら、理論を現実のデータに照らして検証しようとするとき、誰も市場に参加する投資家の確率予想を後になって知ることはできない。そこで、現実のデータの持つ確率法則と投資家が抱く確率予想が一致するという、いわゆる『合理的期待』の仮定を置いて実証を行うことになる。つまり、図1や図2の効率的フロンティアは、実証の段階では、現実のデータの統計的な分布から書かれた事後的な効率的フロンティアに姿を変えることになる。

前章で紹介したように、SLB モデルの検証では、通常は、時価総額加重ないしは等金額加重の株価指数が市場ポートフォリオの代理変数に選ばれる。そして、この株価指数に対して計測されたベータ値と過去のリターンの平均値の間に(4)式の SLB 関係が成立しているかどうかを検証される。これは、選ばれた株価指数がリスク・リターンの事後的な機会集合の上で効率的フロンティア上に位置するかどうかを検証していることになる。株価指数が事後的な効率的フロンティアの上にちょうど位置していれば、平均リターンの銘柄間格差を説明する唯一の変数はこの指数に対し

---

直観的な意味である。

て測ったベータ値で、それ以外のいかなる銘柄属性も平均リターンとの銘柄間格差を説明できないことが論理的必然となる。一方、株価指数が事後的な効率的フロンティアから外れたところに位置していれば、平均リターンとの銘柄間格差はベータ値だけでは説明されず、それ以外の銘柄属性が平均リターンとの銘柄間格差をよりよく説明する可能性が生まれる。

『ロールの批判』の論点を明瞭にするには、事後的な効率的フロンティア上の株式ポートフォリオを一つ選び出して、それを市場ポートフォリオの代理変数とすればよい。このポートフォリオに対して個別証券や株式ポートフォリオのベータ値を計算するのである。そうすれば、(4)式の関係は統計的に 100 パーセントのフィットで成立するはずである。しかし、このような操作によって満足の行く検定結果が得られても、それは市場の株価形成が CAPM の理論モデル通りになされているに何の関係もない。事後的な効率的フロンティア上にあるポートフォリオを探して、それに対して個別株式や株式ポートフォリオのベータを計算すれば(4)式の関係が正確に成立するという数学的真理を確認するにすぎないのである。

SLB モデルのエッセンスは市場ポートフォリオの効率性であるが、市場ポートフォリオそのものが観測可能でないために、モデルの検証可能性に関する上記の問題が起きるのである。(4)式が実際のデータで成立しているかどうかの検証は、つまるところ市場ポートフォリオの代理変数に選んだ株価指数が効率的フロンティア上に位置するかどうかの検証に他ならない。しかしながら、市場ポートフォリオが観測可能でないので、(4)式の検定は SLB モデルが成立していることと代理変数に選んだ株価指数が真の市場ポートフォリオに十分近いことを同時に検定することにならざるをえない<sup>31</sup>。

しかし、事態はさらに深刻であることを最近の論文で Roll-Ross[1994]が指摘している。その問題とは、株価指数が効率的フロンティアからほんのわずかしか離れていなくても、その指数に対してベータを定義したときの期待リターンとベータの間に全く統計的關係が検出できないことがありうることである。真の市場ポートフォリオが効率的フロンティア上に位置していて、その代用となる株価指数も効率的フロンティアのほんのわずか内側にある場合でも、証券市場線の傾きの推定値

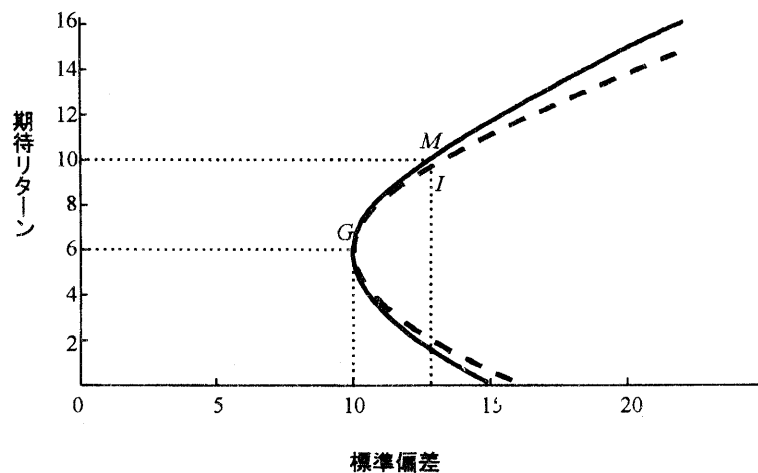
---

<sup>31</sup> 国内株式だけを対象にした SLB モデルの検定で、(4)式の関係が満足のいく統計的フィットを得たでしょう。このことは、国内株式全体のバスケットが株式だけから形成される効率的フロンティアに近いところに位置していることを示唆する(この示唆は実は正しくないことが次の論点であるが)。しかし、これが SLB モデルにとって有利な実証結果であるかどうかは分からない。債券をはじめとする株式以外の資産の市場や海外資産の市場が国内の株式市場と統合されていて、統合された市場で CAPM が成立しているとき、国内株式のバスケットは株式だけの効率的フロンティアの相当程度内側に位置するかも知れないからである。

がゼロとなってしまうことがあるという。もちろんこの場合にも、真の市場ポートフォリオが効率的フロンティア上に位置する限り、期待リターンと真の市場ベータの間には(4)式の関係が正確に成立し、両者の傾き(市場ベータ 1 単位当たりの期待リターンの増加)は市場のリスク・プレミアム( $E_M - E_z$ )に等しいプラスの値になる。

この論点を図4で説明しよう。図の太線はポートフォリオ・フロンティアである。G点は最小分散のポートフォリオで、ロール=ロス<sup>32</sup>は現実的な数値として、Gの期待リターンを年率6%、標準偏差を10%と仮定している。真の市場ポートフォリオはフロンティア上のM点に位置するものとする。Mに関して仮定された数値は期待リターン10%、標準偏差12.38%である。このように最小分散ポートフォリオの位置とフロンティア上のあと1点(今の場合はM点)が与えられれば、ポートフォリオ・フロンティアを表す双曲線は一意的に定まる<sup>32</sup>。

図4. ロール=ロスの批判



この図では、M点で効率的フロンティアに対して引いた接線(資本市場線)のy切片は-1.5%と計算される。つまり、この数値例におけるゼロベータ・リターンは-1.5%である。これは、(4)式右辺に登場する市場のリスク・プレミアム( $E_M - E_z$ )が11.5%であることを意味する<sup>33</sup>。したがって、もし真の市場ポートフォリオMが正確に観測できれば、個別株式や株式ポートフォリオの平均リターンを真

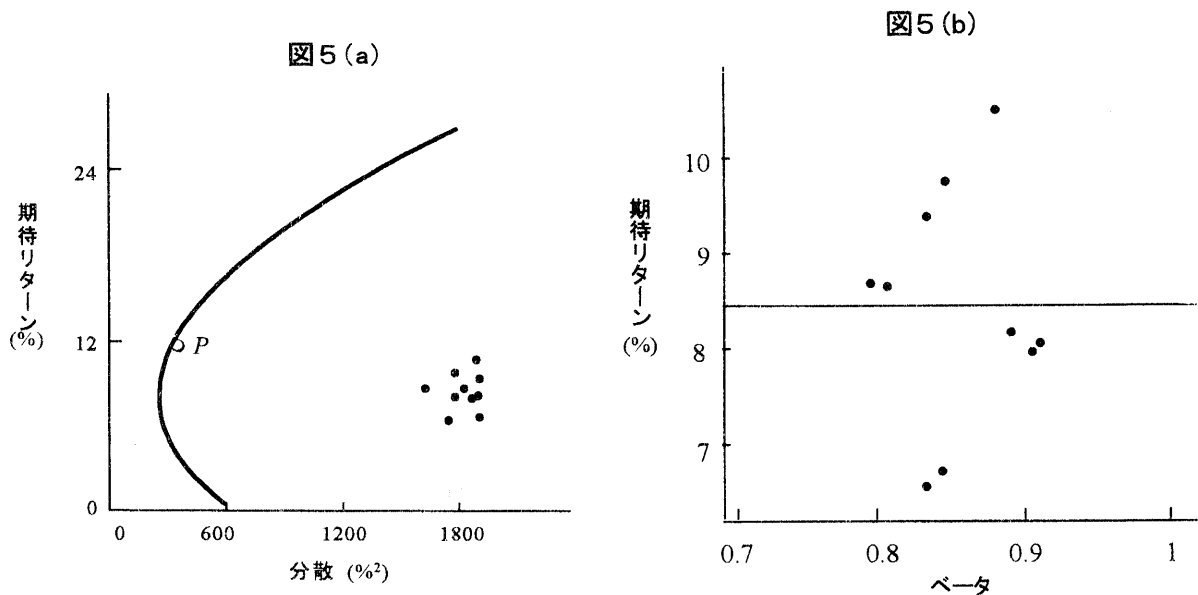
<sup>32</sup> Gに対して計算したすべての効率的ポートフォリオのベータ値は1になる。これは、最小分散ポートフォリオの性質としてよく知られているところである。

<sup>33</sup> 先に指摘したように、ゼロベータ・リターンは、理論上、リスクフリー・レートよりも大きな値になる。今の例でゼロベータ・リターンが負の値になっているのは、ロール=ロスの数値例の欠陥である。

のベータに回帰した場合の回帰係数の推定値は11.5%であり、クロスセクション回帰の統計的フィットも100%となるはずである。

ところが、図の点線上のポートフォリオ(例えば  $P$  点)を市場ポートフォリオの代理指数にしてこれに対するベータを計算し、平均リターンをベータにクロスセクション回帰させると、回帰係数の推定値はゼロとなってしまふ。実のところ、図の点線は平均リターンのベータに対する傾きがゼロとなるようなポートフォリオの軌跡を数学的に求めて図示したものである<sup>34</sup>。市場ポートフォリオ  $M$  と株価指数  $I$  の標準偏差は等しく、期待リターンもわずか2.2 ベーシス・ポイント後者が下回るだけである<sup>35</sup>。このように、株価指数と市場ポートフォリオはほとんど取るに足りない違いしかないのに、後者を用いてベータを計算すると、ベータと平均リターンには全く有意な関係が検出されないことになる。

株価指数の効率性の程度と期待リターンをベータに回帰した回帰分析の結果に関連がないという上記ロール=ロスの論点を、さらに理論的に深めた研究に Kandel-Stambaugh[1995]がある。ロール=ロスの場合には回帰直線の傾きだけを問題にしたが、データのフィットの良さを示す決定係数( $R^2$ )についても同様のことがいえることを、後者は示している。図5と図6でこの点を説明しよう。



<sup>34</sup> 厳密には、平均リターンのベータに対する傾きがゼロとなるようなポートフォリオのうち、分散が最小になるものを期待リターンの各水準について求めたものである。

<sup>35</sup> この点線の軌跡を求める上で置かれた数値上の仮定は、 $m = 10\%$ (株式の期待リターンのクロスセクションでの平均値)、 $s_R = 3\%$ (株式の期待リターンのクロスセクションでの標準偏差)、 $s_{R-1} = 5\%$ (期待リターン加重ポートフォリオと等金額加重ポートフォリオのリターンのズレの時系列標準偏差)である。



図6(a)

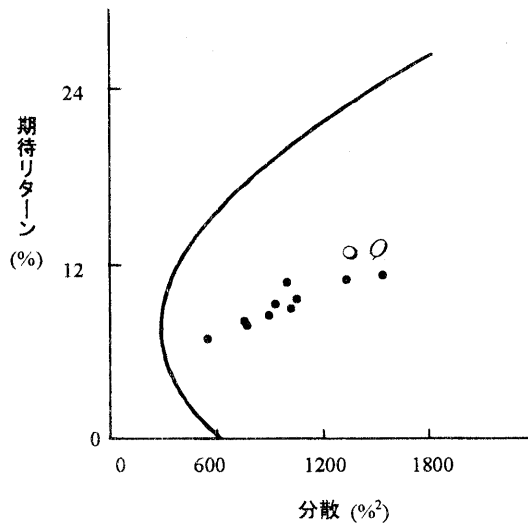


図5(b)

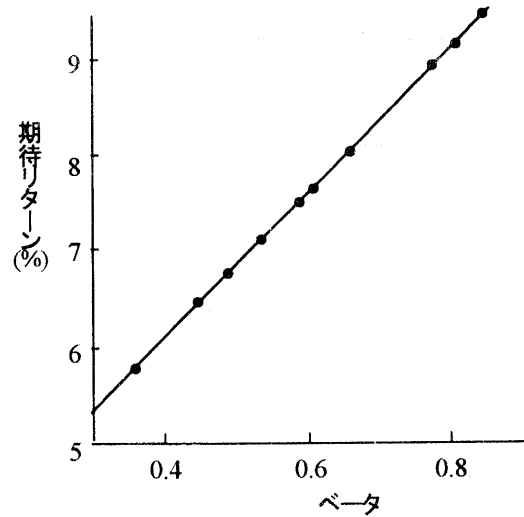


図5(a)は 10 個のリスク資産とそれから作ら

れるフロンティア、ならびにポートフォリオ  $P$  を示している。ポートフォリオ  $P$  には各リスク資産のベータを測るときに用いる指数の役割を与えるのであるが、 $P$  は実はごくわずかに効率的フロンティアから外れている。図5(b)はこの場合の期待リターンとベータの関係である。ロール=ロスの例と同様に回帰直線は水平になるが、さらにデータのフィットも極めて悪く、 $R^2$  は 0.0001 以下になる。

図6(a)にも、10 個のリスク資産とそれから作られるフロンティア、ならびにベータ測定用に用いるポートフォリオ  $Q$  を示している。この図の場合  $Q$  は効率的フロンティアから大きく外れている。ところが、図6(b)に示すように、期待リターンとベータの関係は肉眼では見分けがつかないほどほぼ完全に右上がりの直線に沿っている。この図だけ見れば、誰でもポートフォリオ  $Q$  は効率的フロンティア上に位置すると判断してしまうであろう<sup>36</sup>。

Fama-French[1992]は、株式の期待リターンとベータの間に有意な関係が見いだせないという彼らの検証結果をもって、SLB モデルの死を宣告した。しかし彼らの実証分析は図5のような状況に対応するのもかも知れず、そうならば用いられた株価指数はほぼ効率的ポートフォリオであることになる。ロールとロスに言わせれば、こうした検証方法で SLB モデルが成立しているかどうかを判定するという方法そのものが間違いということになる。SLB モデルの理論的エッセンスが市場ポート

<sup>36</sup> 図5と図6はいずれも米国の実際のデータを基礎にしている。両図の双曲線は、1926-1992年の期間について、ニューヨーク証券取引所上場全銘柄から10個の規模別ポートフォリオを作り、その効率的フロンティアを描いたものである。図5と図6の10個のリスク資産はこの効率的フロンティアを生み出すようにKandel-Stambaughが人為的に選んだ株式ポートフォリオである。図6(b)の  $y$  切片は 3.6%、傾きは 9.12%であるが、前者はこの期間のリスクフリー・レートの平均値に、後者はポートフォリオ  $Q$  の超過収益率の平均値にほぼ等しい。

フォリオの効率性にある以上、真の市場ポートフォリオがどの程度効率的フロンティアから離れているかを直接推定することこそ、SLB モデルの正しい検証方法というわけである。

### 2.3 株価指数の効率性の検証: Black-Jensen-Scholes のテスト

シャープ=リントナーの Original CAPM では、リスクフリー・レート  $R_f$  で資金の借入れが可能と仮定されていた。この仮定の下では、市場ポートフォリオが効率的であれば

$$E_i - R_f = (E_M - R_f)\beta_{iM}; \quad \text{for all } i = 1, \dots, N \quad (5)$$

が成立する<sup>37</sup>。このとき、資産のアルファ値を

$$\alpha_i \equiv E_i - R_f - (E_M - R_f)\beta_{iM} \quad (6)$$

で定義すると、すべての資産  $i$  について  $\alpha_i = 0$  となる。

Ross[1977]は、この逆も成立することを証明した。すなわち、すべての資産  $i$  について  $\alpha_i = 0$  となることは、ポートフォリオ  $M$  が効率的ポートフォリオであるための必要十分条件である。したがって、市場ポートフォリオの効率性を知るためには、すべての資産  $i$  について  $\alpha_i = 0$  が成立するかどうかを調べればよい<sup>38</sup>。この考え方に沿ってシャープ=リントナーの Original CAPM を最初に検証したのは Black-Jensen-Scholes[1972]である。時代的には Ross[1977]よりも 5 年さかのぼる。

彼らは、株式のリターンが次の『市場モデル』と呼ばれる確率モデルに従って発生すると仮定した:

$$\tilde{r}_{it} = \alpha_i + \beta_{iM}\tilde{r}_{Mt} + \tilde{\varepsilon}_{it}; \quad \text{for all } i = 1, \dots, N. \quad (7)$$

ここで、 $\tilde{r}_{it} \equiv \tilde{R}_{it} - \tilde{R}_{ft}$  は株式  $i$  の第  $t$  期における超過リターン、 $\tilde{r}_{Mt} \equiv \tilde{R}_{Mt} - \tilde{R}_{ft}$  は市場ポートフォリオの第  $t$  期における超過リターン、 $\tilde{\varepsilon}_{it}$  はモデルの攪乱項であり、 $\tilde{\varepsilon}_{it}$  は  $\tilde{r}_{Mt}$  所与の下で平均ゼロの正規分布に従う。また、 $\tilde{\varepsilon}_{it}$  に時系列の相関はない<sup>39</sup>。このリターン・モデルが正しく、かつシャープ=リントナーの Original CAPM が現実にも成立しているならば、(7)式を時系列回帰分析にかけたときの  $y$  切片の推定値  $\hat{\alpha}_i$  はすべての株式についてゼロでなければならない。

この検定を個別の株式ごとに行うと統計的検定力を大きく減らしてしまうので、Black-Jensen-Scholes は全体の株式を 10 個の株式ポートフォリオに分けて、それぞれのポートフォリオごとにアルファ値がゼロかどうかの検定を行った。その際に、推定されたベータ値のポートフォリオ間のば

<sup>37</sup> この式は(4)式の  $E_z$  を  $R_f$  に置き換えて得られる。

<sup>38</sup> ブラックのゼロベータ CAPM の場合には(6)式を  $\alpha_i \equiv E_i - E_z - (E_M - E_z)\beta_{iM}$  にすれば、全く同じ定理が成立する。

<sup>39</sup>  $\tilde{\varepsilon}_{it}$  のクロスセクションの相関はゼロと仮定されていない。

らつきができるだけ大きくなるよう、過去5年(データが不足する場合は過去2年以上)の月次リターンから計算した Pre-Ranking ベータで個別銘柄をポートフォリオにグループ化して、検証を行っている。このグループ分けの手続きは、前章で説明した Fama-MacBeth や Fama-French の方法と本質的に同じである。

実は、Black-Jensen-Scholes[1972]の実証分析をより最近のデータにまで広げた結果が Black[1993]に発表されているので、以下では後者の結果を紹介する。具体的には、1926年から1991年のニューヨーク証券取引所上場株式が分析の対象である。1931年1月を出発点として、毎年1月初めの時点で全銘柄を過去5年の月次リターンから計算した Pre-Ranking ベータの大きいものから順に10個のクラスに分割し、1月から12月の各月について各クラスの等金額加重ポートフォリオの月次リターンを計算する。この手続きを年1回ずつ繰り返す。その結果、全検証期間を通じて10個のベータ別ポートフォリオの月次リターンが得られる。この月次リターンから計算した超過リターンの時系列を市場ポートフォリオの超過リターンの時系列に回帰して、 $y$ 切片がゼロかどうかを調べるわけである。なお、市場ポートフォリオの代理変数として彼らが用いたのは、等金額加重のポートフォリオである。

表1がこの時系列回帰の結果である。ただしリターンは年率換算されている。パネル(a)は Black-Jensen-Scholes[1972]の分析期間、パネル(b)は Black[1993]で追加された分析期間の結果である。表の1行目と2行目が(7)式の回帰モデルの傾きと $y$ 切片の最小二乗推定値であり、3行目は $y$ 切片がゼロに等しいという帰無仮説に対する $t$ -値である。4行目は攪乱項の標準偏差の推定値、5行目と6行目は各ポートフォリオの超過リターンの平均と標準偏差である。

パネル(a)を見ると、一番ベータの大きいポートフォリオ1のベータ値は1.53、一番ベータの小さいポートフォリオ10のベータ値は0.48である。最も注目したいのは2行目の $\hat{\alpha}$ である。これがゼロならばそのポートフォリオは(5)式で与えられたシャープ=リントナーの証券市場線上に位置することになるが、1番目のポートフォリオは2%証券市場線よりも下側に位置している。逆に、10番目のポートフォリオは3%証券市場線よりも上側に位置している。言い方を換えれば、シャープ=リントナーのCAPMを基準にして考えると、ベータの大きいポートフォリオは低めの期待リターン(価格は割高)、ベータの小さいポートフォリオは高めの期待リターン(価格は割安)になる傾向がある。この傾向はパネル(b)に示すように最近の分析期間ではより顕著になる。すなわち、最近の26年間では、高ベータ・ポートフォリオのアルファ値はマイナス、低ベータ・ポートフォリオのアルファ値はプラスという傾向がより強くなるばかりか、低ベータ・ポートフォリオが実現した平均リターンは高ベータ・ポートフォリオのそれとほぼ変わらない。これは、平均リターンとベータを結び付ける直線はほとんど水平であると Fama-French に指摘された現象に他ならない。

	ポートフォリオ										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	M
	1.53	1.36	1.24	1.17	1.06	0.92	0.84	0.76	0.63	0.48	1.00
	-0.02	-0.02	-0.01	0.00	-0.01	0.00	0.01	0.01	0.02	0.03	-
	-0.78	-2.12	-1.30	-0.54	-1.38	0.55	0.72	1.64	1.74	2.21	-
	0.12	0.06	0.06	0.05	0.04	0.05	0.05	0.05	0.06	0.07	-
	0.26	0.22	0.21	0.21	0.18	0.17	0.16	0.15	0.13	0.12	0.18
	0.49	0.43	0.39	0.37	0.33	0.29	0.27	0.24	0.20	0.17	0.31

(b) 1966 - 1991

	ポートフォリオ										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	M
	1.50	1.30	1.17	1.09	1.03	0.95	0.87	0.78	0.67	0.51	1.00
	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.03	-
	-3.24	-0.93	-1.02	-0.24	-0.57	1.31	0.63	0.81	0.94	1.79	-
	0.08	0.05	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.04	0.05	0.08	-
	0.06	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.07	0.07	0.07	0.06	0.08
	0.31	0.26	0.24	0.22	0.21	0.19	0.18	0.16	0.14	0.12	0.20

表1の結果はアルファがゼロというシャープ=リントナーの CAPM に否定的である。事実、この帰無仮説に対する標準的な検定量  $t(\hat{\alpha})$  に注目すると、10 個のポートフォリオのうち、パネル(a)では 3 個、パネル(b)では 2 個のポートフォリオについてこの  $t$ -値の絶対値が 1.7 を超えている。しかし、10 個のポートフォリオについて個別に  $t$ -検定を行うのは、個別銘柄ごとに  $t$ -検定を行うよりはましにしても、依然として統計的検定力の点で不十分である。そこで、Black-Jensen-Scholes は次のような一つのポートフォリオについての検定方法を考案している。

ブラックのゼロベータ CAPM によれば、資金の借入れ条件が貸付け条件と異なる場合の証券市場線は(4)式で与えられた。この式を変形すると、資産  $i$  の期待リターン  $E_i$  は

$$E_i = E_z(1 - \beta_{iM}) + E_M \beta_{iM} \quad (8)$$

と表現される。ここで、 $E_M$  は市場ポートフォリオの期待リターン、 $E_z$  はゼロベータ・ポートフォリオの期待リターンである。この式をさらに

$$E_i - R_f = (E_z - R_f)(1 - \beta_{iM}) + (E_M - R_f)\beta_{iM} \quad (9)$$

と変形して(6)式と比べると、

$$\alpha_i = (E_z - R_f)(1 - \beta_{iM}) \quad (10)$$

であることが分かる。

シャープ=リントナーの Original CAPM が成り立てば  $E_z = R_f$  であるから、(10)式より  $\alpha_i = 0$  と

なる。しかし、表1の結果によれば、高ベータ・ポートフォリオのアルファ値はマイナス、低ベータ・ポートフォリオのアルファ値はプラスになる傾向があった。この現象を(10)式に照らして解釈すると、 $E_i > R_f$  であること、つまりゼロベータ・ポートフォリオの期待リターンがリスクフリー・レートよりも大きいことを示唆している。これは、図3で説明したブラックのCAPMと整合的である。

Black-Jensen-Scholes は(8)式を拡張して、資産のリターンが(7)式の市場モデルではなく、次のような2ファクター・モデルから生成していると考えた：

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{R}_{zt}(1 - \beta_{iM}) + \tilde{R}_{Mt}\beta_{iM} + \tilde{\varepsilon}_{it}; \quad \text{for all } i = 1, \dots, N. \quad (11)$$

資産  $i$  の第  $t$  期におけるリターン  $\tilde{R}_{it}$  は、市場リターン  $\tilde{R}_{Mt}$  とゼロベータ・ポートフォリオのリターン  $\tilde{R}_{zt}$ 、ならびに資産  $i$  の固有リターン  $\tilde{\varepsilon}_{it}$  の影響で決まる。そして、ベータの大きい資産のリターンは第1の『市場ファクター』に対する感応度が高いのに対して、ベータの小さい資産のリターンは第2のファクターに対する感応度が高い。この第2のファクター  $\tilde{R}_{zt}$  を彼らは『ベータ・ファクター』と名付けている。

(11)式を元に Fama-MacBeth タイプのクロスセクション分析を想定すると、

$$\bar{R}_{it} = \gamma_{ot} + \gamma_{1t}\beta_{iM} + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (12)$$

が回帰モデルとなるので、

$$\gamma_{ot} = \bar{R}_{zt}, \quad \gamma_{1t} = \bar{R}_{Mt} - \bar{R}_{zt} \quad (13)$$

となる。ただし、 $\bar{R}_{it}$ ,  $\bar{R}_{Mt}$ ,  $\bar{R}_{zt}$  はクロスセクション分析の対象期間における資産  $i$ 、市場ポートフォリオ、ならびにゼロベータ・ポートフォリオのリターンの期間平均である。このモデルによれば、平均リターンのベータに対する傾き  $\gamma_{1t}$  は市場ポートフォリオの平均リターンとゼロベータ・ポートフォリオの平均リターンの差に等しいことになる。ゼロベータ・ポートフォリオのリターンが小さい期間についてこのクロスセクション回帰を行えば推定される傾きは大きくなるが、ゼロベータ・ポートフォリオのリターンが大きい期間について回帰を行えば、ほとんど水平な回帰直線が得られる。この観点からすれば、Fama-French が指摘した平均リターンとベータのほとんど水平な関係は『CAPM の死』を意味するものでも何でもなく、ゼロベータ・リターンの大きい時期についてはごく自然な結果ということになる。

シャープ=リントナーの Original CAPM が成立しているかどうか、すなわち(10)式のアルファ値がゼロであるかどうかを検定するために、Black-Jensen-Scholes はゼロベータ・ポートフォリオの超過リターンの時系列を推定して、その時系列平均値がゼロに等しいことを帰無仮説とする検定を行うことを考えた。表2はこの検定のためのデータを、6つの分析期間について示したものである

実際にはゼロベータ・ポートフォリオのベータは完全にはゼロとはならないので、市場ファクターの影響を除去する必要がある。そこで、ゼロベータ・ポートフォリオの超過リターンを市場ポートフ

表2 ベータ・ファクター

分析期間	$\hat{\mu}_e$	$\hat{\sigma}_e$	$t(\hat{\mu}_e)$
1931.1-1939.12	-0.05	0.17	-0.94
1940.1-1949.12	0.03	0.10	1.06
1950.1-1959.12	0.08	0.06	4.25
1960.1-1969.12	0.03	0.07	1.32
1970.1-1979.12	0.01	0.10	0.18
1980.1-1991.12	0.09	0.08	3.90

オリオの超過リターンに回帰して、残差リターンを計算する。この残差リターンの時系列の平均が  $\hat{\mu}_e$ 、標準偏差が  $\hat{\sigma}_e$ 、 $t$ -値が  $t(\hat{\mu}_e)$  である。表によれば、第1の分析期間についてはベータ・ファクターの超過リターンはマイナスであるが、それ以降のベータ・ファクターは一貫してプラスの超過リターンを上げている。すなわち、Original CAPM を基準に考えると、低ベータ・ポートフォリオは常に高い平均リターンを実現してきていることになる。また、この傾向は直近の期間で極めて強くなっている。一方、ベータ・ファクターの標準偏差は1970年代で年率10%、1980年代で8%である。この数字は、表1に示した1966-1991年の市場ファクターの標準偏差の20%と比較して、かなり有意である。このことから、ベータ・ファクターは株式リターンの決定に重要な役割を果たしているといえる。

ブラックは、ベータ・ファクターの平均超過リターンがプラスであるという現象を一過性の『アンノミー現象』とは見ていない。

『この論文も、他の多くの論文と同じように、データ・マイニングの一例にすぎないであろうか。低ベータ銘柄は将来も高いリターンをあげるだろうか。あるいはまた、ベータ・ファクターに対する値付けの異常を察知した投資家がこの効果を消し去るだろうか。借入れの困難さ、借入れに対する人々の忌避や、市場ポートフォリオの測定誤差は、この

<sup>40</sup> ゼロベータ・ポートフォリオは、低ベータ資産をロング・ポジションに、高ベータ資産をショート・ポジションにして、適当な比率で組み合わせることによって作ることができる。表2の元になったゼロベータ・ポートフォリオのリターン(ベータ・ファクター)の時系列の推定方法の詳しい説明は、ここでは割愛する。表2は Black[1993]の Table 6 からの抜粋である。

効果を永続させるほどに強いものであろうか。——中略——

直線の傾きが今よりも若干大きくなることはあっても、低ベータ銘柄は、これまで通り CAPM の理論的予測以上のパフォーマンスをあげ続けるであろう。これが私の予言である<sup>41</sup>。』

現象の本質は、借入れ制約の大きい投資家が高ベータ資産の価格をつり上げていることである。このような状況では、借入れ制約から比較的自由な投資家や企業は積極的にレバレッジを利用して低ベータ資産の購入に向かうのが正しい。ベータ・ファクターが大きい値をとっているときほど、つまり観測される証券市場線が水平であるときほど、このアドバイスを生かすべきである。水平な証券市場線は『ベータの死』を意味するのではなく、ベータを利用した投資戦略がより有用になっていることを示すに他ならない。ゼロ・ベータ CAPM の理論モデルからブラックが引き出す投資戦略上の教訓は、以上である。

## 2.4 株価指数の効率性の最近の検証

市場ポートフォリオの効率性を直接検定するための方法については、Black-Jensen-Scholes 以後数多くの研究論文が発表されている。この問題は数理統計学、ないしは計量経済学の観点からいえば多変量解析の新しい方法を考案するという挑戦的なテーマでもあり、現代ファイナンスの実証研究の歴史上重要な位置を占めている。ただ、株式期待リターンと銘柄間格差というこの稿の本題からは外れるので、ここでは代表的な文献の紹介にとどめたい。

Black-Jensen-Scholes は、特定のポートフォリオ(彼らの場合はゼロベータ・ポートフォリオ)を作って、そのリターンの時系列から市場ポートフォリオの効率性を検定するという方法を考えた。ただし、彼らの主眼はシャープ=リントナーの CAPM が現実成立しているかどうかの検定であったので、市場ポートフォリオが図1の  $M$  点に一致するかかどうかという、狭い意味での効率性の検定にとどまっていた。これに対して、CAPM をゼロベータ CAPM に広げて、多変量解析の枠組みの中でポートフォリオの効率性を直接検定するという発想を最初に明示的に提示したのは、Gibbons[1982]である。彼は 1926-1975 年の米国株式市場のデータに尤度比検定を行って、CAPM は 0.1%の有意水準で棄却されるという結論を得た。

この Gibbons の検定方法の問題点を指摘したのが Stambaugh[1982]と Shanken[1985]である。前者は、Gibbons が検定で用いた漸近  $\chi^2$  分布は真の分布に対する近似の精度が悪く、市場ポートフォリオが効率的であるという帰無仮説を誤って棄却してしまう確率が極めて高いことと、分析対象とする証券の数が多くなるほど誤りの確率が増大することを、モンテカルロ・シミュレーション

によって示した。後者は、同じ論点をシミュレーションではなく理論的に導いた論文で、40 個の証券と 60 個の期間を用いる場合に、真の分布に基づいた  $P$ -値が 92%のときに漸近  $c_2$  分布を用いたときの  $P$ -値が実に 1%になってしまうという極端な結果を示した。この論点を受けてより適切な検定方法を提案した研究には、Jobson-Korkie[1982]、Gibbons-Ross-Shanken[1989]、Zhou[1991]、Mackinlay-Richardson[1991]などがある。このうち Zhou は、安全資産がない場合について、所与のポートフォリオの効率性を固有値に基づいて検定する方法を考案した。1926-1986 年の米国株式市場データを用いた彼の分析結果では、時価加重株価指数の効率性は、10%の有意水準では全体の 12 期間中 10 期間で棄却され、5%の有意水準では 12 期間中 8 期間で棄却されている。また、Mackinlay-Richardson は分布の仮定をなるべく弱くして仮説検定を行う Generalized Method of Moments (GMM)の枠組みを適用する方法を考えたが、彼らの主要な結論は仮説の検定結果がそれでも分布の仮定に強く依存してしまうということであった。

この分野の研究で重要な貢献として Kandel-Stambaugh[1987]と Shanken[1987]を挙げないわけにはいかない。既に指摘したように、CAPM の検定には二つの別個の問題が絡んでいる。一つは、所与のポートフォリオ(インデックス)の効率性をどのように検定するかという問題であり、もう一つは、所与のインデックスの効率性検定の結果を観測不可能な真の市場ポートフォリオの効率性の検定にどう結び付けるかという問題である。上の二つの論文はいずれも、所与のインデックスと真の市場ポートフォリオの相関係数に依拠してこの問題の解決を図った代表的な論文である。また、後者は市場ポートフォリオの代理変数として株価指数と長期国債指数のポートフォリオを用いている点でも、興味深い。

最後に、3節に登場した Kandel-Stambaugh[1995]の提唱する方法を簡単に紹介しておこう。彼らの方法は、普通最小二乗法(OLS)に対する一般化最小二乗法(GLS)の優位を説いた前章の Amihud-Christensen-Mendelson[1992]の論点にも関わっている。

図7は、ポートフォリオの効率性の程度を判断する指標として Kandel-Stambaugh が提唱する指標を示している。点  $P$  が効率性の程度を判定したい所与のポートフォリオの位置とする。点  $x$  は  $P$  と分散が等しい効率的フロンティア上のポートフォリオ、点  $y$  は  $P$  と期待リターンが等しいフロンティア上のポートフォリオである<sup>42</sup>。また、点  $G$  は最小分散ポートフォリオである。図の横軸はリターンの標準偏差ではなく分散である。今、 $P$ 、 $x$ 、 $G$ の期待リターンをそれぞれ  $E_P$ 、 $E_x$ 、 $E_G$ と記すと、 $P$ の効率性を Kandel-Stambaugh は

---

<sup>41</sup> Black[1993]の pp.16-17 から引用。

<sup>42</sup>  $P$  が図の  $G$  点より下側に与えられたとき、 $y$  はフロンティア上の右下がりの部分に来る。この場合  $y$  はフロンティア・ポートフォリオではあっても効率的ポートフォリオではない。



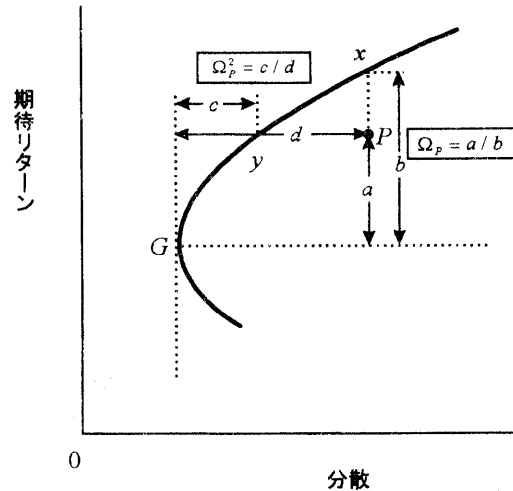
$$\Omega_P = \frac{E_P - E_G}{E_x - E_G} \quad (14)$$

で定義する。これは図の距離  $b$  に対する距離  $a$  の比率である。 $P$  がフロンティアの右上がりの部分に位置する効率的ポートフォリオのとき、この比率は最大値 1 になる。また、 $P$  がフロンティアの右下がりの部分に来るとき、この比率は最小値 -1 になる。つまり、この指標は所与のポートフォリオがどれ位効率的フロンティアの近くにあるかを示す極めて直観的な指標といえる。(14)式はこの距離を垂直方向に測ったが、水平方向に距離を測ることもできるという面白い性質を、この指標は持っている。つまり、 $P, y, G$  の分散をそれぞれ  $\sigma_P^2, \sigma_y^2, \sigma_G^2$  と記すと、

$$\Omega_P^2 = \frac{\sigma_y^2 - \sigma_G^2}{\sigma_P^2 - \sigma_G^2} \quad (15)$$

が成立する。(15)式は図の距離  $d$  に対する距離  $c$  の比率である。

図7. Kandel-Stambaughの効率性指標



3節で述べたロー＝ロスの批判のポイントは、ポートフォリオの効率性と期待リターンのベータに対する回帰の結果には何ら関係がないということであった。この場合の回帰係数の推定方法として、ロー＝ロスは普通最小二乗法(OLS)の利用を想定していた。事実、Fama-Macbeth[1973]からFama-French[1992]に至るまで、この種の回帰分析では圧倒的多数の研究がOLS回帰によって証券市場線の  $y$  切片と傾きを推定していた。希有の例外がGLS回帰を利用したAmihud-Christensen-Mendelson[1992]であった。ところが、GLS回帰によってパラメータを推定する場合には、(14)式ないしは(15)式で定義されるポートフォリオの効率性と期待リターンのベータに対する回帰の結果に密接な関係が発生する。これがKandel-Stambaughの極めて重要な理論的発見であ

る。

今、資産の期待リターンとベータについて(12)式のクロスセクション回帰を想定する。ただし、パラメータの推定は OLS 法ではなく、資産の分散・共分散行列の逆行列をデータ・ポイントのウェイト付けに用いた GLS 法によって行う。このとき、回帰分析の決定係数  $R^2$  と効率性指標  $\Omega_p$  との関係は、

$$R^2 = \Omega_p^2 \quad (16)$$

となり、回帰直線の傾き  $\hat{\gamma}_1$  と  $y$  切片  $\hat{\gamma}_0$  の効率性指標  $\Omega_p$  との関係は

$$\hat{\gamma}_1 = \Omega_p(E_x - E_{x_0}), \quad (17)$$

$$\hat{\gamma}_0 = E_{x_0} + (1 - \Omega_p)(E_G - E_{x_0}) \quad (18)$$

となることが証明できる。ここで、 $E_{x_0}$  はポートフォリオ  $x$  と無相関のポートフォリオの期待リターンである。

(16)式は、期待リターンのベータに対する回帰のフィットの良さが効率性指標の値に等しいことを示している。ポートフォリオ  $P$  の期待リターンが最小分散ポートフォリオ  $G$  と同じ水準のとき、効率性指標の値は 0、回帰分析の決定係数も 0 である。一方、ポートフォリオ  $P$  が効率的フロンティア上にあるときは、効率性指標も回帰分析の決定係数も 1 となる。(17)式と(18)式によれば、 $P$  が効率的ポートフォリオのとき  $\Omega_p$  は 1 となるので、回帰直線の傾きの推定値  $\hat{\gamma}_1$  はポートフォリオのゼロベータ・リターンに対するプレミアム  $(E_x - E_{x_0})$  に等しく、 $y$  切片の推定値  $\hat{\gamma}_0$  はゼロベータ・リターン  $E_{x_0}$  に等しい。これは、ブラックのゼロベータ CAPM の証券市場線に他ならない。 $P$  が効率的フロンティアの内側のときは  $\hat{\gamma}_1 < E_x - E_{x_0}$ 、 $\hat{\gamma}_0 > E_{x_0}$  となる。効率性指標  $\Omega_p$  が 1 に近づくにつれて  $\hat{\gamma}_0$  は  $E_{x_0}$  に近づき、 $\hat{\gamma}_1$  は最大値  $(E_x - E_{x_0})$  に近づく。右下がりの回帰線が得られるのは、 $E_p < E_G$  のときであり、水平な回帰線が得られるのは  $E_p = E_G$  のときである。後者の場合、 $\Omega_p$  も 0 となる。

OLS 回帰の場合と違って、GLS 回帰を用いると期待リターンのベータへの回帰の結果はポートフォリオ  $P$  の効率的フロンティアまでの距離  $\Omega_p$  によって完全に決まる。図6(a)の場合、 $\Omega_p$  は 0.3 で GLS 回帰の決定係数は 0.09 となる。一方図5(a)の場合、 $\Omega_p$  も GLS 回帰の決定係数もほとんど 1 に等しい。図6(b)の散布図について GLS 回帰を行うとデータのフィットは極めて悪く、逆に図5(b)の散布図について GLS 回帰を行うとほぼ完全なデータのフィットが得られるはずである。これは、OLS 回帰では各データ・ポイントに均等なウェイトが掛かるのに対して、GLS 回帰の場合にはリターンの分散・共分散行列の構造に応じたウェイトが掛かるからである。図6(b)では直線からわずかに外れていると見られるポートフォリオに極めて大きいウェイトが掛かり、図5(b)では直線から

大きく外れているポートフォリオに掛かるウェイトが極めて小さいために、こうした結果が生まれる。もちろん、これは理論的性質を明確にするために作られた仮想例であり、極端な結果が出るように仕組まれている。

OLSを用いるかGLSを用いるかで期待リターンとベータの関係を調べる回帰分析の結果が大きく異なることを、前章 Amihud-Christensen-Mendelson の実証研究の紹介で指摘した。CAPM の理論的本質が市場ポートフォリオの効率性にある以上、クロスセクション回帰によってCAPMを検定するにはGLS回帰を行うべきであることを、Kandel-Stambaugh の研究は極めてドラマティックに明らかにしている。ただ、このアプローチを具体的な検定方法に結び付ける計量経済学的方法の考察やそれに基づく実証研究については、多くを今後の研究に待たねばならない。

### 第3章 企業規模、株価純資産倍率と株式リターン

#### 3.1 「アノマリー」の初期の文献

金融資産の価格は、その金融資産の保有によってもたらされる将来のキャッシュフローの期待値を市場の要求収益率で割引いた割引現在価値に等しい。将来のキャッシュフローの期待値が高い(低い)金融資産を市場は高く(安く)買う。一方、将来のキャッシュフローの期待値を一定にすれば、市場の要求収益率の高い(低い)金融資産に市場が付ける価格は低い(高い)。市場の要求収益率とは投資家が個々の金融資産に求める期待リターンのことであり、それとリスクフリー・レートとの差を「リスク・プレミアム」と呼ぶ。金融資産のリスクの程度に応じた市場の値付けは、このリスク・プレミアムの大きさに反映される。

金融資産にはさまざまなリスクがある。しかしながら、シャープ=リントナー=ブラックの資本資産評価モデル(Capital Asset Pricing Model)によれば、市場の値付けに関係するのはただ一種類のリスクである。そのリスクとは、市場の金融資産全体(市場ポートフォリオ)の価値が変動するときに、当該金融資産がどれだけ連動して価値変動を起こすかという意味でのリスクであり、シャープはこのリスク尺度を「市場ベータ」と名付けた。市場ベータと期待リターン(ないしはリスク・プレミアム)の間に、実際にはどのような関係が検出されるか。また、その検証方法にはどのような問題点があるか。前章までは、こうした点を中心に過去の研究を振り返ってきたわけである。

冒頭でも触れたように、Fama-French [1992]は市場ベータの他に、企業規模、株価収益率、負債比率、株価純資産倍率、といった銘柄属性を取り上げ、これらと株式リターンの関係を長期間のデータについて調べた。そして、(1)株式リターンに対する市場ベータの説明力は有意でない、(2)企業規模と株価純資産倍率の2つの属性の組み合わせでほぼ十分にリターンの銘柄間格差

が説明できる、というのが、彼らの得た結論であった。

市場ベータ以外の銘柄属性、とりわけ企業の財務関連の属性と株式リターンの間の永続的な関係を調べた Fama-French 以前の代表的な実証研究を、ここで簡単に紹介しておこう<sup>43</sup>。

Basu[1977]は株価収益率(Price-Earnings Ratio、以下必要に応じて P/E と略する)と株式リターンの関係を調べた。分析対象はニューヨーク証券取引所上場銘柄、分析期間は 1957-1971 年である。リターンそのもので見ても、市場ベータ調整後のリターンで見ても、低 P/E 銘柄は高 P/E 銘柄に比べて平均的に高いリターンをあげているというのが、この研究の結論である。株価が利益の短期的な増減に過剰に反応するためにこのような現象が起きると、彼は考えた。P/E 比率が低い(高い)ということは、企業の長期的な配当支払い能力を市場が過小(過大)に評価していることを意味する<sup>44</sup>。株価収益率という誰にでも見える公開の指標が、将来の株価修正の方向に関する予知情報を含んでいることになる。この意味で、Basu は彼の発見した「株価収益率効果」を、資本資産評価モデルという特定の市場均衡理論の否定というよりは、半強度の効率的市場仮説に対する挑戦と捉えている<sup>45</sup>。

Litzenberger-Ramaswamy[1979]は、個人所得税がキャピタル・ゲインには軽く、インカム・ゲインには重いという税制の影響によって、配当利回りの高い銘柄の(税引前)リターンは高いはずであるという理論的仮説を立て、1936-1977 年のデータについてこの仮説が支持されたと主張している。

Stattman[1980]は株価純資産倍率と株式リターンの関係に注目した最初の論文で、株価純資産倍率の低い銘柄が平均的に高いリターンをあげているという実証結果を示している。同様の実証結果は Rosenberg-Reid-Lanstein[1985]にも示されている。

株価収益率(の逆数)、配当利回り、株価純資産倍率(の逆数)は、いずれも、いわゆる「バリュ―」指標(「割り安」指標)である。株価を分母にとると、Basu は利益額(益利回り)の高い銘柄が高

---

<sup>43</sup> 株式市場アノマリーの研究に関する体系的なサーベイには Dimson [1988]などがある。

<sup>44</sup> 株価は企業の短期的な利益変動に反応しすぎて、長期の配当支払い能力を十分に反映していないという指摘は、配当割引モデルの創始者であるジョン・バー・ウィリアムズの著作にも既に見られる(Williams [1956], 19 ページ)。また、こうした市場の見方に立ってバリュ―株投資を一貫して提唱したのがベンジャミン・グレアムであることは、余りにも有名である。

<sup>45</sup> Basu は研究の対象を会計年度が 12 月 31 日締め企業だけに絞っている。12 月 31 日時点における株式時価総額を当該会計年度の税引後利益で除した値が、彼の用いた株価収益率である。この株価収益率の大小で全銘柄を 5 つのグループに分け、翌 4 月から 1 年間の各グループの等金額ポートフォリオのリターンを比較するわけである。つまり、前年度の会計利益が市場に十分伝わるまでの時間をおいて、その後のリターンを調べていることになる。

リターンであることを、Litzenberger-Ramaswamy は配当額の高い銘柄が高リターンであることを、Stattman は純資産額の高い銘柄が高リターンであることを主張していることになる。つまり、これらの研究はいずれも、広い意味でのバリュー銘柄が平均的に高いリターンをあげていることを主張した実証研究ということができる。

企業規模と株式リターンの関係を研究した初期の代表的な論文は Banz[1981]である。彼は、1926-1975 年の期間で、ニューヨーク証券取引所への上場年数が 5 年を超える銘柄を全部取り上げて、企業規模効果について調べた。彼が示した結論は、企業規模の小さい銘柄のリターンがリスク調整後も高いという傾向に極めて永続性があることと、その傾向が企業規模極小の銘柄群で特に顕著であることであった。彼の用いた実証方法は、企業規模と Pre-Ranking ベータの 2 次元で分割したポートフォリオについての Fama-MacBeth クロスセクション検定、普通最小二乗法 (OLS) だけでなく一般化最小二乗法 (GLS) によるパラメータ推定、ベータ算出に際しての等金額加重インデックスと時価総額加重インデックスの採用、株式だけでなく債券インデックスも含めた市場インデックスの採用、規模別ポートフォリオ間の裁定取引の有効性のテストと、極めて徹底している。どの方法を用いても、得られる結論に大きな影響はなかった。このような企業規模効果 (小型株効果) が起きるのは、時価総額の小さな企業には市場の関心が薄く、市場の関心が薄い企業にはリスク調整後も高いリターンを市場が要求するからである。これが Banz の小型株効果に対する解釈である。

株価収益率と株式リターンの関係は Banz の小型株効果が姿を変えているにすぎないという主張を展開したのは、Reinganum[1981]である。彼が研究の対象にしたのは、ニューヨーク証券取引所とアメリカン証券取引所に上場する 12 月決算企業 566 社である。分析期間は 1963-1977 年で、株価収益率の影響を見るときには、赤字企業は除外されている。彼はまず、前年の株価収益率でグループ分けした 10 個のポートフォリオについて当年のリターンを比較し、株価収益率の低いグループは市場ベータが低いにもかかわらず高リターンであり、この点で Basu[1977]と同じ結論が得られることを確かめた。次に、企業の時価総額でグループ分けした 10 個のポートフォリオのリターンを比較し、時価総額の小さいグループのベータは大きい、ベータの大きさをシャープ=リンターの証券市場線の関係を考慮して調整しても、それ以上に企業規模の小さいグループのリターンが高く、Banz の主張が彼のデータでも確かめられることを確認した。ところが、彼のデータでは、株価収益率の低い銘柄は時価総額の小さいグループに属する傾向が強く見られた。実際、株価収益率と時価総額の相関係数を分析期間後半の 38 四半期について計算したところ、個別銘柄単位では 0.16 にとどまったものの、株価収益率で分割した 10 個のポートフォリオ単位では 0.82 と極めて高い値が得られた。そこで、彼はまず全銘柄を時価総額で 5 つのグループに分け、個々

の時価総額別ポートフォリオをさらに株価収益率で5つのサブグループに分け、2次元の表の上で25個のサブグループ・ポートフォリオのリターンとベータ値を比較した。その結果、時価総額が同程度の銘柄の中で比較すると株価収益率と株式リターンの関係は消えてしまうことが明らかになった。一方、株価収益率が同程度の銘柄の中で比較しても、時価総額の小さい銘柄のリスク調整後のリターンが高いという傾向は依然として残った。以上から Reinganum は、株式リターンに対する株価収益率効果と小型株効果は共通の見えざる要因に起因していて、その見えざる要因は株価収益率よりも企業規模とより密接に関係していると結論づけた。

Fama-French[1992]以前の「アノマリー」研究には、他に Lakonishok-Shapiro[1986]、Ritter-Chopra[1989]、Chan-Hamao-Lakonishok[1991]などがある。

取引費用や取引制約の影響を考えると、投資家が十分に分散化されたポートフォリオを持つというのは理論の世界だけのことも知れない。であれば、現実の市場ではベータによっては捉えられない非市場リスクにも値付けが行われている可能性がある。小さな企業は非市場リスクが大きいため期待リターンも大きいのではないか。小型株効果の理論的解決をこの道筋で探ろうとしたのが Lakonishok-Shapiro である。しかし、彼らが Fama-MacBeth の方法を用いて分析した1962-1981年のニューヨーク証券取引所上場銘柄のデータからは、小型株効果は確かめられたものの、ベータ、非市場リスクともに株式の平均リターンを有意に説明できなかった<sup>46</sup>。彼らはこの分析から、小型株効果が1月に集中していて、この月を除くと企業規模と株式リターンの関係は消えてしまうということを発見した。

Ritter-Chopra はこの1月効果をより子細に分析した。分析ユニバースはニューヨーク証券取引所上場銘柄、分析期間は1935-1986年である。彼らは全銘柄を5分割して企業規模と株式リターンの関係を調べ、1月には最小型株グループのリターンが際立って大きいことを確認した。彼らの興味深い発見は、1月に市場インデックスが下落していても、小型株グループでは高ベータ銘柄の方が低ベータ銘柄よりも株価が大きく上昇していることであった。この1月効果の説明としては、節税対策説(前年に損失の発生した小型株が12月に売られる)、ベータ可変説(小型株のベータが1月だけ跳ね上がる)などがあるが、Ritter-Chopra はこれらの仮説を実証的に退けている。彼ら

---

<sup>46</sup> 第1章に紹介した Amihud-Christensen-Mendelson[1992]は、1951-1990年のデータを対象に一般化最小二乗法を用いた分析を行って、これとは異なる結果を得ていた。すなわち、彼らの分析では、非市場リスクが大きいほど平均リターンは小さいという関係が有意であった。この実証結果からは、上記の筋道で小型株効果を説明するという発想自体が生まれえない。ただし、Fama-MacBethのクロスセクション分析の検定力の弱さや、普通最小二乗法対一般化最小二乗法の選択の問題などについては、第1章に説明した通りである。

が唱えたのは機関投資家による(合法的な)「粉飾決算」説である。機関投資家は、年末の運用ポートフォリオ開示に備えて、企業規模の小さい「格好の悪い」銘柄を12月末までに一時的に外して1月になれば再び高リスク銘柄を買い戻す傾向がある。これが小型株効果を1月に集中的に発生させる原因となっているというのが、彼らの主張である。同論文はこの主張をデータによって裏付けている。

また、Chan-Hamao-Lakonishok は、日本の株式市場についても小型株効果とバリュー効果が確認されることを報告した論文である。彼らを用いたバリュー株指標は、純資産・株価比率(株価純資産倍率の逆数)、益利回り(株価収益率の逆数)、キャッシュフロー利回り(キャッシュフロー/株価)であり、分析対象は東京証券取引所第一部、第二部上場銘柄、分析期間は1971-1988年である。この研究は、いわゆる「生残り企業バイアス(Survivorship bias)」を除去したデータを用いた希有のものである点で、日本の株式市場研究の中では貴重である<sup>47</sup>。

### 3.2 時価総額、株価純資産倍率と株式リターン:Fama-French [1992]

Fama-French[1992]は、分析期間をより最近の時期に更新してもこれらの実証結果が成立するかどうかを確かめようとした。前節に挙げた研究はいずれも、ベータと株式リターンの関係を認めた上で、他のいくつかの企業属性がベータ・リスクに対する調整を超えるリターンを永続的にあげていることを示すものであった。これに対して Fama-French は、ベータと株式リターンの関係を真向から否定した点に特徴がある。小型株効果そのものについての彼らの分析結果は第1章に説明したので、ここでは株価収益率および株価純資産倍率と株式リターンの関係についての分析結果を紹介する。

表1は、株価収益率でグループ分けしたポートフォリオの平均リターン<sup>48</sup>、ベータ(Post-Ranking

<sup>47</sup> 著者達によれば、1971-1988年の期間に東証第一部、第二部から上場廃止になった企業は123社あった。「生残り企業バイアス」とは、こうした上場廃止企業の上場時のデータが通常のデータベースに含まれていないことから発生するバイアスを指す。「アノマリー研究」ではこのバイアスが極めて大きい影響を分析結果にもたらすことが知られており、上場廃止企業の上場時のデータを含めたデータを用いるのが常識になっている。

<sup>48</sup> グループ分けの尺度として用いられた株価収益率は、前年12月末の株価を前年度1株当たり税引後利益で割った値である。この尺度に基づいて毎年1回、6月末に銘柄のグループ分けを行い、各銘柄に等金額投資するグループ・ポートフォリオの月次リターンを7月から翌年6月まで計算する。各グループについてのこの月次リターンの全期間平均が、表1のリターンの欄に示された数字である。





表1から、株式リターンがE/Pに対して単調な関係ではなく、U字型の関係にあることが読み取れる。すなわち、E/Pが高いポートフォリオほど高い平均リターンをあげているといえる一方で、利益額がごく低位の企業グループ、中でも赤字決算企業グループのリターンがかなり高い。前節のBasuやReinganumは、株価収益率と株式リターンの関係を見る上でこの利益低位(ないしは赤字)企業の特徴を看過している。ただ、赤字企業については、ベータ値が大きく、時価総額は小さいので、そちらの影響である可能性は否定できない。黒字企業グループについては、ポートフォリオ間でベータに有意な差は見られない。

表2は、BE/ME(簿価/時価比率)と株式リターンの間に極めて強い正の相関関係が存在することを示している。この関係は第1章に示したME(株式時価総額)と株式リターンの関係よりも強

表2 Fama-FrenchのBE/ME別ポートフォリオ: 1963-1990年

	低 BE/ME				ポートフォリオ				® 高 BE/ME			
	1A	1B	2	3	4	5	6	7	8	9	10A	10B
リターン	0.30	0.67	0.87	0.97	1.04	1.17	1.30	1.44	1.50	1.59	1.92	1.83
ベータ	1.36	1.34	1.32	1.30	1.28	1.27	1.27	1.27	1.27	1.29	1.33	1.35
ln(ME)	4.53	4.67	4.69	4.56	4.47	4.38	4.23	4.06	3.85	3.51	3.06	2.65
ln(BE/ME)	-	-1.51	-1.09	-0.75	-0.51	-0.32	-0.14	0.03	0.21	0.42	0.66	1.02
E/P ダミー	0.29	0.15	0.10	0.08	0.08	0.08	0.09	0.09	0.11	0.15	0.22	0.36
E(+)/P	0.03	0.04	0.06	0.08	0.09	0.10	0.11	0.11	0.12	0.12	0.11	0.10
企業数	89	98	209	222	226	230	235	237	239	239	120	117

い。BE/ME別ポートフォリオの間にベータ値の大きな差が見られないので、これをベータの影響と見るのは無理である。しかし、ln(ME)の欄に注目すると、BE/MEの高い企業ほどMEが小さくなっているため、この現象が小型株効果である可能性は否定できない。表2では純資産がマイナスの企業は除外されているが、この債務超過企業のグループも高い平均リターンをあげていることをFama-Frenchは述べている。なお、先に説明したE/PダミーとE(+)/Pの定義から、表2のE/Pダミーの欄の数字は各グループにおける赤字企業の割合を、E(+)/Pの欄の数字は黒字企業に限定した益利回りの平均値を表す。

表3は、Fama-MacBeth検定によって、真に有意な要因を確定しようとしたものである。①~③は、ベータおよびMEとリターンの関係について、毎月に行ったクロスセクション回帰の係数推定値の全期間平均とt値である。1941-1990年の分析期間についての結果は第1章に示した。Fama-MacBethの研究に利用された財務データは1963年以降に限定されるので、ここでは1963-

1990 年が分析期間になっている<sup>51</sup>。ベータが単独でもリターンの有意な説明変数になっていないこと(①欄)、企業の時価総額はリターンの有意な説明変数であること(②欄)、リターンをベータと時価総額に回帰しても小型株効果は有意であること(③欄)、これらの結論は以前と変わらない。

④欄を見ると、リターンに対するBE/MEの説明力は、②欄に示したMEの説明力以上に大きい。

表3 Fama - MacBeth 回帰分析の結果\*: 1963 - 1990 年

	b	ln(ME)	ln(BE/ME)	E/P ダミー	E(+)/P
①	0.15 (0.46)				
②		-0.15 (-2.58)			
③	-0.37 (-1.21)	-0.17 (-3.41)			
④			0.50 (5.71)		
⑤		-0.11 (-1.99)	0.35 (4.44)		
⑥				0.57 (2.28)	4.72 (4.57)
⑦		-0.16 (-3.06)		0.06 (0.38)	2.99 (3.04)
⑧		-0.13 (-2.47)	0.33 (4.46)	-0.14 (-0.90)	0.87 (1.23)

※括弧内は  $t$ -値。

しかし、⑤欄から、BE/ME でリターンを説明しても ME の説明力は有意に残ることが分かる。⑥～⑧は E/P 効果の有意性検定のための回帰分析の結果である。まず⑥欄から、E/P ダミー変数の  $t$ -値は 2.28、E(+)/P 変数の  $t$ -値は 4.57 と、いずれも有意である。前者は赤字決算企業の翌年度平均リターンが高いことを示し、後者は黒字決算企業については E/P が高い企業ほど翌年度の平均リターンが高いことを示唆している。しかしながら、この E/P とリターンの関係は、実は ME、BE/ME

<sup>51</sup> これは、Fama-MacBeth が用いたコンピュスタットの企業財務データに、1962 年以前の企業純資産 (BE) のデータが含まれていないためである。なお、彼らが分析対象にした企業のユニバースは、ニューヨーク証券取引所、アメリカン証券取引所、NASDAQ で取引される企業のうち、コンピュスタット企業財務データに含まれる非金融企業である。これらの企業の株式リターン・データはシカゴ大学 Center for Research in Security Prices (CRSP) に株式リターン・ファイルとして管理されていて、ほとんどの米国

とリターンの関係に吸収されてしまうことを、⑦欄と⑧欄の結果が示している。⑦欄によれば、MEを説明変数に加えるとE/Pダミー変数は説明力を失う。つまり、赤字企業のリターンが高いのは小型株効果と見ることができる。確かに表1を振り返ると、赤字企業グループ(グループ0)の時価総額は他のグループに比べて極端に小さい。また、⑧欄によれば、MEとBE/MEを説明変数に加えるとE(+)/Pの説明力もなくなってしまう。表1を振り返ると、高E/PグループほどMEは小さく、BE/MEは大きいことが分かる。⑧欄の検定結果からこの現象を解釈すると、⑥式のE(+)/P効果も、BE/MEとMEのリターンに対する効果が現れていると見るほうが妥当ということになる。

以上からFama-Frenchは、株式リターンの銘柄間格差に有意な影響を与えているのは企業の時価総額と株価純資産倍率で、ベータや株価収益率はリターンの有意な説明変数ではないと結論したのである<sup>52</sup>。次の表4は、MEでまず10個のグループに分け、次にBE/MEで各グループを10個のサブグループに分けた場合の、セグメントごとの平均月次リターンを示している。表を水平方向に見れば、企業規模をコントロールすると高BE/ME銘柄(株価純資産倍率の小さい銘柄)ほど高リターンであることが観察される。また、表を垂直方向に見ると、BE/MEをコントロールすると低ME銘柄(時価総額の小さい銘柄)ほど高リターンであることが観察される。この100個のセグメント・ポートフォリオについてln(ME)とln(BE/ME)の相関係数を計算すると-0.26であったが、表3の検定結果からは、一方が他方の代理変数であるとは言えない。

表4 Fama-Frenchの(企業規模・BE/ME)別ポートフォリオ: 1963-1990年

	BE/ME										
	All	Low	2	3	4	5	6	7	8	9	High
All	1.23	0.64	0.98	1.06	1.17	1.24	1.26	1.39	1.40	1.50	1.63
Small ME	1.47	0.70	1.14	1.20	1.43	1.56	1.51	1.70	1.71	1.82	1.92
ME-2	1.22	0.43	1.05	0.96	1.19	1.33	1.19	1.58	1.28	1.43	1.79
ME-3	1.22	0.56	0.88	1.23	0.95	1.36	1.30	1.30	1.40	1.54	1.60
ME-4	1.19	0.39	0.72	1.06	1.36	1.13	1.21	1.34	1.59	1.51	1.47
ME-5	1.24	0.88	0.65	1.08	1.47	1.13	1.43	1.44	1.26	1.52	1.49
ME-6	1.15	0.70	0.98	1.14	1.23	0.94	1.27	1.19	1.19	1.24	1.50
ME-7	1.07	0.95	1.00	0.99	0.83	0.99	1.13	0.99	1.16	1.10	1.47
ME-8	1.08	0.66	1.13	0.91	0.95	0.99	1.01	1.15	1.05	1.29	1.55
ME-9	0.95	0.44	0.89	0.92	1.00	1.05	0.93	0.82	1.11	1.04	1.22
Large ME	0.89	0.93	0.88	0.84	0.71	0.79	0.83	0.81	0.96	0.97	1.18

株式市場研究が利用するところとなっている。

<sup>52</sup> Fama-Frenchは企業の負債比率もリターンの有意な説明変数としては残らないと結論しているが、その詳しい説明は割愛する。

表 5 は、ME と BE/ME を説明変数にした場合と、ME、BE/ME とベータを説明変数にした場合について、Fama-MacBeth 回帰の結果を示している。表の左欄は 1963-1990 年の全期間について

表 5 分析期間の分割

パラメータ	7/63 - 12/90 (330ヶ月)			7/63 - 12/76 (162ヶ月)			1/77 - 12/90 (168ヶ月)		
	推定値	標準誤差	t-値	推定値	標準誤差	t-値	推定値	標準誤差	t-値
$R_{it} = a + b_{2t} \ln(ME_{it}) + b_{3t} \ln(BE / ME_{it}) + e_{it}$									
$a$	1.77	8.51	3.77	1.86	10.10	2.33	1.69	6.67	3.27
$b_2$	-0.11	1.02	-1.99	-0.16	1.25	-1.62	-0.07	0.73	-1.16
$b_3$	0.35	1.45	4.43	0.36	1.53	2.96	0.35	1.37	3.30
$R_{it} = a + b_{1t} \beta_{it} + b_{2t} \ln(ME_{it}) + b_{3t} \ln(BE / ME_{it}) + e_{it}$									
$a$	2.07	5.75	6.55	1.73	6.22	3.54	2.40	5.25	5.92
$b_1$	-0.17	5.12	-0.62	0.10	5.33	0.25	-0.44	4.91	-1.17
$b_2$	-0.12	0.89	-2.52	-0.15	1.03	-1.91	-0.09	0.74	-1.64
$b_3$	0.33	1.24	4.80	0.34	1.36	3.17	0.31	1.10	3.67

の結果であり、1963-1976 年と 1977-1990 年の 2 つの期間に分けた結果を中欄と右欄に示している。上段の左欄は表 3 の⑤欄に示した結果と同じである。下段の結果からは、Fama-MacBeth 検定で判断する限り、どの期間についてもベータは有意でないと結論される。小型株効果の大きさは、上段、下段ともに  $b_2$  の行の  $t$ -値で判断できるが、後半の期間 1977-1990 年で明らかにこの  $t$ -値は低下している。これに対して、株価純資産効果 ( $b_3$  の行の  $t$ -値) はどの期間で見ても有意性が極めて強い。

### 3.3 バークの批判

株式リターンの小型株効果や株価純資産効果をめぐって沸騰する議論に、まるで頭から冷水を浴びせるようなショッキングな発言が、若いファイナンス研究者の口から飛び出した。エール大学のステファン・ロスのところでは博士論文を書き、カナダのプリティッシュ・コロンビア大学で教鞭をとるジョナサン・バークである。それは理論的側面からの、至極、正鵠を得た主張であり、彼の論文はごく短いものであったが、近年ファイナンス分野の最も権威あるアカデミック・ジャーナルになりつつある *Review of Financial Studies* 誌に早速掲載された(Berk[1995a])。彼の話は、言われてみれば、株式リターンのアノマリー現象が語られはじめて以来 20 年近くもの間、誰もそれをおおやけに口にしなかったのが不思議になるほど当然の主張にも思える。以下にその要点を述べよう。

まず、話を単純にするために、すべての企業の資産規模は同じで、将来のキャッシュフローの期待値も等しいとする。市場の期待リターンが高い企業ほど、キャッシュフロー期待値に適用され

る割引率が大きいので、時価総額は小さくなる。逆から言えば、時価総額の小さい企業ほど、市場の期待リターンが高い<sup>53</sup>。したがって、時価総額の小さい企業のその後の平均リターンが高いのは、ある理論モデルから導かれる命題でも、現実が理論モデルから乖離するアノマリーでもない。企業の時価総額が小さいということは、市場がその企業に投資する際の要求収益率が高いことを意味しているのであり、投資家のリターンに対する期待と、現実を実現するリターンの統計的平均値が一致する限り(合理的期待仮説)、時価総額とその後の平均リターンがマイナス方向に相関するのは、同語反復(トートロジー)に過ぎない。余りにも簡単であるが、これがパークの論点のエッセンスである。

現実には、企業の時価総額の大きさは、企業の資産規模の大きさにも影響される。そこで、もう少し話をフォーマルにしよう。今、将来のキャッシュフローが定常的な企業を想定して、その時価総額を  $ME_i$ 、将来の1期当たりキャッシュフローの期待値を  $CF_i$ 、期待リターンを  $R_i$  と表すと、

$$ME_i = CF_i / R_i \quad (1)$$

という関係式が成立する。この式の両辺の自然対数をとると

$$\ln(ME_i) = \ln(CF_i) - \ln(R_i) \quad (2)$$

となる。ただし、 $i$  は個々の企業を指す添え字である。

まず、企業の物理的な意味での資産規模と期待リターンには相関がない( $\text{Cov}(CF, R) = 0$ )と仮定してみよう。期待リターンの対数值  $\ln(R_i)$  を時価総額の対数值  $\ln(ME_i)$  にクロスセクション回帰させる回帰モデルを、

$$\ln(R_i) = a + q \ln(ME_i) + e_i \quad (3)$$

と表すと、回帰直線の傾き  $q$  の推定値の符号のプラス・マイナスは  $\ln(R)$  と  $\ln(ME)$  の共分散の符号によって決定される。そこで、(2)式の関係を利用してこの共分散を計算すると、

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\ln(ME), \ln(R)) &= \text{Cov}(\ln(CF) - \ln(R), \ln(R)) \\ &= \text{Cov}(\ln(CF), \ln(R)) - \text{Var}(\ln(R)) \\ &= -\text{Var}(\ln(R)) < 0 \end{aligned} \quad (4)$$

となる。したがって、企業の物理的な資産規模と期待リターンに相関がないときは、期待リターンの時価総額への回帰線は右下がりになる。

資産の規模やキャッシュフローの大きさこそ、企業の本当の規模を表す。この真の意味での企業規模効果が存在しないときには、時価総額と期待リターンはおのずと逆方向に相関することを、

<sup>53</sup> パークは同じ資産規模の企業の間で期待リターンが違ふ理由をリスクの違いに求めている。もちろんそれは現代ファイナンス理論の正統的な考え方であるが、この前提は彼の議論にとって必要ではない。以下の説明ではこの点に留意して彼の議論を若干修正している。

上の議論は明らかにした。回帰モデル(3)式の左辺の被説明変数には対数值ではなく期待リターン  $R_i$  そのものをとるのが普通であるが、そうしても今得られた結論は変わらない。

時価総額そのものが期待リターンの情報を含んでいるために、本来、この2つの変数の間にはマイナスの相関が存在する。それを小型株アノマリーと誤解しているのが小型株効果をめぐる議論の本質、というのがパークの主張である。では、資本資産評価モデルが現実を完全に説明しているときはどうであろうか。その場合には、期待リターンは市場ベータだけで説明され、時価総額が説明力を持ちうる余地は全くないはずである。しかしながら、実際には市場ベータの推定には誤差が入り込む。また、ロールが批判したように、真の市場ポートフォリオの正確な把握は無理である。したがって、資本資産評価モデルが完全に成立していても、実証段階では上のトートロジーが顔を出して、時価総額が期待リターンの残差と逆方向の相関を持ってしまう。この論点を論証してみよう。

今、株式  $i$  の期待リターンの理論値を  $\hat{R}_i$  とする。この理論値を定めるのは資本資産評価モデルでもいいし、次章に話すようなもっと一般的な理論モデルでもよい。企業規模が本当の意味で株式の期待リターンに影響を与えているとすれば、その影響はこの理論モデルを通じて  $\hat{R}_i$  の項に反映していることになる。そして次のような回帰モデルを考える：

$$\ln(R_i) = w + \ln(\hat{R}_i) + e_i \quad (5)$$

残差  $e_i$  は実際の期待リターンのうち理論モデルでは説明できない部分であり、回帰分析の構造上、 $\ln(\hat{R}_i)$  との共分散はゼロである ( $\text{Cov}(\ln(\hat{R}_i), e) = 0$ )。また、企業の物理的規模(キャッシュフローの大きさ)の期待リターンへの影響は  $\hat{R}_i$  が捉えているので、 $\text{Cov}(\ln(CF), e) = 0$  である。

(5)式の残差  $e_i$  を時価総額に回帰させたときの回帰直線の傾きの符号は、 $e$  と  $\ln(ME)$  の共分散の符号によって決定される。再び(2)式の関係を利用してこの共分散を計算すると、

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\ln(ME), e) &= \text{Cov}(\ln(CF) - \ln(R), e) \\ &= -\text{Cov}(\ln(R), e) \\ &= -\text{Cov}(w + \ln(\hat{R}_i) + e, e) \\ &= -\text{Var}(e) < 0, \end{aligned} \quad (6)$$

となる。したがって、ある理論モデルが期待リターンを完全には説明できないとき、時価総額は残差部分とかならずマイナス方向に相関することになる。

このパークの論理は、株価純資産倍率の方が時価総額以上に期待リターンに対する説明力が強いという実証結果にも、理論的な説明を与えることができる。(3)式の回帰分析のフィットの良さを表す尺度は決定係数  $R^2$  である。(3)式のような単回帰分析の場合、決定係数は被説明変数と説明変数の相関係数の推定値の二乗に等しいことが知られている。したがって、

$$\begin{aligned}
R^2 &= \frac{[\text{Cov}(\ln(R), \ln(ME))]^2}{\text{Var}(\ln(R)) \text{Var}(\ln(ME))} \\
&= \frac{[\text{Cov}(\ln(R), \ln(CF) - \ln(R))]^2}{\text{Var}(\ln(R)) \text{Var}(\ln(ME))} \\
&= \frac{[\text{Var}(\ln(R))]^2}{\text{Var}(\ln(R)) \text{Var}(\ln(ME))} \\
&= \frac{\text{Var}(\ln(R))}{\text{Var}(\ln(ME))} \\
&= \frac{\text{Var}(\ln(R))}{\text{Var}(\ln(CF) - \ln(R))} \\
&= \frac{\text{Var}(\ln(R))}{\text{Var}(\ln(CF)) + \text{Var}(\ln(R))} \tag{7}
\end{aligned}$$

となる。この式によれば、企業の物理的規模(キャッシュフローの大きさ)のクロスセクションの分散  $\text{Var}(\ln(CF))$  が大きいほど(3)式の回帰のフィットは悪い。実際には、この分散は期待リターンのクロスセクションの分散  $\text{Var}(\ln(R))$  に比較して相当大きいので、決定係数の値はかなり小さいはずである。

このフィットを向上させるには、時価総額とキャッシュフローを絶対値ではなく何かの指標に対する相対値で測ればよい。その格好の指標が純資産簿価である。今、純資産簿価 1 単位当たりのキャッシュフロー期待値を  $p_i$  と表すことにしよう。これは株主資本利益率(Return on Equity、略して ROE)の分子を利益ではなくキャッシュフローにしたものであるが、 $p_i$  のクロスセクションの分散は  $CF_i$  のクロスセクションの分散よりもずっと小さな値である。(1)式の両辺を純資産簿価  $BE_i$  で割ると、

$$(ME/BE)_i = p_i / R_i \tag{8}$$

となる。したがって、 $ME$  の代わりに  $ME/BE$  を、 $CF$  の代わりに  $p$  を使っても、上と同じ議論ができる。しかも、後者の回帰のフィットの方が、 $p_i$  のクロスセクション分散が  $CF_i$  のクロスセクション分散より小さい分だけ改善するはずである。

バークは、以上の洞察に基づいて小型株効果が本当に存在するかどうかを確かめているので、その結果も簡単に紹介しよう(Berk[1995b])。企業の物理的な規模と株式の期待リターンに関係がないとき、時価総額で測った企業規模と期待リターンは逆方向に相関する。したがって、株式の期待リターンに真に企業規模の影響があると主張するためには、時価総額を含まない企業規模指標と期待リターンの関係を検証しなければならない。バークがこの目的で選んだ指標は総資産簿価、工場・設備・機械機具簿価(これを以下では設備簿価と呼ぶことにする)、売上高、従業員数

の4つである。分析期間は1966-1987年と、Fama-French[1992]にほぼそろえている。分析ユニバースも同研究のそれに近いが、ニューヨーク証券取引所の上場銘柄に絞っている点で異なる。これは比較的歴史の浅い企業を分析対象から除外して、企業の新しさという余計なリスク要因の影響を排除するためという。

表6は、総資産簿価(BVA)と時価総額(ME)の2種類の企業規模指標を同時に用いて全銘柄を年1回グループ分けした場合の、その後1年間のポートフォリオ・リターン of 全期間平均を示し

表6 総資産簿価(BVA)×時価総額(ME)別ポートフォリオの  
平均月次リターン (1966-1987年、単位:パーセント)

(a) グループ分けをBVA、MEの順にした場合

	Largest	ME-4	ME-3	ME-2	Smallest	All
Largest	0.95	0.98	1.07	1.23	1.47	1.14
BVA-4	1.08	1.02	1.10	1.09	1.37	1.13
BVA-3	0.95	1.15	1.20	1.47	1.55	1.26
BVA-2	0.95	1.25	1.29	1.42	1.78	1.34
Smallest	1.09	1.27	1.43	1.50	2.05	1.47
All	1.00	1.13	1.22	1.34	1.65	

(b) グループ分けをME、BVAの順にした場合

	Largest	BVA-4	BVA-3	BVA-2	Smallest	All
Largest	1.01	0.94	0.95	1.13	0.93	0.99
ME-4	1.30	1.20	0.98	0.91	1.02	1.08
ME-3	1.35	1.10	1.36	1.20	1.22	1.25
ME-2	1.40	1.48	1.35	1.23	1.22	1.34
Smallest	1.81	1.64	1.61	1.69	1.61	1.67
All	1.38	1.27	1.25	1.23	1.20	

ている。パネル(a)は、総資産簿価の小さい順に5つのグループに分け、次にそれぞれのグループを時価総額の小さい順に5つのサブグループに分けた場合の結果である。これに対してパネル(b)は、グループ分けの順序を、先に時価総額、後で総資産簿価と、逆にした場合の結果である。両者で結果がかなり異なる点に大きな意味がある。

時価総額(ME)で分けた5つのポートフォリオを比較すると(パネル(b)のAll列)、ME最小グル



ープの平均リターンは 1.67 パーセント、ME 最大グループの平均リターンは 0.99 パーセントと、0.68 パーセントの平均リターンの差がある。これに対して総資産簿価(BVA)で分けた場合には(パネル(a)の All 列)、BVA 最小グループの平均リターンは 1.47 パーセント、BVA 最大グループの平均リターンは 1.14 パーセントと、0.33 パーセントの差にとどまる。つまり、時価総額は総資産簿価よりもリターンをスクリーンする能力が高い。また、このスクリーン能力の差は、5 個のポートフォリオのリターンの上下幅の重なりが、ME 別ポートフォリオでは小さく BVA 別ポートフォリオでは大きいことから窺うことができる。先の議論によれば、真の小型株効果が存在しないときは期待リターンと時価総額は逆方向に相関するはずである。パネル(a)を水平方向に見ると、BVA の値をコントロールした BVA 別ポートフォリオの中で ME と平均リターンが逆相関している様子が明瞭に観察できる。この事実は真の企業規模効果が有意に存在していない可能性を暗示する。

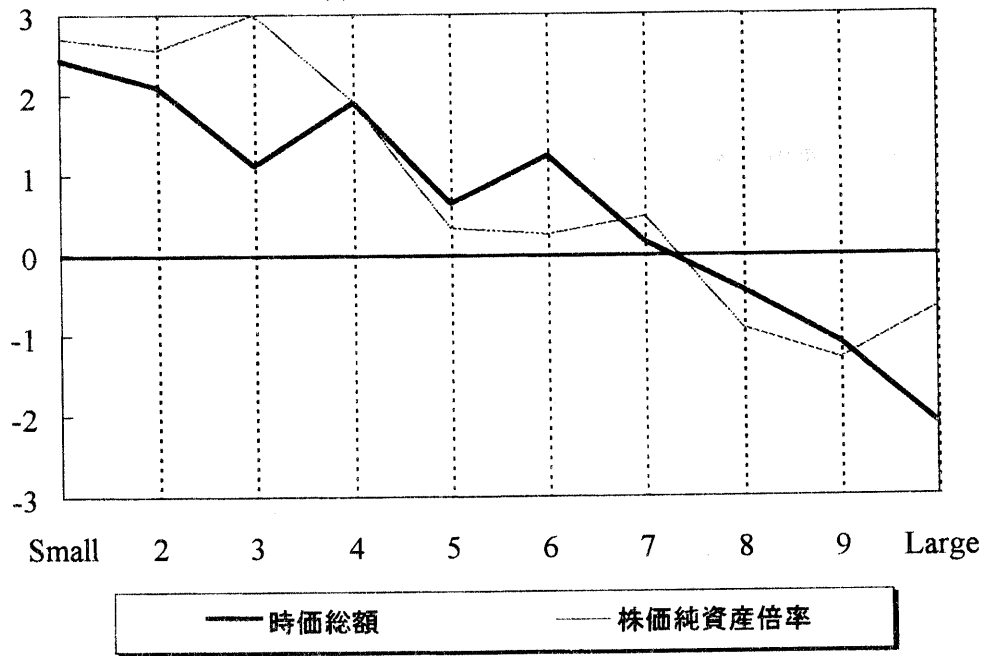
より重要な情報はパネル(b)に含まれている。表を水平方向に観察すると、平均リターンと規模の関係はパネル(a)と逆になっていることに気が付く。つまり、ME 別ポートフォリオの中では、BVA の大きい銘柄群ほど平均リターンも高い。これは、小型株効果が真に存在するという仮説からは説明しにくい。一方、真の企業規模効果が存在しないと考えると、この現象はバークの論理で説明可能である。時価総額の最も小さいグループを例にとって説明すると、このグループには、資産簿価の小さい企業と、資産簿価は大きいが高市場の要求収益率が高いために時価総額が小さくなっている企業が混在する。ということは、このグループ内では、資産簿価の小さい企業の期待リターンは低く、資産簿価の大きい企業の期待リターンは高いはずである。つまり、ME 別ポートフォリオの中で比較すれば、BVA は平均リターンと正の方向に相関するはずである。一見不思議に思えるが、この理屈は他の 4 つの ME 別ポートフォリオにも当てはまる。この予測がまさに当たっていることを、パネル(b)は示している。

バークは、企業規模と株式リターンの関係の有無をより厳密に検証するために、前章で述べたブラック=ジェンセン=ショールズの時系列検定法を用いている。具体的には、企業規模を基準に年 1 回のペースで銘柄を 10 個のポートフォリオにグループ分けする。このグループ分けを全期間について行った後、個々のポートフォリオについて、月次超過リターンの全期間データを CRSP 時価総額加重インデックスの月次超過収益率に回帰する<sup>54</sup>。この回帰分析から求めた回帰直線の y-切片が、判断の材料を与える。

---

<sup>54</sup> CRSP については脚注 9 を参照のこと。

図1 ブラック=ジェンセン=ショールズの  $t$ -検定  
 パネル(a) 時価総額と株価純資産倍率



パネル(b) 物理的な企業規模指標

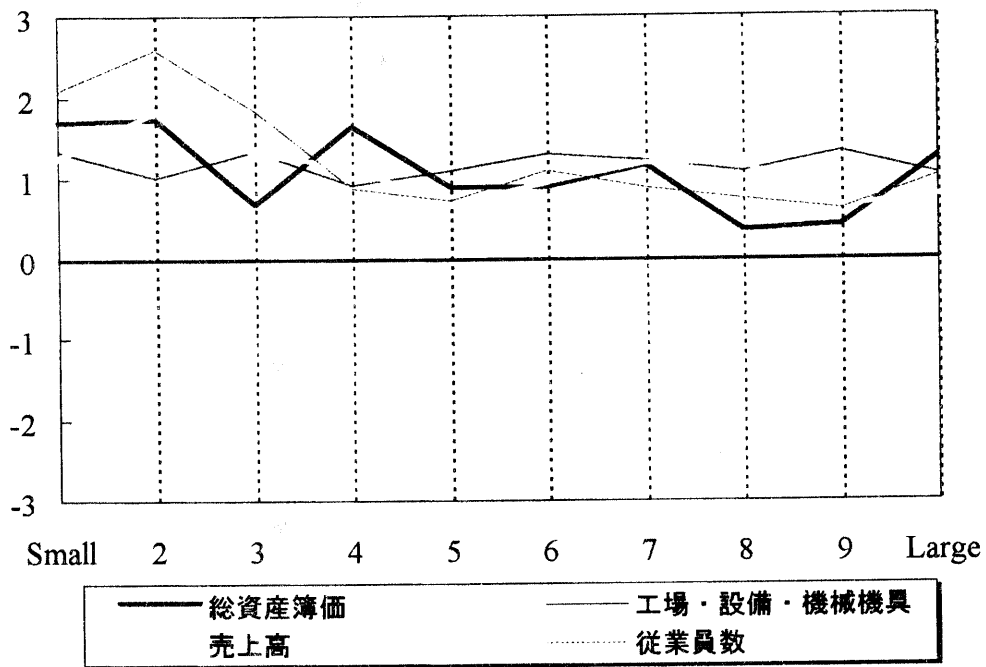


図1のパネル(a)は時価総額または株価純資産倍率でソートした場合の結果を、パネル(b)は、総資産簿価、設備簿価、売上高、従業員数をそれぞれソート変数にした場合の結果を示している。横軸にはポートフォリオの番号（番号が高いほど規模が大きい）を、縦軸には

回帰直線の $y$ -切片(アルファ)の $t$ -値を表している。時価総額によってソートしたポートフォリオでは、アルファ値も $t$ -値も時価総額が小さいほど顕著に大きくなる。また、10個のポートフォリオのうちで3個の $t$ -値が絶対値で1.96を超える。株価純資産倍率についても同様である。これに対して、パネル(b)に示した物理的な企業規模については、パネル(a)ほど明瞭な特徴は見られない。この4種類の企業規模指標でソートした40個のポートフォリオのうちで、 $t$ -値が1.96を超えるものはわずか2個である。

しかし、個々のポートフォリオについて「アルファ=0」を帰無仮説とする $t$ -検定を行っても、シャープ=リントナーのOriginal CAPMの成立・不成立について十分な検定力が得られないことは、前章指摘した通りである。検定力を上げるためにブラック=ジェンセン=ショールズが工夫した方法は、ゼロベータ・リターンの月次時系列の推定を行って、そのアルファの有意性を検定するというものであった。これに対して、パークはGibbons-Ross-Shanken[1989]が提案した検定方法を用いている。この検定方法については、前章で名前だけ紹介した。ここでも、検定方法について説明する紙面の余裕はないので、その結果だけを表7に示す。

表7 CRSP 時価総額加重インデックスの効率性検定

	時価総額	株価純資産 倍率	総資産 簿価	工場・設備・ 機械機具	売上高	従業員数
$p$ -値	0.00031	0.00003	0.082	0.980	0.755	0.129

表の $p$ -値は、帰無仮説が正しいときに検定統計量が現在得られた観測値を超える確率を表すものである。時価総額と株価純資産倍率については、1パーセント以下の有意水準で帰無仮説が棄却される。つまり、時価総額と株価純資産倍率は株式の期待リターンにCAPMの予測をはるかに超える影響を与えていることになる。総資産簿価を企業規模と考えたときには、通常の有意水準5パーセント程度では帰無仮説は棄却されない。有意水準を10パーセントにして、初めて帰無仮説は棄却される。その他3つの企業規模指標で見れば、企業規模と期待リターンの関係は全くないと結論すべきである。

以上パークの実証結果を紹介してきた。企業規模と期待リターンの関係の存在を否定する彼の実証結果の説得力は、日本の東証第二部に相当するとも言われるアメリカン証券取引所の上場企業とNASDAQ企業を対象から外した点で、かなり弱められていると言わざるをえない。時価総額効果が極めて強い1966年以前が、コンピュスタットの財務データベースの制約のために、分析されていないことも残念である。また、小型株効果は企業規模極小グループで著しいという

Banz[1981]の主張は、図 1 でも窺い知ることができるが、小型株効果が存在しないことを主張するには、この企業群だけに焦点を当てた丁寧な分析が必須である。さらに、バークの説明では 1 月効果の存在を説明することはできない。しかし、逆に言えば、小型株効果や株価純資産効果の存在を実証的に明らかにするには、従来以上に掘り下げた分析が必要であることを、バークが明らかにしたことだけは確かである。

### 3.4 バリューストック効果と市場の非合理性:トレンド追随型のコンセンサス予想

バークの実証結果は小型株効果の否定に関しては一定の説得力を持つが、株価純資産倍率効果の存在を直接否定できてはいない。後者はより広くはバリューストック効果と呼ばれるものであるが、これについては大きく分けると、市場の非合理性に説明の根拠を求める議論と、リスク・リターンのトレードオフの観点でなされる議論が存在する。6 節で触れたが、株価収益率の低い銘柄がその後 1 年間に高リターンをあげる傾向を最初に指摘した Basu[1977]は、利益増減に対する市場の過剰反応という、半強度の効率的市場仮説を否定する立場をとった。市場の非合理性という視点は現代ファイナンス理論のフロント(未開拓領域)であり、それ自体独立に論じるべきテーマでもある。本稿は、株式リターンの銘柄間格差に関する研究を振り返ることによって正統的な理論パラダイムを後づけるのが趣旨であり、市場の非合理性の観点を正面切って扱う場としてはふさわしくない。したがって、ここではバリューストック効果を中心に、この観点から行われている議論を簡単に紹介するにとどめる。

効率的市場仮説の最も基本的な命題は、株式のリターンに系列相関が存在しないという命題である。市場が情報を迅速かつ的確に株価に織込むときには、過去における株価の推移は将来の株価の動きに関して何の情報も持たない。そのような時は、株価は純粋にランダムに動き、リターンに系列相関は発生しない。逆にいうと、市場が情報を的確に株価に反映しなかったり、的確に反映するまでに時間がかかる場合には、株価の動きに「くせ」が発生する余地が生まれる。

なぜこのようなことが理論的に言えるのであろうか。ここで簡単な数値例を用いて、筆者流の説明を試みる。

今、ある株式の真の価値を  $q$  で表す。これは投資家にとってはランダムな変数である。そこで、 $q$  は平均  $q_0$ 、標準偏差  $s$  の正規分布をしているものと仮定しよう。投資家はこの  $q$  について每期ある情報を入手する。第  $i$  期に得る情報を  $y_i$  と表して、 $y_i$  は

$$y_i = q_0 + e_i \quad (9)$$

という確率モデルに従って発生するものとする。ただし、 $e_i$  は平均 0、標準偏差  $s$  の正規乱数である。

第0期には、投資家は真の株価  $q$  についてまだ何も情報を持たない。簡単のためにリスク中立的な投資家を仮定し、時間の価値も無視すると、この時点での株式の市場価格は

$$P_0 = E(q) = q_0 \quad (10)$$

である。第1期には投資家は  $y_1$  という情報を入手する。この  $y_1$  が大きな(小さな)値であれば、投資家は株式の真の価値に対する期待を上方に(下方に)修正するであろう。具体的には、彼は観測値  $y_1$  を所与として  $q$  の条件付き期待値  $E(q|y_1)$  を計算し、それが第1期における株式の市場価格になる。この計算を行うと、

$$\begin{aligned} P_1 &= E(q|y_1) \\ &= \left( \frac{1}{\sigma^2} q_0 + \frac{1}{s^2} y_1 \right) / \left( \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{s^2} \right) \end{aligned} \quad (11)$$

となる。同様に、第  $n$  期には投資家は  $y_1, y_2, \dots, y_n$  という情報を手にしているの、第  $n$  期における株式の市場価格は、

$$\begin{aligned} P_n &= E(q|y_1, y_2, \dots, y_n) \\ &= \left( \frac{1}{\sigma^2} q_0 + \frac{n}{s^2} \bar{y}_n \right) / \left( \frac{1}{\sigma^2} + \frac{n}{s^2} \right) \end{aligned} \quad (12)$$

となる。ただし、

$$\bar{y}_n = \frac{1}{n} (y_1 + y_2 + \dots + y_n) \quad (13)$$

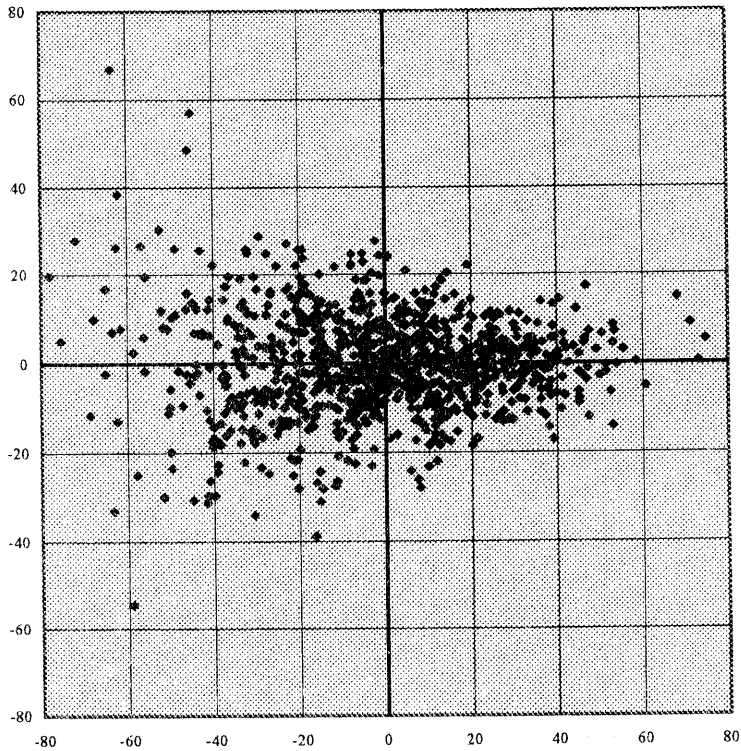
である。

図2(a)は、 $q_0 = 10, s = 3, \sigma = 4$  として、乱数によって株価の時系列を1000組発生させ、第0期から第5期にかけてのリターンを横軸に、第5期から第10期にかけてのリターンを縦軸にした散布図に表したものである。この2つのリターンの相関係数を計算すると-0.019で、ほぼ0に等しい。

上の計算例で、最初の5期のリターンと後の5期のリターンに相関がほとんどなかったのは偶然ではない。株式の真の価値に対する条件付き期待値が各時点での株価を決定し、かつ条件付き期待値の計算が常に正しく行われるならば、互いに重ならない区間の株価変化の間に統計的な相関は発生しない。このことは数学的真理である。条件付き期待値の正しい計算結果は(11)式や(12)式であるが、これらの式の通りに市場が毎期の情報を織込んだ期待の修正を行うことが、株価がランダム・ウォークするための必要条件となる<sup>55</sup>。

<sup>55</sup> 株式の期待リターン(割引率)が経済の状態に依存して変化する場合は、その限りではない。ここでは時間価値をゼロとしているので、この可能性は除外されている。

図 2(a) 期待修正が正確なケース  
(相関係数=-0.019)

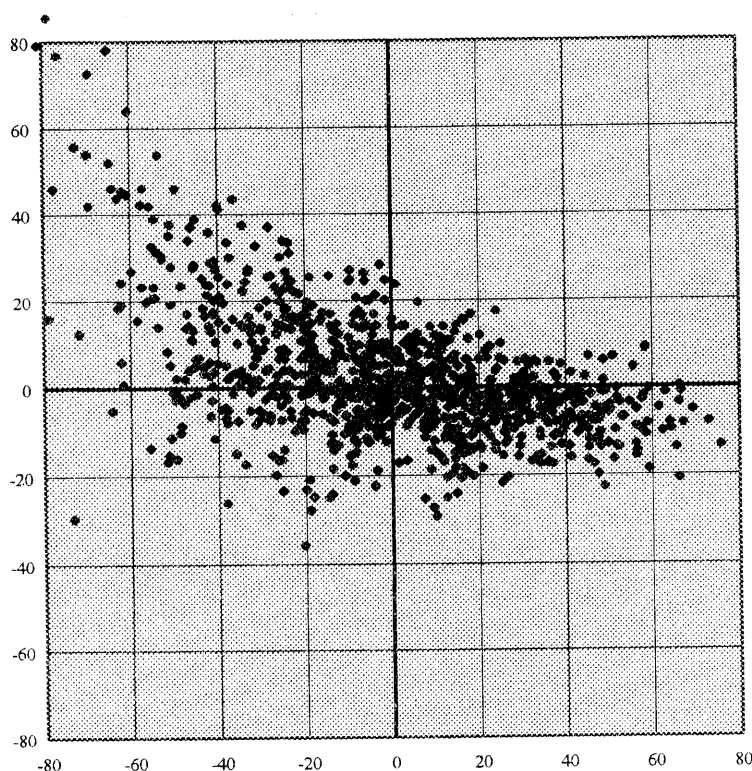


(11)式と(12)式の計算結果に至るには「ベイズの定理」の知識と多変量正規分布の条件付き期待値の計算を行う能力を要する。市場の平均的な投資家がこの計算を正確に行う数学的な能力を備えていないと考えると、株価の動きにどのような可能性が生まれるであろうか。将来の株価に対する期待は、過去の経験的事象とその株価への影響を繰り返し観察、学習することによって形成される。市場は人の集合体であり、人の学習過程は、遠い過去よりも最近起きた事象に強く印象づけられる傾向を持つ。この特徴を上の数値例に反映させてみよう。

(12)式によれば、株式の真の価値に対する条件付き期待値は  $q_0$  と  $\bar{y}_n$  の加重平均である。 $\bar{y}_n$  は過去  $n$  期間に観測したシグナルの平均値である。 $q_0$  は何も観測しないときの株価の期待値であるが、これは遠い過去の経験に基づく期待値と考えることができる。すると、第  $n$  期の条件付き期待値は、遠い過去の経験に基づく  $q_0$  と最近の経験  $\bar{y}_n$  を組み合わせて計算されていることになる。ただし、前者には  $(1/s^2)$  の重み、後者には  $(n/s^2)$  の重みが付けられる。これが、「ベイズの定理」に従った正しい期待形成のルールである。今、第 5 期の期待形成について、投資家が最近 5 期のシグナルの平均値  $\bar{y}_5$  に強く引っ張られるケースを想定しよう。具体的には、 $\bar{y}_5$  に与えるべき正しい重み  $(5/s^2)$  であるが、 $(10/s^2)$  の重みを付けて期待形成を行うと考える。しかし第 10 期にはバイアスに気付いて、正しい期待形成に戻るとする。

図 2(b) オーバー・シュートのケース

(相関係数=-0.463)



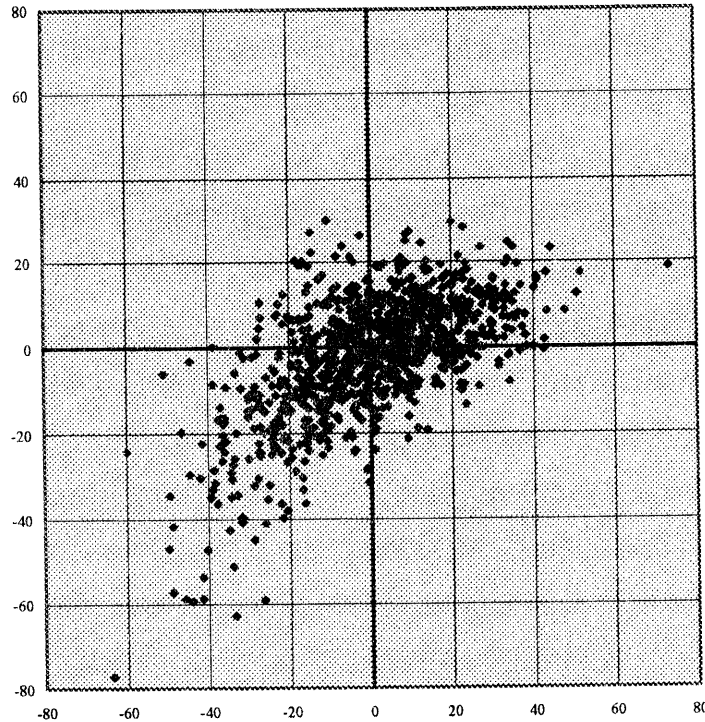
このように前提条件を変えてシミュレーションを 1000 回行った結果を示したのが、図 2(b)である。図の点の分布状況は、第 0 期から第 5 期にかけて株価が上昇(下落)したときには第 5 期から第 10 期にかけて株価は下落(上昇)しがちであることを示している。2 期間のリターンの相関係数を計算すると-0.463 である。最近の経験に過度のウェイトがかかれば過去のトレンドに追随しがちな期待形成が行われ、市場が期待のバイアスに気付くまでに要する時間に応じた株価の「ミーン・リバージョン」が発生する。

図 2(c)は市場の期待形成が、逆に、正しい株式価値の時間的変化をアンダー・シュートする傾向を持つ場合のシミュレーション結果を示したものである。具体的には、最近観測したシグナルの平均値  $\bar{y}_5$  に  $(1/s^2)$  の重みを付けて期待形成を行うと想定した。もちろん、第 10 期にはバイアスに気付いて正しい期待形成に戻ると仮定した。この場合には株式リターンにプラスの系列相関が発生する。図のデータから前半 5 期間のリターンと後半 5 期間のリターンの相関係数を計算すると、0.593 であった。

投資家の期待形成のバイアスという視点から効率的市場仮説を批判した初期の文献には、図 2(c)のケースを扱ったものが多い。Givoly-Lakonishok[1979]はアナリストの利益予想の更新に株価がどう反応するかを調べ、更新月の翌月と翌々月にはまだ株価が予想更新に反応しているとい

図 2(c) アンダー・シュートのケース

(相関係数= 0.593)



う結果を得た。Bernard-Thomas[1989]は決算利益の公表に対する株価の反応が瞬時ではなく、公表後 60 日程度の間持続するという分析結果を報告している。また、Jegadeesh-Titman[1993]はいわゆる「モメンタム戦略」が 3-12 ケ月の間高いリターンをあげることを実証的に確かめ、発行企業に関連する新しいニュースに対する市場の反応の遅れにその原因を求めている。彼らの分析期間は 1965-1989 年であるが、過去 6 ケ月の株価上昇率が上位 10 パーセントに属する銘柄を買い、下位 10 パーセントに属する銘柄を売るという戦略が、以後 6 ケ月間で市場平均に対して年率 12.01 パーセントの累積超過リターンをあげると報告している。Jegadeesh-Titman によれば、この超過リターンの 4 分の 1 は四半期利益の公表日前後 3 日間で実現しているという。

市場は比較的短期的な事象に関わる情報には反応が遅れがちになるが、長期的な事象に関わる情報にはむしろ過剰反応するかも知れない。あるいはまた、予想外のドラマティックなニュースに過剰反応する可能性もある。長期的な事象にかかわるものであっても、情報は日々収集されている。そうした情報の蓄積過程で直近に得られた情報を過度に重要視するならば、株価は図 2(b)に示したミーン・リバージョンのパターンを示すはずである。そして、市場が図 2(b)の前提となったトレンド追随型の期待形成を行う場合には、市場のコンセンサスと反対の立場をとる「逆張り」が賢明な投資戦略となる。

市場の期待形成バイアスの観点に立った逆張り戦略の実証研究の代表例は De Bondt-



Thaler[1985]、[1987]である。彼らはニューヨーク証券取引所上場銘柄の1926-1982年のデータについて、過去5年間のリターンで見た上位50銘柄と下位50銘柄のその後5年間のリターンを比較して、後者の等金額ポートフォリオが前者の等金額ポートフォリオを平均31.9パーセント上回るという結果を得ている。彼らはこの現象が利益変動に対する市場の過剰反応に起因していると考えた。この点に関して彼らは、下位50銘柄の1株当たり年間利益が過去の5年は大きく低下、その後5年は大きく上昇する傾向があることを明らかにしている。一方、上位50銘柄の年間利益は、過去の5年は大きく上昇しているが、その後5年の反転傾向は限定的である。彼らのデータでは、下位50銘柄の投資リターンは上位50銘柄のマイナスのリターンの3倍にもなるが、その原因はこの2つのグループに属する企業の利益反転パターンが対称でないことに起因するのかも知れない。いずれにせよ、市場は、過去の利益が低下傾向にある企業を安く買い過ぎ、過去に大きく成長した企業を高く買い過ぎるといふ仮説を、この研究は実証的に提示している。

De Bondt-Thaler は株価純資産倍率の変化と投資リターンの関係にも目を向けているが、Fama-French[1992]が最も強くその存在を主張した株価純資産効果を市場のオーバー・シュート仮説に立って本格的に検討したのは、Lakonishok-Shleifer-Vishny[1995]である。7節で紹介したFama-Frenchの研究は、株式リターンと時価総額、株価収益率、負債比率、株価純資産倍率の関係、株式リターンと時価総額および株価純資産倍率の関係に集約できると整理して見せた。Lakonishok-Shleifer-Vishnyはそれとは違った見方を提示している。

彼らはまず株価純資産倍率効果の存在を次の手続きによって確認した。毎年4月末に株価純資産倍率の低い銘柄から順に全銘柄を10個のグループに分け、各グループの等金額ポートフォリオのリターンをその後5年間、年ごとに計算する<sup>56</sup>。1968-1989年のデータについてこの計算を行った結果、株価純資産倍率の最も低いバリュー株グループの年平均リターンは19.8パーセントで、株価純資産倍率の最も高いグループの年平均リターン9.3パーセントを10.5パーセント上回っていた。同様のグループ化を、株価キャッシュフロー比率、株価収益率についても行った結果、これらの指標についてもバリュー株効果が見られること、および、この3つの指標の中では株価キャッシュフロー比率の効果が最も顕著であることが報告されている<sup>57</sup>。彼らの分析ユニバースは、ニュ

---

<sup>56</sup> この研究では、各銘柄の月次リターンではなく年次リターンを用いて、ポートフォリオのリターンの計算が行われている。つまり、ポートフォリオの等金額リバランスは、毎月ではなく、年1回ペースで、銘柄入替え時に行うと想定されている。これはFama-French[1992]をはじめこの分野の他の多くの研究と対照的である。

<sup>57</sup> 株価キャッシュフロー比率、株価収益率によるグループ化に際しては、比率がマイナスになる企業は省かれている。

ーヨーク証券取引所とアメリカン証券取引所に上場する銘柄である。なお、時価総額で上位半分の企業ユニバースについても、ほぼ同じ結果が得られることを確かめている。

なぜ、こうしたバリューストック指標の大きさによって、その後の株式リターンに大きな差が現れるのか。株価純資産倍率を例にとると、この倍率の高い企業は、将来の成長が大いに期待される企業である可能性が高い。将来の成長は株価には反映されても資産簿価には反映されないからである。しかし、高い株価純資産倍率は研究開発型企業の特徴でもある。研究開発のための投資は、会計的には費用として処理され、バランス・シート上の資産としては計上されないからである。こうした企業の中には、高成長企業もあれば成長の止まってしまった企業もある。また、原油価格の短期的な変化で利益の膨らんだ石油会社の株式は、株価の急上昇によって高い株価純資産倍率になるであろうが、これも高成長が原因ではない。さらに、リスクが低いために市場の割引率の低い企業も、株価純資産倍率は高くなる。最後に、高い株価純資産倍率は、市場の過大評価を表しているかも知れない。こう考えると、株価純資産倍率が株式リターンの銘柄間格差を説明する究極の企業属性というFama-Frenchの解釈は、決して受入れやすいものではない。他の2つのバリューストック指標についても、同じである。明白なのは、様々の解釈の可能なバリューストックの平均リターンが高いという事実だけである。

Lakonishok-Shleifer-Vishny は、市場期待のオーバー・シュート仮説によってこのバリューストック現象の説明がどの程度可能かを検証しようとした。この仮説に立つならば、過去に高い成長をなした企業は投資対象としては要注意である。むしろ、過去の業績は芳しくない方がよい。さらに、市場が将来の成長を大いに期待している銘柄も要注意である。逆に、市場の期待が低い銘柄が投資対象としては好物件である。したがって、オーバー・シュート仮説に立てば、過去の成長が高く、将来の成長に対する市場の期待も高いような銘柄は割り高株(彼らは「グラマー株」と呼んでいる)である。過去の成長は低く、将来の成長に対する市場の期待も低いような銘柄こそが、割り安なバリューストックのはずである。

彼らが過去の成長に関する指標として選んだのは売上高の過去5年における成長である。売上高を選んだのは、キャッシュフローや利益は成長率の時間的変動が大きすぎるからである。具体的には、過去5年の各年ごとに、売上高成長率で全銘柄を順位付け、順位の高さに応じたスコアを与える。このスコアの過去5年平均を、各銘柄の過去における成長の指標として用いる。ただし、過去5年平均を計算する際には、1年前のスコアには4、2年前のスコアには3、というように直近年ほど高いウェイトが与えられる。

この過去成長スコア、株価純資産倍率、株価収益率、株価キャッシュフロー比率を説明変数、毎年の銘柄ごとのリターンを被説明変数とするFama-MacBeth型のクロスセクション回帰を行って、

全期間平均の  $t$ -値で判断した結果は、以下の通りであった<sup>58</sup>。まず、どの変数の  $t$ -値も絶対値で 2 を超えて有意であった。次に、過去成長スコアの  $t$ -値は予想通りマイナスであった。3 つのバリュースコアとその後 1 年間のリターンとの関係も予想通りで、バリュースコアの値が高い(割安)銘柄ほどリターンが高いという結果が、有意に得られた。以上が単回帰分析の結果であるが、付け加えるならば、株価キャッシュフロー比率の  $t$ -値が最も高く、この点でも単回帰分析の結果は先に述べた結果と一致した。次いで重回帰分析の結果であるが、最も有意性の高い説明変数の組み合わせは過去成長スコアと株価キャッシュフロー比率、次いで過去成長スコアと株価収益率の組み合わせであった。重回帰分析では株価純資産倍率の説明力は著しく減少しており、Fama-French の結果と好対照となっている<sup>59</sup>。

著者達は、株価キャッシュフロー比率ないし株価収益率が将来の成長に対する市場の期待の大きさを表すと考えた。したがって、過去成長スコアが低く、株価キャッシュフロー比率ないし株価収益率も低い銘柄が真のバリュー株である。反対に、過去成長スコアが高く、株価キャッシュフロー比率ないし株価収益率も高い銘柄は、真のグロウアップ株である。このような仮説に基づいて、全銘柄を過去成長スコアの低い順に 3 つのグループ(仮に A、B、C とする)に分け、また株価キャッシュフロー比率の低い順に 3 つのグループに分ける(仮に I、II、III とする)。こうして(A-I)から(C-III)まで 9 個のグループができるが、このうち(A-I)がバリュー株グループ、(C-III)がグロウアップ株グループである。このグループ分けに従うと、過去成長スコアで同じグループに属する銘柄間では、株価キャッシュフロー比率の低い順にリターンが高くなる。また、株価キャッシュフロー比率で同じグループに属する銘柄間では、過去成長スコアの低い順にリターンが高くなる。つまり、過去の成長の大きさと将来の企業成長に対する市場の期待は独立の要因として、株式リターンの銘柄間格差にマイナスの影響を与えていることが確認される。また、株価キャッシュフロー比率ないし株価収益率に反映された市場の期待は、その後の実現した企業成長を過大評価しがちであることも、データから示されている。さらに、株価純資産倍率ないし株価キャッシュフロー倍率の低い順に 10 個のグループ(仮に 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10 とする)に分けた場合のグループ 1 ポートフォリオと比較して、(A-I)グループ・ポートフォリオはかなり高いリターンとなることも報告されている。

バリュー株投資のもたらすリターンが、リスク負担に対する応分の報酬ではなく、市場の非合理

---

<sup>58</sup> 今回の回帰分析では説明変数にベータが含まれていないので、第 1 章に説明した Error-in-the-variable Problem は起きない。つまり、ポートフォリオ単位の回帰分析にすることによって説明変数の推定誤差の縮小を図る必要は、ここでは生じない。

<sup>59</sup> Fama-French の回帰分析では、過去成長スコアが説明変数に含まれていなかった。これが、両者の分析結果に相違をもたらしている。

性に起因するのならば、なぜ何十年もの長い間、市場はそれに気付かないのか。この現象が Davis[1994]によって、コンピュスタットの財務データではカバーされない 1931-1960 年という古い時期の米国大企業についても検証されていることや、Capaul-Rowley-Sharpe[1993]がフランス、ドイツ、スイス、英国の株式市場についても同様の現象を検証していることにかんがみれば、それを単純に「データ・マイニング」という言葉で片付けるわけにはいかない。Lakonishok-Shleifer-Vishny は、この現象を個人投資家の期待形成のバイアスと、機関投資家の「エージェンシー・コスト」で解釈しようとしている。機関投資家は資金の所有者ではなく資金運用の受託者であるために、適切なリスク・コントロールの下でのリターンの追求よりも、自分が評価される尺度に照らした運用を志向する。そして、機関投資家に対する評価システムは、企業業績や株価動向の悪いバリュー株よりも見かけのよいグラマー株に、また、リターン獲得に長い時間を要するファンダメンタルズ投資よりも短期リターンの追求に機関投資家を走らせるインセンティブ構造を持っている。これが Lakonishok-Shleifer-Vishny の与えた解釈である。

筆者には、市場の期待形成に関する以上の分析はまだ粗雑にすぎる印象が強い。ここでは期待形成における最近事象の過大評価という視点を前面に押し出したが、予想外の出来事に対する過剰反応は最近事象の過大評価と必ずしも同義ではない。市場はある場合には情報に過剰反応し、ある場合には情報への反応が遅れ気味になるという相反する観察を、どう理論的に解くべきか。投資家の投資ホライズン(投資期間)の長さや、将来を予想する際に視野に入れる年数の長さは、こうした期待形成や株価のくせと関係がないだろうか。また、インカム・ゲインとキャピタル・ゲインは税金など制度面での影響を除けば同じ投資リターンという新古典派経済学的前提は、人々の両者に対する選好を正しく捉えているだろうか。実に、市場の非合理性は私たちにまだまだ広大な未開のフロンティアの一端をのぞかせてくれる。

#### 第4章 マルチベータ CAPM とマクロ・ファクター

前章は、「小型株効果」や「バリュー株効果」と呼ばれる主張がどのような実証方法によってなされているかを概観し、公表されている実証結果の一般性と有意性の程度を検討した。また末尾の節では、バリュー株が高リターンである原因を市場の期待形成の非合理性に求める説明原理について解説した。これに対して、株式リターンに見られるこれらの銘柄間の偏りを事実として認めつつ、これを「アノマリー(異常現象)」ではなく、銘柄の持つリスク特性の正当な反映であると解釈するのが、現代ファイナンス理論の主流的立場である。本章では、株式期待リターンを決定するリスク属性は市場ベータに限定されないとするマルチベータ CAPM の理論を解説した上で、小型株

効果をマクロ経済の変動リスクとの関連で説明する試みを批判的に検討する。

#### 4.1 系時的資本資産評価モデル(ICAPM)

シャープ=リントナー=ブラックの資本資産評価モデル(Capital Asset Pricing Model、略してCAPM)に立脚すれば、株式の期待リターンへの偏りを説明するリスク特性は、ただ一つ、市場ベータでなければならない。しかし、既に幾度か指摘したように、市場ベータだけでは、小型株効果やバリュー株効果を説明しきれない<sup>60</sup>。そこで、現代ファイナンス理論においてCAPMの正統的な後継の位置を占める「系時的資本資産評価モデル」(Intertemporal Capital Asset Pricing Model、略してICAPM)の出番となる。このICAPMは、ロバート・マートン現ハーバード大学教授の若き日の業績である(Merton [1973])。当時マートンが在籍していたMITでは、彼の師ポール・サミュエルソン教授を中心とするグループが、ポートフォリオ理論の連続時間モデルへの拡張とそれを目的とした確率過程理論の導入方法の研究を盛んに行っていた。CAPMの連続時間モデルへの拡張であるICAPMは、ブラック=ショールズのオプション価格モデルと並んで、グループの一連の研究の最も華やかな理論的果実である。その要点を以下に説明しよう。

CAPMはいくつかの仮定を置くことによって、資産の期待リターンが市場均衡においては資産の市場ベータに比例するという、極めて強い定理を産み出した。現実の余計な側面を捨象して本質をえぐり出すのが理論の理論たるゆえんであるが、捨象した現実の断片の中に本質の重要な部分が置き去りにされていれば、断片をすくい取る理論的作業が必要になる。ICAPMはCAPMに対してまさにそうした関係にある。

CAPMは1期間のモデルである。具体的に言うと、CAPMに描写された投資家は、1期間(たとえば1年間)のリターン(期待投資収益率)とリスク(標準偏差)だけを評価基準にしてポートフォリオの選択を行う。平たい言葉で表現すれば、当面のことだけを考えて先の将来は視野に入れない投資家である。そうした投資家を念頭に置けば、市場ポートフォリオと安全資産の組み合わせが最適なアセット・ミックスであるというのが、CAPMの理論的帰結であった。しかしながら、投資家もっと先の将来を視野に入れる場合には事情が変わる。どう変わるかを簡単な例で示そう。

1期間の投資パフォーマンスだけを目的にする投資家にとっては、市場ポートフォリオと安全資産からなるアセット・ミックスを持つ場合のリスクは、市場リスクに限定される。しかし、さらにその先の将来も視野に入れる投資家にとっては、このアセット・ミックスは来期以降の経済の諸条件にかかわるリスクにもさらされる。最も明らかなリスクは、将来の短期金利が低下するリスクである。(他

---

<sup>60</sup> 一方で、市場ベータの株式リターンに対する説明力を否定しきったFama-French[1992]の主張が容

の条件を一定として)将来の短期金利が低下すれば、来期以降の投資環境は悪化する。逆に、将来の短期金利が上昇すれば、将来の資産運用は容易になる。リスク資産への投資を市場ポートフォリオに限定したアセット・ミックスは、このリスクに対するヘッジ機能を持たない。しかし、短期金利が低下した場合の投資環境の悪化に備えて、市場ポートフォリオで運用した場合よりも高い資産価値を今期末に望む投資家がいっても、不思議ではない。そのような投資家は、短期金利が上昇した場合には、その後の投資環境が好転するので、今期の投資リターンが市場ポートフォリオよりも悪くてもよしとするであろう。こうしたリスク・ヘッジを達成するには、短期金利が低下すればポートフォリオの価値が上昇するような仕組みを運用資産に加味する必要がある。具体的には、長期債や金融株の組み入れなどが、その手段として考えられる。その結果、運用資産には、市場ポートフォリオと比較して、長期債や金融株の占めるウェイトが大きくなる。つまり、上記の効果を望む投資家にとっては、市場ポートフォリオは最適なリスク資産ポートフォリオではなくなるわけである。

同様のことは、将来のインフレ率についても当てはまる。将来がインフレ経済になれば、金融資産の財に対する実質購買力は低下する。このリスクをヘッジする必要性の高い投資家は、市場ポートフォリオと比較して、インフレになるほど価値が上がるような証券(例えば石油・資源株)にティルトをかけることを望むはずである。インフレだけでなく、将来の景気もそうした要因の一つであろうし、将来の経済の不確実性や信用リスクの大きさを例に挙げることもできる。将来の投資環境の良し悪しを左右するような経済の「状態」は、すべてそうした例に含まれる。そして、来期以降のことも視野に入れる投資家は、これらの状態に対する適切なヘッジも考慮しつつ、今期の資産運用を考えなければならない。

マートンは、連続時間と拡散過程の確率モデルを用いて、このアイデアを定式化した。その分析によれば、最適なポートフォリオは次のような形になる。今、上記のような意味での状態変数が  $K$  個あるとする。そのそれぞれについて、状態変数の変動との相関を最大化したポートフォリオを、取引可能な資産からつくる。その結果、ポートフォリオが  $K$  個できるが、最適な資産構成は、安全資産(短期金融資産)と市場ポートフォリオに加えて、各状態変数に最大限の連動をする  $K$  個のポートフォリオのミックスとなる。各ポートフォリオのウェイトは、個々の投資家のリスク選好を表す効用関数に依存する。

1 期モデルを前提にした場合の「トービンの分離定理」は、安全資産と市場ポートフォリオの 2 種類の資産の組み合わせで、任意の投資家に最適な資産ポジションが実現可能というものであった。系時的モデルの場合には、最適な資産ポジションをつくるために必要な資産が  $K+2$  種類になる。

---

易に反論可能であることも、指摘した通りである。

安全資産と市場ポートフォリオに加えて、 $K$ 個の状態連動ポートフォリオが必要になるからである。これが1期モデルと系時的モデルから導かれる定理の最も大きな違いである。個々の投資家にとって、各状態変数の変動にどの程度のヘッジをかけるのが最適であるかは、投資家のリスク回避度に依存する。容易に予想されるように、リスク回避度が高いほど、各状態変数に対する最適ヘッジ比率は高くなる。一方、リスク回避度が著しく低い投資家の場合には、状態変数に対して逆ヘッジのポジションをとるのが最適になることもある。また、リスク回避度が両者のちょうど分かれ目の水準にある投資家については、状態変数に連動するポートフォリオの組み入れを行わないのが最適となる<sup>61</sup>。

個々の投資家が需要する最適なポートフォリオが分かれば、市場均衡の条件は1期モデルの場合に準じた方法で特定できる。CAPMの場合、資産の期待リターンが市場ポートフォリオに対する資産のベータ値(市場ベータ)に比例するというのが、均衡において成立する性質であった。ICAPMの場合には、資産の期待リターンは、当該資産の市場ベータと $K$ 個の状態連動ポートフォリオに対するベータ値の線形結合で与えられることになる。今、資産 $i$ の状態 $S_k$ -連動ポートフォリオに対するベータ値を $\beta_{iS_k}$ と記すと<sup>62</sup>、資産 $i$ のリスク・プレミアム(期待リターンと安全利子率の差)は、

$$E_i - R_f = \beta_{iM}(E_M - R_f) + \beta_{iS_1}(E_{S_1} - R_f) + \dots + \beta_{iS_K}(E_{S_K} - R_f) \quad (1)$$

と与えられる。ここで、 $E_i$ は資産 $i$ の期待リターン、 $E_M$ は市場ポートフォリオの期待リターン、 $E_{S_k}$ (ただし $k = 1, 2, \dots, K$ )は状態 $S_k$ -連動ポートフォリオの期待リターン、 $R_f$ は安全利子率である。また、 $\beta_{iM}$ は資産 $i$ の市場ベータである。各状態連動ポートフォリオのリスク・プレミアム $E_{S_k} - R_f$ については、市場合計でその状態変数に対するヘッジ需要が大きいほどリスク・プレミアムは小さくなる。これは、ヘッジ需要が大きいほど、ヘッジ・ポートフォリオの価値が高くなるからである。また、ヘッジ・ポートフォリオのリターンの分散が大きいほど、ヘッジ・ポートフォリオの価格は安く、リスク・プレミアムは高くなる。

<sup>61</sup> この分かれ目となるのは、効用関数が対数効用関数の場合である。対数効用関数を持つ投資家は、投資収益率の幾何平均期待値の最大化(資産の期待成長率の最大化)を目指す投資家であり、そのリスク許容度は相当に高い。状態変数に対して逆ヘッジが最適となる投資家は、それ以上にリスク許容度の高い投資家ということになる。

<sup>62</sup> 資産 $i$ の状態 $S_k$ -連動ポートフォリオに対するベータ値( $\beta_{iS_k}$ )は、資産 $i$ と状態 $S_k$ -連動ポートフォリ

## 4.2 チェン=ロール=ロスのマクロ・ファクター

1期モデルの枠組みにとどまりながら、結論の上では ICAPM に極めて近い資産価格理論をつくったのが、エール大学のステファン・ロスである(Ross[1976])。CAPM や ICAPM は、平均-分散アプローチによるポートフォリオの最適化と需給一致の論理から導かれた理論であった。ロスは、これとは違って、合理的な投資家が参加する資産市場ではリスクの負担なしで裁定利益を稼ぐことはできないはずという条件から、資産の期待リターン決定条件を導いた。この意味で、ロスは彼の理論を「裁定価格理論」(Arbitrage Pricing Theory、略して APT)と名付けた。

APT の与える期待リターンの決定式も、(1)式のマルチベータ CAPM と同じである。ただし、ICAPM の場合には市場ベータがかならず(1)式の右辺に含まれるが、APT では市場ベータが含まれる必然性はない。また、ICAPM では各状態ベータ(APT では「ファクター・ベータ」と呼ばれる)に対するリスク・プレミアムの決定メカニズムもモデルが内包しているが、APT ではファクターのリスク・プレミアムがどう決まるかは明らかにされない<sup>63</sup>。しかしながら、これらの理論的相違点を細かく検討するのが、ここでの趣旨ではない。ICAPM の場合には、投資環境を左右する状態がいかなる経済変数であるのか、理論の答えるところとなっていない。同じく、APT の場合にも、資産に共変動(Co-movement)をもたらすファクター(資産価格変動を引き起こすニュース)が何であるのか、またその中でファクター負荷値に市場が値付けするファクターはどれであるのかは、不問に付されている。つまり、これらの理論では、状態やファクターといった変数の中味を明らかにする作業は、実証的な課題とされているわけである。以下では、この経済変数や市場変数の適切な選択を強く意識して期待リターンの銘柄間格差の説明を試みた代表的な研究を紹介したい。

マルチベータ・モデルを用いた実証の話は Chan-Chen-Hsieh[1985]から始めよう。ロスの APT を実証に移した代表的な研究は Chen-Roll-Ross[1986]とされるが、前者は同じ枠組みで小型株効果の説明を試みた研究である。

Chan-Chen-Hsieh は、投資環境を左右する状態変数として、景気、金利、投資家心理、インフレ、の4種類の変数を考えた。景気の下落や金利水準の低下は(他の条件を一定とすれば)明らかに

---

オの共分散を状態  $S_k$ -連動ポートフォリオの分散で割った値である。

<sup>63</sup> さらに言えば、APT は、資産の種類が十分に多くリスクの分散効果がほぼ完全に達成可能な場合に、(1)式が近似的に成り立つことを主張するにとどまる。(1)式が市場均衡において正確に成立することを示す ICAPM と、この点でも異なる。APT が、リスクなし裁定の不可能性という(最適化や需給一致に比較して)数学的にははるかに緩い条件だけを用いて ICAPM とほぼ同程度の理論的帰結に至ることができたのは、資産のリターンが線形のファクター・モデルに従って生成されるという、ICAPM にはない仮定を設けているからである。



投資環境の悪化を意味する。もちろん、景気や金利水準が逆に上昇すれば投資環境は好転するが、リスク許容度の著しく高い投資家を除けば、投資環境悪化のリスクをヘッジしたいと考える投資家が大多数であろう。であれば、景気変動や金利変動の影響を大きく受ける資産には高い期待リターン(低い価格)が付かなければならない。(1)式に即して言うと、景気変動や金利変動に対するベータ(感応度、露出度、ファクター負荷値)のリスク・プレミアム( $E_s - R_f$ )はプラスでなければならない。

投資家心理は、一方では、景気・所得のボラティリティーや信用リスクといった経済の実体面での不確実性の大きさに左右され、他方では、市場のリスク回避度という投資家側の要因にも影響される。いずれの原因であれ、投資家心理が悪化すれば市場の割引率が上昇し、資産価格を下落させる。このリスクに対して選別的なヘッジ機能を提供する資産が存在するならば、市場はそうした資産を高く買う(期待リターンは低い)はずである。

インフレについては、上記 3 変数と違って、リスク・プレミアムの正負を理論的に確定することはできない。インフレ率の変化は投資家間の所得の再分配をもたらすもので、高いインフレ率は、ある投資家にとっては経済環境の悪化を、別の投資家にとっては経済環境の好転を意味するからである。

時価総額の小さい銘柄ほど期待リターンが高いという小型株効果を、市場ベータに加えて上記 4 種類の状態変数に対するベータについての小型株の特徴からどの程度説明できるかを見るのが、Chan-Chen-Hsieh の研究の目的であった。状態変数として彼らが用いた具体的な変数は以下の通りである<sup>64</sup>。

#### A. 市場ポートフォリオのリターン( $EWNY_t$ )

マルチベータ CAPM の 1 番目のベータは、市場ポートフォリオに対するベータ(市場ベータ)である。市場ポートフォリオのリターンは、ニューヨーク証券取引所上場全銘柄の等金額ポートフォリオの第  $t$  月の月次リターンで代用されている。

#### B. 鉱工業生産の予期せぬ変化( $MP_t$ )

景気変動を表す変数としては、鉱工業生産指数から計算した連続複利成長率  $\ln(IP_{t+1} / IP_t)$  が用いられている(ただし、 $IP_t$  は第  $t$  月の鉱工業生産指数)。変数の本来のタイミングから言えば、

---

<sup>64</sup> 以下のファクターの表記記号は Chen-Roll-Ross[1986]に従う。ロスの APT の実証編として、こちらが有名な論文になったからである。なお、Chan-Chen-Hsieh と Chen-Roll-Ross のファクターの定義には細部で若干の相違がある。これについては、両者の論文を参照のこと。

第  $t$  月の株式リターンに対応させるべきは  $\ln(IP_t / IP_{t-1})$  であるが、マクロ経済変数の測定の遅れを考慮して、1 ヶ月先行の成長率  $\ln(IP_{t-1} / IP_t)$  が第  $t-1$  月から第  $t$  月にかけての景気変化の実数により近いとの想定がなされている。

#### C. リスク・プレミアムの予期せぬ変化( $UPR_t$ )

投資家心理の代理変数を、彼らは「市場のリスク・プレミアム」と呼んでいる。このリスク・プレミアムの予期せぬ変化を表す変数として選ばれたのは、格付け Baa 以下の債券の第  $t$  月リターンと長期国債の第  $t$  月リターンの差である。

#### D. インフレ( $UI_t$ と $DEI_t$ )

インフレについては 2 種類の変数が同時に用いられている。一つは予期せぬ物価変動  $UI_t$  で、消費者物価指数  $CPI_t$  から計算した連続複利インフレ率  $\ln(CPI_t / CPI_{t-1})$  と期待インフレ率の差で定義される(ただし、 $CPI_t$  は第  $t$  月の消費者物価指数)。なお、第  $t$  月初めの時点での期待インフレ率は、同時点での短期金利の名目値から実質金利の推定値を引いて求める。インフレに関する第 2 の変数は、期待インフレ率の予期せぬ変化である。これは、第  $t$  月月末時点での期待インフレ率と第  $t$  月月初時点での期待インフレ率の差であり、 $DEI_t$  と記される。この変数が  $UI_t$  と独立の状態変数として考慮されているのは、将来のインフレ率に対する予測が過去の予測誤差以外の経済要因にも左右される可能性があるからである。

#### E. ターム・ストラクチャーの予期せぬ変化( $UTS_t$ )

金利水準を表す変数としては、短期金利と長期金利を並列して用いることが考えられる。しかし、短期金利は期待インフレ率の計算に用いられているために、 $UI_t$  や  $DEI_t$  と強く相関する。したがって、金利変数としては、短期金利を含めずに、国債利回り曲線の勾配変化を長期国債の月次リターンと短期金利の差の変化で捉えるだけにとどめる。ただし、この変数にしても、リスク・プレミアム変数  $UPR_t$  と強い負の相関を持つことは覚悟しなければならない。これは、 $UTS_t$  と  $UPR_t$  の計算式が共に長期国債の月次リターンを含むからである。実際、Chan-Chen-Hsieh のデータから計算すると、この相関は -0.58 である。なお、短期金利としては 1 ヶ月物財務省短期証券(T-Bill) のレートが用いられている。

Chan-Chen-Hsieh と Chen-Roll-Ross が各リスク要因のリスク・プレミアムの推定に用いたのは、すでに幾度も登場した Fama-MacBeth の方法である。今、市場ポートフォリオのリターンおよび 5 個の状態変数と、個別株式リターンの関係を

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{EWN} R_{EWN,t} + \beta_i^{MP} MP_t + \beta_i^{UPR} UPR_t + \beta_i^{UI} UI_t + \beta_i^{DEI} DEI_t + \beta_i^{UTS} UTS_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

という線形のファクター・モデルで表すことができるとすると、株式  $i$  の市場ベータ  $\beta_i^{EWN}$  ならびに 5 つの状態ベータ  $\beta_i^{MP}$ ,  $\beta_i^{UPR}$ ,  $\beta_i^{UI}$ ,  $\beta_i^{DEI}$ ,  $\beta_i^{UTS}$  は、(2)式の時系列回帰から求めることができる。

ICAPM ないしは APT によれば、これらのベータと株式  $i$  の期待リターンの関係は、

$$E_i = R_f + \lambda_{EWN} \beta_i^{EWN} + \lambda_{MP} \beta_i^{MP} + \lambda_{UPR} \beta_i^{UPR} + \lambda_{UI} \beta_i^{UI} + \lambda_{DEI} \beta_i^{DEI} + \lambda_{UTS} \beta_i^{UTS} \quad (3)$$

と与えられる。これより、株式の月次リターンのクロスセクション構造を

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_{EWN} \beta_i^{EWN} + \lambda_{MP} \beta_i^{MP} + \lambda_{UPR} \beta_i^{UPR} + \lambda_{UI} \beta_i^{UI} + \lambda_{DEI} \beta_i^{DEI} + \lambda_{UTS} \beta_i^{UTS} + \varepsilon'_i \quad (4)$$

と表して回帰分析を行えば、各ファクターのリスク・プレミアム

$\lambda_{EWN}$ ,  $\lambda_{MP}$ ,  $\lambda_{UPR}$ ,  $\lambda_{UI}$ ,  $\lambda_{DEI}$ ,  $\lambda_{UTS}$  が求まる。

Chan-Chen-Hsieh が用いたデータは、1953 年 1 月から 1977 年 12 月にかけてのニューヨーク証券取引所上場株式の月次リターンと、同期間のマクロおよび市場変数の月次データである<sup>65</sup>。具体的な方法は以下の通りである。(a)各資産について、過去 5 年の月次データを用いて(2)式の時系列回帰を行い、6 種類のベータの値を推定する。(b)当年 12 ヶ月の各月について、各資産のリターンを被説明変数、既に求めた 6 種類のベータ値を説明変数として(4)式のクロスセクション回帰を行い、リスク・プレミアムの推定値を得る<sup>66</sup>。(c)上記 a, b の作業を分析期間の各年について行うことによって、1958 年 1 月から 1977 年 12 月までの都合 240 ヶ月のリスク・プレミアム推定値を得るが、その時系列平均についてプレミアムがゼロを帰無仮説とする  $t$ -検定を行う。

ベータは(2)式の時系列回帰から推定される変数なので、(4)式のクロスセクション回帰は、説明変数が推定誤差を含んだ回帰分析にならざるをえない。この推定誤差の存在は、(4)式で推定されるリスク・プレミアムの有意性を弱める方向に働くことが知られている。これが、第 1 章に指摘した Error-in-the-variable-Problem である。このバイアスの影響を小さくするために、ここでも Fama-MacBeth 以来の伝統に従って、(2)式のベータを個別銘柄単位ではなくポートフォリオ単位で推定して、ベータの推定誤差を小さく押さえるという方法がとられている。具体的には、年初の時価総額の順に全銘柄を 20 のグループに分け、各グループについて等金額ポートフォリオをつくる。

Chan-Chen-Hsieh も Chen-Roll-Ross も、ともに時価総額に基づいたグループ分けを行っている。彼らによれば、これは(4)式の推定で被説明変数の散らばりを十分大きく確保するためであるという。ちなみに、Chen-Roll-Ross は、市場ベータ、非市場リスク、株価の水準などによるグループ化も

<sup>65</sup> Chen-Roll-Ross[1986]の分析期間は 1958 年 1 月から 1983 年 11 月である。

<sup>66</sup> このクロスセクション回帰において、Chen-Roll-Ross は普通最小二乗法を、Chan-Chen-Hsieh は一

試みたが、時価総額に比べていずれの方法もポートフォリオ間のリターン格差を十分に広げることができなかつたと報告している。しかしながら、筆者は、小型株効果を説明する場合に、時価総額別ポートフォリオから各ファクターのリスク・プレミアムを推定するのは不適切と考えている。この点については、後で論じたい。

Chan-Chen-Hsieh が得た各ファクターのリスク・プレミアムの推定値を表 1 に示す<sup>67</sup>。括弧内は  $t$ -値である。(4)式の回帰分析の決定係数の平均値は 0.56 と報告されている。以下に、計測されたりリスク・プレミアムの符号を個別に検討する。

表 1 各ファクターのリスク・プレミアム(1958-1977)

(単位:パーセント/月)

$l_0$	$l_{EWNY}$	$l_{MP}$	$l_{UPR}$	$l_{UI}$	$l_{DEI}$	$l_{UTS}$
定数項	市場ベータ	生産	投資家心理	予期せぬインフ レ	インフレ期待変 化	ターム・ストラクチャ ー
0.444	0.539	0.560	0.907	-0.089	-0.009	-0.399
(1.06)	(1.02)	(2.72)	(2.87)	(-2.56)	(-1.61)	(-1.41)

市場ベータと生産リスクのリスク・プレミアムは、プラスとなっている。つまり、市場ポートフォリオのリターンや景気変化と正の相関をする資産に、市場は正のプレミアムを付ける。これは、株式相場や景気の下落に対してヘッジ機能を提供する(ベータがマイナスの)資産を市場が高く買うことを意味する。この結果は先の理論的予測通りである。

投資家心理リスクのリスク・プレミアムもプラスである。変数の定義に即して言うと、投資家心理ファクターに対する負荷値がプラスの資産とは、低格付け債の(国債に対する相対的な)リターンに対して正の相関を持つ資産である。逆に、負の相関を持つ(ベータがマイナスの)資産とは、低格付け債の価格が低下(信用リスクが増大)するときに価格が上昇する資産である。ここのリスク・プレミアムの符号が正であることは、ベータがマイナスの資産を市場が高く買うことを、換言すれば、信用リスクの増大に市場がヘッジを求めることを意味する。これも先の理論的予測に合致する。

計測されたインフレ・リスクのリスク・プレミアムは、2 種類のインフレ関連ファクターのどちらにつ

一般化最小二乗法を用いている。

いても、マイナスである。これは、物価上昇と正の相関をする株式銘柄を投資家は相対的に好んでいることを示唆する。株式は、配当が物価とある程度連動するために、利子支払いが名目額で固定されている債券に対するヘッジ機能を有する。結果から言えば、市場は株式のこのインフレ・ヘッジ機能をプラスに評価していることになる。

最後のターム・ストラクチャー・ファクターは長期債リターンと短期金利の差と定義された。このファクターに負のリスク・プレミアムが観測されることは、長期債の価格上昇(長期金利の低下)に同期して価格の上がる資産を市場が高く買うことを意味する。長期金利の低下は長期的な投資環境の悪化を招来する。こうした経済環境の変化に対する保険に価値を見いだす投資家は、長期金利の低下とともに価値が上昇する資産を高く買うはずであり、そうした資産には負のリスク・プレミアムが付く。長期債のリターンと正の相関をする株式は、インフレその他の要因を一定とすれば、長期債のリターンと無相関ないしは負の相関をする株式よりも、この点で大きな価値を持つはずである。これもまた、先の予測通りの結果である。

投資家心理とターム・ストラクチャーのファクターは、どちらも金利関連ファクターと捉えたほうが分かりやすいかも知れない。周知のように、経済の金利体系は、金利水準、ターム・プレミアム(長短金利差)、信用リスク・プレミアム(ジャンク債と国債の利回り格差)に要約できる<sup>68</sup>。短期金利と連動するインフレ変数が金利水準の代理で、その変動にかかわる価格プレミアムが  $l_{UI}$  と  $l_{DEI}$  である。一方、ターム・プレミアムと信用リスク・プレミアムの変動に関わる価格プレミアムが、それぞれ  $l_{UTS}$  と  $l_{UPR}$  である。ターム・プレミアムの変化に対する資産の負荷値  $b^{UTS}$  は国債ベータで、信用リスク・プレミアムの変化に対する資産の負荷値  $b^{UPR}$  はジャンク債ベータで定義する<sup>69</sup>。こう考えれば、表 1 の結果は、国債ベータのリスク・プレミアムはマイナス、ジャンク債ベータのリスク・プレミアムはプラスと解釈されることになる。

それぞれのリスク・プレミアムの有意性に関しては、生産と投資家心理(ジャンク債ベータ)の有意性は高く、市場ベータとターム・ストラクチャー(国債ベータ)の有意性は低い。表1では全期間を通じた結果のみを示したが、分析期間を細分しても、この傾向はどの時期にも当てはまるようである。一方、2種類のインフレ・ファクターについては、物価変動のボラティリティが高かった 1968-1977年の時期に限って、高い有意性を呈している。なお、定数項の推定値は 0.444 パーセントで

---

<sup>67</sup> Hamao [1988]は日本株式について、1975-1984年の分析期間で同様の実証を行っている。

<sup>68</sup> 信用リスクを別にした場合、利回り曲線を金利水準(レベル)、ターム・プレミアム(スロープ)、曲率(カーバチャー)の3変数で捉えるのが最近の傾向である。

<sup>69</sup> 正確に言えば、 $b^{UTS}$  は国債のリターンと T-Bill リターンの差に対する資産のベータ値、 $b^{UPR}$  はジャンク債のリターンと国債リターンの差に対する資産のベータ値である。

あるが、これは同時期の T-Bill の月次換算レート平均値 0.352 パーセントよりも高い。一方、市場ベータのリスク・プレミアム推定値 0.539 は、同時期の上場全銘柄等金額ポートフォリオの平均リターンと T-Bill レートの差の月次換算値 0.564 パーセントよりも少し低い。以上の傾向は Chen-Roll-Ross の得た結果とおおむね同一である。

投資家が、市場ベータ以外に、上記のリスク・ファクターにも値付けしているという彼らの主張によって、小型株効果はどの程度説明可能であるか。これが我々の関心事である。小型株はどのリスク・ファクターに対する負荷値(感応度)が高いのか。また、それらのファクターに対する負荷値の違いで、時価総額別ポートフォリオの平均リターンの格差をどの程度説明できるか。

表 2 のトータル・リターンの欄は、全銘柄を時価総額順に 20 個のグループに分けた場合、時価総額最小グループ(P1)と最大グループ(P20)の月次平均リターンの差が、この 1958-1977 年の分析期間について 0.956 パーセントであったことを示している。表の残差リターンとは、表 1 のリスク・プレミアム推定値を用いて計算した場合の(4)式の残差リターンの平均値を意味する。表の数字によれば、上記のマルチベータ CAPM が説明し残した P1 と P20 の残差リターンの差は 0.120 パーセントであった。年率換算して言えば、時価総額下位 5 パーセントの企業グループと上位 5 パーセ

表 2 トータル・リターンと残差リターン(1958-1977)

(単位:パーセント/月)

	トータル・リター	<i>EWNY</i>	<i>MP</i>	<i>UPR</i>	<i>UI</i>	<i>DEI</i>	<i>UTS</i>	残差リターン
<i>P1 - P20</i>	0.956	0.352	0.204	0.453	0.015	-0.088	-0.102	0.120 (1.18)
<i>Q1 - Q5</i>	0.687	0.270	0.132	0.471	-0.010	-0.054	-0.178	0.054 (1.44)

ントの企業グループの平均リターン格差は 11.58 パーセントであったが、6 個のベータ・リスクに対する調整後で見れば、この格差が 1.44 パーセントに縮小したことになる。括弧内の数値は *t*-値である。*t*-値が 1.18 であることより、P1 と P20 の残差リターンの平均値の差は有意にゼロとは異ならないと結論される。下欄は時価総額下位 20 パーセントのグループ(Q1)と上位 20 パーセントのグループ(Q5)のリターン格差について、同じように検討した結果を示している。この場合には、リスク調整前には年率で 8.24 パーセントあったリターン格差がリスク調整後では 0.65 パーセントにまで縮小したことになる。

では、個々のファクターは上記のリターン格差の説明にどの程度寄与しているか。この寄与度を見るには(4)式の回帰式右辺の各項を計算すればよい。表中央の6つの欄がその計算結果を示している。最も寄与度が高いのは信用リスク・プレミアム変数であり、 $\hat{\lambda}_{UPR}(\hat{\beta}_1^{UPR} - \hat{\beta}_{20}^{UPR})$ を計算すると0.453パーセントであった。次いで市場ベータの寄与度 $\hat{\lambda}_{EWNY}(\hat{\beta}_1^{EWNY} - \hat{\beta}_{20}^{EWNY})$ が0.352パーセントであった。月次リターンの格差0.956パーセントの8割以上は、この2変数で説明される。それに続くのが生産変数であり、その寄与度 $\hat{\lambda}_{MP}(\hat{\beta}_1^{MP} - \hat{\beta}_{20}^{MP})$ は0.204パーセントであった。残る3変数はほとんど説明力を持たず、その内の2変数についてはリスク調整が逆方向に働いている。この傾向は表2の下欄でも同様である。

表3は、資産価格を説明するリスク負荷変数の組み合わせを変えて、リターン格差の説明力を比較したものである。(a)欄は市場ベータのみのモデル、つまり単一ベータのCAPMである。市場ベータの違いだけでリターン格差を説明すれば、説明できない残差が月次リターンで0.431パーセント残る。このt-値は2.37で、リスク調整後リターンの格差は有意に正という結論になる。UQ1-UQ5は全銘柄を5グループに分割した場合の結果で、Q1とQ5のリスク調整後リターンの格差は0.263パーセント残る。このt-値も3.04と大きい。最下欄はHotellingの $T^2$ -検定の検定統計量である。この検定の帰無仮説は、U1-U2, U2-U3,  $\frac{1}{4}$ , U19-U20が同時にゼロという仮説である。有意水準5パーセントでの検定の閾値は1.63と計算されるので、単一ベータCAPMの場合には帰無仮説は棄却される。

(b)欄は6個のリスク負荷変数を全部用いた場合の表2の結果の再掲である。この場合にはHotellingの $T^2$ -検定では帰無仮説は棄却されない。(c)欄は市場ベータと信用リスク変数(ジャンク債ベータ)の2つの負荷値からなる2ベータCAPM、(d)欄はそれに生産変数(生産指数成長率に対するベータ)を加えた3ベータCAPMを用いた場合の説明力を表す。表の数字から判断すれば、2ないし3個のベータでもグループ・ポートフォリオ間のリターン格差は十分に説明できている。

表3 マルチベータ CAPM の残差リターン(1958-1977)

(単位:パーセント/月)

	(a) <i>EWNY</i> のみ	(b) 6 個のベータ	(c) <i>EWNY+UPR</i>	(d) <i>EWNY+UPR+MP</i>
<i>U1 - U20</i>	0.431 (2.37)	0.120 (1.18)	0.197 (1.20)	0.170 (1.13)
<i>UQ1 - UQ5</i>	0.263 (3.04)	0.054 (1.44)	0.084 (1.44)	0.062 (1.19)
Hotelling の $T^2$	2.14	1.36	1.44	1.61

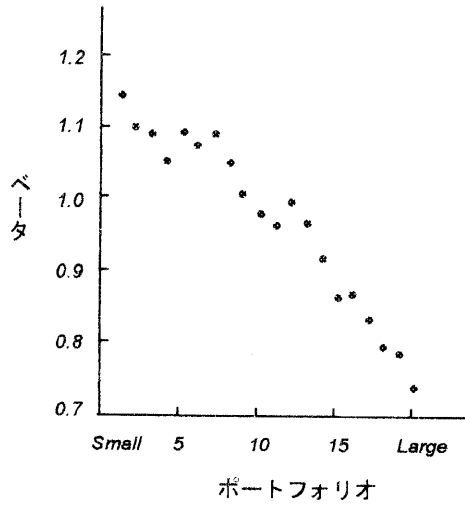
時価総額の小さい銘柄の平均リターンが高いのは、リスク・リターンのトレードオフ原理で説明できる。小型株は、相場変動との連動度が高い(市場ベータが高い)というマイナス要因に加えて、ジャンク債価格の変動との連動度も高い。信用リスクの増大に象徴される投資家心理の悪化局面では、金融資産全般のリターンが悪化するが、とりわけジャンク債価格が大きく落ち込む。経済がこのような状態に落ち込むリスクに大きな負荷値を持つのが小型株であり、それによる価格ペナルティーは極めて強い。単一ベータ CAPM は小型株のこのリスク属性を考慮しないがゆえに、小型株の平均リターンの高さを説明しきれなかった。以上が、Chan-Chen-Hsieh の APT による小型株効果の説明である。

図1のパネル(a)-パネル(f)は、時価総額別ポートフォリオ間のファクター負荷値の格差を、個々のファクターごとに示している。この図の中では、信用リスク・プレミアム(*UPR*)の負荷値が時価総額の特に小さい企業群 *P1-P4* で著しく大きいことが、注目に値する。第3章に指摘したように、小型株効果は、時価総額極小グループの平均リターンが顕著に高いことの反映である可能性が高い。上記の観察はこれに符合する。インフレ、金利関連のベータについて言うと、予期せぬインフレ(*UI*)に対しては大型株のベータがプラスで大きく、小型株のベータはマイナスである。つまり、時価総額の大きい企業の株式がインフレに対するヘッジ機能を相対的に発揮している。一方、インフレ期待の変化(*DEI*)に対するベータは、小型株がプラスで大きく、大型株はマイナスとなる。これは、*DEI* ファクターの負荷値の影響が小型株の期待リターン理論値を低める方向に作用することを意味する。タームストラクチャー(*UTS*)に対するベータ(国債ベータ)に関しては、時価総額との明瞭な相関関係は見られない。

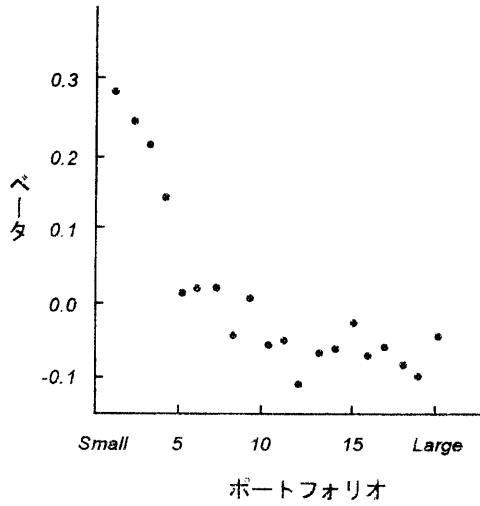


図1 時価総額別ポートフォリオのベータ

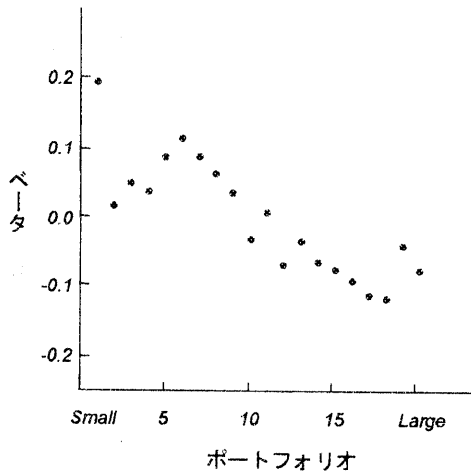
パネル(a) 対EWNYPベータ



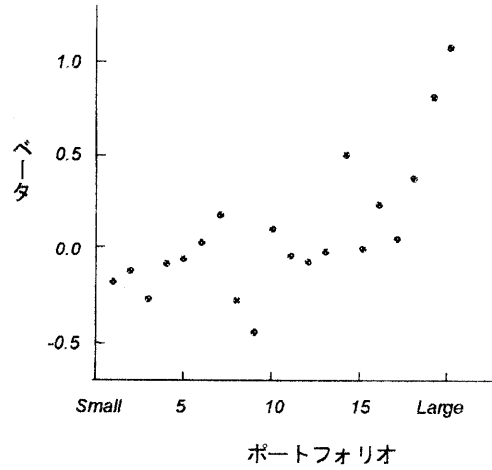
パネル(b) 対UPRベータ



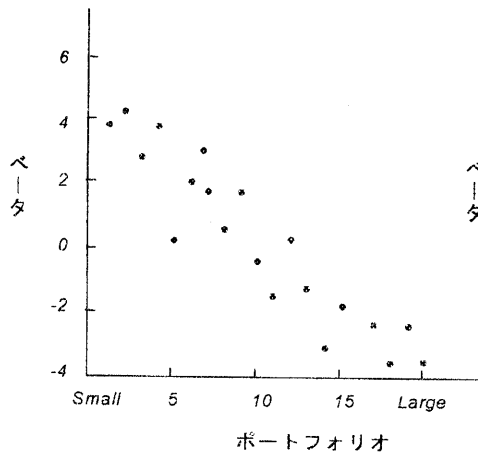
パネル(c) 対MPベータ



パネル(d) 対UIベータ



パネル(e) 対DEIベータ



パネル(f) 対UTSベータ

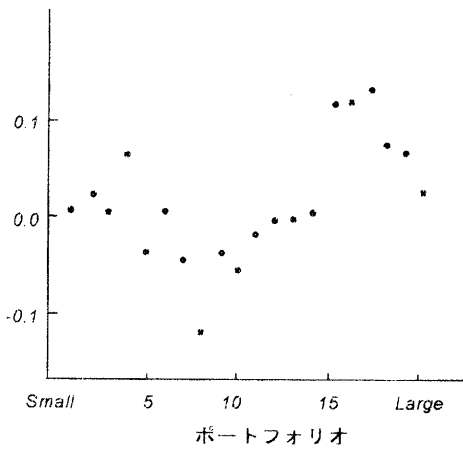
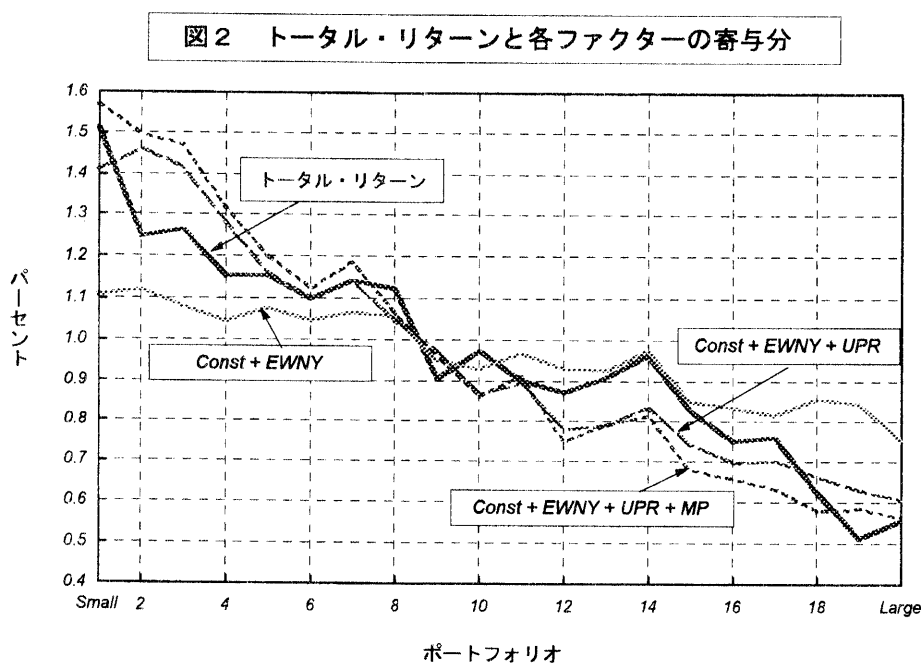


図2には、各グループ・ポートフォリオの平均リターンと、3つのファクター  $EWNY$ 、 $UPR$ 、 $MP$  の寄与分を折れ線グラフで示した。太い実線が平均リターンの観測値であり、細い実線が定数項  $\hat{\lambda}_0$  と市場ファクターの寄与分  $\hat{\lambda}_{EWNY}\hat{\beta}^{EWNY}$  の和である。2種類の点線は  $\hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_{EWNY}\hat{\beta}^{EWNY} + \hat{\lambda}_{UPR}\hat{\beta}^{UPR}$  およびそれにさらに  $\hat{\lambda}_{MP}\hat{\beta}^{MP}$  を加えた寄与分を表す。図から読み取れるように、各グループ・ポートフォリオのリターンの構成要素としては、市場ファクターの寄与分  $\hat{\lambda}_{EWNY}\hat{\beta}^{EWNY}$  が最も大きい。しかし、グループ間の平均リターンの差の説明要因として、 $UPR$  と  $MP$  が有意に  $EWNY$  を補完している。



資産間のリターン格差を市場リスク、信用リスク、生産リスクへの資産の露出度(エクスポージャー)の相違で捉えるという発想は、経済学の視点を強く持つ者には説得的である。しかしながら、この Chan-Chen-Hsieh の分析方法を注意深く吟味すると、大きな疑問を呈せざるをえない。その疑問は、彼らの行ったグループ化の方法に由来する。彼らは、時価総額に基づいて株式をグループ化し、グループ・ポートフォリオを単位として(4)式のクロスセクション回帰を行った。先に述べたように、著者たちによれば、時価総額によるグループ化を行った理由は、それが(4)式左辺のリターンに十分大きな広がりをもたらすからであるという。確かに、ポートフォリオ間でリターンの広がりがないければ、(4)の回帰式によるリスク・プレミアム  $\hat{\lambda}$  の推定はうまくいかない。しかし、問題は、こ

のような方法で推定した $\hat{\lambda}$ が各ファクターのリスク・プレミアムの真の値にどれだけ近いかがである。リターンと時価総額の強い(逆)相関を所与とすると、ファクター負荷値が時価総額と強く相関するようなファクターを探して(4)式の回帰分析を行えば、残差リターンはそれなりに小さく押さえられるはずである。(4)式のフィットを向上させるのに有効なファクターを見つけることができれば、その成功の度合に応じて、回帰の残差リターンは小さくなり、Hotelling の  $F^2$ -検定から判定される有意性も低下する。これは、最小二乗法のアルゴリズムが回帰のフィットを最大限上げるように $\hat{\lambda}$ を決定するからである。

しかし、この回帰のフィットを最大にするように「調整」された $\hat{\lambda}$ は、資産価格に織り込まれた真のリスク・プレミアムとはかけ離れたものである可能性が否めない。説明すべき「アノマリー現象」に最も適合するように市場の価格システムのパラメータを決定して、「現象」の推定されたモデルからの残差が小さいことで説明の成功を主張しても、その説得力は限定付きのものでしかない。価格システムのパラメータ(各ファクターのリスク・プレミアム)は説明目的の「アノマリー現象」から離れたところで推定し、そのパラメータ値を入力して得られるモデルの予測と「現象」の乖離の小ささで、説明の成否を判断するのが本筋である。この点からすれば、Fama-MacBeth の方法を採用する場合には時価総額以外の指標によるグループ化を、それが無理な場合には時価総額と他の適当な企業属性を組み合わせた多次元のグループ化を図るべきである。また、そもそも Fama-MacBeth の方法は、前に指摘した通り、期待リターンのクロスセクション構造をテストする方法としては十分な検定力を持つ方法ではないので、第2章に登場した Black-Jensen-Scholes の時系列法や Gibbons-Ross-Shanken の多変量手法を採用する方が妥当である。

APT の実証研究には、他に、因子分析や主成分分析によってファクターを決めるものがある。資産の共変動を支配するファクターを、個別株式のリターン・データから直接抽出するのが、このアプローチの特徴である。Lehmann-Modest[1988]や Connor-Korajczyk[1988]がその分野の代表的な論文である。また、Lehmann-Modest の方法を日本の株式市場に適用した研究に小原沢・石田・力武[1992]がある。しかし、このアプローチでは、本節で議論したような経済状態の変動をファクターとして抽出するのに失敗する可能性が高い。ある経済状態の変動に対してごく少数の小型株の露出度が高く、他の大多数の企業の露出度が総じて低い場合、その変動要因を因子分析や主成分分析の手法ですくい取るのが原理的に無理だからである。図1パネル(a)に示された信用リスク・プレミアム(UPR)に対するファクター負荷値のパターンは、正にこのファクターがそうした性質のものであることを示唆している。小型株効果に代表される株式リターンの銘柄間格差がリスク・リターンの枠組みでどこまで説明できるかを論じるのが、ここでの目的である。この目的に照らしても、ファクターの経済的意味付けに重きを置かないアプローチによる研究は、本節の叙述からは除外

せざるをえない。

ただ、マクロ変数の利用も問題がないわけではない。鉱工業生産指数や消費者物価指数などのマクロ変数は、指数自体がある程度平滑化、平均化効果を内包している。そのため、短期間に市場を行き来する情報の影響を完全に映したものとは言いがたい。他方、株価は情報に迅速に反応する。したがって、1 ヶ月程度の短期間で見た場合、株式リターンはマクロ経済ファクターの変動に同期して反応する変数ではなく、はるかに大きなノイズ(ボラティリティ)を含んでいる。次章に論じる(企業収益動向などの)ミクロ・ファクターの利用も、この点ではマクロ・ファクターと同様の欠陥を含んでいる。

## 第5章 より完全な説明原理を求めて

本稿の冒頭で紹介した Fama-French[1992]の主張は、株式期待リターンの銘柄間格差が時価総額と株価純資産倍率の2つの銘柄属性でほぼ説明され、市場ベータには有意な説明力がないというものであった。この主張は、明らかに、1期モデルを前提とするCAPMの理論的帰結を批判したものである。『ベータの死』(*The New York Times*, February 18, 1992)、『ベータの敗北』(*The Economist*, March 7, 1992)、『さようなら、ベータ』(*Forbes*, March 30, 1992)、といった商業誌の記事のセンセーショナルなタイトルは、そのかぎりでは Fama-French の意図を曲げて伝えているわけではないものの、ファイナンス学会内部から湧き起こった現代ファイナンス理論の自己否定という印象を一般の読者に与えたことも否めない。

前章で説明したように、多期間モデルないしは連続時間モデルの場合には、資産の期待リターンを決定するリスク属性は市場ベータに限定されない。実際、Fama-French は、「小型株効果」や「バリュー株効果」をマルチベータCAPMを用いてリスク・リターンの観点から説明する試みを、以後に模索することになる。

株式期待リターンの銘柄間格差をめぐる一連の論争の最も重要なポイントは、期待リターンを決定するリスク指標が一つだけ(市場ベータ)か複数存在するかという点にあるわけではない。銘柄間格差の偏りが、リスク・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原理で説明できるか、あるいは第3章で紹介した Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994]のように、何らかの非合理性に由来する市場の体系的な価格形成の歪み(ミス・プライシング)と見る方が妥当かを見極めることである。

以下では、まず、Fama-Frenchによる以後の研究を中心に、リスク・リターンの枠組みに基づく「小型株効果」と「バリュー株効果」の説明がその後どう展開したかを概観する。次に、Fama-French に

代表される現代ファイナンス理論の正統派の立場と、現象を価格形成の体系的な歪みと見る立場の具体的な争点を批判的に明らかにしたい。その際には、消費 CAPM やモデル・パラメータの時間的変動を許す CAPM の検証例も、視野に入れる。最後に将来の方向や日本における研究の動向にも触れて、本稿を締めくくる。

## 5.1 ミクロ・ファクターによる説明

前章は、小型株の平均リターンが高いのはマクロ・ファクターに対する感応度の違いで説明できるという Chan-Chen-Hsieh[1985]の研究を紹介した。そこで指摘したように、彼らの実証方法には、小型株効果と最大限の整合性がとれるように各ファクターのリスク・プレミアムが決定されてしまうという欠陥があった。小型株は市場ベータ、ジャンク債ベータ(投資家心理の変化に対する感応度)、生産ベータ(景気変動に対する感応度)が高い。全銘柄を時価総額別に分けて、ポートフォリオのリターンをこれらのベータにクロスセクション回帰したときの係数推定値を各ファクターのリスク・プレミアム推定値とするのが、彼らの方法であった。そうした方法に従えば、これらのファクターのリスク・プレミアムがおのずから大きな値になり、その結果小型株のリターン予測値も大きくなる。これが Chan-Chen-Hsieh の方法に含まれるトートロジカルな側面であった。

この問題を避ける最も適切な方法は、Fama-MacBeth 型のクロスセクション回帰による検定をやめて、Black-Jensen-Scholes 型の時系列回帰あるいは Gibbons-Ross-Shanken 型の多変量検定法を用いることである(Black-Jensen-Scholes[1972]、Gibbons-Ross-Shanken[1989])。これらの方法については第 1、第 2 章で解説したところであるが、Fama-French は 1993 年に発表した論文において、後者の 2 つの検定方法を併用してマルチベータ CAPM の検定を行っている。

表 1 は、時価総額(Market Equity、 $ME$  と略す)と簿価・時価比率(Book Equity/Market Equity、 $BE/ME$  と略す、株価純資産倍率の逆数)でグループ分けした 25 個の株式ポートフォリオの平均超過リターンと  $t$ -値(括弧内)である。1963-1991 年の各年について、全銘柄を 6 月末時点の時価総額を基準に 5 個のグループに、またそれとは独立に  $BE/ME$  の値を基準に 5 個のグループに分ける。 $BE/ME$  の計算にあたっては、 $BE$  は前年度の純資産総額を、 $ME$  は前年 12 月末時点での発行済み株式時価総額を用いる。この 2 次元の指標を基準にして全銘柄を毎年 6 月末時点で 25 個のグループに分割し、7 月から翌年 6 月までの各月について、時価総額加重ポートフォリオの月次リターンを計算する。超過リターンは、この月次リターンから 1 ヶ月物財務省短期証券(T-Bill)のレートを引いて計算される。なお、Fama-French が分析対象としたのは、ニューヨーク証券取引所

(NYSE)、アメリカン証券取引所(AMEX)上場企業、および NASDAQ 公開企業である<sup>70</sup>。

第3章に指摘した小型株効果とバリュー株効果は、表 1 の各ポートフォリオの平均超過リターンの数字でも確認できる。すなわち、*BE/ME* の値が最も低い「最グラマー株」グループを除けば、時価総額の小さい企業グループほどポートフォリオの平均リターンは高くなる。一方、バリュー株効果は小型株効果以上に首尾一貫した傾向を示していて、5 つの時価総額グループすべてについて、*BE/ME* の値が大きいグループ(バリュー株)ほどポートフォリオの平均リターンは高い。高 *BE/ME* グループと低 *BE/ME* グループの平均月次リターンの差は、時価総額最大グループでは 0.19%(年率で 2.28%)であるが、時価総額最小グループでは 0.62%(年率で 7.44%)にも昇る。

この平均リターンのポートフォリオ間格差が、各グループ・ポートフォリオのリスク特性の違いによってどの程度説明できるかを見るのが、今の課題である。その際 Fama-French[1993]は、Chan-Chen-Hsieh や Chen-Roll-Ross[1986]が用いた景気、インフレなどのマクロ経済変数よりも、株式市場に内在するミクロ・ファクターに対する感応度の違いが、より強く上記の平均リターン格差を説明するはずと考えた。

表 1 ポートフォリオの平均超過リターン:1963-1991

	<i>BE/ME</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

株式市場に内在するファクターの候補として Fama-French が採用したのは、市場ポートフォリオ

<sup>70</sup> 前年度の純資産がマイナスの企業はその年のポートフォリオから除外されている。

の超過リターン(「市場ファクター」)の他に、「企業規模ファクター」と「*BE/ME* ファクター」である<sup>71</sup>。ここで、企業規模ファクターは小型株月次リターンと大型株月次リターンの差、*BE/ME* ファクターは高 *BE/ME* 株の月次リターンと低 *BE/ME* 株の月次リターンの差で定義される。Fama-French に従って、企業規模ファクターは *SMB* (small minus big)、*BE/ME* ファクターは *HML* (high minus low) と記すことにする。この 2 つのファクターを定義するに際しては、両者の相関が小さくなるように配慮されている<sup>72</sup>。実際、1963-1991 年の全期間にわたる *SMB* と *HML* の相関係数は -0.08 であったという。なお、市場ファクターは  $RM-RF$  ( $RM$  は市場ポートフォリオの月次リターン、 $RF$  は T-Bill レート)と記す。

$RM-RF$ 、*SMB*、*HML* の 3 つのファクターはいずれも株式リターンから計算されるファクターであるが、表 1 に示された平均リターンの株式ポートフォリオ間格差を説明するリスク・ファクターとして、Fama-French は 2 種類の金利関連ファクターも候補に含めた。一つは金利の予期せぬ変化 (*TERM* と記す) で、長期国債の月次リターンと T-Bill レートの差で定義する。もう一つは信用リスクの予期せぬ変化 (*DEF* と記す) で、Fama-French はこれを長期社債と長期国債の月次リターンの差で定義している。この 2 つのファクターが Chan-Chen-Hsieh と Chen-Roll-Ross のマクロ・ファクターに含まれていたのは、前章で説明した通りである。Chan-Chen-Hsieh のクロスセクション回帰では、信用リスク・ファクターは小型株効果の説明に最も寄与する変数であった<sup>73</sup>。

今、この 5 つのファクターによるマルチベータ CAPM が成立するとしよう。つまり、表 1 の 25 個

<sup>71</sup> 市場ポートフォリオのリターンとしては全銘柄の時価総額加重リターンが用いられている。これは、時価総額と *BE/ME* で分割された 25 個のポートフォリオのリターンと、純資産がマイナスの銘柄グループのリターンの時価総額加重平均をとることによって計算される。

<sup>72</sup> リスク・ファクターを定義する上では、全銘柄を毎年 1 回、時価総額 (*ME*) で Small と Big の 2 グループ、簿価・時価比率 (*BE/ME*) で High、Medium、Low の 3 グループに分ける。そして、都合 6 個のグループ (*S/L*、*S/M*、*S/H*、*B/L*、*B/M*、*B/H*) について時価総額加重ポートフォリオの月次リターンを計算する。企業規模ファクターは、各 *BE/ME* グループについての小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオの月次リターンの差の単純平均  $(1/3)[(S/L-B/L)+(S/M-B/M)+(S/H-B/H)]$  で定義される。同様に、*BE/ME* ファクターは、各 *ME* グループについての高 *BE/ME* ポートフォリオと低 *BE/ME* ポートフォリオの月次リターンの差の単純平均  $(1/2)[(S/H-S/L)+(B/H-B/L)]$  で定義される。

<sup>73</sup> Chan-Chen-Hsieh の場合には、この信用リスク・ファクター(彼らは「投資家心理」ないしは「市場のリスク・プレミアム」の予期せぬ変化と呼んだ)を、格付け Baa 以下の債券と長期国債の月次リターンの差で定義した。余談であるが、債券市場のリターン・データと短期金利から計算される *TERM* や *DEF* は時々刻々に入手される市場価格データであり、測定間隔の長い鉱工業生産指数や物価指数などのマクロ経済変数とは性格が異なる。この観点から言うと、*TERM* や *DEF* を前章のようにマクロ・ファクタ

のポートフォリオそれぞれのリスク・プレミアム(期待リターンと安全利子率の差)が、

$$E_p - RF = \beta_{p, RM-RF} \lambda_{RM-RF} + \beta_{p, SMB} \lambda_{SMB} + \beta_{p, HML} \lambda_{HML} + \beta_{p, TERM} \lambda_{TERM} + \beta_{p, DEF} \lambda_{DEF} \quad (1)$$

と表現されるとする。ここで、 $E_p$ はポートフォリオ  $p$ (ただし  $p = 1, 1/4, 25$ )の期待リターン、 $RF$ は安全利子率、 $\lambda_{RM-RF}$ 、 $\lambda_{SMB}$ 、 $\lambda_{HML}$ 、 $\lambda_{TERM}$ 、 $\lambda_{DEF}$ は各ファクターのリスク・プレミアム、 $\beta_{p, RM-RF}$ 、 $\beta_{p, SMB}$ 、 $\beta_{p, HML}$ 、 $\beta_{p, TERM}$ 、 $\beta_{p, DEF}$ はポートフォリオ  $p$ の各ファクターに対する感応度(ファクター・ベータ)を表す。(1)式が成立することを帰無仮説とするBlack-Jensen-Scholesの検定は、各ポートフォリオ  $p$ (ただし  $p = 1, 1/4, 25$ )について次の時系列回帰を行う:

$$R_p(t) - RF(t) = \alpha_p + \beta_{p, RM-RF} [RM(t) - RF(t)] + \beta_{p, SMB} SMB(t) + \beta_{p, HML} HML(t) + \beta_{p, TERM} TERM(t) + \beta_{p, DEF} DEF(t) + e_p(t) \quad (2)$$

そして、すべての  $y$ -切片  $\alpha_p$  がゼロと有意に異ならなければ帰無仮説を採択する。ただし、各変数の添字  $t$  はリターンを測定した月を表す。

前章の Chan-Chen-Hsieh や Chen-Roll-Ross が採用した Fama-MacBeth 型の検定は、各月  $t$  について(2)式のクロスセクション回帰を行う。個々の回帰分析では、あらかじめ別に求めた各ポートフォリオのファクター・ベータと当該月のポートフォリオ・リターンから当該月のファクター・リターン((2)式では  $RM(t)-RF(t)$ 、 $SMB(t)$ 、 $HML(t)$ 、 $TERM(t)$ 、 $DEF(t)$ )を推定する。これらの推定値の時系列平均が各ファクターのリスク・プレミアム((1)式の  $\lambda_{RM-RF}$ 、 $\lambda_{SMB}$ 、 $\lambda_{HML}$ 、 $\lambda_{TERM}$ 、 $\lambda_{DEF}$ )に対する推定値となる。

これに対して Black-Jensen-Scholes 型の検定では、各ポートフォリオ  $p$  について(2)式の時系列回帰を行う。この場合、各月のファクター・リターン  $RM(t)-RF(t)$ 、 $SMB(t)$ 、 $HML(t)$ 、 $TERM(t)$ 、 $DEF(t)$  はあらかじめ与えられていて、それらの時系列平均が各ファクターについてのベータ・リスク1単位当たりのプレミアム  $\lambda_{RM-RF}$ 、 $\lambda_{SMB}$ 、 $\lambda_{HML}$ 、 $\lambda_{TERM}$ 、 $\lambda_{DEF}$  となる。各ポートフォリオのファクター・ベータは時系列回帰の傾きで与えられる。

表 2 に Black-Jensen-Scholes 型の時系列回帰の  $y$ -切片と  $t$ -値(括弧内)を示す。パネル(a)は市場ファクターだけを時系列回帰の説明変数にした場合の結果である。これは単一ベータ CAPM について Black-Jensen-Scholes が元々行った検定に相当する。この表は表 1 で見た 25 個のポートフォリオの平均超過リターンのパターンを色濃く残している。すなわち、 $BE/ME$  の値が最小のグループを除けば、時価総額最小グループと最大グループのポートフォリオの  $y$ -切片の差は、月当たり 0.22%(年率で 2.64%)から 0.37%(年率で 4.44%)の範囲に分布する。これは表 1 に示された平均超過リターンの差の分布範囲(0.32%~0.47%)よりは縮小しているものの、水準としては大きく、

---

一と呼ぶのは適切でないとも言える。



小型株効果が市場ファクターだけでは説明できないことを如実に示している。一方、5つの時価総額グループすべてについて、*BE/ME*の値が大きいグループほど回帰の  $y$ -切片は大きく、*BE/ME*最大グループと *BE/ME*最小グループの  $y$ -切片の差は 0.25%(年率で 3%)から 0.76%(年率で 9.12%)の範囲に分布する。したがって、バリュー株効果も市場ファクターだけでは説明できない。

パネル(b)は、2つの金利関連ファクター *TERM*と *DEF*で期待リターンがどの程度説明できるかを見たものであるが、各ポートフォリオの  $y$ -切片は表 1 の平均超過リターンの数字とほとんど変わらない。この結果からは、*TERM*と *DEF*に対する感応度で捉えた株式ポートフォリオのリスク特性は、株式期待リターンのクロスセクション構造をほとんど説明できないという結論になる。これは、Fama-MacBeth 型の検定から導かれた Chan-Chen-Hsieh や Chen-Roll-Ross の結論と大きく異なる。この点と 2つのファクターが株式リターンの説明に果たす役割については、後で追加的に論じる。

パネル(c)は *SMB* と *HML* という株式市場に内在するマイクロ・ファクターと期待リターンの関係を見たものである。この場合、各ポートフォリオの  $y$ -切片は同程度の数字となっている。このことは、*SMB*(規模ファクター)と *HML*(バリュー・ファクター)で期待リターンのポートフォリオ間格差をかなりよく説明できていることを示唆する。しかしながら、他方で、括弧内の  $t$ -値が大きいので、 $y$ -切片は有意にプラスと判断される。つまり、株式の期待リターンが安全利子率を上回ることの説明は、この 2つのファクターではできないことになる。

そこで、*SMB* と *HML* に市場ファクター(*RM-RF*)を加えた 3 ベータ CAPM の検定を行った結果がパネル(d)である。市場ファクターを加えることによって、パネル(c)では大きくプラスであった各ポートフォリオの  $y$ -切片は一様にゼロ近辺の値に縮小することが分かる。これは後の表に示すが、(2)式の時系列回帰ではどのポートフォリオについても、市場ファクターの係数  $b_{RM-RF}$  の推定値として 1 に近い値が得られる。一方、市場リスク・プレミアムの分析期間平均値は月率 0.43%である。この 2つの数字の掛け算が、ポートフォリオの平均超過リターンのうち市場ファクターが吸収する分であるが、その値はパネル(c)の  $y$ -切片の値にほぼ相当する。以上をまとめると、期待リターンのポートフォリオ間格差は *SMB*と *HML*でかなりの程度説明され、株式期待リターンと安全利子率の格差は市場ファクターで説明されるということになる。パネル(e)には *TERM*と *DEF*を加えた 5 ベータ CAPM の回帰結果を示したが、結果は、予想されるように、パネル(d)とほとんど変わらない。

表2 時系列回帰分析の  $y$ -切片:1963-1991 (括弧内は  $t$ -値)

パネル(a)  $R(t) - RF(t) = a + b [RM(t) - RF(t)] + e(t)$

	BE/ME				
	Low	2	3	4	High
Small ME	-0.22 (-0.90)	0.15 (0.73)	0.30 (1.54)	0.42 (2.19)	0.54 (2.53)
ME-2	-0.18 (-1.00)	0.17 (1.05)	0.36 (2.35)	0.39 (2.79)	0.53 (3.01)
ME-3	-0.16 (-1.12)	0.15 (1.25)	0.23 (1.82)	0.39 (3.20)	0.50 (3.19)
ME-4	-0.05 (-0.50)	-0.14 (-1.50)	0.12 (1.20)	0.35 (2.91)	0.57 (3.71)
Big ME	-0.04 (-0.49)	-0.07 (-0.95)	-0.07 (-0.70)	0.20 (1.89)	0.21 (1.41)

パネル(b)  $R(t) - RF(t) = a + m TERM(t) + d DEF(t) + e(t)$

	BE/ME				
	Low	2	3	4	High
Small ME	0.31 (0.75)	0.62 (1.73)	0.71 (2.20)	0.80 (2.61)	0.92 (2.87)
ME-2	0.35 (0.93)	0.63 (1.91)	0.77 (2.60)	0.75 (2.85)	0.93 (3.03)
ME-3	0.34 (1.00)	0.58 (1.99)	0.60 (2.28)	0.73 (3.01)	0.89 (3.11)
ME-4	0.41 (1.34)	0.27 (1.01)	0.49 (1.96)	0.69 (2.88)	0.96 (3.35)
Big ME	0.34 (1.35)	0.30 (1.27)	0.25 (1.17)	0.50 (2.36)	0.53 (2.14)

パネル(c)  $R(t) - RF(t) = a + s SMB(t) + h HML(t) + e(t)$

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

パネル(d)  $R(t) - RF(t) = a + b [RM(t) - RF(t)] + s SMB(t) + h HML(t) + e(t)$

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

$$\text{パネル(e)} \quad R(t) - RF(t) = a + b [RM(t) - RF(t)] + s SMB(t) + h HML(t) + m TERM(t) + d DEF(t) + e(t)$$

	BE/ME				
	Low	2	3	4	High
Small ME	-0.35 (-3.24)	-0.13 (-1.58)	-0.05 (-0.79)	0.01 (0.20)	0.00 (0.09)
ME-2	-0.11 (-1.29)	-0.02 (-0.24)	0.08 (1.10)	0.04 (0.67)	0.02 (0.29)
ME-3	-0.12 (-1.45)	0.04 (0.48)	-0.03 (-0.42)	0.06 (0.79)	0.05 (0.56)
ME-4	0.08 (1.04)	-0.22 (-2.67)	-0.08 (-0.94)	0.04 (0.47)	0.13 (1.23)
Big ME	0.21 (3.29)	-0.05 (-0.72)	-0.13 (-1.46)	-0.06 (-0.73)	-0.17 (-1.51)

表3には、5ファクター・モデルについて、(2)式の時系列回帰平面の各ファクターへの傾きとそのt値、ならびに回帰のフィットの良さを表す指標である決定係数<sup>74</sup>を示す。回帰平面の各ファクターへの傾きは、ポートフォリオのファクター感応度を意味する。この表の回帰分析では、市場ファクター  $RM(t)-RF(t)$ の代わりに、その直交化成分  $RMO(t)$ が使われている。 $RMO(t)$ は  $RM(t)-RF(t)$ を  $SMB(t)$ 、 $HML(t)$ 、 $TERM(t)$ 、 $DEF(t)$ に時系列回帰したときに得られる残差リターンである。Fama-French が市場ファクターについてこうした直交化操作を行っているのは、ファクター間の相関をできるだけ排除してファクター感応度の測定値に本来の意味を持たせるためである。なお、回帰の決定係数とy-切片の推定値はこの直交化操作の影響を受けない<sup>75</sup>。

表3の結果で最も注目されるのは、すべてのポートフォリオのリターンの時間的変動の説明要因として、5つのファクターはいずれも高い有意性を持っている点である<sup>76</sup>。また、決定係数も3つのポートフォリオを除いてすべて0.90以上、その3つのポートフォリオについても0.83~0.90の間であ

<sup>74</sup> 以下の決定係数は自由度修正済み決定係数である。

<sup>75</sup> 市場ファクターのファクター感応度も、回帰変数を  $RM(t)-RF(t)$ から  $RMO(t)$ に変更したことの影響を受けない。

<sup>76</sup> BE/ME 最大グループの  $HML$  に対する傾きを除く。 $TERM$ と  $DEF$ を除いて回帰を行った場合には、このグループの  $HML$  に対する傾きのt値は大きくプラスになる(Fama-French[1993]のTable 6)。

る。したがって、ポートフォリオのリターンの変動的変動は、これら5つのファクターでほぼ十分に説明されているといえることができる。

表3 各ファクターへの傾き:1963-1991 (括弧内は  $t$ -値)

$$R(t) - RF(t) = a + b RMO(t) + s SMB(t) + h HML(t) + m TERM(t) + d DEF(t) + e(t)$$

	BE/ME					BE/ME				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	$b$					$s$				
Small ME	1.06 (35.97)	1.04 (47.65)	0.96 (54.48)	0.92 (54.51)	0.98 (53.15)	1.92 (51.96)	1.72 (62.88)	1.62 (73.21)	1.56 (73.72)	1.64 (71.32)
ME-2	1.12 (47.19)	1.06 (54.95)	0.98 (49.01)	0.94 (54.19)	1.10 (59.00)	1.50 (50.66)	1.45 (59.80)	1.33 (53.02)	1.16 (53.20)	1.38 (58.79)
ME-3	1.13 (50.93)	1.01 (46.95)	0.97 (44.57)	0.95 (47.59)	1.08 (46.92)	1.26 (45.37)	1.11 (40.94)	1.03 (37.83)	0.91 (36.47)	1.16 (40.24)
ME-4	1.07 (48.18)	1.07 (47.55)	1.01 (44.83)	1.00 (41.02)	1.17 (41.02)	0.85 (30.49)	0.81 (28.84)	0.75 (26.42)	0.70 (23.02)	0.94 (26.22)
Big ME	0.96 (53.87)	1.02 (51.01)	0.98 (41.35)	1.00 (48.29)	1.10 (35.96)	0.26 (11.56)	0.34 (13.69)	0.20 (6.85)	0.28 (10.62)	0.43 (11.17)
	$h$					$m$				
Small ME	-0.94 (-22.65)	-0.56 (-18.19)	-0.34 (-13.67)	-0.18 (-7.49)	0.01 (0.57)	0.75 (15.66)	0.73 (20.60)	0.73 (25.32)	0.71 (25.67)	0.73 (24.24)
ME-2	-1.22 (-36.52)	-0.65 (-23.89)	-0.37 (-13.09)	-0.15 (-6.22)	0.01 (0.51)	0.85 (22.08)	0.82 (25.96)	0.86 (26.40)	0.89 (31.68)	0.84 (27.57)
ME-3	-1.08 (-34.68)	-0.64 (-21.18)	-0.30 (-9.82)	-0.10 (-3.61)	0.00 (0.16)	0.88 (24.21)	0.84 (23.85)	0.84 (23.73)	0.86 (26.34)	0.88 (23.52)
ME-4	-1.09 (-34.85)	-0.64 (-20.12)	-0.35 (-10.93)	-0.10 (-2.83)	0.00 (0.10)	0.85 (23.24)	0.87 (23.77)	0.90 (24.35)	0.98 (24.76)	0.94 (20.11)
Big ME	-1.07 (-42.62)	-0.63 (-22.46)	-0.41 (-12.30)	-0.05 (-1.75)	0.09 (2.06)	0.80 (27.60)	0.79 (24.17)	0.79 (20.42)	0.77 (22.83)	0.73 (14.66)
	$d$					$R^2$				
Small ME	0.67 (7.25)	0.63 (9.20)	0.66 (11.90)	0.78 (14.81)	0.79 (13.73)	0.94	0.96	0.97	0.97	0.96
ME-2	0.76 (10.23)	0.72 (11.94)	0.81 (12.96)	0.89 (16.36)	0.79 (13.57)	0.95	0.96	0.95	0.95	0.96
ME-3	0.80 (11.53)	0.78 (11.64)	0.83 (12.25)	0.84 (13.53)	0.69 (9.63)	0.95	0.94	0.93	0.93	0.93
ME-4	0.74 (10.56)	0.74 (10.48)	0.84 (11.88)	0.91 (12.01)	0.80 (8.98)	0.94	0.93	0.91	0.90	0.89
Big ME	0.81 (14.56)	0.66 (10.62)	0.75 (10.15)	0.72 (11.04)	0.68 (7.15)	0.94	0.92	0.87	0.90	0.83

表3に見られるもう一つ顕著な特徴は、 $RMO$ 、 $TERM$ 、 $DEF$ に対する傾き( $b$ 、 $m$ 、 $d$ )がどのポートフォリオでもほぼ同じ値であるのに対して、 $SMB$ と $HML$ に対する傾き( $s$ と $h$ )はポートフォリオによって大きな開きがある点である。各ポートフォリオの市場ファクターに対する感応度はすべて1に近く、 $TERM$ ファクターと $DEF$ ファクターに対する感応度はそれぞれ0.71~0.98、0.63~0.91の範

囲に納まる。これに対して、規模ファクター *SMB* に対する回帰平面の傾きと *t*-値は、どの *BE/ME* グループについても、企業規模が小さくなるほど大きくなる。また、バリュー・ファクター *HML* に対する回帰平面の傾きは、どの *ME* グループについても、*BE/ME* の値が小さくなるほど大きなマイナス値になる。この現象は、*SMB* ファクターと *HML* ファクターの作られ方を振り返れば、容易に理解されよう。

ここでは表の掲載は割愛するが、市場ファクターだけでリターンの時間的変動を説明した場合の決定係数は 0.61~0.92 で、小型株グループ、高 *BE/ME* グループほど決定係数は小さくなる。特に、5つの時価総額最小グループの決定係数は 0.61~0.70 である。また、25グループのポートフォリオの内、決定係数が 0.90 以上のものは 2グループにとどまる<sup>77</sup>。

Fama-MacBeth 型の検定方法を用いた Chan-Chen-Hsieh や Chen-Roll-Ross の研究では、信用リスク・ファクター *DEF* が期待リターンの銘柄間格差の有力な説明変数となった。Fama-French の行った国債ポートフォリオ、社債ポートフォリオ、株式ポートフォリオの比較では、国債よりも社債が、社債よりも株式が *DEF* ファクターに対して感応度を示すことが報告されている。表 4 には株式について *TERM* と *DEF* だけの 2 ファクター・モデルの推定結果を示すが、株式の中では、時価総額の小さいポートフォリオほど *DEF* に対する傾きが顕著に大きくなるのがこの表で確認できる。Chan-Chen-Hsieh や Chen-Roll-Ross の研究のように Fama-MacBeth 型のクロスセクション検定を採用する場合には、ポートフォリオの平均リターンをこの傾きに回帰させるのであるから、*DEF* ファクターに対する感応度が時価総額別ポートフォリオ間の平均リターン格差をよく説明したのは当然ともいえる。これは、各ファクターのリスク・プレミアムがクロスセクション回帰の説明力を最大にするように、事後的に決められるからでもある。

一方、Fama-French が用いた Black-Jensen-Scholes 型の検定方法の場合には、各ファクターのリスク・プレミアムはファクター・リターンの平均値としてあらかじめ与えられる。*DEF* ファクターのリスク・プレミアムは、ファクター・リターン  $DEF(t)$  の平均値で、ベータ 1 単位当たりわずか月率 0.02% (年率で 0.24%) と測定されている。*TERM* ファクターのリスク・プレミアム ( $TERM(t)$  の平均値) も、ベータ 1 単位当たりわずか月率 0.06% (年率で 0.72%) である。これに表 4 の傾き  $d$  (*DEF* の場合) や  $m$  (*TERM* の場合) を掛けても、ポートフォリオのリスク・プレミアムのわずかの部分しか説明できない。その上、*SMB* と *HML* のマイクロ・ファクターを加えると、表 4 で見られた *DEF* に対する傾き ( $d$ ) と企業規模との間の強い逆比例関係は消えてしまう (表 3)。信用リスク・ファクターが小型株効果を強く説明するとする Chan-Chen-Hsieh とほとんど説明しないとする Fama-French の結論の違いは、

<sup>77</sup> Fama-French[1993]の Table 4 を参照のこと。

以上の点に由来する。

表4 TERMとDEFの傾き:1963-1991 (括弧内は*t*-値)

$$R(t) - RF(t) = a + m \text{ TERM}(t) + d \text{ DEF}(t) + e(t)$$

	BE/ME					BE/ME				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	<i>m</i>					<i>d</i>				
Small ME	0.93 (5.02)	0.90 (5.50)	0.89 (5.95)	0.86 (6.08)	0.89 (6.01)	1.39 (3.96)	1.31 (4.27)	1.33 (4.73)	1.45 (5.45)	1.52 (5.45)
ME-2	0.99 (5.71)	0.96 (6.32)	0.99 (7.29)	1.01 (8.34)	0.98 (6.92)	1.26 (3.84)	1.28 (4.47)	1.35 (5.28)	1.38 (6.05)	1.41 (5.29)
ME-3	0.99 (6.25)	0.94 (7.10)	0.94 (7.80)	0.95 (8.50)	0.99 (7.60)	1.21 (4.05)	1.19 (4.74)	1.25 (5.49)	1.24 (5.89)	1.21 (4.88)
ME-4	0.92 (6.58)	0.95 (7.57)	0.97 (8.53)	1.05 (9.64)	1.03 (7.83)	0.96 (3.65)	1.01 (4.28)	1.13 (5.25)	1.21 (5.89)	1.22 (4.92)
Big ME	0.82 (7.14)	0.82 (7.60)	0.80 (8.09)	0.80 (8.26)	0.77 (6.84)	0.78 (3.59)	0.73 (3.60)	0.78 (4.18)	0.83 (4.56)	0.89 (4.15)
	<i>R</i> <sup>2</sup>									
Small ME	0.06	0.08	0.09	0.10	0.10					
ME-2	0.08	0.10	0.13	0.17	0.12					
ME-3	0.10	0.12	0.15	0.17	0.14					
ME-4	0.11	0.14	0.17	0.21	0.15					
Big ME	0.13	0.15	0.16	0.17	0.12					

このように、DEFとTERMは期待リターンの格差に対して小さな説明力しか持たない。他方で、両者のファクター・リターンのボラティリティはDEFで月率1.60%(年率5.54%)、TERMで月率3.02%(年率10.46%)で、これは市場ポートフォリオの超過リターンRM-RFのボラティリティ4.54%(年率15.73%)に比べて十分に大きい数字である<sup>78</sup>。したがって、この2つの金利関連ファクターは、株式リターンの短期的な時間変動に対しては応分の説明力を持つと言える。また、Fama-Frenchの分析では株式リターンの長期的な平均値に対する金利ファクターの説明力が否定されただけである。DEFとTERMが景気循環と連動して動くことは、アセット・アロケーション関連の研究で、近年人々の注目を集めているところであり、景気循環に伴うリスク・プレミアムの時間的変動の説明要因として、これらのファクターは有力な候補となる可能性が大きい。

Fama-Frenchはまた、RM-RF、SMB、HMLの3つのリスク・ファクターに対するベータの違いで、

<sup>78</sup> Fama-French[1993]のTable 2を参照のこと。

益利回りの高い銘柄ほど平均リターンが高いという現象や配当利回りの高い銘柄ほど平均リターンが高いという現象がかなり説明できることを示している<sup>79</sup>。しかしながら、益利回りがマイナスの企業からなるポートフォリオや無配企業のポートフォリオについては、3 ファクター・モデルによる時系列回帰の $y$ -切片はかなり有意にマイナスとなる。Fama-Frenchも、他の研究と同様に、赤字企業や無配企業の株式は高い平均リターンとなることを観察している。しかし、これらのポートフォリオはSMBファクターやHMLファクターに対する負荷値が高いために、3 ベータCAPMから計算される期待リターンの理論値は、現実に観察された平均リターンをかなり超えてしまうという結果になっている。

以上紹介した Fama-French[1993]の研究は、株式ポートフォリオの期待リターン格差の説明にどの程度成功していると言えるであろうか。表 2 に挙げた時系列回帰の $y$ -切片を見ると、25 個のポートフォリオの内  $t$ -値の絶対値が 1.5 を超えるものは 3 個だけである。これからすると、彼らのマルチベータCAPMはかなり良好な説明力を持っているといえる。ただし、この3 個を含めてすべての $y$ -切片がゼロという仮説を帰無仮説とする Gibbons-Ross-Shanken の  $F$ -検定の  $p$ -値は 0.039 と報告されている<sup>80</sup>。第3章にも説明したが、 $p$ -値は帰無仮説が正しいときに検定統計量が現在得られた観測値を超える確率を表すものである。したがって、帰無仮説は有意水準 1%では採択されるが、有意水準 5%では棄却されるという、きわどい結果になっている。

検定結果を悪くしているのは、表 2 の *BE/ME* 最小グループに属する 5 個の規模別ポートフォリオである(表 2 のパネル(d)とパネル(e))。パネル(d)を見ると、このグループでは、規模最小グループのリターンはマルチベータCAPMから導かれる理論値よりも月率で 0.34%(年率で 4.08%、 $t$ -値は-3.16)だけ低すぎる。他方、規模規模最大グループのリターンは 0.21%(年率で 2.52%、 $t$ -値は 3.27)だけ高すぎる。表 3 を振り返ると、*BE/ME* 最小グループに属する 5 個のポートフォリオの企業規模ファクター(*SMB*)への感応度は、他の *BE/ME* グループと同様に、企業規模と強い逆相関を示している。マルチベータCAPMによれば、これは *BE/ME* 最小グループの平均リターンにも強い小型株効果が存在しなければならないことを含意する。しかし、表 1 を振り返ると、*BE/ME* 最小のグループだけは平均リターンと時価総額の見られぬ関係が見られない。これが *BE/ME* 最小グループ

---

<sup>79</sup> これらの現象については第3章に説明した。

<sup>80</sup> これは *RM-RF*、*SMB*、*HML* の 3 ベータCAPMの検定結果である。これに *TERM*と *DEF*を加えた 5 ベータCAPMの場合の  $p$ -値は 0.025であった。また、*RM-RF*だけの単一ベータCAPMの  $p$ -値は 0.004であったので、シャープ=リントナーのCAPMは有意水準 1%で棄却される。なお、この Gibbons-Ross-Shanken 検定は、正確には、25 個の株式ポートフォリオと 7 個の債券ポートフォリオの全体について行われたものである。



についてマルチベータ CAPM の説明力を悪化させる原因になっている。

Fama-French の上記の研究に対するより本質的な疑問は、時系列回帰の被説明変数も、説明変数に含められた 2 つのマイクロ・ファクター (*SMB* と *HML*) も、ともに、時価総額 *BE* と簿価・時価比率 *BE/ME* でグループ分けされた株式ポートフォリオのリターンという点である。これには、自分で自分を説明するという自己撞着的な側面の潜んでいることが否定できない。

論点を明確にするために、少し極論しよう。小型株効果を説明するために、仮に全銘柄を時価総額で 2 つのグループに分けたとしよう。この場合、Fama-French の企業規模ファクターは、小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオの月次リターンの差で定義される。小型株ポートフォリオの第 *t* 月のリターンを *S(t)*、大型株ポートフォリオの第 *t* 月のリターンを *B(t)* と記すと、企業規模ファクターは  $SMB(t) = S(t) - B(t)$  である。今、市場ポートフォリオの第 *t* 月のリターンが  $RM(t) = (1/2)S(t) + (1/2)B(t)$  と与えられるものとする、

$$S(t) - RF(t) = [RM(t) - RF(t)] + \frac{1}{2} SMB(t) \quad (3)$$

$$B(t) - RF(t) = [RM(t) - RF(t)] - \frac{1}{2} SMB(t) \quad (4)$$

という 2 本の関係式が恒等式として成立する<sup>81</sup>。(3)式より、小型株ポートフォリオの月次超過リターン  $S(t) - RF(t)$  を  $RM(t) - RF(t)$  と  $SMB(t)$  に時系列回帰すれば、市場ファクター  $RM(t) - RF(t)$  への傾きは 1、企業規模ファクター  $SMB(t)$  への傾きは 1/2、回帰の決定係数は 1 になるはずである。大型株ポートフォリオの場合にも同様で、(4)式の意味するところで(3)式と違うのは、企業規模ファクター  $SMB(t)$  への傾きが -1/2 になる点だけである。さらに、Black-Jensen-Scholes 型の回帰の *y*-切片は理論上ゼロになるはずである。つまり、今想定した状況では、各ポートフォリオの平均超過リターンは市場ファクターと企業規模ファクターで完全に説明できる。しかしながら、これはまさに自分で自分を説明しているからにすぎず、株価形成上のリスクとリターンの関係を何ら解明したことにはならない。もちろん、Fama-French は、*SMB* ファクターと *HML* ファクターを定義する際にはそれぞれ 2 グループ、3 グループへの分割を行ったのに対して、被説明変数となる株式リターンの計算には 25 個のグループというより細かな分割を行って、この批判にあらかじめ対処しているが、問題の本質は変わらない。

---

<sup>81</sup> Fama-French と同じように、小型株、大型株グループともに、時価総額加重でポートフォリオのリターンを計算する。市場ポートフォリオのリターン  $RM(t)$  は、一般には、 $S(t)$  と  $B(t)$  の時価加重平均になるが、本文の議論はそのまま成立する。

## 5.2 「不振企業」と小型株、バリュー株効果

Fama-French の 2 つのマイクロ・ファクターは、ロバート・マートンが系時的資本資産評価モデル (ICAPM) でイメージした「状態変数」にはほど遠い。彼らは、低  $BE/ME$  株式の平均リターンが低いのは  $HML$  ファクターに対する感応度が負であるためと解釈した。市場は、これらの株式の  $HML$  リスクに対するヘッジ機能を評価して、低い期待リターンで満足するというわけである。しかし、 $HML$  ファクターとは高  $BE/ME$  株式と低  $BE/ME$  株式のリターンの差にすぎず、市場がなぜこのファクターに市場ファクターとは異なるリスク・プレミアムを要求するのかは、まったく分からない。また、企業規模ファクターや  $BE/ME$  ファクターが経験的には株価の共変動 (Co-movement) の有力な要因であることは認めるにしても、なぜ時価総額や株価純資産倍率で同水準の銘柄群が、相場の局面によっては極めて連動性の高い株価変動をしばしば起こすのか、経済学からみて説得力のある説明もなされていない。

最後の点に関しては、Chan-Chen [1991] と Fama-French [1995] が暗示的な研究を別に発表しているので、簡単に紹介しよう。そのエッセンスは、小型株や高  $BE/ME$  のバリュー株は企業業績の不振な企業の株式であり、企業規模ファクターや  $BE/ME$  ファクターは企業業績の変動リスクを捉えるものという主張である。

小型株効果と呼ばれる現象の本質は業績不振企業のリスクに市場が高い代償を求めていることに他ならない、という見方をはじめて示したのは、Chan-Chen の上記論文である。彼らはまず、企業を時価総額で 5 分位に分けたとき、時価総額最小グループに属する企業の内 66% は過去 10 年の間に時価総額上位のグループから降りてきた企業であることを発見した。これに対して、時価総額最上位グループに属する企業の 51% は、過去 10 年以上そのグループから動いていないという。また、彼らはニューヨーク証券取引所に新規上場される企業の上場時時価総額に注目した。これらの企業は最近の業績が好調な企業のはずであるが、多くが最小型株グループに属するはずと一般には誤解されがちだからである。もしそうであれば、最小型株グループに業績不振企業が多いという仮説に矛盾する。彼らの調査によれば、NYSE 新規上場の大半は時価総額で全体の下半分のグループにはランクされるものの、最下位グループにランクされる企業はごくわずかであったという。

彼らは、使用総資本営業利益率やインタレスト・カバレッジなどの収益性指標、減配の有無、負債比率などについて時価総額最小グループの特徴を調べたが、他のグループに比較して翌年の使用総資本営業利益率もインタレスト・カバレッジも低いという傾向が、産業ごとに明瞭に見られ

た<sup>82</sup>。また、前年度減配企業の比率も圧倒的に高く、負債比率の高い企業の割合も大きかった。

株式リターンの「アノマリー現象」の本質が「小型株効果」ではなく「不振企業効果」であることという主張を裏付けるために、Chan-Chen は NYSE 上場企業と NASDAQ 公開企業の比較も行った。1973-1985 年のデータを分析したところ、NYSE の時価総額最下位グループ(5 分位)と同じ時価総額レンジにある NASDAQ 企業については、時価総額上位グループから降りてきた企業の割合は圧倒的に低く、減配企業の割合も NYSE の同グループの半分にとどまっていた。2 つの収益性指標も NASDAQ 企業の方がかなり良い数字であった。「不振企業仮説」に従えば、NYSE の最小型株グループは同一時価総額クラスの NASDAQ 企業よりも平均リターンが高くなければならぬことになる。実際、この期間の平均リターンを比較すると、前者は後者を平均リターンで年率 7.73% も上回っていた( $t$ -値は 2.55)。NYSE の時価総額最小グループの企業は、同規模の NASDAQ 企業に比べて企業業績リスクが高く、それに応じて株式のリターンも高かったというわけである<sup>83</sup>。

株式市場が高い期待リターンを要求しているのは時価総額の小さな企業に対してではなく、業績が不振な企業に対してであるという Chan-Chen の洞察はかなり説得力がある。それが Fama-French の注目するところとなり、この 2 人のコンビは現象を小型株効果だけでなくバリュー株効果にも広げて、より体系的に分析している(Fama-French[1995])<sup>84</sup>。

図 1 は、NYSE、AMEX、NASDAQ の全企業を時価総額(ME)で Small(S)と Big(B)の 2 クラス、簿価・時価比率(BE/ME)で High(H)、Medium(M)、Low(L)の 3 クラス、都合 6 グループ(S/L、S/M、S/H、B/L、B/M、B/H)に分割して、各グループ企業の収益を比較したものである<sup>85</sup>。分析期間や分析対象企業は前節の Fama-French[1993]と同一である。各グループに属する企業群を会計上それぞれ単一の企業に統合して、その株主資本利益率(ROE、Return on Equity)の推移をグループ

<sup>82</sup> Chan-Chen が計算したのは、厳密には、(減価償却費控除前の営業利益) / (総資産) と (減価償却費控除前の営業利益) / (支払金利) である。

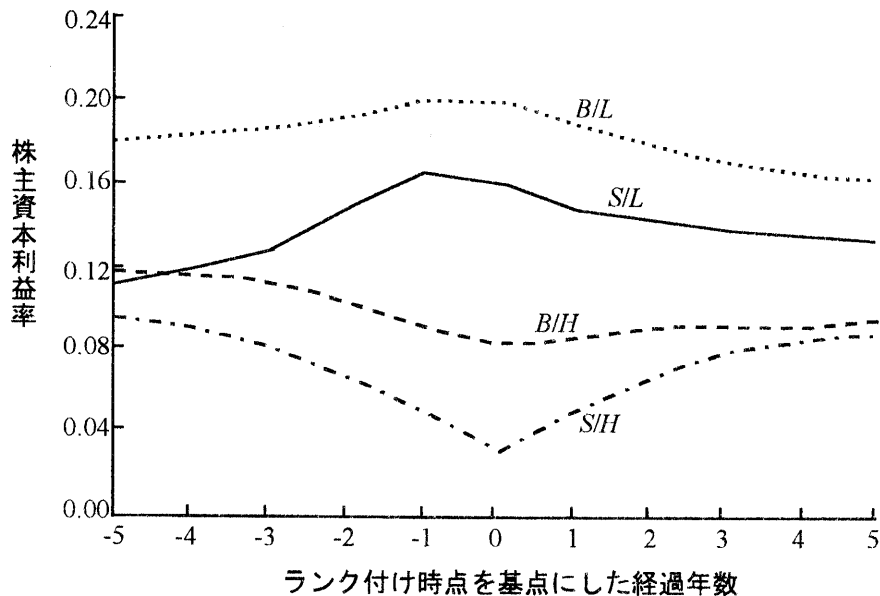
<sup>83</sup> Chan-Chen は、減配株の相対リターンと高レバレッジ株の相対リターンをファクターとして、この 2 つに市場ファクターを加えた 3 ファクター・モデルで、20 分位の規模別ポートフォリオについて、Fama-MacBeth 型の検定を行っている。マイクロ・ファクターの選び方としては、こちらの方が Fama-French の企業規模ファクターや BE/ME ファクターより、まだしも、意味をなしている。ただ、Fama-MacBeth の検定方法を採用しているために、マルチベータ CAPM の検定としては大きな欠陥がある。

<sup>84</sup> なお、この「不振企業」を Chan-Chen は論文で「墮ちた天使」(Fallen Angels)と呼んでいる。この洒落た名前は Fama-French の最近のいくつかの論文にも登場するが、実質的な命名者は Fama であるという話を筆者は Nai-fu Chen から聞いた。

<sup>85</sup> ここの分割方法は脚注 3 に説明したものと同じである。

化時点の前後11年について示している。グループ分けは毎年6月末時点で前年度の決算数字を基準に行っているため、図で第0年のB/Lグラフの高さは、B/Lグループにランク付けされた企業の前年度株主資本利益率を表す。また、第2年のB/Lグラフの高さは、B/Lグループにランク付けされた企業の株主資本利益率が2年後にいくらになったかを表す。グラフに示されているのは、全期間を通じての平均値である。

図1 株主資本利益率(ROE)の推移



図から明らかな第1の点は、簿価・時価比率がROEと強い関係を長期にわたって示していることである。低BE/ME企業は、ランク付け前5年からランク付け後5年までの11年間、高BE/ME企業よりも高いROEを維持し続けている。図でB/L、S/LのグラフはB/H、S/Hのグラフよりもほぼ全期間を通して上側に位置するので、このBE/MEとROEの関係は企業規模(ME)の影響を受けないと言える。

第2の点は、MEもROEと首尾一貫した関係を示していることである。ただし、Chan-Chenが発見したこの傾向はBE/MEで同じグループに入る企業同志を比較してはじめて成り立つにとどまり、BE/MEとROEの関係ほど強くない。すなわち、低BE/ME企業間の比較ではB/LがS/Lよりも常にROEが高く、高BE/ME企業間の比較でもB/HがS/Hよりも常にROEが高い。しかし、B/HとS/Lを比べれば、低BE/MEであるS/LグループのROEの方が高い。

第3に気付くのは、第0時点を中心にしたROEの反転傾向である。低BE/ME企業のROEはランク付け時点前には上昇するが、ランク付け後には低下傾向にある。高BE/ME企業のROEは

これとは逆で、ランク付け前には低下し、ランク付け後には上昇する。また、この *ROE* の反転傾向は時価総額の小さい企業に強く観測される。業績好調な企業は、当初、利益の伸びが資産の伸びを上回るが、そのうち積極的な投資が始まり、資産の伸びが利益の伸びを上回るようになる。これが、低 *BE/ME* 企業の *ROE* がランク付け前には上昇して、ランク付け後には下落する原因となる。業績の不振な企業は、最初は利益低下によって *ROE* も低下するが、リストラクチャリングによる資産圧縮が起こり、*ROE* は回復する。Fama-French は、ランク付け前後の利益額、資産額の推移を調べた結果、*ROE* の反転傾向にこのような解釈を与えている。

図 1 から、高 *BE/ME* 企業は、(そして限定条件付きで低 *ME* 企業も)業績不振企業であるとは言えそうである。では、業績不振企業の株式はなぜリターンが高いのか。それを高いリスクに対する代償と解釈するとして、そのリスクを、株式リターンの共変動の源泉として特定できるか。仮に特定できたとして、そのリスクに対する感応度(ベータ)と平均リターンの関係は、マルチベータ CAPM の成立を統計的に証拠づけることができるか。これこそが Fama-French のなすべき課題であるが、1995 年の論文はこうした点には多くを答えていない。

Fama-French は、この問題意識に関連する作業を 2 つ行っている。一つは、企業の *ROE* の時間的変動を *ROE* の企業規模ファクター、*ROE* の *BE/ME* ファクター、*ROE* の市場ファクターの組み合わせでどの程度説明できるかを、時系列回帰によって調べるという作業である。方法は前節の株式リターンのファクター・モデルの作成方法とほとんど同じである<sup>86</sup>。この回帰分析の結果は良好で、企業収益の共変動を支配するファクターの捕捉には一定の成功を修めていると言える。また、これらのファクターは企業収益というファンダメンタル変数から定義されている点で、マイクロ・ファクターとしては前節の *SMB* ファクター、*HML* ファクターよりも明瞭な経済的意味を持っている。しかし、これらのマイクロ・ファクターが株式リターンの時間変動を十分に説明していなければ意味がない。この点の検証が彼らの行った第 2 の作業であるが、それについて得られた結果は統計的に満足できるものではない<sup>87</sup>。したがって、その次に来るべき作業である平均超過リターンのポートフォリオ間格差とベータの関係の検定は、全く行われていない。

---

<sup>86</sup> *ROE* が被説明変数になるので、データは年データである。また、回帰分析に当たってのポートフォリオのグループ分けは *S/L*、*S/M*、*S/H*、*B/L*、*B/M*、*B/H* の 6 グループである。

<sup>87</sup> 特に、「*ROE* の *HML* ファクター」(*ROE* の時間的変動に関する高 *BE/ME* グループと低 *BE/ME* グループの差)の「リターンの *HML* ファクター」(高 *BE/ME* グループと低 *BE/ME* グループの株式リターンの差)に対する説明力が極めて低い。

### 5.3 消費 CAPM

マルチベータ CAPM を検証する上での大きな問題点は、その理論的基礎を与えるロバート・マートンの ICAPM(系時的資本資産評価モデル)もステファン・ロスの APT(裁定価格理論)も、資産リスクを規定する経済の状態変数が何であるかを具体的に特定していないことである。シャープ=リントナー=ブラックの CAPM の場合には、市場ファクターとの連動リスク(市場ベータ)だけが資産価格に関わるリスクとされるので、この問題は起きなかった。

しかし、実のところ、多期間モデルないしは連続時間モデルの枠組みでも、資産価格は(投資家の平均的な)消費の限界効用に対する共分散によって決定されることが、古くから知られていた。経済を規定する状態変数がいくつあっても、投資家は状態変化に伴う投資機会の変化に最適なヘッジがなされるように、消費を系時的に調整する。したがって、市場均衡において、資産価格は消費に連動して変化する。消費が減るときに価格が上昇するような資産は消費に対するヘッジ機能を備えた資産であり、市場はそうした資産を高く買う。逆に、消費が減るときに価格が下落するような資産は、価値が薄い。すなわち、投資家の平均的な消費水準の変化に対するベータ(消費ベータ)が大きい資産ほど、市場の要求するリスク・プレミアムは高く、市場価格は低い。Lucas[1978]は、時間を離散的にとった多期間モデルでこのことを明らかにした有名な論文である。また、Breedon[1979]は連続時間モデルを使って、CAPM の市場ベータを消費ベータに置き換えただけの、リスク・プレミアムとベータの直線的な関係を導いた。これが消費 CAPM(Consumption Capital Asset Pricing Model)と呼ばれる理論モデルである。

消費の限界効用は、一般には、その時点での資産の大きさと経済の状態に影響されて決まる。この関係をそのままストレートに表現したのが、マートンのマルチベータ ICAPM である。したがって、マートンのマルチベータ ICAPM の結論は、個別資産のリスク・プレミアムが、資産全体に対するベータ(市場ベータ)と(投資機会を左右する)状態変数に対するベータによって決まるという関係である。これに対してブリーデンは、時間に関して加法的な効用関数を前提にして、各時点での消費水準が消費の限界効用の「十分統計量」となることを数学的に明らかにした<sup>88</sup>。この性質が分かれば、資産価格が消費ベータによって決まることは、容易に見通すことができる。多期間ないしは系時的モデル(動学モデル)では、消費水準が消費限界効用の十分統計量になっても、資産水準が消費限界効用の十分統計量になることはない<sup>89</sup>。これが、動学モデルでは資産に対するベ

---

<sup>88</sup> さらに消費効用の大きさが状態に依存しないという仮定が必要である。これは「フォン・ノイマンとモルゲンシュテルンの効用理論」が厳密に成り立つという仮定に相当する。

<sup>89</sup> ただし、状態変化に対する最適ヘッジ・レシオがちょうどゼロとなる場合(これが対数効用関数の場合に相当することは、前章で説明した)には、資産水準は消費限界効用の十分統計量になる。

ータではなく消費に対するベータが価格パラメータになる理由である。投資ホライゾンが1期だけの静学モデルでは、資産は今期末にすべて消費に回されることになる。消費の限界効用は消費水準と1対1で対応するが、1期モデルでは、消費水準は資産水準に等しいので、消費の限界効用は資産水準とも1対1で対応する。したがって、1期モデルの場合には資産水準に対するベータが価格パラメータになったのである。

マルチベータ ICAPM とちがって、消費 CAPM はベータを測定すべき対象となる変数を明確に特定しているので、理論の検証には都合が良い。しかしながら、他方で、その変数が経済の平均的な消費水準という、極めて測定誤差の大きなマクロ変数であるという致命的な欠陥を持っている。実際、前章で紹介した Chen-Roll-Ross は、彼らを選んだ5つのマクロ変数の他に一人当たり実質消費の変化率をファクターに追加した場合の検定も行っているが、消費ベータにはリスク・プレミアムに対する有意な説明力が見いだせていない<sup>90</sup>。

#### 5.4 市場は合理的か

株式リターンの銘柄間格差に関する最近の議論の焦点は、小型株効果から簿価・時価効果に移ってきている。この変化も、Fama-French の一連の研究が簿価・時価効果の顕著さを人々に強く印象づけた結果である。ここで、直近の研究を簡単に紹介しよう。

まず、Fama-French は 1996 年に入ってから、一連の研究を補足する論文を発表している (Fama-French[1996])。12 節に説明した彼らの研究で最も良好な統計的結果を示したのは、市場ファクター、SMB ファクター、HML ファクターからなる3ベータ・モデルであった<sup>91</sup>。そこでこの最新の論文では、株価収益率、株価キャッシュフロー比率、および売上高成長率と株式リターンの関係を取り上げ、それらの「リターン・アノミー」も上記の3ベータ・モデルで説明可能であると主張している<sup>92</sup>。説明の要点は以下の通りである。彼らの研究によれば、株価収益率や株価キャッシュフロー比率、売上高成長率の高い銘柄は、簿価・時価比率の低い(株価純資産比率が高い)銘柄と同じように、HML ファクターに対する負荷値がマイナスとなった。HML ファクターのリスク・プレミアムは年率 6%前後と高い数値なので、HML に対して負荷値がマイナスであることは、市場が要求する期待リターンが低いことを意味する。逆に、株価収益率、株価キャッシュフロー比率、売上高成長率の低い銘柄は、HML ファクターに対する負荷値がプラスとなったので、簿価・時価比率

<sup>90</sup> 消費 CAPM の実証で代表的な論文には Breeden-Gibbons-Litzenberger[1989]がある。

<sup>91</sup> ポートフォリオごとに行った Black-Jensen-Scholes の時系列検定の結果と Gibbons-Ross-Shanken の検定方法に基づく検定結果による。

<sup>92</sup> これらの企業属性に関するリターン・アノミーについては第3章に述べた。

の高い銘柄と同様の「バリュー銘柄」であり、期待リターンは高くても然るべきという。

彼らが 1996 年に公開された論文で行ったもう一つの検証は、DeBondt-Thaler[1985]が指摘した株式リターンの長期反転傾向に関するものである<sup>93</sup>。過去のリターンを基準に株式をグループ化して、各グループ・ポートフォリオのその後のリターンを *SMB* と *HML* に回帰したところ、過去のリターンが長期にわたって低い銘柄グループは *SMB* と *HML* に対する傾きがプラス、過去のリターンが長期にわたって高い銘柄グループは *HML* に対する傾きがマイナスであった。このことより、将来のリターンは前者で高く、後者で低いという理論的予測が可能という。

ただし、Fama-French は彼らの立場からすれば不利な結果も報告している。それは、過去の短期的なリターンと将来のリターンの関係に関する実証結果である。彼らが、過去における短期リターンの大小と *HML* に対する傾きの関係についても調べたところ、長期リターンの場合と同じ結果が得られた。したがって Fama-French の理論によれば、短期についても、リターンの反転傾向が観察されなければならないことになる。しかしながら、Jegadeesh-Titman[1993]が指摘したように、株式の短期リターンについてはプラスの自己相関の存在が実証上の常識になっている<sup>94</sup>。したがって、過去の短期リターンを基準にしたクロスセクション構造に関しては、Fama-French の 3 ベータ・モデルは現実に反する理論的予測を行ってしまうことになる。

Fama-French 連合は、短期リターンの反転現象を除けば、市場ファクター、*SMB* ファクター、*HML* ファクターからなる 3 ベータ・モデルが株式リターンのほとんどのアノミーを吸収するだけの説明力を持つという主張を、他にも積極的に展開している。13 節において、時価総額を揃えて NYSE 上場企業と NASDAQ 公開企業を比較すると、前者の平均リターンのほうが高いという Chan-Chen[1991]の観察に触れたが、Fama-French-Booth-Sinquefeld[1993]はこの現象を上記 3 ベータ・モデルの俎上に乗せた研究である<sup>95</sup>。時価総額を揃えて比較すれば、NYSE 株式は NASDAQ 株式よりも *HML* ファクターに対する傾きが高いという結果が得られた。前者の平均リターンが高いのは、このリスク負荷値の高さを反映したものであるというのが、この論文の趣旨である。

Fama-French は、株式リターンの産業間比較でもこのモデルの有効性を示す研究を行っている (Fama-French[1994])。同研究では、彼らは産業ごとに *HML* ファクターに対する傾きの時間的変化を調べ、産業別ポートフォリオは不振期には *HML* 負荷値が大きくプラスの値になり、好調期にはマイナスの値となるという結果を得た。つまり、*HML* 負荷値は、個別企業レベルだけでなく、産業レベルでも業績動向の好不調を捉える指標と言える。彼らはこの観察から、3 ベータ CAPM に

---

<sup>93</sup> 第3章を参照のこと。

<sup>94</sup> これも第3章に触れた。

<sup>95</sup> Reinganum[1990]は Chan-Chen[1991]以前にこの現象を発見している。



基づいて、不振な産業の資本コストは高く、好調な産業の資本コストは低くて然るべきという結論を引き出している。

また、Fama-French の 3 ベータ・モデルをパフォーマンス評価に利用する試みも現れている。Carhart[1994]がその例である。彼は、投資信託のパフォーマンス評価に、市場ベータに *SMB* ベータ、*HML* ベータを加えたリスク評価を行うことを強く勧めている。それによって、単純な CAPM の利用に比較して、小型株対大型株、バリュー株対成長株といったスタイル運用を意識したより実践的なパフォーマンス評価を有効に行うことができると主張している。

これらの実証結果は Fama-French の 3 ベータ・モデルが小型株効果や簿価・時価効果以外のアノミーも説明する力を持っていることを示している。この事実は、*SMB* ファクターや *HML* ファクターのトートロジカルな側面について 12 節末尾に挙げた筆者の批判点の反証材料になる。ただ、これらの研究は、Fama-French の 3 ベータ・モデルの適用範囲を広げたものにすぎず、リスク・ファクターの経済的基礎づけの欠如というより重要な批判に答えたものではない。

リスク・ファクターによる簿価・時価効果の説明に否定的な見解を表明した研究も多く発表されている。He-Ng[1994]は、Chen-Roll-Ross のマクロファクターでも、減配ファクターでも、簿価・時価効果は説明できないと主張した論文である<sup>96</sup>。Dichev[1995]は、リスクの尺度として企業の財務的な流動性指標をいくつか検討したが、どの指標も株式リターンの簿価・時価効果を説明できなかったとしている。また、He-Ng-Zhang[1994]と Daniel-Titman[1995]は、*HML* ファクターに対する負荷値が簿価・時価効果を説明するという Fama-French の主張に、直接、疑問を投げかけた論文である。前者は、株式リターンの中で時価総額と簿価・時価比率によって説明される部分を取り出し、それを *HML* と *SMB* を含む 5 個のファクター負荷値で説明しようと試みたが、説明力は 35%にも満たなかったという。後者は、平均リターンの銘柄間格差の説明力において、*HML* ファクターに対する負荷値が簿価・時価比率に劣ると結論づけている研究である。具体的には、簿価・時価比率を一定にした場合 *HML* ファクター負荷値は平均リターンに対する説明力を失ったが、*HML* ファクター負荷値を一定にしても簿価・時価比率は平均リターンに対する説明力を失わなかった、という。

第3章でも述べたが、簿価・時価効果に対して、市場の非合理性からの有力な説明原理が存在する。その代表的な論文は Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994]であった。投資家は過去の業績が良好に推移した企業の将来を過度に楽観視し、過去に不振であった企業の将来を過度に悲観視す

---

<sup>96</sup> 減配ファクターに対するリスク負荷値で簿価・時価効果が説明できるかどうかを調べるというのは、13 節で説明した Chan-Chen の発想を簿価・時価効果に適用しようとしたものである。なお、He-Ng は減配ファクターを減配企業ポートフォリオのリターンで代用している。

る。過度に将来を楽観視された企業は、当座の株価は高い。しかし、早晩そのメッキがはがれ、業績がかげりが生じると、株価は下落する。そうした企業の株式は、実力以上に買われた株式というわけであり、投資家にもたらされるリターンは低い。逆に、投資家が将来を過度に不安視した企業の株価は割安で、業績が予想ほど悪くないことが市場の知るところとなると、投資家に高いリターンをもたらす。

簿価・時価比率は、市場価格のファンダメンタル・バリューからの乖離の大きさを表す指標である。簿価・時価比率の低い企業は、株価がファンダメンタル・バリューを超えている企業である。この価格形成の誤りはやがて市場の気付くところとなり、価格はファンダメンタル・バリューへと下落する。したがって、簿価・時価比率の低い企業の株式を買った投資家のリターンは低いというわけである。これが簿価・時価比率の低い株式のリターンが低く、簿価・時価比率の高い株式のリターンが高くなる原因である。これまでも簿価・時価比率の高い株式のことを「バリュー株」(割安株)と呼んできたが、簿価・時価比率という指標に対するこうした見方がこの名前の起源であることは、周知のことであろう。この見方に立って株式リターンの簿価・時価効果を解釈した研究には、Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994] 以後も、LaPorta-Lakonishok-Shleifer-Vishny[1995]、Shefrin-Statman[1994]、Shefrin-Statman[1995]などがある。また、Haugen[1995]は一貫してこの立場から書かれたファイナンスのテキストである。

市場は完全に合理的な存在というよりも、こうした価格形成の歪みを発生させがちな存在である。しかしながら、価格の歪みが永遠に続くことはなく、投資家が企業の実力をより正しく理解するとともに、株価はファンダメンタル・バリューに収束する。この市場の「不完全な合理性」に立脚する解釈は、筆者の好む解釈であるが、2つの落とし穴がある。一つは、市場の価格矯正力の働く時間のスパンである。これがあまりに長いと、上記のような簿価・時価比率とリターンの関係は発生しない。あと一つは、簿価・時価比率が市場価格のファンダメンタル・バリューからの乖離をどの程度正確に測る指標であるかという疑問である。簿価・時価比率で乖離を測るという発想には、簿価がファンダメンタル・バリューに等しい(または比例する)という前提が置かれている。しかし、企業のファンダメンタル・バリューは企業の収益力、成長力を反映するはずであり、簿価がファンダメンタル・バリューというのはあまりに単純化がすぎる。ファンダメンタル・バリューをより正確に表現する指標ないしはモデルを使えば、市場が不完全に合理的な存在であるかぎり、市場のアノマリーをより強く検知できるはずである。Frankel-Lee[1995]は、こうした考えに立った極めて興味深い研究である。彼らは、アナリストの企業業績予想データ(I/B/E/S 社)を使った指標で簿価・時価比率を代替して、上記の試みにかなりの成功を修めている。また、簿価・時価比率が Lakonishok-Shleifer-Vishny の言うように投資家の過度の楽観や悲観と相関するものであることを、アナリスト

の予想データを用いて確かめている。

ただ、簿価・時価効果が過去の企業業績に対する市場の過剰反応の結果であるという解釈で問題を片付けるには、バリュー株ポートフォリオに高リターンが続く年数が長すぎることも事実である。表5にFama-FrenchのS/L、S/H、B/L、B/Hポートフォリオのリターン(年率%)の推移を示した(パネル(a))。経過年数0年の欄に示された数字は、ランク付け時点(毎年6月末)の直前12ヶ月の時価総額加重ポートフォリオのリターンである。この表を見ると、S/H、B/Hポートフォリオ(バリュー株ポートフォリオ)はランク付け時点以後5年間にわたって高リターンを上げ続けている<sup>97</sup>。過剰反応仮説に従えば、この期間毎年のように、市場は企業業績に関して「サプライズ」を経験し続けなければならないことになる。この理屈を突きつけられれば、そこまで市場の学習効果は遅いかという疑問が湧かざるをえないであろう。

表5 リターン、利益、株価収益率の推移: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
	パネル(a) 株式リターン(年率%)										
Mkt	11.40	11.16	10.80	11.16	10.80	11.52	11.52	11.28	11.52	11.88	11.88
S/L	12.48	10.56	13.32	15.72	15.84	8.76	12.24	14.52	14.28	13.56	13.92
S/H	5.16	3.60	0.00	-2.52	-6.00	3.84	18.84	18.24	18.36	17.04	15.84
B/L	14.16	14.40	14.40	15.84	15.96	14.40	10.92	10.56	10.80	11.16	11.04
B/H	8.04	7.80	6.24	5.40	3.96	10.92	15.00	14.28	13.92	13.80	13.32
	パネル(b) 利益(市場平均に対する相対値、基準年との比較)										
S/L	0.649	0.668	0.705	0.817	0.947	1.000	0.932	0.973	1.031	1.086	1.150
S/H	5.442	4.520	3.839	3.001	2.137	1.000	0.978	1.135	1.299	1.386	1.438
B/L	0.700	0.727	0.762	0.821	0.903	1.000	1.038	1.044	1.038	1.041	1.038
B/H	1.459	1.466	1.425	1.343	1.173	1.000	0.950	0.951	0.909	0.879	0.921

この疑問は現実のデータによっても裏付けられる。パネル(b)に示したのは、各企業グループの利益総額を市場平均に対する比率で表したものである。この相対利益の時間的な推移状況を見るために、数字は基準年を1とした比率に換算されている。過去の利益減少が最も顕著なS/H(Small ME、High BE/ME)グループに注目すると、ランク付け時点より2年後には利益の反転は顕在化し、3年後から5年後にかけて大きく利益が回復している。現実に利益が年々回復するにもかかわらず、市場の業績予想の上方修正は5年間にわたって遅れ続けると解釈しなければならないことになる。しかし、これほど長期にわたって市場がバリュー株の業績を過小評価し続けるというのは、アナリスト予想の実態に照らして説得的でない。他の3つのグループについては、基準時点以後における利益の水準変化はそう大きなものではないので、これらの企業についての長年にわた

<sup>97</sup> 表5はFama-French[1995]のTable Iから抜粋した。

る業績サプライズの発生は、なおさら説得力を持たない。

今述べたように、株式リターンの簿価・時価効果をすべて市場の過剰反応によるものとするのには、無理がある。簿価・時価比率の高い企業や時価総額の小さな企業には、やはりリスクの上で何らかの特徴が存在し、市場はそのリスク特性を忌避するがゆえに、価格形成上高い割引率を適用するのではないか。Fama-French[1995]は、3分位(Small, Medium, Large)のBE/MEグループに全銘柄を分割した場合に、高BE/MEグループのBE/MEは基準時点の前5年、後5年にわたって、一貫して、低BE/MEグループのBE/MEを大幅に上回るとしている<sup>98</sup>。この事実からしても、バリュー株に何らかのファンダメンタルなリスク要因を探さずにはおられないのは、現代ファイナンス理論の洗礼を受けた研究者に共通の想いにちがいない。

しかしながら、Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994]はそうした想いを抱くことさえも、消費CAPMの理論に照らして否定する。高BE/ME株が低BE/ME株を上回るリスク・プレミアムを持つためには、消費の限界効用に対して、高BE/ME株が低BE/ME株よりも高い共分散を持たなければならない。そのための必要条件は、高BE/ME株が低BE/ME株をリターンで下回るような経済の状態がいくつか存在し、さらにそれらの状態では消費の限界効用が高まっていることである。消費の限界効用が高まっている状態とは、人々の所得や資産が落ち込んで、1単位でも多くの消費を人々が強く求めているような経済の貧窮状態を意味する。経済の貧窮状態において価値が大きく落ち込むような企業の株式こそ、システムティック・リスクが大きく、市場が大きなリターンの代償を求める株式である。

そこで彼らは、簿価・時価比率の10分位グループについて、上位2グループと下位2グループのリターンの差の時系列を調べた<sup>99</sup>。1968-1990年の期間についてこのデータから確認されたのは、全体の22年の中で高BE/ME株が低BE/ME株のリターンを上回った年が17年で、下回った年はわずか5年という事実であった<sup>100</sup>。しかも、この5年の中で、株式市場のリターン、GNP成長率、あるいはNBER(National Bureau of Economic Research)の景気指標に照らして、経済の貧窮状態と定義できる年と重なったのは1、2年にすぎなかった。Lakonishok-Shleifer-Vishnyはこうした分析をもって、バリュー株効果をリスク・リターンの枠組みで解釈する望みは断たれたと主張したのである。

<sup>98</sup> Fama-French[1995]のFigure 2を参照のこと。

<sup>99</sup> Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994]のTable VI。

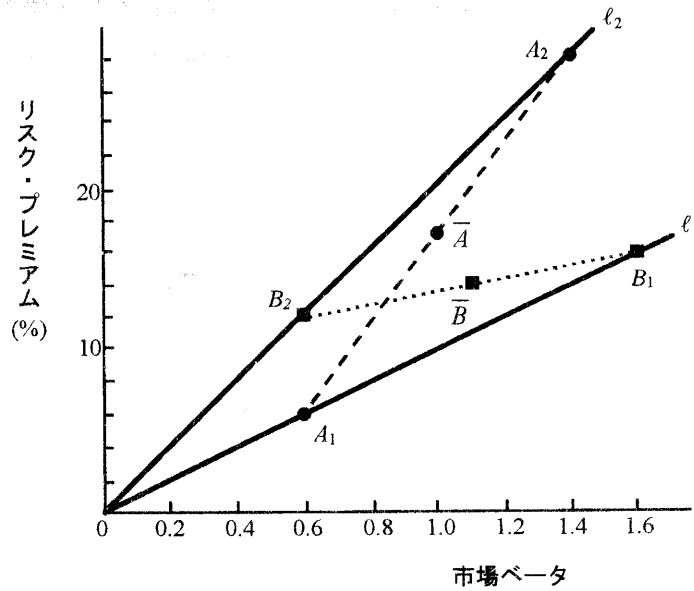
<sup>100</sup> 両者の平均リターンの差は年率で6.3%(*t*-値は2.08)であった。また、3年の投資ホライズンでリターンを計算すれば、高BE/MEポートフォリオが低BE/MEポートフォリオに敗れたのは2回、5年ホライズンでは0回であった。

もちろん、消費の限界効用を左右する経済の状態変数は、GNP や景気指数といったマクロ経済変数に限定されているわけではない。したがって、Lakonishok-Shleifer-Vishny の上の議論は、(経済の平均的な消費水準が消費の限界効用の十分統計量となる場合に成立する)消費 CAPM の枠組みでの説明可能性を否定するだけである。産業レベル、マイクロ・レベルの状態変数の模索は、今後さらに続けられるにちがいない。

もう一つ、少し違った観点からの接近方法について触れておこう。本稿で取り上げた文献の大部分は、市場ベータ、ファクター・ベータ、リスク・プレミアムなどが時間的に一定と考えて、それらのパラメータ間の関係を統計的に調べるという実証方法をとるものであった。しかし、CAPM、ICAPM、消費 CAPM などの市場均衡理論は、パラメータ値が時間的に一定という前提条件を置いているわけではない。市場の投資家はその時々に入手された情報を使って、不確実な将来を記述する確率モデルのパラメータ値を予測する。その予測に基づいて投資家から市場に出される「売り」と「買い」が、資産価格を形成している。市場ベータに代表されるリスク指標とリスク・プレミアムの値そのものは時々刻々に変化している可能性があり、その場合市場均衡の論理は、変化するパラメータ間の関係を一定の規則で律していると考えられる。

図 2 は、CAPM が各時点で厳密に成立しているものの、市場ベータや市場のリスク・プレミアムは時間的に変動する場合を表している。このような想定を置いた CAPM を「時間変動を伴う CAPM」(Time-Varying CAPM)と呼ぶ。経済の状態が 2 種類あるとして、 $t_1$  は状態 1 の下での証券市場線、 $t_2$  は状態 2 の下での証券市場線を表すとしよう。市場のリスク・プレミアム(証券市場線の傾き)は、状態 1 では 10 パーセント、状態 2 では 20 パーセントとする。資産 A の市場ベータは状態 1 で 0.6、状態 2 で 1.4、資産 B の市場ベータは状態 1 で 1.6、状態 2 で 0.6 である。各時点では状態 1、2 のどちらかの状態が起きるが、どちらが起きても CAPM は厳密に成立する。したがって、状態 1 が起きれば資産 A のリスク・プレミアムは 6 パーセント( $A_1$  点)、資産 B のリスク・プレミアムは 16 パーセント( $B_1$  点)となる。また、状態 2 が起きれば資産 A のリスク・プレミアムは 28 パーセント( $A_2$  点)、資産 B のリスク・プレミアムは 12 パーセント( $B_2$  点)となる。

図2 時間変動を伴うCAPM



今、全期間の半分で状態1、残り半分で状態2が起きるとすれば、資産Aの市場ベータの時間平均は1.0、リスク・プレミアムの時間平均は17パーセント( $\bar{A}$ 点)と計算される。同様に、資産Bの市場ベータの時間平均は1.1、リスク・プレミアムの時間平均は14パーセント( $\bar{B}$ 点)である。つまり、時間平均で比較すると、市場ベータでは資産Bの方が大きく、リスク・プレミアムでは資産Aの方が大きい。すなわち、各時点では市場ベータとリスク・プレミアムの右上がりの比例関係が成立しているとしても、分析対象期間を通じた平均の市場ベータとリスク・プレミアムの関係をみれば、市場ベータの大きいBのリスク・プレミアムが市場ベータの小さいAのリスク・プレミアムを下回るという観測結果になってしまう。これが図2の示すポイントである。

図2の例には誇張があるにしても、これまで行われてきたCAPMの実証研究はこの論点の影響を受けているのではないか。そうした観点でCAPMの実証方法そのものを検討し直すという作業が、計量経済学を得意とするファイナンス研究者によって最近盛んに行われている。代表的な文献を挙げると、Gibbons-Ferson[1985]、Ferson-Kandel-Stambaugh[1987]、Bollerslev-Engle-Wooldridge[1988]、Ball-Kothari[1989]、Shanken [1990]などがある。ただ、パラメータの時間変動を許してCAPMが各時点で成立しているかどうかをそのときの情報に照らして検定する(条件付きCAPMの検定)となると、推定の負荷が飛躍的に増大する。したがって、大標本のクロスセクション・データを用いてこの実証を行った研究には、筆者の知る限り、わずかにMei[1993]がある程

度である<sup>101</sup>。

Jagannathan-Wang[1996]は、この延長線上にはあるが少し実証方法の発想が異なる興味ある研究である。彼らの場合には、市場ベータと市場のリスク・プレミアムの時間的変動は許しながら、条件付きCAPMの検定は断念して、パラメータの時間平均の間に成り立つ関係を検定する(条件なしCAPMの検定)という選択を行っている。その代りに、用いるデータは大標本クロスセクション・データである。

今、各時点で成立する市場ベータと期待リターンとの関係を

$$E[R_{it}|I_{t-1}] = \lambda_{0,t-1} + \lambda_{M,t-1}\beta_{i,t-1} \quad (5)$$

と表現する。ここで、 $I_{t-1}$ は $t-1$ 期末に入手される情報を、 $E[R_{it}|I_{t-1}]$ は $I_{t-1}$ を所与とした場合の資産 $i$ の $t$ 期のリターンに対する市場の期待値を表す。右辺の $\beta_{i,t-1}$ は $I_{t-1}$ を所与とした場合の資産 $i$ の市場ベータを表す。 $\lambda_{0,t-1}$ は $I_{t-1}$ を所与とした場合のゼロベータ・ポートフォリオの期待リターン、 $\lambda_{M,t-1}$ は $I_{t-1}$ を所与とした場合の市場のリスク・プレミアムである。(5)式の両辺の条件なし期待値をとると、

$$E[R_{it}] = \lambda_0 + \lambda_M \bar{\beta}_i + \text{Cov}(\lambda_{M,t-1}, \beta_{i,t-1}) \quad (6)$$

という関係式が簡単に得られる。ただし、

$$\lambda_0 = E[\lambda_{0,t-1}], \quad \lambda_M = E[\lambda_{M,t-1}], \quad \bar{\beta}_i = E[\beta_{i,t-1}]$$

である。(6)式によれば、パラメータが時間的に変化する場合の条件なしCAPMでは、資産の期待リターンを決めるのは2つの資産属性である。一つは市場ベータであるが、もう一つは $\text{Cov}(\lambda_{M,t-1}, \beta_{i,t-1})$ である。これは資産のベータと市場のリスク・プレミアムとの共分散である。 $\beta_{i,t-1}$ が一定値ならば共分散はゼロとなるので、 $\text{Cov}(\lambda_{M,t-1}, \beta_{i,t-1})$ をベータの安定性を表す尺度と解釈することもできる。ただし、市場のリスク・プレミアムが一定ならば、たとえベータが時間的に変動しても $\text{Cov}(\lambda_{M,t-1}, \beta_{i,t-1})$ はゼロである。共分散がゼロの場合がシャープ=リントナー=ブラックのCAPMに対応することは、言うまでもない。

Jagannathan-Wangはこの(6)式で株式のリターン・アノマリーが非常によく説明できると主張する。分析対象はNYSEとAMEX上場株式(金融を除く)、分析期間は1963-1990年、株式グループ化は時価総額とPre-Rankingベータの2次元による100グループと、Fama-French[1992]にほぼ則

---

<sup>101</sup> この論文は時系列モデルを利用して株式リターンから5個のファクターを抽出している。ただし、この5個のファクターで小型株効果は説明できるが簿価・時価効果は説明できないというのが、論文の結論である。

している<sup>102</sup>。この 100 グループ・ポートフォリオの平均リターンをベータにクロスセクション回帰した場合の決定係数が 1 パーセント以下であったのに対して、(6)式に基づいたクロスセクション回帰の決定係数は 50 パーセントを超えた。しかも、後者の場合には、時価総額と簿価・時価比率には追加的な説明力をほとんど検出できなかつたと報告している<sup>103</sup>。

景気の不況期には、不振企業の負債比率は大きく上昇するので、ベータの上昇も他の企業と比べて大きい。他方、市場のリスク・プレミアムは不況期には上昇する。したがって、不振企業のベータは市場のリスク・プレミアムと高い共分散を持つ。つまり、不振企業の  $\text{Cov}(\lambda_{M,t-1}, \beta_{i,t-1})$  は大きく、その影響で不振企業の期待リターンは相対的に高くなっている。Jagannathan-Wang のアプローチによって小型株効果や時価・簿価効果が説明できるのは、このようなデータの性質によるのではないかと推測される。ただ、不況期に不振企業のベータが上昇するというのは Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994]とは正反対の観察である<sup>104</sup>。また、Jagannathan-Wang は検証に Fama-MacBeth のクロスセクション法を用いており、これも問題である。したがって、検証結果そのものの評価には慎重でなければならないが、マートンの ICAPM が理論的には正しいとしても状態変化に対するヘッジ需要はそう大きいものではなく、単純な CAPM でほぼ現実が説明できるのではないかという彼らの発想は、貴重である。

しかし、議論の焦点を、そろそろ、リスクの質的把握とその方法論的可能性に移すのが正しい道かも知れない。高 *BE/ME* 企業と低 *BE/ME* 企業のリスクには、きっと、本質的な相違がある<sup>105</sup>。そのリスクは、言うまでもなく、分散投資によって消滅することのないシステムティック・リスク(ファクター・リスク)でなければならない。しかし、そのリスクを株式の時系列的な価格変動(リターン)から捉えるという従来のアプローチに欠陥はないだろうか<sup>106</sup>。だが、他方で、株価の時系列データから離れてマクロ経済データやミクロの企業財務データに移るほど、データが量的には減少し、データの遅れやノイズは増え、統計的な検定力により重大な問題が発生することを覚悟しなければな

---

<sup>102</sup> NASDAQ 株式を含めていないのは、データが入手できなかったからという。

<sup>103</sup> Fama-French[1992]他の研究とのもう一つの大きな違いは、経済の資産総額を株式資産だけでなく人的資本(Human Capital)も加えて定義している点である。経済の資産総額を株式資産だけで定義した場合、回帰分析の決定係数は 30 パーセント程度であった。

<sup>104</sup> Lakonishok-Shleifer-Vishny[1994]の 1569 ページを参照のこと。彼らはバリュー株が市場の上昇時には高いベータ値、下落期には低いベータ値になるとしている。

<sup>105</sup> ただし、第3章で紹介したジョナサン・パークの批判にきちんと反証した研究がまだ見当たらないことにも、留意すべきである。

<sup>106</sup> リターン分布の歪度(3次モーメント)、尖度(4次モーメント)を考慮に入れてCAPMを構成し直すと



らない。「リスク」は、現代ファイナンス理論の誕生後 30 年余りを経過した現在でも、依然として理論の中心的テーマであり続けている。

## 5.5 おわりに

日本でも、株式市場のリターン形成に関する研究が、最近目につくようになってきた。本稿ですでに触れたものもあるが、関連するものを筆者の知る範囲で末尾に挙げる。

この種の研究は、日本では、金融機関や証券会社に席を置く研究者によるものが多い。やむをえないことと思うが、そうした研究者にはじっくりと問題に取り組む時間は与えられないので、全体的な位置づけが薄いまま個別の研究が行われているふしがある。米国の研究論文を 2、3 本読んで、それと同じことを日本の株式市場についてやってみるといのが、そうした研究の特徴とならざるをえない。(もっとも、米国市場について行われた研究を、著者自身が日本の研究者を手足にして日本で行うというものもある。)筆者はこうした研究の価値を否定するつもりは全くない。ただ、現代ファイナンス理論の深層での理解や蓄積された研究のロードマップがなければ、自分で行った研究の結果を批判的に評価する視点が得られないし、実証結果に対する深い洞察も期待できない。

もう一つの問題は、論文に書かれた結果をどの程度信用していいのか、読む方が常に不安に思わなければならないことである。最大の原因は、使われるデータがまちまちであるところに由来する。米国の場合には、株式のリターンはシカゴ大学の Center for Research in Security Prices(略称 CRSP)に株式リターン・ファイルとして管理されていて、米国株式市場の研究はすべてこれを利用するのが常識になっている。日本でも(財)日本証券経済研究所が株式リターン・データを作成しているが、広く利用されているというには程遠く、そうしたデータの存在すらあまり知られていない。また、米国では、互いの分析結果を比較できるよう分析ユニバースや分析期間を揃えることにも研究者は心掛ける。これに対して日本では、各機関がそれぞれのところにあるデータを使うので、そうした標準化よりも、そのときに使用可能なデータの最大量が分析ユニバースや分析期間を決めることになりがちである。しっかりとしたレフリー制を引くジャーナルに投稿するという習慣がないことも大きい。これでは、分析方法や分析結果のチェックが効かず、研究のしっばなし、書きっぱなしに終わって、成果が社会的に蓄積されない。

他方、大学に席を置く研究者がデータを手に入れることは、取引所、研究所や企業との特殊な関係がなければ難しいというのが、従来からの実情であった。日中の取引データは市場のマイクロ・ストラクチャーを研究する者には垂涎の的であるが、これは今日でもほとんど不可能に近い。

---

いう作業も当然考えられるが、これは今までのところ実証的には満足の行く結果をもたらしていない。

だが、データがない、あるいはコンピューティング環境がない、という言い訳が世間に通用する時期は、間もなく終わるのであろう。日本のファイナンス研究者はまだ層が薄く、量的に不足していることも間違いない。ただ、現実を説明してやろうという気迫よりも、新しい手法、複雑な方法を使ってみたいという欲求の方が強いことが、株式市場の本格的な研究の蓄積を妨げている気もする。いずれにせよ、ことファイナンスの研究に関しては、企業や政府の研究機関と大学の競争はもっと促される必要がある。

しかし、日本の研究環境も大きく変わりつつある。まず、データの蓄積と利用環境の整備はどこでも飛躍的に進化した。若い優秀な研究者も、明らかに量的に拡大してきた。株式市場に対しては、リスク・キャピタルを吸引する場として本来の役割を果たすことが、21世紀に向けた日本経済の「転身」のためにも強く求められている。また、機関投資家に対する株式運用の自由化の進展に伴って、スタイル運用やそれに基づく運用評価が人々の話題に登るようになり、この方面からも株式市場研究の促進が求められている。

本稿が日本の株式市場の研究を志す者を刺激し、着実な研究成果の蓄積に少しでも寄与することになれば、筆者にとって、数か月間、膨大な文献に埋もれる生活を送ったことへの報は大きい。

## 参考文献

- Amihud, Yakov, Bent J. Christensen, and Haim Mendelson, 1992, "Further Evidence on the Risk-Return Relationship," Research Paper No. 1248, Graduate School of Business, Stanford University.
- Ball, R. and S. Kothari, 1989, "Non-stationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation of Returns," *Journal of Financial Economics* 25, 51-74.
- Banz, Rolf W., 1981, "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Basu, S., 1977, "Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis," *Journal of Finance* 32, 663-682.
- Berk, Jonathan B., 1995a, "A Critique of Size-Related Anomalies," *Review of Financial Studies* 8, 275-286.
- Berk, Jonathan B., 1995b, "An Empirical Re-examination of the Relation between Firm Size and Return," Working paper 93-BJ-001, University of British Columbia.
- Bernard, Victor L. and Jacob K. Thomas, 1989, "Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?" *Journal of Accounting Research* 27, (Supplement), 1-36.
- Black, Fischer, 1972, "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing," *Journal of Business* 45, 444-455.
- Black, Fischer, 1993, "Beta and Return," *Journal of Portfolio Management* 20, 8-18.
- Black, Fischer, Michael C. Jensen, and Myron Scholes, 1972, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in M. Jensen ed.: *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger.
- Bollerslev, T., R. Engle and J. Wooldridge, 1988, "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," *Journal of Political Economy* 96, 116-131.
- Breeden, Douglas T., 1979, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics* 7, 265-296.
- Breeden, Douglas T., Michael R. Gibbons, and Robert H. Litzenberger, 1989, "Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM," *Journal of Finance* 44, 231-262.
- Capaul, Carlo, Ian Rowley and William F. Sharpe, 1993, "International Value and Growth Stock Returns," *Financial Analysts Journal*, Jan/Feb., 27-36.
- Carhart, Mark M., 1994, "On Persistence in Mutual Fund Performance," Working Paper, University of Chicago.

- Chan, K.C. and Nai-fu Chen, 1991, "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms," *Journal of Finance* 46, 1467-1484.
- Chan, K.C., Nai-fu Chen, and D. Hsieh 1985, "An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect," *Journal of Financial Economics* 14, 451-471.
- Chan, Louis K.C., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, 1991, "Fundamentals and Stock Returns in Japan," *Journal of Finance* 46, 1739-1764.
- Chen, Nai-fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross, 1986, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business* 59, 383-403.
- Conner, Gregory and Robert A. Korajczyk, 1988, "Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology," *Journal of Financial Economics* 21, 255-289.
- Constantinides, George M. and Myron S. Scholes, 1980, "Optimal Liquidation of Assets in the Presence of Personal Taxes: Implications for Asset Pricing," *Journal of Finance* 35, 439-443.
- Cox, John C., J. E. Ingersoll, and Stephen A. Ross, 1985, "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices," *Econometrica* 53, 363-384.
- Daniel, Kent and Sheridan Titman, 1995, "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," Working Paper, University of Chicago and Boston College.
- Davis, James L., 1994, "The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence," *Journal of Finance* 49, 1579-1593.
- De Bondt, Werner F.M. and Richard H. Thaler, 1985, "Does the Stock Market Overreact?" *Journal of Finance* 40, 793-805.
- De Bondt, Werner F.M. and Richard H. Thaler, 1987, "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality," *Journal of Finance* 42, 557-581.
- Dichev, Ilia, 1995, "Liquidity, Risk, and Realized Returns," Working Paper, University of Washington.
- Dimson, Elroy., (ed.), 1988, *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
- Douglas, George W, 1968, *Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency*, Ann Arbor, Michigan: University Microfilms, Inc.
- Fama, Eugene F., 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance* 25, 383-417.
- Fama, Eugene F., 1991, "Efficient Capital Markets: II," *Journal of Finance* 46, 1575-1617.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1992, "The Cross-Section of Expected Stock

- Returns,” *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1994, “Industry Costs of Equity,” Working Paper, University of Chicago.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1995, “Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns,” *Journal of Finance* 50, 131-155.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1996, “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies,” *Journal of Finance* 51, 55-84.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, 1973, “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Fama, Eugene F., Kenneth R. French, David G. Booth, and Rex Sinquefeld, 1993, “Differences in the Risks and Returns of NYSE and NASD Stocks,” *Financial Analysts Journal*, January-February, 37-41.
- Ferson, Wayne E., Shmuel Kandel and Robert F. Stambaugh, 1987, “Tests of Asset Pricing with Time-Varying Expected Risk Premiums and Market Betas,” *Journal of Finance* 42, 201-220.
- Frankel, Richard and Charles M. C. Lee, 1995, “Accounting Valuation, Market Expectation, and the Book-to-Market Effect,” Working Paper, University of Michigan.
- Gibbons, Michael R., 1982, “Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach,” *Journal of Financial Economics* 10, 3-27.
- Gibbons, M. R. and Wayne Ferson, 1985, “Testing Asset Pricing Models with Changing Expectation and an Unobservable Market Portfolio,” *Journal of Financial Economics* 14, 217-236.
- Gibbons, Michael R., Stephen A. Ross, and Jay Shanken, 1989, “A Test of the Efficiency of a Given Portfolio,” *Econometrica* 57, 1121-1152.
- Givoly, Dan and Josef Lakonishok, 1979, “The Information Content of Financial Analysts’ Forecasts of Earnings: Some Evidence on Semi-strong Inefficiency,” *Journal of Accounting and Economics*, 1, 165-185.
- Hamao, Yasushi, 1988, “An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory,” *Japan and the World Economy* 1, 45-61.
- Handa, Puneet, S., P. Kothari, and Charles E. Wasley, 1989, “The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect,” *Journal of Financial Economics* 23, 79-100.
- Haugen, Robert A., 1995, *The New Finance: The Case Against Efficient Markets*,

- Prentice-Hall: Englewood Cliffs, N.J.
- He, Jia and Lilian K. Ng, 1994, "Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns," *Journal of Business* 67, 599-609.
- He, Jia, Lilian K. Ng, and Chu Zhang, 1994, "Tests of the Relationships among Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns using Dynamic Multifactor Models," Working Paper, University of Houston, M.I.T., University of Alberta.
- Jagannathan, Ravi and Zhenyu Wang, 1996, "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance* 51, 3-53.
- Jegadeesh, Narasimhan and Sheridan Titman, 1993, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance* 48, 65-91.
- Jobson, J.D. and Bob Korkie, 1982, "Potential Performance and Tests of Portfolio Efficiency," *Journal of Financial Economics* 10, 433-466.
- Kandel, Shmuel and Robert F. Stambaugh, 1987, "On Correlations and Inferences about Mean-Variance Efficiency," *Journal of Financial Economics* 18, 61-90.
- Kandel, Shmuel and Robert F. Stambaugh, 1995, "Portfolio Inefficiency and the Cross-section of Expected Returns," *Journal of Finance* 50, 157-184.
- Kothari S. P., Jay Shanken, and Richard G. Sloan, 1995, "Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 50, 185-224.
- Kraus, A. and Robert H. Litzenberger, 1975, "Market Equilibrium in a State Preference Model with Logarithmic Utility," *Journal of Finance* 30, 1213-1227.
- Lakonishok, Josef and Alan C. Shapiro, 1986, "Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns," *Journal of Banking and Finance* 10, 115-132.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1994, "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk," *Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- LaPorta, R., Josef Lakonishok, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1995, "Good News for Value Stocks: Further Evidence on Market Efficiency," Working Paper, Harvard University, University of Illinois, and University of Chicago
- Lehman, Bruce N. and David M. Modest, 1988, "The Empirical Foundation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Financial Economics* 21, 213-254.
- Levhari, David and Haim Levy, 1977, "The capital asset pricing model and the investment horizon," *Review of Economics and Statistics* 59, 92-104.
- Lintner, John, 1965, "Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification," *Journal of Finance* 20, 587-615.
- Lintner, John, 1965, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of risky

- Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets,” *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Litzenberger, Robert H. and Krishna Ramaswamy, 1979, “The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Financial Economics* 7, 163-195.
- Long, John B., 1974, “Stock Prices, Inflation, and the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Financial Economics* 2, 131-170.
- Lucas, Robert E., Jr., 1978, “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica* 46, 1429-1445.
- Mackinlay, A. Craig and Matthew P. Richardson, 1991, “Using Generalized Method of Moments to Test Mean-Variance Efficiency,” *Journal of Finance* 46, 511-527.
- Mei, Jianping, 1993, “Explaining the Cross-Section of Returns via a Multi-Factor APT Model,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, 331-345.
- Merton, Robert, C., 1973, “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model,” *Econometrica* 41, 867-887.
- Miller, Merton H. and Myron Scholes, 1972, “Rates of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings,” in M. Jensen ed.: *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger.
- Reinganum, Marc R., 1981, “Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings’ Yields and Market Values,” *Journal of Financial Economics* 9, 19-46.
- Reinganum, Marc R., 1990, “Market Microstructure and Asset Pricing: An Empirical Investigation of NYSE and NASDAQ Securities,” *Journal of Financial Economics* 28, 127-147.
- Ritter, Jay R. and Navin Chopra, 1989, “Portfolio Rebalancing and the Turn-of-the-Year Effect,” *Journal of Finance* 44, 149-166.
- Roll, Richard, 1977, “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Test; Part I: On Past and Potential Testability of the Theory,” *Journal of Financial Economics* 4, 129-176.
- Roll, Richard and Stephen A. Ross, 1994, “On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas,” *Journal of Finance* 49, 101-121.
- Rosenberg, Barr, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein, 1985, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency,” *Journal of Portfolio Management* 11, No.3, 9-16.
- Ross, Stephen A., 1976, “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing,” *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.
- Ross, Stephen A., 1977, “A Note on the Capital Asset Pricing Model (CAPM): Short-selling Restrictions and Related Issues,” *Journal of Finance* 32, 177-183.

- Shanken, Jay, 1985, "Multivariate tests of the zero-beta CAPM," *Journal of Financial Economics* 14, 327-348.
- Shanken, Jay, 1987, "Multivariate Proxies and Asset Pricing Relations: Living with the Roll Critique," *Journal of Financial Economics* 18, 91-110.
- Shanken, Jay, 1990, "Intertemporal Asset Pricing: An Empirical Investigation," *Journal of Econometrics* 45, 99-120.
- Sharpe, William F., 1964, "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk," *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Shefrin, Hersh and Meir Statman, 1994, "Behavioral Capital Asset Pricing Theory," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 323-349.
- Shefrin, Hersh and Meir Statman, 1995, "Making Sense of Beta, Size and Book-to-Market," *Journal of Portfolio Management*, Winter, 26-34.
- Stambaugh, Robert F., 1982, "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-parameter Model: A Sensitivity Analysis," *Journal of Financial Economics* 10, 237-268.
- Statman, Dennis, 1980, "Book Values and Expected Stock Returns," Unpublished M.B.A. honors paper, University of Chicago.
- Williams, John Burr, 1956, *The Theory of Investment Value*, Amsterdam: North-Holland (reprint of 1938 edition).
- Zhou, Guofu, 1991, "Small Sample Tests of Portfolio Efficiency," *Journal of Financial Economics* 30, 165-191.
- 小原沢則之、石田 功、力武克己、1992、「日本の株式市場におけるリスク・プレミアムの再検証—大クロスセクションを用いた分析」、『投資工学』、日興証券投資工学研究所、第6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 号、88-112.
- Kato, Kiyoshi and James S. Schallheim, 1985, “Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, 243-260.
- Ogawa, Kazuo, 1987, “An Empirical Investigation of the Consumption-Based Capital Asset Pricing Model in Japan: Tests by Consumption Data of Income Quintile Groups,” 『ファイナンス研究』(日本証券経済研究所)、No. 7.
- Hamao, Yasushi, 1988, “An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory,” *Japan and the World Economy* 1, 45-61.
- Yonezawa, Yasuhiro and H. Tio, 1990, “An Empirical Test of the CAPM on the Stocks listed on the Tokyo Stock Exchange,” Discussion Paper.
- 水野 善公、1990、「日本の株式市場におけるアノマリー分析:スモール・サイズ・ファンドのリスク特性」『証券アナリストジャーナル』第 28 巻 3 号、12-21.
- 高橋 元、1990、「低位株効果の分析と評価:高パフォーマンスの源泉を探る」、『証券アナリストジャーナル』第 28 巻 8 号、18-33.
- 吉原 正善、1990、「日本市場における過剰反応仮説の検証」、『証券アナリストジャーナル』第 28 巻 12 号、21-29.
- 江成 哲昭、1990、「東京株式市場における小型株効果の統計的検証」、『証券アナリストジャーナル』第 28 巻 12 号、30-41.
- 金崎 芳輔、1990、「機関化現象と株式市場:分断市場モデルに基づく CAPM の実証研究」、『ファイナンス研究』(日本証券経済研究所)、No. 12.
- 加藤 清、1991、「日本の株式市場におけるアノマリーについて」『証券アナリストジャーナル』第 28 巻 12 号、7-20.
- 米沢 康博、石川 欽也、1991、「わが国におけるCAPMの再検証」、『ファイナンス研究』(日本証券経済研究所)、No. 13.
- 小林 弘明、1991、「市場の非効率性とアクティブファンド構築の実際」『証券アナリストジャーナル』第 29 巻 9 号、17-34.
- Chan, Louis K.C., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, 1991, “Fundamentals and Stock Returns in Japan,” *Journal of Finance* 46, 1739-1764.
- 小原沢則之、石田 功、力武克己、1992、「日本の株式市場におけるリスク・プレミアムの再検証:大クロスセクションを用いた分析」、『投資工学』(日興証券投資工学研究所)、第 6 号.
- 石井 茂、荒川 清志、1993、「わが国の株価形成」『証券アナリストジャーナル』第 31