OUKA
The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	資産価格理論とポートフォリオ・リスク評価の研究
Author(s)	久保田, 敬一
Citation	大阪大学, 1997, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.11501/3132555
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

資産価格理論とポートフォリオ・リスク評価の研究

Studies on the Theory of Asset Pricing and Portfolio Risk Evaluations

久保田敬一

(1)

資産価格理論とポートフォリオ・リスク評価の研究

Studies on the Theory of Asset Pricing and Portfolio Risk Evaluations

久保田 敬一

武蔵大学経済学部

資産価格理論とポートフォリオ・リスク評価の研究
(Studies on the Theory of Asset Pricing and Portfolio Risk Evaluations)

序章　1

第１章　資本市場と資産価格理論　5

（１）資産と資産市場　8

（２）現代資本市場における資産価格に関する支持仮説　12

（３）資産価格理論の定式化　15

（４）資産価格理論実証のためのフレームワーク　25

（５）equity premium puzzle と資本市場の不完備性　30

第２章　資産価格理論　37

（１）最小分散ポートフォリオ、効率的ポートフォリオ、
分離定理　38

（２）資本資産価格理論（ＣＡＰＭ）と成立条件　47

（３）裁定価格理論（ＡＰＴ）と成立条件　54

（４）ＭＶ効率性、線形価格付け、ミミッキング・ポートフォリオ　60

第３章　資産価格理論と市場効率性仮説　70

（１）市場効率性仮説の定義と整理　71

（２）市場効率性仮説の実証方法と解釈　80

（３）市場効率性仮説と会計開示政策政策　90

第４章　資産市場の実証研究：方法と展望　103

（１）資産価格理論の実証方法　103

（２）収益率自己相関に関する実証研究　114

（３）株式収益率の予測可能性　122

（４）資産価格理論の実証　125

第５章　日本の株式市場の価格付け：公開情報と株式収益率　136

（１）市場効率性仮説と会計情報　137

（２）クロス・セクション収益率と財務情報　145

（３）収益率のクロス・セクション分析　154

第６章　日本の株式市場の価格付け：リスクとリターン　167

（１）参照ポートフォリオとＭＶ効率性　168

（２）主成分分析による収益率構造の記述　176

（３）ミミッキング・ポートフォリオとリスク・リターン　180

（４）ＣＡＰＭの検証：人的資産ＣＡＰＭ　195

第７章　資産価格付けの代替理論　210

（１）資産価格理論：代替仮説　211

（２）資産価格と投機、流動性　218

（３）資産価格の非合理的価格付け：実証　230

第８章　資産価格理論とポートフォリオ・パフォーマンス評価　237

（１）ファンド・パフォーマンス評価のフレームワーク　237

（２）資産価格理論に基づく伝統的パフォーマンス評価法の問題点　247

（３）マーケット・タイミング、私的情報とパフォーマンス評価　253

（４）ミーン・リバージョン、アセット・アロケーション、投資政策　258

第９章　資産価格理論、派生資産とポートフォリオ・リスク　263

（１）資産価格理論と派生資産価格付け　263

（２）派生資産価格の評価問題　268

（３）派生資産組み込みポートフォリオのリスク・リターン　273

終章　288

参考文献　290

謝辞　314

添付資料：付表　（表一覧参照）

付図　（図一覧参照）

表一覧

表５－１　情報意味内容テスト：財務比率の定義
表５－２　情報意味内容テスト：単一比率とＥＰＳ
表５－３　情報意味内容テスト：各種比率とレバレッジ比率、ＥＰＳ
表５－４　Ball and Brown 対 Kubota: survivorship 効果
表５－５　日本企業情報意味内容テスト：
　　利益、配当、各財務比率の定義
表５－６　会計シグナルと情報意味内容：ＡＰＩテスト
表５－７　Fama and French のサンプル・データ：規模別ベータ別
表５－８　Fama and French のクロス・セクション実証結果
表５－９　Fama and French のサンプル・データ：規模別ＢＰＲ別
表５－１０　属性ランクポートフォリオの基本統計量：７１ポートフォリオ
表５－１１　規模別ベータ別ランク・ポートフォリオの特性
表５－１２　規模別ＢＰＲ別ランク・ポートフォリオの特性
表５－１３　修正R^2最大化アルゴリズム結果
表５－１４　東証上場企業のクロス・セクション実証結果
表５－１５　クロス・セクション部分期間テスト
表５－１６　ＧＬＳ推定結果
表６－１　１４参照ポートフォリオ相関係数
表６－２　１４参照ポートフォリオと主成分の相関
表６－３　ファクター・ローディング
表６－４　Fama and French のサンプルの基礎統計
表６－５　Fama and French の変数の基礎統計
表６－６　Fama and French の３ファクター・モデル
表６－７　Fama and Frenchの３ファクター・モデル：切片テスト
表６－８　５ファクター・モデルのファクター間相関係数
表６－９　５ファクター・モデル回帰結果（個別銘柄）

表6－10　5ファクター・モデルと主成分の相関
表6－11　5ファクター・モデル回帰結果
（30ホールド・アウト・ポートフォリオ）
表6－12　5ファクター・モデル回帰結果
（100ポートフォリオ）
表6－13　マルチファクター・モデル回帰分析結果（$|t|$）
表6－14　規模別BPR別ランク・ポートフォリオの
Fama and MacBeth テスト
表6－15　規模別BPR別ランク・ポートフォリオの
GMMテスト：J統計量とHansen and Jagannathan測度
表6－16　第1ファクターとTOPIX、
スプレッド・ポートフォリオ：回帰分析
表6－17　第2ファクターとTOPIX、
スプレッド・ポートフォリオ：回帰分析
表6－18　第3ファクターとTOPIX、
スプレッド・ポートフォリオ：回帰分析
表6－19　TOPIX、スプレッド・ポートフォリオ対ファクター
表6－20　100ポートフォリオの特性
表6－21　CAPMのテスト：規模、人的資産、Quality Spread
表6－22　基本ファクター統計量
表6－23　規模別BPR別ランク・ポートフォリオの特性
表6－24　人的資産CAPMのテスト
表6－25　人的資産CAPM対3ファクターTOPIX・
スプレッド・モデル
表9－1　オプション収益率パラメータ：μの変化
表9－2　オプション収益率パラメータ：σの変化
表9－3　日経225先物、TOPIX先物と現物指数の回帰
表9－4　日経225先物価格変化率と日経平均価格変化率の相関

表９－５　日経２２５先物ベーシスの基礎統計
表９－６　ベーシスのインプライド・ボラティリティーに対する回帰
表９－７　ベーシス回帰：プット・インプライド・ボラティリティーとコール・インプライド・ボラティリティー：回帰係数とR^2
表９－８　ベーシス回帰：プット・インプライド・ボラティリティーとコール・インプライド・ボラティリティー：同 t 値

図一覧

図１－１　CMVとUMV
図２－１　global 効率フロンティアとlocal MV効率性
図４－１　規模別ポートフォリオ分散比：１９８１－９１年
図４－２　ＴＯＰＩＸ自己回帰係数：１９５０－９１年
図５－１　会計利益の情報意味内容
図５－２　規模別ベータ別１００ポートフォリオの収益率
図５－３　規模別ＢＰＲ別１００ポートフォリオの収益率
図５－４　規模別ＢＰＲ別１００ランキング・ポートフォリオの$\mu-\sigma$平面上散布図
図５－５　部分期間別クロスセクション説明力
図６－１　７１サンプル・ポートフォリオのクラスター樹
図６－２　１４参照ポートフォリオのクラスター樹
図６－３　１４参照ポートフォリオのＭＶ効率性
図６－４　ファクターと４１ポートフォリオの相関
図６－５　ファクター・ローディング：４１ポートフォリオ・サンプル
図６－６　アルファ値の分布
図６－７　ＣＡＰＭ：株式指数のみのケース
図６－８　ＣＡＰＭ：人的資産とリスク・プレミアム変化のケース

図６－９　　ＣＡＰＭ：日本の株式市場
図６－１０　人的資産ＣＡＰＭ
図６－１１　日本企業と３ファクター・モデル
図８－１　　Contrarian 戦略からの利益
図９－１　　バイノミアル・オプション・モデルの収束過程
図９－２　　ＳＭＬとオプション組み入れポートフォリオ
図９－３　　相関係数の推移
図９－４　　オプション組み込みポートフォリオ収益率
図９－５　　日経２２５と日経指数先物価格変化率：
　　１９８８年１２月物－１９９６年６月物日次データ
図９－６　　コールとプットのインプライド・ボラティリティー

序章

資産価格理論（asset pricing theory) とは、資本市場における、消費者である投資家の、合理的行動仮説、情報利用と期待形成についての仮説、および市場のarrangements（完備性、競争条件などについての）に関する仮定の下、期待収益率やリスクについてその特性の異なる各資産について、均衡価格（または無裁定価格）を与える理論である。この理論は、１９５０年代より主として米国において、ＣＡＰＭ（資本資産評価モデル），ＡＰＴ（裁定価格理論）などの形をとって、発展してきた。この理論は資産にそのリスクに応じた正しい価格付けを与え、最適ポートフォリオ決定の指針となるだけでなく、企業の資本コストの測定やポートフォリオのパフォーマンス評価にも、広く応用されてきた。なお、この理論は、実務においては、ＭＰＴ（モダン・ポートフォリオ理論）と呼ばれたりもするポートフォリオ理論を基礎とする理論である。

本研究では、まずこの資産価格理論を均衡理論の観点から、資産価格理論の理論構成およびその実証研究方法を検討する。実証に言及する際には、この理論を一方で支える仮説、すなわち市場効率性仮説についても議論する。そして、著者による日本の株式市場についての、資産価格理論および市場効率性仮説を支持仮説としたときの実証研究結果についてこれを詳しく述べ、日本の株式市場についてこれらの仮説が妥当することを確認する。

また、資産価格理論は実務においては、運用ポートフォリオのリスクを正しく測定し、そのパフォーマンスを評価するためにも用いられる。これについて

も述べよう。さらに、派生資産（derivative assets）の評価は、通常、裁定価格付け（arbitrage pricing）により行われるが、この価格付けも本研究においては元の資産価格市場の均衡との関係で位置付けられる。

均衡理論としての資産価格理論は、資産価格の決定メカニズムを明らかにするのみならず、さらには、企業の投資、資金調達の意思決定、さらには経済全体の機能の仕方を理解するためにも有用である。この理論は、企業にとって、最適投資、最適資金調達、および効率的な生産の意思決定のための尺度を与える。一方、投資家にとってこの理論は、最適ポートフォリオ政策決定に関する問題への指針を規範的に提供する。そして、企業と投資家の両者による最適意思決定は、資産経済においてParetoの意味で好ましい資源配分を実現する。なぜなら、完全競争的で、情報について市場が効率的であり、かつ完備した市場では、資産価格は、資源の効率的配分のシグナルとして機能するからである。

本研究の目的は、投資家の最適ポートフォリオ決定行動と資本市場の均衡を仮定した資産価格の決定問題に焦点を当て、資産価格理論全体の検討およびその実証の概観を行った上で、日本の株式市場についての総合的実証を行うことである。そして、このことより、本研究の第２のテーマ、すなわちポートフォリオの評価およびリスクの正しい識別が、直接の系として得られる。なお、本研究では、主として資産間の相対的リスクの識別とリターンの決定問題を扱い、国民経済全体の投資、生産などの変動にかかわるaggregate risk　と株価変動の分析は、今後の課題とする。しかし、個人の最適化行動と資本市場の均衡から導かれる前者の構造の正しい理解によりはじめて、後者の問題は正しく扱える

ことになるということを強調しておこう。

本研究は、次のような構成から成る。第１章は資産価格理論のフレームワークを敷衍する。すなわち、資産価格決定問題についての、本研究で用いる基本的資産価格理論のフレームワークを定式化する。第２章では、より具体的な資産価格理論を第１章に続いて展開する。第３章では、市場効率性仮説を帰無仮説として支持する観点から資本市場と資産価格付けの諸問題を検討し、またそこから示唆される会計開示政策の考え方を敷衍する。第４章では、実証研究の方法論の検討および過去の実証研究の展望を行う。そして、第５章においては、日本の株式市場の実証研究のうち株価と情報に関連したものを著者による研究を中心に展開する。同じく第６章においては、日本の株式市場についての資産価格理論の実証研究を、ＡＰＴおよびＣＡＰＭについての著者による研究を中心に展開する。第７章では、本研究において用いている資産価格理論と対比される他の資産価格決定に関する考え方を、われわれのフレームワークの観点から検討する。第８章では、理論の応用としてのポートフォリオ・パフォーマンス評価の諸問題を展望する。最後に、第９章においては、資産価格理論における均衡資産価格と関係付けられた派生資産価格の決定問題を考え、派生資産をも取り込んだポートフォリオのリスク評価の問題を統合的に検討する。

なお、本研究における第１章の資産価格理論の定式化、第３章、第４章における実証研究の展望、および第６章における代替理論に関する考察のそれぞれ一部は、久保田（１９９２、１９９３ａ）を元にこれを拡張したものである。第２章の資産価格理論の叙述は、久保田（１９８９）による著書の結果を元に、

これをさらに発展させた。第３章における市場効率性仮説と会計開示政策に関する著者の理論的展開は、久保田（１９７９、１９８４ａ）を元に展開され、久保田（１９９７）においてこれを発表した。第５章は、著者により発見された日本の株式データについての情報と株価に関する実証研究の報告であり、Kubota (1978, 1980) および Kubota and Takehara (1996a) の研究結果に基づく。同じく第６章で報告する著者による日本株のリスクとリターンに関する新しい実証結果は、Kubota and Takehara (1995)、 Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995, 1997)、久保田＝竹原（１９９６）およびそれに付随した計算結果に基づく。資産価格理論の応用としてのポートフォリオ・パフォーマンス評価に関する第８章は、久保田（１９９３ｂ）を元に加筆した。第９章のオプション評価に関する理論的結果は、久保田（１９８８ｂ、１９９０、１９９１）および久保田＝大野＝竹原（１９９１）に基づいており、一方日本における指数先物の実証は Kubota, Ohno, and Iiyama (1996) の研究に基づいている。

第１章　資本市場と資産価格理論

われわれは、現代の資本市場を分析するにあたり、その分析道具として資本価格理論を持つ。資本市場の重要な機能の一つとは、企業家の生産のための投資資金を自己資本たる株式として分割発行し、生産技術への請求権 (claim) を広く、投資家である個人に販売することにより、必要な資金を得ることにある[1)]。このとき、資産価格理論は均衡資本市場において付けられるべき株式の価格を与えることができる。さらに、流通市場における株式価格は、企業の新規投資のためのシグナルとして機能するので、消費者は最適消費・投資決定という行動を通じて、株価決定メカニズムにおいて最も重要な部分を市場において構成する。

消費者でもある投資家の効用または期待効用の最大化のため、企業の従う行動原理とは、ファイナンス論の教科書において通常、企業価値最大化であるとされる。たとえば不確実性がなく、さらに市場の均衡利子率が所与のときには、限界生産性逓減の仮定のもと凸集合となる生産（貯蔵可能財の一期間の変換）技術を有する企業（家）は、正の創業者利得を実現するよう行動するであろう（Fama and Miller (1972 , chapter 2)）。不確実性下の多期間問題においても、通常の生産関数に不確実性下の収穫一定などを課することにより（Brock (1982, p.35 and p.38)）、同様に企業が、企業価値 (Bellman equation の解としての価値関数)を最大化することが最適化行動であることを導くことができる。完全競争的な資本市場ならびに不確実性下における完備市場の仮定の下、このような基

準による企業の投資決定は、投資家にとってParetoの意味での最適資源配分を実現できる[2)]。すなわち、資本市場が完全競争的かつ完備（complete）である場合、したがって流動性制約も取引費用も無いとき、投資家のすべて（企業家としての個人でもある）は、この株式、すなわち資産を交換市場において自由に売買することにより、多期間にわたる最適消費・投資決定を達成できる。このとき、投資家は効用または期待効用の最大化行動を取り、ただし主体均衡が端点解でないと仮定されるとき、資本市場においては唯一の均衡資産価格が定まり、企業の投資決定を所与とするもとでは、資源配分はParetoの意味で最適となる。

企業のキャッシュフローへの最終請求権である株式は、本章（1）節で定義する「資産」(assets)に属する。主として、この株式などの資産価格の決定を分析する理論が、本研究の対象とする資産価格理論である。本研究においては、資産価格決定についての均衡理論および必要に応じては裁定(arbitrage)による評価の方法を用いて、その分析を行う。さらに、第9章では、原資産としての株式資産の上に作られる派生資産をも導入し、資産価格理論から導かれる均衡資産価格と関連して、その検討を行う。

Ferson and Jagannathan (1996, pp. 1-2)によれば、資産価格理論は、以下の3つの中心概念の少なくとも1つまたは複数を満たす。すなわち、1）一物一価の法則、2）無裁定の条件、3）資本市場均衡の3つである。2）が成り立つとき、1）が成り立つことは明らかであろう。また、完全競争的かつ完備な市場において3）が成り立つとき、2）も成り立つ。1）⇒2）は、必ずしも成り

立たない。これは、本章（３）節で定義する pricing kernel が正負いずれかになるかどうかの問題でもある（Cochrane (1994)、Ingersoll (1987, p. 59)）。なお、無裁定の定義は、本研究第９章（１）節で与えられている。２）⇒３）が成り立つかどうかは、投資家の最適化必要十分条件がこのとき満たされているかどうかに依存する。本研究では、このうち２）と３）の概念を主として分析のために用いる[3)]。

さて、均衡理論に基づく資産価格理論が、現実の市場で常に成り立っていると考えることは難しいかもしれない。しかし、ファイナンス論における資産価格理論は、株式の銘柄間でみられる価格差とくにその相対的価格差を、その共分散リスクを中心概念として用いることにより、実証的に有効に説明して来た。さらに、米国においては、実務応用において、ポートフォリオのパフォーマンス評価、企業資本コストの推定などのためにも、資産価格理論は広く有効に用いられてきた（Jagannathan and McGrattan (1995)）。このように、現実データとの妥当性の検証結果に支えられた広い実務応用性は、資産価格理論の現実的有用性を示している。本研究においては、これら米国における過去の実証研究の主要な結果を展望すると同時に、日本の株式市場について、著者による実証研究を展開し、かつその結果を吟味し、最終的に日米における資産価格理論に関する実証結果の robustness を確認する。

なお、株式間の相対価格のみならず、株式の全銘柄に共通な動きを説明する理論も重要であり、その動きを支配する資産市場の aggregate risk の識別は、序文で述べたように大きな課題である。しかし、Mehra and Prescott (1985) による

equity risk premium puzzle　の発見や、Hansen and Singleton (1983) の実証に見られるように、１）時間に関して加法的でかつ状態から独立したvon Neumann-Morgenstern 型効用関数、２）取引費用ゼロ、さらに、３）個人の保険機能について完備市場、などを仮定した資産均衡市場の理論は、現時点では少なくとも米国データについて適合性が高いものではない。この実証的な非適合性を解決するために、モデルに市場の不完備性、取引費用などを導入して説明しようという試みは最近多くみられる（Lucas (1994), Aiyagari and Gertler (1995)）が、この分野は、これから将来の発展性が高く、かつ経済的な厚生の観点からもファイナンス論における重要な課題であるといえよう。

本研究は、米国において実証的にも成功している前者のアプローチ、すなわち株式間の相対価格決定問題を主たるテーマとし、理論およびその実証方法の整理、展開を行った上で、日本の株式市場における実証適合性を調べることを主目的とする。そして、その理論展開、証拠に基づいて、最後にポートフォリオの正しいリスクの識別に基づくポートフォリオ・パフォーマンス評価への応用可能性、また派生資産の評価問題についてもこれを論じる。

本章（１）節では、資産および資産市場を定義する。（２）節では、初期におけるファイナンス論の重要命題（支持仮説）の発展を概観し、（３）節においてファイナンス論において用いられる資産価格理論を一般的に定式化する。（４）節では、第４章でより詳しく検討する資産価格理論の実証方法の、やはり一般的フレームワークを提示する。（５）節では、株式価格に関連する経済 aggregate risk の識別に関連して、その理論価格からの乖離、すなわち、equity

risk premium の存在、およびそのあり得る原因などについて概観する。

（1）資産と資産市場

Sharpe (1964)、 Lintner (1965a)、 Mossin (1966)、Black (1972) らによりいわゆるＣＡＰＭ（capital asset pricing model 、Sharpe-Lintner-Mossin(-Black) model、資本資産評価モデル、資本資産価格評価モデル、資本資産価格付けモデル） が導かれたが、これによって現代のファイナンス論の最初の枠組みは創始されたといえよう。また、株価の確率過程に関する研究は、遠く Bachelier (1900) に遡ることができるのであるが、株価が伊藤過程にしたがうときの資産の均衡価格付けモデルは、このＣＡＰＭを多期間に拡張した Merton (1973) により確立されている。また株価に関する実証研究は１９６０年代より多くの証拠が積み重ねられたが、ファイナンス論および会計学における、とくに会計情報と株価に関する理論仮説が正しく検定されるためには、これを市場効率性仮説として第３章で詳しく検討するが、やはりＣＡＰＭとこの市場効率性仮説との複合仮説なしには、そのテストも不可能であったといえる。

では、この（資本）資産 (capital asset) とはどの範囲までが含まれるのであろうか。ＣＡＰＭの創始者の一人である Mossin (1966)によれば、ＣＡＰＭにおいて取り扱う資産の範囲については、市場で交換される資産のすべてが含まれ、そしてこれらすべてに対し市場での均衡価格が導かれている。また、Abel (1991, p6. fn. 5) によれば、個人の富とは所有するすべての資産の合計であり、それらは金融資産のみならず、すべての有形資産、不動産、耐久消費財、およ

び労働の将来収入の現在価値としての人的資産を含むとされる。

また、生産活動を行う企業に対する請求権のみを資産と狭く限定すると、資産としては、広く株式、いわゆるストック・オプション、社債、転換社債、ワラント債、さらには労働者の企業のキャッシュフローへの請求権などが含まれるであろう。これらを、経済へ企業が新たに生み出す正のキャッシュフローの貢献資産として、基本資産（primitive assets）と呼ぼう。なお、その seniority の順序は、労働賃金、社債、株式の順である。このうち、完全な証券化、市場化のされていないものは、労働からの報酬を資本化した人的資産である。しかし、米国や、日本においては、ＧＤＰに占める労働への配分は、企業への配分を大きく上回り、約７０％にものぼる。さらに、先進国の資本市場においては個人の住宅ローンや借入など人的資産を担保にした金融取引や、人的資産に対する保険（医療、生命、失業等）などによるリスク分散も十分可能であり、人的資産は部分的には取引可能（marketable）であるともいえる。しかし、本質的にモラル・ハザードが大きいことなどから、人的資産の多くの部分は取引可能ではない。このような、人的資産の経済全体に占めるこの大きさに注目して Jagannathan and Wang (1996a) は、株価指数を基礎としたベータでは説明できないクロス・セクションの株式収益率の変動を、労働収入の成長率をaggregate risk として追加することにより、米国データについて有意に説明できることを発見し、このときＣＡＰＭが支持されることを示した。同じく、本研究第６章で展開するように、Jagannathan, Kubota and Takehara (1995, 1997) においても、日本の株価データについて人的資産を導入したとき、このようにクロス・セク

ションの株式収益率の変動を有意に説明できることが実証され、やはりＣＡＰＭが支持される。ここに、人的資産を用いたときのＣＡＰＭの実証に関する観察は、世界の２大資本市場先進国において共通する robust なものであることが確認されるのである。

これに対し、これまでの他の多くのＣＡＰＭに関する実証研究においては、資産市場を株式市場に限定して株価指数をいわゆる「マーケット・ポートフォリオ」の代理変数として用いて、テストが行われることが多かった。すなわち、ＣＡＰＭ自体は資産市場全体にかかわる均衡モデルにもかかわらず、これら実証研究においては株式市場のみについてのテストが行われて来たことになるのである。

なお、第９章で検討する派生資産（derivative assets）は、原資産（ underlying assets ） の上に書かれる契約資産である。通常、派生資産の取引は、市場取引、相対取引を問わず、供給者（ライター）と需要者（バイヤー）の間で、純供給がゼロになるものを指すことが多い。しかし、オプション的契約の観点から、有限責任制の株式、社債、ワラント債さらに転換社債などを分析するとき、これらも企業を原資産とする広義の派生資産と概念的に考えてもよい。

本研究で前提とする資産市場（asset market）とは、したがって上で定義した基本資産の発行、取引市場および個人の有する不動産、耐久消費財などの交換市場を指すことにする。われわれは、このような資産市場の主として株式の価格付けを検討する。

なお、ゼロ供給という意味での派生資産は、派生資産市場として、第９章で

のみ別途取り扱うことにする。しかしながら、これら派生資産取引、たとえば株価指数オプションや株価指数先物市場は、株式市場の不完備性や取引費用の高さを補うことが出来る重要な資産であり、さらにポートフォリオ・マネージャーにとっては、流動性、取引費用の観点からリスク・コントロールに欠かせない金融商品（ financial instrument ）であることを強調しておこう。

（2）現代資本市場における資産価格に関する支持仮説

１９６０年代における Sharpe-Lintner-Mossin(-Black) モデルの開発 （Sharpe (1964)、 Lintner (1965a)、 Mossin (1966)、Black (1972)） 以後、ファイナンス論においては、いわゆるＣＡＰＭ（資本資産評価モデル、 capital asset pricing model など）は、主として株式のリスクを正しく測定する分析道具として、投資論、企業財務論の両分野において、中心概念となった[4)] 。また、理論の応用としてのポートフォリオ運用指針においても、ＣＡＰＭは運用資産のリスクを正しく評価する方法として、さらにはファンドのパフォーマンス評価のための方法として、米国において広く用いられてきた。さらに、ファイナンス論や会計学における実証研究の分野においても、 ＣＡＰＭにおけるベータ・リスクは、資産のリスクを実証研究のため正しくコントロールする手法として、広く利用されて来た。一言でいえば、ＣＡＰＭは１９６０年代および７０年代前半におけるファイナンス論の中心仮説命題であったといえる。

一方、資本市場において情報がどのように資産価格に反映されるかについての仮説は、１９６０年代から１９７０年代前半にかけての多くの実証研究 （た

とえば、Fama (1966)、Fama, Fisher, Jensen, and Roll (1969)、 Ball and Brown (1968) など）に基づいて、市場効率性仮説（efficient capital market hypothesis、ＥＭＨ）として、Fama (1970) によって整理、提示され、ファイナンス論におけるもう一つの重要な支持仮説を構成して来た。これについては、本研究第３章で詳しく検討する。

さて、１９７０年後半以後、このＣＡＰＭおよび市場効率性仮説のどちらかの仮説あるいはその両方に抵触する否定的な実証研究成果が増加するにつれ、これらはいわゆるアノマリー（anomaly）と呼ばれるに至った（Jensen (1977)）。すなわち、このとき、理論としてのＣＡＰＭが現実を十分に反映していないか、資本市場が効率的でないか、あるいはその両方であることになる。

前者の反論に対しては、代替理論として Ross (1976a) により ＡＰＴ（裁定価格理論）が１９７０年代後半に開発された。これは、裁定価格付けの原理により資産価格を決定する理論であり、また通常複数のファクターにより資産の収益率の銘柄間の差を説明する点にもその特徴がある。このＡＰＴについては、Chen, Roll, and Ross (1986) による検証やさらに Lehman and Modest (1988) や Connor and Korajczyk (1988) などによるモデルの推定など多くの実証が試みられて成果が得られており、またその理論自体は、Chamberlain (1983) や Connor (1984) などによりさらに精緻化されて行った。

市場効率性仮説の反証、すなわち後者については主として１９８０年代後半以降、本章（３）節で検討するように資産価格理論が合理的期待理論のフレームワークの下、情報集合を明示的に定義した条件付き資産価格理論として再定

式化された（Hansen and Richard (1987)）。このことから、収益率が予測可能できるという観察結果については、市場効率性仮説においてはこれをpredictability という新概念して加味、分類できるよう新定義がし直され（ Fama (1991)）、これらの反証はそこに包含されることとなった。この点については、本研究第 3 章で検討する。

現在、米国や日本のデータ分析においては、クロス・セクション分析においてベータが平均収益率を説明できないことが明らかになったり、元来のＣＡＰＭの定義によればアノマリーと呼ばれることになる規模効果 (size effect) や簿価時価比率（＝純資産倍率の逆数） (book-to-price ratio) に説明力が存在することなどが多数明らかにされている（たとえば、Fama and French (1992)、 Kubota and Takehara (1996)）。そして、これらを、時系列データを用いた分析の結果、リスク・ファクターであると見なすものもある（たとえば、Fama and French (1993)、 Kubota and Takehara (1995)）。これらの点の日本の株式市場についての著者による実証結果は、本研究第５、６章で詳しく展開、検討することとしよう。

一方、Daniel and Titman (1996) は、米国データについて Fama and French (1993) が発見したファクターを、リスク・ファクターとはみなさず、ポートフォリオの持つ時間と共に変化していく特徴（characteristics）に過ぎないと主張する。これらの結果の代替的解釈に関する結論については、本研究ではこれをいまだ結論付ける証拠は不十分であると保留する。しかし、この 規模、簿価時価比率 (book-to-price-ratio)（以後これを、ＢＰＲとも称する）の持つ強いクロス・セク

ションにおける説明力は、米国、日本の株式市場で共に成立し（Fama and French (1992)、 Kubota and Takehara (1996)）、これが robust な関係であることは強調しておこう。さらに、日米を含む多国の株式市場の比較研究においても、Chen and Zhang (1996) は、香港やシンガポールなど日米以外にもその法則性が成り立つことを発見しており、かつその説明力の強弱が、国の経済発展段階に応じて、システマティックであることより、この現象は各国の企業の成長段階とリスクの大きさに関連付けられ得ると主張している。

一方、ファイナンス論における古典理論であるＣＡＰＭ自身を救う立場からは、本章（１）節でも述べたが、以下の（２）節で定義する条件付き資産価格理論のフレームワークにおける条件付きＣＡＰＭを元に、ＣＡＰＭにおけるマーケット・ポートフォリオの構成資産に人的資産をも含めてこれを株価指数以上に拡大し、さらにリスク・プレミアムの変化をも考慮して、緩い仮定の下でこのモデルを展開することにより無条件なマルチファクター・モデルとして実証し、米国データにおけるＣＡＰＭの妥当性を支持した Jagannathan and Wang (1996a) がその代表的な研究として挙げられる。さらに、人的資産を含めた無条件ＣＡＰＭが、日本のデータについても当てはまるかどうかを調べた実証研究には、Jagannathan, Kubota and Takehara (1995, 1997) があり、これについては本研究第６章 において詳しく検討する。

（３）資産価格理論の定式化

本研究における分析のため、ここで基礎として用いる資産価格理論は、

Constantinedes (1989)、Hansen and Richard (1987) らにより導かれた、いわゆる条件付き資産価格理論 (conditional asset pricing model)である。この理論においては、代表的投資家を仮定し、与えられた各時点において利用可能な情報を元に、投資家は予算制約の下、最適な消費・投資活動を行い、各期の資産価格はこれら情報集合に条件付けられた均衡価格として得られる（Euler 条件 または Euler 式）。Euler 条件をさらに特定化することにより、条件付きのＣＡＰＭ，ＡＰＴ、Merton (1973) によるＩＣＡＰＭ (intertemporal CAPM)、さらにはＤＤＭ（配当割引モデル）等の既存の理論式も導かれる （Constantinedes (1989)） 。なお、代表的投資家を仮定することは、投資家の均一な期待、完全競争的な市場、および完備市場を仮定して均衡価格を得ることを意味している（Duffie (1990) ）。さらに、この均衡価格に対し、派生資産の価格もこのEuler 条件を当然満たさなければならない。

これまでの実証研究として取り上げられる研究のうち、多くのものは期待収益率一定の仮定の下、収益率データの時系列平均を用いた、いわば無条件資産価格理論 (unconditional asset pricing theory)に基づくテストであるか、そうではないものの論文では必ずしも明示されていない条件付き資産価格理論に基づくテストであった。前者の例としては、Chan and Chen (1988)、後者の例としては Fama and MacBeth (1973) などが挙げられよう。また、最近は情報集合を instrumentsとして明示的に取り込んだ条件付き資産価格理論のテストも多い。たとえば、 Hansen and Singleton (1982) や Ferson and Harvey (1991a) がその一例であろう。そして、用いられる資産価格理論およびそのテストの方法の差異に

より、本研究では第３章で展開することになる市場効率性仮説成立についての解釈、またそれと表裏一体の関係にあるアノマリー（ここでは、アノマリーを用いられている資産価格理論によって説明できない異常な収益率部分と定義する）の解釈、さらには第８章で展開する投資方針への指針も大きく変わることになる。

ここで、条件付き資産価格理論を定式化する。いま、投資家の均一な期待、完全競争的かつ完備した市場（complete market）[5] を仮定すれば、代表的消費者 (representative consumer) を想定できる。このとき、この代表的投資家は消費および投資についての最適な意思決定をしようとするであろう。ただし、ここでは、消費財のインフレ率は確定値と仮定し、本研究では名目による分析と実質によるそれとを区別をしない。代表的投資家は消費者でもあるが、彼はすべての株式を保有していると考えられるから、彼の t 期の消費は $\sum_{i=1}^{N} D_{i,t}(Z_t)$ となる。ただし、ここで資産価格決定に用いる t 期首に利用可能な（時間について nondecreasing な）情報集合を Z_t（$t=0$，1，2，・・・，T）とし、$D_{i,t}$ を企業 i（$i=1$，2，・・・N）の t 期末における正またはゼロの配当とする。また、u_t（c_t）を t 期の消費効用と表わし、その効用関数は危険回避的かつ時間加法的な von Neumann - Morgenstern 型であるとする。いま、効用関数は、２回連続微分可能であるとする。代表的投資家の目的関数は、$E\left(\sum_{s=t}^{T} u_s(c_s) \mid Z_t\right) \equiv E\left(\sum_{s=t}^{T} u_s\left(\sum_{i=1}^{N} D_{is}(Z_t)\right)\right)$ である。このとき、投資家の制約付き最

大化の必要条件と需給の均衡から t 期における均衡株価 $P_{i,t}$ はつぎのように与えられ、これを基本評価式 (fundamental valuation equation) と呼ぶ（Constantinedes (1989)）。

$$P_{i,t} = \mathrm{E}\left(\sum_{s=t+1}^{T} (\partial u_s (c_s) / \partial c_s) / (\partial u (c_t) / \partial c_t) D_{i,s} \mid Z_t \right) \qquad (1-1)$$

任意の l ($< t$) 期においては（1－1）式の Z_t は確率変数となるので $P_{i,t}$ もまた確率変数となる。以降、本研究はすべての資産の価格の分散は有界である、すなわち確率変数としての資産価格は L_2 に属すると仮定する。

この式を一期前の $P_{i,t-1}$ について、期待値演算子のルール (law of iterated expectations) にしたがって変形すれば

$$P_{i,t-1} = \mathrm{E}\left((\partial u_t (c_t) / \partial c_t) / (\partial u_{t-1} (c_{t-1}) / \partial c_{t-1}) (D_{i,s} + P_{i,t}) \mid Z_{t-1} \right) \qquad (1-2)$$

を得る。さらに、（1－2）式を元に、$t-1$ 期首から t 期首までの（総）収益率を $R_{i,t}$ と表わし、その定義式 $R_{i,t} \equiv (P_{i,t} + D_{i,t}) / P_{i,t-1}$ を用いて、（1－3）式を得る。

$$E\left(\partial u_t\left(c_t\right)/\partial c_t\right)/\left(\partial u_{t-1}\left(c_{t-1}\right)/\partial c_{t-1}\right) R_{i,t} \mid Z_{t-1} = 1 \qquad (1-3)$$

この左辺の期待値演算子内の括弧部分すなわち消費の時間限界代替率をm_tとしてさらに書き直せば、このEuler条件は、

$$E(m_t R_{i,t} \mid Z_{t-1}) = 1 \quad \text{すなわち} \quad E(m_t R_{i,t} - 1 \mid Z_{t-1}) = 0 \qquad (1-4)$$

と表せる。（1－4）式は資産の総収益率についてこれを表わす式であり、ただし後者の表現は、これを後で述べるたとえばHansen (1982) による Generalized Method of Moments （以後ＧＭＭと呼ぶ）による検定のため用いられる直交条件として表わしたものである。さらにこの（1－4）式は安全資産の利子率についても成り立つはずなので、１＋利子率をR_fと表わすと、元の資産についての（1－4）式から安全資産の利子率についてのやはり（1－4）式を差し引くことにより、資産の超過収益率 $r_{i,t} \equiv R_{i,t} - R_f$ について、

$$E(m_t r_{i,t} \mid Z_{t-1}) = 0 \qquad (1-4)'$$

が成立する。

投資家は代表的投資家なので、この個人の最適化条件は市場の均衡条件でも

ある。このときの m_t を　pricing kernel と呼ぶことにする[6]。また、別の解釈としては、これは確率的割引率 (stochastic discount factor) とも呼ばれ、収益率との積の条件付き期待値をゼロにすることから、収益率をマルチンゲールに変換する確率変数と解釈され得る。この（１－４）式、または（１－４）´式が、均衡においてすべての資産（総）収益率あるいは超過収益率がそれぞれ満たさなければならない Euler 条件であり、これを条件付き資産価格理論 (conditional asset pricing theory)と呼ぼう。

このような形での、条件付き資産価格理論の均衡解の存在と一意性は、Hansen and Richard (1987) によりHilbert 空間において証明された。ただし、そこでは、所与の確率空間、価値加法性と価格関数の連続性の仮定に加えて、観察者である econometrician が市場におけるすべての情報を観察可能であり、またこれを含めた状態変数の evolution が ergodic であるという仮定も用いられている点を、本研究以下の各章での検討に関連して注意しておこう。

次に、無条件資産価格理論 (unconditional asset pricing theory) は、先に資産価格が L_2 に属すると仮定したことから、上式に　law of iterated　expectations　を適用し、

$$\mathrm{E}\ (m_t R_{i,t} \mid Z_0) = 1 \qquad (1-5)$$

と表わされる（Constantinedes (1989)）。すなわち、情報 Z_0について定義される（１－５）式の関係は、最初にすべての確率構造についての情報が分っている

単純構造、すなわちnull setと全標本空間のみから成るtrivialなσ-algebra として解釈される(Hansen and Richard (1987, p.598))。実証研究における具体的な適用としては、無条件の一期間ＣＡＰＭ（第２章（２）節）などが、繰り返しデータに適用され、ergodicな仮定のもと、パラメータの平均が取られる場合がこの場合に相当する。

さて、第２章で検討するＣＡＰＭやＡＰＴについての、条件付き（以降、これをＣとも呼ぶ）および無条件（同様に、これをＵとも呼ぶ）の式は、先に定式化した条件付きおよび無条件資産価格理論から、それぞれ必要な仮定の下で展開することから得られる（Constantinedes (1989)、Cochrane (1994)、Ferson (1996a)）。また，第２章でやはり検討する平均ー分散（あるいは平均ー標準偏差）の２パラメータ分析が成り立つフレームワーク（それが、分布についての仮定によっても、効用関数の仮定によってもまたその両方によってもよい）では、上のEuler条件の成立は、たとえば平均ー標準偏差平面（$\mu-\sigma$平面）における、いわゆる「効率的」なポートフォリオの存在を直接的に示唆する（Ferson (1996a)）。ここで、最小分散フロンティアとは、第２章でも再度定義するが、$\mu-\sigma$平面上で、与えられた期待収益率で最小の標準偏差（分散）を生む、すなわち最小分散ポートフォリオの集合を指す。また効率的フロンティアとは、この集合のうちで最も分散の小さなポートフォリオ（これを大域最小分散ポートフォリオと呼ぶ）に対応する期待収益率以上のすべてのポートフォから構成される。すると、第２章で検討する、シングル・ファクター・モデルとしてのＣＡＰＭあるいマルチファクター・モデルを前提とするＡＰＴについ

て、それぞれ「効率的ポートフォリオ」[7]とは、前者ではマーケット・ポートフォリオであり、後者ではファクター・ポートフォリオのある線形結合[8]である。

なお、本章では$\mu-\sigma$平面における最小分散フロンティア上のポートフォリオのことを、以下ＭＶ（minimum variance）であると省略して表わすことにして、条件付き（Ｃについての）のＭＶ性（これをＣＭＶとする）と無条件（Ｕについての）のＭＶ性（これをＵＭＶとする）についての重要な定理を敷衍しておこう。これは、後に検討する実証研究からの含意を正しく解釈するために重要な定理である。

［定理　１］

ｉ）ＵＭＶであるようなポートフォリオはＣＭＶである。

ｉｉ）ポートフォリオがＣＭＶだからと言ってそれがＵＭＶであるとは限らない。

（証明）（Jagannathan (1996)、 Ferson (1996a)、Hansen and Richard (1987)）

ｉ）いま、これが真でないとすると、ＵＭＶではあってもＣＭＶではないポートフォリオが存在することになる。このポートフォリオをq、その収益率をR_qとしよう。もしこれと同じ条件付き期待収益率を持ち、かつＣＭＶなポートフォリオpが存在すれば、　$E_t(R_q^2 \mid Z_{t-1}) - E_t(R_p^2 \mid Z_{t-1}) > 0$が成立する。この不等式の条件付き期待収益率に、それぞれ　law of iterated expectationsを適用していけば、得られる無条件期待値についての不等式は、q

がUMVであることと矛盾する。

ｉｉ）ＣＭＶではあってもＵＭＶとならないポートフォリオの例を作る。いま、次のような２つの資産を考える。すなわち、収益率 R_1, R_2は次のように書かれ（E(R) は与えられた一定値とする）、

$$R_1 = \mathrm{E}(R) + \varepsilon \qquad （P・1）$$

$$R_2 = \mathrm{E}(R) + \zeta \qquad （P・2）$$

ただし、ε、ζは独立で、

$\mathrm{E}(\varepsilon) = 0$, $\mathrm{E}(\zeta) = 0$,

$\mathrm{E}(\varepsilon^2) = \mathrm{E}(\zeta^2) = \sigma^2$（一定）

とする。ここで、εが実現した場合のＣＭＶおよびＵＭＶを作ることにする。（t 期の各個人の富が実現すれば t 期の利子率は確定するが、しかし株式の収益率は $t+1$ 期に企業業績が実現して確定する。したがって、ε が実現した状況を想定することは不合理ではない。また、Hansen and Richard (1987) の証明では、安全利子率が一定でないときに、ＣＭＶは必ずしもＵＭＶとならないことを、一般的な均衡条件の下で示している。）

まず、条件（Ｐ・１）、（Ｐ・２）より、この２資産からのＵＭＶポートフォリオは、最小分散ポートフォリオを作れば得られ、このとき各資産投資比率は５０％のポートフォリオである。

一方、残差項εの実現値（この情報εが実現した条件付き下では、資産１は安全資産となる）に条件付けられた最小分散ポートフォリオを考えれば（図１－１参照）、便宜上ε≠０とするとき、ＣＭＶポートフォリオは、標準偏差ゼロの期待収益率軸上のE(R)＋ε 座標から出発し、資産２の（E(R)、σ）座標とを結んで作られる半直線上と、同じ点から期待収益率軸上で折り返した半直線上である。したがって、ＣＭＶだがＵＭＶとならない点が存在することが示せた。（証明終り）

したがって、最小分散フロンティアの部分集合である効率的フロンティアについても同様にして、いま与えられたポートフォリオが無条件の効率的フロンティア上であることと整合的な証拠を示すことは、これが条件付きの効率的フロンティア上であることを含意し、一方、条件付きの最小分散フロンティア上であることと整合的な証拠を発見することは、必ずしも無条件において効率的フロンティア上であることを保証しないことが明らかになった。

Hansen and Richard (1987) においては、この世に存在するあらゆる情報を前提として任意の情報集合について、条件付き資産価格理論が導出されている。一方、近年における多くの実証研究においては、情報操作変数を用いた条件付き資産価格理論のテストが採用されている。これはある特定の情報を条件付きとした資産価格理論のテストに過ぎない。正しく条件付き資産価格理論をテストするためには、条件を構成するすべての情報を特定化する必要がある。しかし、これは、一般に不可能と思われる。すなわち、条件付き資産価格理論自体の検

証には、重大な識別問題が存在するのである[9]。われわれは、したがって、一般的定式化としての条件付き資産価格理論を基本命題にするものの、第５章における実証においては、主として無条件で資産価格付モデルを実証テストし、同時にそのポートフォリオが無条件最小分散フロンティア上にあるかどうかを問うことにする。さらに、このとき本節でみた、真の確率空間が所与であれば論理的には imply されるはずの条件付きの最小分散性は、すべての情報を用いない通常のデータ観察による推定では、必ずしも保証されない（ Hansen and Richard (1987, p. 601)）。

（４）資産価格理論実証のためのフレームワーク

今 ergodic あるいは より強い mixing な過程（White (1984, pp. 40-49) の定義による）の仮定の下、時系列平均値を用いることにより、資産価格理論を事前情報集合を用いずテストする無条件の資産価格理論の実証問題を考えよう。期待収益率を全期間からのベータで説明しようとする試み はその例である。また、市場効率性との複合仮説として無条件資産価格モデルを用いたテストとしては、たとえば、投資信託のパフォーマンスを測定するために、全期間のファンドのベータ、ＣＲＳＰ株価指数、および短期財務省証券利子率の期間平均の線形結合をそのベンチマークとして用いた 古典的 Jensen (1968) の研究や、同じく会計情報の「意味内容」（第５章（１）節の会計情報の実証に関して定義する）を実証するために Ball and Brown (1968) らがベータを用いたのがその例である。

一方、期首に利用可能な情報を用いてそれに基づいて資産価格理論をテスト

する方法、たとえば、 Fama and French (1988b) が行った配当利回りの実現値による収益率の予測性に関する実証研究や、古典的な Fama and MacBeth (1973)によるＣＡＰＭの time-varying なベータ係数の変化を許容する２ステップ法の分析などは、明示的ではないが情報と資産価格の条件付きの関係の実証であるといってよいであろう[10]。

情報操作変数を用いたときの、ＧＭＭによる Euler 条件の orthogonality テスト（たとえば、Hansen and Singleton (1982)）や、同じく資産価格の線形式をクロス・セクションに調べる実証研究（たとえば、Ferson and Harvey (1991a)）などは、すべて条件付き資産価格理論を支持仮説とした、下の（１－６）式に基づく、サンプル全体からみればモーメント制約について unconditional となるテストである。すなわち、このようなＧＭＭテストは、上述（１－４）´式に基づいて、下の（１－６）式のような、通常は overidentified な orthogonality conditions をある正定置な matrix に対して2 次形式化したスカラー量を最小化する検定として行われる。このときの自由度は（資産数ｘ操作変数）－パラメータ数であり、Hansen (1982) の optimal weighting matrix に対してはこの自由度によるカイ２乗検定が用いられる（いわゆる Hansen の J_T統計量）。また、より一般的な weighting matrix に対しての証明は Jagannathan and Wang (1993) にあり、このとき自由度１のカイ２乗変数の与えられたテストの自由度の数の和として検定量が得られる。この２種類の統計量は、第６章の日本データに関する著者による無条件の人間資産ＣＡＰＭの検定に用いられる。無条件資産価格理論のテストにおいても、同じようにＧＭＭテストは適用され得るが、ただしこのと

き自由度は資産数から求めるパラメータ数を引いたものでなる。なお、just identified である場合のテストの退化性質については Newey and West (1987, proposition 1) において示され、この特殊な実例はＣＡＰＭのテストに関連して Ferson and Jagannathan (1995，p.28) にある。

さて、条件資産価格理論の表現として下のような（１－６）式は、（１－４）´式よりも弱い条件である。⊗はクロネッカー・プロダクトを表わす。いま、第 i 資産の超過収益率を第 i 要素とする N 次元列ベクトルを r_t、さらに情報 Z_t を L 次元列ベクトルとする。したがって、資産の数が N、情報操作変数の数が L であるから、orthogonality conditionの式の数は N x L である。このとき、求めるパラメータ数は pricing kernel である m_t を明示化したモデルに依存しており、上述のように検定においてはパラメータについて２次形式を最小化する。

$$\mathrm{E}((m_t r_t) \otimes \mathbf{Z}_{t-1}) = \mathbf{0} \qquad (1-6)$$

ここで、$\mathbf{0}$ は N x L のゼロ行列である。

さて、前節（１－１）式の基本評価式は、通常ファイナンスの実務分野においては、配当割引モデル（dividend discount model, ＤＤＭ）と呼ばれる式の形式によっても表現できる。すなわち、第 i 企業の均衡 株価 $P_{i,t}$ は、

$$P_{i,t} = \mathrm{E}\left(\left(\sum_{s=t+1}^{T} D_{i,s} \right) / (1+\rho)^{s-t} \mid Z_t \right) \qquad (1-7)$$

ただし、

$$\lim_{T\to\infty} \mathrm{E}\left(P_{i,t+T} \ / \ (1+\rho)^{t+T} \mid Z_t \right) = 0 \qquad (1-8)$$

と表現される。ただし、ρ は割引率であり、ここでは一定と仮定する。すなわち、このような配当割引モデルは、pricing kernel を定義した（１－４）式における確率的割引率が、一定値に退化したものともいえる。

いま任意の確率変数 x, y について一般的に $\mathrm{Var}\left(\mathrm{E}\left(x \mid y\right)\right) \leqq \mathrm{Var}\left(x\right)$ が成り立つので、（１－７）式の左辺が条件付き期待値であることより、

$$\mathrm{Var}\left(P_{i,t}\right) \leqq \mathrm{Var}\left(\sum_{s=t+1}^{\infty} D_{i,s} \ / \ (1+\rho)^{s-t}\right) \qquad (1-9)$$

すなわち、条件付き期待値である（１－７）式の左辺の分散を取ったものすなわち（１－９）の不等式の左辺自体が、事後的な無条件な分散すなわち（１－９）の不等式の右辺以下でなければならない。これが、Shiller (1991) が資産価格の非合理性を示すために用いた分散限界 (variance bounds) であり、ＤＤＭモデルにより右辺が推定され、これが合理的価格の分散の上限を表わす。しかし、左辺の現実価格はこの理論価格よりも大きく変化することから、分散限界が破られてしまうことが実証されるのである（ Shiller (1991) ）。

しかし、Cochrane (1991) は、１）この（１－９）式の　volatility testと（１－

4）または（1－4）´式の　Euler条件のテストとが実は同じ式のテストであること、2）かつ後者の方が誤差分布の自己相関が無い点と配当割引モデルにおける近似仮定を必要としないという2点で優れていることを示した。また、Hansen and Jagannathan (1991) は、別途 Euler 条件の pricing kernel (stochastic discount factor) に関する分散限界を導き、このとき Shiller (1991) の分散限界概念を特殊な場合とする。この方法における最大の利点は、資産価格理論の具体的モデルを用いることなく、無裁定条件のみから価格変動限界を導ける点にある。

最後に、ＧＭＭによる orthogonality テストは、帰無仮説を（1－6）式とする検定であり、これが棄却されないとき資産価格理論も棄却されないという性格のテストである。したがって、いま異なる資産価格付けモデルの優劣を比較したいときには、この方法は適当でないとされる。なぜならば、標本誤差の大きいモデルの方が、ゼロ制約に近くなる可能性があるからである。この問題を避ける観点から、Hansen and Jagannathan (1994) は、前述のHansen (1982) の optimal weighting matrix を用いるＧＭＭにおけるカイ２乗検定統計量として用いられるいわゆる J_T統計量に対して、制約付きで J_T統計量と同値となる新しい統計量（これを HJ 統計量と呼ぼう）を導出した。これは、最大の価格付け誤差の距離を探索するという方法であり、結果的には、モデルに依存しない weighting matrixを用いて上の標本誤差からの問題を避けることができる。この HJ 統計量を用いてモデルの優劣を論じた例は、米国についての Jagannathan and Wang (1996a) や日本についての Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995,

1997) があり、本研究第６章ではこの日本についての新しい実証研究を基に日本の株式データについての資産価格理論のモデル選択を検討する[11]。

（５）equity risk premium puzzle と資本市場の不完備性

多期間の資産価格理論では、企業の生産技術が与えられ、かつ加法的効用関数および初期の富を所与としたとき、投資家の多期間にわたる最適解と需給均衡の条件より、（多くの場合複数の）状態変数と株式の均衡収益率との動学的な関係が記述される。多期間の資産経済均衡の定式化には、Merton (1971), Cox, Ingersoll, and Ross (1985a)、Lucas (1978) によるものなどがあるが、Lucas (1978) のモデルを元に、生産に関してより簡単なマルコフ構造を仮定して、多期間資産経済における株式収益率の安全資産にたいする均衡超過収益率、すなわちリスク・プレミアムおよび効用関数の危険回避度との理論的関係を、１８８９年から１９７８年までの米国年次データと比較した研究が、Mehra and Prescott (1985) である。

この結果は、equity risk premium puzzleとしてよく知られている。いま、$u(x) = x^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ （$0 < \gamma < \infty$）という power function 型の一期間効用関数から time separable したがって時間加法的な効用関数を作り、生産についてマルコフ過程を前提として、代表的投資家に関して得られる均衡解に基づき、さらに合理的と思われる相対的危険回避パラメータの範囲、すなわち、γの１０以下の範囲で考えたとき、この単純なcalibration モデルから得られる最大の risk premium は０．３５％であった。一方、米国データからの歴史的 risk premium

は、５．２％（（Ｓ＆Ｐ５００株式収益率の６％）マイナス（財務省証券安全資産利子率の０．８％））であり、モデルはこの現実データの大きさを説明できなかった。ところで、この puzzle の要因の説明として Mehra and Prescott (1985, p.159) は、個人間の時間を経た取引における制約や、次世代との契約の不可能性など、非 Arrow - Debreu 的な市場要因によりこれが説明可能になり得るという。さらに、この puzzle は、危険資産の収益率が安全資産の利子率に対して高すぎるというだけでなく、安全資産の利子率自体も低すぎる、すなわち、いわゆるriskfree rate puzzle としてもよく知られている（Weil (1989)）。

現在、米国データについては、少なくとも、安全資産についての利子率が低すぎるというパズルは解決できるものの、危険資産と安全資産の利回り差の大きすぎる観察現象、すなわち equity risk premium puzzle の方は、いまだ未解決であるという（Kocherlakota (1995)）。また、日本データについても、 equity risk premium puzzle が存在するかどうかについて、Hamori (1992) は、総務庁家計調査消費データに基づき、操作変数を用いたＧＭＭによる orthogonality conditions のテストにより仮説を棄却せず puzzle の存在を肯定しないが、一方 Roy (1994) は、国民経済計算からの総消費および羽森とは異なる操作変数の選択によりこれを棄却しており、これについての最終的結論はまだ出せない。

これら２つの puzzle に対しては、資産価格理論のフレームワークにおいては、異なる効用関数を用いて解決しようという試みと、市場要因から説明しようという試みとがあると考えられる。たとえば、Kocherlakota (1995) は、その展望の中で、１）通常用いられる time separable な効用関数の制約、２）不完備市場

における個人に対する保険の不十分さ、３）市場取引費用（借入制約、取引費用、市場分割）の存在とに分けて、その原因を検討している。

１）については、たとえば、いわゆるＧＥＵ効用関数（generalized expected utility）（Epstein and Zin (1989, 1991)）を用いることにより、riskfree rate puzzle は解決するものの、equity risk premium puzzle は解決しないと云う（Kocherlakota (1995, section III. 1.）。なお、Ferson and Constantinedes (1991) の研究においては、habit formation （補完財としての異時点消費）と消費の durability とを同時に効用関数に導入して、これを説明しようとしている。

２）および３）については、たとえば、 Heaton and Lucas (1996) がこれらを総合的に、ＰＳＩＤ調査データに基づくcalibration によりシミュレーション分析を行い、借入制約は risk premium puzzle の半分近くを説明できるが、現実の危険資産収益率や安全利子率を説明するためには非現実的に大きな取引費用を仮定しなくてはならないことを分析した。さらに、市場が不完備なとき、たとえば、借入制約の一種として、取引のマージンに投資家が制約されるとき、資産価格は、 friction が無いときに比べて、短期金利、配当、資産供給量の変化にたいしてより大きく変化すること（overreaction）が、一般均衡モデルにおいて Aiyagari and Gertler (1995) により分析された。

不完備市場においては、個人にとって保険不可能なリスクが存在する（簡単な数値例としては、 Sheinkman (1989, section II.）をみよ）。このときの資産価格付け問題については、最近多くの研究がそのフロンティアで行われている（Constantinedes and Duffie (1996), Telmer and Zin (1995), Cochrane and Saá-

Requejo (1996)）が[12]、この分野における研究方向は、主として完備市場における資産間の相対価格付けの実証を主要問題とする本研究とはやや異なるものの、第7章で展望するときには非合理性を仮定する代替的価格付け理論およびそれを支持する実証結果に関連して、これらの代替理論に対する aggregate risk の存在と個人の idiosyncratic risk　とを強調した合理的フレームワークからの解答として重要である。

第１章脚注）

１）本研究においては、資本構成問題したがって自己資本と負債資本の調達の選択問題には触れず、株式資本による調達を主として考える。したがって、株式市場を資本市場とほぼ同意味で使い、株式の分析を主として行う。本研究ではその範囲外とする債券の評価問題は、たとえば久保田（１９８４ｂ）において簡単に展望されている。なお、第６章においては、資産の分類に、株式のみならず人的資産の価値変化をも加えて分析をする。また第９章においては、派生証券の評価問題についても触れ、とくに株式の評価との関連性を検討をする。

２）ただし、ここでは、いわゆる unanimity の条件が成立していると仮定する（Hart (1979)）。

３）条件１）⇒　条件２）の成立は、本文で述べたように、pricing kernel の正負に依存するが、これに関連した計量経済学的問題と解決法については、Hansen and Jagannathan (1994) をみよ。

４）たとえば、ＣＡＰＭの普及の歴史および実証についての最近の展望としては、Jagannathan and McGrattan (1995) をみよ。

５）Arrow- Debreu（Arrow (1971)）証券による定義以外にも、たとえば、Green and Jarrow (1987, p. 204) では、完備市場が marketable assets について定義されている。いま marketed assets の集合を $M \subset R^{\Omega}$ (ただし、Ωは elementary outcome の集合とする）、N を可測な任意の部分集合とし、$\sigma(N)$ をすべての $n \in N$ について N を含む最小の sigma algebra、χ_A を事象 $A \subset \Omega$ についての indicator function とするとき、「任意の $A \in \sigma(N)$ について $\chi_A \in M$ かつ M

が単調点列の点収束に関して閉であるとき、financial market は、「$\sigma(N)$ 完備」(complete) である。」という。このような定義は、市場への派生資産の導入の意義を知るために有用である。

さらに、 Dybig and Ingersoll (1982) において調べられたＣＡＰＭに対して裁定をもたらす資産、たとえばオプションは存在しないものと単純化しておき、第９章でのみオプションを導入する。ただし、同じ意味で、第８章で検討するように、マーケット・タイミング投資戦略は、オプションと同じような裁定機会を生む（たとえば、Glosten and Jagannathan (1994) および本研究第９章（３）節をみよ）。

６）Cochrane (1994) は、この Euler 条件を元に、条件付き請求権の評価モデルと消費ベースモデルがファイナンス論の基本モデルであるとして、他のＡＰＴ等のモデルを応用として捉える展開をしており、他の多くのファイナンス論の研究書とは異なる展開順序を取っている。本研究においても、Constantinedes (1989) のフレームワークを基礎とする点では、 Cochrane に近いが、派生資産は第９章で検討するように、ゼロ供給であるところから、本章（１）節で定義した「資産」の均衡価格のいわば shadow price としてこれを捉えており、Cochrane とは異なる。

７）この点については、第２章でより詳しく検討する。

８） 第２章および Huberman, Kandel, and Stambaugh (1987)、Grinblatt and Titman (1987) を参照せよ。

９）この非識別性を、Cochrane (1994)は　Roll's critique (Roll (1977))と対比させ

て、Hansen-Richard critique　と呼び、条件付き資産価格理論による実証テストの解釈の困難さを指摘する。しかし、本研究第６章で検討するように、Jagannathan and Wang (1996) や Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995) によりＣＡＰＭにおけるマーケット・ポートフォリオの識別問題への現実的なより良い近似が与えられたが、同じく条件付き資産価格理論においても情報操作変数のより良い組み合わせ（十分統計量に近いという意味で）を見つけるための研究の蓄積により十分に受け入れられた操作変数の組み合わせを普遍化することは重要である（たとえば、Ferson and Harvey (1991a)）。

１０）このような実証例においては、投資家の（変化する）毎期首の富額に条件付けられたという意味での１期間ＣＡＰＭの繰り返しの適用が、暗黙に時系列データに適用されている。

１１）条件付き資産価格理論の Euler 条件ゼロ制約仮説のＧＭＭ推定における specification errorの影響やサンプルの collinearity　からの影響などについては、Cochrane (1994, section 9)が詳しい。

１２）このときの価格付け問題の展望については、Duffie (1990)をみよ。また、不完備市場における複数解の存在についての分析は、Cass (1990) が詳しい。なお、不完備市場における厚生経済学的分析の例としては、counter cyclical policy の効果を分析した Atkeson and Phelan (1994)などがある。

第２章　資産価格理論

ポートフォリオ理論の基礎である 平均一分散フレームワークが Markowitz (1952, 1959) によって創始されて以降、この理論は均衡理論の枠組に組み込まれ、資産価格理論の重要な一つであるＣＡＰＭ（capital asset pricing model、資本資産評価モデル）として整理発展された。また、裁定価格付け理論いわゆるＡＰＴ（arbitrage pricing theory、裁定価格理論）がＣＡＰＭの実証面での欠陥を補う目的で発展された。他方、応用においては Sharpe (1963) によるマーケット・モデル (market model) の開発は、必要推定パラメータ数の減少をもたらし、１９６０年当時の計算機技術の下では、株式証券のリスクの推定は劇的に容易になった。ここに、ＣＡＰＭが事前的期待値を与え、その実現値をマーケット・モデルにより推定する方法が、広くファイナンス論、会計学、実証経済学において実証研究の通常の方法として用いられるようになった（Fama, Fisher, Jensen and Roll (1966), Ball and Brown (1968), Harris (1976)）。さらに、現在ではコンピュータの計算速度の超高速化により、大規模な分散共分散行列、ならびに非負制約条件付きポートフォリオ問題についても最適解が極めて短時間にもたらされるようになっている（Markowitz (1987)）。

本章では、ポートフォリオ理論を基にした資産価格理論のうち、その核心とも言えるＣＡＰＭ，さらには、一種の発展形であるＡＰＴをそれぞれ、次の点を重点に検討する。すなわち、ＣＡＰＭにおけるマーケット・ポートフォリオ、またＡＰＴにおける線形価格付け理論の基礎を構成する参照ポートフォリオま

たはミミッキング・ポートフォリオの、それぞれ最小分散フロンティア（これを、平均一分散効率性（mean variance efficiency）あるいはＭＶ効率性とも呼ぶことにする）との関係を明らかにする。そのことより、資産収益率のリスクとリターンの関係が、第１章において敷衍した資産価格理論フレームワークの中で明らかになろう。

（1）節においては、最小分散ポートフォリオを定式化、最小分散フロンティア、効率的フロンティアを定義し、また投資家の期待効用最大化問題からの最適条件また分離条件を検討する。（2）節においては、ＣＡＰＭとその成立条件を検討し、ＩＣＡＰＭ (intertemporal CAPM) を導出する。さらに、（3）節では，ＡＰＴを紹介し、かつその成立条件を調べ、（4）節においてこれら線形化価格付け理論とＭＶ効率性との関連を述べる。

（1）最小分散ポートフォリオ、効率的ポートフォリオ、分離定理

Markowitz (1952, 1959) による最適ポートフォリオは、ポートフォリオの期待値に関する制約、および投資比率の和が１になる制約の２つを与えたもとで、ポートフォリオ分散を最小化する問題の解として求められる。この最適化問題を、問題ａ）と呼ぼう。ただし、ポートフォリオ $\boldsymbol{x}^T = (x_1, x_2, \ldots\ldots, x_N)$ は N 次元の実数値行ベクトルすなわち $x \in R^N$とする。また、上付き添字 T は転置を表す。

問題　a）

$$\underset{x}{\text{Minimize}} \quad \mathrm{Var}(R_p) = x^T \Sigma x \ , \tag{2-1}$$

$$\text{subject to} \quad x^T R = \overline{R} \ , \tag{2-2}$$

$$x^T \iota = 1 \ . \tag{2-3}$$

ただし、R_p は、N 銘柄からなるポートフォリオの収益率であり、いまこの問題への与えられたポートフォリオ期待収益率は $\overline{R}$ で与えられている。また、ポートフォリオを構成する N 銘柄の証券の収益率構造は2パラメータで表して、この期待収益率の（列）ベクトルを R、また分散共分散行列を Σ で表し、これに正定値行列を仮定する。すなわち、この仮定は、N 資産のいずれもが確率変数として他の変数の線形結合として表現され得ないことを意味している。なお、ポートフォリオ x におけるそれぞれの要素は各証券への投資比率であり、ι は、すべての要素を1とする Nx 1のベクトルをここでは表わす。問題 a) においては、通常のラグランジュ乗数法により、一意の解が定まる。

次に、追加的制約式として、投資比率が非負であること、すなわち空売りができないことを追加する。これを問題ｂ）と呼ぼう。

問題ｂ）

$$\underset{x}{\text{Minimize}} \quad \mathrm{Var}(R_p) = x^T \Sigma x, \tag{2-4}$$

$$\text{subject to} \quad x^T R = R, \tag{2-5}$$

$$x^T \iota = 1, \tag{2-6}$$

$$x_i \geqq 0 \quad , \quad i = 1, 2, \ldots\ldots, N. \tag{2-7}$$

Σは、正定値であるので、問題ｂ）において、Karush-Kuhn-Tucker 条件（K．K．Ｔ．条件）を満たす一意の解が存在する。

問題ｂ）のバリエーションとして、ある銘柄への投資に上限が設定されたり、逆に下限が存在するといった追加的な制約条件が附加されたとしても、問題とその解法は本質的に同じである[1]。

以下の議論においては、主として問題ａ）を考えよう。なぜなら、以下ではわれわれは完全競争的な資本市場を仮定し、したがって空売りにたいしても制約を課さないことを想定するからである。

さて、問題 ａ）が現実の資産市場を正しく記述しているためには、投資家の効用関数が危険回避的であり、個別株式の収益率の分布が２パラメータ族に族し、かつ和の演算について閉、すなわちポートフォリオの収益率も同じ分布に族していればよい。Fama (1966) の stable Paretian distribution に関する実証研究より、米国の株式データについては、この正規分布よりも fat tail をもつ分布が

現実により妥当することが判明してはいるが、理論研究において、単純化のため株式収益率について正規分布の仮定をすることが多い。なお、第９章の株価指数先物に関する検討における図９－５では、日本の株価指数（日経平均終値）の価格変化率の日次データの度数分布が、指標限月の先物価格系列の価格変化率とともに示されているが、この株価指数の分布については、図からやや正規分布よりも尖度が高くかつ歪んだ分布となっていることが読み取れる（その統計量は第９章に示されている）。また、仁科＝田畑（１９８５）は、日本の個別株式の収益率分布が stable Paretian distribution に従い、正規分布から逸脱するものもあることを実証している。しかし、本研究の理論分析においては基本的に、われわれは個別株式および指数の収益率は、正規分布に属すると仮定することにする。

以下ではさらに、投資家は、危険回避的な von Neumann-Morgenstern 型 効用関数を持つと想定する。その結果、彼は他を一定としたとき期待収益率の増加を選好するが、同じく他を一定として、標準偏差（分散）の増加を嫌悪することになる。

ここで、第１章で用いた最小分散フロンティアおよび効率的フロンティアを再度定義することにする。いま、まず危険資産のみについて考える。

（定義）「最小分散フロンティア」：　危険資産について、問題ａ）または問題ｂ）の解を、ポートフォリオの期待収益率の実行可能なすべての値に関して求め、その結果得られた最適なポートフォリオの期待収益率と標準偏差（分

散）の組み合わせの集合、あるいはその組み合わせの平均ー標準偏差平面（これをμーσ平面と呼ぼう）上での軌跡 のこと。

問題ａ）については、これはμーσ平面上で双曲線 （Merton (1972)）となる。他方、問題ｂ）については、連続な曲線となるが非負制約から kink が存在する可能性があり（Dybig (1984)）、必ずしも双曲線とはならない。

次に、「効率的フロンティア（efficient frontier）」を定義する。

（定義）「効率的（ＭＶ効率）フロンティア」：最小分散フロンティアのうち、標準偏差を一定としたとき期待収益率が劣るポートフォリオを除外した結果得られるすべての期待収益率と標準偏差の組み合わせ。

そして、最後に資産価格付けに関連して重要な性質を持つ（Roll (1977)）ポートフォリオを定義しておく。

（定義）「（大域）最小分散ポートフォリオ（global minimum variance portfolio）」：最小分散フロンティアのうち、最も分散の小さなポートフォリオのこと。

いま危険資産のみについて効率的フロンティアを考えるとき、それはポートフォリオのすべての実行可能な期待収益率について解いた、問題ａ）または

b）の解の集合のうちで、大域最小分散ポートフォリオ未満の期待収益率をもたらす組み合わせをすべて排除した残りの部分集合である[2)]。一方最小分散フロンティアとは、本研究においては実行可能なすべての期待値に対して最小分散をもたらすすべてのポートフォリオの集合を意味する。効率的フロンティアは最小分散フロンティアの部分集合である。また、安全資産の存在する場合にも上での各定義は拡張可能であり、とくに効率的フロンティアは重要である。

以下では、危険回避的投資家について、その危険回避度は異なり得る（効用関数が異なっても、また同クラスで初期富が異なってもよい）が、ポートフォリオ収益率の分布パラメータに関しては意見が一致する（均一期待（homogenous expectations））ような、２期間消費ー投資問題を考えよう。さらに、この投資家が資産を交換する（Mossin (1966)）場としての資産市場に以下のような完全競争の仮定を置く。

すなわち、

1）取引費用がない。

2）資産は無限に分割可能である。

3）空売りが可能である。

4）安全資産が存在し、借入利子率と貸出利子率は所与かつ同一であり、その貸借額の制限は無い。

5）投資家はプライス・テーカーである。

である[3)]。

さて、資産市場においては、富に対する制約条件付きの期待効用の最大化問題は、現在と将来の消費から得られる期待効用をポートフォリオの期待収益率、分散について同一の富に対する制約条件の下で最大化する問題としても等価に表現できる（Fama and Miller (1972)、久保田（１９８９、第６章、１４９－５０頁））。そしてこのとき、投資家の主体均衡条件は、投資家 i の von Neumann and Morgenstern 型効用関数を $U_i\,(\,C_i^0,\ \tilde{C}_i)$　ただし、C_i^0 は今期の消費、$\tilde{C}_i$ は来期の消費とし、x_{ij}　を第 i 投資家の証券 j への投資比率、$\tilde{R}_p$ を最適ポートフォリオの収益率としたとき、任意の２つの資産である証券 $j, k\,(j \neq k)$について下記のように表現される。

$$-(\partial \mathrm{E}(U_i\,(\,C_i^0,\ \tilde{C}_i))/\,\partial\,\sigma(\,\tilde{R}_p\,))/(\partial \mathrm{E}(U_i\,(\,C_i^0,\ \tilde{C}_i))/\ \partial \mathrm{E}(\tilde{R}_p\,))$$

$$= (\mathrm{E}(\tilde{R}_j) - \mathrm{E}(\tilde{R}_k))/(\partial\,\sigma(\tilde{R}_p)/\partial\,x_{ij} \quad - \partial\,\sigma(\tilde{R}_p)\partial/x_{ik}\ ) \qquad (2-8)$$

すなわち、（２－８）式は左辺において、投資家の期待効用に対する期待収益率と標準偏差についての限界代替率が、任意の２つの証券について、この２つの証券の期待収益率の差とこれらの証券のポートフォリオ標準偏差への限界的貢献の差との比率に等しいことを意味する。さらにこの式の k 資産を安全資産として、さらに需給の均衡条件から投資比率をすべての投資家について合計すれば、ＣＡＰＭが導出される（久保田（１９８９、６章、１５１－３頁）。

しかし、ここで各投資家に選択される最適ポートフォリオは効率的フロン

ティア上のポートフォリオに限られることに注意することが本節では重要である。すなわち、危険回避的投資家は、期待収益率が一定ならば、標準偏差の小さなポートフォリオを選択し、標準偏差が一定のときには、期待収益率の大きなポートフォリオを選好する者であったから、最小分散フロンティアに属するポートフォリオを選好する者でもある。ところで、投資家の期待収益率と標準偏差に関する無差別曲線の傾きは期待効用の期待収益率と標準偏差に関する限界代替率に－1を乗じたものに等しいので、正となる。それゆえ、投資家は最小分散フロンティアの傾きの正の部分、すなわち効率的フロンティアに属するポートフォリオを選択することになるのである[4)]。すなわち、図により考えると、$\mu-\sigma$平面上の無差別曲線により投資家の期待効用レベルの大小を表したとき、それがμ軸に関して凹で表される。いま空売り制約が無いと仮定しているので一方のポートフォリオ実行可能集合は凸集合であり、 Separating Hyperplane Theorem より各投資家は唯一の最適（危険資産）ポートフォリオを常に選択する。そして、このときの最適ポートフォリオは、問題ａ）についての最小分散フロンティアのポートフォリオから、大域最小分散ポートフォリオを除いたそれ以上の期待収益率を持つ部分集合から選ばれる。このポートフォリオを、危険回避的な投資家（$\mu-\sigma$平面上で無差別曲線がμ軸に関して凹で表されるという意味で）にとっての「最適危険資産ポートフォリオ」と呼ぼう。

いま、投資家は均一な期待を持つと仮定したので、すべての投資家にとっての効率的フロンティアは同一である。そして、危険回避度や富の異なる投資家は、効率的フロンティア上の異なる各点を最適危険資産ポートフォリオとして

おのおの選ぶであろう。しかし、危険資産のみを考えたときに、すべての投資家にとって効率的フロンティアを構成するポートフォリオをN個の資産から作る問題は、各投資家が自己の危険回避度に従って効率的フロンティアからポートフォリオを個人ごとに選択する問題とは独立である。周知のようにこれは、分離定理とよばれる。さらに、正規分布を仮定しているので、このとき本節の以下で述べるいわゆる２ファンド（ここではポートフォリオと同義）の分離定理が成り立つ（Ross (1978, pp. 265-77)）。

このとき、最小分散フロンティア（それゆえ効率的フロンティア）は２つのファンドのみによって作られ得る（spanned）。すなわち、危険資産のみからなる最小分散フロンティア上の大域最小分散ポートフォリオではない任意のファンドと、その存在定理が Roll (1977) によって証明されているこれと直交するやはり最小分散フロンティア上のもう１つのファンドを選ぶことにより、最小分散フロンティア上の任意の点（ポートフォリオ）を作ることができる。また、安全資産を導入すれば、安全資産を一つのファンドとし、さらに安全利子率から平均ー標準偏差平面上で張った半直線と最小分散フロンティアとの接点に対応する[5] 危険資産ポートフォリオがもう１つのファンドとして唯一存在し、やはりこのとき２ファンド分離が成立する。

安全資産を導入するとき、均一な期待の仮定のもとでは、すべての投資家は効率的フロンティア内の同一の接点ポートフォリオ、すなわちマーケット・ポートフォリオおよび安全資産とを組み合わせた最適ポートフォリオを持つ。このときの最適ポートフォリオのすべての組み合わせがＣＭＬ（資本市場線）

と呼ばれるものであり、さらに、個別株式あるいは効率的でないすべてのポートフォリオについて成り立つ関係式がＣＡＰＭの本質であるＳＭＬ（証券市場線）である（Fama and Miller (1972)、久保田（１９８９、第８章３節））。

一般に、任意のポートフォリオ収益率分布に対して、ある投資比率で作られたK個（$K<N$）のファンドが確率優位となるときKファンドの分離が成立していると言われる（Ross (1978)）。収益率の分布が分離族なる分布に属するときこれが成り立ち（Ross (1978)）、K個のファンドはファクター・ポートフォリオをそれぞれ構成する。このときには、N個の資産から作られる最小分散フロンティアがKファンドのポートフォリオによってspanされることになる（Kandel and Stambaugh (1989)）。しかし、Kファンドの分離（$K>2$）定理が成立するための必要十分条件とは、資産収益率がKファクターの線形結合により記述されこれが最小分散ポートフォリオをspanすることである（Ross (1978, p. 278)）。このKファンドの分離条件は、効用または収益率の分布に対する比較的単純な仮定によりＣＡＰＭの２ファンド分離定理が成り立つのと比較して、はるかに強い条件である[6]。したがって、本章（３）節で述べるように、K個のファクター・ポートフォリオの組み合わせから、より弱い条件のもとで、効率的フロンティア上のポートフォリオが作れるという性質の方が、より理論応用性が高いといえよう。

（２）資本資産価格理論（ＣＡＰＭ）と成立条件

いま、資本市場において、前節における投資家に対する均一な期待および仮

定（1）から（5）までが成り立っているとしよう。さらに、以下の仮定ａ）または仮定ｂ）の少なくともいずれかが成り立つとき、ＣＡＰＭは成立する。この導出は、ａ）の場合には、たとえばMossin (1973) に詳しく、また　ｂ）の場合には、Ross (1978) における２ファンド分離の成立と安全資産（または、ゼロ・ベータ・ポートフォリオ）の存在とからＣＡＰＭは得られる。２ファンド分離の前提となる確率優位は期待効用の優位性と同値であるので、それは２パラメータの期待効用最大化条件から導出されたＣＡＰＭと一致することになる。具体的な導出については、前節（２－８）式に関連して述べた手順から得られる（久保田（１９８９））。

すなわち、次のａ）、ｂ）の少なくともどちらかが成り立つとするのである。

仮定　ａ）投資家の von Neumann - Morgenstern 型効用関数は２次関数である。

仮定　ｂ）証券の収益率は、Ross (1978) に定義される、２ファンド分離族に属する。

このとき１期間モデルとしての（無条件）ＣＡＰＭは、

$$E(R_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i \qquad (2-9)$$

と書かれる。ただし、いま証券 i の収益率を $R_{i,t}$ として、マーケット・ポートフォリオの収益率を $R_{m,t}$ 、また Black 型ＣＡＰＭをも含んで考えることにして、

ゼロ・ベータ・ポートフォリオの収益率を$R_{0,t}$（これを安全資産で置き換えるときには$R_{f,t}$）として、

$$\gamma_0 = R_{0,t} \qquad (2-10)$$

$$\gamma_1 = (E(R_{m,t}) - R_{0,t}) \qquad (2-11)$$

$$\beta_i = \mathrm{Cov}(R_{i,t}, R_{m,t}) / \mathrm{Var}(R_{m,t}) \qquad (2-12)$$

である。

ＣＡＰＭが以下の（２－１３）式のように書かれるとき、これを条件付きＣＡＰＭとよぶ。ただし、Z_{t-1}は期首に利用可能な情報集合である。

$$E(R_{i,t} \mid Z_{t-1}) = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}\beta_{i,t} \qquad (2-13)$$

（２－９）式は、市場が均衡していれば各証券の期待収益率は１つのファンド、すなわちマーケット・ポートフォリオとこれに対して直交したゼロ・ベータ・ポートフォリオ[7]（あるいは安全資産）との組み合わせで記述することができることを示している。ただし、この２ファンド間の組み合わせは、投資家の異なる危険回避度を反映して、それぞれ異なるであろう。

安全資産が存在するとき、$\mu-\sigma$平面上でマーケット・ポートフォリオと安全資産を結ぶ直線は資本市場線 (capital market line, CML) であった。これに対し、ＣＡＰＭの本質であり、個別の株式とマーケット・ポートフォリオとの間の関係式は、証券市場線 (securities market line, SML) と呼ばれた。資本市場線の$\mu-\sigma$平面上での傾き$(E(R_{m,t}) - R_{0,t}) / \sigma(R_{m,t})$は、リスクの市場価格 (market

price of risk)と呼ばれ、($E(R_{m,t})$ - $R_{0,t}$) はマーケット・ポートフォリオのリスク・プレミアムと呼ばれる。

なお、（２－９）式では時間添字を t が γ_j (j =1, 2) や β_i に付されていないので、あたかも１期間のＣＡＰＭが繰り返し用いられ、かつ係数ベータやガンマが一定であるかのように書かれている。もちろん、このような仮定は現実的にも理論的にも容認されるものではなく、それゆえ（２－１３）式のような条件付きＣＡＰＭが必然的に重要なものとなる。

しかし以降では、無条件ＣＡＰＭが一回だけ成立する場合について、単純な世界を想定してこれを詳細に分析する。第１章での資本市場の均衡を考えるとき、代表的投資家の Euler 条件に含まれている消費限界代替率は、正の stochastic discounting factor (pricing kernel)を表わし、完備市場の場合にはそれは一意である（Hansen and Richard (1987)、 Constantinedes (1989)、Cochrane (1994, section 3.3)）。そこで、 無条件のEuler 条件は（Constantinedes (1989, section IV）、

$$E(u_W(W_1)R_{i,1}) = 1 \qquad (2-14)$$

と書くことができる。ただし W_1 は確率変数である一期末（終期）の富額、u_W (・) は期末のみに消費する投資家の効用関数の一次導関数である。ここで、効用関数は２回微分可能であると仮定すると収益率が多変量正規分布にしたがうことから $R_{i,1}$ と W_1 とは２変量正規分布となるので、 Stein's lemma より超過収

益率を $r_{i,1} \equiv R_{i,1} - R_f$ と表して、

$$E(r_{i,1}) = (-E(u_{WW}(W_1)) / E(u_W(W_1))) \times Cov(r_{i,1}, W_1) \quad (2-15)$$

が導かれる（Constantinedes (1989, section IV)）。ここに、個別株式のリスク・プレミアムは、富と株式収益率との共分散と投資家の絶対的な危険回避度との積によって決まることが知られる。

一方、ＣＡＰＭを以下のように変形しよう（Jagannathan, Kubota and Takehara (1995)）。すなわち、

$$E[R_{i,t}(\delta_0 + \delta_m R_{m,t})] = 1 \quad (2-16)$$

となる。ただし、

$$\delta_0 = 1/\gamma_0 + (1/\gamma_0)(\gamma_1 E(R_{m,t}) / Var(R_{m,t})) \quad (2-17)$$

$$\delta_m = -(1/\gamma_0)(\gamma_1 / Var(R_{m,t})) \quad (2-18)$$

である。ＣＡＰＭを変形した（２－１６）式とEuler 条件（２－１４）が同値であることは、マーケット・ポートフォリオが効率的フロンティアに属することから、$R_{m,t}$、R_f および市場需給均衡条件より $u_W(W_1)$ が一義的に定まり、さら

に $u_w(\cdot)$ ならびに $\delta_0 + \delta_m R_{m,t}$ が N 次元の超過収益率のベクトル $(\boldsymbol{R} - \gamma_0 \mathbf{1})$ にともに直交することから分かる（Cochrane (1994, section 4.8)）。すなわち、唯一の正の pricing kernel を持つ 場合の Euler 条件（２－１４）式とＣＡＰＭモデルから導かれる（２－１６）式とを、第１章における（１－４）式での後者の表現のように右辺をゼロとして表わせばよい。さらに実証研究では、このゼロ制約式が、第１章で説明したようにＧＭＭなどを用いて検定されるが、そのうちの無条件のＣＡＰＭにのテストは、第６章における著者による人的資産ＣＡＰＭの実証研究結果の検討において、仮説検定およびモデル選択の例をみよう。

次に、ＣＡＰＭを多期間に拡張したものを多期間ＣＡＰＭ（ＩＣＡＰＭ、intertemporal capital asset pricing model）と呼ぶが、これはMerton (1973) により最初に導かれた。その後、Cox, Ingersoll and Ross (1985a) などにより一般均衡モデルに発展されるにともない、Merton モデルにおける利子率一定の仮定や投資機会一定の仮定、それゆえ複数のベータ係数一定の仮定は、必ずしも一般的ではないことが判明した（Constantinedes (1980)）。

ところで、Merton (1990)では、まず一般的な投資機会の下での多期間の消費、投資に対する解から出発し、次に投資機会を制約することによりＩＣＡＰＭが導出されている。また、この場合 Merton は利子率を外生変数として取り扱っている。内性的に利子率が一定となる特定の場合は、指数型効用関数と確率的収穫一定の生産技術が仮定されたときである（ Sundaresan (1983) ）。同様の結果は、Cox, Ingersoll, and Ross (1985b) により、平方根型生産技術と対数型効用

関数の下でも導かれている。

いま、S個の状態変数が（２－１９）式のような、動学にしたがうとする。ただし、 z_s は、S 次元の標準ブラウン運動である。ds、$\underline{\mu}_S(s,t)$ はともにS 次元ベクトル、$\underline{\sigma}_S$ はＳｘＳの正定値な分散共分散行列である。

$$ds = \underline{\mu}_S(s,t)dt + \underline{\sigma}_S\, dz_s \qquad (2-19)$$

ここで、本節では資産の一部である株式資産のみからなる価値加重指数を「マーケット・ポートフォリオ」と呼ぶことにする。このとき、この期待収益率を μ_M と表し、安全資産の利子率を r、また資産 a の期待収益率を μ_a、さらに、S個の状態変数と完全相関をするポートフォリオの期待収益率のベクトルを $\underline{\mu}_s^*$ とすると、ＩＣＡＰＭは、

$$\mu_a - r = \underline{\beta}_{a,MS} \cdot \begin{bmatrix} \mu_M - r \\ \underline{\mu}_s^* - r\mathbf{1} \end{bmatrix} \qquad (2-20)$$

となる。$\underline{\beta}_{a,MS}$ は各資産の収益率の、マーケット・ポートフォリオおよび状態変数と完全相関するＳ個のポートフォリオにたいする重回帰係数のＳ＋１次元ベクトルである。これをさらに、株式の消費に対するベータとマーケット・ポートフォリオのやはり消費に対するベータの比として集計化して表わした式がBreeden による消費ＣＡＰＭである。

（3）裁定価格理論（ＡＰＴ）と成立条件

裁定価格理論　(arbitrage pricing theory, ＡＰＴ) は、１９７０年半ばになり株価指数をマーケット・ポートフォリオの代理変数とするＣＡＰＭが、米国データに対して１９６０年代に比してそれほど適合しなくなり始めた時期において、Ross (1976a) により創始された。株価指数を用いたＣＡＰＭは、１９８０年代になりますます米国データとの適合性を失い、１９９０年代に至って、ＣＡＰＭが dead であると主張する Fama and French (1992) と、たとえば人的資産をマーケット・ポートフォリオに追加すれば alive であると主張する Jagannathan and Wang (1996a) などの２派に分かれた 論争にも至っている。ＣＡＰＭに対するいずれの見解を選ぶにせよ、米国データについて株式収益率の誘導形推定式がシングル・ファクターとならない点では、意見の一致が見られる。日本データについてこれがどうかについては、本研究の第５、６章における著者の実証研究の結果によりこれを検討する。

ＡＰＴとは、株式収益率がマルチファクターと固有のリスクの線形結合で表現できることを前提として、無裁定の原理 (no arbitrage) のみから株式期待収益率の価格付け限界を与える資産価格付けについての理論である。Ross のＡＰＴにおける仮定は以下である。まず各投資家は、収益率が以下の構造で生成されていると考えていると仮定する。

（収益率生成構造の仮定）　8)

$$\tilde{x}_i = E_i + \beta_{i1}\tilde{\delta}_1 \cdots\cdots + \beta_{iK}\tilde{\delta}_K + \tilde{\varepsilon}_i \qquad (2-21)$$

$$E(\tilde{\delta}_l) = 0, \quad l = 1, 2, \ldots\ldots, K \qquad (2-22)$$

$$E(\tilde{\varepsilon}_i) = 0 \qquad (2-23)$$

$$E(\tilde{\varepsilon}_i^2) < \infty \qquad (2-24)$$

$\tilde{\varepsilon}_i$, $\tilde{\varepsilon}_s$ $(l \neq s)$ は独立 (2－25)

ただし、$\tilde{x}_i$ は株式 i の収益率、 E_i はその期待収益率、 β_{il} はファクターリスク係数（後述）、$\tilde{\delta}_l$ はK個のファクターをあらわし、 $\tilde{\varepsilon}_i$ については銘柄間の相関は無いものとする。またベクトル $(\beta_{i1}, \ldots\ldots\ldots, \beta_{iK})$ を $\underline{\beta}_i$ と表しておこう。さらに$K < N$とし、Nは十分に大きいものとする。

このとき、さらに仮定として、以下の (i) から(v) を置こう。

仮定（i）少なくとも１つの有限責任の資産が存在する。

仮定（ii）収益率が上の（２１）式によって生成されると信じていて、

かつ相対危険回避度が一様に有界な投資家が少なくとも一人存在し、

かつ投資家の数が無限に増加していってもこの投資家は、negligible ではない。

仮定（iii）すべての、投資家は均一期待を持つ。

仮定（iv）かりに、不均衡が存在してもその資産への総需要は正であるとする。

仮定（v）いずれの資産の期待収益率も、一様有界であるとする。

このとき、以下の定理が成立することが知られている。

（定理）（Ross (1976a, Theorem II)）

仮定 (i) から (v) が成り立つとき、以下の式を満たす ρ およびベクトル $\underline{\gamma} = (\gamma_1, \ldots, \gamma_K)$ が存在する。

$$\sum_{i=1}^{\infty} \left(Ei - \rho - \underline{\beta}_i{}^T \underline{\gamma} \right) < \infty \qquad (2-26)$$

さらに、安全資産が成立するとき、ρ はその収益率となる。

（証明略）

ただし、仮定（iii）および　仮定（iv）は、大幅に緩めることができる（Ross (1976a, p. 351)）。

このとき、l 番目の β_{il} を１、それ以外の s 番目 $(\neq l)$ についてはゼロとするポートフォリオを作る。このポートフォリオは l 番目のファクター・リスクを１とする場合の期待収益率を与える。さらに安全資産の利子率を用いると、つぎのような資産価格上限についての式が成り立つことを示せる（Ross (1977a)）。これを、Ross による「strict ＡＰＴ」と呼ぼう。

$$E_i - \rho \fallingdotseq \beta_{j1}(E^1 - \rho) + \ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_{jK}(E^K - \rho) \qquad (2-27)$$

ただし、E^l は、上で述べたように l 番目のファクター・リスクが１で他のリス

クがゼロであるようなポートフォリオの期待収益率である。また、ここではρはK個のファクター・リスクがすべてゼロとなるようなポートフォリオの収益率、すなわちマルチファクターにおけるゼロ・ベータ・ポートフォリオ収益率である。

Rossの「strict ＡＰＴ」は、価格上限を示す近似式であるのに対し、これをHilbert空間における資産数無限大のときの均衡経済モデルとして均衡解を求め、これが等式として成立することを示したのがConnor (1984) である。このConnorによる均衡モデルとしてのＡＰＴは、「exact ＡＰＴ」と呼ばれる。

さて、Rossが「strict ＡＰＴ」を導いたときに仮定した収益率生成の構造式（２－２１）式は、収益率の分散共分散行列を、ベータ係数の行列の積および残差項の分散共分散行列との和として表せる。いま、簡単化のため　（２－２１）式の$\tilde{\delta}_l$について、$\mathrm{Var}(\tilde{\delta}_l)=1$、かつ$\mathrm{Cov}(\tilde{\delta}_l, \tilde{\delta}_m)=0\ (l \neq m)$としよう。

$$\underline{\Sigma}_N = \boldsymbol{B}_N \boldsymbol{B}_N^T + \boldsymbol{D}_N \qquad (2-28)$$

ただし、$\underline{\Sigma}_N$は資産（$N=1, 2, \ldots\ldots$）収益率の分散共分散行列、$\boldsymbol{B}_N$　は、そのi,j要素がβ_{ij}　であるような$N \times K$行列であり、$\boldsymbol{D}_N$　はその対角要素が一様に有界な残差項$\tilde{\varepsilon}_i$の分散を要素として持つ対角行列である。（２－２８）式のような表現を、Chamberlain (1983) , Chamberlain and Rothschild (1983)　は、「強Ｋファクター構造」と呼ぶ。

つぎに、Chamberlain (1983) , Chamberlain and Rothschild (1983)は、以下のよう

な収益率生成構造を「近似Kファクター構造」と呼ぶ。

（定義）「近似Kファクター構造」：つぎのような、点列　$\{\beta_{i1},\beta_{i2},\cdots,\beta_{iK}\}_{i=1}^{\infty}$が存在するとき、列｛$\Sigma_N$｝は、近似$K$ファクター構造を持つと呼ぶ。

$$\underline{\Sigma}_N = B_N B_N^T + R_N \qquad (2-29)$$

ただし、｛B_N｝は、$\{\beta_{i1},\beta_{i2},\cdots,\beta_{iK}\}$を第$i$行($i$=1,2,..., N)とする行列の、また｛R_N｝は非負定値形な行列のそれぞれ列である。また、いま与えられた対称行列Cに対して$g_j(C)$をそのj番目に大きな固有値と表現するとき、｛R_N｝について、

$$\sup_N g_1(R_N) < \infty$$

とする。

さて、このような「近似Kファクター構造」は、Hilbert空間において、無裁定条件の下で、Rossの「strictＡＰＴ」を含意する（Chamberlain and Rothschild (1983, Theorem 3)）。さらに、十分に分散化されたポートフォリオが存在する場合は、Connorの「exact ＡＰＴ」も成立することが証明されている（Chamberlain (1983)）。

さらに、マルチファクターのモデルのサンプルによる推定問題に関しては、Chamberlain and Rothschild (1983, pp. 1301-3) は、Rossの「strict　ＡＰＴ」を仮

定するとき、最尤法ファクター分析と主成分分析が asymptotically（ただし、資産数の増加について）に等価であり、「strict　ＡＰＴ」の一致推定量となることを示している。すなわち、この２方法は大標本において、「strict　ＡＰＴ」における性質の等価なファクター・ローディングを与えることができるのである。さらに、Grinblatt and Titman (1985) は「近似Kファクター構造」について、主成分分析によりファクター・ポートフォリオを等加重投資比率によって作成していくプロセスに注目し、資産数 $N \to \infty$ の経済では、十分に分散化しながら作られる等加重ファクター・ポートフォリオを作成するどのような方法も正しいファクター・ローディングを与え得ることを示す。たとえば、第６章で詳しく検討するいわゆる Grinblatt and Titman の「Ｐ８ポートフォリオ」では、配当利回りや規模で分割した８個の属性特性（attribute characteristics）を持つ十分に分散化した８個の等加重ポートフォリオをファクター・ポートフォリオとして、投資信託のパフォーマンスを測るベンチマーク・ポートフォリオが作られる（Grinblatt and Titman(1994)）。また、同様なベンチマーク・ポートフォリオの作成は、やはり第６章でみるように、クラスター分析を用いて、Kubota and Takehara (1995) において試みられている。

さらに、主成分分析の使用は、データの制約や構造変化の可能性のため、資産数が観察期間（たとえば、月次データによる）を超過し、分散共分散行列が退化（degenerating）する場合にも、主成分分析をそのまま最初のK個の降順の大きさの固有値にたいして適用すればその統計的な性質は不変である（Anderson (1958, section 11.2）ことから、実証において大変便利な方法である

とも言えよう。

（4）ＭＶ効率性、線形価格付け、ミミッキング・ポートフォリオ

いままでは、ＭＶ効率性（ポートフォリオが効率的フロンティア上にあること）を資産全体について定義していたが、本節では、その部分集合についてもGrinblatt and Titman (1987) にしたがい、これを定義することにする。なぜなら、均衡モデルとしての存在する全資産について成立しなければならないＣＡＰＭ（Mossin (1966)）に対し、Grinblatt and Titman (1987) が示したように、資産の部分集合についてもＡＰＴの価格上限の関係は適用できるので、本研究の６章の実証におけるように、資産の部分集合のみを観察することにより、ＡＰＴの線形式を実証できるからである[9)]。

そのため、いまGrinblatt and Titman (1987) による「local ＭＶ効率性」を定義しよう。

（定義）「local ＭＶ効率性（Grinblatt and Titman (1987, p.99)）」：資産の実行可能な収益率の集合の部分集合 s に対して、$\tilde{r} \in s$ の収益率が、もし この部分集合 s の他のいずれの収益率よりも、同じ期待収益率のもと、これよりも小さな分散を与えたとき、$\tilde{r}$ は s に対してlocally ＭＶ効率的であると言われる。また、ベクトル $\tilde{\mathbf{r}} = (\tilde{r}_1, r_2, \cdots, \tilde{r}_K)$ に対して、どの i 番目の要素 ($i = 1, 2, \ldots\ldots, K$) についてもこれが成り立つとき、確率ベクトル $\tilde{\mathbf{r}} = (\tilde{r}_1, r_2, \cdots, \tilde{r}_K)$ は、locally ＭＶ効率的であると言われる。

これに対し、われわれのこれまでのＭＶ効率性を危険資産に限定して次のように定義し直す。

（定義）「（global） ＭＶ効率性」：すべての危険資産の実行可能集合について、本章（１）節において定義された効率的フロンティアのことを指す。

このとき、上で定義した local ＭＶ効率性をあるポートフォリオの集合に用いることにより、後で紹介する重要な定理（定理１）が存在することが知られている。その準備のため、まず次の２定義を追加しよう。

（定義）いま、N 個の資産と正則な (non-singular) 分散共分散行列 $\underline{\Omega}$ を考える。参照ポートフォリオ (reference portfolio) の可能集合とは、K個 ($K \leqq N$)から成るポートフォリオの集合のことである。ただし、これらのポートフォリオから構成されるポートフォリオが、N 個の資産から作られる「大域最小分散 ポートフォリオ」とならないクラスに限定しておく。なお、ある参照ポートフォリオの収益率ベクトルを $\tilde{\mathbf{r}}^*$ と表し、その i 番目の要素を $\tilde{r}_i^*$とする。

このときさらに、この与えられた任意の参照ポートフォリオと関連した集合を定義する。

（定義）　集合 S は、参照ポートフォリオの凸結合から作られる実行可能集合の凸部分集合を要素とするベクトルから構成されるとする。ここで i 番目の要素 S_i $(i = 1,\ldots\ldots, K)$ は、N 個の資産と安全資産（これを資産 0 と呼ぶ）から作られ、すべての l $(l \neq i)$ について、l 番目の参照ポートフォリオ との共分散が $\tilde{r}_i^*$ とのそれと等しくなる実行可能なポートフォリオの収益率の集合である。

すると、上で定義した参照ポートフォリオがこの集合 S に対して「local ＭＶ効率性」を満たすとき、またそのときのみ、Kファクターの「exact ＡＰＴ」に対して、以下で述べる定理が成り立つ。なおここでは、退化問題を避け、また locally 最小分散フロンティアと 最小分散フロンティア（図２－１参照）とを区別するため、集合 S_i には $\mathrm{E}(\tilde{r}_i^*)$ と期待値が異なる要素が少なくとも一つ存在し、かつ、S_i $(l = 1,\ldots\ldots, K)$ には $\tilde{r}_i^*$ との共分散が $\mathrm{Var}(\tilde{r}_i^*)$ に等しくならない要素が少なくとも一つ存在するとする。なお、Huberman, Kandel, and Stambaugh (1987) では、後述のように Grinblatt and Titman (1987)の結果への若干の拡張が得られていることを付記しておく。

かくして、上の準備の下、Grinblatt and Titman は以下の定理を Kファクターの「exact ＡＰＴ」構造を元にして、提示する。

定理１（Grinblatt and Titman (1987, p.100 and p. 110)）

以下の３条件は、同値である。

(i) $E(\tilde{R}_j) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{j1} + \cdots\cdots + \lambda_K \beta_{jK}$

ただし、$(\beta_{j1}, \cdots\cdots \beta_{jK})^T = \underline{\Omega}^{-1} \mathrm{Cov}(\tilde{R}_j, \tilde{\mathbf{r}}^*)$ であり、

$\lambda_0, \lambda_1, \cdots\cdots, \lambda_K$ は定数である。

(ii) いま参照ポートフォリオの K 次元収益率ベクトルが、

S に対して locally 効率的である。

(iii) global ＭＶ効率となるような K 個の参照（reference）ポートフォリオから作られるポートフォリオが存在する。

（証明省略）（ Grinblatt and Titman (1987, Appendix, pp. 106-110)）

さらに、この Grinblatt and Titman (1987) の結果に加えて、 Huberman, Kandel and Stambaugh (1987) は、このようなＡＰＴの線形価格付けとの関係を持つポートフォリオが存在するための必要十分条件を示している。このときの K 個のポートフォリオのことを、かれらはミミッキング・ポートフォリオと呼ぶ。本節以下では、Grinblatt and Titman の定義する、locally ＭＶ効率的であるような参照ポートフォリオを指すときにもこのミミッキング・ポートフォリオとの用語を区別しないで使うことにする。

Huberman, Kandel and Stambaugh (1987) の結果によれば、ミミッキング・ポートフォリオから作られる効率的フロンティアに属するただ一つのポートフォリオが存在するのは、１）安全資産の利子率が大域最小分散ポートフォリオの期待収益率と等しくなく「exact ＡＰＴ」が成立している、かつ２）すべての要素を１とする列ベクトルが、行列 $\boldsymbol{B}$ （（２－２８）式において、ただし添字の

N無しにしたがって真のモーメントにより定義されたもの）の各列をベクトルとするとき、この行列$\boldsymbol{B}$のベクトルと独立であるときまたそのときのみである（Huberman, Kandel, and Stambaugh (1987, Proposition 3)）。

Grinblatt and Titman およびHuberman, Kandel, and Stambaughの結果は、爾来、Roll (1977) により発見されていたＭＶ効率性と線形価格付けの関係を新たに「exact ＡＰＴ」に対して応用したものと言えよう。しかし、この結果の真の重要性は、次の２点の重要な含意をもつことにある。

a）本章（１）節におけるような強いkファンド分離の条件（Ross (1978)）を使わず、ミミッキング・ポートフォリオの線形結合が一点でのみ効率的フロンティアと接点を持てば、このミミッキング・ポートフォリオをファクター・ポートフォリオとして選ぶことによりＡＰＴの線形価格付け式が成立する。

b）このミミッキング・ポートフォリオがN個の資産の部分集合（Grinblatt and Titman (1987, pp. 19-21)）について「local ＭＶ効率性」を満たしていれば、Grinblatt and Titmanが証明した最尤ファクター分析との等価性により、これは漸近的（観察期間について）に 効率的フロンティアに一点で接し、このミミッキング・ポートフォリオとＡＰＴの線形価格付け式の等価性が成立する。

かくして、元の資産からの効率的フロンティアとRoss (1976a)が最初に提示

したマルチファクターの収益率生成構造との関係は、この locally ＭＶ効率性を満たす参照ポートフォリオ（ミミッキング・ポートフォリオ）を中心概念とする Grinblatt and Titman の定理および Huberman, Kandel, and Stambaughの存在証明によりその性質が明らかにされたのである。

実証データにおいては、何らかの統計的方法（たとえば最尤ファクター分析）に基づいて作られたミミッキング・ポートフォリオから導かれる事後的効率的フロンティアは、「exact ＡＰＴ」が成立していれば、一点で効率的フロンティアと接するはずである（いま、これが効率的フロンティア全体と一致したり大域最小分散ポートフォリオとなる場合を無視する）。このときの統計的テストは、これが元の資産集合全体から作られる事後的な効率的フロンティアに十分統計的に近いかどうかという仮説検定を行えばよい。この統計量は同じサンプル・ユニバース内のテストとして Kandel and Stambaugh (1989) により導かれている。なお、このテストの実例については第５章（２）節において検討するが、図５－６に示されているとおりである。

さらに、第８章で展望するファンドのパフォーマンス測定問題において、事後データによるミミッキング・ポートフォリオをベンチマークとして用いることの理論的根拠は、本節における議論から明らかとなる。すなわち、ベンチマークとして用いる際のＡＰＴに基づく線形式は、 Grinblatt and Titman (1987) による最尤ファクター分析との等価基準、 Chamberlain and Rothschild (1983) による最尤ファクター分析や主成分分析の漸近一致性、あるいは Grinblatt ant Titman (1985) の結果による何らかの十分分散化した等加重のポートフォリオな

どの基準により実証的に選んだミミッキング・ポートフォリオを用いれば、これを与えられた資産実行可能集合内での事後的効率性の基準を満たすベンチマークの候補として用いることができるのである[10]。

なお、このようなファクターの候補を実証データから推定する方法としては、これまでに検討してきた結果に基づけば、次のような３つのアプローチに要約できよう。

a）（２）節における、ＩＣＡＰＭ（Merton (1973)）の「マーケット・ポートフォリオ」の代理変数として株価指数を与え、それに加えられるべき状態変数すなわちヘッジ・ポートフォリオの組み合わせを探す。

b）Cox, Ingersoll and Ross (1985a) の多期間一般均衡モデルや Abel (1988)の一般均衡モデルに基づき、関連すべき経済状態変数（マクロ経済変数）を探す。

c）Chamberlain and Rothschild (1983) 、Grinblatt and Titman (1985) および Grinblatt and Titman (1987) のＡＰＴへの漸近的な収束結果（前２者で資産数について、後者で観察期間について）に基づいて、最尤法ファクター分析や主成分分析によるか、その他十分分散化（ Grinblatt and Titman (1985) ）したポートフォリオを作成する方法（含む回帰分析）により、「ＭＶ効率性」または「local ＭＶ効率性」を満たすであろうポートフォリオ集合を見つける。

a）、c）の方法の実例については、第6章における、著者による日本の株式データについての実証的モデルの推定の叙述においてこれをみよう。b）の方法の実証例としては、元来はＡＰＴの理論的含意をテストした実証研究である Chen, Roll and Ross (1986)、またマルチファクター・モデル自体のテストではないが、経済成長率および株式収益率に対する他のマクロ経済の状態変数のリード・ラグ関係を一変数および多変数で実証した米国についての Chen (1991) の実証研究や日本についての Chen, Kubota, and Takehara (1997) の実証研究などが一例として挙げられる。第1章においては aggregate risk の識別は本研究の範囲外とすると述べたが、このような aggregate risk を表すマクロ経済変数と株式収益率の実証的関係を、たとえば Abel (1988) の一般均衡モデルに景気循環構造を導入したり、さらに Christiano and Fisher (1995)のような 2 セクターモデルを元により具体的にテストすることは、今後の重要な課題であると思われれる。

第２章脚注）

１）このような問題の大規模計算における分散共分散行列の性質と簡便な数値解法については、 Perold (1984) および Markowitz (1987) をみよ。

２）ただし厳密には、危険回避効用関数の仮定の下、分離の起こる一般的な分布族、すなわち spherical distributions の性質を調べた Chamberlain (1983b) によれば、（大域）最小分散ポートフォリオよりも期待収益率の低いポートフォリオも期待効用の高低の意味で効率的となり得る。本節においては、米国においては stable Paretian distribution がより良い記述とされながらも、近似的に理論分析において通常用いられる正規分布のみに収益率の分布を限定して議論を進める。したがって、ここでも、通常の効率的フロンティアの定義を用いることにする。

３）本節においては株式収益率の確率分布は正規分布に属すると仮定したが、他の２パラメータ族、たとえば stable Paretian distributionを用いた２パラメータ・モデルへの拡張も容易である（Fama and Miller (1972)）。

４）ここでも、 脚注２）と同じくChamberlain(1983b) による例外的場合を排除する。

５）この存在条件は、Merton (1974) をみよ。

６）分離条件を満たさないが、ファクター・ポートフォリオの組み合わせが最小分散ポートフォリオとなる条件とそのときの価格付けについては、本章（４）節で検討するが、Grinblatt and Titman (1987) やHuberman, Kandel and Stambaugh (1987) などがこれを調べた。

７）最小分散フロンティア上の任意のポートフォリオに対する、直交ポート

フォリオの存在は、Roll (1977) で証明されたとおりである（本文前述）。

８）Ross (1976a) のオリジナルなＡＰＴにおいては、ファクターの確率変数間（誤差項ではない）が独立であったり、共分散がゼロである必要がないことは特に、注意すべきことである。すなわち、

> "We will impose no further restrictions on the form of the multivariate distribution of $(\tilde{\delta}_i, \tilde{\varepsilon}_i)$..... . In particular, then, the $\tilde{\delta}_i$ need not be jointly independent or even independent of the $\tilde{\varepsilon}_i$s, they need not possess variances, and none of the random variables need be normally distributed."(Ross (1976a , p347)

である（ただし、$\tilde{\delta}_i$ はファクター、$\tilde{\varepsilon}_i$ は誤差項である）。しかし、しばしば実証においてファクター分析が用いられるためや、ＡＰＴに関連したその後の多くの証明において、一般化を失わず簡単化のためこれらの仮定が用いられることから、この誤解がよく生じるのであろう。

９）Grinblatt and Titman (1989) は、ポートフォリオ・パフォーマンス測定において、資産のうちポートフォリオ・マネージャーの扱う資産部分集合のみをベンチマークとして用いてよいための条件を効用関数を特定化して別途導出している。なお、ＣＡＰＭにおいては、マーケット・ポートフォリオは、すべて正の投資比率を持つが、ＡＰＴにおいては、ファクター・ポートフォリオがこれを満たすとは限らない（Green (1986b)）。

１０）注９）に同じである。

第３章　資産価格理論と市場効率性仮説

第１章において資産価格理論は、情報に条件付けられた資産価格理論により定式化された。一方、第４章で詳しく検討するが、将来の株価収益率を予測できる変数が米国においては多く発見されており、たとえば配当利回りや社債利回りの企業間格差 (quality spread) などがそれである。これらの変数は、条件付き資産価格理論において、投資家の利用する情報集合の主要なる一部となる。同じく、公開の会計情報や株価情報から計算された株価純資産倍率なども、予測可能性があることが米国については知られており、やはり条件付き資産価格理論の情報集合に当然含まれることになる。

このような考え方は、市場効率性仮説および無条件ＣＡＰＭに代表される資産価格理論に立脚した実証研究、とくに本章（３）節に関連しては、ファイナンス論に結びつけられた会計情報の有用性また会計開示政策のあり方などに対しての新しい解釈を要求する。

本章では、（１）節において、条件付き資産価格理論のフレームワークに基づき、Fama (1991) による新しい市場効率性仮説（efficient capital market hypothesis、ＥＭＨ）の検討を通じて、市場効率性仮説と資産価格理論の関係を明らかにする。（２）節においては効率性仮説の実証のための方法論、および結果の解釈の仕方について考察する。（３）節においては、市場効率性仮説の下で、会計情報が有用性を持つか否かについて仮説を提示し、会計開示政策についての implications を検討する。

（1） 市場効率性仮説の定義と整理

株価決定問題についての重要な問いの一つは、『情報は、瞬時に株価に織り込まれるか？』と言う市場効率性仮説に関連した帰無仮説である。この仮説の検定は周知のように複合仮説の検定であり、利用する均衡モデルについての仮説、すなわち資産価格理論が一つの仮説を構成する。かりに観察されるデータがこのような市場効率性仮説から示唆される命題と矛盾するときには、これは1）市場が効率的でない、あるいは2）用いられた資産価格理論のどちらかが誤っているか、それとも1）、2）の両方が誤であるかのいずれかである。このように、ある資産価格理論の下で、市場効率性と矛盾する証拠が発見されたとき、これはしばしば、資産のリスクに応じた期待収益率から乖離した、正または負の異常利益率の観察という形で実証結果が得られ、これはアノマリー（anomaly）と呼ばれる（Jensen (1978)）。そこで、第5章（1）節の著者による実証研究でその方法をみるように、このアノマリーを生み出す源泉の情報または変数に基づいてポートフォリオ戦略を作成することにより、与えられた資産価格理論から有意に乖離する正の異常利益率を生みだすことができる。

効率的な市場とは、古典的なFama (1970) の定義によれば、証券価格がすべての利用可能な情報を瞬時に反映するような市場であり、このとき市場効率性仮説に関する実証研究は次の3種類に分類された。すなわち、弱法則 (weak form)、準強法則 (semi-strong form)、強法則 (strong form)の各テストであり、資産価格について、それぞれ、1）資産の価格情報、2）公開された情報、3）

内部情報、についてそれぞれ分類されている。これらのテストの例としては、たとえば、１）過去の価格データに基づくフィルター・ルールによる投資政策からの異常利益率の有無に関する研究（Fama and Blume (1966)）、２）公開される会計利益情報とポートフォリオ収益率との関連性およびその伝搬の速度に関した研究（Ball and Brown (1968)、Kubota (1980)）、３）私的情報の利用機会を有する投資信託のマネージャーのファンドの運用パフォーマンス（Jensen (1968)）や、顧客注文情報という内部情報を持つニューヨーク証券取引場フロアーの市場スペシャリストの情報に基づく投資政策に対する異常利益率の有無に関する研究（Niederhoffer and Osboirne (1966)）などの各テストがある。これらの研究においては、それぞれポートフォリオのリスクを調整した後、ポートフォリオが正常利益以上の利益（これを異常利益率と呼ぶ）[1)] を生むかどうかの基準により実証が行われている。Fama (1970) によれば、弱法則および準強法則については、実証結果は仮説を支持し、強法則については投資信託についてはこれを支持し、一方スペシャリストの情報についてはこれを否定した。

その後、ファイナンス論の実証においては、アノマリーに属する実証結果がより多く発見されていった（Basu (1977)、Jensen (1978)）。一方、資産価格理論の実証において、ＣＡＰＭ以外のマルチファクター・モデルにより資産収益率がより良く記述されるという実証研究の蓄積（Chen, Roll and Ross (1986)、Fama and French (1992)）、さらには前述した予測可能性を持つ変数の発見（Keim and Stambaugh (1986), Fama and French (1988b)）などにより、Fama (1991) は、上の三分類を再定義 した。本研究においては、この新しい分類定義

を用いることにする。

すなわち、Fama (1991) によれば、市場効率性仮説のテストとは、

a）収益率予測可能性 (return predictability)

b）事象研究 (event studies)

c）私的情報 (private information)

の３つに分類される。従来、弱法則に関する実証研究においては、株式の過去の価格系列に基づいた投資政策の異常利益率の存在の有無がテストされ、市場効率性と整合的な証拠とは、異常利益率を生めないという実証結果であった。これに対し、米国においては予測可能な変数の存在が認められる現在、このような予測可能変数は条件付き資産価格理論の情報集合の候補を成すと解釈すべきである。さらに、このような予想可能変数に基づく投資政策は無条件の資産価格理論を用いたときには、たとえば「無条件ＣＡＰＭ」の示唆する期待収益率を超えたり下回ったりする可能性がある。そのため、弱法則については、新たな定義および結果の解釈が必要となる。

では、これら３つの分類に関して、さらに検討して行こう。まず、a）のうち過去の価格系列自身による予測性に関する市場効率性に関する議論においては、古典的には、たとえばSamuelson (1965) は市場効率的な商品市場において価格系列がいわゆるランダム・ウオーク過程[2)]にしたがう価格モデルを提示し、今日においても市場効率的な資産市場において資産価格のランダム・ウオーク

過程が仮定されることは多い。たとえば、為替市場において市場が効率的で、ランダム・ウオーク過程から示唆される不偏期待仮説、すなわち先渡しレートや先物レートが将来のスポット・レートの不偏推定値であるという仮説が実証されたりするのは、その例である。しかし、資産市場の一般均衡モデルにおいて Lucas (1978) が提示したように、資産価格と投資家の時間限界代替率の積がマルチンゲール過程[3]となる均衡理論モデルは有り得るが、資産価格自体が効率的市場においてマルチンゲールやランダム・ウオークに一般的になる保証は全くない（Lucas (1978)）。同じく、為替市場についても投資家のリスク・プレミアムは一般に、従来の不偏推定値としてのスポット・レートに対する正負の追加項となるので、やはりランダム・ウオーク仮説、したがって不偏期待仮説は市場効率性からは必ずしも示唆されない（Hodirick (1987, chapter 2 and conclusion)）。

初期の市場効率性仮説の提示および分類において、Fama (1970) は、Samuelson (1965) により導かれまた Mandelbroit (1966) により例示された商品先物価格のランダム・ウオーク・モデル性およびフェア・ゲーム性に基づき、実証的に株価が stable Paretian distribution に従うとする彼自身の実証研究（Fama (1966)）ならびに Alexander (1961)による実証研究など を古い定義の弱法則の分類の中に含めている[4]。Fama (1970) はさらに，このようなモデルから含意される資産価格についての確率過程を、収益率がフェア・ゲームに従うと記述したり、価格がサブマルチンゲールに従うと記述する[5]ことにより、市場が効率的なとき、過去の価格系列データやその他市場に利用可能な情報を用いて期待収

益率を上回る超過利益率を挙げ続けることはできないことを示す。

いま、市場において $t-1$ 期首に利用可能な研究者が研究対象とする情報を $\Phi_{h,t-1}$ ("whatever set of information is assumed to be "fully reflected" in the price" (Fama (1970))、ポートフォリオの収益率を $\tilde{R}_p$ としたとき、 Fama は期待収益率について、下の（1）式を古典的市場効率性の定義とした（Fama (1970)）。同様の定義は、収益率の確率分布についてもされており、それはランダム・ウオークの定義とされている（ Fama (1970)）。

$$E(\tilde{R}_{p,t-1} \mid \Phi_{h,t-1}) = E(\tilde{R}_{p,t-1}) \qquad (3-1)$$

すなわち、情報 $\Phi_{h,t-1}$ を用いてポートフォリオを組んでも、もともとの真の（あるいは無条件の）期待値 $E(\tilde{R}_{p,t-1})$ と同じ収益率しか得ることができない（正常利益率）のであり、情報はすでに価格に織り込まれているとするのである。

しかし、この（3－1）式のような定義は LeRoy (1976)により tautology であるとの批判を受け、また条件付き資産価格理論のフレームワークから見ても誤った表現と考えられる。 LeRoy (1976)に反論するような形で Fama (1976) では、この（3－1）式の市場効率性仮説の定義を次のように変更した。すなわち、今市場に利用可能なすべての情報を Φ_{t-1} と定義し、これに対して投資家が用いる情報を $\Phi_{I,t-1}$（$\Phi_{I,t-1} \subseteq \Phi_{t-1}$）としたとき、期待収益率については、次式を市場効率性の定義とするのである。

$$E(\tilde{R}_{p,t-1} \mid \Phi_{t-1}) = E(\tilde{R}_{p,t-1} \mid \Phi_{I,t-1}) \qquad (3-2)$$

すなわち、これは投資家が利用可能なすべての情報を用いて、かつこれを合理的に使い（すなわち条件付き資産価格理論を用いて）収益率の期待を形成するという仮説であると考えることができよう。

Fama (1970）による古い分類においては、彼は、新分類ではａ）予測可能性に含まれる弱法則について、（３－１）式のフレームワークによりそれまでの膨大な実証結果を整理した。すなわち、価格変化系列に自己相関が無いことの発見や、過去の価格系列の情報に基づくトレーディング戦略が超過利益を生めないことの発見など、多くの実証結果に基いて、市場参加者である投資家が、過去の株価に基づいた情報分析から投資政策（いわゆるチャーチスト分析）を組んでも、リスクに見合った正常利益率しか得られず、これが弱法則の市場効率性仮説の示唆するところと整合的であるとしたのである。

しかし、この見解の解釈には、２つの点から注意がされなければならない。第１は、すでに述べたように，価格がランダム・ウオークに従う可能性やまたマルチンゲールに従う可能性について、Samuelson (1965) にも反論しながらLucas (1978, pp. 1443-4) が示したごとく、合理的期待が成り立つ、したがって市場効率性も成り立つ均衡資産交換市場においては、価格系列自体がランダム・ウオークやマルチンゲールに従う必然性はないことである。そのため、たとえ価格変化に統計的に有意な自己相関が発見されても、これは市場効率性仮説の

反証とは直接ならない。

さらに第２に、Fama (1970) が展開したように、収益率がフェア・ゲームに従うと仮定したり、価格がサブマルチンゲールに従うと仮定することにより、異常利益率が生めなくなるという仮説については、まず（３－１）式では、情報に基づく投資家の期待収益率の定義自体があいまいであった。いま、Fama (1976) における（３－２）式で考えると、その右辺は市場において形成される唯一の（あるいは代表的な）投資家の持つ主観的期待値として解釈され、この市場の収益率についての期待形成に関する合理行動をも含んだ仮説として捉えられる。そして、合理的期待あるいはこの市場効率性を仮定したとき、情報に基づくこの主観期待に対して、（３－２）式が成り立つことは、この左辺の期待に基づいて実現値はホワイト・ノイズのみを含むものとなることを示す。すなわち、ここでは代表的投資家による期待に基づく条件付き資産価格理論（（３－２）式の右辺において）が仮定されていると考えてよい[6]。このような、条件付き資産価格理論における資産均衡価格の存在問題は、第１章で述べたように Hansen and Richard (1987) により明らかにされた。そこでは、利用可能な情報 Φ_{t-1}は、econometrician にとって全て観察可能とされていたことも注意しよう。ここに、（３－２）式に表現されている市場効率性仮説とは、「条件付き資産価格理論」のフレームワークを仮定した仮説として理解すべきである。Fama (1991) による新定義とは、このように本研究の第１章で検討した条件付き資産価格理論を基礎にした情報利用に関した仮説であると考えることができる。

このとき、過去の情報を元に期待が形成されるこの条件付き資産価格理論の

仮定の下では、たとえ収益率がフェア・ゲーム確率過程変数であり、異常利益率がゼロであっても、条件付き期待値の形成に過去の情報が用いられている可能性がある。これが、Fama (1991) の新定義 a）の予測可能性である。このときは、過去の情報が、たとえ異常利益率を生むことには役立たなくとも、期待形成のための情報としては用いられている可能性があるという解釈がされ、この情報は条件付き資産価格理論の情報操作変数を構成し得るのである。さらに、この考え方では、a）における収益率予測において用いられる情報は、古い弱法則の定義よりも広く、過去の株価のみならずすでに公開された情報、すなわち古い分類ではb）弱強法則に分類されていた公表された会計情報なども、この情報集合に含まれることになる（Fama (1991)）。さらに、公開された利益予測情報、実績配当情報などもこれに含まれる。また、株価と会計情報を用いた変数、たとえばＰＥＲ（株価収益率＝株価／一株当たり利益）、ＢＰＲ（1／純資産倍率＝企業の簿価自己資本／企業の株価価値）、配当利回り（一株当たり配当／株価）などもこの分類に含まれる情報変数である。この日本企業に関する証拠、すなわち株式収益率に対するこれら変数の持つ予測可能性の実証や情報の伝播の測度に関する実証は、著者による研究により第５章で詳しくその検討をする。

一方、新しい分類b）の事象研究においては、たとえば企業合併、増配、新規開発投資の開始、会計方針の変更のような事象 (event) が情報として分類され、この事象の生起に関する情報に対する株価の反応について市場効率性仮説のテストが行われる。たとえば、株式分割に関する古典的な Fama, Fisher, Jensen,

and Roll (1969) がその典型的なものであろう。ここでは、これら事象についての情報が一般に公開される前に、そのどれだけの情報内容が価格に盛り込まれ、さらに開示日また開示後にはどれだけの価格調整がされるかが実証される。したがって、（３）節で検討するが、Beaver (1981) に展開されているような従来の市場効率性を前提とした会計開示についての諸見解は、与えられた会計方針の下で開示される情報についてはこの予測可能変数のテストとして、また会計方針の変更などの事象については事象研究のテストとして再分類されるべきである。

最後に、従来の強法則は内部情報に関してテストが分類されていたが、新しい定義ｃ）私的情報によれば、たとえば投資信託のファンド・マネージャーや証券アナリストの分析能力からもたらされる分析情報に基づく投資パフォーマンスの評価（たとえば、Jensen (1968)）はこの新しい分類法においては、より明確にこの３番目の市場効率性のテストに含んでよいことになる。

ファイナンス論における実証研究の歴史において、市場効率性仮説についての証拠が積み重ねられる一方で、同時にこの反証の証拠も増えてきたことはすでに述べた。たとえば、ＰＥＲを用いた投資戦略は、市場平均以上の異常利益率を生むことができることが分っている（Basu (1977)）。これが，従来の資産価格理論あるいは市場効率性仮説、またはその両方に疑問をはさむ証拠であり、アノマリーと呼ばれることもすでに述べた（Jensen (1978)）。しかし、このアノマリーとされる観察は、本節で展開したように、条件付き資産価格理論を用いて期待形成を行う投資家が、会計情報を含む情報集合を用いて資産収益率を

予測形成し、その期待収益率の下では異常利益率が生じないというストーリーとも整合的である。本研究では、この後者の見解を採り、第４章で展望する米国データに関する資産価格変化の実証や資産収益率の予測変数の実証、また同じく第５章において著者による実証の検討においても、われわれはこのような条件付き資産価格理論と市場効率性仮説の複合仮説に基づくフレームワークによりその検討を行うのである。また本章（３）節における会計開示政策への提言についても同様である。

（２）市場効率性仮説の実証方法と解釈

前節にしたがい、 Fama (1991)による新しい定義分類ａ）、ｂ）、ｃ）を条件付き資産価格理論のフレームワークの下で考えるときの、市場効率性仮説の実証方法、およびその解釈について本節では検討する。本研究では、このうち主としてａ）の実証研究の方法のみについての検討を行う。なぜならば、ａ）は、条件付き資産価格理論と情報集合の発見に直接関連するからである。ただし、ｂ）については（３）節で検討する会計情報の市場効率性仮説の証拠からの含意に関して部分的には（たとえば、会計方針の変更）関連した範囲で（３）節で検討するであろう。なお、ｃ）に関する実証研究のうち、ファンド・マネージャーやアナリストの私的情報と投資方針の実証と評価については、第８章のファンドのパフォーマンス評価に関連してのみそこで議論し、一方インサイダー情報と資産価格の分析問題については本研究では触れない。

本節では以下、 主として前節ａ）の予測可能性についての証拠のうちアノ

マリーに関するものについて、その検討を（ｉ）収益率における相関に関するもの、（ii）リスク、期待収益率と予測可能変数に関するもの、そして最後に（iii）実証研究の解釈法の３つに分けて検討する。

なお、この（ｉ）と（ii）の実証研究の方法の検討は、次章でみる実証証拠の展望のそれぞれ、（１）節、（２）節に対応した準備である。また、ｂ）に関する証拠に関しては、著者による日本データの実証結果を第５章（１）節で提示するが、本章（３）節においてあらかじめ会計開示政策政策についての考え方の提示を行っておいた上で、この実証結果をみるのである。

（i）収益率における相関

１９７０年以前における米国の株価についての実証研究においては、１）個別銘柄やポートフォリオについて日次の株価や収益率の階差の自己相関がしばしゼロであることが棄却されないこと、２）日次の過去の価格情報にもとづいたフィルター・ルール投資戦略により利益が生めないこと、３）株価変化や収益率の分布形が２パラメータ族に属し、かつ独立な stable Paretian distribution に属することなどが発見されていた（ Fama (1970)）。一方、本章（１）節で述べたように、Samuelson (1965)、Mandelbrot (1966) がほぼ同時期に、効率的な商品市場において価格系列また先物価格系列がマルチンゲールを構成する、あるいは同じことだが価格系列からその条件付き期待値を差し引いた変数がフェア・ゲーム（マルチンゲール差系列）となる価格プロセスとそのときの投資家の形成する合理的予想についての分析などを展開した。

ここで、マルチンゲール系列を定義する。いま、商品（資産）価格変化のスカラーを　$y_{t+1} \equiv P_{t+1} - P_t$ と定義し、この系列を $\{y_t\}$ 、また自分自身の過去の系列を含む利用可能な情報ベクトルで生成される σ-field $\{Z_t\}$ を非減少の系列とし、 y_t が Z_t に関して可測である、すなわち　$\{y_t, Z_t\}$ が adapted な系列であるとするとき、これは以下のときそしてそのときのみマルチンゲール差系列（フェア・ゲーム）をなす（White (1984, pp. 56-7）という。

$$E(y_{t+1} \mid Z_t) = 0 \quad , \quad \text{for all} \quad t \geqq 1 . \qquad (3-3)$$

あるいは、同じく

$$E(P_{t+1} \mid Z_t) = P_t \quad , \text{for all} \quad t \geqq 1 \qquad (3-4)$$

は、系列 P_t がマルチンゲール系列であることを示す。ここに、期待される価格変化、そしてそこからの期待異常利益はゼロである。

つぎに、株式のような資産、すなわち長期の正のトレンドを有する系列については、 Fama (1970)に従い、 これをサブマルチンゲールであると定義しよう。たとえば、（3－3）式において、価格変化からこのトレンドを常に差し引くように定義すれば、やはりフェア・ゲーム確率変数が定義できるが、期待収益率が一定であると仮定し、収益率系列についてこれがマルチンゲール差系列を構成すると考えることがファイナンス論においては、より多く行われる。すな

わち、収益率についての先ほどの（３－２）式のような定式化において条件付けられた期待収益率を簡単化のために一定[7]とし、この一定値をもとの収益率系列から差し引いた系列を作ろう。すると、この系列が情報について可測性を満たす限りマルチンゲール差系列となりその期待値がゼロとなることは、情報を用いて異常利益率を挙げられないという、本章（１）節における市場効率性仮説の含意条件と同表現となる。ただし、このとき利用可能な情報集合Z_tとは、前節のΦ_tと同意であって（３－２）式の成立、すなわちFama (1976) の定義による市場効率性仮説の成立を仮定する。

このような資産価格確率過程の定義および実証の成果をもとに、効率的市場において、株価がサブマルチンゲール系列を構成する、あるいは前述のように一定と仮定した期待収益率を収益率から差し引いて作った系列がフェア・ゲームを構成するというような考え方は、Fama (1970) 以後、広くファインス論における基本的仮説として受け入れられていった。この様な考え方は、米国の実務界においてしばしばあいまいな意味で、「株価はランダム・ウオークに従う。」と云われたりもしたが、このように市場効率性仮説は実務家も避けて通れない普及した考え方となった。さらに、ＩＣＡＰＭやオプション評価などに用いられる、伊藤過程を用いた株価の幾何ブラウン運動の仮定も、上のように一定とされる期待収益率のトレンドを収益率から引いた系列が、i. i. d. であるホワイト・ノイズである確率過程であり、その拠り所はこのような収益率の自己相関についての証拠であったともいえよう。しかし、次の第４章（２）節でみるように、その後の実証結果より、このような仮定は、より中期、長期の株

式価格の変動については当てはまらないことが現在ではよく知られている（Fama and French (1988a)）。

さて、株価についての実証研究から、価格変化あるいは収益率の系列に統計的に有意な自己相関が発見されること自体は、しばしば市場効率性仮説の反証と主張され、その実証証拠については上述のように第４章（２）節でみるのだが、このような結果にもとづいて市場効率性仮説を否定することは正しいだろうか？これは、以下の理論的結果に見るように正しくない。

いまもし、効率的な市場における価格プロセスが必然的に上のような（サブ）マルチンゲールを構成することが理論から示唆されるのであれば、実証における正の自己相関の発見は、用いられている資産価格理論あるいは市場効率性仮説あるいはその両者の棄却となる。しかし、前述のように Lucas (1978) が、合理的期待形成が成立する均衡資産市場、したがって価格について効率的な市場においては、危険回避的な効用関数の下、資産価格系列[8] が一般にはマルチンゲールには従わないことを一般均衡理論モデルにおいて示した。また、Danthine (1977)も同様に、商品市場において、端点解の存在の可能性の下、市場が効率的であっても商品価格系列がゼロでない自己相関をもつことを明示的に理論モデルで示した。このように、市場が効率的であるとき、さらには合理的期待の成立するときにも、一般的には、価格系列あるいは収益率のマルチンゲール差変数についてのフェア・ゲームは成立しない。一方このとき、正しい（確率的）割引率との積はマルチンゲールを構成するのである（ Lucas (1978) 、Hansen and Richard (1987) 、 Constantinedes (1989)、 Duffie (1996)）。

したがって、収益率に相関があっても、市場効率性仮説の反証とはならない。しかし、このことは、相関情報を用いて次期の条件付き期待収益率を推定するとき、期待収益率一定の下での単なるマルチンゲール差モデルによってこれを予想するときよりも正確な予想値を得れる可能性を示唆する。この意味では、将来の期待収益率は過去の情報により予測可能であり、一方市場効率性仮説の成立と期待収益率が情報集合に依存して変化して行くこととが矛盾するわけではない。第１章で定式化した条件付き資産価格理論の条件付き期待値における情報集合 Z_{t-1} をこれら予測可能変数は構成し得るのである。

（ii）リスク、期待収益率と予測可能性

これまで述べた、過去の系列から条件付き期待値（または一定の期待収益率）を推定、形成する方法では、個別銘柄あるいは株価指数について、その確率過程パラメータが時系列データから推定される。同様にして、複数銘柄の cross-covariance　を調べる方法もこれまでに用いられているが（Lo and McKinlay (1990a)）、どちらにしてもこれらはリスクを説明する説明変数を明示的に組込んでいないという意味で、明示的にリスク要素を説明するモデルではない。

一方、無条件ＣＡＰＭの推定においては、リスクをマーケット・ポートフォリオとの共分散リスクで表現し、１期間モデルが仮定されか、あるいはこれを多期間のデータに適用しても、期待収益率、ベータ・リスク、安全利子率などのパラメータが一定と仮定される。

a）のうち会計情報の意味内容に関する研究やb）の事象研究においては、事前に利用可能とする新情報、たとえば会計情報では一年先の利益情報（Ball and Brown (1968))また事象研究では株式分割に関する個別企業情報（ Fama, Fisher, Jensen, and Roll (1969) ）などが実験試行の操作変数として用いられ実証が行われたが、そこで用いられる資産価格理論自体については、無条件のＣＡＰＭが仮定されまたパラメータは一定とされたものが多い。ただし、ｃ）私的情報に関する新しい研究には、投資信託のパフォーマンスをマルチファクター条件付き資産価格理論によりテストした Ferson and Schadt (1996) がある。これまでも述べてきたように、期待収益率や２次モーメントなどについてこれが時間とともに一定と考えることが適当でないことは、多期間に拡張したＣＡＰＭの理論分析において Constantinedes (1980)が示した、マーケット・ポートフォリオの収益率分布やその他パラメータが時間と共に確率的に変化するという結果から直接示唆され、また本研究では直接扱わない実証方法であるが、株式収益率の分散（volatility）変化が persistent　となるＡＲＣＨモデルを用いた実証研究の成果が示すとおりでもある（Bollerslev, Chou, and Kroner (1992)）。

ＣＡＰＭを支持仮説としたシングル・ファクター・モデルの実証は、１９７０年後半以降、とくに１９８０年代になって、米国株式データに適合しないことがよく知られている。一方、Ross (1976a, 1977a) によるＡＰＴ、 Merton (1973) による　ＩＣＡＰＭ、ならびに一般均衡モデルとしての Cox, Ingersoll and Ross (1985a) による多状態変数一般均衡理論などマルチファクター・モデルによる記述は、実証的にはより成功しているといえる（Jagannathan, Kubota and

Takehara (1995, Introduction)）。さらに、情報操作変数を含んだマルチファクター・モデルを実証した研究には、 Ferson and Harvey (1991a) などもある。これらのモデル選択問題の検討は、日本の株式データに対して本研究第５章および第６章で行おう。

シングル・ファクターであれマルチファクターであれ、投資家が各リスク・ファクター自身の変化、すなわちリスク・プレミアムの変化と各ベータ係数の次期の変化を今期利用可能なすべての情報 Z_{t-1} によって予測し、かつ市場効率性仮説が成り立つということは、情報分析力を持つ投資家がたとえ持つ情報集合がひとりひとり異なっていても、これに基づきそれぞれ最良な条件付き期待収益率を得るように行動し、あたかも価格は情報を利用する代表的投資家に基づき成立し、情報にもとづいては異常利益率を得られないという均衡経済を示唆できると考えることは可能であろう[9]。

すると資産価格理論に基づく何らかのモデルをこのような代表的投資家としてのベンチマークと考えたときの現実データの観察からの解釈方は、モデルを用いてたとえば Ferson and Harvey (1991b)に次の様に表現される。もちろん、もし最後の項 “inefficiency” が有意であるならば、モデルの有効性自体をわれわれは問題にしなくてはならない。

(predictable return) = (predicted by model) + (“inefficiency”)

すなわち、もし条件付き資産価格が正しく、かつ市場が効率的であれば、予測

可能な収益とは条件付きの資産価格理論で予測され得る部分のみであり、“inefficiency” をランダム項と考えて、統計的にこれが前者と orthogonalでかつ有意ではない white noise とならなければならない。もし残差部分が有意にあるときには、１）モデルが正しくない、２）市場が非効率的である、３）あるいはその両方である可能性がある。第７章で検討、批判する代替理論は、このような支持仮説を持つ考え方である。一方、われわれのフレームワークでは、もしモデルが妥当でかつ市場が効率的であると仮定するならば、この要因は合理的市場では事前に期待されていなかった全く新しい市場のサプライズまたはイノベーションによるものであると考える（Lucas (1987)）。

（iii）実証研究の解釈法

最後に、これまでのフレームワークの下で各実証研究をどう解釈すべきかについて再度簡単にまとめて、本研究での以下第４章で実証研究の展望および第５，６章における著者の実証結果の検討のための準備とする。

まず、収益率については、自己相関を持っていることが次章でみるように知られている。たとえば、短期の米国週次データでは個別銘柄で負、指数で正、一方月次データで長期的にポートフォリオ、指数で負である。これは、上で述べたように、相関の存在は市場効率性仮説とは矛盾しないし、また、明示的に相関を取り込んだ efficient pricing modelもある（Danthine (1977)）ことは、すでに述べた。したがって、このことは、なんらかの予測可能性を意味するが、それが効率的市場とは矛盾しない。このような相関、とくに第４章（２）節でみ

る中期、長期のいわゆる mean reversion　の下では、これまで市場効率性において誤って示唆されるといわれている株価のランダム・ウオークは成り立たない。なお、この観察については、市場効率性の下でこれは rational に期待収益率が変化するモデルと整合的であるというわれわれのフレームワークによる見方がある一方、第７章で展望する非合理バブル的考え方では、これはファンダメンタルからの乖離の存在の証拠であり、価格はゆっくりとファンダメンタルに戻って来るという現象の証拠でもあると云う、相異なる見方があることを注意しておこう。

また、われわれの予測可能性に関するアノマリーの解釈は、再度強調すれば、もしＰ／Ｅのような変数あるいはまたマクロの変数（一期前の金利等）が資産の次期の期待収益率を予測できれば、これは市場効率性と矛盾せず、本研究で検討する条件付き資産価格理論のフレームワークにおける情報操作変数の候補として考えるのである。ただし、もちろんこのために用いた資産価格理論が正しいという保証はなく、与えられた資産価格理論の実証モデルに対する新しいアノマリー（これまでのＣＡＰＭに対する 規模、ＰＥＲ、一月効果等のような）の発見は、それが資産価格理論が誤っているか、あるいは正しいとしてそこから異常利益率が得られる、すなわち市場効率性に反しているのかのどちらかがその発見時点では示唆されるので（Fama (1991)）、このアノマリーを構成する情報を新たに操作変数に組み込んだ条件付き資産価格理論が推定されて始めて、このアノマリーは消滅できかつより正しい資産価格が実証的に得られる。

（3）市場効率性仮説と会計開示政策

本節では、ファイナンス論における市場効率性仮説の実証証拠から含意される会計開示政策を、投資家にとって有用となり得る情報開示という観点から論じよう。現在、日本においては、会計理論において財務会計分野および管理会計分野に亘る、より統合化されたフレームワークが求められているといってよいであろう。また、実際の会計開示においても、ファイナンス論における価値概念により近い方向に開示が、たとえばトレーディング目的に保有される有価証券やデリバティブ取引についての時価開示にみられるように進められている。

いま唯一の測定方法により会計利益が、財務会計における事後利益の配分機能と企業内外の利害エージェント間の事前最適契約のための情報として同時にして用いられ得るならば、爾来の定義の財務会計と管理会計の区別は無いだろう。このための規範理論としては、監査機能の存在の下の２期間モデルでキャッシュ・フローをめぐるエージェント間の最適契約を分析した、Townsend (1979)による方法などが、この問題を定式化する基礎に成り得るのである。

一方、企業キャッシュ・フローを予測できる情報は、投資家の株価形成過程に有用である。しかし、上のような契約、利益分配機能のために作成される会計情報が直接予測目的したがって株価形成に役立っているは考えられない。これについて、実際のデータはどのような証拠を提供しているであろうか。この会計情報と株価の関係に関する日本データについての実証結果は、第５章において著者の研究により検討しよう。

通常、投資家の正しい株価形成のためには現在価値計算のためのキャッ

シュ・フロー情報が必要とされるが（たとえば、いわゆるTrueblood報告書（AICPA (1973)）やASOBAT（AAA (1969)）、会計測定において用いられるaccrual accountingとＦＡＳＢ基準書９５号（FASB (1988)）にみられるようなcash flow statementとのどちらに優位があるのだろうか？これに対し、たとえばBeaver (1981) は、accrualの手続きによる測定利益が、企業の将来キャッシュ・フローの予測により有用である可能性を主張する[10]。

なお、この２つの問題を考えるときには、Edwards and Bell (1961)におけるように、会計測定利益が経済的利益の真の測定値であるべきであるという考え方を採ることは必ずしも適当でない。ここでは、利益とは、企業の真のパフォーマンスおよびエージェントのeffortを測るための「代理変数（surrogate）」（Ijiri (1975)）として捉えればよい[11]。上のように考えたときの代理変数としての会計情報は経済的実体を表し得る変数であり、会計利益が真の経済利益を測定せず単なる儀式であるという主張は古く経済学者の間などにあったが（Kaplan (1978 , Section 3)）、われわれは会計情報が投資家にとっての代理変数として企業の事象変化を正しく表わせるかどうかを、すなわち本研究に関連しては会計情報が株価に有意に関連しているかどうかのみを実証科学的な方法で示せばよい。すなわち、この点は、投資家の観点から実際に会計情報が株価に有意に関連していることを科学的な方法で示す義務が会計学の立場において必要であると、１９７０年代後半にKaplan (1978 , Section 3)がいみじくも主張したとおりでもある。

ここで、以下の議論のために、ファイナンス論に関連して展開された会計測

定に関連する日本における会計理論の考え方を若干引用しよう。すなわち、近年日本において、財務会計および管理会計の２分類法の限界が指摘されたり、また会計測定利益の元来持つ所得分配裁定機能に比して、情報提供機能の目的や内容についての検討が十分でないとの指摘がされ始めている。前者の指摘は、柳（１９８５、２４１頁）において、

「勿論会計情報は近代会計における財務諸表だけに限定されるものでなく、・・意志決定会計への制度化が試みられ、・・・。しかし、我国においてこの試みは近代会計における機能的な区分、財務会計対管理会計という区分を前提にしたうえで制度会計と情報会計とを関連づけることが多い。この関連からは、・・・投資家の意思決定に有用な会計情報を制度的に提供するという命題に対する解答を導くことは難しいであろう。」

と云う。また、後者の点については、浅羽（１９９４、第６章）において、

「企業情報の開示内容もかわらざるをえなくなり，基本的に所得分配の裁定と経営状況の情報提供という二つの機能を次第に区別するようになってきた。それは、現実の利益配分における公平性が社会的問題となると同時に、この利益を生んだ経営状態とそれに基づく未来予測が経済的意思決定にとって重要・・・。そして、この二つの機能をキャッシュ・フローの過去性と未来性によって捉えるようになってきた。しかも、今日では、この二機能のいずれに重点を置くか、もしくはその二機能のシフトが問われ、それに応じた開示

内容のシフトが未調整のまま見られるのに対して、会計理論は伝統的な論理をもって対処しようと試みている。それが今日の混乱の基本的原因であることは、・・・・」

と指摘される[12)]。

この浅羽（１９９４）におけるように、会計利益による企業将来キャッシュ・フローの予測性を問題としたとき、これはキャッシュ・フローの割引価値としての株価に関連付けられ、会計情報の有用性が問われるのである。この論点は、柳（１９８５）も同様であると云える。この観点を、本章（1）節における市場効率性仮説に関連してさらに検討しよう。市場効率性仮説　a）予測可能性に関して、本研究第５章で提示する、報告会計利益についての日米の著者による実証結果を先取りすれば、会計利益自身は開示時点においてすでにタイムリーな有用情報でない。また、企業の減価償却や在庫評価に関する会計方法の選択により作られた見せかけの会計利益は、やはり株価を操作できない（Kaplan and Roll (1972)）。すなわち、市場効率性ｃ）の「事象研究」についても、少なくとも米国データについては、市場は効率的である。

このように、会計利益数値は少なくとも開示後、投資家が異常利益率を生むためには役立たないという、ＣＡＰＭ（あるいはマーケット・モデル）および市場効率性仮説に基づいた多くの実証研究の結果より、これまで投資家にとって会計利益の追加情報価値は無いと指摘されたりしていた。しかし、この解釈について、本研究においては、これら事象研究のリサーチ・デザインが、会計

開示制度自体がすでに社会において存在するという制度に条件付けられているという意味で限定された社会科学実証研究であり、1）会計情報が収益率予測に役に立たないということが制度自体の否定にはつながらない、また2）もし開示制度が無ければという社会科学実験は不可能である、ことを改めて確認した上で、a）予測可能性のフレームワークの中で考え直す。すなわち、多くの外部の情報提供機関、たとえば、日経データサービス等の提供する純利益や経常利益についての予測情報は、会計制度とその元での利益測定プロセスに条件付けられて提供される代替的かつよりタイムリーな情報の可能性を持ち、結果として制度から生み出される会計情報自体はタイムリーにならなくなると考える。さらに、この予測情報自体も、市場効率性仮説と条件付き資産価格理論の仮定の下では、その公表後は情報操作変数の候補である。予測情報から計算したＰＥＲに次月の株式収益率の予測力があると云う著者による実証証拠については、第5章で検討しよう。

最後に、市場効率性仮説のｃ）「私的情報」に関して言及すれば、期末の実現利益の予想について経営者自身が自己企業について入手できる利益予測情報は、企業の競合性に不利にならない限り、これがよりタイムリーに開示されるべき誘因が投資家の観点からは存在することは、事前的期待効用を高めるという意味で存在する（久保田（１９８４ａ、ｐｐ．５２－５４）。しかし、一方、経営者自身による予測情報の開示は、ペナルティーが repeated game としての制度に組み入れられていない場合、実際よりもこれを良く見せようというモラル・ハザードが存在する。これら予測情報の開示方針は、不完全情報の契約理

論のフレームワークによって、今後より理論的検討がされていかなければならないであろう（たとえば Dye (1984), Baiman and Verrecchia (1996)）。

一方、浅羽（１９９４）によればキャッシュ・フローの過去性と呼ばれる、会計実現利益の配分利害調整機能については、これを経営者、株主、債券保有者および債権者の間の企業キャッシュ・フローの分配とかれらの最適投資行動のフレームワークで考えることができる（久保田（１９８４ａ））。たとえば、１期間モデルにおいて、測定利益として経営者により公表される「代理変数」シグナルに基づいて行われるキャッシュ・フローの経営者と株主間の事後的分配について、このとき公表されるシグナル値が真であるかどうかをモニターする機能として会計監査制度が重要な役割を持つことを、久保田（１９８４ａ、ＩＶ、Ｖ節）は Townsend (1979) のモデルを用いて定式化した。このとき、どちらのエージェントも実現値をめぐる報告の信憑性またその実査可能性を契約に含んで契約に参加する誘因を計算し、事前的インセンティブ・コンパティブルな契約への参加、すなわち期待効用最大化原理にしたがって契約に達するのである。すると、この理論フレームワークでは accrual base で作成される会計利益は、利益配分の最適契約のための情報としても機能し得るのである。このとき再度強調すれば、この値自体が真であるかどうかが問題になるのではなく、キャッシュ・フローについての良い代理変数（サロゲート）（ Ijiri (1975)） として機能するかどうかを問題とすべきである。なお、このサロゲート機能を持つ情報の選択は、しかし単なる代替的情報のうちの一つとして捉えられるのではなく、このサロゲートの歴史的社会受容性およびエージェントのこれに条件

付けられた最適反応行動の効果を考慮して分析され、このフレームワークによって開示されるべき最適な代理変数としての会計利益の選択がされなければならない。

会計情報の投資家にとっての有用性とは、情報の伝達機能を通じた市場の資産価格形成過程、および情報を用いる利害関係者の行動、かれらへの経済的効果および分配決定を分析することにある。米国における会計開示政策への提言においては、Beaver (1981) に代表されるように、市場効率性仮説の十分なる証拠を元に、会計ディスクロージャーについての諸提言が行われてきた。たとえば伝統的発生主義会計について、Beaver (1981) は、つぎのように発生主義会計を擁護するばかりでなく、キャッシュ・フロー予想に有用であると主張する。

> "However, the premise is that the aggregation can be more informative than merely reporting cash flows. Given that the price of a security is a function of what is expected in the future, it is not unreasonable to suppose that accrual accounting, if it provides data on management's expectations about the future, may in fact convey information over and above the cash flows."(Beaver (1981, p.113)

会計開示政策をめぐる議論においてファイナンス論の与えた大きな影響の一つは、市場効率性仮説からのディスクロージャーへの指針である[13)]。内部情報についてはともかく、定期的な開示が制度化されその開示情報についての予測形成が容易（たとえば、情報サービスによる利益予測情報等を通じて）な情報については、ほぼ大部分の情報が開示前に株価に正しく反映されており、こ

の情報自体を用いてさらに市場平均を上回る超過収益率（異常利益率）を得ることは出来ない[14]。したがって、このときの会計開示政策への指針の一つの考え方は，情報分析力が機関投資家よりも劣るが賢明な投資家のため、また一部の機関投資家にのみ利用可能な私的（内部）情報が生まれることを排除するという意味でも、会計数値を細かく（fine information）開示するのみならず、用いられている会計方法自身を脚注情報などで開示することが必要であるということになる。また実際、投資家は情報処理について会計情報の市場効率性の証拠からみられるように、賢明なのであるから、たとえば定率償却から定額償却に会計処理が変更されても、その利益への含意は正しく計算して投資行動することができる（Kaplan and Roll (1972)）。そこで、このとき選択すべき会計方針自体の是非を議論することには意味がないのであり、追加開示コストがかからない限り、用いられている会計処理方法を開示することは好ましい。このような観点から、Beaver (1981) に代表されるように、市場効率性仮説の十分なる証拠を元にした、ディスクロージャーについての諸提言が米国において行われて来たのである。

しかし一方、本章前半のフレームワークおよび第４章で展望する諸結果また第５章で検討する著者による実証結果から、会計情報は資産価格の予測に用いられ得る情報の部分集合となり得ることを知る。すなわち、利益自体の開示はタイムリーでなくとも、これを株価情報を用いて新変数、たとえば、book-to-price-ratio（純資産／株価価値）を定義したとき、これに基づく投資戦略はＣＡＰＭを仮定すれば、異常利益率を実現できることが知られている。さらに、Ｐ

ＥＲやレバレッジのような会計情報に基づく情報も資産価格の将来のリスク・リターンの予測に用いることができるのである（本研究第５章）。さらに、直接の会計情報ではないが、配当利回りが、米国において中期の株式や債券の収益率を予測するのに用いることができることは米国において広く知られている[15]。ただし、配当の増加や減少は経営者のコストを経済的コストの変化を伴う決定変数であり、かつ経営者自身の持つ企業の将来キャッシュ・フローへの見通しが含まれているという意味で、配当情報は他の会計情報とは異なる意味合いを持つ。そこで、この配当情報を Spence (1984) の意味でのシグナル変数として分析した理論研究もある（ Ross (1977b) 、 Bhattacharya (1979) 、久保田（１９７９））が、本研究では配当情報についてはこれ以上触れない。

会計情報に基づく変数が、個別株式収益率を予測できることは、配当割引モデルを想定すれば、これらは逆に企業の将来のキャッシュ・フロー変化の予測および（または）割引率に関連付けられる変数であることを示唆する。したがって、キャッシュ・フローの未来性（企業のリスクを反映する割引率を含めて）に関連して、これら会計情報はいまや部分的に有用であると言え、投資家にとって追加情報価値が無いとされる古典的市場効率性仮説における準強法則の証拠（Ball and Brown (1968), Kubota (1980)） などに対して、その解釈は見解を異にする。これは、矛盾であろうか。これは本章（１）節で定義した新しい市場効率性仮説においては、条件付き資産価格理論における期待収益率決定のための情報集合として有用であるという点において、市場効率性仮説と矛盾しないのであった。そこで、これまでの市場効率性仮説の実証証拠とされる、利

益情報が開示日前にほとんどの情報が織り込まれてしまい、無条件ＣＡＰＭに基づき異常利益率（abnormal return）が得られないという観察は、とりあえず十分許容された実証結果として受け入れておいても、今後改めてマルチファクターによる条件付き資産価格理論などを用いて再度テストされるべきであろう。なぜなら、次章で展望し、また第６章でも検討するように、株式収益率を予測できる変数が多く発見されており、その結果を包含した新しいマルチファクター資産価格理論が得られているからである。このとき、このモデルをベンチマークとして、再度異常利益率と情報の市場効率性仮説における仮説は実証し直されなければならない。本章（１）節で述べたように、資産価格理論と市場効率性仮説は、ファイナンス論における切り離せない複合仮説を構成するのであり、会計情報に関する意味内容の研究はその実証の重要な部分を構成するからである。

本研究（３）節では、かくして伝統的会計測定法に基づく会計シグナルの意義を新しい市場効率性仮説の定義の下で再定式化した。会計情報は、最適契約に盛り込まれる情報となり得るし、投資家が株式収益率を予測するための、条件付き資産価格理論の情報集合の部分集合にもなり得る。本来多元目的（過去性および将来性）の融合解として測定されているaccrual baseによる会計測定値は、このような新しい資産価格理論のフレームワークから、新たな有用性を理論的にも実証的にも再検討されるべきであろう。

第３章脚注）

１）これら証拠の詳しい展望には、久保田（１９８９年、第４章）がある。

２）この定義は、本章（２）節をみよ。

３）本章注２）に同じである。

４）もちろん、このようなモデルの原型が、 Bachelier (1890) によって最初に提示されたことは歴史的事実である。

５）本章注２）に同じである。

６）用いられている資産価格理論は、Fama (1970, Sec. 2.0.5)においては、無条件のＣＡＰＭが明らかに用いられていた。条件付き資産価格理論を用いると、たとえば Ferson and Schadt (1996) が、無条件のＣＡＰＭを市場の期待として用いて異常利益率の有無を計算するときパフォーマンスが悪いと評価されてしまう投資信託が条件付きＣＡＰＭを適用したときアルファ値を平行移動させ、それほど悪くならなくなることを実証しているように、実証的結果の解釈は大きく異なる。Hansen and Richard (1987, p. 601) によれば、無条件でＭＶ効率でないポートフォリオも条件付きではＭＶ効率となるかもしれない。

７）Fama (1970)は、期待収益率が一定でないとき、価格変化の系列がゼロ相関であっても期待収益率の系列は、たとえもとの収益率がフェアゲームであってもその相関がゼロとはならないことを示し、ただし日次データではどちらにしてもその影響は小さいと主張している。この意味からも、第４章（２）節でその実証結果を展望するように、より長期のデータにおける、相関構造また条件付き期待値の時間変化などを観察することは重要である。

8）第１章（１－４）式のように、収益率の系列をマルチンゲールに変換できる確率変数が存在すれば、これによって変換（割引）された系列はマルチンゲールを構成できる。なお、一般的な、条件付き請求権の評価問題は、請求権の価格の確率過程に対する危険中立な同値マルチンゲール測度の存在により、解が導かれ、かつその解の存在、唯一性が保証される。一般的な pricing kernel と同値マルチンゲール測度との関連性については、 Hansen and Richard (1987) および Duffie (1988) をみよ。

9）たとえば、Hellwig (1980)におけるように、市場で投資家が異質的シグナルを当初受け取るが、市場全体では期待がしたがって価格が、それぞれ合理的に決まるシナリオを想定すればよい（同様に、Grossman (1981)）。

１０）Sloan (1996) は、会計情報のキャッシュ・フロー部分に関しては、市場が効率的でないという実証を行っているが、本研究の観点からは、これは単純な無条件ＣＡＰＭを用いたテストであり、そのことよりこの結果をここでは必ずしも額面通り受け入れない。

１１）この見解は、久保田（１９８４ａ）においても展開されている。

１２）　最近の会計学研究には、会計の制度に重点を置きながら、新しい観点を展開した別のアプローチとして、ポジティブ理論を展開したものに高尾（１９９２）、会社法の制約のもとでの会計政策を論じたものに伊藤（１９９６）などもある。

１３）　たとえば、Beaver (1981)　の主張のみならず、１９７０年代には、市場効率性仮説を仮定した多くのディスクロージャー論が学界および会計原則の

検討に携わる会計実務家の間で展開された（この展望として、Kaplan (1978) をみよ）。

１４）第４章、５章でみるように、自己資本を株価価値で割った、book-to-price ratio（ＢＰＲ）や、利益を株価で割ったＰＥＲなどは、予測可能性があったり、株式収益率のリスク、リターンを説明できる変数となるので、ここでは、利益情報自体に議論を限定している。

１５）市場効率性からタイムリーな情報とはならないが、配当情報自体（配当率）が、日本企業について利益情報よりも、事象研究において定義された意味での「情報の意味容」が大きいことは、第５章でみるように Kubota (1980) において実証された。

第４章　資産市場の実証研究：方法と展望

本章では、第１章、第２章で検討してきた資産価格理論についての実証を行った諸研究を展望する。まず、（１）節では、資産価格理論自体の実証の方法論を論じる。（２）節では、収益率自己相関に関する実証研究を、また（３）節では株式収益率の予測可能変数に関する実証研究をそれぞれ展望する。（４）節では、資産価格理論についての実証研究の一部について展望し、著者のオリジナルな実証研究の結果を報告する 第５章および第６章への準備とする。

（１）資産価格理論の実証方法

資産価格理論自体の実証は、ＣＡＰＭに基づくリスク・リターンの関係をテストすることから始まった。すなわち、いわゆる Lintner (1965b)、 Douglas (1969) の実証研究に始まり、続いてこのテストで起こり得る統計的問題点を指摘した Miller and Scholes (1972) 、さらに推定されたベータの測定誤差を大標本において解決する操作変数による方法を提示して実証した Black, Jensen and Scholes (1972) [1] などがその初期のものの主要な成果である。これらによれば、米国のデータでは株価指数をマーケット・ポートフォリオの代理変数としたＣＡＰＭの実証関係の示唆する安全利子率は現実のそれよりも有意に高く、また、ポートフォリオの期待収益率とリスク（推定ベータによって測った）の正の関係も有意に低い （Black , Jensen and Scholes (1972, p.95)） というＣＡＰＭに否定的なものであった。

これに対し、その後の実証研究の代表的なものには、Fama and MacBeth (1973) があり、そこでは、ベータの時間変化、また収益率および安全利子率の時系列での実現値の変化を考慮した形でテストが行われ、ａ）リスク・リターンに正の線形関係がある、ｂ）他の非系統的リスクは有意でない、という仮説が棄却できず、ＣＡＰＭは米国データと整合的であるとの暫時的結論がされた。ただし、このとき、推定された安全資産利子率は現実よりも大きいという観察がやはりされ、どちらかというとＣＡＰＭの 安全資産の無い場合の Black (1972) version が支持されるといえる。この Fama and MacBeth の実証研究は、ＣＡＰＭに関する最も代表的な研究として受け入れられ、ＣＡＰＭのテスト全般に関する、 Roll (1977) によるマーケット・ポートフォリオのＭＶ効率性と識別可能性に関するいわゆる Roll の批判においても、その代表的 straw man 的研究として取り上げられている。そしてこの結果は、１）次の理論代替案としてのマルチファクター・モデルの発展および現実説明力のより強い実証結果の蓄積がされるまで、２）さらに、Fama and French (1992) 自身によるＣＡＰＭ の理論的関係を強く否定する実証結果の提示に至るまで、ファイナンス理論の実証研究における十分受け入れられた実証結果とされていたといえよう。

Fama and MacBeth (1973)　においては、いわゆる Fama and MacBeth の２段階テスト法が用いられる。 Black, Jensen and Scholes (1972) の方法では、ベータの推定誤差を大標本において矯正するため、最初計算した個別銘柄のベータ係数を、サンプルとして用いるポートフォリオを組むための操作変数として用いる。そして、このようにして作られたポートフォリオから新たに計算したベー

タを元に、リスク・リターンの関係がクロス・セクションにおいて、一回だけ計算され、その実証が行われる。これに対し、 Fama and MacBeth のいわゆる2段階テスト法では、まず「サンプル推定期間：1」において個別銘柄についてのベータからポートフォリオが作られ、続く「サンプル推定期間：2」についてポートフォリオ・ベータが計算される。そして、この推定値を基に次の月のクロス・セクションの関係のテストがこのテスト期間（月）について行われる。さらに、この方法は毎月 roll forward されることにより、クロス・セクションの関係は毎月の i. i. d. な drawing sample として取り扱われ、そのクロス・セクションの係数からの t 値（いわゆる Fama and MacBeth の t）により、ＣＡＰＭの理論的示唆についての仮説検定が行われる。

しかしながら、この Fama and MacBeth による t 値を用いる方法の統計的性質は以前は十分検討されていず (Shanken (1992, p.2)、Shanken (1992) によってこれが初めて検討された。すなわち、 Fama and MacBeth 推定値には元の推定ベータが標本誤差を持つことから生じる以下のような問題があることが明らかにされた（ Shanken (1992)）。Shanken (1992) の証明によれば、収益率が i. i. d. で多変量正規の仮定の下での多重回帰モデルについて、ＯＬＳ、ＧＬＳによるベータ推定値ともに、サンプル期間を無限にしたときに一致性が得られるが、後者が efficient な推定値となる。さらに、ＯＬＳを用いたときに t 値や R^2 が上方に偏りを持つことも最近知られた（Kan and Zhang (1996)）。なお、このときサンプル期間を無限大にするという意味で、Shanken は、T一致性という用語を用い、一方、資産数を無限にするときこれと区別して、N一致性と呼ぶ。

第２章で検討したGrinblatt and Titman (1987）による「exact APT」と最尤法ファクター分析の等価性に関する性質はT一致性に関するもの、またChamberlain and Rothschild (1983) による近似ＡＰＴと最尤法ファクター分析、主成分分析との関係はN一致性に関するものである。

Jagannathan and Wang (1996b) は、Shanken (1992) が多変数回帰に関しての証明をしたのに対し、同様の結果を単回帰により計算した複数のベータについて示して、その標本分散の矯正法を導出した。しかし、Shanken (1992) によるＧＬＳもまたJagannathan and Wang (1996b) による方法も、１）残差項に関する非現実的な強い仮定に基づく点と、２）小標本において必ずしも優れているとはいえないかもしれない（Jagannathan and Wang (1996b)）という点から、現時点での実証研究では、Fama and MacBeth のtをそのまま用いることは、とりあえず現実的な解と現時点では判断されよう（Jagannathan, Kubota and Takehara (1997)）[2)]。

ＣＡＰＭのテストの方法は、次のように要約できる。いま、ＣＡＰＭが成立するときの証券とベータの関係を、無条件ＣＡＰＭにより表せば、

$$\mathrm{E}(R_{i,t}) = c_0 + c_1 \beta_i \qquad (4-1)$$

となる。ただし、$R_{i,t}$は証券iのt期収益率、$R_{m,t}$は真のマーケット・ポートフォリオの収益率、β_iはマーケット・ポートフォリオmと証券iの間の真のベータ・リスク Cov［$R_{i,t}, R_{m,t}$］/ Var［$R_{m,t}$］である。係数c_0は、安全資産

の利子率に関した（安全資産の存在しない場合のBlack型ＣＡＰＭでは、ゼロ・ベータ・ポートフォリオに関した）切片項であり、安全利子率 $R_{f,t}$ または期待収益率 $E(R_{0,t})$ に等しい。また、c_1 はマーケット・ポートフォリオの安全利子率に対する超過収益率、いわゆるリスクの市場価格 (market price of risk)であり、リスクの単位市場価格 (market price per unit of risk) $(E(R_{m,t}) - R_{f,t})$ / $\sigma(R_{m,t})$ の分子部分、すなわちリスク・プレミアムである（Fama and Miller (1972, p. 292)）。

つぎに、いま代理変数として何らかの価値加重株価指数 s を用いたときに、（無条件）ＣＡＰＭの仮定から想定されるクロス・セクションの理論的関係は

$$E(R_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i^s \qquad (4-2)$$

である。ただし、ここで、γ_0、γ_1 は株価指数を用いたときに、（４－１）式と同じ様に、ただし株価指数 s についてＣＡＰＭから含意される関係を表し、β_i^s は株価指数を説明変数とした第５章（５－２）式のいわゆる「マーケット・モデル」と呼ばれる時系列単回帰分析から得られた証券 i のベータ係数 $\beta_i^s = \mathrm{Cov}[R_{i,t}, R_t^s] / \mathrm{Var}[R_t^s]$ である。ただし、このときの株価指数の価格変化率（配当をも考慮したときには収益率である）を R_t^s と表している。

真のマーケット・ポートフォリオとは、Roll (1977) が最初に指摘したように、資産市場のすべての資産を含むべきであり、一般に観察不可能であろう。なお、第１章（１）節で述べたように、このＣＡＰＭにおいて取り扱う資産に含まれ

る範囲について、ＣＡＰＭの創始者の一人である Mossin (1966) においては、市場で交換される資産がすべて想定され、個人の資産市場での最適交換行動そして均衡価格が分析されている。また、個人の富とは資産の合計であるので、金融資産のみならずすべての有形資産、不動産、耐久消費財、および労働の将来収入の現在価値としての人的資産が含まれるべきであるともいえる (Abel (1991, p6., fn. 5)。

これに対し、多くのＣＡＰＭの実証研究では、対象資産を株式市場データに限定して、さらに（４－２）式のように、マーケット・ポートフォリオの代理変数として多くの場合価値加重株価指数を用いて、実証テストが行われることが多かった。すなわち、本来の一般的ＣＡＰＭは資産市場全体にかかわる均衡モデルにあるのに対し（Mossin (1966)）、これら実証研究においては主として株式市場のみについてのテストが行われて来たのである。

なお例外としては Stambaugh (1982) があり、彼は株価指数に加えて、社債、不動産、耐久消費財から成る指数を用いて、米国データについては株価指数のみのときとその結果は有意に異ならないことを発見している。しかし、不動産データについては、たとえその市場が流動的でも観察データは気配値が多くデータの観察頻度に問題があるといわれる (Brown and Kritzman (1990, chapter 4))。また、耐久消費財の転売市場も財によっては流動性に問題があろう（例：中古車市場対中古エアコン市場）。なお、完全な市場化がされていないが、資産市場の分析に欠かせない最も重要な資産とは、労働からの将来報酬の現在価値、すなわち人的資産である。しかも、米国、日本などの先進国においては、

ＧＤＰにおける労働への配分は、企業へのしたがって株主への配分を大きく上回り、およそ７０％である。先進国の資本市場においては、個人住宅ローンや借入など資産を担保にした金融取引や保険（医療、生命、失業等）により、intertemporal なリスク分散も可能であり、人的資産は部分的にではあるが取引可能（marketable）また保険可能 (insurable) [3] であるといえることは前にも述べた。しかし、人的資産の市場は、深刻なモラル・ハザードの問題もあり、通常の実物資産と同等には扱えない（Jagannathan, Kubota and Takehara (1995, Introduction)）。人的資産の資産市場において占めるこの重要性に最初に注目したのは、Mayers (1972) であり、さらに Jagannathan and Wang (1996a) では、株価指数のみから得たベータによって説明できなかったクロス・セクションの株式収益率の変動が、労働収入の成長率を追加することにより、米国データについて有意に説明できることが実証された。同じく Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995, 1997) においても、このような実証的関係が有意にかつ米国におけるよりも強い関係として日本データについて成立することが発見されている。この実証結果については、第６章でより詳しく検討しよう。

さて、資産の範囲について、第１章で述べたように、これを企業のキャッシュ・フローへの請求権を持つ資産に限って考えると、株式、ストック・オプション、社債、転換社債、ワラント（債）、労働者の企業のキャッシュ・フローへの請求権などがこれに含まれる。第６章における著者の実証研究では、このうち株式と人的資産のみを用いる。なお、個別銘柄オプション、株価指数先物等、純供給がゼロとなる派生資産については第９章で取り扱うこととし、

そこまでは企業のキャッシュフロー請求権である資産の交換市場のみをＣＡＰＭの基礎とする資産市場と考えることにする。

いま、マーケット・ポートフォリオの収益率 $R_{m,t}$ の代理変数として株価指数価格変化率 R_t^s が用いられるときには、両者の確率変数が線形結合で表わされるすなわち（４－３）式のような定数 a_0、a_s $(\neq 0)$が存在することが暗黙に仮定されていると考えるべきである（Jagannathan, Kubota and Takehara (1995, equation (3)))。

$$R_{m,t} = a_0 + a_s R_t^s \qquad (4-3)$$

第６章では、さらに $R_{m,t}$ が労働賃金の成長率の線形関数とも仮定された、人的資産を含んだＣＡＰＭが導出されるであろう。

さて、本節では、株価指数を真のマーケット・ポートフォリオの代理変数として用いることから必然的に生じてくる Roll (1977) の 識別不可能性の問題はとりあえず無視して、（４－２）式の推定における計量経済学的推定誤差自体の問題を以下要約しよう。この問題を、最初に採り上げたのは Miller and Scholes (1972)である。すなわち、Miller and Scholes は、ａ）推定モデル自体のミススペシフィケーションについては、安全資産を時間と共に一定と考えることからの問題および元のモデルが非線形であるとき生じる問題を、また、ｂ）リスクおよびリターンを近似するための変数選択から生じる誤差としては、ベータ自

体の推定誤差、残差項と真のベータとの相関による影響および株価指数の選択からの誤差について、それぞれ分析した。本研究では、そのうち特にｂ）のベータ自体の推定誤差を問題にする。

一般に、真のベータの推定のため個別銘柄について通常の時系列によりこれを推定する方法からは系統的な標本誤差が生じ、（４－２）式における係数推定値は不一致性を持つ（Miller and Scholes (1972, equation (25)）。これに対し、Black, Jensen, and Scholes (1972) は、まず個別銘柄について推定したベータを第１段階とし、これを元にランキング・ポートフォリオを作ってこれについて計算したベータを第２段階とすると、そのベータ推定値がN一致性を持つことを証明した。その後、Fama and MacBeth (1973) がこの方法を用い、さらにリスク・プレミアムや推定係数の時間的変化を考慮したＣＡＰＭのテストを行って以降、ファイナンス論における実証研究の主たる興味はむしろＡＰＴの実証に移り、ＡＰＴの実証をも含めたベータ推定値の推定誤差問題の究明は、Shanken (1992) に至るまで行われなかった。Shanken (1992) は、Black, Jensen and Scholes (1972)や Fama and MacBeth (1973)の方法によるＯＬＳ推定法推定子が、もし元の回帰推定式の残差項ファクターに条件付けられた分布が i. i. d. であればT一致性を持つが、一方漸近的に efficient な推定量とはならないことを証明し、一方ＧＬＳ推定値はこのとき最尤法推定量と同値で最良一致性を持つことを明らかにした。さらに、このような推定方法の分布特性は Jagannathan and Wang (1996b) によっても調べられ[4)]、もしベータに推定誤差がないのであれば、Fama and MacBeth の方法によるベータ推定値およびその標本分散・共分散推定

値ともに一致性をもつが、通常の場合には後者の推定値には偏りがあることなどが明らかにされ、それを矯正した推定量を導いている（Jagannathan and Wang (1996b, Theorem 2)）。しかしながら、前述のように、Shanken (1992) の方法もJagannathan and Wang (1996 b) の方法も、現実的には満たされ得ない誤差項などの仮定に基づいているので、その観点からもＧＭＭによる方法が現時点では必要な仮定の弱さおよびモデル自体の仮説検定の方法の明確さからより好ましいであろうとFerson and Jagannathan (1996, section 2）においては主張される。第６章において、われわれが第６章のＣＡＰＭやマルチファクター・モデルの実証においてFama and MacBeth (1973) の方法とＧＭＭの２つの推定方法を用いるのは、このような理由による。

さて、上で述べたような、複数の説明変数による資産価格理論の価格付けテストは次のように表される。いま、求めるリスク・リターンの理論的関係は、

$$\mathrm{E}\left[R_{i,t}\right] = \gamma_0 + \sum_{k=1}^{M} \gamma_k b_k + \sum_{k=M+1}^{K} \gamma_k \beta_k \qquad (4-4)$$

である。ただし、最初のM個のファクターは企業の特性（規模、配当利回り）に関する変数で、誤差無しに観察される変数であり（４－４）式のb_kに相当し、$M+1$番目からK番目までのファクターは株価指数から時系列で計算されるベータのように推定誤差を持つ変数β_kに相当し、これらファクターのリスクの市場の価格付けを表す係数は単変数のときと同様γ_kとする。たとえば、

Fama and French (1992) の研究では、主として企業の財務比率などの特性変数が用いられており、これは前者の誤差無しの観察値の例であり、Chen, Roll, and Ross (1986) におけるマクロ変数からの（単回帰）ベータは後者の推定誤差を持つ推定値の例である。また、第6章でみる Jagannathan and Wang (1996a) や Jagannathan, Kubota and Takehara (1995) の研究においては、前者に属する変数として企業規模、後者に属する変数として株価指数からのベータと労働賃金成長率からのベータがたとえば用いられている。

さて、このような $\gamma_k = 0 \quad (k = 1, 2, \ldots\ldots, K)$ に関する仮説検定、すなわち各ファクターが価格付けされているかどうかというテストは、上にのべたようにベータを推定する必要があるときは、時系列データを用いて第1段階の推定が行われ、それからクロス・セクション回帰（以後、ＣＳＲとも呼ぶ）において（4－4）式がテストされ、そのテストが再度 rolling forward されることにより、最終的に t 値、いわゆる Fama and MacBeth の t 値により仮説検定が行われる[5)]。

一方、このような価格付け理論をＧＭＭによりテストするときには、たとえば無条件の安全資産を含むＣＡＰＭをテストする場合には、第2章の（2－16）式を超過収益率（収益率マイナス利子率）について第1章の（1－4）式のように書き直した式について、またBlack 型ＣＡＰＭについては同じく（1－4）式の後者の表現についての帰無仮説を検定すればよい。これは pricing kernel に明示的なＣＡＰＭモデルの線形関係を適用した場合の検定であり、第2章における（2－16）式に相当する。ＣＡＰＭの代わりに多変数

モデルをテストする場合も全く同様である。この実例は、第６章（６－７）式でみよう。

なお、本研究の実証ではこの検証は行わないが、情報操作変数を用いた条件付き資産価格理論を検定するときには、他の実証研究においてすでに株式収益率を予測できると分かっているような変数を情報操作変数の候補として、第１章における（１－６）式のように、これらの情報操作変数によりクロネッカー・プロダクトを用いて表現したEuler条件をやはりＧＭＭを用いて検定すればよい。この方法による、米国データでの条件付ＡＰＴの推定例としては、Ferson and Harvey (1991a) が最も代表的である。

（２）収益率自己相関に関連する実証研究

日次データを用いた株価変化に関する実証研究には、第３章で述べたように、フィルター・ルールを用いたもの、自己相関係数や分布形を調べたものなどがある（Fama (1970)）。そのうち自己相関についての古典的研究としては、１９５７－６２年の期間の個別銘柄の自己相関を調べたものがあり（Fama (1970, Table 1)）、ＮＹＳＥ上場３０銘柄のうち２３銘柄について日次で正の一次相関があり、うち９銘柄についてはそれが有意であった。しかし、これらゼロでなかった係数についても、元のデータにbid-ask spread　があることからこの大きさを文字通り受け取れないこと、また実質的利益という観点からもほとんど無視出来る大きさであるという見解を、最近Fama自身は述べている（Fama (1991)）。なお、French and Roll (1986)においても、１９６３－８２年の日次

データについて、１次階差が正、そして１３階差までが負、１４、１５が正で、そのうち２次から７次まではその係数は有意であった。また１次の階差の負は主として小型株から生じるものであり小型株については常に負、大型株については常に正で多くの場合有意な自己相関係数が発見されている。

次に、週次データについては、たとえばLo and McKinlay (1990a, p.180) の１９６２－８７年の個別銘柄データについての実証にあるように、第４ラグまで取った自己相関の平均は有意ではないものの一様に負であり、また５分位で取った小型株はより強く、一方大型株はより弱い程度に負の相関を持っていた。これに対し、一見矛盾するかもしれないが、同じ研究において、指数は一般に正でしかも多くのものが有意であり、特に等加重指数はこれがより強く３０％（ここに、分散不均一性調整済み標準誤差は４．６％）の強い一次相関係数を持っていた。この矛盾の解決については、本節後半で述べる。

また、個別銘柄ではなく指数レベルにおいてより長期のautocorrelation　を調べた週次データの実証研究としては、Lo and McKinlay (1988) がある。これにおいては、価値加重と等加重のＮＹＳＥ指数およびＡＭＥＸ指数、および等加重の大型株、小型株ポートフォリオについてその週次収益率に正の自己相関のあることが、ランダム・ウオーク・モデルを仮定して計算するいわゆる分散比（株価が幾何ブラウン運動に従うとき、N年間のデータの推定分散が一年間の推定分散のN倍になるべきことからこの比を取り、帰無仮説において１を基準としたもの）より、２週から６４週の期間までについて発見されている。さらにかれらは、このようにランダム・ウオークを棄却する一方、代替モデルとし

て非合理性にもとづく、いわゆるfadモデル（Summers (1986)、Shiller and Perron (1985)）についてもこれを検討し[6]、このモデルから導かれる負の相関や、対数収益率をOrnstein-Uhlenbeckプロセスとして表わしたときに導かれる分散比の統計量と実際のデータとが整合的とはならないと主張する。

月次データについては、Fama and French (1988a)が、１９２６－８５年の月次データより、産業別に分類、作成した１７個のポートフォリオと規模別に作成した１０個のポートフォリオについて、これをoverlappingに時系列データをずらしていって、月次収益率によって将来の時点の月次収益率を説明する単回帰分析を行っている。この回帰においては、収益率のこの予測期間（horizon）を長くして行くと収益率についての回帰係数（＝自己相関）は、横軸に予測の長さをとり推定された係数を縦軸に図示すると有名なU型となり（グラフの例として日本データについての同様の結果を示した図４－２を見よ）、２年以上で有意に負なものが出始め、３－５年のものが最小の係数を持ち、それ以上の期間では再び０に近づいて来た。これは、かれらの提示している株価過程、すなわち、以下の（４－５）式、（４－６）式のような（ドリフト付き）ランダム・ウオーク部分と定常的部分とから成る株価過程と整合的であると云う（Fama and French (1988a)）。

すなわち、いま、株価の対数をp（t）、そのうちランダム・ウオーク部分をq（t）、またz（t）を定常的な部分として、q（t）を分解し、μをドリフト項、η（t）をホワイト・ノイズとすると、

$$p(t) = q(t) + z(t) \qquad (4-5)$$

$$q(t) = q(t-1) + \mu + \eta(t) \qquad (4-6)$$

となり、定常部分z（t）には簡単なたとえばＡＲ（１）過程を想定する（Fama and French (1988a)）。このときの構造の下では、 Fama and French が示したように、前述の回帰係数は定常な部分に引っ張られ、中期的に－０．５に近づき、さらに長い期間になると今度はホワイト・ノイズ項が支配して０に戻って行く。なお、このz（t）の確率過程に、特定のＡＲ（１）を用い１に近いＡＲ係数を適用して、別途実証を行ったのが第７章で検討する Summers (1986)の研究である。Summers の主張では、短期データでは、ゆっくりしたミーン・リバージョンはデータから発見できず、そのため誤ってデータがランダム・ウオークであると判断されてしまうというのだが、一方 Fama and French は、これに対し、むしろより長期の収益率を見ることによりこのミーン・リバージョンは発見できると主張する（Fama and French (1988a, p.250)）。しかし、このミーン・リバージョンが　Summers の主張する市場の非効率性に起因するものか、あるいは時間と共に変化する期待収益率の変化によるものかはこのテストでは結論付けられないと云う（Fama and French (1988a, p.266)）。さらに、Fama and French (1988a)では、R^2で測ったとき、将来の３年から５年まで収益率の分散の４０％近くが予測可能となることが実証的に示される。この点は、第８章で検討する投資政策への重要な implications を持つ。なお、この結果は、

大恐慌時のデータにかなり影響され、これを除く１９４１年以後のデータではミーン・リバージョンの傾向はそれほど顕著ではなくかなり弱くなってしまうことも指摘された（Fama and French (1988a)）。

一方、Poterba and Summers (1988) は、このようなoverlapping なデータを用いた通常の分散比や回帰係数によるテストの検出力の弱さを指摘すると同時に、価値加重と等加重によるＮＹＳＥ指数の１９２６ー１９８５年の月次データにおいて、最長９６ヶ月までの１２カ月に対する、かれらの導いたバイアスを矯正した分散比（N 年の分散）÷（（一年の分散）x N））を計算し、３６カ月以上の分散比が１より小さい、すなわちこの保有期間の収益率に負の相関があること、またその他１７カ国の指数データについてもそれぞれ６０ヶ月以上の期間になると一様に分散比が１より小さくなることなどを発見した。さらに、これらのデータでは逆に（１カ月に対する）一年の分散比が１よりも小さく、今度は短期では、指数レベルでの短期の正の相関の存在[7]が含意される。なお、この Poterba and Summers の研究においては、日本のデータについては、ＩＭＦデータを用いたとき、１９５７ー８６年の期間について４８ヶ月以上の期間の分散比が１より小さく、また１カ月のそれも米国と同様１より小さかったことを付記しておこう。

最後に、週次データについては、前述した４次のラグまでの個別銘柄レベルでの負の相関がある一方、指数レベルでは短期の正の相関が見られるこの一見した矛盾の原因は、Lo and McKinlay (1990a)により解明された。かれらの注目したのは、異種個別証券の異時点相関の関係 (autocovariance)であり、個別銘柄

が負の自己相関を持つ一方で指数が正の自己相関を持っていることは、この異種証券間の正の相関関係の強い作用によって生じ得ることを解明した。この結果より、本研究 第８章（４）節においてポートフォリオ・パフォーマンス評価とアセット・アロケーション戦略とに関連して述べる、ミーン・リバージョンの下で示唆される株式・債券間の投資比率決定において、株式ポートフォリオの逆張り投資戦略（contrarian strategy）が正の異常利益率を生む可能性が示唆されるのである。 Lo and McKinlay によるこのような逆張り投資戦略についての実証結果によれば、１）この戦略による利益が４週間のラグまで統計的に有意であること、２）そのうち、autocovariance による関係が戦略による利益の５０％以上のウェイトを持っていること、３）さらに autocovariance　のデータから、週次データについては、大型株が小型株に先行していること等が明らかにされている。

これらの結果に関連する日本についての実証では、小原沢＝甫喜本（１９９２）が１９８１－９１年の個別銘柄月次データを用い、全銘柄のクロス・セクション重回帰、すなわち各銘柄のマーケットを超す部分の異常利益率を、その過去１２ヶ月の自己ラグ変数全てにより回帰し、次にその回帰係数の統計量を基に時系列平均を計算した統計量の有意性を見ることにより、１、２、４ヶ月のラグ係数に負の有意な推定値を得ている。また、同じく１３ヶ月から６０ヶ月までのラグの異常利益率を累積して作った説明変数の係数も負で有意であったことより、短期、長期ともにこのリターンのリバーサルの傾向は、日本のデータでも無視出来ないと結論付けている。なお、この小原沢＝甫喜本（１９

９２）の方法は、異なるラグ構造を持ち得る各銘柄を一様に扱ってしまっているという短所を持つ。

一方、久保田、竹原（１９９２）では 、われわれは毎年１月に入れ替えることにより継続的サンプルとして作成された東京証券市場一部上場非金融銘柄から成る１０個の規模別規模加重ポートフォリオ（おのおの平均１００弱の銘柄から成る）について、１９８１年から９１年の月次観察期間について、この月次データについて分散推定値したがって分散比（たとえば、（２年の分散）÷（１年の分散ｘ２）を計算し、これを毎月 overlapping に計算していくことにより平均を取ったものを分散比推定値として計算した。当然、期間の長いものはサンプル数が少なくなりしたがって自由度も小さくなる。この方法はしたがって、統計的に信頼度が高いものではないが、長期の負の相関の存在が図４－１のように示され、長期のミーン・リバージョンが、日本の株式データについて Porterba and Summers (1988) が指数について発見したと同様に、ただし規模別ポートフォリオについて存在することが確認される。さらに、この図から、大型株が小型株よりもミーン・リバージョンが強いことも類推できる。

図４－２では、同じく、久保田（１９９３、７２頁）より、１９５０年から９１年までの月次ＴＯＰＩＸ指数についての同様のミーンリバージョンの結果が、前述の Fama and French (1988a)と全く同じＯＬＳ推定による、やはり overlapping に順次計算していった各回帰係数の平均値について図示されている。これは、Fama and French (1988a)がその関係を示したように、一定の保有期間の収益率の自己相関係数を表わしてもいる。図のように、Fama and French (1988a)

と同様に、これがU字型の形状になっていることが分かる。この推定値も、やはり長い期間の計算の場合に自由度の減少が生じるので、信頼度の高い方法ではない。われわれは、日本の株価の幾何ブラウン運動の仮定にはこれらの結果から疑問をはさむものの、その検出力の弱さからこれを本研究の何らかの結論とはしない。しかし、それにもかかわらず、このようなミーン・リバージョンの存在の可能性を指摘しておくことは、第８章の投資方針に関連して実務応用上は少なくとも重要であると思われる。なお、図におけるｘ印は、米沢他（１９９２）に掲載されている結果であり、本稿と同じくU型の形状ではあるが、最後の１２０ヶ月の結果についてはかれらの結果が大きく異なり、かれらのこの結果については疑問が残る。なお、このようなoverlappingなデータを用いることによるバイアスは小標本において存在することが分かっておりそれを矯正する統計量も与えられている[8]が、一方でoverlappingな方法を用いることによるサンプル数の増加利点もあり、一概にその優劣は決められないと云う（Richardson and Smith (1991)）。

さて、このように株式収益率データの相関統計量はその統計的検出力の弱さはあるものの、一方で多くの現実的示唆を持つ。しかしながら、これら株価の過去の相関構造により収益率を予測する方法は、もしも市場における期待収益率自体の変化を発見することが第一義的目的だとすると、最も適当な方法ではないであろう。なぜなら、そもそも株式価格データ自体は、期待収益率の回りに大きな誤差、ノイズを持つデータであるからである（Fama (1991)）。そのためのより良い代替案としては、次節で検討する、期待収益率の変化をより推定

誤差の小さいと思われる代理説明変数によって説明する方法、たとえば配当利回り等の財務変数によってこれを予測するような予測可能性の可能性のテストが考えられる。

（３）株式収益率の予測可能変数

予測変数に関する実証研究として最もパイオニア的な Keim and Stambaugh (1986) の研究では、１）長短期利回り差（長期のＢＡＡ以下の社債利回りから短期米国債金利を差し引いた変数）、２）相対株価レベル（Ｓ＆Ｐ５００指数の実質値とその前暦年度末から遡った各年度末Ｓ＆Ｐ５００実質指数の過去４５年間の平均との比の対数）、３）小型株価レベル（ＮＹＳＥ上場銘柄下５分位数の等価重による）の３変数を用いて、これらの変数が、５分位で分けた規模別大、中、小の株式ポートフォリオ、また発行主体およびそのグレード別で分けた４種類の債券ポートフォリオの翌月の収益率を、有意に予測できることを１９２８ー１９７８年の月次データによる単回帰により実証した。なお、このとき債券ポートフォリオについての予測力の方が大きかった。これら各予測可能変数の解釈としては、１）の変数が利回りのプレミアムを（ただし期間利回りとリスクプレミアムが混合されていることになる）、２）の変数が歴史的水準と比較したこれからの期待収益率レベルを予測できるいわゆるモーメンタム変数を、そして３）の変数が小規模会社がより不況に影響されるであろうというストーリーの下でのビジネス・サイクルに応じたリスクの大きさを表わしていると考えられた。そして、このような証拠から期待収益率の変化を予測で

きる代理変数（instruments）が存在することが、初めて示唆されたのである。

次に、同様の研究であるが、ただし株式収益率の配当利回りによる予測可能性に注目したものに Fama and French (1988b)がある。ここでは、１９２７－８６年の月次データについて、１）ＮＹＳＥの等加重と価値加重の指数の収益率の変化が、配当利回り変数により有意に予測できること、２）被説明変数となる収益率の計測期間の長さを１カ月から４年まで延ばして行くことによりその R^2 を大きくしていくことができ、１カ月や四半期に対しては、５％以下であったものが、２－４年の期間になると１０％以上から４０％にまでに上昇し、収益率の分散のうちより大きな部分が予測可能となることなどが発見された。すなわち、推定誤差部分を除いて、これだけ期待収益率の多くの変動が予測できることは、１９７０年代の市場効率性仮説の主張とそれまでの実証研究の結果から見れば驚きであった。

次に、同様の期間のデータによる、より拡張された実証として Fama and French (1989)があるが、この実証研究では、株式収益率に加えて、リスクの異なると思われる５種類の債券サンプル・ポートフォリオの収益率について、配当利回り、quality spread（社債マーケット・ポートフォリオの利回り－Ａａａ債利回り）、期間プレミアム（Ａａａ社債ポートフォリオ利回り－Ｔビルレート）の各組み合せによる２変数多重回帰によりその予測力が調べられた。そして、Fama and French は、１）より長い予想期間についてこの予測力が増すこと、２）その回帰係数の大きさおよびＮＢＥＲによる景気動向との共変度を見ることにより、前２者の変数は長期的景気変化を予測し後者の変数はより短期的変

化を予測していること、さらに、３）ここで用いた異種ポートフォリオ間の回帰係数の大きさの比較をすることにより前述の前２者の説明変数が株式およびグレードの異なる社債間のそれぞれのリスク差から生じる収益率差異を説明できること、などを明らかにした。なお、この時系列データについての発見は、Fama and French (1989, p. 45)によれば、これまでに得られていたたとえばChen, Roll and Ross (1986)によるクロス・セクションについての前述の後者の２つの変数についての証拠を、より長期に亘る投資期間についても補完するものであると云う。

一方、Bekaert and Hodrick (1992) は、同じような予測性変数のテストを別の手法、すなわち一次の６変数ＶＡＲによりこれを１９８１－８９年の月次データについて行い、米国と日本の株式超過収益率が自国のラグ付き収益率および配当利回りに正の、相手国については負の、そして為替先物プレミアムについては負の影響を受けることなどを発見している。

また、クロス・セクションのマルチファクター・モデルと予測可能変数の問題を総合的に分析したものとしてはFerson and Harvey (1991a)があり、そこではＡＰＴに基づく実証マルチベータ・モデルのリスク・プレミアムおよびベータの変化を情報代理変数により予測できる（収益率全体の説明力はR^2が１００％程度であったが、モデル自体の　fitted value　の分散については８０％が説明できた）こと、またリスク・プレミアムの時間変化がベータの時間変化よりはるかに大きいことなどが発見された。Ferson and Korajczyk (1995)　は同様に、ただしファクター分析と経済変数に両方により推定した２種類の　conditional

なマルチファクターモデルにより、収益率の predictable variations　を同じように説明することができることを実証した。さらに、Ferson and Harvey (1996)では，１８カ国のデータを共通のファクターで説明しようとの試みがされており、共通ファクターに対する各国のベータのラグ変数がその国の将来収益率予測できると結論付けらている。

このように、単変数また多変数とも、収益率を予測しようとするとき、どのような情報操作変数が関連していて、またモデルにどれくらいの説明力があるかについての、米国データについての実証研究からの証拠はかなり増えてきている。しかし、その組み合わせ、ラグ構造などまだ十分に分かっていないことも多く[9]、この分野は日米共にとくにより強く日本について、情報操作変数の組み合わせに関する証拠を多く積み重ねて、十分許容された条件付き資産価格理論実証モデルを推定していくことが重要である。

（4）資産価格理論の実証

本節では、資産価格理論に関するこれまでの実証研究のうち、第５章および第６章において著者による実証研究に関連して言及する実証研究以外について、簡単に展望することにする。資産価格理論の実証テストは、本章（１）節でも述べたが、ＣＡＰＭに基づくリスク・リターンの関係の検証から始められた。すなわち、いわゆる Douglas (1969), Lintner (1965b) の実証研究に始まり、続いてこのようなテストのあり得る統計的問題点を指摘した Miller and Scholes (1972) の研究 、さらにこれらの問題のうち、推定されたベータの測定誤差を大

標本（ただし、N一致性）において解決できる方法を提示して実証したBlack, Jensen and Scholes (1972) による研究などが初期のものとしてある。これら初期の結果によれば、米国データでは伝統的ＣＡＰＭを用いた実証的関係から示唆される安全利子率は現実のそれよりも有意に高く、また、ポートフォリオ収益率のリターンとリスク（推定ベータによって測った）の正の関係も有意に低い (Black , Jensen and Scholes (1972, p.95)) というＣＡＰＭに否定的なものであった。

これに対し、その後の実証研究の代表的なものはFama and MacBeth (1973) であり、ここでは、ベータの時間変化、また収益率および安全利子率の確率実現値変化を考慮した形のいわゆるFama and MacBethの２段階法によりテストが行われ、本章（１）節で定式化した（４－２）式について、これをサンプルについて（４－７）式のようなクロス・セクションの関係式としてまず推定し、このクロス・セクションの回帰をさらに毎月rolling forward することにより、毎月新たに推定された回帰係数 の時系列シリーズについて係数を以下述べるように仮説検定した。

すなわち、

$$\tilde{R}_{i,t} = \tilde{c}_{0,t} + \tilde{c}_{1,t}\beta_i + \tilde{c}_{2,t}\beta_i^2 + \tilde{c}_{3,t}s_i + \tilde{\eta}_{i,\tau} \qquad (4-7)$$

である。ただし、β_i は、本章（１）節で述べたように、その月以前のデータより時系列的に推定されたポートフォリオのベータ推定値が用いられることより推定誤差を持つ。また、s_i、すなわちアンシステマティック・エラーの推定

値は、ベータを計算したマーケット・モデルからの推定残差が用いられた。

さて、Fama-MacBeth (1973) においては、３つの仮説検定が行われた。すなわち、

a）クロス・セクションの関係が線形であること：　$E(\tilde{c}_{2,t}) = 0$、

b）アンシステマティックなリスクは価格付けされないこと：$E(\tilde{c}_{3,t}) = 0$

c）リスクの市場価格が正、すなわちリスクと期待リターンの関係が正であること：$E(\tilde{c}_{1,t}) = E(R_{m,t}) - E(R_{0,t}) > 0$、さらに Sharpe-Lintner 仮説が成り立つこと：　$E(\tilde{c}_{o,t}) = R_{f,t}$

という３つの仮説である。

そして、これら仮説は、安全資産に関するｃ）の Sharpe-Lintner 仮説を除いては棄却できず、ＣＡＰＭは Black 型のゼロ・ベータモデルを仮定する限り、米国の１９３５年から１９６８年までの月次データと整合的であると結論付けられた。この結果は、ａ）つぎの代替案としてのマルチファクター・モデルの理論発展および実証結果の蓄積がされるまで、ｂ）さらに、Fama and French (1992) 自身により、ＣＡＰＭの含意するリスク・リターン関係を強く否定する実証結果が提示されるまで、ファイナンス論の実証研究において、十分受け入れられていた結果であったといえる。なお、この Fama and French (1992) による発見については第５章で展望した上で、新たに著者（Kubota and Takehara

(1996a)）の実証結果を用いて、この仮説の日本データに関しての実証結果を詳しく述べる。

さて、ＣＡＰＭに対し、いわゆるＡＰＴの理論の検証には、たとえばChen, Roll, and Ross (1986) がある。 Chen, Roll, and Ross の立てた帰無仮説は、かれらの推定したマクロ変数から得られたマルチファクター・モデルにおいてＣＡＰＭのテストで用いられるマーケット・ポートフォリオから計算されるベータには、クロス・セクションでの株式期待収益率とリスクの関係を有意に追加的に説明する力は無いというものであった。 Chen, Roll, and Rossの用いたＡＰＴによる価格付けのための状態変数となる変数は、１）鉱工業生産指数、２）期待インフレ率の変化、３）期待されないインフレ率、４）期待されない債券間リスク・プレミアム（quality spread）の変化、５）期待されない金利期間構造の変化、であった。そして、クロス・セクションにおいて等加重株価指数や価値加重株価指数をこれに説明変数として加えても、それはもはや有意とはならないことからＣＡＰＭを否定し、一方かれらの選んだ変数の組み合わせは有意にリスク・リターンの線形関係を表せることから、ＡＰＴが含意するように収益率構造が記述されておりかつ裁定原理によるＡＰＴの価格付けが行われているというモデルと実証結果は整合的であるとした[10]。

なお、ＡＰＴの関係と見かけ上同じ線形の関係を表すミミッキング・ポートフォリオの集合をファクター分析により in-sample から作成し、 in-sampleや testing sample の株式収益率変動の多くの部分を説明できるという基準でモデル選択する方法は、実務においてだけではなくアカデミックな研究においてもし

ばしば採られる。たとえば、Lehman and Modest (1988)の研究では、日次データについて最尤ファクター分析を、Connor and Korajczyk (1988) の研究では月次データについて主成分分析を用いて、それぞれ実証的マルチファクター・モデルの推定が行われた。

第２章（４）節で検討したように、最尤法ファクター分析や主成分分析またその他十分分散化したポートフォリオを作る方法は、「sricit APT」または「exact APT」、さらには「近似Kファクター構造」と関連付けられていた。また、同じく第２章（４）節の定理１によれば、「exact APT」の価格付けとミミッキング・ポートフォリオが効率的フロンティアと一点で接することとは等価であった[11]。したがって、第６章で日本データについて著者による研究でその実例をみるが、たとえば主成分分析によって作られたミミッキング・ポートフォリオは、ＡＰＴに直接関連付けら得るポートフォリオとなる。われわれは、この観点から、第６章におけるミミッキング・ポートフォリオの識別のための一次的な主たる方法として、主成分分析を用いる。過去において、日本の株式データについてファクター分析が適用された研究は存在するが、桜庭（１９８７）は銘柄数２２５銘柄を対象に最小２乗推定因子分析、Elton and Gruber (1988) は４００銘柄を対象に最尤ファクター分析を用いている。しかし、そのどちらの研究も、第５章および第６章でわれわれの用いることになる「属性ポートフォリオ」（第５章後述）をサンプルに用いて総合的にサンプルの構造を分析したり、やはりわれわれが行うファクターをスプレッド・ポートフォリオと直接関連付けするような試みは全くされていず、単にファクター数を識別

した実証結果に過ぎない。この点で、第６章でみる著者の研究は、オリジナルなものである。また、かれらの論文は、「strict APT」との関連でのみ議論がされており、「近似Kファクター構造」とファクター分析の関連性および第２章定理１という、われわれが第２章において展開してきたような理論的基礎に基づいた実証研究でもない。

さて、さらにこのようなポートフォリオが効率的フロンティア上にあるかどうかの有意性の検定方法は、Kandel and Stambaugh (1989) によるＭＶ効率性テストやGibbons (1982) によるＡＰＴ線形式の切片項ゼロの帰無仮説テストなどにより行うことが出来る。たとえば、前者の方法はイン・サンプルにのみ適用され得る方法であり、第６章で検討する著者の研究で用いる、属性に基づくランキング・ポートフォリオの方法では、このテストの実行が可能であり、日本の株式データについて、とくにクラスター分析により選んだmulticollinearityの高い参照ポートフォリオ集合について、このＭＶ効率性テストを用いる（第６章図６－３参照）。一方、直接の後者の方法の適用ではないが、第６章では、スプレッド・ポートフォリオを用いて作ったミミッキング・ポートフォリオに対して、重回帰分析を行い、切片項がゼロである帰無仮説をテストすることを試みる。なぜなら、このモデルでは、外生的にＴＯＰＩＸ指数も用いているため、直接Gibbons (1982) の方法が用いれないからである[12]。なお、先に主成分分析で求めたファクターとの相関関係を元に、このようなスプレッド・ポートフォリオとＴＯＰＩＸを新たなミミッキング・ポートフォリオの候補として最終的に用いる理由は、このような属性ポートフォリオおよび株価指数が、多変

量解析で推定されるファクター自体よりもはるかに経済的意味付けが容易であり、かつパフォーマンス測定のための応用性にも優れているからである。

また、これまで本研究において資産が意味する範囲について述べたとき、人的資産の価値の重要性については何度も繰り返し主張してきた。この観点から、人的資産もマーケット・ポートフォリオを構成する重要部分であると考えると、人的資産ＣＡＰＭが第６章におけるように定式化され、検定できる。第６章では、このモデルの検証（Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995)）を行い、日本データへのＣＡＰＭの妥当性に関する全く新しい発見を示そう。

本研究の以下、第５章、第６章においては、米国データについて、これまで資産価格理論について行われてきた多くの実証研究に対する、著者による日本データについての実証研究に基づいた新たなる回答を提供する。第５章（１）節では、会計利益情報に関して、日本の株式市場が効率的であることを著者の実証研究により知る。同じく（３）節では、規模、ＢＰＲ（純資産倍率の逆数）やレバレッジ比率などの公開情報が株式収益率のクロス・セクションの関係を説明し、一方、ＣＡＰＭにおいて株価指数から計算したベータには説明力が無いことを知る。この発見に基づいて引き続き、第６章（３）節では、日本の株式データについてＡＰＴの線形式を推定し、 Kubota and Takehara (1995) のマルチファクター・モデル（３変数または４変数）が説明力が強く、切片項に関する帰無仮説の検定結果から、ＭＶ効率性を満たすミミッキング・ポートフォリオとしてふさわしいものであることを知る。

一方、第６章（４）節においては、日本のデータについて、マーケット・

ポートフォリオの代理変数として人的資産を含むＣＡＰＭを検証し、これが成立することを示し、この観察が驚くことに日米において共通する robust な実証結果であることを明きらかにする。ＣＡＰＭの均衡理論としての整合性かつ実務における応用の普及度合いを考慮するとき、観察できない真のマーケット・ポートフォリオに実証的なマーケット・ポートフォリオをより近づけて理論を検証したときにこれが強い説明力を生むという新発見は、第６章で詳しくみるように、近年の資産価格理論に関する実証研究のうちでも最も重要な実証結果である。一方で、このモデルは、われわれが別途作成する３ファクター・モデルよりは fitting が若干劣るが、それでもこれまでのＣＡＰＭに対する通常の fitting 結果（Fama and MacBeth (1973)、丸＝米沢（１９８４））から較べると、第６章でみるようにR^2は驚くほど高い。さらに、ＣＡＰＭであれＡＰＴのマルチファクター・モデルであれ、どのモデルを採用するにしても、日米の発展した資本市場における株式収益率データの構造は、シングル・ファクターではもはや十分記述され得ないという観察事実は、日本データに関する本研究第５章および第６章、ならびに米国データに関するこれまでの研究から、２国に亘る robustな関係であることが確認されるのである。

第４章脚注）

１）ただし、Black , Jensen and Scholes (1972, pp.116-7))は、マーケット・モデルにおける誤差項が系列相関がなく分散均一性を満たすという、現実のデータに対しては、非現実的な仮定の下での証明であった。なお、用いられる操作変数は、ベータとは関連するが、誤差項とは関連しない何でもよい（Black, Jensen , and Scholes (1972)）。

２）本文で示したように、最近 Kan and Zhang (1996) は Fama and MacBeth の t 値および R^2 の上方へのバイアスに R^2 ついての性質を分析した。これに対し、Kubota and Takehara (1996b)においてシミュレーションを行ったところ、t 値の sampling distribution は２峰性を示し明らかに絶対値で上方バイアスを持つが、一方 R^2 への影響は少なくより信頼度が高いことが、第６章でその実証結果を検討する Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) による人的資産ＣＡＰＭのモデルの推定されたパラメータ値をそのまま用いた簡単なシミュレーション結果から分かった。そこでは、帰無仮説が人的資産変数の係数がゼロであるとしたときに、誤って そこで実証的に得られた $R^2 = 0.75$ という値をとる可能性は０．０５％以下であった。しかし、この Kan and Zhang (1996) およびKubota and Takehara (1996b) のどちらの結果も、まだ暫時的なものと考えられ、今後より十分な分析がされなければならない。

３）しかし、Lucas (1987, p. 29) によれば、この完全に保険可能ではない個人の所得ショックが存在することが、資本市場の不完全性（imperfections）である事実を反映するのだと云う。しかし、本研究の第６章において、著者

(Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995, 1997)) は、株式市場に labor income risk のヘッジ機能があることを実証的に明らかにする。

4）Jagannathan and Wang (1996b) は、単回帰からのベータについてこれを導き、最後に Shanken (1992) の重回帰ベータについても Shankenと同様の条件分布についての仮定を追加してこれを調べる。そこでは、単回帰による t 値が有意であっても、重回帰からの t 値は有意でなくなる可能性があるので、重回帰からの t 値を見ることがときには誤りとなることが指摘されている（Jagganathan and Wang (1996b, Section 7）。

5）なお、Cochrane (1994, Section 4.6)は、重回帰においてファクターが直交していないときには、$\gamma = 0$ の仮説検定は単なる相関するファクターを摘出するだけになる可能性があることから、第１章で検討した pricing kernel 自体をファクターについて回帰するほうが良いと云う。さらに、Kan and Zhang (1996) は、時系列データで有意でない変数が、ＣＳＲにおいて有意となる可能性を示す。この点に関しては、本章 注２）もみよ。

6）これらのモデル、考え方については、第７章で検討する。

7）分散比は、ランダム・ウオークを過程して１年の保有期間の分散と他の保有期間のものとを比べる（比率）ので、一年以内の場合は１より大きい分散比が、そして一年以上の場合は１より小さい分散比がミーン・リバージョンの証拠である。また、そのアセットアロケーションに関してのインプリケーションについては、Brown and Kritzman (1990, chapter 6) をみよ。

8）その方法については、 Poterba and Summers (1988)をみよ。

9）たとえば、そのような試みは、複数のマクロ変数（状態変数の候補）と、経済実質成長率との先行、遅行関係、および株式収益率との遅行関係を調べた米国についての Chen (1991) の研究や日本についての Chen, Kubota, and Takehara (1997) の研究により始められている。

１０）ただし、Chen (1995) が示したように、時系列の関係では、株価指数の説明力は支配的に強い。また、関連した結果として、Kubota and Takehara (1995) をみよ。

１１）なお資産数が無限のときに、参照ポートフォリオが無限数ある資産について与えられた参照ポートフォリオが「locally ＭＶ効率」であれば、これをミミッキング・ポートフォリオ集合として含む有限な部分集合についても定理１が成立する（Grinblatt and Titman (1987, p.101）ということにも留意しておこう。すなわち、このとき資産の部分集合についても、ＡＰＴを考えてよいのである（ただし、資産数が十分多いとき）。

１２）なお、Gibbons (1982) の方法を用いた例としては、実務におけるスタイル・マネジメントに基づくファンドのパフォーマンスを測定した Roll (1994)による実証研究がある。

第５章　日本の株式市場の価格付け：公開情報と株式収益率

本章および続く第６章では、日本の株式市場についてのデータをもとに、第１章、第２章で定式化した資産価格理論および第３章における市場効率性仮説を支持仮説として、実際のデータとの適合性を、著者による実証研究結果を中心にして検証していく。それにより、一般理論としての資産価格理論のすでによく知られている米国データへの適合性のみならず、世界で２番の規模でありかつ十分に発達した日本の株式市場への適合性を確認することができる。もし、資産価格理論が世界の２大株式市場に適用できる理論であるのならば、理論は robust なものであるといえるからである。

このような観点から、本章と第６章では、われわれの日本に関する実証結果を米国におけるこれまでの結果と比較対照しながら、議論を展開していく。米国におけるファイナンス論の実証は、ある意味ですでに過大に行われており、いわゆる data mining の問題が生じていると云われる。すなわち、同じ one set のデータを繰り返し使うことから、これが一回の実現値の偶然によるのか真の法則によるのかが識別できないばかりか、新しい研究における研究者の変数選択も過去の結果からの prior information に影響を受け bias がかかる（Lo and MacKinlay (1990b)）。この意味でも、この data mining の程度が米国に比べて、少なくとも学術論文においては大幅に少ない日本のデータを元にして、資産価格理論と市場効率性の支持仮説に基づく帰無仮説に対して、米国の結果と同様の現象が観察できるかどうかを調べることは、もう一つの意味で重要である。

（1）節では、日本における会計情報に関した市場効率性の実証証拠を提示する。（2）節では、（3）節で展開する著者の実証研究の準備として、研究の動機付け、これまでの研究の概観、およびわれわれのデータの持つ属性を概観する。次に（3）節で、クロス・セクション分析法により、ＣＡＰＭを仮定した株式収益率のリスク・リターンの関係の妥当性を、市場で利用可能な情報を説明変数として用いて検証する。

（1）市場効率性仮説と会計情報

第３章における市場効率性仮説によれば、会計情報のような公開開示情報は瞬時に株価に織り込まれる。過去において、無条件ＣＡＰＭを仮定して、マーケット・モデルと異常利益指数（ＡＰＩ、abnormal performance index またはＣＡＥ、cumulative average error）を用いることによりこのような実証テストは多く行われており（典型的には Ball and Brown (1968)）、以下で著者の実証結果からみるように、米国では特にＥＰＳ（一株当たり利益）の情報について、また日本では純利益情報について株価の反応の仕方は強くかつその伝搬の仕方は市場効率性仮説と整合的となろう。本章（3）節で検討するように、会計情報と株価から作られる変数や財務比率などの月末値は、次月におけるクロス・セクションの株式収益率の銘柄間の差を説明できる。すなわち、過去の会計情報と株価情報からなるマルチファクター・モデルを用いて、短期的な収益率格差、したがってリスク格差の予測を行うことが可能である。しかしながら、会計情報と市場効率性仮説についての、マルチファクター・モデルや条件付き資

産価格理論を用いた、本節では無条件ＣＡＰＭによって実証を行ういわゆる会計情報意味内容のテストは、いまだ今後の課題であると言える。

本節では、この意味ではやや古典的ではあるがいまだ *status quo* である会計利益および財務比率の意味内容に関する著者の研究についてその結果を紹介する。会計学における会計情報と資本市場データに関した実証研究は、本研究でこれまでに展開したファイナンス論の近年の発展の成果に基づいて、これからさらに発展されるべきであるが、本節では、そのためのベンチマークとしての、無条件ＣＡＰＭと市場効率性仮説を支持仮説とした実証研究を著者による研究を元に展開し、条件付き資産価格理論やその他マルチファクター・モデルによるテストを今後の課題とするのである。

さて、この分野における最も古典的研究は、Ball and Brown (1968)による実証研究である。かれらは、１９５７年から１９６５年の期間の平均２５０社についての月次データを調べた。総サンプル数は、２、２４０個である。サンプル企業はすべて１２月決算であり、*Wall Street Journal* 誌での決算の掲載日を時間ゼロ（ただし、月次）の基準月として、データを並べ替えた。この研究での情報量とは、たとえば、いわゆる「ナイーブ・モデル」の場合、「（来期に実現する利益）マイナス（前期実現利益）」と定義される。前期実現利益は、次期の期待利益の代理変数として用いられる。そして、この情報量を会計利益開示の一年前に受け取ったと仮定してそれに基づく投資戦略（正なら buy ポートフォリオ、負ならば short sell ポートフォリオ）から正に有意な利益を生めるとき、この情報には「意味内容」があると云われる。

すなわち、「ナイーブ・モデル」においては、企業 i についての t 期首の情報量 $\theta_{i,t}$ は、

$$\theta_{i,t} \equiv y_{i,t+1} - y_{i,t} \qquad (5-1)$$

と定義される。ただし、$y_{i,t}$ は t-1期首から t-1期末までの期のたとえば会計利益あるいは t-1期末のレバレッジ比率（総資産負債比率）などである。この情報を元に、投資戦略が作られ、異常利益率が以下のように計算される。まず、ＣＡＰＭによって株式リスクが正しくリスクが測定されることを仮定し、ベータ・リスクを次のようなマーケット・モデルにＯＬＳを適用して計算する。ただし、$R_{i,t}$ は、銘柄 i の t 月次収益率、$R_{m,t}$ はすでに実現したと仮定するマーケット・ポートフォリオの同じく収益率、$e_{i,t}$ は残差項である。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + ei,t, \qquad t=1,2,\ldots\ldots,T \qquad (5-2)$$

$$E(e_{i,t}) = 0 \qquad (5-3)$$

$$Var(e_{i,t}) = \sigma_i^2 \qquad (5-4)$$

$$Cov(e_{i,t}, e_{i,l}) = 0, \quad t \neq l \ . \qquad (5-5)$$

そして、会計情報の株価反応のテストを行う期間以前の時系列データから推定された $\hat{\alpha}_i$、$\hat{\beta}_i$　と実現した $R_{m,t}$ からfitted value を計算し、実現値 $R_{i,t}$ のfitted valueからの残差を計算する。情報に従い buy ポートフォリオに入れられる銘柄

のこの残差を、ポートフォリオ全体で等価重の平均残差として、たとえば一年前の月に計算したものに１を加えた（１＋異常収益率）を時間とともに、会計利益開示月（これを月ゼロとする）に向かって、幾何的に累積していく。この統計量がAPIである。一方、ポートフォリオのこの平均残差を算術的に加算していくものがCAEである。すなわち、e_iを残差、Bをたとえばbuyポートフォリオ群、そのサンプル数をN_Bとして、buyポートフォリオについては、情報開示T月前から今月（l月）までの期間では、

$$\mathrm{API}_l = \prod_{t=-T}^{l}\left(\frac{1}{N_B}\sum_{i\in B}(1+e_i)\right) \qquad (5-6)$$

$$\mathrm{CAE}_l = \sum_{t=-T}^{l}\left(\frac{1}{N_B}\sum_{i\in B}e_i\right) \qquad (5-7)$$

を計算する。また、sellポートフォリオについては、これを単独に計算するだけでなく、short sellポートフォリオの残差項をマイナスとしてbuyポートフォリオの残差項に加えて、それぞれＡＰＩとＣＡＥを計算すれば、buyシグナルとsellシグナルのポートフォリオへの情報の純効果を知ることもできる。

Ball and Brown　は、この論文の発表前に、開示後の利益から超過利益率がもたらされないことを実証した結果、このようなリサーチ・デザインに到達したと云われる[1]。　Ball and Brownの方法は、会計情報の株価への伝幡の仕方の方

向および速度が、市場効率性仮説と整合的であるかどうかを見ることが出来る優れた方法である。

Ball and Brown (1968) の実証結果によれば、一株当たり利益情報、純利益情報ともに、かれらの定義での「意味内容」があり、１）この情報量は異常利益率を生むのに有用であること、しかし、２）その有用性の大部分が会計情報開示の数カ月前にすでに織り込まれてしまい、市場効率性仮説と整合的であることが分かった。さらに Gonedes (1974) は、他の代表的財務比率や、財務比率から構成される線形多変量モデルの意味内容を、利益情報の意味内容と比較し、米国においては一株当たり利益（ＥＰＳ）が最も情報の意味内容が高いことを実証した。

著者（Kubota (1978)）は、これに対し、米国におけるGonedes とほぼ共通のサンプル企業２０５社をテスト・サンプルとして、より長期の１９５７年から６７年までの観察期間についてのサンプル数、２、２５５個について実証を行った。データ・ソースは、カーネギー・メロンの所有する CRSP および COMPUSTATである。そこで用いられた変数の定義は、表５－１に掲載されているとおりであり、１７種類の財務比率がテストされた。なお、変数１７は、Blum (1974) の米国の倒産研究におけるサンプル（倒産会社１１１社、マッチング・サンプル１１１社）を元に著者（ Kubota (1979)）が Probit により推定した米国の企業破産確率を予測するモデルである。この変数は、企業のキャッシュ・フローの下限部分すなわち倒産確率の累積密度を予測するはずである。

このKubota の研究においては、新たに複数の情報量の intersection の情報量を

定義して、たとえば、複数のシグナル（情報量）が正のときのみ、その銘柄をbuyポートフォリオに組み込むというような戦略を作ることにした。表５－２の第２列の数字は、通常の単シグナルからの結果であり、ここではCAEを用い、かつsellポートフォリオの平均残差をbuyポートフォリオのそれから引いた純効果の数字で情報効果を表した。表の（　）内の値はt値である。この表から、収益性に関する情報については「意味内容」が有意であるが、短期流動性に関する指標や破産確率に関する情報については有意でないことが分かる。表５－２の第３列の数字は、ＥＰＳシグナルと他の財務比率を組み合わせたときの結果であり、表５－３の第２列は、レバレッジ比率、第３列は、ＥＰＳ、レバレッジ比率と他の財務比率を組み合わせたときのそれぞれの結果である。これらの結果から、CAEで測った情報の意味内容の大きさでは、表５－３の第３列の６番目が0.09281と、ＥＰＳ、レバレッジ比率、キャッシュ・フロー総負債比率の３情報量の組み合わせが最も情報の意味内容が高いが、t値の大きさからは、単体で用いたＥＰＳ（表５－２の第２列１番目）が3.057と最も信頼できる情報であるという、興味深い結果が得られる。この結果は、Gonedes (1974)の結果を確認しただけでなく、ＥＰＳが他の会計数値や財務比率と比較しても、企業業績に対するhard measure（Ijiri (1975, pp.35-40)）であるという新証拠にもなる。

なお、Kubota (1978)では、さらにBall and Brownの非公表のサンプル企業リストを直接入手したことより、その結果を複製しようとした。しかしこのとき、COMPUSTATテープにおいて、消滅したり合併された企業がこのテープから途

中で落とされるという、有名ないわゆる survivorship bias に直面した。そのため、この Kubota (1978) の研究は Ball and Brown の研究とほぼ同じ観察期間について行ったのであるが、サンプルを後のCOMPUSTAT テープに基づいて探索しため、途中業績の良くなった buy ポートフォリオについては Ball and Brown の結果がほぼ複製出来たのに対し、業績の悪くなった short sell を行う企業群のポートフォリオの一部は消滅してテープから消えているため Ball and Brown のサンプルほどAPI が低下しなかった（表５－４参照）。この証拠は、米国データについての survivorship bias の大きさを確認する意味で、興味深いものである。本章（２）節以下、また第６章において、われわれがこの survivorship bias の無いサンプルを用いて、日本データについて推定、検定を行う根拠もここにある。

さて著者（Kubota (1980)）は、このような会計情報意味内容のテストを、日本企業２９８社の昭和４１年から４９年の半期報告書についても行った。日本企業については、研究時点においては、会計情報の公表月情報を得るための *Wall Street Jouranl Index* に当たるものがこのとき利用可能でなかったため、会計情報開示想定月の５月、１１月を時間ゼロとして月次データを集計、API により、その情報の意味内容の大きさを測った（図５－１）。また、表５－５には、用いられた会計数値や財務比率などの変数の定義が掲載されている。表５－６の数字は、API によりこれを測った結果であり、配当情報を除けば、buy ポートフォリオについては総資産利益率が、また short sell ポートフォリオについては税引後純利益が最も意味内容が高かった。

しばしば日本では、企業の利益数値の決算調整は経常利益数値以降の項目で

主として行われ、財務アナリストは経常利益により業績を判断すると云う。このような *a priori* な見解と、本節においてみる公表利益が公開前に織り込まれてしまっているという著者による証拠（図５－１）に基づき、日本データについて、情報による株価の予測性を問う本章（２）節、（３）節の分析では、利益情報については経常利益についての予想情報を主として用いることにする。

なお、表５－６第３列のAPIの数字によれば、配当に関連した情報を除けば、業績の悪い企業についての利益の減少情報の予想は株価形成のための最も有用な情報として機能し得る。また、配当（配当額、配当率とも）の増加および減少の新情報のあるサンプルについては、当然サンプル数が減ってはいるが、その情報の意味内容ははるかに高く（図５－１）、増配また減配情報は利益情報以上のシグナル的意味、おそらくは経営者の持つ企業の将来利益に対する見通しについてのコストを伴う開示情報という意味を持っているであろうことが類推される。なお、会計情報が企業の情報開示政策に依存するのに対し、配当情報がそれ以上の企業の経済政策的意味を持つ変数であるという観点から、このような配当情報についてのSpence (1974) 的シグナル機能からの理論的分析も行われており、たとえば、Ross (1977b)、Bhattacharya (1979)、久保田（１９７９）などがその例である。

図５－１からわかるようにAPIはすべてのグループについて、情報開示月の後も全く同様なドリフトを示していることから、会計情報開示後に会計情報の意味内容はほとんど消滅する。すなわち、第３章において帰無仮説として立てた市場効率性仮説について、日本の会計利益情報や配当情報について無条件Ｃ

ＡＰＭ（マーケット・モデルによって推定した）を仮定した上では、結果は整合的である。

このようにして、著者による研究を中心に述べてきた日米両国における株価の会計情報に対する市場効率性仮説と整合的な反応の仕方は、代表的投資家の情報の利用および最適化行動に関する仮説を元にして作られたわれわれの資産価格理論を支持仮説としてこれを日米の株式データへ適用するときの、投資家による情報の一般的な利用の仕方に関する一つの支持証拠となろう。また、これは、第３章（３）節で論じた会計開示政策を展開するための、無条件資産価格理論を用いたときの証拠ともなる。

しかしながら、会計情報と資産価格の関係を本研究第１、２章で展開した新しい資産価格理論のフレームワークによって、さらに実証することは実証会計学における今後の課題である。たとえば、利益予想についての Daniel and Mande (1994)の研究がその方向への一例として挙げられよう。

（２）クロス・セクション収益率と財務情報

われわれは、（３）節において Kubota and Takehara (1996a) の研究を元に、日本企業株式収益率のリスク・リターンの関係をクロス・セクション分析により明らかにする。本節では、そのための準備として、既存研究の展望、われわれの研究のデザイン、研究において用いる市場において利用可能な情報集合、それに基づいて作成されるポートフォリオの属性などを提示する。

米国においては、シングル・ファクター・モデルとしてのＣＡＰＭに対する、

最近における強い実証批判は Fama and French (1992)により行われた。かれらの結果によれば、第４章で紹介した Fama and MacBeth (1973)によるクロス・セクションの平均収益率とベータ・リスクとの関係は、特定のサンプル期間に依存した限定された結果であったと云う。すなわち、 Fama and MacBeth では、その実証結果は１９２６年１月から１９６８年７月までの月次データに基づいており、一方 Fama and French は、より最近である１９６３年６月から１９９０年１２月までの月次データに基づいて、かれらの実証結果（ Fama and French (1992)）から「ＣＡＰＭは死んだ。」と主張した。そして、次章でその結果を紹介するが、さらに Fama and French (1993) は、このクロス・セクションで発見された変数の関係を元に、いわゆる「 Fama and French の３ファクター・モデル」を時系列データから実証的に作成し、このモデルが真のリスク・ファクターを表すモデルの候補であると主張する。

Fama and French (1992) のこの研究では、ＮＹＳＥ，ＡＭＥＸおよびＮＡＳＤＡＱ上場企業からの個別企業サンプルから、いわゆるランキング・ポートフォリオと呼ばれるサンプル・ポートフォリオを作成する。まず、株式の市場価値を規模の代理変数として、これによりランキングすることにより１０個のポートフォリオを作る。これは、毎年一度だけ、７月始めに行う。次に、事前的個別ベータ（データの利用可能性により２４カ月から６０カ月の月次データから計算した個別ベータ）の大きさにより、さらにこの１０個の規模別ランキング・ポートフォリオを１０通りに分け、１００個のサンプル・ポートフォリオを作る。かくして、継続的な月次時系列データが作られる。この１００個のサ

ンプル・ポートフォリオは、１９６３－９０年の期間に亘る収益率の継続する月次系列である。その規模別ベータ別サンプル・ポートフォリオの属性は、表５－７にあり、上から平均収益率、事後ベータ（ランキングされた後に各ポートフォリオについて計算したベータ）および市価で測ったポートフォリオの平均規模結果である。この表の一番上のパネルから、与えられた規模のもとではベータが高くなっても（表のβ-１からβ-１０へ右方向）平均収益率は大きくならず、一方与えられたベータのもとでは規模が小さくなる（表のＭＥ-１０からＭＥ-１へ上方向）につれて平均収益率が一様に上昇することが分かる。さらに、個別銘柄について、Fama and MacBeth 型のクロス・セクション回帰分析をこのデータについて行った結果を集計した結果（表５－８）から、１）事後ベータ（同じポートフォリオ・ベータをポートフォリオ内の全銘柄に用いる）がクロス・セクション的に平均収益率を有意に説明できない（単変数で t 値 0.46）こと、２）株価総価値による規模（表の ln (ME)）と純資産倍率（以降、ＢＰＲと呼ぶ。表における ln (BE/ME)）の２変数モデルがこれを最も有意に説明できること、３）規模効果は有意だが、純資産倍率ほどその説明力が強くないこと、４）株価益利回り（Ｅ／Ｐと呼ぶ）については純資産株価倍率（ＢＰＲ）を多変数モデルに入れてしまうともはや有意でなくなること、５）レバレッジ比率（表の ln(A/ME), ln (A/BE)）については、株価を簿価で測ったものと時価で測ったものが、純資産倍率という１変数として集約できることなどが発見された。このことから、表５－７と同様に、今度は規模別ＢＰＲ別に、やはり毎年７月にランクして作る１００個のポートフォリオについてその基礎統

計を見ると（表５－９）、今度は、一番上のパネルから、与えられた規模でＢＰＲが高くなると（１から１０への右方向）平均収益率が一様に上昇する。すなわち、自己資本の簿価に対して市場価値の低い企業は、平均収益率が高いことが分かる。さらにここから、この規模別ＢＰＲ別に分けたサンプル・ポートフォリオは、米国では、個別銘柄の代わりにテスト・サンプルとして用いるためには、収益率が散らばった良いサンプルであることも示唆される。この方法が、日本のデータについても成り立つことは、本節後半で確かめよう。また、一月効果を持っていることがよく知られているいわゆるアノマリー変数である規模に対して、純資産倍率の方は Fama and French のデータの中では一月効果を持っていなかった。

なお本節に関連して、この Fama and French (1992)によるテストにおいて注目すべき点は、ポートフォリオが７月始めに組まれる点である。米国における、大多数の企業は１２月が決算のための期末であり、利益を含む財務諸表数値は通常３月頃には一般に利用可能となる。 Fama and French (1992) では、ＢＰＲや利益数値などは、この期末の簿価を用いており、一方株価は前月末の数値を各月に更新して用いている。すなわち、表５－８の回帰では、すべて市場に利用可能なデータにより、各銘柄のクロス・セクションの収益率の差が説明できている、したがっておそらくはリスクの差も説明されている。ただし、このリスクは、ＣＡＰＭによるものではなく、他のマルチファクターの資産価格理論によるものとなる。

一方、日本の株式データのクロス・セクションのこれまでの実証研究につい

て、簡単に述べると、丸＝米沢（１９８４）は、１９５６年から１９７６年までのデータについてFama and MacBethの方法により、ただし上のようなポートフォリオにグループ分けする方法を用いず、ＣＡＰＭの検証を行い、システマティックな要因とアンシステマティックな要因の両方が有意であると主張した。また、Chan, Hamao, and Lakonishok (1991)は、６４個のサンプル・ポートフォリオを用いて、１９７１年から１９８８年までの東京証券取引所、一部上場、二部上場全企業のデータについて、ＳＵＲによりポートフォリオ収益率を財務変数で説明しようとした。まず、一変数モデルでは、ＥＰＲよりもキャッシュフロー利回りの方が説明力が高かった。次に多変数モデルにおいては、ＢＰＲ（純資産倍率の逆数）やＥＰＲが有意であった。ただし、多変数モデルにおいては、かれらは説明変数として、価値加重株式指数および等加重指数を常に同時に入れた形で推定を行っている。Chan, Hamao, and Lakonishokのこの方法は、ＣＡＰＭにおけるリスク・リターンの関係としての実証はされていず、ＣＡＰＭの関係（価値加重指数）にさらに等加重指数を説明変数として加えその結果規模効果を弱くした上で、他のアノマリー変数を発見しようとした研究として解釈される。なお、Chan, Hamao, and Lakonishokにおいては、二部上場のデータも用いたことから、流動性の無い株式銘柄の価格データの信頼性や欠落データの問題があり、また金融業企業（ここでは、銀行、証券、損保、その他財務会社）をデータに含むことから他の製造、非製造企業と大きく財務諸表の内容が異なる企業が混在している点や、さらにこれら金融業企業が株式、社債券保有や企業への貸し出しなど実物資産への間接の権利者とし機能していることか

ら本来の資産価格理論外とされるべき点、などで多くの問題がある。さらに、用いられた２つの株価指数間の multicollinearity の問題も存在する。

これらの過去の研究に対して、最近における日本企業のＣＡＰＭのリスクとリターンの関係を、最初に総合的に検証したものが著者による研究（ Kubota and Takehara (1996a)） である。 Kubota and Takehara (1996a) では、Fama and French (1992)と同様なサンプル・デザインにより、１９８１年９月から１９９３年６月までの観察期間のデータについて、製造業、非製造業の東証１部上場銘柄企業、１９８１年の７９２社から始まって、サンプル期間の最後の１９９３年には１、０２３社に至るサンプル数の企業について、公開された財務情報と株価情報と株式収益率のリスク・リターンの関係を調べた。より具体的には、ある月の前月末に利用可能な情報を元に、翌月の株式収益率をクロス・セクションで説明しようとすることになる。

ここでは、われわれは Fama and French (1992) と同様にランキング・ポートフォリオを作ると同時に、一方個別銘柄についてもテストをして、robust な結果を得る。金融業を除く一部上場の企業にサンプルを絞ることにより、 Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) において見られた問題も回避できる。さらに、Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) の用いたデータは、論文上で公表されているデータ・ソースから判断して survivorship bias を持つと思われるが、一方われわれのデータでは、各年に上場されているすべての企業をその年のサンプルに入れるという方法を取っており、各年のサンプル数が異なるが survivorship bias を持たない。さらに、 Fama and French (1992) の方法および著者（ Kubota and

Takehara (1996a)）の方法では、クロス・セクションの回帰を毎月やり直して、結果を累積していくので、推定されるリスク・プレミアムの時間変化を許容するのであるが、 Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) では、ＳＵＲを用いることによりリスク・プレミアムの時間変化が許されない。この点は、米国のデータについて、ベータ変化よりもリスク・プレミアム変化の方がはるかに大きいことを発見した Ferson and Harvey (1991a) の結果からみても、重要な点であろうと思われる。

まず、 Kubota and Takehara (1996a) においては、各企業サンプルは、毎年９月１日に与えられた属性によりランクされ、１０個 (ただしＥＰＲに関しては１１個）の等加重ポートフォリオに分けられる。この９月１日は、日本では大多数の企業が３月決算を採択しているが、そのすべての財務諸表データが日経データサービスから提供されて機関投資家のコンピュータ上で利用可能になるのがわれわれのテスト期間ではおおよそ８月中旬頃までであったという観察による。ただし、このサービスはオンラインであるので、われわれは、武蔵大学および筑波大学社会工学系で購入した、日経ＮＥＥＤＳデータ、日本開発銀行財務データ、日本証券経済研究所収益率データ、大和総合研究所のバッチ・データから、われわれの分析用に溯ってこれらを用いた。ただし、日経データサービスの利益予想情報（毎月更新）については、著者（久保田）の過去の委託研究における三菱信託銀行からのデータに依る。

毎年、９月１日に組み替えられるポートフォリオは一年間それが維持され、１２個の観察値を得る。そして、最終的に１４２個の観察値を得る。このサン

プルの基本的統計量は、表５－１０にあるとおりであり、各属性について、１０分位（ただし、ＥＰＲについては１１分位）のポートフォリオが作られた。すなわち、規模（時価合計）、３年間まで溯った事前データにより計算される個別ベータ（事前ベータと呼ばれる）、ＢＰＲ、総資産負債比率（簿価）、ＲＯＥ、キャッシュフロー利回り、ＥＰＲである。このうち、利益予想と株価は8月３１日の値であり、簿価情報は、前期の公表数値である。ポートフォリオの各特性は、表５－１０は、P1（P0）からP10まで各変数の大きさの昇順に並べてある。

表から読みとれることは、まず規模別のポートフォリオの収益率の差の大きさであり（表のパネル１ａ）、最小規模（P1）から最大規模（P10）を差し引くと、この大きさは月当たり1.682（％）（＝2.501 (%) - 0.819 (%)）にもなる。他の属性で、これだけの収益率の差を生むものは無いが、ＢＰＲ（表のパネル１ｃ）による1.231％の差はその中でかなり大きいといえる。また、ベータ（事前ベータ）による差は、わずか0.4％であることも注目すべきである。

一方、規模とベータの関係に注目すると、規模についてのパネル１－ａ）を見ると、小企業のベータは小さい。これは、米国における場合と全く逆である。また、等加重のサンプル・ポートフォリオの平均ベータ（一回だけ計算するポートフォリオについての事後ベータ）は、次の表５－１１の中パネルの右下にあるように、0. 883である。日本において、価値加重の指数を用いたとき、大企業のベータが高く一方小企業のベータが低いことから、等加重のポートフォリオにおいて、このような１より小さい平均ベータが生み出されることは、

したがって矛盾ではない。

もう一点、表５－１０から、注目すべきことは、たとえばＢＰＲについてのパネル１－ｃ）にあるように、ＢＰＲとＥＰＲは一様に正の方向に、一方、ＢＰＲとレバレッジ比率（総資産負債比率）は一様に負の方向に関係していることである。この事実は、これらの変数が、あるいは企業の同じ経済現象を表わしているかもしれないという可能性を示唆する。この点は、次節における多変量のクロス・セクション回帰分析および次節におけるクラスター分析においてさらに解明されよう。

最後に、ＥＰＲについては、負の利益のグループを別途分類分けしたので、１１分類となっている。この負の利益のグループの企業は、その後強い正の利益への mean reverting 現象を示し、このＰ０はＰ１のグループよりもはるかに高い平均収益率を持つことは注目されるべきである。これは、米国について Fama and French (1992) により、また日本についても Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) により指摘されており、U型現象として知られている。

なお付け加えると、株価および利益（ここでは日経情報サービスによる経常利益）に関する数値は、毎月変化するの対し、会計報告数字は変化しない。したがって、たとえばレバレッジ比率は同じ数字が、クロス・セクション回帰において１２回用いられている。しかし、通常のＯＬＳにおける、確定的説明変数の仮定の場合では、これは大きな制約ではない。また、大事なことは、一回一回のクロス・セクションにおいて、個別銘柄間（ポートフォリオ間）の収益率の差をこの変数が説明できるかどうかである。なお、この表５－１０の作成

に用いられた変数に加えて、米国において株式収益率の予測力があることが知られている配当利回り（Fama and French (1988b), Keim and Stambaugh (1986)）も最終的なテスト変数には加えた。

（3）収益率のクロス・セクション分析

このような１層のランキングに続いて、a）規模と事前ベータ、b）規模とＢＰＲ、のそれぞれ２層ランキングにより、ランキング・ポートフォリオをやはり毎年９月１日に作ろう（Kubota and Takehara (1996a)）。規模とＢＰＲを選ぶ理由は、Fama and French (1992)の結果との共通性を確認したいためと、先ほどの表５－１０の観察に基づけば、これにより収益率の変動が十分散らばるサンプルが作れると期待されるからである。一方、ベータを選ぶ理由は、われわれがＣＡＰＭを検証したいからであり、もしこのような説明をしたい要因自体により作ったポートフォリオ・サンプルに対して、ベータの説明力が有意に無いとき、このような方法が通常 upward bias もたらす（Lo and McKinlay (1990b)）ことから、ますますベータの説明力は否定されることになるからである。

ポートフォリオ作成の手続きは、最初１０個のポートフォリオを作り、次ぎに２つ目の属性でさらに１０通り、したがって１００個からなる１４２ヶ月の観察期間のポートフォリオ・サンプル２組を作成する。このような方法は、自由度の観点からサンプル数を観察期間数より小さくするために有用である。しかし、次章でみるように、安定したＧＭＭ推定のためには、これでは自由度は

全く十分でないので、そこでは、このサンプルから、さらにたとえば1，３という具合に奇数のものだけを選んでいくことにすると５ｘ５＝２５のサンプル数に減少できる。この方法は、次章で用いる。また、主成分分析においては、やはり次章で述べるが、観察数がサンプル数よりも小さい退化した場合でも、推定量の基本的性質は変わらない。

なお、このようにして作ったサンプルは、前述したように、毎年上場をしている企業をその時点でサンプルに入れることから、サンプル数が毎年異なる一方、米国のCOMPUSTAT テープにあるような、survivorship bias を持たない。さらに、日本の株式データについての実証研究は米国に比べ、いまだ数少ないことを考慮すれば、属性ランキングによりサンプル・ポートフォリオを作成する方法に伴ういわゆる data snooping bias （Lo and McKinlay (1990b)）の影響もより深刻でないと予想される。なお、この大きさについては、著者（久保田＝竹原（１９９６））が、第６章（３）節において調べるように、同じ実証モデルを異なる属性ランキング・ポートフォリオ・サンプルに対してテストする方法により確かめられる。

このようにして２層ランキングにより作る、それぞれ１００個から成る２組のポートフォリオの基礎統計量は、表５－１１、表５－１２にあり、またその平均収益率は、図５－２、図５－３に図示されている。ただし、図５－２においては、図の作成上ポートフォリオの事後ベータを用いて度数分布が描かれている。

表５－１１において、上のパネルは平均収益率、中のパネルはポートフォリ

オ事後ベータ、下のパネルは平均規模である。表において、各ベータについてＭ１（小規模）からＭ１０（大規模）へと縦に見ていくと、一様に規模差は収益率差を説明していることが分かる。一方、各規模について、β１（低ベータ）からβ１０（高ベータ）へと横に見ていっても、このような関係は明らかではない。このことは、平均収益率を縦軸に図示した、図５－２からも視覚的に分かろう。このように、ベータと平均収益率の関係は flat であることを否定できないと *a priori* にも思われ、この点の検証は、本節において、また再度第６章（３）節においても行う。次に、表の中のパネルにおけるポートフォリオ事後ベータの分布を見ると、事前ベータとの基本的関係が維持されていることが分かる。これは、元の事前ベータが rolling foward されて計算されている全期間からのベータであることから当然予想されるが、一方で毎年規模別事前ベータ別によるランキング・ポートフォリオ内の銘柄は毎年多くが入れ替えられるので、これが全く同じものではないことは強調されなければならない。この発見は、第４章で述べた個別銘柄のベータにおける推定誤差を避けるために、われわれがこのポートフォリオ事後ベータを用いる理由となるばかりでなく、この事後ベータがベータの時間変化をあまり気にせずそのまま全期間に使えるための証拠ともなる[2)]。

なお、われわれが Fama and French (1992) と同様に、規模別ベータ別のランキング・ポートフォリオを作成したもう一つの理由は、アノマリーとして知られている規模とベータの高い相関に鑑み、その関係を切り離したかった点にある。Fama and French (1992) においては、もともと１０ポートフォリオにおいてそ

の相関が - 0.98 であったものが、１００ランキング・ポートフォリオについてはこれを -0.50 まで小さくすることができた。われわれのサンプルでも、これは、前述のように符号は逆であるが、相関は 0.98 から事前ベータについて 0.72 まで、また事後ベータについて 0.67 まで小さく出来た。われわれは、以下のクロス・セクション回帰においてこの２変数を用いるので、その相関レベルを落すことは少なくとも pair-wise の multicollinearity を避けるために必要であり、このようなサンプル・ポートフォリオの作り方はこのために役立つ。

次に表５－１３では、規模、ＢＰＲ別にランクした１００ポートフォリオの基礎統計が表５－１２と同じ形式で載っている。図５－３は、図５－２と同様これを図示したものである。たとえば、表の中の上のパネルにおいて、Ｍ１（小規模）について、Ｂ／Ｐ１（低ＢＰＲ）ポートフォリオとＢ／Ｐ１０（高ＢＰＲ）の株式の収益率の差は月当たり 0.923%であり同じくＭ１０（大規模）については 1.263%であった。しかるに、規模別ベータ別ランキング・ポートフォリオについては、同じ数字は 0.179% および -0.505%に過ぎなかった。

以上から、この規模別ベータ別と規模別ＢＰＲ別（図５－４を見よ）のどちらのサンプルも、十分散らばった平均収益率を持ち、以後のテストのためにふさわしいサンプルを構成することが分かる。そこで、この２組のサンプル・ポートフォリオおよび全個別銘柄の３組のテスト・ポートフォリオについて、ＯＬＳ推定を適用したクロス・セクション分析を行い、Fama and MacBeth の方法により、この全月の結果を集計していくことにする。

最初の変数選択のためのＯＬＳにおいて、われわれはＩＭＳＬフォートラ

ン・ライブラリー(武蔵大学購入)からＤＲＢＥＳＴを用いる。これは、逐次反復的に修正 R^2 を最大化するようにＯＬＳの変数選択をするアルゴリズムである。表５－１３がその結果である。上の表は規模別ベータ別、中の表は規模別ＢＰＲ別、最後が個別銘柄についてである。表の１列目の見出し、たとえば 2 Best Reg. とは、２変数の内から修正 R^2 を最大化するモデルを選んだ結果であり、Overall とは、変数の数自体もフリー・パラメータにしてアルゴリズム内で推定した場合であり、表内の各数値は、各変数が１４２回のクロス・セクション回帰において選ばれた割合（％）である。また、各パネルにおける最後の４行は、それぞれ１４２回に対する、係数が正の割合、正で t 値が有意な割合、負の割合、負で t 値が有意な割合である。

たとえば、上のパネルの規模別ベータ別ポートフォリオについてその結果を見ると、１変数のみ選ぶという条件では、驚くべきことにベータが 40.14% と一番大きく、次に規模が 38.73% で、ＢＰＲはゼロであった。もちろん、多変数モデルが真のモデルならば、これは典型的な missing variables のケースである。次に、変数の数を増加させていくと、選ばれる確率の高い変数は、降順に規模、ベータ、レバレッジ比率、配当利回り、ＢＰＲであった。さらに、変数数字の選択を自由にすると、規模（77.46%）、ベータ（69.01%）、レバレッジ比率（66.20%）、配当利回り（50.70%）、ＢＰＲ（41.55%） ＥＰＲ（同じく 41.55%）となった。なおＥＰＲについては利益が負の企業は、すべてゼロの数値が assign された。

この変数の数の選択が、毎期のクロス・セクションにおいて自由であるテス

トには、重要な注目すべき点が存在する。すなわち、事後的な fitting の意味に限られるのではあるが、モデルの変数の数自体が毎期異なるという意味での条件付き資産価格理論のモデル設定がされているのである。つまり、毎期適用されるモデル自体が異なることになる。このようなモデルは、しかし日米の実務においても短期収益率予測のためのマルチファクター・モデルでもしばしば用いられているものであり、代表的投資家の予測、投資行動のモデルとしては、より現実的なものかもしれないので、この事前的計算においては用いた。しかし、われわれの最終的なクロス・セクションの回帰 分析においては、変数の数をあらかじめ設定して、Fama and MacBeth のテストを行う。

さて、上のような結果は、本節の前半における観察と矛盾するであろうか？われわれが、ここで推定しているのは、第４章（４－４）式の関係式におけるリスク・プレミアムである。また、これまでの分析では係数の有意さについては、まだ述べていない。われわれが興味があるのは、符号が先験的な関係（仮説）と一致しかつ有意な場合のみであり、他の場合はしたがって sampling error によるのであろうとみなす。

この点から、小規模な企業はリスクが高いと考えられることから規模の大きさに対し符号が負であると期待される一方、表の他の変数はすべて変数数値の大きい方がリスクが高くかつリターンも高いと先験的に考えられる。すると表において、規模については正のときで有意な割合が23.94%に対し、負で有意な割合が 40.85% と、有意な場合のうち ２／３以上の場合符号は正しい。第８章で議論するポートフォリオ・パフォーマンス測定において、情報が全く無い

場合の株式の上昇、下落の確率を元に、実現確率に関する追加情報の価値は測られよう（Merton (1981)）。したがって、この投資追加情報としての規模ファクターにtiltした投資方針は、もし情報の無い場合の確率が５０％であるならば、これを上回ることができる。一方、ベータの場合は、正で有意なリスク・プレミアムであった割合が26.76%であるのに対し、負の場合も26.06%ある。つまり、ベータを規模と同じような意味で信頼できる投資情報として用いることは出来ない。このような観点からみると、レバレッジの28.17%やＢＰＲの16.20%は符号が逆の場合の14.08%と10.56%と比べて信頼できる。これらに対し、配当利回りやＥＰＲはより信頼度が低いであろう。

これまでの結果から、この変数のうち、規模、ベータ、ＢＰＲ、レバレッジ、ＥＰＲについての、変数のいくつかの組み合わせについての、Fama and MacBeth型の回帰を行う。これは、前と同様、クロス・セクションの回帰であり、いま説明変数を収益率として、推定式の説明変数は、企業特性については第４章（４－４）式におけるb_kに相当し、ベータはβ_kに相当し、推定されるのはγすなわちファクターのリスク・プライス（＋安全資産利子率）である。たとえば、５変数の場合の回帰式は、

$$R_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1(Size)_{i,t-1} + \gamma_1(BETA)_{i,t-1} + \gamma_2(BPR)_{i,t-1} + \gamma_3(LEV)_{i,t-1} + \gamma_4(EPR(+))_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t},$$

$$i = 1, 2, \ldots\ldots\ldots, N \qquad (5-8)$$

であり、Nはサンプルのポートフォリオ数または銘柄数である。ここでは、残差項ε_{it}については通常のＯＬＳのときの仮定をしておき、本節最後でＧＬＳによっても（５－８）式を推定する。

このクロス・セクション回帰を１４２回行ってその結果を集計した結果を掲載した表が、表５－１４である[3)]。表は、順番に１）個別サンプル、２）規模別ベータ別、３）規模別ＢＰＲ別に、選んだ変数の組み合わせの回帰結果およびすべての変数の相関係数が載っている。回帰結果の数値は、上が１４２回のクロス・セクション回帰係数の平均、（　）内は、Fama and MacBeth の t であり、これは推定係数の時系列が i.i.d. からの抽出と仮定して係数の標準偏差を用いて計算する方法である。なお、この表は、テストされた８変数のうちで、比較的説明力のあった５変数のみについての結果が載せてある。

これより、すべてのテスト・サンプルについて、１）規模との二変数モデルにおける事後ベータの説明力は有意でないこと（ t 値はそれぞれ、1.41、0.35、0.43）、２）ＢＰＲと規模はほとんどの場合有意であり、ＢＰＲ効果は規模効果より強いこと、３）Fama and French (1992) の結果と異なり、簿価で測ったレバレッジ効果は規模とＢＰＲに追加してもなお有意である（同じく、2.960、2.255、3.488）こと、４）ＥＰＲ変数（このとき負の利益の企業はゼロを割り振った）も有意であることなどが発見される。

Lo and McKinlay (1990b)　の主張するdata snooping bias　すなわち先験的情報によりランキング・ポートフォリオを作ることからの影響の大きさを見てみる

と、ベータについては、規模別ベータ別の結果は、むしろ有意さが弱くなっていること、一方ＢＰＲについては規模別ＢＰＲ別ポートフォリオでは、かなり大きくなっていることが分かる。このような意味から、個別銘柄と２組のランキング・ポートフォリオにより、実証結果の robustness を調べることは重要である。

多変数モデルで変数の数もフリー・パラメータにした、修正R^2を最大化するアルゴリズムを、ほぼ同じ長さの４年ごとの３部分期間（１９８１年９月から８５年８月、８５年９月から８９年８月、８９年９月から９３年６月）についてそれぞれ適用した結果を報告したものが、表５－１５である。パネルは事前ベータについて、第１、２、３部分期間と全期間、次に事後ベータについて、同じ順番の結果が載せられている。第１部分期間は、典型的な日本の経済成長期のいわゆる「右肩上がり」の株式市場、第２部分期間はいわゆるバブル期間、第３期間とくに９０年以降はポスト・バブル期ということになる。第７章においては、われわれの資産価格理論のフレームワークとは異なる観点からの理論としての「バブル」について言及するが、われわれのフレームワークは、あくまでも資産の合理的価格付けであり、本章、次章における実証ではすべてこの考え方により、日本の株式データを、支持仮説としての資産価格理論と市場効率性仮説により整合的に説明しようとする。

さて、いま先験的な情報と一致するリスク・プレミアムの符号の部分だけを見る。たとえば、表より第２部分期間においてはレバレッジ比率（正で有意）が著しく他の部分期間（第１部分期間 20.83%、第２部分期間 23.91%）よりも

有意であり39.58%である。われわれのサンプルがいわゆるバブルの最大の源泉とされる金融業を含まず、製造業、非製造業（建設、不動産は含まれる）に限られているのにもかかわらず、この期間にこれら企業がおそらくは借り入れ増加、転換社債、ワラント債の発行などによりレバレッジを増加させて、かつその株式の期待収益率が高かったという、MM第ＩＩ命題どおりの関係がここでは実証的に確認される。一方、第３部分期間の株価下降期間については、ＥＰＲやキャッシュ・フロー株価比率の説明力が他の期間（それぞれ第１部分期間で12.50%と8.33%、第２部分期間で8.33%と10.42%）よりも高かった（どちらの変数も17.39%であった）ことより、株価で規準化された利益でみた収益力のある企業が株式収益率の低下が少なかった、したがってダウンサイドのリスクが小さかったことが示唆される。これらの結果は図５－５からも読みとれる。また、表５－１５は、同じ部分期間について事前ベータによる場合とポートフォリオ事後ベータによる場合の計算結果が掲載されており、規模別ベータ別ランキング・ポートフォリオについてはこの２つの方法による結果がほぼ同じであることも確認される。

さらに、第４章で述べた（Shanken (1992)）ように、効率的な推定値を得ることのできるＧＬＳにより、２組のランキング・ポートフォリオのみについてこれを推定した結果（表５－１６）からも、全体的な傾向は同じであることが確かめられる。ただし、規模別ＢＰＲ別ポートフォリオについての３変数また４変数モデルに限っては、ベータは有意となった。Fama and MacBeth の t の持つ統計的問題については第４章でも検討したが、一方、Shanken やJagannathan

and Wang の方法においては、前述のように強い仮定が要求されていることから、本研究では、この Fama and MacBeth の方法をそのまま用い、また次章においてはサンプル数を減らして、代わりにＧＭＭによりこれを推定して、本章における結果と比較することにする。

以上をまとめると、われわれが日本における公開された財務情報に基づいて、説明しようとする、クロス・セクションのリスク・リターンの関係は、 Fama and French (1992) における米国の結果と同様、規模とＢＰＲによる２変数によりかなりうまく説明することが出来る。しかし、日本については、３変数モデルとしてレバレッジ比率を追加したもの、また４変数モデルとしてＥＰＲを追加したモデルも十分考えられる。この点については、さらに次章において、本研究の第２章ですでに提示しているＭＶ効率性に関連したアルファ値すなわち切片項がゼロであるという仮説の検定、またモデルのＧＭＭによる推定および検定により検討することにする。

結局、日本、米国ともに、クロス・セクションの関係として株式収益率のリスク・リターンの価格付けをみたとき、ＣＡＰＭ理論から演繹される線形式、すなわちベータが唯一の説明変数で、ベータ・リスクに正の価格が付くという関係は、統計的に棄却される。さらに、Fama and French (1992)の結果を著者の結果（ Kubota and Takehara (1995a)）と比較すると、クロス・セクション分析において説明力のあった変数には日米に共通のものが多く、これらの関係は robust であることが確認された。最近、Chen and Zhang (1996) は、台湾、香港、マレーシア、タイについてもこのような関係を調べ、香港、マレーシアにおい

てはＢＰＲの説明力があるが、台湾、タイの高成長経済では、この関係が見られないことなどを発見している。

本章を終わるにあたって、これらＢＰＲ、規模変数の意味付けをすることは敢えてしない。なぜならば、これはリスク・ファクターであると主張する Fama and French (1996)、リスク・ファクターよりも特定の衰退企業の distressed ファクターであると主張する Chen and Zhang (1996) 、また後者に近いがこれは企業の特性を表すcharacteristics であると主張する Daniel and Titman (1997) 、さらに市場非効率性を持ち込む Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1993) と各論者がそれぞれ譲らない、現時点でその解釈に結論を出すことがいまだ危険であり、一方で robust なことは判明している観察結果であるからである。われわれは、次章において、さらに、１）何らかの実証的マルチファクターによる記述により株式のリスク・リターンをより良く説明しようとするか、２）ＣＡＰＭのマーケット・ポートフォリオの識別問題を矯正してＣＡＰＭを救うか、の２通りのアプローチによりわれわれのさらなる仮説の検証を行う。

第5章脚注）

1）この点は、Robert S. Kaplan 教授との private conversationによる。

2）この証拠は、方法は異なるが Chan and Chen (1988) の米国におけるベータの時間安定性に関する結果を日本についても裏付けるものでもある。

3）著者は、8個の変数のすべての組み合わせについても、これら3組のポートフォリオ・サンプルに対してのクロス・セクションの回帰分析をしたが、Kubota and Takehara (1996a) には主要なもののみを掲載した。

第６章　日本の株式市場の価格付け：リスクとリターン

本章では、第５章に引き続き、第１章、第２章で定式化した資産価格理論の、実際のデータとの整合性を著者による実証研究を中心に日本の株式市場のデータについて調べる。（１）節においては、Grinblatt and Titman (1994) のＰ８ポートフォリオと同様なポートフォリオを作成して、このＭＶ効率性の仮説検定を行う。（２）節では、主成分分析によりデータの構造を知る。（３）節では、時系列データに基づきマルチファクターによる収益率データ構造の記述を試み、ミミッキング・ポートフォリオを作成する。（４）節では、真のマーケット・ポートフォリオ収益率の代理変数として株式指数収益率および労働賃金成長率を用いてＣＡＰＭの検証を行う。

本研究では研究の方向を、１）何らかの実証的マルチファクターによる記述により株式のリスク・リターン構造をより良く説明しようとするか、２）ＣＡＰＭのマーケット・ポートフォリオの識別問題を矯正してＣＡＰＭを救える実証モデルを発見しようとするか、の２方向で仮説の検証をする。前者１）の方法は、（１）節、（２）節で、後者２）の方法は（３）節で取り扱うことになる。そして、前章の最後でも述べたが、（３）節のＣＡＰＭの人的資産ファクターを含めて、これらファクターの意味付けについて可能な範囲での解釈は行うが、決定的な推論は敢えてしない。すなわち、これらに唯一の解答を出すことは、日米どちらのデータについても現時点では危険であり、米国データについては、リスク・ファクターであると主張する Fama and French (1996)、リス

ク・ファクターよりも特定の衰退企業の distressed ファクターであると主張する Chen and Zhang (1996)、また後者に近いがこれは企業の特性を表す characteristics であると主張する Daniel and Titman (1997)、さらに市場非効率性を持ち込む Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1993) と各論者がそれぞれ譲らない論争中の分野だからである。さらに、日本についてのこのような観点からの資産価格理論の実証研究は、本研究の著者によるもの（Kubota and Takehara (1995, 1996 a)、 Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995, 1997)、久保田＝竹原（１９９６））を除いてはまだ少なく、既存の Chan, Lakonishok, and Hamao (1991)、Cai, Chan, and Yamada (1995)、Chen and Zhang (1996) による研究はこの問題への答えを必ずしも出していない。ここに、結論に至るだけの証拠はいまだ十分ではないと判断され、われわれの与える仮の推論も、他の論者から今後、批判、検討がされなければならないであろう。われわれは、本研究においては、日本の株式収益率の生成構造および価格付けへの推論、検定およびそれに基づくわれわれの観点からの意味付けのみを行い、この問題への最終的解答は、さらに実証結果の蓄積、また多くの研究者による論争を待つ。

（1）参照ポートフォリオとＭＶ効率性

われわれは、第２章でみたように、Grinblatt and Titman (1985) による「近似ファクター構造」に関しての結果より、資産数が無限大のとき、方法を問わず十分分散化したポートフォリオは正しいファクターと関連付けられ得ることを知った。また、 Grinblatt and Titman (1987) におけるミミッキング・ポートフォ

リオと「exact ＡＰＴ」の線形価格付けの等価関係のもと、最尤ファクター分析や主成分分析によれば漸近的に一致推定量が得られることも知った（Grinblatt and Titman (1987), Chamberlain and Rothschild (1983)）。

さていま、ファクター・リスクにたいするローディングの大きさまた有意さを識別することが主要問題とはされず、むしろ与えられたポートフォリオ（ファンド）がこの多変数のベンチマークに対してパフォーマンスが優れているかどうか、すなわちアルファ値がゼロであるという仮説が有意に棄却さるかどうかということが重要問題とされるような実務的応用を考える。すると、ベンチマーク・ポートフォリオは、第２章定理１の意味でのミミッキング・ポートフォリオの組み合わせの一候補でさえあれば良く、ファクター係数の信頼度は二の次の問題とできる。もちろん、運用しているポートフォリオの持つファクターに対する感度を知りたいということは十分あるだろう。ファクター・ローディングの正しい識別問題と実証については本章（２）節で検討することとし、本節では、このようにパフォーマンスの優劣評価のためのベンチマークを作ってそのＭＶ効率性のみに注意を払うという観点から、十分に分散化したポートフォリオ（たとえば、K個の）を作ってみよう。このようなポートフォリオを、本節に限っては特別の意味で「参照ポートフォリオ」あるいは下で述べる Grinblatt and Titman (1994) が推定したいわゆる「Ｐ８ ポートフォリオ」と区別して「ＫＴ１４ポートフォリオ」と呼ぶことにする。これは、次節でより一般的に、係数の信頼度にも注意して推定するやはりＭＶ効率的となるようなポートフォリオ、すなわち「ミミッキング・ポートフォリオ」あるいは同じこ

とだが Grinblatt and Titman (1987) の意味での locally ＭＶ効率的な参照ポートフォリオと区別するための便宜である。

Grinblatt and Titman (1994) は、このような観点から、いわゆる「Ｐ８」ポートフォリオを作成し、投資信託のパフォーマンスの評価を行った。このベンチマーク・ポートフォリオとは、１）規模別にランキングした１２分位のポートフォリオの１（最小）、２－３、４－９，１０－１２（最大）の４個のポートフォリオ、２）配当利回りで同じくランクした、１から２、５から６、１０から１１の３個のポートフォリオ、および３）過去実現収益のモーメンタムの１２分位の最悪のグループの、計８個のポートフォリオ集合である。このベンチマーク・ポーフォリオは、ホールド・アウト・サンプルに対して、アルファ値ゼロの仮説が棄却できなかったという基準により、Gibbons (1982) のテストを用いた推定プロセスの結果選ばれた[1]。このとき、このポートフォリオは、第２章定理１により「local ＭＶ効率性」を満たす。しかし、このようにして作成されたベンチマーク・ポートフォリオ間の相関は大変高いことが予想され[2]、多変数回帰係数からファクター係数を推定して、これをポートフォリオのリスク・コントロールのために用いようとすることは、適当ではないだろう。しかし一方、説明変数のサンプル行列が完全に collinear で無い限り、アルファ推定値（被説明変数から回帰傾き係数の線形結合を差し引いた値としての）は予測のためには用いることが出来る（Judge *et.* all (1988, p.863)）ので、推定サンプルとは異なるファンドのパフォーマンス測定に用いることは許容される。また、このようなポートフォリオを属性により選びベンチマーク・ポートフォリオと

する方法は、その意味付けが容易であることから、実務応用性は高い。

著者（Kubota and Takehara (1995)）は、同様にポートフォリオ・パフォーマンス評価のための、ベンチマーク・ポートフォリオとして使えるような参照ポートフォリオを作成しようとした。本節および次節のマルチファクター・モデルの第１テストにおいて用いられるサンプル・ポートフォリオは、第５章における Kubota and Takehara (1996a)と同期間の観察期間の個別銘柄サンプルであり、規模、ＢＰＲ、レバレッジ比率（総資産負債比率）、ＥＰＲ、配当利回り、事前ベータ、モーメンタム（過去３年の平均収益率）の大小によりそれぞれ１０個に（ＥＰＲについては１１個）ランク（一層ランキング）することにより、７１個のポートフォリオ・サンプルが作られる。われわれのモデル作成方法は、クラスター分析による[3)]。ここでは、サンプル間の距離測定に、クラスター分析において通常用いられる Euclidean norm を用い、さらに complete linkage 法により、サンプルの aggregation をして行きクラスター（集積）を作成していく。このモデル推定は、距離測度の大きさから先験的な集計化で行われる。

complete linkage 法とは、いまクラスターをA，Bとし、サンプルをi, j、サンプル間の距離をd_{ij} (dissimilarity)、またクラスター間の距離をd_{AB}で表すことにしたとき、

$$d_{AB} = \max_{i \in A, j \in B} (d_{ij}) \qquad (6 - 1)$$

によりクラスターを構成していく方法である。

なお、 Euclidean norm を用いるこのようなクラスター分析の古典統計的性質はクラスター内の構成数が所与の場合の最尤法以外明らかではなく、そうでない場合の尤度比検定も導出されているが、その導出された性質には議論の余地があると云う（Everitt and Dunn (1991, p.118)）。それにもかかわらず、まだ academic literature において、日本データに適用された例のないこの方法を試みる意義は、上にも述べた属性ポートフォリオの持つ解釈の容易性であり、さらにわれわれの研究においては、クラスター分析により作成された参照ポートフォリオは第２章におけるＭＶ効率性基準により客観的に評価できることを知っているからである。その仮説検定のために、Kandel and Stambaugh (1989) のＭＶ効率性についてのテスト法を用いる。

われわれは、７１個のサンプル・ポートフォリオの中で、推定サンプルとしては、前章のクロス・セクション分析において説明力の高かった規模、レバレッジ比率、ＢＰＲ、ＥＰＲ別の一層ランキング・ポートフォリオの４１個を用いる。クラスター分析においては、まず距離の近いものどうしを heursitic に同じグループに分ける。そして、この新しいグループ間の距離として、始めのグループにおける最大距離を用いる方法が complete linkage 法である。最初の７１ポートフォリオの属性別ポートフォリオごとに描いた、クラスター樹が図６－１である。 縦軸は距離 norm の大きさを表す。われわれは、この図から出発して、次のように aggregation を行う。たとえば、規模別ポートフォリオについては、ＭＶ１（最小規模）とＭＶ１０（最大規模）とが距離が他と最も離れている（図の高さ）ので２つの独立なグループとする。次に距離の近いＭＶ２

からＭＶ６までの６つのポートフォリオを一つのグループとし、Ｓ１（中小規模）と呼ぶ。同じく、ＭＶ７からＭＶ９までをＳ２（中大規模）と呼び、かくして４グループに分類する。同じように、ＢＰＲについては、ＢＰ１、ＢＰ１０、さらにＢＰ２からＢＰ４までによりＢＰＬ（低ＢＰＲ）とＢＰ５からＢＰ９までによりＢＰＨ（高ＢＰＲ）を作る。レバレッジ比率は、ＬＥＶ１からＬＥＶ３までを、ＬＥＶＬ（低レバレッジ）、ＬＥＶ４からＬＥＶ７までを、ＬＥＶＭ（中レバレッジ）、ＬＥＶ８からＬＥＶ１０までを、ＬＥＶＬ（高レバレッジ）とする。さらに、ＥＰＲについては、前章でＥＰＲが負であるポートフォリオについての mean reversion の特徴を述べたが、ここでも他とは大きく異なるグループとして位置づけられていることに注目しよう。これをここではＥＰＲ（－）と呼び、さらにＥＰＲ１からＥＰＲ６をＥＰＬ（低ＥＰＲ）、またＥＰＲ７からＥＰＲ１０をＥＰＨ（高ＥＰＲ）とする。

この結果１４個のポートフォリオを得る。この１４ポートフォリオは、１）規模別の４個のポートフォリオ、２）ＢＰＲ別の４個のポートフォリオ、３）レバレッジ比率別の３個のポートフォリオ、および４）ＥＰＲ別の３個のポートフォリオから構成される。これを、１４参照ポートフォリオまたはＫＴ１４ポートフォリオと呼ぼう。図６－２が、このＫＴ１４ポートフォリオについて新たに描いたクラスター樹であり、すくなくとも同じ属性ランキング・ポートフォリオ間では、距離は離れている。しかし、逆に違う属性ランキング・ポートフォリオ同士で近いものもできた。これらポートフォリオは、同じ様な変動要因を持っているであろうことが新たに発見された。たとえば、中レバレッジ、

高ＢＰＲと小中規模、また低ＢＰＲ、低ＥＰＲと中大規模などである。全４１のサンプルに対して、直接クラスター分析を行わなかったは、このような直感に訴えるポートフォリオ群を作成したかったからである。

次に、このようにして選んだ１４個のポートフォリオは、与えられた元の４１ポートフォリオの universe に対して、ＭＶ効率的な集合となるかを問おう。その検定方法としては、Kandel and Stambaugh (1989) のＭＶ効率性についてのテストのうち安全資産が与えられない場合の仮説検定統計量（５％の有意水準）を用いる。このテストの結果を示すのが、図６－３である。図６－３で、散らばった各点は元の４１ポートフォリオの$\mu-\sigma$平面上の各点である。また、最も左に離れて描かれている曲線は、元の４１ポートフォリオについて、与えられた期待収益率に対して第２章（１）節問題ａ)を解いた時に得られる最小分散ポートフォリオである。同じようにして、１４参照ポートフォリオについての最小分散フロンティアは、その右側にある実線部である。さらに図では、Kandel and Stambaugh　による棄却の critical point から成る軌跡が点線で表わされている。 Kandel and Stambaugh の仮説検定とは、この後者の最小分散フロンティアと critical point から成る軌跡が交点を持たないときに、N個の資産集合（ここでは４１ポートフォリオ）から作成されたK個（$K<N$）のポートフォリオ集合が元の最小分散フロンティアと一致または一点で接するという仮説が棄却されるというものである。これは、尤度比検定であり、統計量はF分布に比例していて、自由度は（N-K）と（サンプル数-N）である。すると、図では、２つの曲線が交点を持つことから、このＫＴ１４ポートフォリオから

なる最小分散フロンティアが元の４１ポートフォリオから成る最小分散ポートフォリオと一致するまたは接するという帰無仮説は棄却できない。この意味で、われわれの１４参照ポートフォリオは、ＭＶ効率的である。なお、参照ポートフォリオの個数を、同じようなクラスター分析においてさらにaggregation の程度を高くして作った１４個以下の参照ポートフォリオでは、そのポートフォリオについては、 Kandel and Stambaugh のテストでの仮説は棄却されてしまった。そこで、与えられたサンプルである４１ポートフォリオに対して、われわれの方法によっては、１４よりも少ない数のポートフォリオによりＭＶ効率的なポートフォリオを作ることは出来ないことも分かった。

しかし、このような参照ポートフォリオは、クラスター分析における norm について近似性を除去したが、相関により測るとまだ非常に高い相関を持つ（表６－１）。そこで、この参照ポートフォリオをファクターとして、ファクター係数（ローディング）自体の推定を回帰分析で信頼度をもって行うことは出来ない。しかし、それでもこのような属性によるランクするポートフォリオの実務解釈の容易さは、このアプローチを正当化する。たとえば、実務界においては、低いＢＰＲ企業は growth stock、 高ＢＰＲ企業は value stock という分類をされるが、この意味をわれわれの方法では、他の属性別ポートフォリオとの比較で明らかにできる。すなわち、ＢＰ１とＥＰＲ（－）は大きく異なるが、ＢＰＬとＥＰＬとは、同じような変動をする要因を持つと類推できる（図６－２参照）。現在日本においては、年金資産などのパフォーマンス測定は、たかだか一つのインデックス、たとえばＴＯＰＩＸに対しての相対ユニバース比較

またはベータによるリスク調整後[4]で行われるが、われわれのＫＴ１４ポートフォリオのような簡単な方法から作成する（ただしよりファクター数の小さい）マルチファクターのポートフォリオ集合によりパフォーマンス測定を行う方法は、一つのより良い代替案かもしれない。 Grinblatt and Titman (1994) は、実際にかれらのＰ８ポートフォリオを米国の投資信託のパフォーマンス測定のために用いている。われわれのモデルが、アルファ値がゼロの回りに偏りが無いことを新サンプルに対してテストすることや、その上で投資信託パフォーマンス評価に応用することは、今後の課題とするが、アルファ値自体の検定の実例は、本章（３）節における、われわれが作成する３ファクター・モデルの検討においてみる。

（２）主成分分析による収益率構造の記述

Chamberlain and Rothschild (1983) の結果によれば、資産数 N が大きいとき（N 一致性）、主成分分析、最尤ファクター分析は、正しいファクター・ローディングの推定値を与え、さらに Grinbaltt and Titman (1995) の結果によれば、十分分散化した均等加重ポートフォリオ集合は、このファクター・ローディングとの相関を持つことより真のファクターと関連付けられ得る。前節における著者の１４ポートフォリオや Grinblatt and Titman のＰ８ポートフォリオ は、この最後の場合に相当する場合のファクター・ポートフォリオの推定例である。

本節では、主成分分析を用いて、ファクター・ポートフォリオを推定する。まず最初に、個別銘柄サンプルを用いて主成分分析を行う。全期間に亘り、サ

ンプルの観察が可能なのは、われわれの元のサンプルの部分集合の７７６銘柄に限られる。当然、このサンプルは、われわれが基本的に用いている方法である毎年のランキングによりサンプル・ポートフォリオを作る場合と異なり、途中で消滅する企業がサンプルに含まれない survivorship bias を持つ。また、新しい上場企業が含まれていないことによる biasも生じているかもしれない。それにも、かかわらず N が大きいという性質に依拠するために、まず個別銘柄サンプルを用いる。そして、この結果と主成分分析を、われわれの４１ランキング・ポートフォリオ・サンプルに対して適用して推定した結果とを、比較することにする。われわれの観察期間は、１４２ヶ月であり、階数条件を満たさない。しかし、主成分分析では、この場合重根は存在しても、固有値と固有値ベクトルは通常に求めることができる（Anderson (1958, section 11.2)）。また、この観察期間の短さのため、われわれは最尤ファクター分析を適用しないのである。

この７７６銘柄に主成分分析を適用すると、全変動（分散）のうち、第１ファクターは 31.06%、第２ファクター以下は、それぞれ 5.68%、 3.13% 、2.08%、 1.92% 、1.83% を説明する（Kubota and Takehara (1995, section VI)）。一方、４１ポートフォリオに対しての主成分分析では、同じ数字は、92.26%、2.55% 、1.22%、 1.0%、 0.45%、0.31% となり、４１ポートフォリオでは、第１ファクター、おそらくはマーケット全体の動きを表わすファクターによりその大部分が説明されることが分かる。また、同じ数字を全体の標準偏差についての説明部分として表わした数字は、表６－３の第１列にある。

いま、大標本からの結果として、個別銘柄からの主成分分析の結果をさらに見てみよう。表６－２（Ａ）は、前節の１４参照ポートフォリオと主成分分析におけるファクターとの相関を表わした表である。第１ファクターは、ほとんどすべての４１個のポートフォリオと高い相関を示す。例外は、MV10（最大規模）の 0.79 とEP(-)（負の利益）の 0.88 である。前者の結果は、ファクターが等加重であることを考えると、大型株の動きが他と異なる可能性を示すものとして興味深い。後者は、改めて負の利益グループが特別の注意を払うべき、他とは異なるサンプル・グループであることを示している。

同じように、相関係数を４１ポートフォリオに対して表わしたものが表６－２（Ｂ）であり、またわれわれのコントロール・サンプルの３０ポートフォリオについて表わしたものが、表６－２（Ｃ）である。３０ポートフォリオは、配当利回り、事前ベータ、いわゆるモーメンタム（過去３年の収益率パフォーマンス）によって、それぞれランクされたポートフォリオである。結果は、やはり第１ファクターが通常 0.9 以上の相関を各ポートフォリオと持つことを示す。例外は、先ほどのMV10、EP (-)と配当利回りの最大（DVI10）、最小（DVI1)、モーメンタムの最大（MMT10)である。ここで、２番目以下のファクターとの関連をより注意深く見るために、これを図示しよう。図６－４は、縦軸に相関係数の高さを取り、第９ファクターまでの表６－２（Ｂ）と同じ順番に並べた４１ポートフォリオとの関係を表わしている。すると、個別銘柄の第２ファクターは、レバレッジ（LEV）別ポートフォリオとのその増減にシステマチックな関係を持つことが読み取れる。すなわち、レバレッジの大小による

ポートフォリオのパフォーマンスの「差」は、システマチックに第１ファクターと関連する。次節では、このようなポートフォリオのパフォーマンスの「差」を「スプレッド・ポートフォリオ」と呼びこれをファクターとして推定をさらに行おう。同じ様に図を見ていくと、第３ファクターは規模別ポートフォリオと、第４ファクターはレバレッジ別ポートフォリオとＥＰＲ別ポートフォリオと、さらに第５ファクターはＢＰＲ別ポートフォリオとＥＰＲ別ポートフォリオとそれぞれ関連していると思われる。

しかし、相関は単なる変動の共変度を表わすのみであり、われわれが興味を持つのはポートフォリオのリスクの大きさ、すなわちファクター・ローディングの大きさ自体である。そこで、今度は、主成分分析を４１ポートフォリオに適用したとき直接推定された、ファクター・ローディングの大きさを図６－４と同じ様なグラフで図示したものが図６－５である。ここでは、縦軸の大きさは求められたローディングの大きさである。この元の数字は、表６－３に掲載されている。表から、第１ファクターのファクター・ローディングは、-0.16の周りに集まっており、安定した大きさである（図６－５も参照）。これは、マーケット・ファクターと考えよう。第２ファクターは、図からむしろ規模別ポートフォリオのファクター・ローディングの差、したがって下で述べるようにリスクと関連している可能性を類推させる。第３ファクターは、ＢＰＲとレバレッジ、第４ファクターはＥＰＲと、第５ファクターは規模、ＢＰＲと関連しているものと考えられよう。前節における、クロス・セクション分析のファクター数の結果および表６－３における説明される標準偏差の部分から、われ

われは、先験的に４ないし５ファクターまでにのみ注意を払うことにする。

ここでわれわれは、Grinblatt and Titman (1985)の結果より、ファクターと相関する分散化した等加重ポートフォリオはファクターの代理変数の候補であり、また正しいファクター・ローディングも得られることを知る。ファクター・ローディングと直接関連付けられるわれわれのポートフォリオは、したがってファクターのリスクをも表わせる代理変数の候補であると予想できる。われわれのこの方法（Kubota and Takehara (1995)）は、この観点から Ferson (1996b, p. 23, n. 2) の分析においても擁護されている。次節では、このようにして、ファクター・ローディングと関連付けられるポートフォリオの集合を用いたファクター・モデルを構築する。そして、最後に本節における主成分分析（個別銘柄）によるファクター自身と次節で構築ファクター・モデルを構成するポートフォリオとを相互に回帰分析させて、われわれのファクター・モデルが元の収益率の空間をどれだけspan しているかを確かめる。

（3）ミミッキング・ポートフォリオとリスク・リターン

本章（1）節では、アルファ切片をゼロにするという意味での参照ポートフォリオを作成した。本節では、マルチファクター・モデルの係数について今度はその信頼性をも問題にして、ミミッキング・ポートフォリオの作成をする。そのための候補ポートフォリオ集合は、前節の結果である主成分分析のファクター・ローディングとの関連性に関する情報から作成する。そして、時系列データの回帰分析により、そのアルファ切片が有意とならないことを検定しよ

う。また、元の個別銘柄の主成分分析のファクターとの関連性をやはり回帰分析により調べて、このミミッキング・ポートフォリオの張る空間とファクターの張る空間をも比較する。ただし、この最後のテストは、久保田＝竹原（１９９６）に基づいており、そこではサンプル期間は一年間延長されて、１９９４年８月までであり、またＧＭＭ推定を行うために１０分位の代わりに９分位に分けたポートフォリオからスプレッド・ポートフォリオが作られ、ＧＭＭ推定のためのランキング・ポートフォリオは９分位の各奇数を取った５ｘ５＝２５個が用いられていることを付記しておく。

われわれが本章（１）節の１４参照ポートフォリオの高い相関および前節の主成分分析の結果の解釈に基づき、本節で作成するスプレッド・ポートフォリオを用いて作るミミッキング・ポートフォリオは、しかし見かけ上 Fama and French (1993) の３ファクター・モデルに類似している。その意味で、推定プロセスは異なるが、われわれの日本データに関するこのようなマルチファクターのスプレッド・ポートフォリオによる推定結果は、もしこれが成功すれば、Fama and French (1993) のタイプのモデルの robustness を確認することにもなる。

著者の実証結果をみる前に、Fama and French の３ファクター・モデルの結果を簡単にみておこう。表６－４は、かれらの用いた株式ポートフォリオの基礎統計量である。ここでは、かれらは規模別ＢＰＲ別に５分位のポートフォリオ、計２５個のポートフォリオを作った。これが、サンプル・ポートフォリオである。さらに、表６－５では、回帰において用いられる各説明変数の統計量が表示されている。とくに、われわれの本節での実証結果と比較する意味では、表

のＳＭＢとＨＭＬに注目する。ＳＭＢとは、サンプルをＮＹＳＥの規模中央値により２つに分けた、ＮＹＳＥ，ＡＭＥＸ，ＮＡＳＤＱ上場株式からのポートフォリオであり、２つのうちの小規模の方のポートフォリオ収益率から大規模の方のポートフォリオの収益率を差し引いたスプレッドである（われわれは、後でみるように１０分位の大規模（ＭＶ１０）から小規模（ＭＶ１）を差し引く）。同じく、ＨＭＬは、ＢＰＲについての大体の３分位ポートフォリオ（30%, 40%, 30%）のうちの、高ＢＰＲポートフォリオ収益率から低ＢＰＲポートフォリオ収益率を差し引いたスプレッドである。また、表のＲＭは、サンプルの２５個のポートフォリオに、この２５サンプルを作成するときに除かれた負のＢＰＲ（つまり、累積赤字企業）であった企業を加えた価値加重の収益率である。

Fama and French (1993) は、著者の推測によればおそらく、Fama and French (1992) のクロス・セクションの実証結果における規模とＢＰＲの説明力の強さに鑑み、時系列モデルの構造を説明できるマルチファクター・モデルを株価指数とこれと相関を少なくするためのスプレッド・ポートフォリオにより作成したのであろう。米国において、時系列データについて株価指数の説明力が、クロス・セクションの場合と異なり、支配的に大きいことは良く知られており、たとえば与えられたＡＰＴモデルに追加された株価指数が有意でないことを示した実証（Chen, Roll, and Ross (1986)）と同じサンプルについても、このことは真であった（Chen (1995)）。

すなわち、Fama and French (1993) の３ファクター・モデルは３個のファク

ター・ポートフォリオから成り、１）この価値加重指数、２）規模スプレッド・ポートフォリオ（小規模ポートフォリオ収益率から大規模ポートフォリオ収益率を差し引いたもの）、３）ＢＰＲスプレッド・ポートフォリオ（３分位にしたときの高ＢＰＲポートフォリオの収益率から低ＢＰＲポートフォリオの収益率を差し引いたもの）の３個である。これが、Fama and French (1993) では３個のミミッキング・ポートフォリオということになる。この３ファクター・モデルを用いて、同観察期間の同じ個別銘柄サンプルを元に作った前述の２５個の株式ポートフォリオ、および７個の債券ポートフォリオの収益率に対して、回帰分析した結果が、表６－６（Fama and French (1993)）である。そこでの各変数の *t* 値（表の t (b)、t (s)、t (h) の各数値）を見てみると、株価指数、規模スプレッド、ＢＰＲスプレッドの順に有意であった。ただし、規模スプレッドの係数が１個、ＢＰＲの係数が４個有意ではない。また、次の表６－７における、上から４個目のパネルにおける超過収益率についての Fama and French の３ファクター・モデルによる回帰結果から、アルファ切片項のゼロ仮説（t (a)）もほぼ棄却出来ないことも分かる。Grinblatt and Titman (1987) の結果によれば、この３ファクターモデルは「locally ＭＶ効率的」であると考えてもよい。

さて、著者（ Kubota and Takehara (1995) ）は、前述のように日本の株式データについて、ミミッキング・ポートフォリオを作成することにした。そこでは、同じく株価指数のようなマーケット・ファクターがまず第１ファクターとして重要であると考えられた。これは、サンプル・ポートフォリオである４１個に主成分分析を適用したときのポートフォリオのファクター・ローディングから

確認された（表６－３および図６－５）。そのため、指数を用いるのだが、われわれはFama and Frenchにおけるようなイン・サンプルの指数ではなく、価値加重のＴＯＰＩＸを外生的に用いることにした。これは、われわれの結果ができるだけサンプルに依存しないようにするためと、さらに実務においてＴＯＰＩＸポートフォリオ・パフォーマンス評価においてしばしば用いられていることからの２点による[5]。

さらに、第５ファクターまでのローディングが関連していた、規模、ＢＰＲ、レバレッジ、ＥＰＲの１０分位ランキング・ポートフォリオの１０番目のポートフォリオの収益率から１番目のポートフォリオ収益率を差し引いたスプレッドをそれぞれ取ることにより、われわれは５個のファクターを得る。これが、われわれのミミッキング・ポートフォリオの候補ということになる。なお、ＥＰＲについては、利益負のグループを排除して残った１０分位からスプレッド・ポートフォリオを作った[6]。前述のようにファクター・ローディングは、それぞれの４１個の属性ポートフォリオのリスクの代理変数と考えたときのそのリスクの大きさを直接表しているのであり、この差を取ることにより、そのリスクの差をおそらく最大に表す属性ポートフォリオ（ゼロ投資の）を作成できるかもしれないとわれわれは考えたわけである。すなわち、４つの属性（規模、ＢＰＲ、レバレッジ、ＥＰＲ）の各１０分位ポートフォリオにおける１０番目のポートフォリオと１番目のポートフォリオからの収益率の差を取ることにより、これが最もうまく表現できると *a priori* に判断した。したがって、Fama and French (1993) の場合の２分位（ＳＭＢ）スプレッド・ポートフォリオ

と3分位（ＨＭＬ）スプレッド・ポートフォリオと異なり、 Kubota and Takehara (1995) では、ファクター・ローディングから判断した１０分位ポートフォリオの両端のスプレッドを取る。また、やや *a priori* ではあるが、このような１０分位の両端にある収益率情報を用いようという判断は、（１）節における、クラスター分析の結果にも基づいている。

表６－８は、ＴＯＰＩＸおよび4個のスプレッド・ポートフォリオの相関係数を示す。最大の相関は、ＢＰＲスプレッドとＥＰＲスプレッドの 0.58 であり、またＴＯＰＩＸとスプレッド・ポートフォリオとの相関は、0.16 と 0.25との間の低いレベルに留まり、（１）節における１４参照ポートフォリオとは異なり、本節におけるミミッキング・ポートフォリオ間の pair-wise の相関を小さくすることには少なくとも成功したようである。

このようにして作られた、たとえば5変数スプレッド・ポートフォリオをミッキング・ポートフォリオとした5ファクター・モデルについての回帰分析の結果をみてみよう。サンプル・ポートフォリオの超過収益率を、この５ファクター・モデルで回帰した結果は、表６－９、表６－１１、表６－１２にまとめてある。表６－９は個別銘柄について、表６－１１はホールド・アウト・サンプルの３０ポートフォリオについて、また表６－１２は前章で用いた規模別ＢＰＲ別１００ポートフォリオに対してのそれぞれ回帰結果である。同じ属性でランクした元の４１ポートフォリオは、Fama and French (1993)とは異なり、われわれは、イン・サンプルとしては用いない。この時系列回帰には、以下のような式が用いられた。

$$(R_i)_t - (R_f)_t = \alpha + \beta_1(MARKET_t - (R_f)_t) + \beta_2 SPR(Size)_t + \beta_3 SPR(BPR)_t$$

$$+\beta_4 SPR(LEV)_t + \beta_5 SPR(EPR)_t + \varepsilon_{i,t},$$

$$t = 1, 2, \ldots\ldots\ldots, 142 \ . \qquad (6 - 2)$$

ここで、$(R_i)_j$は株式（ポートフォリオ）iのj月次収益率、$(R_f)_j$は同じくコール・レートを用いた安全資産利子率であり、$\varepsilon_{i,t}$は通常のＯＬＳの仮定を満たす誤差項である。

表６－９のパネルの下に個別銘柄についての７７６回の回帰からの平均修正R^2が示されており、個別銘柄に対するこの$R^2 = 0.398$という数字は満足できるものである。いま、回帰係数のt値に関する平均統計を見ると、リスク係数はプラスにもマイナスにもなり得るので、t値の絶対値、すなわちファクターに帰属するリスクの大きさの正負の方向を問わずその平均（Ave.$|t|$）をとると、ＴＯＰＩＸ、規模スプレッド・ポートフォリオ、およびレバレッジ・スプレッド・ポートフォリオの係数が7.260、3.650、2.600とそれぞれ有意であることが分かる。しかし、われわれの求めたいものは、係数の安定性のみならず、アルファがゼロの仮説検定結果でもある。その点から、表６－９の切片項のt値の絶対値（Ave.$|t|$）の平均を見ると、0. 651と、これは有意でない。したがって、この５ファクターモデルは、Grinblatt and Titman (1987) の意味で、「locally ＭＶ効率的」であると結論付けられる。また、この５ファクター・モデルのF値は、有意であり（Kubota and Takehara (1995, section III A）、モデル

自体のすべての係数がゼロであるという仮説は棄却されなかった。

この５ファクターと個別銘柄への主成分分析から得たファクターの相関をみたものが、表６－１０である。これから、第１ファクターがマーケット・ファクターであるという（0.829）観察以外に、第２ファクターはレバレッジ・スプレッドと(0.726)、第３ファクターは規模スプレッドと(-0.807)、第４ファクターはＥＰＲスプレッドと(0.277)、それぞれ関連しているという観察がされる。また、マーケット・ファクターは第３ファクターと(-0.398)、レバレッジ・スプレッドは第１ファクターと(-0.364)、また規模スプレッドは第１ファクターと(0.451)も関連している。

さて、上の５ファクター・ポートフォリオについて、同様の回帰分析をホールド・アウト・サンプルの３０ポートフォリオと規模別ＢＰＲ別１００ランキング・ポートフォリオについて行った結果が、表６－１１と表６－１２である。この回帰係数の t 値の絶対値の項を見ると、2.736、2.035 と今度はＢＰＲスプレッドも有意となることが分かる。ただし、後者の１００ポートフォリオについての結果は、data snooping bias （ Lo and MacKinlay (1990b) ）の可能性もあり、文字どおりには受け取れない。

さて、これまでは、５変数モデルを仮定したが、個別銘柄についての同じ７７６回の回帰を、５変数からのいくつかの組み合わせについても行ってみた。これは、表６－９と全く同様の計算に従う。そして、そのアルファ値を含む回帰係数の Ave.$|t|$ を表わしたものが表６－１３である。また、表のアルファ値の下の（）内の値は、この $|t|$ の値が、１．９６以上となった回帰

の回数の７７６に対する割合を表わす。

表の回帰係数の Ave.｜t｜から、まずマーケット・ファクターと規模が常に有意であること、またレバレッジについてもそうであることが分かる。一方、ＢＰＲに関しては、クロス・セクションのときと異なり、時系列分析においては、あまり有意とはならないようである。表の最右列にある平均修正 R^2 からは、0.746 とＴＯＰＩＸ指数のみの１変数モデルが一番 fitting は良く、次はこれにレバレッジ・スプレッドを加えた２変数モデルの 0.672 であり、次に５変数モデルが 0.651でこれに続く。

一方、アルファ値ゼロの帰無仮説の観点からモデルを、したがって第２章の結果よりＡＰＴの線形価格付けが成立しているか、またこのミミッキング・ポートフォリオが「local ＭＶ効率性」を満たすかという基準で考えると、やはり一変数モデルが一番 Ave.｜t｜は小さいし、またアルファ値が有意となる割合も小さい。しかし、われわれはＴＯＰＩＸ、規模スプレッド、ＢＰＲスプレッドの３変数モデルの係数が有意であることを知っている。また、５変数モデルにおいても、 F値は有意であった。したがって、５変数モデルまたは３変数モデルが真のモデルであるという可能性は否定できず、その場合には、一変数モデルはmissing variable case となる。われわれは、これ以上、モデルのファクター数について、ここで決定的なことをいうことはできない。このモデル選択については、本節の以下で述べるＧＭＭテストの結果でより正確な結論が得られる。

なお、参考のためのみであるが、図６－６では、５変数の説明変数の数を変

化させた７７６銘柄に対する上の回帰（表６－１３）における、アルファ値の度数分布を描いてある。この推定されたアルファ値の偏りと拡がりから見る限りは、３、４、５変数モデル間においては、株価指数（ＴＯＰＩＸ）、規模スプレッド、レバレッジ・スプレッドの組み合わせが、最適選択と思われる。一方、１、２変数モデル間では、ＴＯＰＩＸのみかＴＯＰＩＸとレバレッジ・スプレッドが良いモデル選択と思われる。しかし、これはあくまでも定性的判断であり、これ以上の信頼できる推論は出来ない。

さて、このようなスプレッドを用いたモデルは、マルチファクターの線形式においてリスク・プレミアムが有意に存在するかどうかについて、再度クロス・セクションにおいて、すなわちリスク・リターンの関係が満たされているかどうかを調べる必要がある。本研究においてはすでに前述したが、Jagannathan and Wang (1996b) においては、このようなマルチファクター・モデルにおける多重回帰ベータ係数について、データにおいてたとえ単回帰の t 値が有意であっても多変数回帰からのベータではこれが一見有意でなくなってしまう可能性とその理由が指摘されている。一方、Cochrane (1995, section 4.6) でも、ファクター間の相関行列が diagonal でないときには、クロス・セクションにおいてリスク・ファクターが価格付けられているかどうかのマルチファクター・モデルのベータによる検定は、ファクターとの相関のあるものは何でも有意になってしまう可能性があるので、pricing kernel の関係（第１章（１－４）式）を直接テストするべきであると主張する。

このような観点から、久保田＝竹原（１９９６）は、単回帰によりベータを

計算し、Fama and MacBeth の方法とＧＭＭにより、スプレッド・ポートフォリオからなるモデルをさらに検定することにした。すなわち、１）ＴＯＰＩＸおよび各スプレッド・ポートフォリオとサンプル・ポートフォリオのベータ係数は、単回帰からのベータとし、また２）Fama and MacBeth の方法では、通常の t 値および Jagannathan and Wang (1996a) による修正 t 値を用いて、３）ＧＭＭによるpricing kernel の Euler 条件の検証では、通常の J_T 統計量とHansen and Jagannathan (1994) による統計量を用いて、検証を行った。なお、このＧＭＭ検定の方法および統計量については、人的資産ＣＡＰＭのＧＭＭテストの結果について述べる次節でより詳しく紹介する。

この結果は、表６－１４、表６－１５に掲載されている。このうちのＧＭＭテストは、リスク・ファクターの価格付けをも含めたモデル全体の検定と解釈される。このＧＭＭテストにおいては、ある程度の自由度を維持しながらＧＭＭテストを行うため、サンプル数は前述のように２５ポートフォリオに減らした。表６－１４、表６－１５では、規模別ＢＰＲ別に９x９個のサンプルを作り、１、３、５、７、９番目を選ぶことにより、５x５個のテスト・サンプルを作成した。また、これを規模別ベータ別、規模別レバレッジ比率別にランクした２つのサンプルについての同じのテストも行われ、data snooping bias の影響が存在することも確かめられる。なお、これらのテストでは、前述したように、観察期間は１９９４年８月まで延長されている。表６－１４においては、Fama and MacBeth の t に加えて、第４章で検討した Jagannathan and Wang (1996a, 1996b) による「修正された t」（SW - t）が計算された。また、表６－１５で

は、ＧＭＭの通常のJ_T統計量（GMM measure）を用いた結果に加えて、Hansen and Jagannathan (1994) の距離測度（HJ measure）の方法による統計量が計算されている。この方法は、Euler 条件において用いた特定の資産価格理論から導かれる stochastic discount factor （たとえば次節（６－７）式）の pricing error の大きさを直接測る推定法である。

これらの結果のうち、第４章で述べたように、複数のモデルを比較するのにより適している、表６－１５のＧＭＭテストの うちの Hansen and Jagannathan の測度を用いた結果を中心に見れば、この規模別ＢＰＲ別ランキング・ポートフォリオ・サンプルについては、先の時系列の結果とは逆に、５変数モデルが 0.334 （表の最右列のうちHJ-Coef.の行）と最適であり、つづいてＥＰＲをこれから除く４変数モデル、およびＴＯＰＩＸ、規模スプレッド、ＢＰＲスプレッドから成る３変数モデルが 0.359 とどちらも次善モデルであり、ＴＯＰＩＸ、規模スプレッド、レバレッジ・スプレッドから成る３変数モデルは、0.459 とややミスプライシングが大きいという結果を得た。また、表６－１４における Fama and MacBeth の方法においても同様の結果が得られている。

さて、このサンプルについてのテストでは、規模別ＢＰＲ別によりテスト・ポートフォリオが作成されているため、これらの変数の説明力が増加してしまうと云う誤差（Lo and MacKinlay (1990b)）が介在しているかもしれない。事実、同じ計算を、規模別ベータ別、規模別レバレッジ比率別の２テスト・ポートフォリオにも対して行ったところ、ＢＰＲスプレッドよりもレバレッジ・スプレッドがやや勝っているという結果が得られており（詳しくは、久保田＝竹原

（１９９６））、この結果は先の個別銘柄についての時系列の結果と整合的であることを示すだけでなく、属性別ランキング・ポートフォリオをサンプルに用いるときに注意が必要であることも示している。

なお、表６－１４のFama and MacBethの方法の回帰は、(６－２)式のような超過収益率でなく収益率に対して回帰を行ったので、切片項は、安全資産利子率を表わすのでゼロとはならない。同じく、pricing kernelを用いたEuler条件のＧＭＭ検定でも、このとき切片項はたとえば２ファクターの場合の次節における（６－９）式の δ_0 項のように、やはりアルファ値がゼロとなる仮説は適用され得ない。

ここで、最後に、前節におけるように個別銘柄について主成分分析を適用したときの各ファクターと、われわれのスプレッド・ポートフォリオの関係をみよう。まず、主成分ファクターとは、その成り立ちから元のサンプルの収益率の作るN次元空間から２次形式として計算される分散の多くの部分を説明できるK個の要素である。いま、第１ファクターから第３ファクターまでについて、このサンプルの分散を説明できる変動部分が、ＴＯＰＩＸおよびスプレッド・ポートフォリオ（表のＳＳＰＲ、ＢＳＰＲ、ＬＳＰＲ、ＥＳＰＲ）とどう関連しているかをみるため、まず主成分ファクターを指数およびスプレッド・ファクターで回帰する。その結果は、表６－１６、表６－１７、表６－１８にあり、第１ファクターは、表６－１６の係数の各 t 値から、ＴＯＰＩＸと、またある程度規模スプレッドと関連があることが分かる。続いて、第２ファクターは、表６－１７に示されるように、レバレッジ・スプレッドとのみ、また第３ファ

クターは、表６－１８に示されるように、規模スプレッドと、またある程度ＴＯＰＩＸとレバレッジ・スプレッドとも関連している。すなわち、われわれの５変数のうちこれら３つの変数の線形結合は、第３ファクターまでにより張られる空間の変動を良く説明している。

次にこれと逆に、ＴＯＰＩＸおよび各スプレッド・ポートフォリオの変動を複数のファクターにより説明させていったとき、どれだけの部分が説明できるかをみてみよう。このことより、元の変動部分の多くを説明する主成分分析ファクターの成す空間における回帰線形結合が、これらポートフォリオの変動をどれだけ説明できるかが分かり、両方の空間の span 関係が明らかになる。

表６－１９は、説明変数としてのファクター数を増加させていったときの、ＴＯＰＩＸおよびスプレッド・ポートフォリオに対するファクターの回帰分析結果をR^2の大きさで表わしたものである。特に、第１ファクターから第３ファクターまでの結果をみても、また第１ファクターから第１０ファクターまでの結果をみても同様であるが、ＴＯＰＩＸ、規模スプレッド、ＥＰＲスプレッドは、一様にそのR^2は増加していくが、ＢＰＲスプレッドについては、全く増加しない。これは、ＢＰＲが Daniel and Titman (1997) が主張するように、リスク・ファクターでない可能性を示唆するのかもしれない。しかし、これだけの結果では、まだこれを結論付けることは出来ない。しかし、少なくとも、日本データについては、Fama and French (1993) と異なり、レバレッジ比率をファクターとする方がより良いであろうことが、仮の結果としても現時点では受け入れられるべき結論である。

結局、適合性の程度の差、また解釈の差はあるものの、ＴＯＰＩＸと規模スプレッドに加えて、レバレッジ・スプレッドあるいはより信頼度は低いがＢＰＲスプレッドを用いた３変数モデル、あるいはこの両者を用いた４変数モデル、またＥＰＲスプレッドを加えた５変数モデルは、日本の株式収益率構造をうまく記述できる実証的マルチファクター・モデルの候補であるということが、われわれの異なる角度からのテストの結果から主張できる。なお、このようにスプレッド・ポートフォリオを用いたときに、前節のＣＡＰＭのクロス・セクション・テストの結果にもかかわらず、再度ＴＯＰＩＸからのベータが、Fama and MacBeth およびＧＭＭのモデル検定において用いられていることに注意しよう。ＧＭＭにおいても（表６－１５）、Fama and MacBeth のテスト（表６－１４）においても、ＴＯＰＩＸについての係数の t 値は必ずしも有意ではない。したがって、前章（３）節における日本の株式データに対する、ＣＡＰＭのクロス・セクションのリスク・リターンの関係としての実証的否定は、ここでもまだ生きている。

著者（Kubota and Takehara (1995)）がこのようにして作成したマルチファクター・モデルは、出発点はＡＰＴにおける線形式を推定するためクラスター分析や主成分分析の事前結果からステップを経てＴＯＰＩＸおよびスプレッドを取る最終モデルに到達した。しかし、逆にこのわれわれの最終結果を、第２章で紹介した株価指数をまずファクター・ポートフォリオの一つとして選んでさらに状態変数のヘッジ・ポートフォリオを導入する Merton によるＩＣＡＰＭ（Merton (1973), Breeden (1979)）と整合的であると解釈することも、十分に可

能であろう。この観点からも、われわれのモデルは、日本株データについての重要な発見であるといえるかもしれない。

本章最初にも述べたが、このようなスプレッド・ポートフォリオが、真のリスク・ファクターであるかどうかは、現在、ファイナンス論において論争中の重要問題である。たとえば、Daniel and Titman (1997) は、これはポートフォリオの特性（characteristics）であり、リスク・ファクターではないと主張する。この決着はいまだ付いていないが、本章でみた著者の研究（Kubota and Takehara (1995)）においては、主成分分析のファクター・ローディングとの関連性に関する先験情報を元に、直接スプレッド・ポーフォリオを導くことから、もし元の主成分分析のファクターが真のリスクを表しているのであれば、少なくともそのリスク係数（ローディング）の違いを反映したミミッキング・ポートフォリオを作成しているはずである。（Ferson (1996, p. 23, fn. 2）。さらに、この点は、ファクターとＴＯＰＩＸおよびスプレッド・ポートフォリオとの交互の回帰結果（久保田＝竹原（１９９６））により相互の空間の span 関係を見たのだが、ＢＰＲは他のスプレッド・ポートフォリオと異なり、リスク・ファクター以外のものである可能性などが指摘された。一方、他のスプレッド・ポートフォリオは、分散で測ったポートフォリオ全体リスクの構成部分（ファクターの分散）を、良く説明することのできる要因であることも分かった。

（4）ＣＡＰＭの検証：人的資産ＣＡＰＭ

本研究第３章（２）節、（３）節において、著者は、株価指数をマーケッ

ト・ポートフォリオの代理変数としたときこの指数から計算したベータは、規模などわれわれのテストに用いた他の説明変数と異なり、クロス・セクションのリスク・リターンの関係を有意に説明できる変数ではないことを日本データについて実証した。株価指数からのベータについての同様の観察は、マルチファクター・モデルを仮定したときのEuler条件をＧＭＭによりテストした、本章（３）節後半でも見られた。では、ＣＡＰＭは、日本のデータに妥当しないモデルであろうか？本節では、この点に対しての解答を、マーケット・モデルのより良い代理変数を探すことにより求めることにしよう。

Sharpe - Lintner - Mossin モデルおよびBlackモデルを総称し、ＣＡＰＭ（資本資産評価モデル）と呼ぶとき、この理論において意味されている資産とは、究極の消費者たる個人に帰するすべての資産を意味すると考えられる。たとえば、前述のように、Stambaugh (1982)は、株価指数に加えて、社債、不動産、耐久消費財の価格変化率指数を用いて、株価指数のみの結果との違いが大きくないことを発見している。また、Roll（1977）の批判における、マーケット・ポートフォリオが観察不能であるという主張も、このような広い意味での資産市場についての結果に関連している。これまでの多くのＣＡＰＭの実証研究では、第４章で述べたように、データを株式市場データに限定して、さらに株価指数をマーケット・ポートフォリオの代理変数として用いることにより、実証が行われることが多かった。すなわち、ＣＡＰＭ自体は資産市場全体にかかわる均衡モデルにあるのに対し、これら実証研究においては株式市場のみについてのテストが行われて来たのである。

本研究において前述したように、資産という用語によって含んでいたものは、企業へのキャッシュ・フローへの請求権、すなわち株式、ストック・オプション、社債、転換社債、ワラント（債）、さらには労働者の企業のキャッシュ・フローへの請求権であった。このうち、完全な証券化、市場化がされていないものは、この労働からの報酬の資産価値である。しかし、やはり前述したように、米国や日本においては、ＧＤＰにおける労働への配分は、企業への配分を大きく上回る。さらに、先進資本市場においては個人住宅ローンや借入など資産を担保にした金融取引や、保険（医療、生命、失業等）によるリスク分散も十分可能であり、人的資産は部分的にではあるが取引可能（marketable）である。一方、この個人の労働収入リスクはしかし、多くの部分は uninsurable なため、これが市場の不完備性をもたらす最大の源泉でもある（Lucas (1987), Heaton and Lucas (1996)）。

この人的資産の現代の資産市場における重要な役割に注目して、Jagannathan and Wang (1996a) は、株価指数から得たベータのみによっては説明できなかったクロス・セクションの株式収益率の変動を、部分的に取引き可能な資産としての人的資産を用いて説明しようとした。Jagannathan and Wang は、ＣＡＰＭを quality spread によりリスク・プレミアム変化を許容する形にし、一方で労働収入の成長率をマーケット・ポートフォリオへ追加することにより、条件付きＣＡＰＭの形式において、かれらのモデルが米国データを有意に説明できることを実証し、理論モデルとしてのＣＡＰＭを擁護することに成功した。本節では以下で、同じような考え方を日本データについて無条件ＣＡＰＭを用いて

実証した、著者（Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995, 1997)）の実証結果を報告する。

まずJagannathan and Wang (1996a)の実証結果を簡単に概観する。かれらの用いたサンプルである規模別ベータ別１００ランキング・ポートフォリオの基礎データ特性は、表６－２０に示されている。この観察期間は、１９６３年から１９９０年であり、Fama and French (1992, 1993)とほぼ同期間である。ただし、Fama and Frenchと異なりＮＡＳＤＡＱのサンプルを含まず、データは、ＮＹＳＥとＡＭＥＸからのみである。

Jagannathan and Wangは、本研究第４章（４－１）式におけるc_0または（４－２）式におけるγ_0、すなわちリスク・プレミアムが時間と共に変化し、これが経済の将来の不確実性の単一代理変数の線形関数として書けると仮定する。この代理変数には、quality spread、すなわちＢＡＡ債とＡＡＡ債の利回り格差が用いられる。さらに、本節以下の（６－５）式のように、マーケット・ポートフォリオは、株価指数の変化率と労働賃金の成長率との線形結合として表わされると仮定する。リスク・プレミアムが時間と共に変化していき、これが状態変数に条件付けられているという意味でのこの「条件付きＣＡＰＭモデル」理論式は、ある仮定の下で無条件の３ファクター・モデルとして変形、表現できる（Jagannathan and Wang (1996a, Corollary 2)）。したがって、かれらは、無条件のマルチファクター・モデルとしての誘導形の検定を、条件付きＣＡＰＭの構造式に対して行うのである。その検証方法は、Fama and MacBethの方法とＧＭＭである。

まず、その実証結果を図で簡単に示した図６－７と図６－８を見てみよう。縦軸では、第４章（４－２）式におけるように、推定されたポートフォリオのベータ係数およびFama and MacBethの方法よりサンプルから推定されたγ_0およびγ_1の推定値から、ＣＡＰＭの理論式からポートフォリオの期待収益率が計算される（表６－２１では、c_0およびc_{vw}）。一方、横軸は同じポートフォリオの実際に実現した収益率が表わされる。そこでもし、現実の関係が理論どおりであれば、標本誤差を無視すれば、図の４５度の直線上にサンプル・プロットは乗るはずである。

図６－７は、株価指数のみを用いたＣＡＰＭの場合であり、関係はほぼflatであり、株価指数からのベータ・リスクの高低による期待収益率の差は、異なるポートフォリオの現実の収益率の差をほとんど説明できないことが分かる。すなわち、ベータは米国ではdeadである。一方、図６－８は、これに労働賃金の成長率を加えた、本節以下において定式化し著者が日本データについて検証する（６－３）式の無条件人的資産ＣＡＰＭに、さらにリスク・プレミアムを加えて推定した条件付き人的資産ＣＡＰＭについて、図６－７と同様にしてこの関係を表わした図である。図から分かるように、労働賃金の成長率により測った人的資産の収益率をマーケット・ポートフォリオの要素として補完しかつリスク・プレミアム変化を考慮したこのＣＡＰＭでは、図は４５度線を中心に集中していて、理論的関係が現実データと整合的となっていることが分かる。

次にこのことを数字で見てみよう。表６－２１のうち、Fama and MacBeth (1973) の方法による推定の修正 R^2 を比較すると、株価指数のみのＣＡＰＭで

は、１．３５％（Panel Aの右上）に過ぎなかったものが、上の条件付き人的資産ＣＡＰＭでは、５５．２１％（Panel C）にまで増加する。なお、人的資産のみをＣＡＰＭに追加した無条件ＣＡＰＭでは、その結果は、３０．４６％（Panel D）であった。また、いわゆるアノマリーの最も典型的なものとされる規模効果について、株価指数にこれを加えたモデルからのR^2は、５７．５６％（Panel A）と高いが、一方で条件付き人的資産ＣＡＰＭに規模効果を変数を追加しても、その係数はもはや t 値が - 1.45 で有意とならない（Panel Cの中段）。すなわち、 Jagannathan and Wang の条件付き人的資産ＣＡＰＭで説明出来なかったポートフォリオの残余リスク部分は、もはやアノマリー変数である規模変数とは関連付けられず、規模が説明していた要因は労働収入変化率によって説明された。

同じモデルは、Jagannathan and Wang (1996a) により導かれた Fama-MacBeth の t の誤差を矯正した統計量（Corrected - t）によって t 値が計算され、また後の（６－７）式のような pricing kernel についての Euler 条件のＧＭＭテストについては、 Jagannathan and Hansen (1994) によるpricing error の大きさを測る distance measure (HJ-dist)によってモデルが検定されているが、いずれも結果は同様である。たとえば、 HJ-dist は、株価指数のみのＣＡＰＭのとき0.6548であったのが、条件付き人的資産ＣＡＰＭでは 0.6184となる。

さて、日本のデータについてこの人的資産ＣＡＰＭの考え方を初めて適用した研究が、著者（Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995，1997)）によるものである。本研究では、主として、 Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995) からの

結果について報告し、必要に応じてこれを発展させた Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) からの結果についても述べる。

本研究第１章において、経済の aggregate risk の識別問題は、今後の課題とすると述べ、したがって本節の主たる研究目的も株式の相対リスクの識別であるが、本節の実証研究では、この aggregate risk に関連する人的資産の価値変化が明示的にＣＡＰＭに組入れられている。その意味では、本節における実証研究は、本研究で今後の課題としたテーマの研究にも関連する。

さて、日本においては米国の quality spread に当たるような、投資家が持つ経済の将来の不確実性への見込みやリスク回避度を表わすであろう変数が存在しないことから、労働賃金における人的資産のみを用いる。なお、Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995) の first draft (Musashi University Discussion Paper No.21）においては、quality spread の代理変数として、破産件数対前年度変化率を用いて、これが Jagannathan and Wang (1996a) における quality spread と同様に有意な説明力があることを発見したが、これが投資家の持つ期待を反映できるかについての解釈が困難であるとの判断から、この変数をとりあえず用いないことにし[7]、最終的検証は人的資産を含む無条件ＣＡＰＭによることにしたのである。

われわれの用いる無条件人的資産ＣＡＰＭの理論モデルは、（６－３）式のように表わされ、次の（６－４）式のような、真のマーケット・ポートフォリオ m に関する仮定から直接的に得られる。

$$E[R_{i,t}] = \gamma_0 + \gamma_s \beta_i^s + \gamma_{labor} \beta_i^{labor} \quad (6-3)$$

$$R_{m,t} = a_0 + a_s R_t^s + a_{labor} R_t^{labor} \quad (6-4)$$

ここで、$R_{m,t}$ は観察され得ない真のマーケット・ポートフォリオの収益率、R_t^s は株価指数の収益率、R_t^{labor} は人的資産の収益率の代理変数として用いる労働賃金（２ヶ月の移動平均）の変化率である。人的資産収益率にこのような代理変数を用いることは、単純な人的資産価値成長モデルからは支持される（Jagannathan and Wang (1996a)）。また、a はゼロでない定数、λは各ファクターのリスク・プレミアム（＋安全率利子率）と解釈される。また、（６－４）式の各ベータは、

$$\beta_i^s = \mathrm{Cov}[R_{i,t}, R_t^s] / \mathrm{Var}[R_t^s] \quad (6-5)$$

$$\beta_i^{labor} = \mathrm{Cov}[R_{i,t}, R_t^{labor}] / \mathrm{Var}[R_t^{labor}] \quad (6-6)$$

と、それぞれのベータは、Jagannathan and Wang (1996b)の推定量に関する理論的結果に基づき、単回帰により定義されたものを用いる。

労働賃金は、毎月勤労統計の、給与のうち賞与を含まないが正規の残業部分を含む所定内賃金（３０人以上の事業所）を用い、この情報開示のラグと市場効率性仮説の仮定により、１ヶ月前と２ヶ月前のデータの移動平均を用いた。

データの基本統計量と自己相関係数は表６－２２に示されたとおりである。この表の、Ｓ－ＳＰＲとＢ－ＳＰＲは、前節でも用いたスプレッド・ポートフォリオである。表から分かる労働賃金の強い第１２ラグの大きさは、データが賞与を含まないにもかかわらず強い季節性を表しており、この季節変動性のモデル検定への影響については、さらに Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) が、詳しくこれを分析して、その要因分解をしている。

なお、われわれの無条件人的資産ＣＡＰＭのテストのうち、pricing kernel を用いたEuler条件のＧＭＭテストは、以下の式に基づく。

$$E\left[R_{i,t}\left(\delta_0 + \delta_s R_t^s + \delta_{labor} R_t^{labor}\right)\right] = 1,$$

$$i = 1, 2, \ldots\ldots\ldots, N \qquad (6-7)$$

ただし、

$$\delta_0 = \frac{1}{\gamma_0} + \frac{1}{\gamma_0}\left[\frac{\gamma_s E[R_t^s]}{Var[R_t^s]} + \frac{\gamma_{labor} E[R_t^{labor}]}{Var[R_t^{labor}]}\right] \qquad (6-8)$$

$$\delta_\alpha = -\frac{\gamma_\alpha}{\gamma_0 Var[R_t^\alpha]}, \alpha = s, labor. \qquad (6-9)$$

であり、この導出は第２章（２）節と同様である。

表６－２３は、サンプルとして用いた規模別ＢＰＲ別の２５ポートフォリオの特性が列挙されている。これは、前節最後に用いた、９ｘ９のポートフォリオの奇数のものだけを取り出したものである。われわれの結果が data snooping

bias に影響されていないことを確かめるため、 Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) では、５分位で取った規模別事前ベータ別ランキング・ポートフォリオおよび規模別規模別スプレッド・ベータ別、規模別ＢＰＲ別 スプレッド・ベータ別のランキング・ポートフォリオについても同じテストを反復して、結果が基本的には robust であることを確かめている。表６－２３の各パネルの中で注目すべき点は、人的資産についてのベータ（Labor Betaのパネル）が、小企業を除いてほとんどが負であることである。 Jagannathan and Wang (1996a) においては、報告されていないが、同じデータを用いたわれわれの再計算によれば、米国においても、人的資産についてのベータはほとんどが負であり、米国については日本におけるより有意なものが多かった。一方、表６－２４（Panel B）の Fama and MacBeth の結果では、人的資産からのリスク・プレミアムは正（同様にＧＭＭテストでは（６－９）式の δ_{labor} が負となる）でその t 値は 3.57であり、Jagannathan and Wang (1996b) による矯正された t 値は2.26とどちらもが有意である。同じく無条件人的資産ＣＡＰＭについての Jagannathan and Wang (1996b) による、米国についての結果では、表６－２１の Panel C のように、t 値は、それぞれ 2.37と 1.97 であった。

すなわち、人的資産のファクターは、リスクを表わす変数の候補と考えられ、真のマーケット・ポートフォリオの重要な部分を構成すると考えられる。さらに、このベータが負であることは、株式市場が labor income risk に対してのヘッジ機能を持つことを示す。これは、重要な発見である。なぜなら、Lucas (1987, p.29) によれば、 labor income risk の保険性がないことが資本市場の不完

全性を表わすと云うが、株式市場はわれわれの発見では、labor income risk に対するヘッジ機能を持つからである。おそらくは、このことは経済の aggregate level では、labor income が procyle である一方株式収益率が counter cycle であることから生じるのであろう（Chen, Kubota, and Takehara (1997)）。しかし、本節の実証研究における発見の意義は、むしろ株式の相対価格したがって共分散で測る相対リスクが株価指数収益率と人的資産収益率に有意に関連しているという点にあり、これ以上の推論はさらには行わない。

さて、われわれの実証結果を全般的にみてみると、このような人的資産を組み入れた無条件ＣＡＰＭの結果の fitting の良さは、驚くべきものであり、人的資産ＣＡＰＭの帰無仮説は棄却されない。すなわち、表６－２４から分かるように、株価指数のみからマーケット・ポートフォリオを構成する従来のＣＡＰＭにおける R^2 が僅か 2.78 %（Panel A）であったのに対し、人的資産を含めた無条件ＣＡＰＭでは、これが 75.50%（Panel B）にも上昇した。この表の数値は、修正されない R^2 であるが、修正 R^2 でもそれぞれ、2.11%、75.17%であった（Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997)）。また、（６－７）式を用いたＧＭＭテストにおけるHansen and Jagannathan (1994)の distance measure の推定値も、0.466（Panel A）から0.351（Panel B）へと減少し、同様の結果を支持した。このような日本における無条件の人的資産ＣＡＰＭの適合性の良さを米国の結果と比較すると、先程の米国における人的資産のみの場合のＣＡＰＭについての修正 R^2 の 1.35%から30.46%への上昇の度合い（表６－２１，Panel A and D）をはるかに上回るものである。ここに、われわれの無条件人的資産ＣＡＰＭの

実証研究は、日本の株式データについて最も成功したＣＡＰＭの検証であると言っても過言ではない。

さて、このモデルに対し、いわゆる規模アノマリーの説明力はどうであろうか？　表６－２４から分かるように、規模アノマリーを入れたモデルのR^2は、54.70%（Panel A)と高いものの、規模と人的資産を入れたモデルにおいて、規模についての係数はもはや有意でなくなる（Panel B, *t*-value）。すなわち、われわれの新しいＣＡＰＭでは、もはや規模アノマリーも消去できる。

さらに、われわれの人的資産ＣＡＰＭモデルを、前節で作成した、ＴＯＰＩＸ、規模スプレッド、ＢＰＲスプレッドから成る３変数マルチファクター・モデルと比較しよう。ＢＰＲスプレッドをレバレッジ比率スプレッドの代わりに選んだのは、米国の３ファクター・モデルとの比較、すなわち Jagannathan and Wang (1996a) の結果の robustness を確認したかったからである。この結果は、表６－２５にあるとおりであり、２５ポートフォリオに対してこの３変数モデルを適用したときのR^2は、86.20%（Panel A）と高く、この３変数モデルに人的資産ファクターを追加してももはや有意とならない（Panel D, t-value）。したがって、日本のデータにおいては３変数マルチファクター・モデルには、われわれの人的資産ＣＡＰＭでは説明できない要因部分が残っているようであると推論される。なお、米国においては Fama and French の３ファクター・モデルを用いたときのR^2は、55.12% とそもそも低く（Jagannathan and Wang (1996a, Table IV)）、またこれに quality spread および人的資産ファクターを加えたときには、これらの t 値は有意となっていた。

図６－９、図６－１０、図６－１１は、この結果をJagannathan and Wang (1996a) の場合と同じ図にしたものであり、株価指数のみをマーケット・ポートフォリオとするＣＡＰＭがほとんどflatで理論的関係が実現値を説明できないこと、一方無条件人的資産ＣＡＰＭにおいてはデータが理論的関係と実現値の関係の直線の回りに集まっていること、前節で得たＴＯＰＩＸ、規模スプレッドおよびレバレッジ・スプレッドの３ファクター・モデルではさらにその関係が強いことなどが読み取れる。

なお、一般にマクロ変数が強い季節性を持つことから、Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) では、さらにこの点を検討した。本節の実証研究における労働賃金データは、残業手当てを含むが賞与を含まない支払賃金データを用いたことにより、その季節性は通常の消費等のマクロ変数の持つ季節性よりはるかに小さいものに変形されてはいる。しかし、それでも季節性はなお強く、Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) においては、労働賃金のＡＲＩＭＡモデルを推定して、その季節要因と非季節要因とに分解して、その両要因の、株価指数、規模スプレッド、ＢＰＲスプレッドとの関連性を調べた結果、季節性部分の説明力は強いものの、季節性を除いた部分にもまだ十分強い説明力が残っていることを確認した。さらに、 Jagannathan, Kubota, and Takehara (1997) では、労働賃金の季節変動部分と規模スプレッドの季節変動部分が強い関係を持つこと、一方ＢＰＲスプレッドでは、非季節変動部分同士の関係が強いこと、さらにこのように季節要因と非季節要因に分解した上でも、人的資産ＣＡＰＭは、規模効果を消去できるが、ＢＰＲファクターにはこのモデルで説明され得ない

部分が残ることなどが明らかにされた。

かくして、Jagannathan, Kubota and Takehara (1995, 1997) において、日本のデータについても人的資産を含むＣＡＰＭが成立することが分かり、この観察は世界の２大資本市場先進国において共通する robust な実証結果であることが判明する。一方、（３）節でみたように、日本の株式データについてＡＰＴの線形式を推定した Kubota and Takehara (1995) のマルチファクター・モデル（３変数または４変数）も説明力が強く、切片項に関するの検定結果から、ＭＶ効率性を満たすミミッキング・ポートフォリオとしてふさわしいものであろう。しかし、ＣＡＰＭの均衡理論としての整合性かつ実務における応用の普及度合いを考慮するとき、観察できない真のマーケット・ポートフォリオに実証的なマーケット・ポートフォリオをより近づけて理論を検証したわれわれの結果が強い説明力を生んだこの新発見は、３ファクター・モデルよりも fitting が多少劣るとはいえ、近年の資産価格理論における実証研究のうちでの最も重要な結果である。しかし、どちらのモデルを採用するにしても、すなわちＣＡＰＭであれＡＰＴのマルチファクター・モデルであれ、日米のような発展した資本市場における株式収益率データの構造は、シングル・ファクターではもはや十分記述され得ないという観察事実は、日本データに関する本研究および米国データに関するこれまでの研究により、２国に亘る robustな関係としてここに確認されたのである。

第６章脚注）

１）この計算ステップに関する情報は、Sheridan Titmanとの private conversation による。

２）しかし、確率的なこれらファクター間が diagonal でなくてもよい理由は、第２章注８）で述べたとおりである。

３）このようなクラスター分析の方法は、Everitt and Dun (1991) に詳しい。

４）これらの方法の応用については、第８章で論じる。

５）したがって、われわれのようなモデルを実務において応用しようとする機関投資家は、ＴＯＰＩＸに加えて自分の運用するユニバースからのスプレッド・ポートフォリオを作ることにより、ＴＯＰＩＸの実務における普及度と自分のポートフォリオ・ユニバースの特色を反映した、ベンチマーク・ポートフォリオを作れる。

６）その理由は、すでに第５章で説明した。

７）後に Chen, Kubota, and Takehara (1997) において、この破産件数前年比は、ＧＤＰの将来の不確実性の代理変数と関連付けられることが分かった。

第７章　資産価格付けの代替理論

かくして、本研究の第６章までの検討において、われわれは資産価格理論の理論を定式化し、市場効率性仮説について述べ、またその支持仮説に関する実証研究の展望、およびわれわれによる実証研究の結果の検討を終えた。そこでは、日本の株式市場データについて、第１章および第２章でわれわれが定式化した資産価格理論が robust な実証結果を与えることを確認した。そして、この結果から、ポートフォリオのリスク・リターンの正しい識別、すなわちポートフォリオのリスク評価への答えも得られたのである。

本研究の以下では、これら資産価格理論および資産価格付けに関する議論をする際に避けて通れない、本研究のこれまでの論点に付け加えられるべき付随した３つのトピックについて論じよう。すなわち、第７章では、これまでわれわれが用いたファイナンス論の体系とは異なる観点からの考え方、また実証データの解釈を概観し、われわれの立場を述べる。第８章では、資産価格理論の応用としてのポートフォリオ・パフォーマンス評価の問題を論じ、最後の第９章においては、株式ポートフォリオのヘッジのためにも欠かせない派生資産の評価問題、および派生資産を含んだポートフォリオのリスク評価の問題について論じる。

本章では、われわれの用いてきた資産価格理論とは異なる観点からの考え方、また実証データの解釈などを概観する。このことは、広く社会科学の方法として、われわれの用いる資産価格理論の有効性また限界を知るためにも重要であ

ると思われる。第１章、第２章でみたように、われわれは、合理的期待を形成する投資家の参加する均衡資産市場の価格付けを、基礎理論としてきた。一方、現実データには、この価格付け理論からの一時的乖離はあるであろうし、また他の見方によれば persistent な乖離があると言えるのかもしれない。われわれのフレームワークである市場効率性仮説と合理的な資産価格の決定モデルの見地からは、前者はホワイト・ノイズの部分が大きすぎると説明され、後者は収益率に定常的確率過程部分が、第４章（２）節で定式化したように含まれると言われる。一方、代替的な仮説を唱える学派は、全く異なる説明をこのような現象に対して与えるであろう。本章では、この後者の考え方をわれわれのフレームワークから検討し、また批判する。本章（１）節では、資産価格付けのいくつかの代替理論を展望し、続く（２）節では、投機および流動性の問題を考える。（３）節では、非合理的価格付けに関した実証研究を検討しよう。

（１）資産価格理論：代替仮説

株価決定の問題についての重要な問いの一つは、ファイナンス論の基本命題である市場効率性仮説の立場から提起される『情報は、瞬時に株価に織り込まれるか？』という帰無仮説であり、周知のようにこの仮説自体の検定においては、なんらかの資産価格決定についての仮説も複合的に用いられる（Fama (1991)）。

一方、この問題設定に対して、代替的理論また批判的立場からは次のような別の形の問いが出される。すなわち、そこでは、『株価は高すぎたり安すぎた

りすることがあるのだろう。そして、それはどのような原因により、どれくらいの期間そうなるのだろう？』と問われるのである。

ここで、資産価格決定についての代替的理論（ただし、これらは必ずしも相互背反とは限らない）を、つぎのように分類しよう[1]。

（ｉ）合理的行動に基づくモデル

ａ） 効率的市場仮説を仮定した資産価格理論

ｂ） 合理的期待（仮説）モデル

ｃ） 合理的バブル・モデル

ｄ） 不完備市場モデルおよび不完全市場モデル

（ii）非合理的行動に基づくモデル

ａ） 非合理的バブル（fad）・モデル

ｂ） 過度ボラティリティの実証モデル

ｃ）非合理的投機マーケットモデル

（ｉ）のうち、ａ）市場効率性仮説については、すでに第３章で検討した。この仮説は、利用可能な情報が瞬時に正確に証券価格に盛り込まれるような市場における価格の成立を意味していた。そして、価格がファンダメンタル・バリューに一致することを保証するためには、投資家の合理行動仮定、市場の取引、競合性についての仮定などを元にした資産価格を唯一の均衡解として決定できるメカニズム、すなわちなんらかの均衡資産価格理論が暗黙に前提とされ

る。この意味で、ａ）に関連したものがｂ）であり、これはより一般的に、人々の期待形成に合理性を要求して、かつそれを実現するような価格決定メカニズムを持つ経済均衡モデルである。合理的期待仮説モデルのうち、特にこれを資産市場の均衡価格決定について論じた代表的なものは、Lucas (1978) である。a) の市場効率性仮説とは、ｂ）の合理的期待仮説モデルのうち資産価格市場における価格決定の表れ方のみを特定化した理論であるとも言えよう。しかし一方、市場効率性仮説は、会計開示、投資政策、ポートフォリオ・リスクなどに亘る、応用性を強く含意した、また資産市場のみに個有な要因を抽出した仮説として、仮説自体またその実証研究ともに独自の分野を構成しているとも言える[2)]。

ｃ）の合理的バブル・モデルは、ランダムなノイズ項を除いてバブル部分が確定的に成長していくものと、バブル部分が成長していくトレンドが一方破裂する正の確率を有するものとがあるが[3)]、どちらも下の（７－１）式のような（第１章では（１－７）および（１－８）式としてtransversality conditionと共に表現した）配当割引モデルによるファンダメンタル・バリューに加えて、さらに下の（７－２）式あるいは（７－３）式のようなバブル部分の価値の加法部分を持つ。

いま、時間 t におけるある資産の価格を P_t、時間 t における配当を D_t、一定の割引率を ρ としよう。ここでは簡単化のために、資産市場は完備的で投資家は危険中立であるとする。したがって、割引率は安全利子率でもあるし、また資産はどれを選んでも一般性を失わない。

ファンダメンタル・バリューにしたがう資産価格を表す配当割引モデルとは、

$$P_t = \sum_{s=t+1}^{\infty} (1/(1+\rho)^{s-t})\, \mathrm{E}(D_s) \qquad (7-1)$$

で表わされる。そして、確定的バブルの成長は、これをB_tとし、またそのランダム項（バブルのイノベーションと呼ばれる）をb_tとすれば、

$$B_{t+1} = B_t(1+\rho) + b_{t+1}\ ,\quad \mathrm{E}(b_{t+1}) = 0 \qquad (7-2)$$

と表わされる。ここで、バブル部分の時間 t における均衡価格は$\mathrm{E}(B_{t+1})/(1+\rho) = B_t$ により、資産価格は$Q_t = P_t + B_t$で得られる。同じく、確率的バブルは、確率hが与えられたとき

$$B_{t+1} = \begin{cases} (1/h)\, B_t(1+\rho) + b_{t+1}\ , & \text{確率 } h \\ b_{t+1}\ , & \text{確率 } 1-h \end{cases} \qquad (7-3)$$

で与えられ、同様に、資産価格 Q_tが与えられる。このどちらもが、異常利益率（abnormal return）を生まないという意味で期待は self-fulfilling であるが、一方ファンダメンタルズを正確には反映していない。別の観点から見れば、これは配当割引モデル（７－１）式において無限大時点における transversality

condition、すなわち、 $t \to \infty$ において第１章における（１－８）式が満たされていない場合である（Cochrane (1991)）。すなわち、このような合理的バブルは均衡期待収益率を持つと言う意味では、異常利益率を生まない。しかし一方、この解は、市場効率性仮説とは相反する（小林（１９９０））。したがって、このような経済は、資源分配において一般に効率的なものとはならないであろう。

次に、ｄ）の不完備市場モデルは、第１章でも述べたが、ここではより緩い意味で、市場に何らかの制約があるために完備市場の価格と異なる価格付けがされる場合のモデルを総称することにしよう。たとえば、第１章で紹介した、Mehra and Prescott (1985) による、いわゆる equity premium puzzle　の発見においては、１８８９－１９７８年の年次データと生産についてのマルコフ過程モデルの仮定より、合理的と思われる相対危険回避度すなわち０と１０の間で、歴史的な株式の安全資産に対するリスク・プレミアムが説明できないことが判明した。そして、 Mehra and Prescott は、その現象の合理的説明として、市場になんらかの不完備性、たとえば時間を経た資産売買への制約などを持ち込むことによりこれを説明し得るかも知れないと云う（Mehra and Prescott (1985, p. 159)）。このような数値例としては、次期の個人の endowmentが保険不可能な場合について、Sheinkman (1989) が１期間モデルでこれを例示した。また、不完備市場のフレームワークにおいて Mehra and Prescott　が述べたような結果が起こり得ることは、Duffie (1990) によって一般的な理論モデルにおいても示された。また同様な理論的分析として、Aiyagari and Gertler (1995) では、このよう

なリスク・シェアリングに関する市場の不完備性が存在するときに、資産価格が overreact することが明らかにされている。さらに、税制、資産取引き価格の値幅制限などの市場制約は、むしろ不完全市場の例となるが、やはり制約無しの均衡とは異なる資産価格が均衡で与えられる。

より一般的に、不確実性を証券が span できないときの不完備市場において複数の均衡解の存在の可能性があることはよく知られており、たとえば Cass (1990) がこの詳しい分析を行っている。一方、第 9 章に関連して、Ross (1976b) および Green and Jarrow (1987) は、市場へのオプションの導入により、不完備な資本市場を完備なものにすることができることを示している。

次に、（ii）の非合理性に基づくモデルのうち、a）は非合理的バブル理論、または一時的流行すなわち fad (ファッド・）モデルと呼ばれたりするが、これは、たとえば Summers (1986)の考え方が一つの典型であり、株価はファンダメンタル・バリューから大きく乖離ししかもこれがファンダメンタルズにゆっくりと回帰してくると主張される。したがって、当然このような考え方は、市場効率性仮説と反する。同じように、取引において情報以外と言う意味において特に定義される、いわゆる「ノイズ」に基づいてトレーダーが取引するとき、すなわちノイズ・トレーダー（Black (1986)）が市場に存在するときにも、ファンダメンタルズに基づかない価格付けがより短期的にではあろうが起こり得るのである。

さらに、c）の非合理的投機マーケットは、a）におけるこのような考え方でも説明され得るのであるが、Keynes (1936, chapter 12)により展開され、現在

も、しばしば株式市場美人投票説と呼ばれ引用されることがある Keynes による議論は、合理性と非合理性仮定の両方および市場の機能の仕方についてこれを複合的に議論したものとして、本研究においては別途解釈することにする。これについては、第（２）節の投機、流動性に関連してさらに議論しよう。

最後に、ｂ）の過度ボラティリティの実証モデルとは、（７－１）式の配当割引モデルをもとに、第１章（１－９）式で検討したように、配当割引モデルの条件付き期待値を取ったとき、合理的価格が満たさなければならない分散の不等式（これを分散限界、variance bounds[4] と呼ぶ）を現実価格が破ることから、資産の価格付けが合理的ではないとする一連の実証研究であり、たとえば Shiller (1991) や Shiller and Perron (1985)がある。しかし、このテストが第１章（３）節で定式化した資産価格理論を導く Euler　条件のテストと同等である証明は Cochrane (1991) により導かれており、かつそこでは後者のテストがより強力であると主張される。さらに、より大事なことは、もしこの分散についての不等式、分散限界がデータにおいて破られていてもこれは市場効率性仮説のテストにおけると同様に複合仮説のテストであり、このときには合理性価格付けおよび配当割引モデルが複合仮説を構成しているのであるが、データによる棄却はこのどちらが棄却されるのかを明らかにしない（Cochrane (1991)）。また、この不等式が破られる理由をバブル（ただし合理的な）部分に見いだそうとするならば、実はバブル部分はこのような配当割引モデルの帰無仮説自体に属するので、たとえ分散限界が統計的に破られていても、バブルの存在の証拠とならないということも Flood and Hodrick (1990)　により指摘された。

（2）資産価格と投機、流動性

本節では、資産価格決定に関連しているが、通常の資産価格理論で頻繁には明示的に扱われることが少ない概念、すなわち投機および流動性についてこれを定義し、さらにこれまでに検討してきた資産価格理論と関連させて、これを議論しよう。

(i)投機

まず、投機活動とは、通常の資産売買活動、さらにいわゆヘッジ活動とどう峻別されるべきだろうか？　ファイナンス論に近い立場からは、投機は、一般的に価格リスクを転嫁するプロセスであると定義され、この投機活動は、投資家の持つ情報の差から生じると云う（Tirole (1982, p.1163)）。たとえば、投資家が異なる事前情報を持っていたり、異なるシグナルやノイズを受け取る資産市場において均衡価格から伝達される情報が十分でないならば、各投資家が持つファンダメンタルズについての見積りと市場で観察される価格とは一般に一致しないであろう[5)]。一方、本節で後述する Hellwig (1980) また Grossman (1981) のモデルのように、このような異質情報を持っていても、最終的な均衡においてはファンダメンタルズを反映する価格均衡が達成されるようなモデルもある。しかし、一般的にこのような異質情報が完全に価格に反映されるに至る均衡市場とは、 Laffont (1985)によれば、*ex post* Pareto equilibrium ではあり得るが *ex ante* また*interim* な意味での Pareto equilibrium となる必然性はないと云

う。情報が多すぎるとき、これに対する保険がないためにこのようなことが起こるのであり、これは不完備市場において保険が利用可能でないときの idiosyncratic income risk の場合と同様である[6]。

一方、投資の実務においてはしばしば、投資におけるポジションのリスクの程度を表わすために、投機、ヘッジなどの用語が曖昧に用いられていることが多い。たとえば、危険資産を含む運用ポートフォリオに対して先物を売り建てたりプット・オプションをロングすればヘッジと呼ばれたり、先物を買い増したり、あるいはポートフォリオ・ポジションを持たない投資家がストラッドルやストラングルをショートすればこれが投機的と呼ばれたりする。これは本来、Value at Risk におけるように最大リスクの額とその確率によって正確に把握して、さらに最終的には投資家の期待効用の高低で比較すべきことがらを、ただ慨然的にヘッジと呼んだり、投機と呼んだりしているに過ぎないと言える。ここで、本研究の観点からより本質的なことは、あるポートフォリオのあるポジションの変更が、危険回避度の異なる投資家にとって、これが一体期待効用を増すのか減少させるのかは上のようには一概には言えないということである[7]。したがって、このような実務の意味で用いられるヘッジ活動と投機活動とは、本来、通常の危険回避的な投資家の効用関数所与の下での最適行動から導かれる資産需要の１つの表われに過ぎず、ここでとくに通常の意味での資産需要と区別されるべきではない。

次に、Keynes (1936, chaper 12) の場合には、投機を下の様に定義する。この場合には、投資家間の異質情報に基づくというよりも、市場全体がファンダメン

タルズとは異なる方向に動くとき、その方向を予測し投資行動することを投機活動と呼ぶのである。すなわち、彼は、投機を、資産の利回りをファンダメンタルズに基づいて予測し売買しようとする活動すなわち彼の用いる意味でのenterprise （Keynes (1936, pp. 158-9)）という長期的に向かうべきファンダメンタルズ概念と対比させて考えるのである。

> "If I may be allowed to appropriate the term speculation for the activity of forecasting the psychology of the market ," (Keynes (1936, p.158))

そして、このような投機の存在する場合には、資産市場の組織化が改善すればするほど投機が支配的になるリスクは増大するとKeynesは主張する。このような投機の支配する市場では、投資家は、Keynesによる有名なステートメント、すなわち、"what average opinion believes average opinion to be" (Keynes (1936, p.159)) を発見しようと尽力することになるというのがケインズの株式市場への見方の通説だとされる。しかし、この点についての本研究の観点からの別解釈は本節で後述する。

以上ここまでをまとめれば、投機とはこのように、1）異質情報によるゲインを得るための投機、2）実務においてときとして曖昧に用いられるポジションのリスクの増加、3）いわゆるKaldor-Keynes 的なファンダメンタルズからの非合理な乖離を認めるような投機概念とに分けられよう。では、市場価格は合理的期待価格により考えられるのかあるいは非合理的なものとして考えられ

るのか、上の投機の１）、３）の定義に関連して、資産市場の価格付けについてのいくつかの考え方をさらに検討しよう。

まず、合理的価格と投機の存在の分析、すなわちいままでに述べた合理的バブルに属する考え方の立場としては、たとえばTirole (1982) が、投資家が異なるシグナルを受け取るが、その人数が有限でかつかれらが無限に生きるとされるモデルにおいて、動学的合理的期待均衡において価格バブルが発生しないことを証明している。しかし同時に、現実に価格がファンダメンタルズから乖離するという現実的観察が否定できないこと、また何らかの非合理的行動によるバブルの可能性をも認める立場をTirole (1982, pp. 1180-81)自身は述べているし、さらにTirole (1985)においてはoverlapping generation モデルにおいて、合理的バブルが発生することを導いている。なお、やはりTirole (1985、p.1501, fn.)によれば、不完備市場における複数解の存在の問題はこれとは別の問題であると云う。同じく、Grossman (1991)では、後者の方を限定的な意味でのsunspot equilibriumと呼び、前者の合理的バブルと区別して彼の論じる貨幣的バブルとの関連で独自の議論展開を示している。

では、合理的価格付けフレームワークから出発して、ファンダメンタルズからの（たとえ、やがては収束する一時的ステップであっても）乖離を認める別のアプローチ、すなわちノイズの存在を認める理論的考え方を次に検討してみよう。したがって、これはノイズ付きの合理的モデルともいうものであり、均衡価格への収束作用があっても、市場効率性がある程度の範囲でのみ成り立っていると考える立場でもある。

まず、Black (1986, 1991)においては、株価の決定には情報以外の要素が介入し、情報以外という意味で定義される「ノイズ」（Black (1986, p. 529)）によって一部のトレーダーが取引を行うとき、この一般的な経済情報以外のノイズによって取引価格は影響されると云う。このような実例としてよく引用される実証研究では、資産価格（株価）の単位時間価格ボラティリティーが、取引市場が開いている日の方が、週末など市場のクローズしている日を挟む日間の取引についての単位時間ボラティリティーよりも高いという実証結果を引用できる（French and Roll (1986)）。French and Roll の実証結果は、情報を１）public information ２）private information ３）mispricing (noise)とに分けたとき、取引日の価格ボラティリティーは１）よりも２）の private information からより多く生じると云うものである。また、一次自己相関係数とボラティリティー推定値を用いて、 mispricing が一日の分散の４－１２％になることも発見されている。しかし、この大きさは経済的に有意な大きさではないという主張もある（Fama (1991)）。一方、理論モデルにおいて、一般的にノイズ・トレードが株価のボラティリティーを高めるとは必ずしもいえないと云う主張もある（Black (1991)）。さらに、Black (1991) は、このようなノイズにもとづいて取引きを行うトレーダーが市場に存在しなければ、株式市場における毎日の連続的市場均衡自体が成立しないと云う。同じような見方では、情報について完全に効率的な市場では、逆にもはや新しい取引が成立し得ないことから、 Grossman (1981) は、投資家がノイズ付きのシグナルを受け取るが、均衡価格は情報を伝達するプロセスを通じて合理的期待均衡価格が得られ、この均衡価格があたかもすべ

ての投資家がすべての情報を有している場合と同等となるような理論モデルを導いた。同じようにHellwig (1980) では、投資家の危険回避度とノイズ付きの情報が集計されて均衡が達成され、かつその中でノイズは分散化消滅してしまう均衡モデルが展開されている。

これらの研究は、分析の視点の違いはあれ、合理性行動にもとづく均衡モデルの範囲内で、前に定義した投機活動の（ｉ）におけるバブル解を排除して考える考え方、またノイズについては他の投資家の有する情報を価格から逆算して結果的に価格は合理的に決定されるというノイズ付きの合理的価格付けのフレームワークとしてどちらも理解することができる。

なお、これらの考え方は程度の差はあるものの、ノイズの存在を認めるという意味では、厳密な意味での情報に関する市場効率性に反するが、市場効率性仮説を、本研究の以下では、市場の価格の基本的に向かっていく方向を表わすベンチマーク概念として応用的概念として考えることは可能であろう。すなわち、ある情報についてのある観察頻度の範囲のテストについては市場性仮説が成り立ち（たとえばevent studiesにおける会計利益開示への月次の反応）、一方より短い観察期間の他の仮説については（たとえば、前述 French and Roll (1986) の日次データ）そうでないことが観察されることはあり得るが、これは市場効率性の完全な否定とはしない。またこのようにノイズの存在を認めながら、ベンチマークとしての資産価格理論を用いて、現実データがそこへ収束していく法則性を仮定して、資産価格の変化を解釈していくことは、現実の観察に対して理論を応用的に用いる場合の正しいアプローチであると言えよう。こ

のような応用的考え方は、さらに理論としての資産価格理論を、次章で検討するポートフォリオ・パフォーマンス評価問題のような実務的応用のために適用する際に有用である。

さて、逆に非合理性を強調する立場としては、Summers (1986) は、（心理的）非合理的な投資家の行動によってファンダメンタルズからの乖離がもたらされ、これが非常にゆっくり回帰していくと云う。しかし、この平均回帰は Fama and French (1988a) の場合には、合理的価格がゆっくり変化していくことの証拠であるとされ、同じデータでもその解釈が異なる。Fama (1991, p. 1583) は、この点について、以下のように主張する。

> " In an efficient market, the forecast power of D/P says that prices are high relative to dividends when discount rates and expected returns are low, and vice versa. On the other hand, in a world of irrational bubbles, low D/P signals irrationally high stock prices that will move predictably back toward fundamental values."

本章（3）節で述べるように、平均回帰のデータについても、この両者は別の解釈を行っているし、これら理論的論争点については、今後さらに実証研究が積み重ねられ、方法論も発展されなければならない。

なお、第1章で定式化した投資家の期待形成プロセスと情報集合のフレームワークに関連して言及しておけば、通常、株式市場が非合理に価格付けされてしまうという主張をする際によく引用され、前述のように株価決定が美人投票

のようであると云うKeynesの見解は、むしろ長期的には投資家は合理的であるという観点から再度引用できる。すなわち、市場においてはまずconventionが拠り所とされているとKeynesは云う。

> "The essence of this convention .....lies in assuming that the existing state of affairs will continue indefinitely, except in so far as we have specific reasons to expect a change." (Keynes (1936, p. 152))

この convention が与えられ維持されるという仮定の下では、投資家が持つ唯一のリスクは短期的な将来についてのニュースの変化によるもので、短期的には投資家のリスクは比較的小さいと主張される。このとき、投資家の長期的なファンダメンタルズについての期待形成は、Keynes によれば、

> "We are assuming, in effect, that the existing market valuation, however arrived at, is uniquely correct in relation to our existing knowledge of the facts which will influence the yield of the investment, and that it will only change in proportion to changes in this knowledge; though, philosophically speaking, it cannot be uniquely correct, since our existing knowledge does not provide a sufficient basis for a calculated mathematical expectation."(Keynes (1936,p152)

と言う興味深いステートメントを見いだせるのである。われわれが、第１章で定式化した資産価格理論は、まさにこのような限られた情報にもとづいて期待

形成がされるというフレームワークであった。そして、現代においては投資家の期待形成プロセスに、昔よりもより強い仮定を置くことが可能となっている。すなわち、投資家は現在は市場で利用可能な多量の情報と高速計算機器に基づいて、より正確な条件付き合理的期待値形成や大規模ポートフォリオ計算を行うことができる。このような現在の状況では、今期の市場に利用可能な情報から形成される条件付き期待値と次期に発生するノイズとがorthogonalとなり、市場効率性が成立すると想定することは、十分許容できるであろう。Keynesは、この点に関連しても、“the only risk he runs is that of a genuine change in the news *over the near future*,”(Keynes (1936, p. 153))と述べていることは注目される。すなわち、彼は前述のenteprise すなわち長期的なファンダメンタルズは、conventionの維持によりある程度予測可能（predictable）と考えていたとも解釈することができよう。

合理的期待仮説によればさらに、現代の投資家は、政府の将来の政策についても合理的期待を形成しようとする。すなわち、Lucasによれば、

> “agents will *have* to form an opinion as to how *future* policy to be made in order to decide how to react to *current* policies,” (Lucas (1987, p.18))

と云うのであり、資産市場についてのこのような見解の下では、われわれが用いてきた条件付き資産価格理論のフレームワークにより資産価格付けについて理論的展開を試みる方法はやはり正当化される。

(ii)流動性

次に、流動性についての定義をする。これは、主体レベルにおける流動性と市場に関しての流動性とを区別をすることが必要であり、どちらもが資産価格付け、したがって資産価格理論に関連する。

前者については、たとえばKeynesにおいては、いわゆる流動性選好の議論を展開していくための前提として、貨幣は他の富保有形態に対して最も流動的なものとして定義される。

"money as being, ... 、 par excellence "liquid" "(Keynes(1936, p. 234)

そしてこのとき、人々の貨幣に対する流動性動機のため、利子率は貨幣と利子を生む他の資産（収益率により定義される危険資産、またその他非流動的資産を当然含む）との保有比率代替に、やや非敏感 ("somewhat unresponsive" (Keynes (1936, p.234))となると主張され、そのような仮説の下にKeynesのフレームワーク展開がされていることは周知のとおりである。

なお、この考え方からの系として考えれば、他の金融資産（物理的資産も同様）の流動性とは、したがってmoneynessすなわち換金容易度と、通常も用いられている意味で考えられ得るが、これをもう少し操作的にした定義には、たとえばMerton and Bodie (1992)があり、これによれば、

"the larger is the bid-ask spread on a security, the less liquid is the security." (Merton and Bodie (1992, p. 2))

と、売り呼び値、買い呼び値との差が流動性とされる。そして、このように定義した場合には、単なる換金性よりも広く、1）換金したときの予想市場成立価格、2）市場における特定の資産の売買マーケットの深さとの両方を含意していると云う。前者は、Merton and Bodie の論文が問題としている支払い不能に陥るかも知れない銀行の資産の解散価値や預金保険料の正しい測定に bid 価格が用いられなければならない理由として用いられる。そして後者は、日本の国債ディーリング市場に見られるように、指標銘柄とその他周辺銘柄との価格差に象徴されるように、次で定義する資産市場の流動性を説明するものと考えられる。

次に、個人のポートフォリオ行動における資金力で定義した流動性を用いて、資産市場の均衡理論に貨幣概念を持込んで拡張し、ファイナンス論における Fisher 仮説[8] を変革した論文である Lucas (1990)について少し言及しておけば、そこでの定義は "the quantity of cash available for the purpose of trading in securities" である。Lucas のモデルでは、代表的投資家の時間限界代替率したがって実質金利一定のもとで、名目利子率が Fisher 仮説におけるように期待インフレ率のみならず流動性にも依存して決まる。政府が国債を発行することにより、その量に依存し債券価格および債券購入に振り向けられる金額の変化が生じ、名目利子率も変化する。したがって、同じ（外生的）endowment の投資家への配布

が繰り返される経済（ファイナンス論の言葉で言えばファンダメンタル・バリュー一定）の中で、政府の国債発行量についての不確実性はFisher仮説が主張するよりもはるかに大きな名目利子率の変動をもたらす。この変動性は非合理性によるものでもバブル要因によるものでもなく、単に主体の流動性（cash-in-advance）に起因するものである。

最後に、市場の流動性についてであるが、特定の資産市場については前述のMerton and Bodie (1992)の定義をそのまま用いればよい。しかし、これを一般的に定義することは容易ではなく、たとえばGrossman and Miller (1988)は、かれらのモデルにおいて市場の流動性を、市場において注文が満たされる速度と言う意味で定義しているが、Miller (1991, p. 141)は、これを正確に定義することは容易でなく、むしろ流動性が問題となるときの社会問題は何であるかという問いを考えるべきであると云う。１９８７年のブラック・マンデーにおいては、シカゴの先物オプション市場に比して、ニューヨーク株式取引所においてはスペシャリストの資金制約から多くの個別銘柄の取引が成立せず、現物の指数は先物オプション市場の価格シグナルとならなくなり、世界で最も流動的と考えられていた株式市場での流動性の限界と問題点などが明らかになった。また同じとき、日本の多数銘柄の現物株のストップ安、香港市場の閉鎖などのやむを得ない非常策とそれから派生した諸問題にみられたように、市場流動性が足らない場合、金融システムの瞬時的な維持のため、市場においていかなるarrangementsが必要であるかの検討の必要性も明らかになった。通常、市場の流動性に関する研究は、いわゆるマーケット・マイクロストラクチャーの研究

に属し、ファイナンス論でも近年注目がされている分野である。この分野は、本研究では範囲外としたが、これが将来のファインス論における重要な実証研究分野を構成するであろうことは付記しておこう[9)]。

市場の流動性に関して、Miller (1991) は、価格が適正であってもよりボラタイルである（より厳密には velocity of prices (Miller (1991, p. 188)）ことが政策者にとって好ましくないと（誤って）判断されるときには、自由度を持つ先物、オプションなどのレバレッジの高い派生証券市場などが規制され、市場の機能自体が停止してしまう危険性を指摘する。なお、流動性のある市場が投機的になることについて　Keynes は、前述のように、これが組織だった市場の必然であると主張し株式市場に反対する立場を取っていると通常云われるが（Keynes (1936, p.159)）、結局この点の良し悪し、すなわち社会問題としての含意は、Keynes の意味での、社会の convention　（すなわち、金融システムや政策者の将来の政策と考えることができる）が安定的かどうかという問題として、Keynes は考えていたとも洞察できよう。そして、われわれのフレームワークでは、市場での新しいノイズやサプライズの大きさはどれくらいか、資産価格に合理的または非合理的バブルが一時的または定常的にどれくらいの大きさで存在し得るのか、それは適正価格に戻って行く力を持つのか持たないのか、結局資産市場はどれだけ効率的な市場であるか、といういくつかの問いとして受けとめるべきであるということになる。

（3）資産価格の非合理的価格付け：実証

第１章から第４章までにおいて、また日本データの実証を行った第５章および第６章においても、本研究においては、一貫して合理的価格付けの仮定の下、現代のファイナンス論における価格理論に基づいたフレームワークにより、理論展開および実証分析を行ってきた。しかしながら、本章（１）節で検討した代替的理論またそれに基づく実証的主張があることは否定できない。市場効率性と逆の立場あるいは実証研究の解釈を取る立場について言及すれば、まず市場効率性については、これに反する証拠が徐々に発見されていた１９７０年代後半において、これをまとめた反仮説として取りあげたのは Jensen (1978)である。そして、以後このような研究はいわゆるアノマリー研究として位置付けがされその証拠が蓄積されていく一方、これまでのＣＡＰＭに代替する理論が探されていったことは、すでに何度も述べた。

一方、rational pricing 自体に疑問を投げかける証拠、実証については、いわゆるファンダメンタルズからの乖離とゆっくりした回帰 (deviations from fundamentals and slow reversion to it) が株価にはあるという見方が Summers (1986)により展開されている。彼は、通常の autocorrelation　テストによるランダム・ウオークの 証拠は、ファンダメンタルズからの乖離がゆっくり回帰していく過程とも整合的であり、さらにそれまでの市場効率性仮説の自己相関によるテストの統計的検出力はそもそも弱く、Summers が仮説として立てた非合理的な価格プロセスを検出できないと主張する。 なお、Stambaugh (1986)は、これに反論して上の仮説は、Summers の用いた係数の１に近いＡＲ（１）プロセスは米国の長期データと矛盾すると例示、反論した。またこの点についての、

長期データによる自己相関に関する実証は前述の　Fama and French (1988a)であり、この長期のデータについての実証によれば、この結果は　Summers　の議論ともまた期待収益率が時間変化して行く仮説とも整合し得るのであり、決定的なことはまだいえないと云う（Fama (1991)）。

一方、Poterba and Summers (1988) は、月次データでは　第４章（２）節の（４－５）式、（４－６）式のうちのランダムな部分 が収益率の分散の半分以上の部分を説明できるが、これのみによっては、１）長期のミーンリ・バージョンは説明できない、２）しかし、期待収益率が変化するという理由によってこれを説明するためにはあまりにも大きくこれが変化しなければならず、ノイズ・トレーダーが存在して価格 fad が生じ、これがゆっくりファンダメンタルズに戻るのであろう、との解釈をしている。

次に別の方法として、配当割引モデルにおいて分散限界が破られることより、価格が合理的でないとする実証研究については、Shiller (1991)が、一連の volatility test　を行いその証拠を得ているが、Cochrane (1991)、Flood and Hodrick (1990) の反論があることは前述した。

なお、資産価格理論を直接用いているわけではないが、米国のブラックマンデー (October 1987) についてのファイナンス論からの見解について言及しておけば、合理的価格付けの立場からは、大きなニュースがそのときなかったのにもかかわらず株価が急落を始めたことについて、Fama (1989) は　Mandelbrot (1966) のモデルを用いて説明する。ここでは、ファンダメンタルズが、（たとえば正の）実現値の連の数で hyperbolic Paretian　分布にしたがっているとき、

たとえファンダメンタルズについての期待形成が合理的（厳密には、適応的）であっても、ファンダメンタルズについてのこれまでの期待が継続せず変化するかもしれないという、たった一日の新情報（例：干ばつの後の小雨）は、大きく期待形成の継続性についての調整をもたらし、このような急激な価格変化があり得ると云う。また、 Miller (1991)も同じく、この考え方によってブラック・マンデーを説明している。そして一方、Fama、 Miller 共に、１９８７年のクラッシュの前にある程度の非合理的バブルが存在した可能性が否定できないこと、そして　Fama は特に、このクラッシュの後の株価レベルが歴史的Ｐ／Ｅの水準から見て妥当と思われるという見解を述べている。これらの見解は、したがってファンダメンタルズからの乖離を求めるものとして、現代の資産価格理論の二大論者の見解としては、やや驚きである。同じく、日本の株価決定についての関連した実証では、 French and Poterba (1991) が１９８６年のＰ／Ｅの倍増、１９９０年までの低下の過程を合理的な経済変数の変化で説明できないと、配当割引モデルを用いることにより主張しており、植田（１９８９）も同様の見解を取っている。ただし、このどちらもが配当割引モデルを適用するに際し、リスク・プレミアムや割引率の時間変化にかなり制約のある範囲でその計算していることから解釈には注意が必要である。また、米沢他（１９９２）では、１９５４年から８７年までのＴＯＰＩＸ指数データより、合理的バブル仮説が棄却され、一方ミーン・リバージョン平均回帰が見られることより、非合理的バブルが存在するとの主張がされている。しかし、このような実証結果は、これが合理的な期待収益率が変化するシナリオとも整合的であり得るこ

とより、やはり今後の論争の余地がある。

本研究を通じて、われわれはあくまでも資産価格は合理的に決定されるという仮説の下で、資産価格理論の諸モデルを検討してきた。第１章で述べたように、市場の取引費用、不完備性などを取り込んだ分析により、本章で述べたような証拠、見解を取り込んで、整合的に説明出来る理論モデルを展開していくことが急務の課題である。

第７章脚注）

１）小野（１９９２）では、投資家が資産保有からも効用を得ることから従来の均衡条件とは異なるハミルトニアン方程式が導かれる。これは資産からの線形効用の構造の下での合理的行動理論と言える。資産経済が慢性的不況となり得るというこの理論展開は興味深いが、von Neumann-Morgenstern 型以外の効用関数については、第１章（５）節の議論と同様、本研究の枠外としておく。

２）たとえば、Black (1991) は、株式市場では、ワルラス均衡的な市場清算は、一日の始めと終わりにのみ観察されるに過ぎず、株式市場は連続的オークション・マーケットであるという観点（ Black (1991) の彼自身による発表中の主張による）から、ノイズ・トレーダー達の介在を通じて均衡価格が得られる理論モデルを展開している。

３）前者のタイプのバブル理論のまとめと検証方法については Flood and Hodrick (1990)をみよ。後者のタイプのバブル理論の解説、および日、英、米国データの実証としては Harvelius (1988)をみよ。この分野の簡単な展望には、岩田（１９９２年）などがあり、また米沢他（１９９２年）が日本データについて確率的バブル理論が当てはまらないことを実証している。さらに、Ikeda and Shibata(1992)は、バブル部分の成長がファンダメンタルズ（配当）に依存している理論モデルの解を分析した。

４）ただし、Hansen and Jagannathan (1991) による分散限界とは異なる。

５）Black (1986)の定義によれば、資産価格がファンダメンタルズの２倍または１／２以内であれば効率的であり、これは彼を MertonとSummersの中間の立場

に置くであろうと云う。このような見解に対し、われわれのフレームワークにおいては、資産価格理論の含意する pricing kernel からの資産価格からの乖離とは、用いるモデルから生じる specification error の大きさとしてのみ捉えられる。すなわち、pricing kernel の候補として用いられるモデル との最大誤差、最小２乗距離により、これは測られる（Hansen and Jagannathan (1994)）。実証的には、第６章（４）節で用いた、人的資産ＣＡＰＭの代替的モデル比較のための、Hansen and Jagannathan の距離測度（表の *H-J* dist.）がそれである。

６）個別企業の観点からでは、 Baiman and Verecchia (1996) が、企業の情報開示が多いとき、資本コストは低下するが、一方経営者のモラル・ハザードを増加させてしまうというモデルを展開している。

７）効用関数を明示的に与え期待効用の大小を数値計算により比較し、期待効用を増加させるという意味でのオプション組み入れ需要を導いたものに、久保田＝大野＝竹原（１９９１）がある。この結果については、第９章で述べる。

８）日本のデータに関する実証については、例えば、斉藤＝久保田（１９８０）、久保田＝斉藤＝米沢＝青山（１９７９）などをみよ。

９）たとえば、本節の市場流動性に関連したマーケット・マイクロストラクチャーの研究としては、Reinganum (1990) が市場の流動性リスクの差によってＮＹＳＥとＮＡＳＤＡＱ両市場の収益率格差が生じるという仮説を実証した。

第8章　資産価格理論とポートフォリオ・パフォーマンス評価

これまで論じてきた資産価格理論の応用として本章は、ポートフォリオ・パフォーマンス評価を論じる。（1）節は、パフォーマンス評価のフレームワークを提示する。（2）節では、同質的な期待を仮定したときの、資産価格理論を用いたパフォーマンス評価法の意味付けを明らかにする。（3）節では、異質的期待またマーケット・タイミング情報を有する場合についての問題を考える。（4）節では、投資家がダイナミック戦略を用いるときのパフォーマンス評価の可能性、非可能性について述べる。

（1）ファンド・パフォーマンス評価のフレームワーク

ファンドのパフォーマンス評価においては、インデックスに代表されるベンチマーク・ポートフォリオとの比較、あるいはファンド間の相対ユニバース比較が、実務において国を問わず代表的である（たとえば、Brown and Kritzman (1990, chapter 7) をみよ）。なお、最近ではベンチマーク・ポートフォリオを用いず、組み入れ比率変化自体を評価する方法も提唱されている（Grinblatt and Titman(1996)）。

実務におけるパフォーマンス評価においては、たとえば相対ユニバース比較がしばしば用いられる。また、ファンドの総リスクが重要として、インデックスのパフォーマンスとの比較がされたりもする。もちろん、Sharpe 測度が用いられているのならば、このときの問題は無い。この点については、後述しよう。

また、常に、パフォーマンス測定の基礎として用いられるべき収益率データは、資産価格理論を用いる用いないを問わず、時価加重収益率であるべきで、この方法が資金の流出入による影響を受けない好ましい方法である（Brown and Kritzman (1990, chapter 7)）ことは、実務においてもよく知られている。

ファイナンス論の立場から見たとき、実務において用いられているベンチマーク・ポートフォリオが、ＭＶ効率的（条件付き、または無条件の）なものであると仮定できるかどうかによって、同じパフォーマンス測度の意味合いは、全く異なる。したがって、資産価格理論の実務に対しての応用においては、どのモデルが用いられているにせよ、なんらかの資産価格付けに関する、均衡モデルあるいは裁定のない市場（無裁定）モデルが背後に仮定され、このとき、それがベンチマーク．ポートフォリオの期待収益率を得るための真のモデル（maintained hypothesis）であると想定されている。以下では、このように、資産価格理論に基づいた、運用ファンドのリスク識別、パフォーマンスの測定方法を検討して行こう。

（ｉ） リスクの識別と情報の異質性

現代のポートフォリオ理論において、使われる理論が何であるにせよ証券のリスクを識別することこそが、資産価格の合理的価格付けの説明の第一歩である。たとえば、株式分割情報についての Fama, Fisher, Jensen and Roll (1969) や、投資信託ファンド・マネージャーのパフォーマンスについての Jensen (1968) など、市場効率性についての古典的研究においては、ＣＡＰＭ（資本資産評価モ

デル）が、証券のリスクをただ一つのリスク・ファクターすなわちマーケット・ポートフォリオにより説明する理論として用いられていた。一方、パフォーマンス測度としてのSharpe測度においては、ポートフォリオの総リスクが関連したリスクとして測られ、これによってリスクが規準化され、ファンドのパフォーマンスが測られる。これは、通常効率的でないかもしれないポートフォリオ間の相対評価に用いられ得る一方、ＣＡＰＭの用語で言えば、システマティック・リスクとアンシステマティック・リスクとの区別を識別しない方法である。

一方、マルチファクター・モデルを用いた例としては、たとえばLehman and Modest (1987) において、ファクター分析によるマルチファクター・モデルを用いて複数の基準ポートフォリオがリスクの源泉として用いられ、これにより投資信託ファンドのパフォーマンス測定が行われ、単数のリスク・ファクターの場合とは異なる結果が得られている。さらに、 Fama, French, Booth and Sinquefield (1993) は、ＣＡＰＭのパラダイムを実証的に否定し、３ファクター・モデル、すなわち、マーケット・ファクター、純資産倍率、規模の３つの代理変数が株式収益率を説明できるという、新しいリスク・ファクター・モデルを提示し、たとえば、Cai, Chan and Yamada (1995) がこのようなモデルを日本株に適用して、日本の投資信託のパフォーマンスを調べている。

なおここで、投資信託パフォーマンスに関する実証研究においては、より深刻に、第５章および第６章で述べたサンプルのsurvirvorship biasの問題が、全体のサンプル数に対して消滅するファンド数の占める割合の点で、実証研究の

結果に影響を与え得る危険性を付記しておく。

さて、第１章において、われわれは、無条件資産価格理論と条件付き資産価格理論を定式化し、ＵＭＶとＣＭＶとの関係を定理１で明らかにした。用いられる資産価格理論が無条件であるか条件付きであるかにより、資産価格理論を用いたパフォーマンス評価についての解釈、実証結果ともに後述するように大きく異なってしまう。たとえば、その実例としては、 Ferson and Schadt (1996) がある。 第１章定理１より、本章において仮定する、私的情報を入手しないベンチマークとしての評価者（無条件の意味でのU)という立場と、私的情報を有し得ると仮定され評価される対象であるファンド・マネージャー（条件付きの意味でのＣ） という立場の両者間を想定すれば、ＵＭＶとＣＭＶとの関係から、１）評価者がＭＶ効率であると評価できるファンドはマネージャーによっても効率的に運用されていたことが分かるが、一方、２）本当はマネージャーの観点からは効率的なものが、評価者がそうでないと評価してしまうこともあり得ることが示唆される。

資産価格理論を実証データによりテストする際において、その時系列平均値を用いることにより、資産価格理論を事前情報集合を用いないでテストする方法（例：平均収益率を全期間のベータで説明）は、前述のように unconditional な資産価格モデルの テストであった。先の Hansen and Richard (1987) の理論フレームワークでは、観察者であるファンド評価者は、 econometrician と同様、確率空間において生起するすべての情報を観察できなければならない。しかし、現実には生起してきた収益率データの平均値また分散の推定値だけしか観察で

きない。この意味で、第１章（３）節の最後でも述べたように、この方法では無条件のＭＶ効率性はテストできるが、第１章の定理１の成立にもかかわらず、無条件のＭＶ効率性についての実証的結果から条件付きＭＶ効率性についての推論を行うことはできない（Hansen and Richard (1987, p. 601)）。

一方、期首に市場で利用可能な情報を用いてそれに基づいて資産価格理論をテストするような方法、たとえば、配当利回りの過去の変数を用いて収益率を予測するような実証研究（Fama and French (1988b)）、time-varying なＣＡＰＭのベータ係数の変化（期首の富に条件付けられる）の分析（Fama and MacBeth (1973)）、またＧＭＭによるいわゆる orthogonality のテスト（Hansen and Singleton (1982)）、情報とクロスセクションの価格付けを調べるテスト（Ferson and Harvey (1991a)）等はすべて、条件付き資産価格理論を仮定するテストである。そして、このようなモデルを用いることにより、資産価格の予測やポートフォリオの運用をするファンド・マネージャーは、本来的に条件付き資産価格理論で評価されるべきである。しかし、パフォーマンス評価についての実証研究や会計情報の効率性仮説のテストにおいては、条件付き資産価格付けの応用の例はまだ少ないし、また使うべき情報操作変数についての意見の一致もまだ得られていない。さらに、第１章注９）で述べたような条件付き資産価格理論の本質的非識別問題が存在することは、問題をより複雑にする。

さて、均衡理論としての資産価格理論が与えられるとき、この基本評価式において、通常投資家の期待形成は同質的である（あるいは、aggregation が成り立つとして代表的投資家を想定）と仮定されている。しかし、たとえばノイズ

が各個人について本質的収益率情報に付け加えられていて、これが投資家毎に異質的であっても、このノイズ部分が均衡において消滅するようなノイズ付き合理的期待経済（Hellwig (1980)）では、議論は大きくは異ならない。すなわち、均衡価格は、個人の持つノイズを反映せず、ノイズの無い情報集合について、均衡価格は定義されることになるからである。

一方、個人の収益率についての異なる主観分布が与えられたとすると、資産への需要は、個人の持つノイズによって異なり得る。このフレームワークは、Admati (1985) によって与えられ、Admati and Ross (1986) は、後述のようにこれを用いて異質情報の下での（相対的な）パフォーマンス測度を導いている。

（ii）パフォーマンス測度の定義とベンチマーク期待収益率

資産価格理論が与えられ、リスク・ファクターの識別が正しくされたとき、はじめてリスクに応じて要求される株式の市場での期待収益率が導出できる。そして、あるポートフォリオが同じリスクを持つベンチマーク・ポートフォリオの市場での期待収益率を超える異常利益率が存在するかどうか（もちろん、均衡ではあり得ないが、MMの第ＩＩＩ命題のように、比較静学的に捉えて）の規準は、（８－１）式のような不等式で表わされる。

$$E(R_{p,t} \mid Z_{i,t-1}) - E(R_{b,t} \mid Z_{m,t-1}) > 0 \qquad (8-1)$$

ただし、R をポートフォリオ収益率、Zを情報集合、マネージャーにとって利用

可能な情報 Zを添え字 i、市場のこれまでに一般に利用可能になっている情報（あるいはファンド評価者が用いるその部分集合）を添字 m により、また pをマネージャー の選択するポートフォリオ、bをベンチマーク・ポートフォリオとそれぞれ表現する。

たとえば、ＴＯＰＩＸに配当を調整しその株価指数収益率のパラメータを推定し、これと安全利子率データ平均値をもとにＣＭＬ上のポートフォリオを組めば、与えられた組入れ比率に基づく期待収益率はこの（８－１）式左辺第２項の無条件なベンチマークとなり、このときの情報 Z とは第１章（１－５）式における Z_0である。これは、無条件のＣＡＰＭ (unconditional CAPM)であり、無条件のベンチマークが作られた。ただし、Grinold (1992) が実証し、安達＝斉藤（１９９３）も主張するように、市場の株価指数が事前的（無条件にも条件付きにも）フロンティア上にあるとは、事後的に多くの場合考えられない。もしこのインデックスの実現値だけを拠り所としてベンチマークとしての株価指数を用いて、パフォーマンス比較をしているのならば、それは資産価格理論に基づかない単なる指数というポートフォリオとの相対的ユニバース比較に過ぎない。したがって、ポートフォリオの評価は、本研究の第６章の実証研究でみたように、ＣＡＰＭを用いるにせよＡＰＴを用いるにせよ、やはり第２章で検討したように、ＭＶ効率性と線形価格付けの仮説により関連付けられてはじめて、理論的に正しいベンチマークが作られる。

なお、このように、本研究では資産価格付け理論を用いたパフォーマンス評価に焦点を当てることから、明示的には扱わない相対ユニバース比較法におい

ても、ファンド間でお互いに投資スタイルの似かよったもの同士を比較する方法は、結果として相対リスクの調整が自動的にされている。そしてこの点は、後述の Grinblatt and Titman (1989) の理論モデルにおいて導かれている、特定のファンドはそれと同じ銘柄からなる（部分集合からなる）効率的ベンチーマークと比較すればよく、他の資産はこのファンド・マネージャーの観点からはいわば non-traded assets とみなせばよいという結果と、その立脚点こそ異なるが共通点を発見できる。

さて、上のようにポートフォリオ（ファンド）の超過利益率を定義したとき、（8－1）式の後者の市場期待収益率が正しいモデルにより表わされかつ市場が効率的ならば超過利益率はゼロとならなければならない（第3章におけるフェア・ゲームである）。そこで、資産価格理論に基づいてパフォーマンス評価を行う意味とは，つぎに述べるような特殊な仮定によりのみ正当化される。すなわち、その特殊な仮定とは、すべての個人は同質的期待を持つが、なぜか（逆説的に）一人のまたは数人のファンド・マネージャーは、優れたまたは異質的期待を持っているという可能性をいま評価されているというのである (Admati and Ross (1985, p. 3))。このとき、評価者は（他のすべての投資家と同様）このような優れた superior information を持っていないという意味で uninformedということになり、マネージャーは informedということになる。なお、異質期待と合理行動の仮定のもとでの均衡資産価格理論は、まだ十分には分析されていない（ Admati and Ross (1985)）。

しかし，後述するように、このようにマネージャーと評価者を区別するとき

さらに新たな問題が付加される。すなわち、優れた情報に基づくような投資戦略は、ただしこれは個別銘柄選択とマーケット・タイミングの両方を含むが、その収益率分布を変化させ（Dybig and Ross (1985b)），また後者に当たるダイナミック戦略(Glosten and Jagannathan (1993))はオプションのようなペイオフ・パタンを生みだす。一方、たとえばＣＡＰＭによる評価において、オプションを組み込んだ戦略が、２期間離散モデルでは、資本市場線を上回る裁定を生み出すことはよく知られている（Dybig and Ingersoll (1982）。この数値例は、第９章の図９－２に示されているとおりである。そこで、Glosten and Jagannathan (1994) は、（３）節において後述するように、この点をも考慮し、条件付き請求権を一般的に評価できる理論フレームワークを元にして、現実的には近似的にインデックスを用いてパフォーマンスを評価する方法を導いた。

以下では、Grinblatt and Titman (1996) に基づき、以下のように、パフォーマンス測度の考え方を分類しよう。まず、以下で定義する（８－３）式は、インデックスを用いないでよい、新しい方法である。いま w_j を証券 j の投資比率とし、また証券 j の収益率確率変数）を R_j とすれば、（８－１）式における超過利益率は、１）選んだ証券のポートフォリオがたまたまこの期の市場平均を上回ると期待されると考えるか、２）与えられた収益率構造において今期の投資比率の変更自身が市場平均を上回る源泉を作り出すと考えるかにより、ａ）事象測度（event study measure）およびｂ）ポートフォリオ変更測度（portfolio change measure）の２つに分類される。なお、ファンド・パフォーマンスの実証研究のほとんどはａ）の方法によっており、ｂ）の応用は　現在　Grinblatt and

Titman (1994) のみである。

a）に当たる以下の（8－2）式が正になるのは、市場が通常期待する以上の収益率が、特定のポートフォリオにある時期に実現するとの私的情報をマネージャー（ファンド）が有すると期待されている場合である。一方、b）に当たる（8－3）式が正になるのは、たとえばパッシブなベンチマークに対してあるマネージャーがアクティブなティルトを掛けたとき uninformed な投資家、すなわちパッシブな分散化ポートフォリオよりも優れた情報を持つと期待される場合である。

（8－1）式を用いて、

a）事象測度

$$E\left(\sum_{j=1}^{N} w_j \left(R_{j,t} - E\left(R_{j,t} \mid Z_{m,t-1}\right)\right) \mid Z_{i,t-1}\right) \qquad (8-2)$$

b）ポートフォリオ変更測度

$$E\left(\sum_{j=1}^{N} \left(w_j - E\left(w_{j,t} \mid Z_{m,t-1}\right)\right) R_{j,t} \mid Z_{i,t-1}\right) \qquad (8-3)$$

を定義する（Grinblatt and Titman (1996)）。

このような測度においては、結局マネージャーは、自身の分析能力から作られる私的情報に基づいて組んだポートフォリオの収益率を、市場平均と比較される。すなわち、前者の informed としての能力を uninformed な評価者に評価

されるのである。

なお、このような測度を導く能力は、通常、さらに次の２つに分解され、これは、実務においても頻繁に用いられる。すなわち、ポートフォリオ全体が市場の平均期待を上回る（下回る）と予想される実現値についての情報（market timing）、および個別銘柄のアンシステマティックな部分についての（通常ゼロと置かれる）次期の市場平均的期待（uninformed）を上回る（下回る）と予想される実現値についての情報（selectivity）に分けて考えるのである（Admati, Bhattacharya, Pfleiderer, and Ross (1986)）。なお、前者における新情報はアセット・ミックスについての変更を、後者についての新情報は銘柄の入れ替えを意味し、前者は（８－２）式の測度、後者は（８－３）式の測度によりこの能力が測られる。このうち後者が、資産価格理論を用いたときのパフォーマンス評価に、より大きな困難性を与える（Grinblatt and Titman (1989)）点は、後でさらに述べよう。

（２）　資産価格理論に基づく伝統的パフォーマンス評価法の問題点

本節では、資産価格理論とりわけＣＡＰＭまたＡＰＴを用いた伝統的なパフォーマンス評価について論じ、同質的期待に成り立つ静学的均衡モデルを基準に、ポートフォリオをこれからの乖離という意味で評価する手法を論じ、その問題点を指摘する。

（ｉ）資産価格理論に基づく伝統的パフォーマンス評価法

多くの応用ポートフォリオ理論の教科書においては、ファンドのパフォーマンスは、ＳＭＬを基準にアルファ値として測る Jensen 測度，μ－σ平面上のＣＭＬ に対して、安全利子率から測った勾配の大小でパフォーマンスを比較する Sharpe 測度、さらに Jensen 測度におけるアルファをベータ値で規準化した（μ－σ平面上の、ＳＭＬ に対して、やはり勾配の大きさで測る）Treynor 測度が標準的である。

Jensen 測度においては、ＣＡＰＭによる価格付けが仮定され、したがって唯一のシステマティックなリスクのみが関連するので、特定のファンドのＳＭＬからの乖離を超過パフォーマンスとして測定する。Treynor 測度は、さらにこれをベータの大きさで規準化したものである。一方、Sharpe 測度は、μ－σ平面においてその安全利子率から測った角度を見るのであるから、結局ＣＭＬを最も実現可能な効率的フロンティアとして、各ファンドがどれだけそれに近いかを相対比較しているともいえよう。

実務においては、例えば Brown and Kritzman (1991) によって、十分分散化されたファンドについては Jensen 測度が、またそうでないファンドについては Sharpe 測度が応用上好ましいであろうと議論されている。また、安達＝斉藤（１９９３）は、通常マーケット・ポートフォリオの代理として用いられるインデックスが効率的とは思えないという理由から、Sharpe 測度を用いることを薦める。

さて、資産価格理論に基づく測度は、ＣＡＰＭではＳＭＬを用いる Jensen 測度ということになり、ＡＰＴでも、同様にこれをマルチファクターに拡張した、

Lehman and Modest (1987) の研究がある。では、ＳＭＬを仮定してファンドのパフォーマンス評価をするとき、実はいかなる市場の仮定（ストーリー）が考えられて、その下で応用としてのパフォーマンス評価が行われているのだろうか？もしも、各投資家が最初から均一な期待（homogenous expectations）を持ち、この下で均衡株価が得られるようなモデルでは、（リスクを調整した後で）市場平均を上回る収益率（または裁定利益）を得ることは、事前的（期待として）にもまた事後的にもできないはずなので、パフォーマンスが平均に勝つというのはどういう意味であろうか？

このようなとき、パフォーマンス測定のための資産価格理論の適用に際しては、つぎのような市場のシナリオに基づいていると考えることが標準的と考えられる。すなわち前述のように、まずなんらかの均衡モデル（たとえばＣＡＰＭ）が仮定され、経済全体では同質的期待が支配していると考えられるが、一方特定の評価されようとするファンド・マネージャーだけはその中でなぜか異質的または優れた期待を持ち、かつ均衡価格に影響を与えるほどファンドの大きさがないと仮定されるのである（Admati and Ross(1985, p.3, and p 23）[1]。この意味で、このようなストーリーは均衡理論と矛盾する。一方、Hellwig (1980) や Admati (1985) が想定したような、ノイズを持つ資産市場における価格決定を考えれば、このとき価格は一種の平均的価格で、したがって異質的情報を持ち，各人異なる主観事前分布を持つ各投資家（ファンド・マネージャー）は、この平均的と思われるベンチマーク・ポートフォリオに対して、評価されるというストーリーも作ることができるかもしれない。しかし、このようなアプローチ

によるポートフォリオ・パフォーマンス評価の理論展開（Admati (1991a, section IV D., 1991b)、Admati and Ross (1985)）および実証は、いまだ十分に展開されていないのが現状である。

（ii）伝統的パフォーマンス測定法の問題点

前副節のように、同質的期待の均衡において、限界的に小さなある一つのファンドを評価するという比較静学的解釈を受け容れた上でも、なお生じて来るパフォーマンス測定に関するより本質的問題をここでは検討しよう。

まず、Roll (1980) は、Roll (1977) の結果より、たとえサンプルの数を増やしても消えない本質的誤差が、ＣＡＰＭを仮定してかつ効率的でないインデックスを選択してＳＭＬに基づいてパフォーマンス測定をしたときには、存在すること、およびそのときの異常性の性質を明らかにした。選ばれたマーケット・インデックスが事前的にＭＶ効率的でないとき、このインデックスから推定されたポートフォリオ・ベータにもとづいてＳＭＬ（Jensen 測度）によりパフォーマンスを測ると、効率的でないインデックスの選択の仕方および評価されるポートフォリオの持つ特性に依存して、測度の誤差（バイアス）はプラスにもマイナスにもなり得る（Roll (1980, figure 7, table 1)）。そして、たかだか言えることは、（インデックスの期待収益率が安全利子率よりも大きいとして）このインデックスに対して、$\mu-\sigma$ 平面で優位なポートフォリオは、負の測度誤差を持たないということだけであった（Roll (1980, p. 9）。すると、その系として含意されることは、もしあるファンドがインデックスに対して優位で

あれば、サンプル抽出試行において得られるアルファ値が負であり続けることは無いだろうということである。つまり、負のアルファ値が出続ける場合にのみ、ファンドが優位ではないだろうということは言える。しかし、アルファ値が正の場合には、劣位のポートフォリオが正の測度誤差を持つこともあるのでこれについては判定ができないのである。

次に、Dybig and Ross (1985a) は、Roll の発見をさらに押し進めつぎのような結論を示す。すなわち、１）まず Roll が示したことを明らかにし、安全資産が存在するときには、もしＳＭＬ（やはり、用いられているインデックスが効率的かどうかは分からないとして）に対して負のパフォーマンスが出れば、評価されているポートフォリオが優れていることはない，すなわちインデックスが非効率的でもそれよりも劣っているか、インデックスが効率的でもこのポートフォリオは効率的でないが、しかし逆に正のパフォーマンスの場合には、インデックスよりも優れている場合も劣っている場合もあり得るのでこれは全く結論付けられない。しかし、２）安全資産が無くゼロ・ベータ資産のみのときには、負の測度を効率的ポートフォリオが生み出すこともあるので、ポートフォリオ・パフォーマンス測定にＳＭＬは用いることができない。そして、３）用いられているインデックスの期待収益率が安全資産の利子率よりも大きいとき、ＳＭＬで正（負）の測度を持つポートフォリオがあるときに元のインデックス・ポートフォリオに（から）このポートフォリオを組み込めば（ショートすれば）、その変化方向はＭＶ効率の意味で改善（ただし、限界的に）されることになるという、３点を示したのである。

なお、このRoll およびDybig and Ross による結果では、ファンド間の相対ランキングにおいて、評価に用いられている（非効率的だと仮定される）インデックスに対して、安全資産の無い場合には、ファンドのランキングの順位の逆転するような他のやはり非効率的なインデックスを常に見つけることができると云う。

Dybig and Ross (1985a) を元に、さらに解析を進めたのがGreen (1986a) であるが、彼は１）非効率的なインデックスによる測定誤差は、効率的なインデックスとの期待値、分散、相関係数が近づけば、ゼロに近づくが、その収束が一様収束でないこと、また、２）その誤差の上下限、そして、３）ファンドのランキングにおいては１）の一様収束でないという点から、非連続的にランキングの転換が期待値、分散、相関係数の似かよったインデックス間で起こり得ることを明らかにした。

以上より、安全資産のあるとき、ＳＭＬを用いたJensen 測度によるパフォーマンス評価は、評価の対象になるファンドが負のパフォーマンスを示すときのみ、用いられたインデックスに優位でないことが言え、しかもファンドのランキングは似かよった（相関という意味で）インデックス間でも逆転が起こることから、ＣＡＰＭを仮定するこの方法はかなり消極的にのみ応用の正当性が位置付けられることになる。なお、ここまでの議論は無条件資産価格理論のフレームワークに従っていることはいうまでもない。

次に、ＡＰＴを用いた、パフォーマンス測定に言及しておくと、 Connor and Korajczyk (1986) は、ＣＡＰＭの代わりに均衡バージョンのＡＰＴを用いた

ときのJensen測度に当たるものを定義し、Lehman and Modest (1987) は、このように複数ファクター（いくつかの方法で推定）を用いたときと、シングル・インデックスを用いたときとの比較をし、ファンドの優劣は、その推定法やベンチマークの設定の影響は受けやすいが、ファクターの数の選択からの影響はあまり受けないことを示した。なお、この分析も、無条件の資産価格付け理論の中で行われている。

第2章で述べたように、ＣＡＰＭの場合と異なり、ＡＰＴにおいては、資産の部分集合のみが観察可能であってもその範囲でのlocal ＭＶ効率性を議論できる。また、第6章のわれわれの実証研究においても、マルチファクター・モデルはより良い株式収益率生成構造の記述モデルであった。このような点から、今後のポートフォリオ・パフォーマンス評価は、主としてＡＰＴ型のマルチファクター・モデルの条件付き資産価格理論に基づいて、行われていくべきであると思われる。

（3）マーケット・タイミング、私的情報とパフォーマンス評価

ここまでは、投資家あるいはファンド・マネージャーが組むポートフォリオ（ファンド）についての優劣性の判定を静学的に議論していたが、私的情報に基づくマーケット・タイミング戦略についてのパフォーマンス測定測度、また私的情報が無くともダイナミック戦略が取られるときのベンチマーク・ポートフォリオの考え方などについて、本節、次節では、概略のみであるが検討する。

マーケット・タイミングにしたがう投資戦略とは、もし危険資産の実現値に

ついての情報が正確であれば、Merton (1981) に見らるように、安全資産プラスコール・オプションと同じペイオフ、あるいはプット・コール・パリティより価値はプット・オプションの価値となる。すると、このときの最終ペイオフ関数は、第９章でみる、オプションを組み込んだ株式ポートフォリオのように、truncate された対数正規分布となり、通常の（離散的）ＣＡＰＭを想定すれば、裁定機会が存在する。たとえば、ＳＭＬにおけるマーケット・ポートフォリオに対してコールやプットを組み込んだポートフォリオは、久保田＝大野＝竹原（１９９１）が調べたように、ＳＭＬに対して優位になり得るので、マネージャーは簡単にプラスの Jensen 測度を作ることができる。

また、Dybig and Ross (1985b) においては、同様に指数型の効用関数により記述される投資家が私的情報（ただし、正規分布からの抽出情報とする）に従ってマーケット・タイミングを行うとき、そのペイオフはカイ２乗分布になり、このとき優れた情報を持つ投資家は通常のＳＬＭにおいてもまた Sharpe 測度においても、逆に劣ったパフォーマンスを持つと無条件資産価格理論の下では、判断されてしまう。しかし、安全資産が存在すると仮定し、今度は情報に条件付けられた範囲内で評価するとき、ＳＬＭによる Jensen 測度は、運用ポートフォリオが条件付きに効率的であるかどうかのついての答えを、与えられたインデックスに基づいて与えることができると云う。ただし、このとき評価の基準であるインデックスの収益率についての情報は、マネージャーの持つ私的情報とは独立でなければならない。すなわち、マネージャーの持つ情報は個別銘柄選別についてのものであって、やはり資産全体のマーケット・タイミングに

関してのものであってはいけないという制約がある。

このマーケット・タイミング能力の評価法に関しての一般的な議論は、Grinblatt and Titman (1989) によって行われている。すなわち、 Grinblatt and Titman は、Jensen 測度が統計的な関係において、

〔Ｊｅｎｓｅｎ測度〕

＝〔ベータの推定誤差〕＋〔マーケット・タイミングからの部分〕

＋〔個別銘柄選定からの部分〕

と表わせることを示した上で、１）まず、マーケット・タイミング情報を持たない場合には、ベータの推定誤差が大標本で消滅することより、これまでにすでに得られているパフォーマンス評価に関する諸結果を再確認し、２）投資家の Rubinstein 絶対危険回避度が増加しないという条件の下で、さらに個別銘柄選定情報とマーケット・タイミングが独立と仮定できるときには、マーケット・タイミング情報を持つファンドは正のマーケット・タイミング部分、したがって正の Jensen 測度がもたらされることを証明した。すると、このときには、無条件なＭＶ効率的なベンチマークを評価のために使うことができる。さらにこのベンチマーク・ポートフォリオは評価されるファンドと同じ銘柄からなる部分的ユニバースからなるベンチマークでよい（Grinblatt and Titman (1989, p.

411)）。たとえば、石油株のみから構成されるファンドならば、石油株からのみ作られた（この部分集合についての）ＭＶ効率的なベンチーマークにより評価してよいという、資産の部分集合のベンチマーク・ポートフォリオを使うことに積極的な結論を得た[2)]。

また、Admati and Ross (1985) は，静学均衡モデルの中で、私的情報（真の収益率プラス誤差を持つ個人のシグナル）が存在するとき、１）市場全体の私的情報に条件付けられた Sharpe 測度が、ポートフォリオの条件付きの優劣を表わせること、一方２）無条件の場合、すなわち評価者が実現した価格だけを情報源として評価するような、評価者である unformedと被評価者である informed とのフレームワークでは、正しい結果が与えられないことを明らかにした。さらに、このときの正しい（条件付き）ベンチマークの期待収益率は、指数型効用の仮定と収益率と誤差項の多変量正規分布の仮定より、危険資産への需要（すなわち、（８－３）式におけるポートフォリオ変更測度に該当する）が収益率と価格の線形モデルとして表わされることより、さらにこれが収益率を加重和した２次形式として変形されることを示す。なお、この場合に投資家は当然マーケット・タイミング情報を有しているので、前述の Dybig and Ross (1985b) の Jensen 測度が使える場合とはならない。なお、同じくマーケット・タイミング情報があるとき、今度はファクター構造において、ファクター・ポートフォリオの２次形式によりベンチマークを作成すればよいという結果を導出したのが、Admati, Bhattacharya, Pfleiderer, and Ross (1986)である。退化したシングルファクター・モデルの場合には、一つのベンチマーク・ポートフォリ

オの２次関数としてベンチマーク・ポートフォリオの期待収益率が表わされるのである。

さらに、Glosten and Jagannathan (1993) においては、マーケット・タイミング情報と個別銘柄選定能力とを区別しなくともよい、より一般的な評価法が contingent claim　の評価法を（したがって、ダイナミック戦略も含めることができる）用いて導かれ、投資家の時間限界代替率がなんらかのインデックス・リターンの関数として表わされ得るのならば、どのような投資戦略も取引可能な証券の価値として表わされ得ることが証明された。そして、実例として、ベンチマークをインデックスの非線形な関数（linear spline または polynomial）で近似し、投資信託のデータを用いて、１ノットの　spline が比較的良い結果をもたらすことを示している。ただし、本来かれらの理論は情報 filtration に条件付けられたものであるが、実際のデータの抽出は定常的な平均値を用いて、無条件モデルに置き換えてテストが行われている。

このようにみてきたとき、条件付きにおいても無条件においても、マーケット・タイミング情報や効用関数などについての制約のあるなんらかの限定されたシナリオにおいてのみ、正確なパフォーマンス評価法が得られていること、またインデックスの非線形の関数によりベンチマークを作成することが、より好ましい場合があることなどが分かった。次節では、ここまでの展望において明示的に扱われなかった、収益率分布の確率過程が非定常な場合についての、ポートフォリオ投資方針の評価問題を議論しよう。

（4）ミーンリバージョン、アセット・アロケーション、投資政策

（ i）ミーンリバージョンとcontrarian 戦略

第４章の実証研究の展望でみたような収益率データのミーン・リバージョン現象が存在するとき、示唆される投資方針とは、通常、逆張り(contrarian)の戦略であると言われる（Brown and Kritzman (1990)）。ただし、これには１）銘柄選択についてのものと、２）株式と安全資産（または債券）との入れ替えを示唆するアセット・アロケーションについてのものとがあるが、（ i ）では前者を扱い、後者については (ii ）で述べる。

まず、前者についてよく引用される投資戦略は、 たとえば、週次収益率について短期には負の相関がみられることよりwinner を売りloserを買うポートフォリオ戦略であり、たとえば DeBondt and Thaler (1985)においては、１９２６－８２年の月次個別銘柄データ（銘柄数３４７から１、０８９の間）について、マーケット平均よりパフォーマンスが高かったもの (winner）と低かったもの（loser）のその後のパフォーマンスを見ることによりその逆転具合いを調べ、ポートフォリオ作成のためのデータ測定期間の３年のものがその後３年に亘って有意に両者の逆転現象（return reversal）が起こること（図８－１参照）、また１、２年のものについては、次の１年にポートフォリオにやはり平均して有意な逆転が起こっていることなどを発見した。

ただし、かれらはこれを投資家の過剰反応に起因するという見方をしており（Debondt and Thaler (1985, p.793)）、この意味から非合理的価格付けの立場を

取っている。また、さらに DeBondt and Thaler (1987)においては、この逆転が規模効果やベータで測ったリスクの変化によって起こされるものではないことをさらに実証している。同じような立場からは、 Lehman (1990)が週次データについて同様のリバーサルによる異常利益率が、逆張り戦略から生み出されること、およびこれが期待収益率の変化によってではなく、市場非効率性の立場から説明され得るだろうと主張している。なお、これに対しChan (1988) は、ポートフォリオのリスク変化を考慮すると、 DeBondt and Thaler (1985, 1987)の効果ははるかに小さくなることを新たに示した。

この観点から、第６章で紹介した Fama and French の３ファクター・モデルに対しては、Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1993) は、ＢＰＲおよび売上げ成長率についてのミーン・リバージョンが存在しているのであり、市場はこの情報に対し非効率的で、長期的にはこれらにティルトした戦略は異常利益率を生めると主張する。これに対し、Fama and French (1995) は、これらは真のリスク・ファクターであると反論して、その論争の解決は付いていない。

また日本データでは、たとえば 吉原（１９９０）が１９７７年から１９８８年の東証１部全上場銘柄を対象に、３年間のパフォーマンスでランキングした１０個の等価重ポートフォリオの、次ぎの１年間のパフォーマンスを調べ、リバーサルの存在を確認している。

最後に、週次データについては、Lo and McKinlay (1990a) の研究について第４章でも述べたように、個別銘柄レベルでは負の相関がある一方、指数では短期の正の相関が見られるときにも、異種個別証券の異時点相関の負の関係

(autocovariance)が強く作用していれば、このような市場平均にたいするwinnerを売りloserを買う戦略（contrarian）は、正の超過利益率を生むことができ、この戦略による利益が４週間のラグまで統計的に有意であることや、特に小型株についての戦略が平均して大きな利益を生み出せることなどが明らかにされている。

しかし、これらの研究において、リバーサルの真の要因の説明はまだ行われていない。このリバーサルが、なんらかのファンダメンタルズの変化、さらにはそれを識別できるファクターの発見により、合理的に説明され得たときに、はじめてこの現象はわれわれの資産価格理論のフレームワークに取り入れることができる。

（ ii）ミーン・リバージョンの下でのアセット・アロケーション・ルールと条件付き期待の形成

最後に、本副節では、個別銘柄の選択における contrarian 戦略に対し、ポートフォリオ・レベルでのミーン・リバージョンが存在するときの、危険資産ポートフォリオと安全資産とのミックスについての contrarian 戦略、すなわちダイナミックなアセット・アロケーション問題を簡単に述べる。

いま、運用している株式ポートフォリオ全体が負の相関すなわち、ミーン・リバージョンを持つときには、ある未来時点の危険資産の関数としてそのペイオフを表すとき concave なダイナミック戦略（アセット・アロケーションの意志決定）が示唆されると云う（ Brown and Kritzman (1990)）。すなわち、逆張

りによりポートフォリオ中の危険資産の価格が上昇したときこれを売り、下落したときこれを買う戦略であり、たとえばポートフォリオ・インシュアランスにおけるＣＰＰＩ（Black による constant proportion portfolio insurance）のような convex 戦略（順張り）に対する売り手（したがって、concave 戦略）を想定すればよい。このような考え方は、いまあるアセット・ミックスのバイ・アンド・ホールド戦略からのペイオフが、平面で、危険資産の線形関数として描かれるとき，これに対して concave および convex な戦略のペイオフ関数[3]が、それぞれ、concave な戦略ではコール・オプションの売却、逆に convex な戦略ではプット・オプションの購入と同値となる。もし、株価確率過程にミーン・リバージョンがあり負の相関が有意にあるならば、株価の変化が独立で幾何ブラウン運動などにより表せるときに比して、このような逆張り戦略はバイ・アンド・ホールド戦略に勝ち得る戦略として示唆される。

このようなミーン・リバージョンに関する実証データからの implications に基づいた最適アセット・アロケーション・ルール、すなわち最適危険資産と安全資産のポートフォリオ・ミックスの決定は、本来、与えられた効用関数の下で最適コントロール問題として解かれるべきであるが[4]、このような株価が相関を持ちmean revert するような確率過程での最適ポートフォリオ政策の検討は、今後の課題である。

第８章脚注）

１）企業の投資決定基準においても、何らかの unanimity を仮定した上で、個別企業にとっての株式価値最大化基準が、比較静学的に採択される（久保田（１９８９、第７章４））。

２）この結果は、Grinblatt and Titman (1987) の「localＭＶ効率性」を別のコンテクストで補完するものと考えることができる。

３）ただし、このような１対１写像の関数としてペイオフ曲線が描かれ得るためにはこのときのダイナミック戦略が path-independence （その定義については、たとえば久保田（１９８８）をみよ）を満たさなければならない。

４）株価にミーンリバージョンが無い、たとえば幾何ブラウン運動にしたがうときの、最適ポートフォリオ問題は、Duffie (1996) や Merton (1990)らによって、すでに十分調べられた。

第９章　資産価格理論、派生資産とポートフォリオ・リスク

オプションや先物は、原資産 (underlying assets)の価格、指数（株価指数の場合）の値や金利水準を基にして新たに創られる契約であり、元になる原資産に対して派生資産(derivative assets)とここでは呼ぶ。なお、本章においては、派生証券、派生資産取引、派生取引などとも呼ぶ派生資産は、市場で売買の結果ゼロ供給となる相対取引（スワップ）や市場取引（オプション市場取引）を指すことにする。一方、「広い意味での派生資産」と呼ぶときは、実物投資のための資金が正の供給で企業に流入する、株式を原資産と考えたときの、ワラント、転換社債などもこれに含むことにする[1)]。

（１）節では、資産価格理論と派生資産価格付けの関係を論じ、そのフレームワークの中で、（２）節では、先物、オプションの評価方法に触れ、（３）節で、オプションおよび先物を組み込んだポートフォリオのリスク評価を検討する。

（１）資産価格理論と派生資産価格付け

いま、完全競争的な完備市場、連続時間での取引ならびに原資産価格が対数正規分布にしたがうとしよう。これは、第１章注５）において言及した Dybig and Ingersoll (1982) の問題を回避するためである。このとき、このような資産市場においては、市場純供給ゼロの派生資産取引は、原資産の需給それゆえ均衡価格には影響を与えない。すなわち、原資産価格が与えられたとき、無裁定の

条件により導かれる派生資産の価格（たとえば、ヨーロピアン・オプションについては Black and Scholes (1973)）は、派生資産の導入によっては影響を受けない原資産の価格を元にこれと整合的に評価されるのである（Richard and Sundaresan (1977), Sundaresan (1983)）。

もちろん、異質的期待や投資家の富額や危険回避度の相違こそがオプションや先物への供給や需要を生み出す。たとえば、確率優位についての分析ならびに具体的な効用関数により期待効用の大小比較を数値解析した、久保田＝大野＝竹原（１９９１）、久保田＝岩井＝大野＝竹原（１９９１）では、このような数値例が発見されている。しかし、本節では、上の連続時間モデルにより記述される資産均衡市場を想定して、われわれの用いてきた資産価格理論のフレームワークの中で、派生資産価格導出問題を検討する。なお、（３）節では、投資家の主観的予想が異なる場合のオプション資産に対しての正の需要が存在する数値例をみよう。

いま、資産市場が不完備であると仮定すると、ファイナンス論においては、派生資産の存在意義に関する重要な次のような命題が成立している。すなわち、不完備な市場においては、コール・オプションを導入することにより、市場において spanning (Ross (1976b))、あるいは marketable assets に関しての market completeness（ Jarrow and Green (1987)）[2] を達成することができるという命題である。オプションまたはオプション類似証券の市場への導入による、市場におけるこのような spanning や market completenessの条件の成立は、直接的に、第１章で述べた企業の生産・投資意思決定に対する企業株主の意見の一致性

（unanimity）の成立、MM命題の成立、資本市場における投資家のリスク分配、資源分配 の Pareto 最適性、さらに資本市場を通じた生産効率性の達成など多くの重要な資本市場の性質、機能の成立を示唆する。

さらに重要なことは、Jarrow and Green (1987) においては、企業が、株式のみならず、企業価値に対する一種のオプション（広義の派生資産）としての subordinated debt　を複数発行することが、このような market completenessを達成する方法であり、現実に、株式および社債が少なくとも米国における企業の資金調達の主たる方法として存在する一つの理由として、正当化されると云う。

本研究においては、企業の株式を主たる分析対象として、負債証券（債券）、またその他金利敏感証券の評価問題については、これを特に取り上げなかったが、派生資産を論じるときには、上のように企業財務の観点からも、また多期間均衡モデルにおいては一般に利子率が確率的内生変数となることからも（Cox, Ingersoll, and Ross (1985a)、Richard and Sunadaresan (1981)）、これら証券の評価問題は、株式評価に関する資産価格理論と密接に結びついていることを強調しておこう。

また、前章において述べたアセット・アロケーション問題とは、ポートフォリオ実務における株式・債券の選択問題そのものであるし、ヨーロピアン・オプションの価格動学また最終ペイオフを、株式と安全資産の組み合わせにより instantaenously hedge していくことによりこれを複製（duplicate）することは、同様な意味で株式・債券の投資比率の時間的選択によるリスク・コントロール問題と言える。すなわち、本研究では、株式資産の価格付けおよびリスク・コ

ントロールに関連した範囲のみで、これら債券、金利敏感証券、オプション証券について触れるがが、これらの分析は資産価格分析におけるもう一つの大きな課題である。

さて、派生証券は通常、無裁定の原理により評価されることが多い。2期間離散経済における「無裁定」は、次のように定義される（Cochrane (1997, section 2.5）。

（定義）「無裁定」：次期のペイオフ空間$\underline{X}$に属する確率変数であるペイオフをxとし、これに対する価格付け関数p（x）が存在するとする。このとき、$x \geqq 0$（almost surely）でありかつ正の確率で$x > 0$であるようなすべてのxについて、価格が正すなわちp（x）> 0であるとき、裁定機会は無い。

さらに、オプション、先物などの評価にしばしば用いられる連続時間モデルにおいては、self financingを前提にした投資戦略について、上の定義をfree lunchが存在しない条件に変換すればよい（Harrison and Kreps (1979）。

第1章において、一物一価、無裁定、および均衡の関係については、すでに述べた（Ferson and Jagannathan (1996)）。さらに、無裁定が成り立つとき、かつそのときのみにpricing kernelが正になることも証明され得る（Cochrane (1994, section 3.4 Theorem)）。資産価格についての均衡理論においては、資産価格は、投資家の効用関数（不確実性下における）が与えられ、各資産のペイオ

フについての投資家の確率的予想も与えられた上で、資産市場の均衡条件より導かれる。これに対し、派生資産の価格は、この均衡価格と当然整合的な価格でなければならないのだが、裁定による価格付け法により導かれる。このとき、原資産の均衡価格またその均衡体系を維持したまま、市場で新たに導入されるネットで市場にゼロ供給である派生資産（たとえば指数先物取引））について、原資産の均衡価格と整合的な価格（Richard and Sundaresan (1981)）を見つければ、それが（無裁定）価格となる。すなわち、原資産の価格が与えられたならば、原資産と関連付けられる派生資産も、原資産について与えられる pricing kernel の関係と整合性を満たすべく価格付けがされなければならない。さらに、この派生資産価格は、完全競争的な完備市場においては原資産の均衡価格が一意に決定されているので、このときやはり一意性を満たす。このとき、派生資産はいわば市場における redundant な証券であり、派生資産を原資産に関する資産価格理論のフレームワーク外で分析しなければならない理由は無いようにみえよう。しかし、第１章で述べたＣＡＰＭの評価における派生証券の裁定機会の存在（Dybig and Ingersoll (1982)）、第７章のポートフォリオ理論応用におけるマーケット・タイミング戦略によるオプション・ペイオフの作成、現実的市場の不完備性、また市場取引費用の現物取引と派生取引との顕著な差、さらに現物市場と派生市場との間のミスプライシング問題など、派生資産の評価問題を原資産の評価問題と別途、理論、実証、および応用を含めて、別途分析しなければならない理由は、現代の資本市場の分析においては、枚挙するいとまがないほどである。

（2）派生資産の評価問題

（i）先物と先渡し

まず、先渡し契約の評価については、現物と借り入れ（貸し出し）のポートフォリオにより、先渡し契約の限月における最終ペイオフとまったく同じペイオフを作るとき、この２つのポジションは今日においてまったく同じ価値を持たなければ裁定が起こるはずなので、ここから現物価格と先渡し価格との必然的関係が得られる。いま、利子率が所与の場合を考えよう。すると先渡し契約の long position （買い）は、今日、現物資産を買い、かつ現金をこの先渡し契約価格の今日から満期日まで測った現在価値分だけ借りるポジションと全く同じペイオフを満期日において持つ。先渡し価格とは、今日の買い手、売り手間の売買価格をゼロにする満期日に現物を必ずその値段を渡す契約の行使価格である（Richard and Sundaresan (1981)）。すなわち、契約成立日における価値はゼロである。ここから求まる先渡物理論価格とは、現物資産に配当や保管費用がないとき、現物価格に（１＋利子率）を掛けたものとして、現物よりも高い値として得られる。さらに、現物資産がたとえば株式であって中途に配当支払いがあるときには、一方、先渡し、先物、オプションのような派生取引は、通常の契約ではこれを受け取る権利が無い（dividends unprotected）ので、先物はこの分だけ逆に現物よりも安くなる。このような、配当（債券では利息）、保管費用、さらには派生取引に underlying な利子率は、すべてキャリー・コストと呼ばれ、ヨーロピアン・オプションの評価に影響を与えるだけでなく、より

重要にはアメリカン・オプションの期限日前の権利行使に大きな影響を与える。この理論分析については、たとえば久保田（１９９０）において詳しい。

ここまでは、利子率を所与としたので、先渡し契約（forward contract）も先物契約（futures contract）も同等であった。次に、利子率が不確実で確率過程に従うとしよう。先物取引は、市場で毎日値洗い（mark-to-market）が行われる。すなわち、昨日の終値に対し今日の終値の変化分だけ、投資家の勘定上で清算が行われる。このことは、毎日投資家が契約を書き換えているのであると解釈できる。すなわち、先物取引はも先渡し契約も、契約時において先物の価値がゼロであり、次の時点ではもはやその行使価格を持つ契約の価値は一般にはゼロとはならないであろう。ただし、先物取引ではその変化分は毎日勘定上の清算となり、投資家は新たな先物契約を購入したことになる。このことから、先渡し契約においては、価格は現物価格よりも現在観察できる金利先渡しレート分だけ高いのに比し、一方、先物契約では価格は契約の満期日までの短期金利とその不確実性分だけ高くなるのである（Richard and Sundaresan (1981)）。すなわち、いま現資産の時間 t の価格を $P(t)$、瞬時無危険利子率を $r(t)$、加法的 von Neumann-Morgenstern 型効用関数を $u(t)$、消費を $c(t)$ また効用関数の主観的割引率を ρ とすると、時間 t における限月 T の先物の価格 $f(t,T)$ は、多期間均衡モデルにおいて、（９－１）式のように与えられる（Richard and Sundaresan (1981)）。なお、 Richard and Sundaresan の均衡モデルは、連続時間の下で投資家の多期間最適消費問題を解くことにより得られ、 $P(t)$、$r(t)$ は均衡解の内生変数であり、$c(t)$ は投資家の必要条件を満たす最適政策である。

$$f(t,T) = \mathrm{E}_t\left(\left(\partial u(c(T))/\partial c(T) \right) / \left(\partial u(c(t))/\partial c(t) \right) P(T) \right)$$

$$\text{x } \exp\left(\int_t^T (r(s) - \rho) ds \right) \qquad (9-1)$$

先渡し契約では、この不確実利子率は単に金利先渡しレートで置き換えられる。また、利子率一定のときには、（９－１）式から、現物価格（期待値演算子内の将来価格の確率変数に pricing kernel を掛けたもの）より（１＋利子率）分だけ高い値を得ることも自明であろう。なお、短期の先物取引においては、先渡し価格と先物価格の差は無視できる程度に小さいことが実証研究により明らかにされている（French (1983)）。

（ii）ヨーロピアン・オプション

ヨーロピアン・オプションについては、Black and Scholes (1973)が、株価が幾何ブラウン運動に従うと仮定したとき、与えられた時点において瞬時においてリスクをもたないリスクレス・ポートフォリオ・ポジションを原株式とオプションから合成できることから[3)]、裁定が無いときにはこのリスクの無いヘッジ・ポートフォリオの収益率は安全資産の利子率と同じでなくてはいけないという性質から偏微分方程式を解き、オプション価格を求めた。この Black and Scholes　により求められたヨーロピアン・オプション価格は、あたかも、オプションの期待値（ただし、危険中立な確率測度における）を安全資産で割り引

いたような形となっている。そこで Cox and Ross (1976) は、さらに他の確率過程についても、株価の確率過程を変換（危険中立な確率測度）することにより安全資産の割引価値としてのオプション価格を求めた。後者の方法は、Feynman-Kac solution（Duffie (1996., p. 91)）とも呼ばれ、期待値を危険中立な確率で割り引く方法によるときの解の存在条件は、 Duffie (1996., p.294) により明らかにされている。期待値を取る際のこの危険中立な確率測度は、同値マルチンゲール測度と呼ばれ、この解と元の確率測度における解とが、上のような確率過程において等値となることは、Harrison and Pliska (1981) などにより明らかにされた。

なお、原資産価格が幾何ブラウン運動に従いかつ裁定が無いとき、すべての派生証券および原資産を元にした投資戦略の価値関数は、この Black and Scholes 公式の導出におけるものと同じ（９－３）式のような２階の偏微分方程式を満たさなければならない（ Cox and Leland (1983)）。

いま、t 時点の株価を S（これは時間 t の関数 $S(t)$ であるがこれを省略して表示する），オプションの価値を $C(S, t)$（同じく、省略して表示する）、配当利回りを y、行使価格を K、利子率を r とする。また、初期値の与えられたときの配当落ち株価は、以下の確率微分方程式により、その motion が記述されるとする。ただし、μ、σ は、それぞれ、単位時間当たりの、収益率のドリフトおよびリスクについてのパラメータ、w は一次元の標準ブラウン運動である。

$$dS = (\mu - y)S\,dt + \sigma S\,dw \qquad (9-2)$$

すると、株価の２回連続微分可能な関数で表される任意の価値関数が、裁定の無いときに満たさなければならない必要十分条件とは次の（９－３）式の偏微分方程式である（Cox and Leland (1983), Duffie (1996, chapter 5, G.）。なお、（９－３）式においては、変数の偏微分を下付き添字で表している。いま、この株式の上に書かれたヨーロピアン型派生資産の期限日を T とすれば、$(S, t) \in (0, \infty) \times [0, T)$ について、（９－３）式が成立する（Duffie (1996, p. 88)）。

$$C_t + (r - y) S C_s + (1/2) \sigma^2 S^2 C_{ss} - r C = 0 \qquad (9-3)$$

Black and Scholes 公式は、この偏微分方程式に、ヨーロピアン・オプションの権利消滅日におけるＩＴＭ、ＯＴＭのときのオプションのペイオフの境界条件を与えることにより明示解として得られる。また、ヨーロピアン先物オプションはその配当キャリー・コストの項に利子率を加えたもの、ヨーロピアン通貨オプションはこれを外貨金利で代替した形により、オプション価格がそれぞれ得られる。これらの価格の性質およびこれらがアメリカン・オプションであった場合の期限日前権利行使の可能性については、久保田（１９９０、１９９１）が理論分析を行った。

（iii）アメリカン・オプション

アメリカン・オプションの評価については、アメリカン・オプション価格は、

原資産価格が権利行使の critical price　に達さない範囲では（９－３）式の偏微分方程式を満たす一方、期限日前の権利行使の critical price の範囲に達するとその瞬間的価値変化は、$-yS+rK$ をも満たさなければならないので、現物価格の範囲によって、後者の項を含むか含まないという項を Heaviside 関数により表現した非同次偏微分方程式となる（Jamshidian (1990、久保田（１９９１））。また、このときその critical priceが与えられた下では、解は解析的に得られているが（Jamshidian (1990)）、結局、 critical price の計算自体は数値解法によらなければならない（Barone-Adesi and Whaley (1990)）。

なお、幾何ブラウン運動の代わりに、確率過程をいわゆる二項過程で表現したバイノミアル・モデル、あるいは Cox, Ross and Rubinstein (1979) の方法は、アメリカン・オプション価値をも簡単に計算できる方法として、実務において大変普及している。ただし、計算に際してのノード数の選択は、解の近似精度に当然影響を与え、またノードの奇数、偶数回の選択により図９－１の数値例で見られるように、解が oscillate しながら収束していくこともよく知られている[4]。

（3）派生資産組み込みポートフォリオのリスク・リターン

（i）オプション

いま、株価の動学が（９－２）式のような伊藤過程に従う場合には、株価の２回連続微分可能関数としてのヨーロッピアン・オプション価格は、伊藤の補題より、やはり伊藤過程に従う。

すなわち、いま株式に配当が無いと仮定して、

$$dC = (C_t + (1/2)\,\sigma^2\, C_{ss} + \mu\, C_s\,)\,dt + \sigma C_s\, dw \qquad (9-4)$$

である。ただし、この価格は現資産の株式と同様、ＲＣＬＬ (right hand continuous with left limits) の性質を持つことから、ヨーロピアン・オプションの権利の消滅する満期日寸前では、ヘッジを可能にする株価動学への制約の問題 (Müller (1989))が存在することも知られている。しかし、一般に、この満期日寸前を除いたオプションの期間内では、基本資産の株式とヨーロピアン・オプションの価格動学は伊藤過程にしたがい、ここから瞬時リスクレス・ヘッジを作成することが出来る。同じく、ある将来の時点でのヨーロピアン・オプション最終分布は、ヨーロピアン・オプションの最終満期日を除けば、この連続時間モデルにおいては、株価と同様に（パラメータ値は異なるが）対数正規分布に従うものとして、もともとの株式の資産収益率分布と同じように扱える。

しかし、連続時間モデルと異なり、株価が対数正規分布にしたがう２期間離散時間モデルを考えたり、連続モデルでも満期日を迎えた時点でのヨーロピアン・オプションの最終分布を考えるときについては、その ペイオフ の分布は、当然ながら　truncate した形となり、これを２パラメータで表せないことは明らかであろう。アメリカン・オプションについても、ciritical price に達した場合は、同様である。第1章注５）で紹介した Dybig and Ingersoll (1982) は、このことを完備市場でＣＡＰＭ評価における裁定機会の存在の証明のために用い、

完備市場におけるＣＡＰＭの成立の必要十分条件が、投資家の von Neumann-Morgenstern 型効用関数、あるいは多期間モデルにおいては　derived utility が２次関数で表せることであることを示した。この数値例は、図９－２で示したとおりであり、プット・オプションやコール・オプションを組み込んだポートフォリオが、図ではＣＭＬよりも効率的なポートフォリオ となってしまっていることが分かる。

このような理由から、いまオプションと株式の複合ポジションの最終分布とそのリスクを分布パラメータを計算することにより明らかにしておくことにする。 いま、１期間モデルを考え、 今日の株価を S_0, 次期の株価を S_1 とする。株式の収益率（株価指数オプションについては指数価格の変化率）を

$$R_s = (S_1 - S_0) / S_0 \qquad (9-5)$$

としよう。これに対する行使価格 K の個別銘柄コール・オプション（または指数オプション）の収益率は、今日のオプション・プレミアムを ω_0 として、

$$R_0 = \begin{cases} (S_1 - K - \omega_0)/\omega_0 & , \text{ if } S_1 \geqq K \\ -1 & , \text{ if } S_1 < K \end{cases} \qquad (9-6)$$

を得る。すると、このオプションの期待収益率は、

$$E(R_0) = E(R_0 \mid S_1 \geqq K) + E(R_0 \mid S_1 < K)$$

$$= E((S_1 - K - \omega_0)/\omega_0 \mid S_1 \geqq K)$$

$$- F(K) \qquad (9-7)$$

である。ただし、$F(\cdot)$はS_1の分布関数である。また、分散は、

$$\mathrm{Var}(R_0) = E((R_0 - E(R_0))^2 \mid S_1 \geqq K)$$

$$+ E((R_0 - E(R_0))^2 \mid S_1 < K)$$

$$= E((S_1 - K - \omega_0)/\omega_0 - E(R_0))^2 \mid S_1 \geqq K)$$

$$+ (-1 - E(R_0))^2 \times F(K) \qquad (9-8)$$

となり、さらに原証券の株式（指数）とこのコール・オプションとの共分散は、

$$\mathrm{Cov}(R_s, R_0) = E((R_0 - E(R_0))(R_s - E(R_s)) \mid S_1 \geqq K)$$

$$+ E((R_0 - E(R_0))(R_s - E(R_s)) \mid S_1 < K)$$

$$= E((R_0 - E(R_0))(R_s - E(R_s)) \mid S_1 \geqq K)$$

$$+ (-1 - E(R_0)) \times E(R_s - E(R_s)) \mid S_1 < K)$$

$$(9-9)$$

である。ここに、明らかに（9－8）式と（9－9）式より、株式とオプショ

ンの収益率の相関係数は、正の権利行使価格Kについては１とはならない。

また、期待値の回りの３次モーメントは、

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{E}((R_0 - \mathrm{E}(R_0))^3 \mid S_1 \geqq K) \\
&\quad + \mathrm{E}((R_0 - \mathrm{E}(R_0))^3 \mid S_1 < K) \\
&= \mathrm{E}((S_1 - K - \omega_0)/\omega_0 - \mathrm{E}(R_0))^3 \mid S_1 \geqq K) \\
&\quad + (-1 - \mathrm{E}(R_0))^3 \times F(K) \\
&= (1/\omega_0^3) \times \mathrm{E}(S_1^3 \mid S_1 \geqq K) \\
&\quad - 3(1/\omega_0^2)((K + \omega_0)/\omega_0 + \mathrm{E}(R_0)) \times \mathrm{E}(S_1^2 \mid S_1 \geqq K) \\
&\quad + 3(1/\omega_0)((K + \omega_0)/\omega_0 + \mathrm{E}(R_0))^2 \times \mathrm{E}(S_1 \mid S_1 \geqq K) \\
&\quad - ((K + \omega_0)/\omega_0 + \mathrm{E}(R_0))^3 \times \mathrm{Prob.}(S_1 \geqq K) \\
&\quad - (1 + \mathrm{E}(R_0))^3 \times (1 - \mathrm{Prob.}(S_1 \geqq K))
\end{aligned}
\qquad (9-10)
$$

となる。

ここで株価が対数正規分布にしたがうと仮定して、そのパラメータを具体的に導き、計算しよう。そのための計算には、以下の各式を用いればよい。なおこの仮定は、連続時間モデルにおける将来分布と同様である。いま、S_1 と S_0 の時間を０と１と決め、$\log S_1 \sim N(\mu S_0, (\sigma S_0)^2)$ としよう。ここで、$Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ としたときの、条件付き期待値および条件分布の結果を用いる(Johnson and Kotz (1970, p.129))。ただし、M は乗数である。

$$\mathrm{E}\left(\exp(Y) \mid Y \geqq M\right)$$

$$= \exp\left(\mu + \sigma^2/2\right) \times N\left(\left(\mu - \sigma^2 - \log M\right)/\sigma\right) \qquad (9-11)$$

$$\text{Prob.}\left(\exp(Y) \mid Y \geqq M\right)$$

$$= N\left(\left(\mu - \log M\right)/\sigma\right) \qquad (9-12)$$

すなわち、

$$\mathrm{E}\left(S_1 \mid S_1 \geqq K\right)$$

$$= S_0 \times \mathrm{E}\left(S_1/S_0 \mid S_1/S_0 \geqq K/S_0\right)$$

$$= S_0 \times \mathrm{E}\left(\exp(\log(S_1/S_0)) \mid S_1 \geqq K\right)$$

$$= S_0 \times \exp\left(\mu + \sigma^2/2\right) \times N\left(\left(\mu + \sigma^2 - \log K + \log S_0\right)/\sigma\right) \qquad (9-13)$$

$$\text{Prob.}\left(S_1 \geqq K\right)$$

$$= N\left(\left(\mu - \log K + \log S_0\right)/\sigma\right) \qquad (9-14)$$

である。

なお、上の導出式（９－１３）、（９－１４）式に対し、同値マルチンゲール測度すなわち$\mu = r - (1/2)\sigma^2$を適用すれば、ブラック・ショールズ式を得ることも自明であろう（Müller (1985, pp. 41-2）。

さらに、２次モーメントは、

$$E\left((\exp(Y))^2 \mid Y \geqq M\right)$$

$$= \exp(2\mu + 2\sigma^2) \times N\left((\mu + 2\sigma^2 - \log M)/\sigma\right) \qquad (9-15)$$

を用いて、

$$E\left(S_1^2 \mid S_1 \geqq K\right)$$

$$= S_0^2 \times E\left(S_1^2 / S_0^2 \mid S_1/S_0 \geqq K/S_0\right)$$

$$= S_0^2 \times \exp(2\mu + 2\sigma^2) \times N\left((\mu + 2\sigma^2 - \log K + \log S_0)/\sigma\right)$$

$$(9-16)$$

となる。

さらに、３次モーメントは、truncation の性質より、ゼロではなく、

$$E\left(S_1^3 \mid S_1 \geqq K\right)$$

$$= S_0^3 \times \exp(3\mu + (9/2)\sigma^2)$$

$$\times N\left((\mu + 3\sigma^2 - \log K + \log S_0)/\sigma\right) \qquad (9-17)$$

を用いて、同様に計算できる（久保田＝大野＝竹原（１９９１））。

これらの結果を（９－７）式、（９－８）式、（９－９）式、（９－１０）式にそれぞれ代入すれば、求めるオプション収益率のパラメータを計算できる。

久保田＝大野＝竹原（１９９１）では、これらの結果を元に、オプションの収

益率のパラメータの数値計算を行い、１次、２次、原点の回りの３次モーメントなどを計算した（表９－１、表９－２）。このコール・オプションについての数値例から、オプション・ペイオフの truncation による、期待値、分散、尖度、歪度 などに対する影響が分かる。たとえば、表９－１より、与えられた株式収益率の分散に対し期待収益率が低下していくと、期待値、分散と尖度は低下していくが、歪度は逆に増加していく（数字の単位は％である）ことなどが分かる。

ここでさらにより重要なことは、原資産の株式に、コール・オプションやプット・オプションを組み込んだポートフォリオ自体のリスク・リターンへの影響である。先物の場合には、現実の市場で、現物価格から演繹される理論価格どおりに現実の価格が変化しない、すなわちベーシス・リスクが存在することがよく知られているが、これにより少なくとも確率分布の特性が大きく変わるということではない。また、実際のデータにおいて、そのベーシス・リスクは、中期的観点から（日毎、日中でないという意味で）は、顕著に大きなものではないことも分かっている（次副節で説明する表９－３、図９－３参照）[5]。

しかし、図９－４から分かるように、株式ポートフォリオへのオプション証券の組み込みは、このポートフォリオの収益率の分布形を大きく変える。実はこれは、前章後半部で検討した、マーケット・タイミング戦略（ポートフォリオ・インシュランスを想起せよ）によるペイオフと同じなのである。したがって、これから導かれる系は、オプションを組み込んだポートフォリオに対しては、第８章における議論と同様、用いる線形価格付け理論が何であれ、この

ファクターを単なるベンチマーク・ポートフォリオとすることは、適当ではないであろうということであり、ベンチマーク・ポートフォリオの２次関数を用いることや、Glolsten and Jagannathan (1993) による linear spline の方法が考えられよう。しかし、一般的なオプションを組み込んだポートフォリオのパフォーマンス評価の方法の確立は、簡単な問題ではなく、今後の研究課題である。

なお、久保田＝岩井＝大野＝竹原（１９９１）においては、確率優位の観点から、一般的な危険回避型効用を持つ投資家のオプションに対する需要を導き出すことはできないことを証明した。一方、久保田＝大野＝竹原（１９９１）においては、より狭く明示的な効用関数を用いた数値例により、１）危険回避度の低い投資家は、コール・オプションを買うことにより期待効用を高められる場合があること、また、２）投資家が持つ主観的な株式期待収益率が安全利子率よりも低いときにはプット・オプションに対する正の需要が存在すること、などを発見した。

（ii）先物

株価指数先物について、ベーシス・リスクが存在するとき、self financing の仮定で、原資産に先物を組み入れたときの、ポートフォリオのリスク・リターンすなわち平均、分散への影響は、久保田＝岩井＝大野＝竹原（１９９１）において定式化されている。すなわち、先物価格が理論価格どおりに変化しないとき、ポートフォリオの先物によるヘッジには、この共分散または相関係数で表わされるベーシス・リスクが存在するので、これをも考慮して、ポートフォ

リオのリスク・リターンを self financing の仮定の下で表わしている。

さて、相関係数や回帰係数でみた、日本の株価指数先物価格（ＴＯＰＩＸと日経２２５）と現物指数との現実的なベーシス・リスクは、表９－３にあるとおりである。ここでは、両者のデータを価格変化率で表わしているので、ベーシス・リスクが無ければ相関係数は１のはずである。表から、１９８８年の株価指数先物導入以降、そのベーシス・リスクは、先物市場取引きの成熟度にしたがいおおむね減少して行っていることが分かる。また図９－３は、この結果を図示してある。さらに、より長い観察期間と各変数の日々のラグをとったものについての相関統計は、表９－４にまとめられており、相関係数は 0.9212 であった。ここでは、先物データは終値を用い、山一証券経済研究所のデータを元にして毎日の先物指標銘柄の先物価格を用いることによりこれを連続的なデータ系列にした（ Kubota, Ohno, and Iiyama (1996)）。さらに、１９８８年１２月限から１９９６年６月限までのデータについて、これを一日当たり０．２５％の幅で、度数分布にしたものが図９－５である。図の濃い線が先物価格変化率であり、薄い線が日経平均変化率である。図から、先物価格幅の制限の影響のため、先物は両端が狭くなっていることが読み取れる。たとえば、最大値、最小値の順に、この期間、現物、先物についての観察値はそれぞれ、13.24% と 6.27%、 -6.60% と - 5.28% であった。また、平均、標準偏差、歪度、尖度の順に、同じく統計量は、0.00% と -0.03% 、1.42% と 1.34%、 0.5984%と 0.0773%、6.7708% と 1.4409%であった。

これら相関係数や回帰係数の事後的な大きさから、日本における株価指数先

物のベーシス・リスクの大きさを、理論的観点から一概に簡単にいうことは出来ないが、毎日多額の株式現物ポートフォリオを株価指数先物によってヘッジしたいポートフォリオ・マネージャーにとっては、このような数字で表れているヘッジのリスクの現実的な大きさは無視できないものであろうと推察される。

表９－５は、Kubota, Ohno, and Iiyama (1996) において計算した、日経２２５先物の各限月取引についての本来ゼロになるべき理論ベーシス（現実指数値－先物理論値）に関する統計量を掲載した。ここでとくに、その最大値、最小値を見ることにより、毎日の大きさが終値を基準にしてかなり大きいことが、したがって日中取引では可能性としてはるかに大きなことが類推される。

このゼロであるべきベーシスの日々の変化と、オプション市場のインプライド・ボラティリティーとの関係をマーケット・マイクロストラクチャーに関する仮説を立て、これを米国データに関して実証したものに Chen, Cuny, and Haugen (1995) がある。そこでは、現物ポートフォリオを売ることが嫌なポートフォリオ・マネージャーがそうでない場合以上に先物を売り、ベーシスが乖離するモデルが展開された。ポートフォリオ・マネージャーは、株式ポートフォリオのリスク測度として、オプション市場のインプライド・ボラティリティー（たとえば、Black and Scholes 公式から逆算したもの）の変化を投資変化の trigger とすることが考えられよう。Kubota, Ohno, and Iiyama (1996) は、この関係が日本においても、米国と同様に見られるかを調べた。表９－６は、その最初の回帰結果であるが、米国と異なり、インプライド・ボラティリティー（表のＩＶ）は、５年のうち２年のみが有意に過ぎなかった。そこで、Kubota,

Ohno, and Iiyama (1996) は、日本のファンド・マネージャー間での clientele effect 、すなわち先物およびオプションのみを扱えるマネージャーと現物ポートフォリオのみを扱えるマネージャーとが分離されているというマーケット・マイクロストラクチャーに関するオリジナルな仮説を作成し、これを元にプット・オプションのインプライド・ボラティリティーとコール・オプションのインプライド・ボラティリティーの２変数が別途の意味合いを持つと考え、プット・オプションのインプライド・ボラティリティーとコール・オプションのインプライド・ボラティリティーとを独立な説明変数として導入した。そしてこの結果、米国とは意味合いの異なるが有意かつ興味深い実証結果を発見したのである（表９－７、図９－６参照）。すなわち、プット・オプションのインプライド・ボラティリティーとコール・オプションのインプライド・ボラティリティーの相関は、日本ではおよそ 0.73 とそれ程大きくない（Kubota, Ohno, and Iiyama (1996)）。しかも、その両者のベーシスに対する回帰係数が表９－７および表９－８の回帰の結果から分かるように、逆符号でかつ強く有意であり、たとえば表９－８の t 値についての表で、ベーシスのラグ、指数のラグと一緒に回帰したときの t 値は、それぞれ 0-15.912、14.617で、このときの修正 R^2は 0.5967（表９－７）であった。また、部分期間についてもこの関係は安定して強かったので（Kubota, Ohno, and Iiyama (1996)）、有り得る multicollinearity の可能性にもかかわらず、われわれの実証結果は robust であった。

このKubota, Ohno, and Iiyama (1996) の結果より、日本における、株式市場、

先物市場、オプション市場を通じての、ボラティリティー変化に対してのファンド・マネージャーの反応はシステマティックであることが含意されるが、同時に、現物株式価格、オプション価格と指数先物価格の間には、取引費用を考慮すれば、たとえ裁定の機会は無くとも、少なくともこれらの取引間には、何らかの segmented market 的な要素が存在していると思われる。

（iii）ポートフォリオと派生資産

現物ポートフォリオに対して、そのリスク・リターンのプロファイルの変更を、少ない証拠金によりより迅速に行える点は、派生資産取引利用の利点としてしばしば挙げられる。しかし、これまでの議論のように、オプション、先物を組み込んだポートフォリオのリスクの正しい識別には、注意が必要であり、そのパフォーマンス評価はさらに困難であった。

たとえば、先物の価格変化リスクは、現物よりも金利分だけ大きいうえにベーシス・リスクもあるかもしれない。またオプションの価格変化リスクのいわゆるデルタ・リスクは現物価格の１より小さいが、価格変化率で見れば、すなわちガンマ・リスクをも考えればとくにＯＴＭのオプションではたいへん大きな価格リスクを持っている。これらの影響を無視して、現物ポートフォリオの派生資産取引によるヘッジやリスク・コントロールは考えられない。

派生資産の分析は、資産価格理論と並んで、ファイナンス論研究の一方のフロンティアの分野であり、本研究では、その結果の僅かの部分についてのみ検討したに過ぎない。しかし、オプションを組み込んだポートフォリオのペイオ

フが、結局は、第８章におけるポートフォリオのパフォーマンス評価法における、株式ポートフォリオと安全資産のアセット・アロケーション戦略からのペイオフと一対一関係を持っていることを思い起こせば、派生資産の分析を、本研究の課題であった安全資産をも含んだ株式ポートフォリオのリスク・リターンの分析のフレームワークの中でさらに含めて進めていくことは、今日ますます必須な課題であることを本研究の結語としたい。

第９章脚注）

１）第１章では、キャッシュ・フローを生む資産を基本資産 (primitive assets) と呼ぶことにした。ワラントや転換社債の転換権は、したがって、基本資産であるが、本章に限っては、株式を原資産と考えて、これも派生資産と呼ぶ。

２）第１章注５）を参照せよ。

３）ただし、そのトレーディング戦略の feasible set には、制約を課す必要があり、局所有界で predictable でなければならない（Harrison and Kreps (1979), Müller (1985)）。

４）この理由は、久保田（１９８８ｂ）において、解明されている。また、バイノミアル・モデルを、その最終分布で比較したときの、（対数）正規分布との近似誤差問題については、Feller (1950), Berstein (1943) などをみよ。

５）本文でも述べるが、日本の株価指数先物のベーシス・リスクの大きさについては、久保田＝岩井＝大野＝竹原（１９９１）を、またファンド・マネージメントの観点からのその要因分析については、米国については Chen, Cuny, and Haugen (1995)、日本については、Kubota, Ohno and Iiyama (1996) をみよ。これらにおいては、ボラティリティーの影響が大きい。

かくして、われわれは資産価格理論を定式化し、資産価格理論と市場効率性仮説の支持仮説に基づいた実証研究の展望および著者による実証研究の結果の検討を終えた。そこでは、日本の株式市場について、マルチファクターによる記述がその生成構造を説明できることから、資産価格理論の有効性に関しての有力な証拠を得た。用いられた理論は，ＡＰＴあるいは人的資産を含むＣＡＰＭである。われわれの日本データに対する結果は、米国における証拠と共通点も多く、資産価格理論に関する実証結果は、日米共に robust なものであった。そして、この結果から、ポートフォリオのリスク、リターンの識別、すなわちポートフォリオ・リスク評価のための答えが得られた。

本研究後半部においては、資産価格理論の議論に関連して避けて通れない付随する３つの点についても論じた。すなわち、これまでわれわれが用いたファイナンス論の体系とは異なる観点からの考え方および実証データの解釈法を概観し、われわれの立場から批判的にこれを検討した。さらに、資産価格理論の応用としてのポートフォリオ・パフォーマンス評価の問題を論じ、最後に、株式ポートフォリオのヘッジのために欠かせない派生資産についての評価問題および派生資産を含んだポートフォリオのリスク評価の問題について論じた。

均衡理論に基づく資産価格理論が、現実の市場で常に成り立っていると考えることは難しいかもしれない。しかし、ファイナンス論における資産価格理論は、株式の銘柄間でみられる価格差とくにその相対的価格差を、共分散リスク

を中心概念として用いることにより、われわれが本研究において日本データに関して明らかにしたように、実証的に有効に説明することが出来るのである。

米国においてはこれまで、実務の応用において、ポートフォリオのパフォーマンス評価や企業の資本コストの推定などのためにも、資産価格理論は広く有効に用いられてきたが、日本における資産価格理論の実務における応用は、まだ始められたばかりである。本研究の実証結果は、このための基礎にも成る。

株式間の相対価格のみならず、株式の全銘柄に共通な動きを説明する理論は当然ながら重要であり、その動きを支配する資産市場の aggregate risk を識別することもファイナンス論における大きな課題であるが、本研究では主として資産間の相対的リスクの識別とリターンの決定問題を扱い、国民経済全体の投資、生産などの変動にかかわる aggregate risk と 株価変動の実証分析は、今後の課題とした。（完）

參考文獻

[1] Abel, A. B., (1988), "Stock Prices under Time-Varying Dividend Risk: An Exact Solution in an Infinite-Horizon General Equilibrium Model," *Journal of Monetary Economics* **22**, 375-93.

[2] Abel, A. B., (1991), "The Equity Premium Puzzle," *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, (September-October), 1-14.

[3] Admati, A. R., (1985), "A Noisy Rational Expectation Equilibrium for Multiasset Security Markets," *Econometrica* **53**, 629-58.

[4] Admati, A. R., (1989), "Information in Financial Markets: The Rational Expectations Approach," in S. Bhattacharya et. eds., *Theory of Valuation* vol. 2, Rowman and Littelfield, 139-52.

[5] Admati, A. R., (1991), "The Informational Role of Prices: A Review Essay, " *Journal of Monetary Economics* **28**, 374-61.

[6] Admati, A. R., S. Bhattacharya, P. Pfleiderer, and S. A. Ross, (1986), "On Timing and Selectivity," *Journal of Finance* **56**, 715-32.

[7] Admati, A. R., and S. A. Ross, (1985), "Measuring Investment Performance in a Rational Equilibrium Models, " *Journal of Business* **58** , 1-26.

[8] Aiyagari, S. R., and M. Gertler, (1995), " "Overreaction" of Asset Prices in General Equilibrium," draft, Federal Reserve Bank of Minneapolis and New York University.

[9] Alexander, S. S. , (1961)," Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks," *Industrial Management Review* **2** (May), 7-26.

[10] American Accounting Association, Committee on Basic Accounting Theory, (1969) *A Statement of Basic Accounting Theory.* American Accounting Association, Sarasota, Florida.

[11] American Institute of Certified Public Accountants, (1973), *Objectives of Financial Statements,* American Institute of Certified Public Accountants, New York.

[12] Anderson, T. W., (1958), *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. John Wiley and Sons, New York.

[13] Arrow, K. J., (1971), "The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-Bearing," in K. J. Arrow, *Essays in the Theory of Risk-Bearing.* , North-Holland, pp. 121-33.

[14] Atkeson, A., and C. Phelan, (1994), "Reconsidering the Costs of Business Cycles with Incomplete Markets," NBER Working Paper, No. 4719.

[15] Bachelier, L., (1900), "Théorie de la Spéculation," Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Supérieure, 3rd ser. **17**, 21-88. Translated in P. Cootner ed. *The Random Character of Stock Market Prices*. M. I. T. Press, 1964, Cambridge.

[17] Baiman, S., and R. E. Verrecchia, (1996), "The Relation among Capital Markets, Financial Disclosure, Production Efficiency, and Insider Trading," *Journal of Accounting Research* **34**, 1-22.

[18] Ball, R., and P. Brown, (1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, " *Journal of Accounting Research* **6** (Autumn), 159-78.

[19] Barone-Adesi, G., and R. E. Whaley, (1990), "The Valuation of American Options," a paper presented at European Finance Association in Athens.

[20] 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**, 663-82.

[21] Beaver, W. H., (1981), *Financial Reporting*. Prentice Hall, Inc., New Jersey

[22] Bekaert, G., and R. J. Hodrick, (1992) , "Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets," *Journal of Finance* **47**, 467-509.

[23] Berstein, S. N. , (1943), "Retour au Problème de l'Évaluation de L'Approximation de la Formule Limite de Laplace," *Bulletin de L'Academiedes Sciences de l'USSR* 7,3-16, (reprinted and published from Johnson Reprint Corporation, 1963).

[24] Bhattacharya, S., (1979), "Imperfect Information, Dividend Policy, and the Bird in the Hand Fallacy," *Bell Journal of Economics* **10**, 259-70.

[25] Black, F., (1972), "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing," *Journal of Business* **45**, 444-55.

[26] Black, F., (1986), "Noise," *Journal of Finance* **41**, 529-43.

[27] Black, F., (1991), "Trading in Equilibrium," draft, Goldman Sachs Asset Management, New York: paper presented by Fisher Black and distributed at Goldman Sachs seminars in Tokyo.

[28] Black, F., M. Jensen, and M. Scholes, (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Findings," in M. Jensen ed. *Studies in the Theory of Capital Markets.* Praeger, 79-121, New York.

[29] Black, F., and M. Scholes, (1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy* **81**, 637-59.

[30] Blum, M., (1974), "Failing Company Discriminant Analysis," *Journal of Accounting Research* **12**, 25-43.

[31] Bollerslev, R., R. Y. Chou, and K. F. Kroner, (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics* **52**, 5-59.

[32] Breeden, D. T., (1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, " *Journal of Financial Economics* 7,65-96.

[33] Brock, W. F., (1982), "Asset Prices in a Production Economy," in J. J. McCall ed., *The Economics of Information and Uncertainty.* University of Chicago Press, 1-43.

[34] Brown, S. J., and M. P. Kritzman, (1990), *Quantitative Methods for Financial Analysis*. Second Edition, Dow Jones-Irwin.

[35] Cai. J, K. C., Chan, and T. Yamada, (1995), "The Performance of Japanese Mutual Funds," Working Paper, Hong Kong University of Science and

Technology: forthcoming in *Review of Financial Studies*.

[36] Cass、D., (1990), "Incomplete Financial Markets and Indeterminacy of Competitive Equilibrium," CARESS Working Paper #90-23, University of Pennsylvania.

[37] Chamberlain, G, (1983a), "A Characterization of the Distributions that Imply Mean-Variance Utility Functions," *Journal of Economic Theory* **29**, 185-201.

[38] Chamberlain, G., (1983b), "Funds, Factors, and Diversification in Arbitrage Pricing Models," *Econometrica* **51** (September), 1305-23.

[39] Chamberlain, G., and M. Rothschild, (1983), "Arbitrage, Factor Structure, and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets, " *Econometrica* **51** (September), 1281-1304.

[40] Chan, K. C., (1988), "On the Contrarian Investment Strategy," *Journal of Business* **61**, 147-63.

[41] Chan, K. C., and N. Chen, (1991), "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms," *Journal of Finance* **46**, 1467-84.

[42] Chan, L. K. C., Y. Hamao, and J. Lakonishok, (1991), "Fundamentals and Stock Returns in Japan," *Journal of Finance* **46**, 1739-63.

[43] Chen, N., (1991), "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy," *Journal of Finance* **46**, 529-554.

[44] Chen, N., (1995), "Multifactor Model," *Lecture Notes distributed at the Osaka International Finance Conference* , Faculty of Economics, Osaka University.

[45] Chen, N., C. J. Cuny, and R. A. Haugen, (1995), "Stock Volatility and the Levels of the Basis and Open Interest in Futures Contracts," *Journal of Finance* **50**, 281-300.

[46] Chen, N., K. Kubota, and H. Takehara, (1997), "Japanese Stock Returns and the Business Cycles," Musashi University Discussion Paper No. 24.

[47] Chen, N, R. Roll, and S. A. Ross, (1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business* **59**, 383-403.

[48] Chen, N., and F. Zhang, (1996), "Risk and Return of Value Stock," Working Paper, University of California, Irvine.

[49] Chrisitano, L. J., and J. D. M. Fisher, (1995), "Tobin's *q* and Asset Returns: Implications for Business Cylce Analysis," Staff Report 200, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

[50] Cochrane, J. H., (1991), "Volatility Tests and Efficient Markets: A Review Essay," *Journal of Monetary Economics* **27**, 463-85.

[51] Cochrane, J. H., (1994), *Discrete-Time Empirical Finance*, lecture note, Graduate School of Business, University of Chicago, 112 pages.

[52] Cochrane, J. H., (1997), *Asset Pricing*, book draft, Graduate School of Business, University of Chicago, 196 pages.

[53] Cochrane, J. H., and J. Saá-Requejo, (1996), "Beyond Arbitrage: "Good-Deal" Asset Price Bonds in Incomplete Markets," Working Paper, University of Chicago.

[54] Connor, G., (1984), "A Unified Beta Pricing Theory," *Journal of Economic Theory* **34**, 13-31.

[55] Connor, G., and R. A. Korajczyk, (1986), "Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Financial Economics* **15**, 373-94.

[56] Connor, G., and R. A. Korajczyk, (1988), "Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology," *Journal of Financial Economics* **21**, 255-89.

[57] Constantinedes, G. (1980), "Admissible Uncertainty in the Intertemporal Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics* **8**, 71-86.

[58] Constantinedes, G., (1982), "Intertemporal Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and without Demand Aggregation," *Journal of Business* **55**, 253-67.

[59] Constantinedes, G , (1989), "Theory of Valuation: Overview and Recent Developments," in S. Bhattacharya et. eds., *Theory of Valuation.* vol. 1, Rowman and Littlefield, New Jersey, 1-23.

[60] Constantinedes, G. M., and D. Duffie, (1996), "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers," *Journal of Political Economy* **104**, 219-240.

[61] Cox, J. C., J. E. Ingersoll, Jr., and S. A. Ross, (1985a), "An Intertemporal General Equilibrium of Asset Prices," *Econometrica*. **53**, 363-84.

[62] Cox, J. C., J. E. Ingersoll, Jr., and S. A. Ross, (1985b), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*. **53**, 385-407.

[63] Cox, J. C., and H. E. Leland, (1983), "On Dynamic Investment Strategies," unpublished paper, University of California, Berkeley.

[64] Cox, J. C., and S. A. Ross, (1976), "The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes," *Journal of Financial Economics* **8**, 71-86.

[65] Daniel, K., and V. Mande, (1994), "Business Cycle Variation in Earnings Forecasts and Common Stock Returns," CRSP Working Paper No. 414.

[66] Daniel, K., and S. Titman, (1997), "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance* **52**, 1-33.

[67] Danthine, J. P., (1977), "Martingale, Market Efficiency and Commodity Prices," *European Economic Review*. **10**, 1-27.

[68] DeBondt, W. F. M., and R. Thaler, (1985), "Does the Stock Market Overreact? "*Journal of Finance* **40**, 793-808.

[69] DeBondt, W. F. M., and R.Thaler, (1987), "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality," *Journal of Finance* **42**, 557-81.

[70] Douglas, G. W., (1969), "Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency," *Yale Economic Essays* **9** (Spring), 3-45.

[71] Duffie, D., (1988), *Security Markets: Stochastic Models*. Academic Press, Boston.

[72] Duffie, D., (1990), "The Nature of Incomplete Security Markets," a paper

presented at Sixth World Congress of the Econometric Society, Barcelona, 1990.

[73] Duffie, D., (1996), *Dynamic Asset Pricing Theory.* (Second Edition), Princeton University Press, New Jersey.

[74] Dybig, P. H., (1984), "Short Sales Restrictions and Kinks on the Mean Variance Frontier," *Journal of Finance* **39** , 239-44.

[75] Dybig, P. H., and J. E. Ingersoll, Jr., (1982), "Mean-Variance Theory in Complete Markets," *Journal of Business* **55**, 233-51.

[76] Dybig. P. H., and S. A. Ross, (1985a), "The Analytics of Performance Measurement using Security Market Line," *Journal of Finance* **50**, 401-16.

[77a] Dybig, P. H., and S. A. Ross, (1985b), "Differential Information and Performance Measurement using Security Market Line ," *Journal of Finance* **50**, 383-99.

[77b] Dye, R. A., (1984), "Insider Trading and Incentives," *Journal of Business* **57**, 295-313.

[78] Edwards, E. O. , and P. W. Bell, (1961), *The Theory and Measurement of Business Income*. University of California Press.

[79] Elton, J. E., and Gruber, M. J., (1988), "A Multi-Index Risk Model of the Japanese Stock Market," *Japan and the World Economy* **1**, 21-44.

[80] Epstein, L., and S. Zin, (1989),"Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset Returns I: A Theoretical Framework," *Econometrica* **57**, 937-69.

[81] Epstein, L., and S. Zin, (1989),"Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset Returns II: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy* **99**, 263-86.

[82] Everitt, B. S., and G. Dunn, (1991), *Applied Mulitivariate Analysis*. Edward Arnold.

[83] Fama, E. F., (1966), "The Behavior of Stock Prices," *Journal of Business* **38**, 34-105.

[84] Fama, E. F, (1970), " Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance* **25**, 383-417.

[85] Fama, E. F.,(1976) , *Foundations of Finance*. Blackwell, Oxford.

[86] Fama, E. F.,(1986), "Perspectives on October 1987, or, What Did We Learn from the Crash?," in R. Barrow et. eds., *Black Monday and the Future of Financial Markets*. Mid America Institute for Public Policy Research Inc.

[87] Fama, E. F., (1991), "Efficient Capital Market II," *Journal of Finance* **46**, 1575-1617.

[88] Fama, E. F., and M. Blume, (1966), "Filter Rules and Stock Market Trading Profits," *Journal of Business* **39** (Special Supplement), 226-41.

[89] Fama, E. F., L. Fisher, M. Jensen, and R. Roll, (1969), "The Adjustment of Stock Prices to New Information," *International Economic Review*, **10**, 1-21.

[90] Fama, E. F., and K. R. French, (1988a), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy* **96**,246-73.

[91] Fama, E. F., and K. R. French, (1988b), "Dividend Yield and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics* **96**, 3-25.

[92] Fama, E. F., and K. R. French,(1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stock and Bonds," *Journal of Financial Economics* **25**, 23-49.

[93] Fama, E. F., and K. R. French, (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* **47** , 427-65.

[94] Fama, E. F., and K. R. French, (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds, " *Journal of Financial Economics* **33** , 3-56.

[95] Fama, E. F., and K. R. French, (1995), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," CRSP Working Paper, University of Chicago: edited version appeared in *Journal of Finance* **51**, 55-84.

[96] Fama, E. F., K. R. French, D. G. Booth, and R. Sinquefield, (1993), "Differences in the Risks and Returns of NYSE and NASD Stocks," *Financial Analysts Journal* (January-February), 37-41.

[97] Fama, E. F., and J. MacBeth, (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, " *Journal of Political Economy* **81**, 607-36.

[98] Fama, E. F., and M. Miller, (1972), *The Theory of Finance*. Holt, Rinehart and Winston, New York.

[99] Ferson, W. F., (1996a), "Theory and Empirical Testing of Asset Pricing Models," in R. Jarrow, W. Ziemba, and V. Maksimovic eds., *Handbook in OR/MS Series Volume 9: Finance*, Elsevier Science.

[100] Ferson, W. F., (1996b), "Warning: Attribute-Sorted Portfolios Can be Hazardous to Your Research!" in S. Saito et. eds., *Modern Portfolio Theory and its Applications.* Center for Academic Societies Japan, Osaka, 21-32.

[101] Ferson, W. F., and G. Constantinedes, (1991), "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Test," *Journal of Financial Economics* **29** , 199-240.

[102] Ferson, W. F., and C. R. Harvey, (1991a),"The Variation of Economic Risk Premiums," *Journal of Political Economy* **99**, 385-415.

[103] Ferson, W. E., and C. R. Harvey, (1991b), "Sources of Predictability in Portfolio Returns," *Financial Analysts Journal* (May-June), 49-56.

[104] Ferson, W. E., and C. R. Harvey, (1996), "Modeling the Fundamental Determinants of National Equity Market Return," Working Paper, Duke University.

[105] Ferson, W. F., and R. Jagannathan, (1996), "Econometric Evaluation of Asset Pricing Model," Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department, Staff Report 206.

[106] Ferson, W.F., and R. A. Korajczyk, (1995), "Do Arbitrage Models Explain the Predictability of Stock Returns?" *Journal of Business* **68**, 309-49.

[107] Ferson, W. F., and R. W. Schadt, (1996), "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions," *Journal of Finance* **51**, 425-61.

[108] Financial Accounting Standard Board, (1988), *Statement of Financial*

Accounting Standards No. 95, Statement of Cash Flows, Financial Accounting Standard Board, Stamford.

[109] Flood, R. P., and R. J. Hodrick, (1990), "On Testing for Speculative Bubbles," *Journal of Economic Perspectives* **4**, 85-101.

[110] French, K. R., (1983), "A Comparison of Futures and Forward Prices," *Journal of Financial Economics* **12**, 311-42.

[111] French, K. R., and J. M. Poterba,(1991), "Were Japanese Stock Prices Too High?" *Journal of Financial Economics* **29**, 337-63.

[112] French, K. R., and R. Roll, (1986), "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Trades, "*Journal of Financial Economics* **17**, 5-26.

[113] Gibbons, M. R., (1982),"Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach," *Journal of Financial Economics*, **10**, 3-27.

[114] Glosten, L. R., and R. Jagannathan, (1994), "A Contingent Claim Approach to Performance Evaluation," *Journal of Empirical Finance* **1**, 133-160.

[115] Gonedes, N., (1974), "Capital Market Equilibrium and Annual Accounting Numbers: Empirical Evidence," *Journal of Accounting Research* **12**, 26-62.

[116] Green, R. D., (1986a), "Benchmark Portfolio Inefficiency and Deviations from the Security Market Line," *Journal of Finance* **41**, 393-421.

[117] Green, R. D., (1986b), "Positively Weighted Portfolios on the Minimum-Variance Frontier, " *Journal of Finance* **41**, 1051-68.

[118] Green, R. D., and R. A. Jarrow, (1987), "Spanning and Completeness in Markets with Contingent Claims," *Journal of Economic Theory* **41**, 202-210.

[119] Grinblatt, M., and S. Titman, (1983), "Factor Pricing in a Finite Economy," *Journal of Financial Economics* **12**, 497-507.

[120] Grinblatt, M., and S. Titman, (1985), "Approximate Factor Structures: Interpretations and Implications for Empirical Tests, " *Journal of Finance* **40**, 1367-73.

[121] Grinblatt, M., and S. Titman, (1987), "The Relation between Mean-Variance Efficiency and Arbitrage Pricing," *Journal of Business* **60**, 97-112.

[122] Grinblatt, M., and S. Titman, (1989), "Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights," *Review of Financial Studies* **2** , 393-421.

[123] Grinblatt, M., and S. Titman, (1994), "A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **29**, 419-44.

[124] Grinblatt, M., and S. Titman, (1996), "Performance Evaluation," in R. Jarrow, W. Ziemba, and V. Maksimovic eds., *Handbook in OR/MS Series Volume 9: Finance*. Elsevier Science.

[125] Grinold, R. C., (1992), "Are Benchmark Portfolios Efficient?" *Journal of Portfolio Management*, (Fall), 34-40.

[126] Grossman, H. I., (1991), "Monetary Economics: A Review Essay," *Journal of Monetary Economics* **28**,323-46.

[127] Grossman, S. J., (1981), "An Introduction to the Theory of Rational Expectations under Asymmetric Information," *Review of Economic Studies.* **48**, 541-59.

[128] Grossman, S. J., and M. Miller, (1988), "Liquidity and Market Structure," *Journal of Finance* **43**, 617-37.

[129] Hamori, S., (1992), "Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988," *Economics Letters* **38**, 67-72.

[130] Hansen, L. P., (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators," *Econometrica* **50**, 1029-54.

[131] Hansen, L. P., and R. Jagannathan, (1991), "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies," *Journal of Political Economy* **99**, 225-62.

[132] Hansen, L. P., and R. Jagannathan, (1994), "Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models," NBER Technical Working Paper No. 153.

[133] Hansen. L. P., and S. F. Richard, (1987), "The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions implied by Asset Pricing Models," *Econometrica* **55**, 587-613.

[134] Hansen, L. P., and K. J. Singleton, (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, **50**, 1269-86.

[135] Hansen, L. P., and K. J. Singleton, (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy* **91**, 249-65.

[136] Hardouvelis, G. A., (1988), "Evidence on Stock Market Speculative Bubbles: Japan, the United States, and Great Britain," Federal Reserve Bank of New York , *Quarterly Review* (Summer), 4-16.

[137] Harris, M. (1976), "Rate Determination for Railroad Industries from Economic Normal Profit Viewpoint," manuscript, Carnegie-Mellon University, and the material presented at the public hearings for the railroad rate determination for Northern Burlinghton Railroad Co. in New York (a draft originally provided by Keiichi Kubota for Professor Harris).

[138] Harrison, J. M., and D. M. Kreps, (1979), "Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets," *Journal of Economic Theory* **20**, 381-408.

[139] Harrison, J. M., and S. R. Pliska, (1981), "Martingales and Stochastic Integrals in the Theory of Continuos Trading, " *Stochastic Processes and their Applications* **11**, 215-60.

[140] Hart, O. D., (1979), "On Shareholder Unanimity in Large Stock Economies," *Econometrica* **47**, 1057-84.

[141] Heaton, J., and D. J. Lucas, (1996), "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Prices," *Journal of Political Economy* **104**, 443-487.

[142] Hellwig, M. F., (1980), "On the Aggregation of Information in Competitive

Markets," *Journal of Economic Theory* **22**, 477-98.

[143] Hodrick, R. *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Harwook Academic Publishers, 1987, Switzerland.

[144] Huberman, G., S. Kandel, and R. F. Stambaugh, (1987), "Mimicking Portfolios and Exact Arbitrage Pricing," *Journal of Finance* **42**, 1-9.

[145] Ijiri, Y., (1975), *Theory of Accounting Measurement*., American Accounting Association, Sarasota, Florida.

[146] Ikeda, S., and A. Shibata, (1992), "Fundamentals-Dependent Bubbles in Stock Prices," *Journal of Monetary Ecocomics* **30**, 143-68.

[147] Ingersoll, J., Jr. *Theory of Financial Decision Making.*, Rowman and Littlefield, 1987, New Jersey.

[148] Jagannathan, R., (1996), "Relation between the Slopes of the Conditional and Unconditional Mean-Standard Deviation Frontiers of Asset Returns," in S. Saito et. eds., *Modern Portfolio Theory and its Applications.* Center for Academic Societies Japan, Osaka, 1-8.

[149] Jagannathan, R., K. Kubota, and H. Takehara, (1995), "The CAPM with Human Capital: Evidence from Japan," Discussion Paper No. 21, Musashi University, and Working Paper No. 106, Center on Japanese Economy and Business, Columbia University.

[150] Jagannathan, R., K. Kubota, and H. Takehara, (1997), "Relationship between Labor Income Risk and Average Return: Empirical Evidence from the Japanese Stock Market," to be registerd as Institute Discussion Paper, Institute for Empirical Macroeconomis, Federal Reserve Bank of Minneapolis (formerly with the title; Income Risk and the Cross-Section of Average Returns on Stocks: Some Insights from the Japanese Stock Market).

[151] Jagannathan, R., and E. R. McGrattan, (1995), "The CAPM Debate," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* **19** (Fall), 2-17.

[152] Jagannathan, R., and Z. Wang, (1993), "The CAPM is Alive and Well, " Federal Reserve Bank of Minnepolis Reseach Department Staff Report No. 165: a paper presented at Osaka International Finance Conference in 1994.

[153] Jagannathan, R., and Z. Wang, (1996a), "The Conditional CAPM and the Cross-section of Expected Returns," *Journal of Finance* **51**, 3-53.

[154] Jagannathan, R., and Z. Wang, (1996b), "On the Estimation of Beta-Pricing Models with Univariate Betas, " draft, University of Minnesota and Columbia University.

[155] Jamshidian, F., (1990), "On Analysis of American Options," a paper presented at European Finance Association Meeting in Athens.

[156] Jensen, M. C., (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64," *Journal of Finance* **23**, 389-416.

[157] Jensen, M. C., (1978), "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency," *Journal of Financial Economics* **6**, 95-101.

[158] Johnson, N. L. , and S. Kotz, (1970), *Continuous Univariate Distributions - 1*, John Wiley and Sons, New York.

[159] Judge, G. G., W. E. Griffiths, H. Lutkepohl, and T.-C. Lee, (1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. Second Edition, John Wiley, New York.

[160] Kan, R., and C. Zhang, (1996), "Tests of Asset Pricing Models with Useless Factors, " Working Paper, University of Toronto and Washington University in St. Louis.

[161] Kaplan, R. S, (1978), "Information Content of Financial Accounting Numbers: A Survey of Empirical Evidence," in A. R. Abedel-Khalik and T. Keller eds., *The Impact of Accounting Research on Practice and Disclosure.* Duke University Press, North Carolina, 134-73.

[162] Kaplan, R. S., and R. Roll, (1972), "Investor Evaluation of Accounting Information: Some Empirical Evidence, "*Journal of Business* **45**, 225-57.

[163] Keim, D. B., and R. F. Stambaugh, (1986), "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics* **17** , 357-90.

[164] Keynes, J. M., (1936), *The General Theory of Employment Interest and Money*. McMillan and Co., Ltd., London.

[165] Kocherlakota, N., (1995), "The Equity Risk Premium: It's Still a Puzzle," Discussion Paper 102, Institute for Empirical Macroeconmics, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

[166] Kubota , K., (1978) , "Information Content of Accounting Numbers: Further Evidence," *The Journal of Musashi University* **26** , 53-70.

[167] Kubota, K., (1979), "Bankruptcy Prediction Model: An Alternative to Altman's Model," *The Journal of Musashi University* **27**, 61-86..

[168] Kubota, K., (1980), "Information Content of Accounting Numbers: Evidence on Tokyo Stock Exchange Firms," *International Journal of Accounting* **15**, 61-76.

[169] Kubota, K., S. Ohno, and Y. Iiyama, (1996), "Pricing and Hedging Behavior in the Nikkei 225 Futures Market, " in S. Saito et. eds., *Modern Portfolio Theory and its Applications.* Center for Academic Societies Japan, Osaka, 81-122.

[170] Kubota, K, and H. Takehara,(1995) "Common Risk Factors of Tokyo Stock Exchange Firms," Working Paper, Musashi University, forthcoming in *Advances in Pacific Basin Financial Markets.* Vol. 3, JAI Press Inc.

[171] Kubota, K., and H. Takehara, (1996a), "Cross-section Risk and Return of Tokyo Stock Exchange Firms," *Advances in Pacific Basin Financial Markets.* Vol. 2 , JAI Press Inc., 273-305.

[172] Kubota, K., and H. Takehara, (1996b), "Simulation Results on Fama and MacBeth's *t*," a presentation material distributed at Finance Workshop by Keiichi Kubota in December at Hong Kong University of Science and Technology.

[173] Laffont, J.-J., (1985), "On the Welfare Analysis of Rational Expectations

Equilibrium with Asymmetric Information," *Econometrica* **53**, 1-29.

[174] Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, (1993), "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," CRSP Working Paper, University of Chicago.

[175] Lehman, B. N., (1999). "Fads, Martingales, and Market Efficiency," *Quarterly Journal of Economics* **105,** 1-28.

[176] Lehman, B. N., and D. Modest, (1987), "Mutual Fund Performance Evaluation: Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons," *Journal of Finance* **42**, 233-65.

[177] Lehman, B. N, and D. M. Modest, (1988), "The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Financial Economics* **21** , 213-54.

[178] LeRoy, S. F., (1976), "Efficient Capital Markets: Comment, " *Journal of Finance* **31**,139-41.

[179] Lintner, J., (1965a), "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.

[180] Lintner, J., (1965b), "Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification, " *Journal of Finance* **20** (December), 587-616.

[181] Lo, A. W., and A. C. MacKinlay, (1988), "Stock Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test, " *Review of Financial Studies* **1**, 41-66.

[182] Lo, A. W., and A. C. McKinlay, (1990a), "When are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction?" *Review of Financial Studies* **3**, 175-205.

[183] Lo, A. W., and A. C. McKinlay, (1990b), "Data-snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models, " *Review of Financial Studies* **3**, 431-67.

[184] Lucas, D. J., (1994), "Asset Pricing with Undiversifiable Income Risk and Short Sales Constraints: Deepening the Equity Risk Premium Puzzle," *Journal of Monetary Economics 34*, 325-41.

[185] Lucas, R. E., Jr., (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy, " *Econometrica* **46**, 1429-45.

[186] Lucas, R. E., Jr., (1987), *Models of Business Cycles*. Basil Blackwell, Oxford and New York.

[187] Lucas, R. E., Jr., (1990), "Liquidity and Interest Rates," *Journal of Economic Theory* **50**, 237-64.

[188] Mandelbrot, B., (1966), "Forecast of Future Prices, Unbiased Markets, and Martingale Models," *Journal of Business* **39** (Special Supplement), 242-55.

[189] Markowitz, H. M., (1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance* **12**, 77-91.

[190] Markowitz, H., (1959) *Portfolio Selection*. John Wiley, New York.

[191] Markowitz, H., (1987) *Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets* Basil Blackwell, New York.

[192] Mayers, D., (1972), "Nonmarketable Assets and Capital Market Equilibrium under Uncertainty, " in M. Jensen ed. *Studies in the Theory of Capital Markets. Praeger*, 223-48, New York.

[193] Mehra, R., and E. C. Prescott, (1985), "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics* **15** , 145-61.

[194] Merton, R. C., (1971), "Optimal Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model," *Journal of Economic Theory* **3**, 373-413.

[195] Merton, R. C., (1972), "An Analytic Derivation of the Efficient Portfolio Frontier," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September), 1851- 72.

[196] Merton, R. C., (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* **41**, 867-87.

[197] Merton, R. C., (1981), "On Market Timing and Investment Performance I: An Equilibrium Theory of Value for Market Forecast, ," *Journal of Business* **54**, 363-406.

[198] Merton, R. C., (1990), *Continuous-Time Finance*. Basil Blackwell, Boston.

[199] Merton, R. C., and Z. Bodie, (1993), "Deposit Insurance Reform: A Functional Approach," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* **38**, 1-34.

[200] Miller, M. H., (1991), *Financial Innovations and Market Volatility*. Basil Blackwell.

[201] Miller, M. H., and M. 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*, New York, 47-78.

[202] Mossin, J., (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market, " *Econometrica* **34**, 768-83.

[203] Mossin, J.,(1973), *Theory of Financial Markets.* Prentice-Hall, New Jersey.

[204] Muller, S. (1985), *Arbitrage Pricing of Contingent Claims.* Springer-Verlag, Berlin.

[205] Muller , S., (1989), "Perfect Option Hedging and the Hedge Ratio, " *Economics Letters*, (November), 71-5.

[206] Newey, W. K., and K. D. West, (1987), "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," *International Economic Review* **28**, 777-87.

[207] Niederhoffer, V., and M. F. M. Osboirne, (1966), "Market Making and Reversal on the Stock Exchange," *Journal of American Statistical Association* **61**, 897-916.

[208] Perold, A. F., (1984), "Large Scale Portfolio Optimization," *Management Science* **30** , 1143-60.

[209] Poterba, J. M., and L. H. Summers, (1988), "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications," *Journal of Financial Economics* **22**, 27-59.

[210] Reinganum, M. R., (1990), "Market Microstructure and Asset Pricing: Empirical Investigation of NYSE and NASDAQ Securities," *Journal of Financial Economics* **28**,127-47.

[211] Richard, S., and M. Sundaresan, (1981), "A Continuous Time Equilibrium Model of Forward Prices and Future Prices in a Multigood Economy, " *Journal of Financial Economics* **9**, 347-72.

[212] Roll, R., (1977), "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics* **5**, 3-53.

[213] Roll, R.,(1990), "Performance Evaluation and Benchmark Errors (I)," *Journal of Portfolio Management* (Summer), 5-12.

[214] Roll, R., (1994), "Style Return Differentials: Illusions, Risk Premia, or Investment Opportunities?" Working Paper, UCLA.

[215] Ross, S. A., (1976a), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* **13**, 341-60.

[216] Ross, S. A., (1976b), "Options and Efficiency ," *Quarterly Journal of Economics* **90**, 75-89.

[217] Ross, S. A., (1977a), "Return, Risk, and Arbitrage, " in I. Friend and J. L. Bicksler eds., *Risk and Return in Finance*. Ballinger Publishing, Massachusetts, pp. 189-218.

[218] Ross, S. A., (1977b), "The Determination of Financial Structure: the Incentive Signaling Approach, " *Bell Journal of Economics* **7**, 23-47.

[219] Ross, S. A., (1978), "Mutual Fund Separation in Financial Theory - The Separating Distributions, " *Journal of Economic Theory* **17**, 254-86.

[220] Roy, A., (1994), "Multicountry Comparisons of the Consumption Based Capital Asset Pricing Model: Germany, Japan and U.S.A." Working Paper, Queen Mary and Westfield College, University of London.

[221] Rubinstein, M., (1974), "An Aggregation Theorem for Securities Markets, " *Journal of Financial Economics* **1**, 225-44.

[222] Samuelson, P. A., (1965), "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, " *Industrial Management Review* **6**, 41-9.

[223] Shanken, J., (1992), "On the Estimation of Beta-Pricing Models," *Review of Financial Studies* **5**, 1-33.

[224] Sharpe, W. F., (1963), "A Simplified Model for Portfolio Analysis, " *Management Science* **9** (January), 177-93.

[225] Sharpe, W. F., (1964), "A Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance* **19** , 425-42.

[226] Sheinkman, J., (1989), "discussion: Market Incompleteness and the Efficient Valuation of Assets ," in S. Bhattacharya et. eds., *Theory of Valuation.* vol. 1, Rowman and Littlefield, New Jersey, 45-51.

[227] Shiller, R. J., (1991), *Market Volatility*. MIT Press, Boston and London.

[228] Shiller, R. J., and P. Perron, (1985), "Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation," *Economics Letter* **18**,381-6.

[229] Sloan, R. G., (1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *Accounting Review* **71** , 289-315.

[230] Spence, A. M. , (1974), *Market Signalling*. Harvard University Press, Boston.

[231] Stambaugh, R. F., (1982), "On the Exclusion of Assets from Test of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis," *Journal of Financial Economics* **10**, 237-68.

[232] Stambaugh, R F.,(1986), "Discussion," *Journal of Finance* **41**, 601-2.

[233] Summers, L. H., (1986), "Does the Stock Market Rationally Forecast Fundamental Values?," *Journal of Finance* **41**, 591-601.

[234] Sundaresan, M., (1983), "Constancy of Equilibrium Interest-Rates for Power Utility-Functions and Stochastic Constant Returns to Scale Technologies," *Economics Letters*, 63-7.

[235] Telmer, C. I., and S. F. Zin, (1995), "Approximate Aggregation with

Incomplete Markets," Working Paper, Carnegie-Mellon University.

[236] Tirole, J., (1982), "On the Possibility of Speculations Under Rational Expectations," *Econometrica* **50**,1163-81.

[237] Tirole, J., (1985), "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica* **53**,1499-1528.

[238] Townsend, R. M., (1979), "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification, " *Journal of Economic Theory* **21**, 265-93.

[239] White, H., (1984), *Asymptotic Theory for Econometricians*. Academic Press, Florida.

[240] Weil, P., (1989), "The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle," *Journal of Monetary Economics* **24**, 401-21.

[241] 浅羽二郎（１９９４年）『財務報告論の基調』森山書店

[242] 安達智彦、斉藤進（１９９２年）『セミナー　現代のポートフォリオ・マネージメント』　同文館

[243] 伊藤邦雄（１９９６年）『会計制度のダイナミズム』　岩波書店

[244] 岩田一政（１９９２年）『現代金融論』日本評論社

[245] 植田和男（１９８９年）「わが国の株価水準について」『日本経済研究』１８号、４-１２頁

[246] 小野善康（１９９２年）　『貨幣経済の動学理論：ケインズの復権』東京大学出版会

[247] 小原沢則之、甫喜本司　（１９９２年）「わが国株式市場におけるリターン・リバーサルの特性」『投資工学』５号、（春季号）、４５ー７５頁

[248] 久保田敬一　（１９７９年）「配当情報とシグナル」『武蔵大学論集』第２７巻３・４・５号、６４１ー６５５頁

[249] 久保田敬一　（１９８２年）「オプション評価理論の再検討」『武蔵大学論集』　第３０巻３・４・５号、６９ー９５頁

[250] 久保田敬一（１９８４年ａ）「会計利益情報開示誘引と資本市場」『武蔵大学論集』３１巻４・５号、３３ー５６頁

[251] 久保田敬一 （１９８４年ｂ）「債券ポートフォリオのリスク分析」『武蔵大学論集』 第３２巻２・３号、８３－１０９頁
[252] 久保田敬一（１９８８年ａ）『オプションと先物』 東洋経済新報社
[253] 久保田敬一 （１９８８年ｂ）「オプション・バイノミアル評価モデル応用についてのノート： I」『ＭＴＥＣジャーナル』１号、６７－８７頁
[254] 久保田敬一 （１９８９年） 『ポートフォリオ理論（新装版）』日本経済評論社
[255] 久保田敬一 （１９９０年）「アメリカン・オプションの期限日前権利行使の可能性と価格パリティー」 『武蔵大学論集』第３７巻２・３・４・５号、４９３－５３０頁
[256] 久保田敬一 （１９９１年）「バイノミアル・オプション評価モデルについてのノート：ＩＩ」『ＭＴＥＣジャーナル』４号、７８－１０４頁
[257] 久保田敬一、（１９９２年）「資産価格理論、情報集合と投資方針についてのディスカッション：Ｉ」 『武蔵大学論集』第４０巻２・３号、１０１－１２３頁
[258] 久保田敬一 （１９９３年ａ）「資産価格理論、情報集合と投資方針についてのディスカッション：ＩＩ」 『武蔵大学論集』第４０巻４号、６７－１０２頁。
[259] 久保田敬一 （１９９３年ｂ）「パフォーマンス測定における資産価格理論応用についてのノート」『ＭＴＥＣジャーナル』６号、５３－６９頁
[260] 久保田敬一 （１９９７年）「市場効率性、資産価格理論と会計情報開示政策」『武蔵大学論集』第４４巻４号、８９－１３０頁
[261] 久保田敬一、岩井千尋、大野三郎、竹原均 （１９９１年）「先物、オプション組み込みポートフォリオのリスク、リターン」日本経営財務研究学会経営財務研究双書第１３巻『現代経営財務の構造分析』所収、中央経済社
[262] 久保田敬一、大野三郎、竹原均 （１９９１年） 「オプション組み入れ株式ポートフォリオのリスク、リターンと投資家期待効用」 『武蔵大学論集』 第３８巻４号、１９－６２頁

[263] 久保田敬一、竹原均（１９９２年）「日本株収益率の負の自己相関に関して」平成４年度日本オペレーションズリサーチ学会秋季研究発表会資料、同アブストラクト集掲載（竹原著）、１５８－９頁

[264] 久保田敬一、竹原均（１９９５年）「マルチファクター・モデルとアルファ切片」１９９４年１２月香港科技大学ファイナンス・ワークショップ発表配布資料および平成７年度理論・計量経済学会西日本部会発表資料

[265] 久保田敬一、竹原均（１９９６年）「日本株に関するファクター構造の推定とマルティベータモデル」（平成９年度日本経営財務研究学会経営財務研究双書第１８巻掲載予定）、中央経済社

[266] 小林孝雄（１９９０年）「株式のファンダメンタル・バリュー」　西村清彦、三輪芳郎編『日本の株価・地価：価格形成のメカニズム』所収、東京大学出版会

[267] 斉藤進、久保田敬一　（１９８０年）「株式実質収益率とインフレーション」　日本経営財務研究学会経営財務研究双書第２巻『企業変化と経営財務』所収、中央経済社

[268] 斉藤進、久保田敬一、米沢康博、青山護　（１９７９年）「証券市場とインフレーション」日本経営財務研究学会経営財務研究双書第１巻『経済変動と経営財務』所収、中央経済社

[269] 桜庭千尋　（１９８７年）「日本における株価変動のメカニズムについて」『金融研究』第６巻３号、４１－８２頁

[270] 高尾祐二　（１９９２年）『制度としての会計システム』　中央経済社

[271] 仁科一彦、田畑吉雄　（１９８５年）「株式収益率の分布」『大阪大学経済学』３５巻１号、４０５－２１頁

[272] 丸淳子、米沢康博　（１９８４年）　『日本の株式市場』　東洋経済新報社

[273] 柳喜重郎　（１９８５年）「会計理論と効率的市場仮説」加藤盛弘、斉藤静樹編『企業会計の機能と制度』所収、森山書店

[274] 吉原正善（１９９０年）「日本株式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』（１２月号）、２１－２９頁
[275] 米沢康博、石川欽也、原保一（１９９２年）「わが国の株式市場は効率的か－合理的バブル仮説ｖｓ平均回帰仮説」『金融経済研究』２号、６７－７４頁

〔謝辞〕

本研究の著者久保田との共同研究に基づいた共同発表論文における実証結果を、本研究における必要なる論旨展開のためにしばしば引用させていただいた、筑波大学社会工学系竹原均講師および University of Minnesota, Carlson School of Management Piper Jaffray Professor in Finance, Ravi Jagannathan教授に感謝したい。もちろん、本研究における残り得る誤りは、すべて著者久保田の責である。

付表

表５－１　　情報意味内容テスト：財務比率の定義
（Kubota (1978)）

Financial Ratios used in the Current Study

Net Income Ratios (NI)		
	1	Net income/Sales
	2	Net income/Total assets
	3	Net income/Total debt
Cash Flow Ratios (CF)		
	4	Cash flow/Sales
	5	Cash flow/Total assets
	6	Cash flow/Total debt
Per-share Numbers		
	7	Earnings-per-share
	8	Dividends-per-share
Leverage Ratios		
	9	－(Current liabilities/Total assets)
	10	－(Long-term debt/Total assets)
	11	－(Total debt/Total assets)
Liquidity Ratios		
	12	Cash equivalents/Current liabilities
	13	Quick assets/Current liabilities
	14	Current assets/Current liabilities
Turnover Ratios		
	15	－(Accounts receivables/Sales)
	16	－(Inventory/Sales)
Bankruptcy prediction Model		
	17	$-0.3887+1.1856X_3+0.3859X_{14}-0.76221X_{16}-1.1554X_{11}$

表５－２　　情報意味内容テスト：単一比率とＥＰＳ
（Kubota (1978)）

Cumulative Average Error during the Announcement Month:
Single Rations and EPS used jointly (n=2,255, 1957-67)

Variables	Single Ratios	EPS and one of 16 ratios combined**
1 NI/Sales	.05739 (2.167)*	.06912 (2.726)
2 NI/TA	.05600 (2.379)	.06723 (2.640)
3 NI/TD	.04023 (2.236)	.06609 (2.490)
4 CF/Sales	.05586 (2.487)	.07421 (2.973)
5 CF/TA	.05214 (2.589)	.06908 (2.603)
6 CF/TD	.02777 (1.738)	.06494 (2.372)
7 EPS	0.5167 (3.057)	.05167 (3.057)
8 Div. PS	.01907 (.9691)	.05527 (2.666)
9 －(CL/TA)	.02322 (1.578)	.06016 (3.022)
10 －(Long L/TA)	－.00838 (－.5372)	.04736 (1.623)
11 －(TD/TA)	.01217 (.8534)	.05896 (2.326)
12 Cash/CL	.00271 (.1427)	.05830 (2.266)
13 Quick A/CL	－.00920 (－.5347)	.04760 (1.963)
14 CA/CL	－.01997 (－1.283)	.03941 (1.688)
15 －(AR/Sales)	－.01997 (.3711)	.6564 (2.050)
16 －(Inv/Sales)	－.01591 (－1.203)	.04097 (1.922)
17 Multivariate Bankruptcy Prediction Model	.00454 (.2470)	.05546 (2.875)

*The numbers inside the parentheses are *t*-values.

**For example, in the column (2) and the row (1) two signals are used: i. e., EPS and Net income/Sales. Securities are purchased (short sold) only if both of the forecast errors are positive (negative).

表5－3　情報意味内容テスト：各種比率とレバレッジ比率、ＥＰＳ
（Kubota (1978)）

Cumulative Average Error during the Announcement Month:
Debt-equity Ratio used alone and Debt-equity Ratio and EPS used jointly

Variables	Total Debt/ Total Assets	Total Debt/Total Assets and EPS
1 NI/Sales	.06590	.07507
	(1.837) *	(2.041)
2 NI/TA	.06930	.07550
	(2.066)	(2.145)
3 NI/TD	.08584	.08662
	(1.915)	(1.767)
4 CF/Sales	.06598	.08107
	(2.146)	(2.413)
5 CF/TA	.06903	.07965
	(2.204)	(2.303)
6 CF/TD	.08432	.09281
	(1.862)	(1.650)
7 EPS	0.5896	.05896
	(2.326)	(2.326)
8 Div. PS	.03365	.06396
	(1.959)	(2.445)
9 −(CL/TA)	.02446	.06559
	(1.346)	(2.926)
10 −(Long L/TA)	.00276	.05090
	(.13027)	(1.376)
11 −(TD/TA)	.01217	.05896
	(.8534)	(2.326)
12 Cash/CL	.01754	.06800
	(.7107)	(2.365)
13 Quick A/CL	.00569	.04088
	(.2218)	(1.069)
14 CA/CL	−.01199	.03341
	(0.5358)	(.7228)
15 −(AR/Sales)	.02011	.06857
	(.7036)	(2.0153)
16 −(Inv/Sales)	−.00336	.05722
	(−.1548)	(1.809)
17 Multivariate Bankruptcy Prediction Model	.03098	.05986
	(1.736)	(1.369)

*The numbers inside the parentheses are *t*-values.

表５－４　Ball and Brown対 Kubota： survivorship効果 (Kubota (1978))

Comparison of API (Abnormal Performance Index) with Ball and Brown Study:
earnings-per-share and naive model (martingale model)

	Ball and Brown n=2,240, 1957-65			Current Study n=2,255, 1957-67		
Month before announcement	(1)	(2)	total sample	(1)	(2)	total sample
-9	1.018	.965	.998	1.001	.995	.998
-8	1.022	.956	.998	1.005	.990	.998
-7	1.024	.946	.995	1.008	.983	.997
-6	1.027	.937	.993	1.013	.977	.997
-5	1.032	.925	.992	1.014	.968	.993
-4	1.041	.912	.993	1.020	.953	.990
-3	1.049	.903	.995	1.029	.947	.992
-2	1.045	.903	.992	1.030	.952	.995
-1	1.046	.896	.991	1.045	.960	1.007
0	1.056	.887	.993	1.065	.963	1.020
+1	1.057	.882	.992	1.074	.962	1.025
+2	1.059	.878	.992	1.078	.959	1.025

表5－5　日本企業情報意味内容テスト：利益、配当、各財務比率の定義（Kubota (1980)）

Accounting Variables Used for infomation Content Test

A. Income number series

I. Net income numbers

Net income after taxes
Net income after taxes/Sales
Net income after taxes/Total assets

II. Net income adjusted*

Net income adjusted
Net income adjusted/Sales
Net income adjusted/Total assets

III. Cash-flow series**

Cash-flow/series
Cash-flow/Total assets

IV. Net operating income***

Net operating income
Net operating income/Sales
Net operating income/Total assets

B. Dividends

Total dividend payment
Dividend payout ratio

C. Leverage ratios and other ratios

Current assets/Current liabilities
Total loan****/Total assets
Retained earnings/Total assets
Inventory/Sales

*Net income adjusted=net income after tax, bonus, and dividends

**Cash flow=Net income adjusted＋Depreciation＋Noncash expenses

***Net operating income=Income before tax, interests, and extraordinary items

****Total loan=Short-term bank loan＋long-term bank loan

表5－6　会計シグナルと情報意味内容：ＡＰＩテスト
（Kubota (1980)）

Abnormal Performance index for Nineteen Singles
(As of Announcement Month)

	1 *Purchased*	2 *Short-sold*	3 *Positive class* n_1	4 *Negative class* n_2
Net income	1.0433*	.93223	3,543	1,225
NI/Sales	1.0716	.96654	2,229	2,539
NI/Total assets	1.0806	.95920	2,232	2,536
Net income adjusted	1.0478	.949383	3,285	1,483
NIA/Sales	1.0646	.95672	2,606	2,162
NIA/Total assets	1.0707	.95277	2,555	2,213
Cash flow	1.0395	.95582	3,377	1,391
CF/Sales	1.0471	.98884	2,131	2,637
CF/Total assets	1.0607	.97642	2,196	2,572
Net operating income	1.0496	.94264	3,250	1,518
NOI/Sales	1.0737	.95723	2,400	2,368
NOI/Total assets	1.0747	.95482	2,430	2,338
Total dividend payment	1.0140	.88437	1,416	326
Dividend payout ratio	1.0991	.88731	567	369
Current assets/Total assets	1.0332	.99004	2,727	2,041
Total loan/Total assets	0.9900	1.0369	2,255	2,513
Total debt/Total assets	1.0139	1.0155	2,929	1,839
Retained earnings/ Total assets	1.0276	.99975	2,540	2,228
Inventory/Sales	1.0047	1.0253	2,496	2,272

Sample size＝4768

*All securities: API＝1.0145.

表5－7　Fama and French のサンプル・データ：規模別ベータ別
(Fama and French (1992))

Average Returns, Post-Ranking β's and Average Size For Portfolios Formed on Size and then β: Stocks Sorted on ME (Down) then Pre-Ranking β (Across): 7/63-12/90

	All β	β-1	β-2	β-3	β-4	β-5	β-6	β-7	β-8	β-9	β-10
					Average Monthly Returns (in Percent)						
All ME	1.25	1.34	1.29	1.35	1.31	1.32	1.29	1.24	1.21	1.24	1.13
ME - 1	1.52	1.71	1.57	1.78	1.62	1.51	1.52	1.38	1.64	1.50	1.43
ME - 2	1.28	1.28	1.43	1.34	1.38	1.65	1.61	1.36	1.29	1.33	1.07
ME - 3	1.23	1.09	1.30	1.14	1.73	1.28	1.10	1.27	1.34	1.25	0.79
ME - 4	1.24	1.26	1.13	1.52	1.05	1.33	1.09	1.41	1.18	1.33	0.89
ME - 5	1.30	1.33	1.43	1.40	1.50	1.44	1.19	1.11	1.31	1.18	1.10
ME - 6	1.16	1.10	1.52	1.26	1.16	1.17	1.22	1.18	1.03	1.09	1.00
ME - 7	1.07	0.96	1.21	1.25	1.09	1.20	1.11	1.22	0.64	1.31	0.78
ME - 8	1.09	1.09	1.04	1.36	1.20	1.28	0.98	1.16	1.04	1.01	0.92
ME - 9	0.94	0.97	0.89	1.01	1.12	1.07	1.24	0.97	0.81	0.88	0.56
ME - 10	0.89	1.02	0.94	1.09	0.94	0.93	0.88	1.01	0.72	0.74	0.52
					Post-Ranking β's						
All ME		0.87	0.99	1.09	1.16	1.25	1.29	1.35	1.46	1.52	1.72
ME - 1	1.44	1.05	1.17	1.27	1.33	1.40	1.40	1.49	1.61	1.64	1.79
ME - 2	1.39	0.91	1.15	1.16	1.24	1.36	1.42	1.44	1.51	1.67	1.77
ME - 3	1.35	0.96	1.12	1.13	1.21	1.25	1.29	1.38	1.51	1.50	1.74
ME - 4	1.34	0.79	1.02	1.16	1.17	1.29	1.40	1.45	1.50	1.66	1.72
ME - 5	1.25	0.65	0.85	1.12	1.16	1.16	1.25	1.30	1.44	1.59	1.68
ME - 6	1.23	0.60	0.78	1.07	1.15	1.22	1.28	1.35	1.46	1.51	1.71
ME - 7	1.17	0.57	0.92	1.02	1.11	1.14	1.27	1.24	1.39	1.33	1.59
ME - 8	1.09	0.53	0.74	0.94	1.02	1.12	1.12	1.18	1.26	1.36	1.52
ME - 9	1.03	0.57	0.74	0.80	0.95	1.06	1.15	1.14	1.22	1.20	1.44
ME - 10	0.92	0.57	0.71	0.78	0.89	0.94	0.92	1.03	1.01	1.11	1.33
					Average Size [ln(ME)]						
All ME	4.11	3.86	4.26	4.32	4.41	4.26	4.32	4.27	4.19	4.03	3.77
ME - 1	2.24	2.13	2.27	2.29	2.30	2.29	2.29	2.31	2.33	2.25	2.16
ME - 2	3.63	3.65	3.68	3.70	3.72	3.69	3.70	3.69	3.69	3.70	3.68
ME - 3	4.10	4.13	4.18	4.11	4.15	4.16	4.16	4.18	4.14	4.15	4.14
ME - 4	4.50	4.53	4.53	4.57	4.53	4.55	4.56	4.52	4.58	4.52	4.56
ME - 5	4.89	4.91	4.91	4.94	4.95	4.93	4.92	4.93	4.93	4.92	4.95
ME - 6	5.30	5.30	5.33	5.34	5.34	5.33	5.33	5.33	5.33	5.33	5.36
ME - 7	5.73	5.73	5.75	5.77	5.76	5.73	5.77	5.77	5.76	5.72	5.76
ME - 8	6.24	6.26	6.26	6.26	6.24	6.24	6.27	6.25	6.24	6.24	6.25
ME - 9	6.81	6.82	6.84	6.82	6.82	6.81	6.81	6.81	6.81	6.80	6.82
ME - 10	7.93	7.94	8.04	8.10	8.04	8.02	8.02	7.94	7.80	7.76	7.63

Note: Portfolios are formed yearly. The breakpoints for the size (ME) deciles are determined in June of year t (t=1963-90) using all NYSE stocks on CRSP. All NYSE, AMEX and NASDAQ stocks that meet the CRSP-Compustat data requirements are allocated to the 10 size portfolios using the NYSE breakpoints. Each size decile is subdivided into 10 β portfolios using pre-ranking β's of individual stocks, estimated with 2 to 5 years of monthly returns (as available) ending in June of year t. We use only NYSE stocks that meet the CRSP-Compustat data requirements to establish the β breakpoints. The equal-weighted monthly returns on the resulting 100 portfolios are then calculated for July of year t to June of year t+1.

The post-ranking β's use the full (July 1963 to December 1990) sample of post-ranking returns for each portfolio. The pre- and post-ranking β's (here and in all other tables) are the sum of the slopes from a regression of monthly returns on the current and prior month's returns on the value-weighted portfolio of NYSE, AMEX and (after 1972) NASDAQ stocks. The average return is the time-series average of the monthly equal-weighted portfolio returns, in percent. The average size of a portfolio is the time-series average of the monthly averages of ln(ME) for stocks in the portfolio at the end of June of each year, with ME denominated in millions of dollars.

The average number of stocks per month for the size-β portfolios in the smallest size decile (1) vary from 71 to 176. The average number of stocks for the size-β portfolios in size deciles 2 and 3 is between 15 and 41, and the average number for the largest 7 size deciles is between 11 and 22.

The All columns show statistics for equal-weighted size-decile (ME) portfolios. The All rows show statistics for equal-weighted portfolios of the stocks in each β group.

表5－8　Fama and French のクロス・セクション実証結果
(Fama and French (1992))

Average Slopes (t-Statistics) from Month-by Month Regressions of Stock Returns on β, Size, Book-to-Market Equity, Leverage, and E/P: 7/63-12/90

β	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(A/ME)	ln(A/BE)	E/P Dummy	E(+)/P
0.15 (0.46)						
	-0.15 (-2.61)					
-0.37 (-1.23)	-0.17 (-3.43)					
		0.50 (6.17)				
			0.50 (6.13)	-0.56 (-5.12)		
					0.55 (2.35)	4.45 (4.65)
	-0.12 (-2.12)	0.35 (4.52)				
	-0.12 (-2.18)		0.34 (4.39)	-0.50 (-4.38)		
	-0.16 (-3.06)				0.05 (0.35)	2.82 (3.08)
	-0.14 (-2.56)	0.32 (4.43)			-0.11 (-0.74)	0.97 (1.44)
	-0.14 (-2.56)		0.31 (4.25)	-0.45 (-4.34)	-0.06 (-0.40)	1.19 (1.71)

Note: Stocks are assigned the post-ranking β of the size-β portfolio they are in June of year t (table 1). BE the book value of common equity plus balance-sheet deferred taxes, A is total book assets, and E is earnings (income before extraordinary items, plus income-statement deferred taxes, minus preferred dividends). BE, A, and E are for each firm's latest fiscal year ending in calendar year t-1. The accounting ratios are measured using market equity ME at the fiscal yearend. Firm size ln(ME) is measured in June of year t. In the regressions, these values of the explanatory variables for individual stocks are matched with CRSP returns for the months from July of year t to June of year t+1. The gap between the accounting data and the returns ensures that the accounting data are available prior to the returns. If earnings are positive, E(+)/P is the ratio of total earnings to market equity and E/P Dummy is 0. If earnings are negative, E(+)/P is 0 and E/P Dummy is 1.

The average slope is the time-series average of the monthly regression slopes for July 1963 to December 1990, and the t-statistic is the average slope, divided by its time-series standard error.

On average, there are 2266 stocks in the monthly regressions. To avoid giving extreme observations heavy weight in the regressions, the smallest and largest .5% of the observations on E(+)/P, BE/ME, A/ME, and A/BE are set equal to the next largest or smallest values of the ratios (the .005 and .995 fractiles). This has no effect on inferences.

表５－９　Fama and French のサンプル・データ：規模別ＢＰＲ別
(Fama and French (1992))

Properties of Portfolios Formed on Size and then Book-to-Market Equity: Stocks Sorted by ME (Down) then BE/ME (Across): 7/63-12/90

	Book-to-Market Portfolios										
	All	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Average Monthly Return (in Percent)											
All ME	1.23	0.72	0.93	1.04	1.17	1.26	1.25	1.36	1.43	1.46	1.65
ME - 1	1.48	0.85	1.12	1.20	1.49	1.54	1.51	1.55	1.80	1.74	1.93
ME - 2	1.23	0.54	0.92	0.93	1.04	1.21	1.28	1.64	1.38	1.43	1.86
ME - 3	1.22	0.76	0.89	0.92	1.05	1.48	1.22	1.20	1.51	1.53	1.66
ME - 4	1.18	0.37	0.77	1.09	0.92	1.38	1.22	1.33	1.59	1.46	1.52
ME - 5	1.25	0.81	0.82	1.03	1.44	1.26	1.29	1.47	1.42	1.40	1.60
ME - 6	1.14	0.71	0.71	1.13	1.18	1.23	1.15	1.34	1.10	1.28	1.46
ME - 7	1.07	0.88	0.85	1.05	0.84	1.15	0.87	1.41	0.99	1.03	1.53
ME - 8	1.08	0.67	1.10	1.02	0.81	1.10	1.07	1.17	1.02	1.18	1.55
ME - 9	0.94	0.52	0.83	0.90	1.02	0.98	0.95	0.88	0.99	1.11	1.20
ME - 10	0.88	0.93	0.79	0.87	0.73	0.74	0.83	0.90	0.86	1.02	1.15
Average Size [Ln(ME)]											
All ME	3.97	4.02	4.02	4.01	3.99	3.99	4.00	3.97	3.97	3.91	3.88
ME - 1	2.20	2.36	2.28	2.27	2.24	2.26	2.24	2.21	2.16	2.08	1.90
ME - 2	3.63	3.64	3.63	3.64	3.62	3.63	3.65	3.64	3.63	3.62	3.63
ME - 3	4.10	4.13	4.10	4.10	4.09	4.12	4.10	4.10	4.09	4.09	4.10
ME - 4	4.50	4.52	4.52	4.53	4.52	4.52	4.53	4.52	4.52	4.53	4.50
ME - 5	4.89	4.93	4.92	4.89	4.94	4.91	4.92	4.93	4.89	4.92	4.90
ME - 6	5.30	5.34	5.33	5.33	5.33	5.33	5.34	5.33	5.33	5.33	5.29
ME - 7	5.73	5.77	5.75	5.73	5.74	5.73	5.73	5.73	5.74	5.73	5.73
ME - 8	6.24	6.27	6.23	6.24	6.23	6.26	6.24	6.23	6.25	6.25	6.23
ME - 9	6.81	6.81	6.82	6.81	6.82	6.82	6.81	6.81	6.82	6.81	6.81
ME - 10	7.93	8.08	8.02	7.99	7.90	7.88	7.82	7.89	8.02	7.89	7.80
Average Book-to-Market Equity [Ln(BE/ME)]											
All ME	-0.31	-1.78	-1.07	-0.74	-0.51	-0.32	-0.15	0.01	0.17	0.37	0.74
ME - 1	-0.18	-1.81	-0.98	-0.62	-0.37	-0.17	0.01	0.17	0.35	0.56	0.95
ME - 2	-0.29	-1.74	-1.01	-0.70	-0.47	-0.29	-0.12	0.04	0.20	0.38	0.75
ME - 3	-0.32	-1.71	-1.04	-0.72	-0.51	-0.34	-0.18	-0.03	0.13	0.33	0.73
ME - 4	-0.34	-1.69	-1.06	-0.79	-0.57	-0.38	-0.21	-0.06	0.10	0.30	0.71
ME - 5	-0.38	-1.71	-1.12	-0.83	-0.61	-0.43	-0.25	-0.08	0.08	0.27	0.66
ME - 6	-0.38	-1.65	-1.08	-0.79	-0.58	-0.40	-0.23	-0.08	0.06	0.23	0.58
ME - 7	-0.43	-1.76	-1.14	-0.86	-0.63	-0.45	-0.29	-0.14	0.01	0.18	0.57
ME - 8	-0.40	-1.70	-1.12	-0.81	-0.58	-0.41	-0.26	-0.11	0.02	0.17	0.54
ME - 9	-0.41	-1.60	-1.07	-0.81	-0.60	-0.43	-0.29	-0.15	0.00	0.15	0.47
ME - 10	-0.57	-1.75	-1.30	-1.01	-0.82	-0.62	-0.43	-0.26	-0.10	0.06	0.36

Note: In June of each year t, the NYSE, AMEX and NASDAQ stocks that meet the CRSP-Compustat data requirements are allocated to 10 size portfolios using the NYSE size breakpoints. The NYSE, AMEX and NASDAQ stocks in each size decile are then sorted into 10 BE/ME portfolios using the book-to-market ratios for fiscal yearends in t-1. The equal-weighted monthly portfolio returns are then calculated for July of year t to June of year t+1.

Average monthly return is the time-series average of the monthly equal-weighted portfolio returns (in percent). Average size and average book-to-market equity are the time-series averages of the monthly average values of these variables in each portfolio.

The All columns show parameter values for equal-weighted size decile (ME) portfolios. The All rows show parameter values for equal-weighted portfolios of the stocks in each BE/ME group.

表５－１０　属性ランクポートフォリオの基本統計量：
７１ポートフォリオ

(Kubota and Takehara (1996a))
The Behavior of Security Returns Ranked by Each Variable

Stocks Sorted on Size

	P1	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	*P8*	*P9*	*P10*
Return (monthly)	2.501	1.937	1.800	1.503	1.285	1.295	1.137	1.193	0.993	0.819
β	0.461	0.484	0.526	0.555	0.553	0.646	0.672	0.739	0.863	1.004
Ln(ME) (million yen)	9.535	10.039	10.372	10.656	10.956	11.282	11.626	12.032	12.555	13.617
B/P (percent)	39.115	41.948	41.904	40.913	41.091	40.710	41.328	39.099	35.855	33.507
Leverage (percent)	77.577	70.784	68.420	68.115	66.558	65.932	65.002	64.013	64.211	65.736
ROE (percent)	4.051	13.253	14.211	14.696	14.936	15.184	14.966	16.716	19.551	20.087
CF/P (percent)	7.601	9.069	9.263	9.024	9.383	9.423	10.203	9.663	10.098	11.017
E(+)/P (percent)	4.695	5.654	5.747	5.663	5.698	5.811	6.251	6.028	6.609	6.121
E/P Dummy	0.197	0.100	0.076	0.063	0.054	0.041	0.042	0.035	0.024	0.017

Stocks Sorted on Pre-β

	P1	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	*P8*	*P9*	*P10*
Return (monthly)	1.328	1.713	1.664	1.610	1.508	1.454	1.590	1.317	1.356	0.928
β	–0.159	0.191	0.343	0.451	0.555	0.661	0.781	0.960	1.162	1.568
Ln(ME) (million yen)	10.897	10.956	11.014	11.051	11.090	11.210	11.278	11.382	11.733	12.033
B/P (percent)	37.623	40.749	43.744	42.353	42.717	39.843	40.944	39.029	36.386	32.100
Leverage (percent)	68.912	67.755	67.001	67.244	66.909	67.819	66.796	66.999	67.671	69.304
ROE (percent)	8.841	13.726	14.774	13.452	15.307	14.315	15.670	16.786	16.109	18.677
CF/P (percent)	8.028	9.566	9.667	9.979	10.182	9.723	9.637	9.720	9.452	8.777
E(+)/P (percent)	5.112	6.066	6.048	6.160	6.120	5.946	5.960	5.951	5.523	5.380
E/P Dummy	0.127	0.082	0.065	0.066	0.055	0.060	0.063	0.049	0.044	0.038

表５－１０　（続）　(Continued)

Stocks Sorted on B/P	*P1*	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	*P8*	*P9*	*P10*
Return (monthly)	0.741	1.165	1.245	1.386	1.417	1.428	1.535	1.681	1.912	1.972
β	0.700	0.790	0.734	0.719	0.659	0.653	0.630	0.574	0.561	0.484
Ln(ME) (million yen)	11.300	11.416	11.363	11.449	11.351	11.350	11.209	11.191	11.133	10.869
B/P (percent)	11.255	21.528	26.907	31.183	35.485	39.986	44.990	50.806	58.446	75.552
Leverage (percent)	80.499	74.383	71.093	70.054	68.213	66.289	64.187	63.109	60.918	57.497
ROE (percent)	14.000	19.170	17.881	16.188	15.996	14.836	14.175	13.299	12.575	9.357
CF/P (percent)	4.484	6.892	7.995	8.328	9.425	9.818	10.812	11.709	12.993	12.343
E(+)/P (percent)	3.238	4.369	4.905	5.214	6.000	5.979	6.442	6.905	7.638	7.620
E/P Dummy	0.141	0.060	0.058	0.059	0.053	0.049	0.052	0.051	0.043	0.084

Stocks Sorted on Leverage	*P1*	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	P8	*P9*	*P10*
Return (monthly)	1.190	1.065	1.270	1.364	1.363	1.500	1.583	1.648	1.758	1.739
β	0.680	0.711	0.665	0.670	0.649	0.677	0.657	0.655	0.585	0.546
Ln(ME) (million yen)	11.555	11.638	11.414	11.186	11.226	11.174	11.209	11.261	11.092	10.872
B/P (percent)	47.985	46.596	45.185	43.429	41.613	40.219	39.528	36.101	31.143	23.490
Leverage (percent)	33.416	47.270	55.140	61.685	67.672	72.728	77.372	81.775	86.573	93.489
ROE (percent)	15.281	16.341	16.259	15.195	16.712	14.665	15.588	13.933	14.951	8.538
CF/P (percent)	8.745	9.681	9.873	9.680	10.506	9.972	10.624	9.819	9.482	6.323
E(+)/P (percent)	6.496	6.712	6.570	6.030	6.215	5.494	5.866	5.058	5.144	4.656
E/P Dummy	0.018	0.018	0.025	0.031	0.036	0.049	0.066	0.114	0.122	0.174

表5－10　(続)

Stocks Sorted on ROE

	P1	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	*P8*	*P9*	*P10*
Return (monthly)	1.648	1.442	1.507	1.462	1.427	1.372	1.470	1.344	1.293	1.510
β	0.467	0.554	0.600	0.635	0.640	0.694	0.737	0.694	0.715	0.764
Ln(ME) (million yen)	10.540	10.935	11.231	11.304	11.389	11.380	11.512	11.534	11.508	11.307
B/P (percent)	40.583	48.132	44.662	44.563	43.332	41.339	39.200	36.979	32.355	24.232
Leverage (percent)	74.889	66.204	65.537	65.046	63.218	64.986	64.856	65.788	68.642	77.296
ROE (percent)	–20.118	5.560	9.588	11.794	14.155	16.089	18.753	21.517	25.710	44.888
CF/P (percent)	2.201	7.506	8.772	9.570	10.006	10.430	10.702	11.289	11.578	12.741
E(+)/P (percent)	0.964	2.645	4.066	5.095	6.036	6.505	7.176	7.787	8.268	9.802
E/P Dummy	0.529	0.069	0.014	0.009	0.004	0.005	0.003	0.001	0.003	0.013

Stocks Sorted on CF/P

	P1	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	*P8*	*P9*	*P10*
Return (monthly)	1.120	0.895	1.080	1.230	1.450	1.494	1.538	1.742	1.870	2.065
β	0.468	0.728	0.748	0.716	0.700	0.653	0.662	0.639	0.589	0.595
Ln(ME) (million yen)	10.749	11.253	11.337	11.365	11.368	11.337	11.260	11.294	11.258	11.417
B/P (percent)	27.587	29.814	32.283	35.898	38.709	40.867	43.629	45.934	49.398	51.686
Leverage (percent)	76.333	68.651	66.816	65.292	64.534	64.281	65.464	65.995	67.159	71.899
ROE (percent)	–13.511	13.282	15.628	16.223	17.045	17.381	18.204	19.612	19.895	23.955
CF/P (percent)	–0.516	4.758	6.244	7.371	8.317	9.440	10.638	12.205	14.412	22.020
E(+)/P (percent)	1.059	2.843	3.977	4.714	5.401	6.172	6.882	7.660	8.815	10.829
E/P Dummy	0.398	0.072	0.040	0.025	0.023	0.018	0.019	0.015	0.016	0.023

表５－１０（続）

(Continued)

Stocks Sorted on E/P	*P0*	*P1*	*P2*	*P3*	*P4*	*P5*	*P6*	*P7*	*P8*	*P9*	*P10*
Return (monthly)	1.640	0.989	1.352	1.076	1.249	1.285	1.395	1.611	1.544	1.724	2.064
β	0.440	0.613	0.695	0.711	0.714	0.735	0.713	0.670	0.645	0.627	0.567
Ln(ME) (million yen)	10.377	11.054	11.264	11.406	11.402	11.415	11.411	11.425	11.302	11.296	11.239
B/P (percent)	32.947	30.743	32.007	34.302	35.805	37.581	41.588	42.790	44.852	48.435	51.880
Leverage (percent)	81.846	74.767	71.313	68.139	66.707	65.509	62.853	61.926	63.498	63.668	68.516
ROE (percent)	–31.624	6.645	12.133	14.767	16.484	17.626	18.009	19.404	21.036	23.236	30.035
CF/P (percent)	–0.031	5.109	6.596	7.850	8.369	9.283	9.989	10.744	11.982	13.911	18.547
E(+)/P (percent)	0.421	1.464	2.779	3.818	4.618	5.368	6.191	6.974	8.132	9.648	13.686
E/P Dummy	0.818	0.078	0.025	0.014	0.008	0.007	0.002	0.002	0.002	0.000	0.002

表５－１１　規模別ベータ別ランク・ポートフォリオの特性
(Kubota and Takehara (1996a))

Characteristics of Size-β Sorted Portfolios

Average Monthly Returns (in Percent)

	β1	β2	β3	β4	β5	β6	β7	β8	β9	β10	All
M1	2.320	2.522	2.598	2.689	2.855	2.359	2.742	2.125	2.288	2.499	2.503
M2	2.090	2.073	1.811	2.057	1.980	1.774	2.068	1.714	1.789	2.009	1.934
M3	0.926	1.907	1.815	1.718	1.953	1.605	1.964	2.059	2.221	1.870	1.793
M4	1.013	1.711	1.179	1.318	1.495	1.750	1.526	1.854	1.590	1.641	1.498
M5	0.763	1.233	1.382	1.773	1.391	1.441	1.475	1.404	1.242	0.656	1.282
M6	1.064	1.389	1.418	1.427	1.801	0.990	1.179	1.275	1.544	0.747	1.294
M7	1.049	1.271	1.432	1.188	1.460	1.279	0.808	0.884	1.092	0.892	1.141
M8	1.136	1.271	1.107	0.815	1.276	1.479	1.055	1.358	1.157	1.284	1.188
M9	1.209	1.001	1.083	0.962	1.322	0.642	0.842	1.132	0.909	0.879	0.998
M10	1.090	1.170	0.825	1.128	0.818	0.528	0.770	0.783	0.562	0.585	0.837
All	1.263	1.554	1.464	1.509	1.638	1.380	1.441	1.464	1.439	1.316	1.447

) Post Ranking βs

	β1	β2	β3	β4	β5	β6	β7	β8	β9	β10	All
M1	0.833	0.876	0.855	0.879	0.984	0.904	0.903	0.914	0.943	0.994	0.907
M2	0.628	0.728	0.844	0.783	0.830	0.834	0.869	0.930	0.870	0.939	0.823
M3	0.560	0.738	0.870	0.796	0.791	0.868	0.857	0.981	0.777	0.941	0.816
M4	0.588	0.720	0.832	0.846	0.784	0.826	1.006	0.823	0.737	1.058	0.816
M5	0.621	0.733	0.830	0.797	0.842	0.912	0.851	0.930	0.963	0.929	0.837
M6	0.784	0.699	0.881	0.893	0.802	0.914	0.929	1.007	1.102	1.095	0.906
M7	0.684	0.910	0.859	0.876	0.892	0.976	0.946	0.992	0.996	1.014	0.911
M8	0.952	0.843	0.784	0.947	0.865	0.924	0.827	1.111	0.988	1.184	0.938
M9	0.793	0.819	0.996	0.797	1.004	0.963	0.917	1.177	1.027	0.991	0.945
M10	0.656	0.778	0.814	0.855	0.939	1.015	1.013	1.151	1.048	1.119	0.933
All	0.709	0.784	0.858	0.847	0.873	0.914	0.911	1.002	0.946	1.025	0.883

Average Size [ln(ME)] (in Million Yen)

	β1	β2	β3	β4	β5	β6	β7	β8	β9	β10	All
M1	9.441	9.519	9.508	9.564	9.569	9.554	9.544	9.523	9.548	9.602	9.536
M2	10.081	10.048	10.022	10.067	10.032	10.046	10.042	10.023	10.026	10.006	10.040
M3	10.320	10.364	10.375	10.382	10.381	10.369	10.368	10.402	10.401	10.374	10.373
M4	10.614	10.674	10.648	10.640	10.658	10.679	10.661	10.680	10.663	10.661	10.657
M5	10.912	10.949	10.952	10.977	10.972	10.980	10.972	10.976	10.941	10.943	10.958
M6	11.252	11.266	11.304	11.290	11.303	11.283	11.300	11.281	11.306	11.256	11.285
M7	11.614	11.625	11.641	11.627	11.655	11.629	11.611	11.638	11.633	11.615	11.629
M8	11.997	11.997	12.012	12.037	12.043	12.050	12.047	12.069	12.053	12.056	12.035
M9	12.548	12.527	12.596	12.552	12.548	12.502	12.541	12.636	12.577	12.602	12.562
M10	13.501	13.504	13.550	13.512	13.502	13.624	13.655	13.645	13.785	13.682	13.592
All	11.227	11.252	11.256	11.264	11.267	11.268	11.269	11.283	11.293	11.263	11.264

表５－１２　規模別ＢＰＲ別ランク・ポートフォリオの特性
(Kubota and Takehara (1996a))

Characteristic of Size-BPR Sorted Portfolios

Average Monthly Returns (in Percent)

	B/P 1	*B/P 2*	*B/P 3*	*B/P 4*	*B/P 5*	*B/P 6*	*B/P 7*	*B/P 8*	*B/P 9*	*B/P 10*	*All*
M1	2.188	2.387	2.074	2.342	2.808	2.514	2.713	2.694	2.288	3.111	2.503
M2	1.526	1.936	1.790	1.835	1.918	1.702	1.793	2.573	2.120	2.192	1.934
M3	1.545	1.742	1.652	1.698	1.904	1.826	1.883	1.931	1.943	1.889	1.793
M4	0.657	1.227	1.337	1.955	1.511	1.478	1.508	1.206	2.061	2.205	1.498
M5	0.448	0.884	1.355	1.205	1.218	1.360	1.270	1.414	1.787	2.100	1.282
M6	0.467	0.611	1.313	0.991	1.655	1.498	1.565	1.603	1.818	1.506	1.294
M7	0.526	0.671	0.819	0.877	1.327	1.730	1.207	1.602	1.307	1.506	1.141
M8	0.612	0.957	1.005	1.595	1.082	1.356	1.281	1.353	1.161	1.611	1.188
M9	0.431	1.142	1.044	0.640	0.760	0.980	0.906	0.925	1.536	1.779	0.998
M10	0.223	0.319	0.981	0.457	0.636	0.911	1.125	0.948	1.490	1.486	0.837
All	0.862	1.187	1.336	1.363	1.482	1.534	1.525	1.628	1.754	1.942	1.447

Post Ranking βs

	B/P 1	*B/P 2*	*B/P 3*	*B/P 4*	*B/P 5*	*B/P 6*	*B/P 7*	*B/P 8*	*B/P 9*	*B/P 10*	*All*
M1	0.931	1.143	0.882	0.911	0.889	0.886	0.879	0.841	0.883	0.791	0.907
M2	0.890	0.887	0.845	0.855	0.850	0.861	0.827	0.749	0.688	0.768	0.823
M3	0.865	0.753	0.879	0.849	0.716	0.889	0.773	0.854	0.799	0.766	0.816
M4	0.770	0.857	0.922	0.818	0.850	0.698	0.861	0.821	0.770	0.771	0.816
M5	0.978	0.856	0.874	0.896	0.760	0.804	0.888	0.721	0.809	0.767	0.837
M6	0.999	0.977	1.039	0.822	0.902	0.922	0.906	0.804	0.863	0.784	0.906
M7	1.011	0.912	0.841	0.951	0.953	0.907	0.967	0.896	0.867	0.783	0.911
M8	1.073	1.067	0.902	1.017	0.927	0.969	0.947	0.833	0.789	0.826	0.938
M9	1.039	0.942	1.005	0.979	0.950	0.940	0.926	0.880	0.874	0.878	0.945
M10	0.863	1.087	1.106	0.928	0.996	0.990	0.936	0.777	0.914	0.701	0.933
All	0.942	0.948	0.930	0.903	0.879	0.886	0.891	0.818	0.826	0.782	0.883

Average Size [ln(ME)] (in million yen)

	B/P 1	*B/P 2*	*B/P 3*	*B/P 4*	*B/P 5*	*B/P 6*	*B/P 7*	*B/P 8*	*B/P 9*	*B/P 10*	*B/P 11*
M1	9.422	9.559	9.532	9.521	9.547	9.535	9.569	9.565	9.526	9.587	9.536
M2	10.024	10.035	10.037	10.055	10.040	10.049	10.045	10.050	10.030	10.037	10.040
M3	10.343	10.370	10.388	10.374	10.374	10.375	10.393	10.370	10.375	10.367	10.373
M4	10.630	10.631	10.654	10.690	10.651	10.677	10.656	10.640	10.684	10.667	10.657
M5	10.916	10.952	10.940	10.959	10.971	10.955	10.940	10.968	10.995	10.990	10.958
M6	11.218	11.254	11.314	11.282	11.308	11.314	11.259	11.300	11.324	11.277	11.285
M7	11.578	11.596	11.635	11.616	11.639	11.670	11.643	11.626	11.649	11.646	11.629
M8	11.991	12.038	12.012	12.087	12.056	12.038	12.046	12.032	12.025	12.026	12.035
M9	12.570	12.621	12.561	12.555	12.544	12.564	12.548	12.495	12.586	12.569	12.562
M10	13.475	13.489	13.666	13.652	13.683	13.585	13.626	13.510	13.566	13.684	13.592
All	11.216	11.256	11.267	11.279	11.282	11.275	11.268	11.253	11.277	11.267	11.264

表５－１３　修正R^2最大化アルゴリズム結果：
(Kubota and Takehara (1995))

Results on Adjusted R^2 Maximizing Regressions

Size-β Ranking Portfolio

	Size	*Beta*	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Dividend*	*leverage*	*EPR(+)*
1 Best Reg.	38.73	40.14	0.00	0.70	0.70	4.23	11.97	3.52
2 Best Reg.	60.56	52.11	11.97	9.15	9.15	16.90	30.99	9.15
3 Best Reg.	69.72	61.97	28.17	16.90	16.20	31.69	50.00	25.35
4 Best Reg.	78.87	70.42	40.14	32.39	34.51	48.59	59.15	35.92
5 Best Reg.	85.21	82.39	57.75	44.37	47.89	61.27	72.54	48.59
6 Best Reg.	89.44	89.44	66.90	61.97	65.49	75.35	83.80	67.61
7 Best Reg.	94.37	95.77	83.10	80.99	79.58	89.44	91.55	85.21
Overall	77.46	69.01	41.55	35.21	39.44	50.70	66.20	41.55
Coef. ≥ 0	29.58	33.80	24.65	19.72	26.06	25.35	38.03	21.83
($\|t\|$ > 1.98)	23.94	26.76	16.20	7.75	11.97	16.20	28.17	12.68
Coef. < 0	47.89	35.21	16.90	15.49	13.38	25.35	28.17	19.72
($\|t\|$ > 1.98)	40.85	26.06	10.56	5.63	6.34	14.08	16.20	10.56

Size-BPR Ranking Portfolio

	Size	*Beta*	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Dividend*	*Leverage*	*EPR(+)*
1 Best Reg.	47.18	21.83	6.34	3.52	2.82	5.63	7.75	4.93
2 Best Reg.	59.86	34.51	23.94	10.56	14.08	19.01	26.06	11.97
3 Best Reg.	70.42	50.00	36.62	20.42	28.87	26.06	38.03	29.58
4 Best Reg.	76.06	57.04	54.23	33.10	40.14	45.07	49.30	45.07
5 Best Reg.	81.69	75.35	67.61	52.82	50.70	53.52	61.97	56.34
6 Best Reg.	87.32	80.99	84.51	66.90	68.31	64.79	75.35	71.83
7 Best Reg.	93.66	91.55	92.96	82.39	81.69	84.51	88.73	84.51
Overall	75.35	61.97	52.82	40.14	42.25	45.07	52.82	47.89
Coef. ≥ 0	26.06	33.80	30.28	17.61	27.46	25.35	33.80	28.87
($\|t\|$ > 1.98)	21.83	16.90	21.13	5.63	16.20	11.27	19.01	15.49
Coef. < 0	49.30	28.17	22.54	22.54	14.79	19.72	19.01	19.01
($\|t\|$ > 1.98)	41.55	16.20	11.97	11.97	4.93	7.04	9.15	9.86

Individual Securities

	Size	*Beta*	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Dividend*	*Leverage*	*EPR(+)*
1 Best Reg.	35.92	30.28	2.82	1.41	0.70	7.04	14.79	7.04
2 Best Reg.	52.11	44.37	14.08	7.04	7.75	21.13	31.69	21.83
3 Best Reg.	64.08	55.63	29.58	15.49	17.61	29.58	50.70	37.32
4 Best Reg.	76.06	66.20	42.96	24.65	28.87	40.85	68.31	52.11
5 Best Reg.	81.69	76.76	60.56	32.39	47.89	59.15	78.17	63.38
6 Best Reg.	88.03	80.28	74.65	54.93	65.49	71.83	83.80	80.99
7 Best Reg.	96.48	87.32	83.10	78.17	85.92	85.92	90.85	92.25
Overall	85.21	77.46	65.49	42.96	55.63	61.27	76.76	66.90
Coef. ≥ 0	30.99	40.14	41.55	23.94	37.32	34.51	47.89	39.44
($\|t\|$ > 1.98)	23.94	33.10	28.87	9.15	24.65	23.94	35.21	32.39
Coef. < 0	54.23	37.32	23.94	19.01	18.31	26.76	28.87	27.46
($\|t\|$ > 1.98)	47.89	27.46	14.08	7.75	9.86	14.08	22.54	19.72

表5－14　東証上場企業のクロス・セクション実証結果
(Kubota and Takehara (1996a)

Coefficients of Fama-MacBeth Regressions
(Sep. 1981–June 1993)

Individual Securities

Size	β	*BPR*	*Leverage*	*EPR(+)*
–0.46	0.41			
(–3.52)	(1.41)			
–0.41		0.024		
(–3.03)		(4.750)		
–0.44	0.49	0.024		
(–3.38)	(1.60)	(5.070)		
–0.34		0.035	0.022	
(2.61)		(6.800)	(2.880)	
–0.37	0.34	0.033	0.021	
(–2.81)	(1.26)	(6.910)	(3.200)	
–0.39		0.025	0.022	0.14
(–2.91)		(4.820)	(2.960)	(4.58)

Numbers in the parentheses are *t*-values and the correlations among these variables are tabulated as below.

	Size	β	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Div.*	*Lev.*	*EPR(+)*
Size	1.000	0.255	–0.111	0.117	0.110	0.098	–0.151	0.077
β	0.255	1.000	–0.108	0.058	–0.010	0.010	0.016	–0.023
BPR	–0.111	–0.108	1.000	–0.133	0.359	0.513	–0.371	0.290
ROE	0.117	0.058	–0.133	1.000	0.354	0.086	0.009	0.442
CFPR	0.110	–0.010	0.359	0.354	1.000	0.505	–0.052	0.700
Div.	0.098	0.010	0.513	0.086	0.505	1.000	–0.163	0.431
Lev.	–0.151	0.016	–0.371	0.009	–0.052	–0.163	1.000	–0.147
EPR(+)	0.077	–0.023	0.290	0.442	0.700	0.431	–0.147	1.000

Size-β Sorted Portfolios

Size	β	*BPR*	*Leverage*	*EPR(+)*
–0.37	0.11			
(–2.76)	(0.35)			
–0.37		0.017		
(–2.67)		(1.521)		
–0.37	0.19	0.016		
(–2.71)	(0.54)	(2.153)		
–0.27		0.031	0.032	
(–2.00)		(3.425)	(2.133)	
–0.28	0.09	0.025	0.024	
(–2.08)	(0.31)	(3.171)	(2.250)	
–0.32		0.021	0.033	0.12
(–2.37)		(2.198)	(2.255)	(2.78)

(*continued*)

表5－14　(続)

(Continued)

Correlation Matrix:

	Size	β	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Div.*	*Lev.*	*EPR(+)*
Size	1.000	0.295	–0.188	0.287	0.297	0.264	–0.340	0.348
β	0.295	1.000	–0.280	0.152	–0.40	–0.002	0.012	0.010
BPR	–0.188	–0.280	1.000	–0.184	0.393	0.510	–0.310	0.286
ROE	0.287	0.152	–0.184	1.000	0.371	0.105	–0.143	0.560
CFPR	0.297	–0.040	0.393	0.371	1.000	0.619	–0.178	0.793
Div.	0.264	–0.002	0.510	0.105	0.619	1.000	–0.161	0.525
Lev.	–0.340	0.012	–0.310	–0.143	–0.178	–0.161	1.000	–0.355
EPR(+)	0.348	0.010	0.286	0.560	0.793	0.525	–0.355	1.000

Size-BPR Sorted Portfolios

Size	β	*BPR*	*Leverage*	*EPR(+)*
–0.37	0.19			
(–2.72)	(0.43)			
–0.36		0.019		
(–2.67)		(3.652)		
–0.43	0.74	0.022		
(–3.18)	(1.85)	(4.476)		
–0.29		0.033	0.026	
(–2.11)		(4.920)	(3.043)	
–0.36	0.71	0.033	0.024	
(–2.61)	(1.82)	(5.115)	(2.928)	
–0.34		0.025	0.030	0.15
(–2.51)		(3.693)	(3.488)	(4.44)

Correlation Matrix:

	Size	β	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Div.*	*Lev.*	*EPR(+)*
Size	1.000	0.452	–0.074	0.270	0.247	0.199	–0.296	0.290
β	0.452	1.000	–0.234	0.220	–0.074	–0.119	–0.066	0.001
BPR	–0.074	–0.234	1.000	–0.328	0.656	0.787	–0.622	0.500
ROE	0.270	0.220	–0.328	1.000	0.063	–0.125	0.094	0.243
CFPR	0.247	–0.074	0.656	0.063	1.000	0.814	–0.452	0.820
Div.	0.199	–0.119	0.787	–0.125	0.814	1.000	–0.529	0.682
Lev.	–0.296	–0.066	–0.622	0.094	–0.452	–0.529	1.000	–0.488
EPR(+)	0.290	0.001	0.500	0.243	0.820	0.682	–0.488	1.000

表５－１５　クロス・セクション部分期間テスト
（Kubota and Takehara (1996a)）

Subperiod Results for the Case where Number of the Explanatory Variable Are Free

	Size	β	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Dividend*	*Leverage*	*EPR(+)*
				Pre βs are used				
				Sep. 1981 through Aug. 1985				
$d_j > 0$	27.08	35.42	27.08	16.67	20.83	25.00	37.50	25.00
$(t > \alpha)$	(18.75)	(27.08)	(20.83)	(4.17)	(8.33)	(16.67)	(20.83)	(12.50)
$d_j < 0$	43.75	35.42	27.08	14.58	10.42	33.33	25.00	10.42
$(t > \alpha)$	(31.25)	(29.17)	(12.50)	(6.25)	(4.17)	(22.92)	(12.50)	(2.08)
$\lvert d_j \rvert > 0$	70.83	70.83	54.17	31.25	31.25	58.33	62.50	35.42
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(50.00)	(56.25)	(33.33)	(10.42)	(12.50)	(39.58)	(33.33)	(14.58)
				Sep. 1985 through Aug. 1989				
$d_j > 0$	29.17	31.25	25.00	22.92	27.08	25.00	45.83	18.75
$(t > \alpha)$	(22.92)	(25.00)	(16.67)	(10.42)	(10.42)	(12.50)	(39.58)	(8.33)
$d_j < 0$	50.00	39.58	10.42	4.17	18.75	16.67	25.00	22.92
$(t > \alpha)$	(47.92)	(25.00)	(8.33)	(2.08)	(6.25)	(6.25)	(16.67)	(14.58)
$\lvert d_j \rvert > 0$	79.17	70.83	35.52	27.08	45.83	41.67	70.83	41.67
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(70.83)	(50.00)	(25.00)	(12.50)	(16.67)	(18.75)	(56.25)	(22.92)
				Sep. 1989 through Jun. 1993				
$d_j > 0$	32.61	34.78	21.74	17.39	30.43	28.26	32.61	21.74
$(t > \alpha)$	(28.26)	(28.26)	(10.87)	(6.52)	(17.39)	(19.57)	(23.91)	(17.39)
$d_j < 0$	50.00	32.61	15.22	26.09	10.87	26.09	32.61	28.26
$(t > \alpha)$	(43.48)	(23.91)	(10.87)	(6.52)	(6.52)	(13.04)	(19.57)	(13.04)
$\lvert d_j \rvert > 0$	82.61	67.39	36.96	43.48	41.30	54.35	65.22	50.00
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(71.74)	(52.17)	(21.74)	(13.04)	(23.91)	(32.61)	(43.48)	(30.43)
				Sep. 1981 through Jun. 1993				
$d_j > 0$	29.58	33.80	24.65	19.01	26.06	26.06	38.73	21.83
$(t > \alpha)$	(23.94)	(26.76)	(16.20)	(7.75)	(11.97)	(16.90)	(28.17)	(13.38)
$d_j < 0$	47.89	35.92	17.61	14.79	13.38	25.35	27.46	20.42
$(t > \alpha)$	(40.85)	(26.76)	(10.56)	(5.63)	(5.63)	(14.08)	(16.90)	(10.56)
$\lvert d_j \rvert > 0$	77.46	69.72	42.25	33.80	39.44	51.41	66.20	42.25
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(64.79)	(53.52)	(26.76)	(13.38)	(17.61)	(30.99)	(45.07)	(23.94)
				Sep. 1981 through Aug. 1985				
$d_j > 0$	29.17	37.50	27.08	20.83	22.92	25.00	41.67	18.75
$(t > \alpha)$	(20.83)	(18.75)	(18.75)	(4.17)	(8.33)	(12.50)	(35.42)	(12.50)
$d_j < 0$	39.58	35.42	25.00	20.83	12.50	31.25	33.33	12.50
$(t > \alpha)$	(31.25)	(27.08)	(14.58)	(4.17)	(4.17)	(20.83)	(22.92)	(2.08)
$\lvert d_j \rvert > 0$	68.75	72.92	52.08	41.67	35.42	56.25	75.00	31.25
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(52.08)	(45.83)	(33.33)	(8.33)	(12.50)	(33.33)	(58.33)	(14.58)

(*continued*)

表5－15　　(続)

(Continued)

	Post βs are used							
	Size	β	*BPR*	*ROE*	*CFPR*	*Dividend*	*Leverage*	*EPR(+)*
				Sep. 1985 through Aug. 1989				
$d_j > 0$	29.17	29.17	31.25	22.92	27.08	22.92	50.00	14.58
$(t > \alpha)$	(27.08)	(14.58)	(16.67)	(12.50)	(10.42)	(14.58)	(43.75)	(10.42)
$d_j < 0$	45.83	25.00	12.50	8.33	18.75	22.92	31.25	16.67
$(t > \alpha)$	(43.75)	(12.50)	(6.25)	(4.17)	(6.25)	(10.42)	(20.83)	(10.42)
$\lvert d_j \rvert > 0$	75.00	54.17	43.75	31.25	45.83	45.83	81.25	31.25
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(70.83)	(27.08)	(22.92)	(16.67)	(16.67)	(25.00)	(64.58)	(20.83)
				Sep. 1989 through Jun. 1993				
$d_j > 0$	34.78	30.43	28.26	21.74	30.43	26.09	32.61	19.57
$(t > \alpha)$	(32.61)	(21.74)	(15.22)	(8.70)	(19.57)	(17.39)	(19.57)	(15.22)
$d_j < 0$	50.00	28.26	15.22	17.39	17.39	28.26	30.43	28.26
$(t > \alpha)$	(43.48)	(23.91)	(4.35)	(8.70)	(8.70)	(15.22)	(17.39)	(13.04)
$\lvert d_j \rvert > 0$	84.78	58.70	43.48	39.13	47.83	54.35	63.04	47.83
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(76.09)	(45.65)	(19.57)	(17.39)	(28.26)	(32.61)	(36.96)	(28.26)
				Sep. 1981 through Jun. 1993				
$d_j > 0$	30.99	32.39	28.87	21.83	26.76	24.65	41.55	17.61
$(t > \alpha)$	(26.76)	(19.72)	(16.90)	(8.45)	(13.38)	(15.49)	(33.80)	(13.38)
$d_j < 0$	45.07	29.58	17.61	15.49	16.20	27.46	31.69	19.01
$(t > \alpha)$	(39.44)	(21.83)	(8.45)	(6.34)	(6.34)	(16.20)	(22.54)	(8.45)
$\lvert d_j \rvert > 0$	76.06	61.97	46.48	37.32	42.96	52.11	73.24	36.62
$(\lvert t \rvert > \alpha)$	(66.20)	(41.55)	(25.35)	(14.79)	(19.72)	(31.69)	(56.34)	(21.83)

表5－16　GLS結果

(Kubota and Takehara (1996a))

Coefficient of Fama-MacBeth Regression Using a GLS Procedure

Size	β	*BPR*	*Leverage*	*EPR(+)*
Size-β Sorted 100 Portfolios				
–0.354	0.085			
(–2.619)	(0.261)			
–0.346		0.014		
(–2.515)		(1.386)		
–0.345	0.180	0.017		
(–2.538)	(0.572)	(2.283)		
–0.259		0.026	0.028	
(–1.918)		(2.853)	(1.944)	
–0.283	0.157	0.022	0.021	
(–2.064)	(0.556)	(2.672)	(2.065)	
–0.318		0.018	0.030	0.162
(–2.341)		(1.885)	(2.139)	(3.718)
Size-BPR Sorted 100 Portfolios				
–0.384	0.575			
(–2.811)	(1.346)			
–0.349		0.017		
(–2.570)		(3.197)		
–0.444	1.066	0.021		
(–3.253)	(2.685)	(4.334)		
–0.275		0.028	0.023	
(–2.012)		(3.868)	(2.537)	
–0.377	1.010	0.028	0.018	
(–2.729)	(2.855)	(4.099)	(2.172)	
–0.320		0.018	0.024	0.143
(–2.322)		(2.494)	(2.607)	(3.552)

表６－１　　１４参照ポートフォリオ相関係数
(Kubota and Takehara (1995))

Correlation Matrix of 14 Portfolios

	MV1	S1	S2	MV10	BP1	BPL	BPH	BP10	LEVL	LEVM	LEVH	EP(-)	EPL	EPH
MV1	1.00	0.94	0.82	0.59	0.87	0.90	0.92	0.91	0.83	0.92	0.93	0.91	0.91	0.89
S1	0.94	1.00	0.93	0.71	0.93	0.97	0.98	0.94	0.93	0.99	0.96	0.89	0.98	0.97
S2	0.82	0.93	1.00	0.88	0.91	0.97	0.97	0.89	0.94	0.97	0.92	0.78	0.97	0.96
MV10	0.59	0.71	0.88	1.00	0.76	0.82	0.79	0.69	0.78	0.80	0.76	0.57	0.81	0.79
BP1	0.87	0.93	0.91	0.76	1.00	0.95	0.91	0.82	0.90	0.93	0.91	0.86	0.95	0.89
BPL	0.90	0.97	0.97	0.82	0.95	1.00	0.97	0.89	0.93	0.99	0.96	0.85	0.99	0.96
BPH	0.92	0.98	0.97	0.79	0.91	0.97	1.00	0.95	0.94	0.99	0.96	0.86	0.98	0.99
BP10	0.91	0.94	0.89	0.69	0.82	0.89	0.95	1.00	0.89	0.94	0.91	0.84	0.92	0.95
LEVL	0.83	0.93	0.94	0.78	0.90	0.93	0.94	0.89	1.00	0.94	0.84	0.78	0.95	0.94
LEVM	0.92	0.99	0.97	0.80	0.93	0.99	0.99	0.94	0.94	1.00	0.96	0.86	0.99	0.98
LEVH	0.93	0.96	0.92	0.76	0.91	0.96	0.96	0.91	0.84	0.96	1.00	0.89	0.96	0.94
EP(-)	0.91	0.89	0.78	0.57	0.86	0.85	0.86	0.84	0.78	0.86	0.89	1.00	0.87	0.82
EPL	0.91	0.98	0.97	0.81	0.95	0.99	0.98	0.92	0.95	0.99	0.96	0.87	1.00	0.96
EPH	0.89	0.97	0.96	0.79	0.89	0.96	0.99	0.95	0.94	0.98	0.94	0.82	0.96	1.00

表６－２　　１４ポートフォリオと主成分の相関
(Kubota and Takehara (1995))

(A) Correlation Matrix between the First 10 Principal Components and 14 Portfolios

	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
MV1	0.927	-0.016	-0.291	-0.040	0.081	-0.010	-0.088	0.031	-0.005	0.019
S1	0.986	0.064	-0.119	-0.024	0.000	0.035	-0.004	0.022	0.002	0.013
S2	0.967	0.051	0.219	-0.048	0.004	-0.019	0.040	-0.043	-0.016	-0.011
MV10	0.791	-0.041	0.520	-0.124	-0.072	-0.153	-0.032	-0.062	0.025	-0.017
BP1	0.938	0.130	-0.034	0.045	0.011	-0.114	0.018	0.008	0.009	0.046
BPL	0.986	0.033	0.032	-0.044	-0.020	-0.030	0.010	-0.008	-0.014	-0.004
BPH	0.991	0.031	0.019	-0.062	0.007	0.017	-0.004	0.000	0.006	0.008
BP10	0.937	0.028	-0.041	-0.040	0.071	0.115	-0.081	-0.012	-0.014	-0.033
LEVL	0.929	0.317	0.091	-0.100	0.037	0.030	0.018	-0.041	-0.022	-0.019
LEVM	0.994	0.028	0.007	-0.068	-0.012	-0.004	-0.021	0.014	-0.013	0.014
LEVH	0.977	-0.175	-0.051	0.037	-0.001	-0.028	-0.005	0.010	0.029	0.012
EP(-)	0.878	-0.002	-0.256	0.084	0.028	-0.105	-0.115	-0.031	0.076	0.001
EPL	0.993	0.067	0.014	-0.026	-0.023	-0.046	-0.002	0.012	0.010	0.015
EPH	0.976	0.027	0.064	-0.102	0.040	0.094	-0.013	-0.025	-0.019	0.003

表6－2　　(続)

(B) Correlation Matrix Between the First 10 Principal Components and 41 Portfolios

	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
MV1	0.930	-0.016	-0.291	-0.040	0.081	-0.010	-0.088	0.031	-0.005	0.019
MV2	0.953	0.015	-0.230	-0.073	0.039	0.024	-0.044	0.037	0.038	0.004
MV3	0.958	0.104	-0.196	-0.019	-0.050	0.029	-0.012	0.021	0.019	-0.006
MV4	0.968	0.083	-0.129	-0.020	-0.015	0.018	-0.021	0.020	-0.010	0.024
MV5	0.980	0.062	-0.062	0.013	0.022	0.066	0.026	0.023	-0.010	0.032
MV6	0.984	0.053	0.046	-0.017	0.004	0.037	0.032	0.006	-0.027	0.012
MV7	0.980	0.038	0.108	-0.034	0.019	0.000	0.030	-0.005	-0.020	-0.008
MV8	0.965	0.025	0.203	-0.033	0.001	0.002	0.028	-0.035	-0.027	-0.028
MV9	0.914	0.089	0.340	-0.075	-0.008	-0.058	0.061	-0.087	0.000	0.005
MV10	0.791	-0.041	0.520	-0.124	-0.072	-0.153	-0.032	-0.062	0.025	-0.017
BP1	0.938	0.130	-0.034	0.045	0.011	-0.114	0.018	0.008	0.009	0.046
BP2	0.971	0.060	0.038	-0.046	0.000	-0.037	-0.003	0.000	-0.012	-0.011
BP3	0.977	0.027	-0.011	-0.048	-0.074	-0.036	0.020	-0.015	-0.019	0.010
BP4	0.982	0.009	0.068	-0.036	0.013	-0.015	0.013	-0.010	-0.010	-0.011
BP5	0.982	0.037	0.040	-0.034	0.005	-0.009	0.023	-0.003	-0.006	0.018
BP6	0.979	0.062	0.043	-0.041	-0.030	0.010	0.021	-0.019	-0.003	0.027
BP7	0.983	0.032	-0.004	-0.067	0.026	0.009	-0.024	-0.026	0.009	0.000
BP8	0.974	0.013	0.007	-0.087	0.011	0.007	-0.014	0.039	0.009	-0.005
BP9	0.968	0.006	0.008	-0.078	0.021	0.067	-0.027	0.010	0.023	0.001
BP10	0.937	0.028	-0.041	-0.040	0.071	0.115	-0.081	-0.012	-0.014	-0.033
LEV1	0.894	0.374	0.112	-0.085	0.069	0.045	0.007	-0.059	-0.004	-0.030
LEV2	0.921	0.309	0.096	-0.119	0.037	0.032	0.013	-0.046	-0.042	-0.010
LEV3	0.948	0.257	0.062	-0.092	0.004	0.011	0.034	-0.017	-0.020	-0.017
LEV4	0.981	0.075	0.017	-0.081	-0.015	0.009	-0.019	0.037	-0.035	0.030
LEV5	0.983	0.052	0.011	-0.082	-0.036	0.006	0.001	0.000	0.001	-0.012
LEV6	0.988	0.046	-0.022	-0.041	-0.008	-0.003	0.001	0.020	0.003	0.009
LEV7	0.982	-0.059	0.022	-0.065	0.009	-0.029	-0.063	-0.001	-0.020	0.030
LEV8	0.972	-0.170	-0.019	0.023	-0.039	-0.025	-0.018	0.000	0.011	0.023
LEV9	0.967	-0.200	-0.052	0.004	0.012	-0.026	0.007	-0.001	0.019	-0.002
LEV10	0.960	-0.152	-0.079	0.080	0.022	-0.031	-0.005	0.031	0.054	0.016
EP(-)	0.878	-0.002	-0.256	0.084	0.028	-0.105	-0.115	-0.031	0.076	0.001
EP1	0.968	-0.008	-0.119	0.052	-0.002	-0.080	-0.039	0.011	0.038	0.050
EP2	0.978	0.019	-0.041	-0.056	-0.066	-0.062	0.033	0.023	-0.010	0.037
EP3	0.974	0.078	0.064	-0.017	-0.002	-0.066	-0.003	0.024	0.025	-0.015
EP4	0.978	0.103	0.062	-0.002	-0.029	-0.041	-0.010	0.005	0.008	0.006
EP5	0.981	0.085	0.067	-0.074	-0.015	-0.038	0.010	0.013	0.013	0.016
EP6	0.974	0.128	0.064	-0.064	-0.021	0.022	0.003	-0.006	-0.016	-0.007
EP7	0.973	0.076	0.071	-0.103	-0.010	0.063	0.029	-0.042	-0.008	-0.023
EP8	0.976	0.039	0.073	-0.065	0.018	0.027	-0.032	-0.010	-0.002	0.002
EP9	0.959	0.043	0.042	-0.135	0.050	0.104	0.011	-0.008	-0.035	-0.003
EP10	0.927	-0.049	0.065	-0.098	0.095	0.169	-0.057	-0.037	-0.026	0.035

表6－2　　(続)

(C) Correlation Matrix Between First 10 Principal Components and Dividend, Beta and Momentum Ranked Portfolios

	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
DIV1	0.894	0.031	-0.161	-0.120	0.108	0.004	0.031	-0.076	-0.023	0.002
DIV2	0.943	-0.025	-0.090	-0.113	0.075	0.076	-0.010	-0.015	0.016	0.032
DIV3	0.962	-0.064	-0.033	-0.109	0.065	0.045	0.020	-0.018	-0.018	-0.021
DIV4	0.973	0.016	-0.076	-0.095	0.053	0.022	0.017	0.006	-0.015	-0.005
DIV5	0.978	0.012	-0.051	-0.043	0.005	0.002	0.006	0.044	0.022	-0.051
DIV6	0.982	0.027	-0.029	-0.054	0.013	-0.011	0.016	0.035	-0.020	-0.010
DIV7	0.983	0.038	0.039	-0.034	-0.005	-0.013	-0.022	0.016	-0.026	0.027
DIV8	0.974	0.088	0.082	0.014	-0.041	-0.008	0.009	0.000	0.000	0.010
DIV9	0.940	0.147	0.138	0.022	-0.100	-0.041	-0.026	-0.011	0.010	0.040
DIV10	0.880	0.111	0.225	0.081	-0.087	-0.084	-0.071	-0.010	0.030	0.013
Beta1	0.938	-0.049	-0.194	0.067	0.043	-0.079	0.002	0.061	0.014	0.032
Beta2	0.928	0.193	-0.052	-0.014	0.040	-0.091	0.002	-0.065	-0.045	-0.013
Beta3	0.918	0.221	0.139	-0.102	0.007	-0.032	-0.006	-0.043	-0.012	0.017
Beta4	0.961	0.141	0.064	-0.101	0.021	-0.002	-0.004	-0.014	-0.009	0.032
Beta5	0.974	0.107	0.051	-0.081	0.010	-0.013	0.019	-0.003	-0.016	0.004
Beta6	0.983	0.054	0.032	-0.060	-0.053	0.046	0.022	0.005	-0.021	0.015
Beta7	0.982	0.033	0.047	0.000	-0.015	0.024	-0.015	-0.010	-0.007	-0.007
Beta8	0.985	-0.011	-0.009	-0.010	-0.038	0.030	0.005	-0.005	0.029	-0.004
Beta9	0.972	-0.111	0.002	-0.046	-0.004	0.039	-0.014	0.009	0.017	-0.016
Beta10	0.932	-0.160	0.057	-0.087	0.039	0.064	-0.064	0.033	0.032	-0.019
MMT1	0.910	0.171	-0.081	-0.028	0.059	0.007	-0.048	-0.026	0.003	-0.017
MMT2	0.962	0.044	-0.028	-0.067	0.029	0.015	-0.003	0.016	0.033	-0.011
MMT3	0.970	0.035	-0.003	-0.038	0.024	0.001	0.041	0.035	-0.017	-0.017
MMT4	0.983	0.003	-0.016	-0.013	0.038	0.016	0.011	-0.020	0.025	-0.009
MMT5	0.984	0.030	-0.031	-0.014	-0.005	0.005	0.023	0.000	-0.006	0.018
MMT6	0.982	-0.044	-0.036	-0.058	-0.057	0.014	0.029	0.000	0.005	0.017
MMT7	0.982	-0.032	0.039	-0.063	0.002	-0.010	0.003	0.002	-0.004	0.013
MMT8	0.978	-0.001	0.036	-0.052	-0.009	-0.007	-0.038	-0.011	-0.021	0.027
MMT9	0.956	0.059	0.095	-0.039	-0.011	-0.016	-0.001	-0.017	-0.027	-0.022
MMT10	0.890	0.145	0.132	-0.047	-0.017	-0.049	-0.060	-0.004	-0.005	0.041

表6－3　ファクター・ローディング
(Kubota and Takehara (1995))

Factor Loadings

	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th
S.D.	40.378	6.707	4.634	4.202	2.849	2.350	1.973	1.820
MV1	-0.189	0.385	0.097	-0.017	0.074	0.567	0.125	0.015
MV2	-0.166	0.230	0.135	-0.014	0.112	0.277	0.040	0.033
MV3	-0.161	0.151	0.163	-0.131	0.156	-0.085	-0.141	-0.082
MV4	-0.159	0.099	0.110	-0.083	0.121	-0.223	-0.192	-0.060
MV5	-0.158	0.049	0.112	0.002	0.094	-0.283	0.017	-0.020
MV6	-0.161	-0.062	0.013	0.001	0.100	-0.247	0.115	-0.070
MV7	-0.154	-0.104	-0.026	0.053	-0.005	-0.159	0.070	0.126
MV8	-0.151	-0.185	-0.079	0.078	-0.052	-0.174	0.176	0.086
MV9	-0.139	-0.318	-0.122	0.028	-0.183	0.012	0.002	-0.050
MV10	-0.114	-0.396	-0.373	0.151	-0.331	0.343	-0.201	-0.062
BP1	-0.163	0.010	-0.230	-0.409	-0.005	-0.035	0.348	-0.415
BP2	-0.167	-0.074	-0.155	-0.160	0.150	0.187	0.270	0.084
BP3	-0.158	-0.014	-0.130	-0.112	0.131	-0.035	0.073	0.283
BP4	-0.156	-0.059	-0.090	0.024	0.074	0.011	0.075	0.204
BP5	-0.154	-0.047	-0.002	0.053	0.092	-0.133	-0.054	0.099
BP6	-0.151	-0.053	0.048	0.063	0.033	-0.141	-0.196	-0.086
BP7	-0.158	-0.003	0.073	0.071	0.000	0.072	0.011	0.040
BP8	-0.152	0.012	0.093	0.121	-0.066	0.084	-0.114	0.022
BP9	-0.147	0.010	0.153	0.190	-0.058	0.011	-0.282	-0.034
BP10	-0.148	0.075	0.280	0.233	-0.262	0.009	-0.128	-0.288
LEV1	-0.139	-0.199	0.298	-0.289	-0.228	-0.022	0.133	-0.061
LEV2	-0.140	-0.188	0.248	-0.220	-0.095	0.091	-0.020	0.010
LEV3	-0.139	-0.136	0.177	-0.175	-0.002	0.009	0.025	-0.014
LEV4	-0.152	-0.041	0.060	-0.015	0.094	0.040	-0.085	0.014
LEV5	-0.156	-0.030	0.018	-0.019	0.021	0.100	-0.070	0.043
LEV6	-0.158	0.015	0.025	0.000	0.063	-0.052	-0.115	0.067
LEV7	-0.161	0.003	-0.078	0.132	0.036	0.133	-0.047	-0.061
LEV8	-0.167	0.099	-0.232	0.220	0.078	-0.100	-0.041	0.115
LEV9	-0.166	0.136	-0.211	0.274	0.102	-0.045	0.003	0.039
LEV10	-0.177	0.204	-0.276	0.165	0.023	-0.124	0.227	-0.239
EP(-)	-0.174	0.437	-0.135	-0.234	-0.687	-0.181	-0.034	0.375
EP1	-0.170	0.163	-0.160	-0.098	-0.021	-0.041	-0.244	-0.431
EP2	-0.164	0.023	-0.113	-0.081	0.138	-0.011	-0.122	0.067
EP3	-0.162	-0.074	-0.118	-0.143	0.003	0.088	-0.166	-0.173
EP4	-0.156	-0.088	-0.054	-0.120	0.110	-0.006	-0.149	0.036
EP5	-0.158	-0.089	-0.020	-0.060	0.053	0.076	-0.093	0.073
EP6	-0.157	-0.114	0.084	-0.060	0.099	-0.002	-0.071	0.181
EP7	-0.147	-0.097	0.100	0.064	0.043	-0.054	0.043	0.073
EP8	-0.144	-0.072	0.029	0.059	0.051	-0.005	0.102	0.131
EP9	-0.143	-0.056	0.185	0.151	-0.023	0.132	0.213	0.101
EP10	-0.149	-0.019	0.216	0.381	-0.183	-0.079	0.430	-0.172

表6－4　Fama and French のサンプルの基礎統計 (Fama and French (1993))

Descriptive statistics for 25 portfolios formed on size and book-to-market equity: 1963-1991, 29 years

	Book-to-Market Equity (BE/ME) Quintiles									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	Average of Annual Averages of Firm Size					Average of Annual B/E Ratios for Portfolio				
Small	20.6	20.8	20.2	19.4	15.1	0.30	0.62	0.84	1.09	1.80
2	89.7	89.3	89.3	89.9	88.5	0.31	0.60	0.83	1.09	1.71
3	209.3	211.9	210.8	214.8	210.7	0.31	0.60	0.84	1.08	1.66
4	535.1	537.4	545.4	551.6	538.7	0.31	0.61	0.84	1.09	1.67
Big	3583.7	2885.8	2819.5	2700.5	2337.9	0.29	0.59	0.83	1.08	1.56
	Average of Annual Percent of Market Value in Portfolio					Average of Annual Number of Firms in Portfolio				
Small	0.69	0.49	0.46	0.48	0.64	428.0	276.6	263.8	291.5	512.7
2	0.92	0.71	0.65	0.61	0.55	121.6	94.0	86.7	79.8	71.3
3	1.78	1.36	1.26	1.14	0.82	102.7	78.3	73.0	64.5	45.9
4	3.95	3.01	2.71	2.41	1.50	90.1	68.9	60.7	53.1	33.4
Big	30.13	15.87	12.85	10.44	4.61	93.6	63.7	52.7	44.0	23.6
	Average of Annual E/P Ratios (in Percent) for Portfolio					Average of Annual D/P Ratios (in Percent) for Portfolio				
Small	2.42	7.24	8.26	9.06	2.66	1.00	1.94	2.60	3.13	2.82
2	5.20	8.61	10.16	10.95	9.28	1.59	2.45	3.45	4.25	4.53
3	5.91	8.72	10.43	11.62	10.78	1.56	3.03	4.04	4.68	4.64
4	5.85	8.94	10.45	11.64	11.39	1.80	3.09	4.22	5.01	4.94
Big	6.00	9.07	10.90	12.45	13.92	2.34	3.69	4.68	5.49	5.90

The 25 size-BE/ME stock portfolios are formed as follows. Each year t from 1963-91 NYSE quintile breakpoints for size (ME, stock price times shares outstanding), measured at the end of June, are used to allocate NYSE, AMEX and NASDAQ stocks to 5 size quintiles. Similarly, NYSE quintile breakpoints for BE/ME are used to allocate NYSE, AMEX and NASDAQ stocks to 5 book-to-market quintiles. In BE/ME, BE is common equity plus balance sheet deferred taxes and investment tax credit for the fiscal year ending in calendar year t-1, and ME is for the end of December of t-1. The 25 size-BE/ME portfolios are formed as the intersections of the 5 size and the 5 BE/ME groups.

The descriptive statistics are computed when the portfolio is formed in June of each year, 1963-1991, and then they are averaged across the 29 years.

A portfolio's earnings/price ratio (E/P) for year t is the sum of equity income for the firms in the portfolio for the fiscal year ending in calendar year t-1, divided by the sum of their market equity in December of t-1. Equity income is income before extraordinary items plus income statement deferred taxes minus preferred dividends.

A portfolio's dividend yield (D/P) for year t is the sum (across firms in the portfolio) of the dividends paid from July of t-1 to June of t, divided by the sum of market equity in June of t-1. We use the procedure described in Fama and French (1988) to estimate dividends.

表6－5　Fama and French の変数の基礎統計

(Fama and French (1993))

Summary statistics for the monthly dependent and explanatory returns (in percent) in the regressions of tables 3 to 8: 7/63-12/91, 342 observations

Name	Mean	Std	t(Mn)	Autocor. for Lag 1	2	12	Correlations				
Explanatory Returns											
RM	0.97	4.52	3.97	0.05	-0.05	0.03					
TB	0.54	0.22	45.97	0.94	0.90	0.65					
LTG	0.60	3.03	3.66	0.05	-0.00	0.00					
CB	0.62	2.24	5.10	0.20	-0.04	0.04					
RM-RF	0.43	4.54	1.76	0.05	-0.04	0.03	RM-RF	RMO	SMB	HML	TERM
RMO	0.50	3.55	2.61	-0.10	-0.05	0.02	0.78	1.00			
SMB	0.27	2.89	1.73	0.19	0.07	0.23	0.32	-0.00	1.00		
HML	0.40	2.54	2.91	0.18	0.06	0.07	-0.38	-0.00	-0.08	1.00	
TERM	0.06	3.02	0.38	0.05	-0.00	-0.00	0.34	0.00	-0.07	-0.05	1.00
DEF	0.02	1.60	0.21	-0.20	-0.04	-0.00	-0.07	-0.00	0.17	0.08	-0.69
Dependent Variables: Excess Returns on Government and Corporate Bonds											
1-5G	0.12	1.25	1.71	0.15	-0.08	0.01					
6-10G	0.14	2.03	1.24	0.12	-0.05	0.02					
LTG	0.06	3.02	0.38	0.05	-0.00	-0.00					
AAA	0.06	2.34	0.44	0.16	-0.04	0.02					
AA	0.07	2.23	0.58	0.19	-0.04	0.03					
A	0.08	2.25	0.63	0.21	-0.03	0.04					
BAA	0.14	2.35	1.09	0.21	0.00	0.03					
LG	0.13	2.52	0.98	0.23	0.05	0.08					

Dependent Variables: Excess Returns on Stock Portfolios Formed on ME and BE/ME

Size	Means: Book-to-Market Equity (BE/ME) Quintiles Low	2	3	4	High	Standard Deviations: Low	2	3	4	High
Small	0.39	0.70	0.79	0.88	1.01	7.76	6.84	6.29	5.99	6.27
2	0.44	0.71	0.85	0.84	1.02	7.28	6.42	5.85	5.33	6.06
3	0.43	0.66	0.68	0.81	0.97	6.71	5.71	5.27	4.92	5.69
4	0.48	0.35	0.57	0.77	1.05	5.97	5.44	5.03	4.95	5.75
Big	0.40	0.36	0.32	0.56	0.59	4.95	4.70	4.38	4.27	4.85
	t Statistics for Means									
Small	0.93	1.88	2.33	2.73	2.97					
2	1.11	2.05	2.69	2.91	3.11					
3	1.18	2.12	2.39	3.04	3.15					
4	1.49	1.19	2.08	2.88	3.36					
Big	1.50	1.42	1.34	2.43	2.26					

RM is the value-weighted monthly percent return on the stocks in the 25 size-BE/ME portfolios, plus the negative BE stocks excluded from the portfolios. RF is the 1-month Treasury bill rate, observed at the beginning of the month. LTG is the long-term Government bond return. CB is the return on a proxy for the market portfolio of corporate bonds. TERM is LTG-RF. DEF is CB-LTG. SMB (small minus big) is the difference between the returns on small-stock and big-stock portfolios with about the same weighted average book-to-market equity. HML (high minus low) is the difference between the returns on high and low book-to-market equity portfolios with about the same weighted average size. RMO is the sum of the intercept and residuals from the regression of RM-RF on TERM, DEF, SMB and HML.

The 7 bond portfolios used as dependent variables in the excess-return regressions are 1 to 5 and 6 to 10 year Governments (1-5G and 6-10G) and corporate bonds rated Aaa, Aa, A, Baa, and below Baa (LG) by Moody's. The 25 size-BE/ME stock portfolios are formed as follows. Each year t from 1963-91 NYSE quintile breakpoints for size (ME, stock price times shares outstanding), measured at the end of June, are used to allocate NYSE, AMEX and NASDAQ stocks to 5 size quintiles. Similarly, NYSE quintile breakpoints for BE/ME are used to allocate NYSE, AMEX and NASDAQ stocks to 5 book-to-market quintiles. In BE/ME, BE is book common equity plus balance sheet deferred taxes for the fiscal year ending in calendar year t-1, and ME is for the end of December of t-1 The 25 size-BE/ME portfolios are formed as the intersections of the 5 size and the 5 BE/ME groups. Value-weighted monthly percent returns on the portfolios are calculated from July of year t to June of t+1.

表6－6　Fama and Frenchの3ファクター・モデル
(Fama and French (1993))

Regressions of excess stock and bond returns (in percent) on the excess market return (RM-RF) and the mimicking returns for the size (SMB) and book-to-market equity (HML) factors: 7/63 - 12/91, 342 months

$$R(t)-RF(t) = a + b[RM(t)-RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)$$

Excess Returns on 25 Stock Portfolios Formed on Size and Book-to-Market Equity

	Book-to-Market Equity (BE/ME) Quintiles									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Size	b					t(b)				
Small	1.04	1.02	0.95	0.91	0.96	39.37	51.80	60.44	59.73	57.89
2	1.11	1.06	1.00	0.97	1.09	52.49	61.18	55.88	61.54	65.52
3	1.12	1.02	0.98	0.97	1.09	56.88	53.17	50.78	54.38	52.52
4	1.07	1.08	1.04	1.05	1.18	53.94	53.51	51.21	47.09	46.10
Big	0.96	1.02	0.98	0.99	1.06	60.93	56.76	46.57	53.87	38.61
	s					t(s)				
Small	1.46	1.26	1.19	1.17	1.23	37.92	44.11	52.03	52.85	50.97
2	1.00	0.98	0.88	0.73	0.89	32.73	38.79	34.03	31.66	36.78
3	0.76	0.65	0.60	0.48	0.66	26.40	23.39	21.23	18.62	21.91
4	0.37	0.33	0.29	0.24	0.41	12.73	11.11	9.81	7.38	11.01
Big	-0.17	-0.12	-0.23	-0.17	-0.05	-7.18	-4.51	-7.58	-6.27	-1.18
	h					t(h)				
Small	-0.29	0.08	0.26	0.40	0.62	-6.47	2.35	9.66	15.53	22.24
2	-0.52	0.01	0.26	0.46	0.70	-14.57	0.41	8.56	17.24	24.80
3	-0.38	-0.00	0.32	0.51	0.68	-11.26	-0.05	9.75	16.88	19.39
4	-0.42	0.04	0.30	0.56	0.74	-12.51	1.04	8.83	14.84	17.09
Big	-0.46	0.00	0.21	0.57	0.76	-17.03	0.09	5.80	18.34	16.24
	R^2					s(e)				
Small	0.94	0.96	0.97	0.97	0.96	1.94	1.44	1.16	1.12	1.22
2	0.95	0.96	0.95	0.95	0.96	1.55	1.27	1.31	1.16	1.23
3	0.95	0.94	0.93	0.93	0.93	1.45	1.41	1.43	1.32	1.52
4	0.94	0.93	0.91	0.89	0.89	1.46	1.48	1.49	1.63	1.88
Big	0.94	0.92	0.88	0.90	0.83	1.16	1.32	1.55	1.36	2.02

Excess Returns on Government and Corporate Bonds

	1-5G	6-10G	Aaa	Aa	A	Baa	LG
b	0.10	0.18	0.25	0.25	0.26	0.27	0.34
t(b)	6.45	6.75	8.60	9.30	9.46	9.58	12.22
s	-0.06	-0.14	-0.12	-0.11	-0.09	-0.04	0.04
t(s)	-2.70	-3.65	-2.89	-2.72	-2.18	-0.91	0.89
h	0.07	0.08	0.14	0.15	0.16	0.20	0.23
t(h)	2.66	1.83	2.77	3.26	3.51	4.08	4.75
R^2	0.10	0.12	0.17	0.20	0.20	0.22	0.33
s(e)	1.19	1.91	2.13	2.00	2.01	2.08	2.06

RM is the value-weighted percent monthly return on all the stocks in the 25 size-BE/ME portfolios, plus the negative BE stocks excluded from the 25 portfolios. RF is the 1-month Treasury bill rate, observed at the beginning of the month. SMB (small minus big) is the return on the mimicking portfolio for the size factor in stock returns. HML (high minus low) is the return on the mimicking portfolio for the book-to-market factor.

The 7 bond portfolios used as dependent variables are 1 to 5 and 6 to 10 year Governments (1-5G and 6-10G) and corporate bonds rated Aaa, Aa, A, Baa, and below Baa (LG) by Moody's. The 25 size-BE/ME stock portfolios are formed as follows. Each year t from 1963-91 NYSE quintile breakpoints for size, ME, measured at the end of June, are used to allocate NYSE, AMEX and NASDAQ stocks to 5 size quintiles. Similarly, NYSE quintile breakpoints for BE/ME are used to allocate NYSE, AMEX and NASDAQ stocks to 5 book-to-market quintiles. In BE/ME, BE is book common equity plus balance sheet deferred taxes and investment tax credit for the fiscal year ending in calendar year t-1, and ME is for the end of December of t-1. The 25 size-BE/ME portfolios are the intersections of the 5 size and the 5 BE/ME groups. Value-weighted monthly percent returns on the 25 portfolios are calculated from July of t to June of t+1.

R^2 and the residual standard error, s(e), are adjusted for degrees of freedom.

表6－7　Fama and Frenchの3ファクター・モデル：切片テスト
(Fama and French (1993))

Intercepts from excess stock return regressions for
25 stock portfolios formed on size and book-to-market equity: 7/63 - 12/91, 342 months

	Book-to-Market Equity (BE/ME) Quintiles									
	a					t(a)				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	R(t)-RF(t) = a + mTERM(t) + dDEF(t) + e(t)									
Size										
Small	0.31	0.62	0.71	0.80	0.92	0.75	1.73	2.20	2.61	2.87
2	0.35	0.63	0.77	0.75	0.93	0.93	1.91	2.60	2.85	3.03
3	0.34	0.58	0.60	0.73	0.89	1.00	1.99	2.28	3.01	3.11
4	0.41	0.27	0.49	0.69	0.96	1.34	1.01	1.96	2.88	3.35
Big	0.34	0.30	0.25	0.50	0.53	1.35	1.27	1.17	2.36	2.14
	R(t)-RF(t) = a + b[RM(t)-RF(t)] + e(t)									
Small	-0.22	0.15	0.30	0.42	0.54	-0.90	0.73	1.54	2.19	2.53
2	-0.18	0.17	0.36	0.39	0.53	-1.00	1.05	2.35	2.79	3.01
3	-0.16	0.15	0.23	0.39	0.50	-1.12	1.25	1.82	3.20	3.19
4	-0.05	-0.14	0.12	0.35	0.57	-0.50	-1.50	1.20	2.91	3.71
Big	-0.04	-0.07	-0.07	0.20	0.21	-0.49	-0.95	-0.70	1.89	1.41
	R(t)-RF(t) = a + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)									
Small	0.24	0.46	0.49	0.53	0.55	0.97	1.92	2.24	2.52	2.49
2	0.52	0.58	0.64	0.58	0.64	2.00	2.40	2.76	2.61	2.56
3	0.52	0.61	0.52	0.60	0.66	2.00	2.58	2.25	2.66	2.61
4	0.69	0.39	0.50	0.62	0.79	2.78	1.55	2.07	2.51	2.85
Big	0.76	0.52	0.43	0.51	0.44	3.41	2.23	1.84	2.20	1.70
	R(t)-RF(t) = a + b[RM(t)-RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)									
Small	-0.34	-0.12	-0.05	0.01	0.00	-3.16	-1.47	-0.73	0.22	0.14
2	-0.11	-0.01	0.08	0.03	0.02	-1.24	-0.20	1.04	0.51	0.34
3	-0.11	0.04	-0.04	0.05	0.05	-1.42	0.47	-0.47	0.71	0.56
4	0.09	-0.22	-0.08	0.03	0.13	1.07	-2.65	-0.99	0.33	1.24
Big	0.21	-0.05	-0.13	-0.05	-0.16	3.27	-0.67	-1.46	-0.69	-1.41
R(t)-RF(t) = a + b[RM-RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + mTERM(t) + dDEF(t) + e(t)										
Small	-0.35	-0.13	-0.05	0.01	0.00	-3.24	-1.58	-0.79	0.20	0.09
2	-0.11	-0.02	0.08	0.04	0.02	-1.29	-0.24	1.10	0.67	0.29
3	-0.12	0.04	-0.03	0.06	0.05	-1.45	0.48	-0.42	0.79	0.56
4	0.08	-0.22	-0.08	0.04	0.13	1.04	-2.67	-0.94	0.47	1.23
Big	0.21	-0.05	-0.13	-0.06	-0.17	3.29	-0.72	-1.46	-0.73	-1.51

表６－８　　５ファクター・モデルのファクター間相関係数
(Kubota and Takehara (1995))

Correlation matrix of Five Factor Portfolios

	Market	Spread			
	(TOPIX)	Size	BPR	Leverage	EPR
Market	1.0000	-0.0165	0.2587	-0.2523	0.1445
SPR(size)	-0.0165	1.0000	-0.1009	-0.3840	0.2725
SPR(BPR)	0.2587	-0.1009	1.0000	-0.0898	0.5823
SPR(Lev.)	-0.2523	-0.3840	-0.0898	1.0000	-0.3225
SPR(EPR)	0.1436	0.2725	0.5823	-0.3225	1.0000

表６－９　　５ファクター・モデル回帰結果（個別銘柄）
(Kubota and Takehara (1995))

Summary of Time Series Individual Regressions

Regression Coefficients						
Var.	Intercept	Market	Spread			
		(TOPIX)	Size	BPR	Leverage	EPR
Average	-0.077	0.942	0.426	-0.055	0.088	0.049
Maximum	3.511	1.804	1.405	1.115	1.801	1.341
Minimum	-2.299	0.079	-0.616	-1.250	-1.299	-1.559
Median	-0.083	0.950	0.470	-0.051	-0.104	0.066
t value						
Var.	Intercept	Market	Spread			
		(TOPIX)	Size	BPR	Leverage	EPR
Average	-0.141	7.260	3.133	-0.288	0.482	0.128
Ave. $\|t\|$	0.651	7.260	3.650	1.039	2.600	1.189
Maximum	2.393	14.255	10.008	3.948	10.100	4.605
Minimum	-2.866	0.356	-6.569	-5.471	-7.780	-5.668
Median	-0.103	7.367	3.661	-0.200	0.482	0.246

(Average Adjusted $R^2 = 0.398$, Average DW statistics = 2.167) (All statistics are average of time sereis regressions.)

表６－１０　５ファクター・モデルと主成分の相関
(Kubota and Takehara (1995))

Correlation between the First 10 Factors (Principal Components) and Five Factor Portfolios

	Market	SPR(size)	SPR(BPR)	SPR(Lev.)	SPR(EPR)
1st	0.829	0.451	0.1542	-0.364	0.251
2nd	-0.102	0.016	0.1812	0.726	0.072
3rd	0.398	-0.807	0.0053	0.271	-0.349
4th	-0.103	0.059	0.1406	-0.238	0.277
5th	-0.044	0.162	-0.0922	0.055	-0.174
6th	-0.117	0.120	-0.3779	0.108	-0.458
7th	-0.020	-0.080	0.1594	0.016	0.025
8th	-0.074	0.091	0.0332	-0.126	0.087
9th	-0.032	-0.028	0.0381	-0.090	0.122
10th	-0.019	0.038	0.1301	-0.064	0.035

表６－１１　５ファクター・モデル回帰結果
（３０ホールド・アウト・ポートフォリオ）
(Kubota and Takehara (1995)
Summary of Time Series Regressions on 30 Ranked Portfolios

Regression Coefficients						
Var.	Intercept	Market	Spread			
		(TOPIX)	Size	BPR	Leverage	EPR
Average	-0.096	0.928	0.449	-0.047	0.125	0.034
Maximum	0.276	1.070	0.593	0.531	0.402	0.374
Minimum	-0.446	0.757	0.250	-0.483	-0.125	-0.170
Median	-0.104	0.928	0.450	-0.048	0.126	0.021
t value						
Var.	Intercept	Market	Spread			
		(TOPIX)	Size	BPR	Leverage	EPR
Average	-0.468	25.473	13.068	-0.718	2.512	0.371
Ave. $\|t\|$	0.650	25.473	13.068	2.736	2.953	0.955
Maximum	0.957	29.600	16.740	7.945	8.732	4.095
Minimum	-1.868	18.600	5.090	-7.374	-2.451	-2.205
Median	-0.466	25.850	13.195	-0.741	2.534	0.283

(Average Adjusted $R^2 = 0.870$, Average DW statistics = 2.003) (All statistics are average of time series regressions.)

表６－１２　５ファクター・モデル回帰結果
（１００ポートフォリオ）
（Kubota and Takehara (1995)

Summary of Time Series Regressions on Size-BPR sorted 100 Portfolios

Regression Coefficients						
Var.	Intercept	Market (TOPIX)	Spread			
			Size	BPR	Leverage	EPR
Average	-0.098	0.927	0.448	-0.055	0.125	0.033
Maximum	0.683	1.143	0.999	0.607	0.375	0.326
Minimum	-0.776	0.736	-0.204	-0.675	-0.172	-0.305
Median	-0.095	0.921	0.504	-0.051	0.140	0.029
t value						
Var.	Intercept	Market (TOPIX)	Spread			
			Size	BPR	Leverage	EPR
Average	-0.299	16.237	7.875	-0.584	1.640	0.250
Ave. $\|t\|$	0.757	16.237	8.410	2.035	1.800	0.814
Maximum	1.917	23.770	17.970	5.401	5.758	2.726
Minimum	-2.225	8.030	-3.820	-6.015	-2.222	-2.746
Median	-0.267	15.990	9.185	-0.529	1.661	0.238

(Average Adjusted $R^2 = 0.740$, Average DW statistics = 2.089) (All satistics are average of time series regressions.)

表６－１３ マルチファクター・モデル回帰分析結果（ $|t|$ ）

Average $|t|$ from Individual Regressions of Alternative Multifactor Models
(T= 124, N= 776)

Intercept	Market	Size	BPR	LEV	EPR	adj. R^2
0.746	6.804					0.249
(0.129)						
0.55	7.238	3.74				0.331
(0.129)						
0.638	6.764		1.218			0.261
(0.773)						
0.672	6.578			2.602		0.297
(0.387)						
0.588	7.106	3.737	1.246			0.343
(0.902)						
0.568	7.316	3.834		2.549		0.376
(0.387)						
0.618	7.233	3.846	1.368	2.607		0.389
(0.902)						
0.651	7.26	3.65	1.039	2.6	1.189	0.398
(2.320)						

* Numbers inside parentheses for intercepts are the fraction of $|t|$ s larger than 1.96 out of 776 independent regressions.

表６－１４　規模別ＢＰＲ別ランク・ポートフォリオの
Fama and MacBethテスト
（久保田、竹原（１９９６））

	Intercept	TOPIX	Size Spr	B/P Spr	Lev Spr	E/P Spr	R^2 (%)
Coef.	2.617	−2.072	1.485				62.201
FM-t	2.858	−1.855	2.737				
FM-p	0.426	6.355	0.620				
SW-t	2.643	−1.732	2.582				
SW-p	0.822	8.333	0.982				
Coef.	−1.206	3.626		−2.060			54.291
FM-t	−1.235	2.633		−4.602			
FM-p	21.669	0.846		0.000			
SW-t	−1.023	2.197		−3.868			
SW-p	30.632	2.800		0.011			
Coef.	3.789	−4.102			−2.675		63.626
FM-t	3.719	−3.055			−2.980		
FM-p	0.020	0.225			0.288		
SW-t	2.960	−2.456			−2.385		
SW-p	0.308	1.406			1.707		
Coef.	−0.196	1.752	1.184	−1.551			89.136
FM-t	−0.215	1.475	2.162	−3.740			
FM-p	82.948	14.030	3.061	0.018			
SW-t	−0.195	1.338	1.993	−3.471			
SW-p	84.527	18.086	4.622	0.052			
Coef.	3.312	−3.304	0.673		−1.576		65.576
FM-t	3.277	−2.434	0.938		−1.730		
FM-p	0.105	1.494	34.813		8.358		
SW-t	2.819	−2.113	0.813		−1.492		
SW-p	0.482	3.461	41.622		13.583		
Coef.	0.096	1.266	0.942	−1.508	−0.487		89.438
FM-t	0.106	0.993	1.336	−3.716	−0.569		
FM-p	91.590	32.065	18.151	0.020	56.908		
SW-t	0.096	0.908	1.232	−3.480	−0.521		
SW-p	92.316	36.403	21.779	0.050	60.228		
Coef.	0.210	4.694	2.823	−2.149	0.040	3.906	91.812
FM-t	0.230	1.793	1.968	−3.650	0.046	1.398	
FM-p	81.780	7.295	4.912	0.026	96.301	16.214	
SW-t	0.205	1.587	1.750	−3.268	0.041	1.233	
SW-p	83.763	11.243	8.008	0.108	96.710	21.750	

（R^2は自由度修正済み）

表６－１５　規模別ＢＰＲ別ランク・ポートフォリオの
ＧＭＭテスト：J統計量とHansen and Jagannathan測度
（久保田、竹原（１９９６））

	Intercept	TOPIX	Size Spr	BP Spr	Lev Spr	EP Spr	Measure
HJ-Coef	1.022	1.434	−3.231				0.460
HJ-t	23.854	0.507	−2.384				
HJ-p	0.000	61.188	1.711				5.700
GMM-Coef	1.026	2.414	−3.821				0.423
GMM-t	23.249	0.859	−2.853				
GMM-p	0.000	39.009	0.433				17.709
HJ-Coef	1.153	−4.415		9.850			0.398
HJ-t	16.034	−1.528		3.650			
HJ-p	0.000	12.646		0.026			44.000
GMM-Coef	1.183	−5.589		10.562			0.349
GMM-t	16.722	−2.055		4.004			
GMM-p	0.000	3.984		0.006			64.619
HJ-Coef	0.980	2.704			3.923		0.493
HJ-t	29.641	0.892			1.403		
HJ-p	0.000	37.251			16.058		2.280
GMM-Coef	0.977	2.244			2.816		0.452
GMM-t	32.092	0.762			1.029		
GMM-p	0.000	44.577			30.369		7.843
HJ-Coef	1.177	−3.776	−2.670	9.162			0.359
HJ-t	16.063	−1.281	−2.084	3.375			
HJ-p	0.000	20.007	3.716	0.074			59.850
GMM-Coef	1.183	−4.674	−2.388	9.128			0.330
GMM-t	17.025	−1.703	−1.921	3.529			
GMM-p	0.000	8.853	5.475	0.042			71.275
HJ-Coef	1.025	1.058	−3.490		−0.995		0.459
HJ-t	22.791	0.340	−2.052		−0.281		
HJ-p	0.000	73.386	4.016		77.884		4.310
GMM-Coef	1.042	1.617	−4.728		−2.209		0.415
GMM-t	21.605	0.517	−2.760		−0.623		
GMM-p	0.000	60.537	0.578		53.347		17.578
HJ-Coef	1.179	−3.962	−2.805	9.149	−0.516		0.359
HJ-t	15.924	−1.195	−1.753	3.371	−0.140		
HJ-p	0.000	23.202	7.963	0.075	88.891		53.650
GMM-Coef	1.185	−4.856	−2.537	9.153	−0.407		0.328
GMM-t	16.798	−1.548	−1.628	3.538	−0.114		
GMM-p	0.000	12.151	10.359	0.040	90.915		66.533
HJ-Coef	0.897	13.572	−6.970	13.264	−1.963	−9.687	0.334
HJ-t	4.617	−1.911	−2.190	3.095	−0.515	−1.457	
HJ-p	0.000	5.607	2.851	0.197	60.638	14.510	69.520
GMM-Coef	0.946	13.017	−5.969	13.243	−0.494	−8.517	0.297
GMM-t	5.242	−1.962	−2.000	3.255	−0.135	−1.381	
GMM-p	0.000	4.974	4.554	0.114	89.242	16.741	79.829

表6－16　第1ファクターとＴＯＰＩＸ、
スプレッド・ポートフォリオ：回帰分析
（久保田、竹原（１９９６））

prcreg	Intercept	TOPIX	SSPR	BSPR	LSPR	ESPR	R-squared
Coef.	16.723	26.965					0.699
t value	1.967	18.925					
Prob.	0.051	0.000					
Coef.	19.141		13.626				0.222
t value	1.380		6.638				
Prob.	0.170		0.000				
Coef.	50.847			9.782			0.041
t value	3.235			2.551			
Prob.	0.001			0.012			
Coef.	32.124				-15.793		0.147
t value	2.255				-5.153		
Prob.	0.026				0.000		
Coef.	-93.639					-27.671	0.863
t value	-13.172					-31.124	
Prob.	0.000					0.000	
Coef.	-2.709	26.771	13.314				0.912
t value	-0.573	34.557	19.183				
Prob.	0.568	0.000	0.000				
Coef.	13.660	27.403		-2.264			0.701
t value	1.513	18.397		-1.009			
Prob.	0.132	0.000		0.315			
Coef.	15.046	25.518			-6.442		0.722
t value	1.831	17.777			-3.513		
Prob.	0.069	0.000			0.001		
Coef.	-69.607	9.123				-21.081	0.894
t value	-9.634	6.699				-16.756	
Prob.	0.000	0.000				0.000	
Coef.	-3.024	26.819	13.302	-0.246			0.912
t value	-0.605	32.988	19.034	-0.200			
Prob.	0.546	0.000	0.000	0.842			
Coef.	-2.991	27.213	13.865		2.003		0.914
t value	-0.636	33.670	18.356		1.782		
Prob.	0.526	0.000	0.000		0.077		
Coef.	-3.055	27.222	13.861	-0.050	1.999		0.914
t value	-0.615	32.443	18.168	-0.041	1.765		
Prob.	0.539	0.000	0.000	0.967	0.080		
Coef.	-48.882	12.740	7.530	6.270	0.818	-15.460	0.954
t value	-9.029	9.051	9.568	5.945	0.978	-11.439	
Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.330	0.000	

（R^2は自由度修正済み）

表6－17　第2ファクターとＴＯＰＩＸ、
スプレッド・ポートフォリオ：回帰分析
（久保田、竹原（１９９６））

prcreg	Intercept	TOPIX	SSPR	BSPR	LSPR	ESPR	R-squared
Coef.	-0.543	-1.384					0.011
t value	-0.087	-1.320					
Prob.	0.931	0.189					
Coef.	-1.645		-0.035				0.000
t value	-0.258		-0.037				
Prob.	0.797		0.971				
Coef.	2.590			3.598			0.033
t value	0.405			2.304			
Prob.	0.686			0.023			
Coef.	3.678				12.005		0.516
t value	0.845				12.818		
Prob.	0.399				0.000		
Coef.	2.556					0.886	0.005
t value	0.329					0.912	
Prob.	0.742					0.363	
Coef.	-0.516	-1.383	-0.018				0.011
t value	-0.080	-1.315	-0.020				
Prob.	0.936	0.190	0.984				
Coef.	5.676	-2.274		4.598			0.061
t value	0.874	-2.122		2.848			
Prob.	0.383	0.035		0.005			
Coef.	2.720	1.431			12.530		0.527
t value	0.626	1.885			12.921		
Prob.	0.532	0.061			0.000		
Coef.	-1.741	-1.631				-0.293	0.011
t value	-0.195	-0.967				-0.188	
Prob.	0.846	0.335				0.851	
Coef.	5.414	-2.283	0.209	4.629			0.061
t value	0.818	-2.123	0.226	2.848			
Prob.	0.414	0.035	0.822	0.005			
Coef.	-2.635	1.934	4.117		15.037		0.630
t value	-0.668	2.852	6.495		15.940		
Prob.	0.505	0.005	0.000		0.000		
Coef.	5.171	0.852	4.560	6.151	15.551		0.718
t value	1.420	1.385	8.153	6.848	18.733		
Prob.	0.158	0.168	0.000	0.000	0.000		
Coef.	-0.952	-1.083	3.714	6.995	15.393	-2.066	0.722
t value	-0.177	-0.773	4.742	6.664	18.484	-1.536	
Prob.	0.860	0.441	0.000	0.000	0.000	0.127	

（R^2は自由度修正済み）

表6－18　第3ファクターとＴＯＰＩＸ、
スプレッド・ポートフォリオ：回帰分析
（久保田、竹原（１９９６））

prcreg	Intercept	TOPIX	SSPR	BSPR	LSPR	ESPR	R-squared
Coef.	-4.390	3.798					0.149
t value	-1.006	5.193					
Prob.	0.316	0.000					
Coef.	9.016		-6.959				0.624
t value	3.062		-15.970				
Prob.	0.003		0.000				
Coef.	-1.245			-0.017			0.000
t value	-0.254			-0.014			
Prob.	0.800			0.989			
Coef.	0.146				3.064		0.059
t value	0.032				3.120		
Prob.	0.974				0.002		
Coef.	-4.334					-0.648	0.005
t value	-0.742					-0.886	
Prob.	0.459					0.377	
Coef.	5.834	3.899	-7.005				0.781
t value	2.564	10.466	-20.987				
Prob.	0.011	0.000	0.000				
Coef.	-6.883	4.155		-1.843			0.163
t value	-1.493	5.462		-1.608			
Prob.	0.137	0.000		0.110			
Coef.	-3.125	4.888			4.855		0.286
t value	-0.778	6.968			5.419		
Prob.	0.438	0.000			0.000		
Coef.	17.694	8.362				5.393	0.286
t value	3.093	7.756				5.414	
Prob.	0.002	0.000				0.000	
Coef.	2.083	4.469	-7.148	-2.928			0.816
t value	0.946	12.480	-23.226	-5.411			
Prob.	0.346	0.000	0.000	0.000			
Coef.	5.734	4.056	-6.810		0.708		0.783
t value	2.524	10.384	-18.659		1.303		
Prob.	0.013	0.000	0.000		0.195		
Coef.	2.076	4.563	-7.018	-2.882	0.467		0.817
t value	0.942	12.256	-20.733	-5.302	0.929		
Prob.	0.348	0.000	0.000	0.000	0.354		
Coef.	-8.169	1.325	-8.433	-1.469	0.203	-3.456	0.839
t value	-2.647	1.652	-18.798	-2.444	0.425	-4.486	
Prob.	0.009	0.101	0.000	0.016	0.671	0.000	

（R^2は自由度修正済み）

表6－19　TOPIX、スプレッド・ポートフォリオ対ファクター

（久保田、竹原（1996））

	被説明変数				
説明変数	TOPIX	SSPR	BSPR	LSPR	ESPR
ファクター1	69.932	22.249	4.054	14.704	86.283
ファクター1～2	71.050	22.250	7.387	66.323	86.820
ファクター1～3	85.952	84.602	7.387	72.269	87.328
ファクター1～4	86.859	85.259	10.315	80.177	88.796
ファクター1～5	88.777	89.468	20.015	80.833	91.977
ファクター1～6	88.788	89.734	21.492	80.852	92.000
ファクター1～7	88.801	90.864	22.860	81.109	92.252
ファクター1～8	89.004	91.315	24.740	82.593	92.409
ファクター1～9	89.180	91.323	29.857	83.034	92.409
ファクター1～10	89.468	91.342	30.207	83.949	92.670

リスクファクターによるTOPIX及びリターンスプレッドの説明: (決定係数(%))

表6－20　１００ポートフォリオの特性
(Jagannathan and Wang (1996a))

Basic Characteristics of the 100 Portfolios

Using stocks of non-financial firms listed in the NYSE and AMEX covered by CRSP, the 100 portfolios are formed in the same way as in Fama and French (1992). For every calendar year, starting from 1963, we first sort firms into 10 size deciles based on their market value at the end of June. For each size category, we estimate the pre-beta of each firm by the slope coefficient in the regression of the 24 to 60 months of past-return data on a constant and the CRSP value-weighted index of the corresponding months. We then sort firms within each size decile into 10 beta deciles based on their pre-betas. This gives 100 portfolios, and we compute the return on each of these portfolios for the next 12 calendar months by equally weighting the returns on stocks in the portfolio. We repeat this procedure for each calendar year. This gives a time-series of monthly returns (July 1963 — December 1990, i.e., 330 observations) for each of the 100 size-beta portfolios. β_i^{vw} is the slope in the regression of portfolio i's return on the CRSP value-weighted stock index return and a constant for the entire 330 month period. A portfolio size is calculated as the equally-weighted average of the logarithm of the market value (in million dollars) of the stocks in the portfolio.

表6－20　（続）

Panel A: Time-series Averages of Returns

	β-L	β-2	β-3	β-4	β-5	β-6	β-7	β-8	β-9	β-H
Size-S	1.44	1.53	1.56	1.71	1.36	1.44	1.37	1.33	1.46	1.34
Size-2	1.13	1.22	1.09	1.19	1.38	1.37	1.37	1.30	1.15	0.95
Size-3	1.26	1.27	1.22	1.26	1.16	1.29	1.34	1.19	1.12	0.89
Size-4	1.37	1.47	1.40	1.28	1.01	1.39	1.11	1.33	1.07	0.95
Size-5	0.97	1.53	1.10	1.28	1.18	1.04	1.35	1.07	1.23	0.82
Size-6	1.07	1.36	1.34	1.12	1.25	1.27	0.84	0.94	0.92	0.77
Size-7	0.99	1.18	1.13	1.19	0.96	0.99	1.11	0.91	0.90	0.83
Size-8	0.95	1.19	1.02	1.39	1.18	1.24	0.94	1.02	0.88	1.08
Size-9	0.94	0.92	1.05	1.17	1.15	1.03	1.02	0.84	0.80	0.51
Size-B	1.06	0.97	1.02	0.94	0.83	0.93	0.82	0.83	0.61	0.72

Panel B: The Estimated β_i^{yw}s

	β-L	β-2	β-3	β-4	β-5	β-6	β-7	β-8	β-9	β-H
Size-S	0.90	0.99	1.01	1.13	1.17	1.21	1.20	1.31	1.44	1.54
Size-2	0.83	1.00	1.09	1.12	1.18	1.29	1.33	1.39	1.48	1.63
Size-3	0.78	0.93	1.09	1.11	1.18	1.27	1.29	1.40	1.42	1.70
Size-4	0.75	0.91	1.05	1.13	1.19	1.32	1.25	1.32	1.56	1.61
Size-5	0.57	0.78	1.10	1.10	1.12	1.20	1.25	1.43	1.45	1.54
Size-6	0.62	0.77	0.88	1.01	1.08	1.25	1.22	1.34	1.32	1.59
Size-7	0.64	0.84	1.01	1.07	1.16	1.21	1.26	1.26	1.31	1.54
Size-8	0.64	0.73	0.91	1.04	1.07	1.17	1.22	1.19	1.23	1.50
Size-9	0.62	0.78	0.88	0.96	1.04	1.05	1.13	1.17	1.22	1.34
Size-B	0.68	0.76	0.80	1.00	0.97	1.00	1.04	1.09	1.10	1.28

Panel C: The Time-Series Averages of Size ($million)

	β-L	β-2	β-3	β-4	β-5	β-6	β-7	β-8	β-9	β-H
Size-S	2.48	2.50	2.49	2.48	2.48	2.50	2.46	2.46	2.46	2.34
Size-2	3.71	3.72	3.73	3.73	3.71	3.71	3.72	3.72	3.72	3.72
Size-3	4.21	4.21	4.21	4.21	4.21	4.23	4.21	4.22	4.21	4.20
Size-4	4.67	4.65	4.64	4.65	4.65	4.65	4.65	4.64	4.64	4.64
Size-5	5.07	5.09	5.07	5.08	5.08	5.07	5.07	5.07	5.07	5.05
Size-6	5.47	5.48	5.47	5.48	5.48	5.48	5.48	5.48	5.47	5.48
Size-7	5.91	5.92	5.93	5.92	5.92	5.89	5.91	5.90	5.92	5.90
Size-8	6.44	6.42	6.43	6.39	6.43	6.41	6.43	6.42	6.40	6.40
Size-9	6.98	6.98	7.00	6.98	6.96	6.97	6.95	6.96	6.95	6.97
Size-B	8.11	8.26	8.22	8.19	8.16	8.18	8.06	8.03	7.92	7.81

表6－21　ＣＡＰＭのテスト：規模、人的資産、Quality Spread (Jagannathan and Wang (1996a))

Evaluations of Various CAPM Specifications

This table gives the estimates for the cross-sectional regression model

$$\mathrm{E}[R_{it}] = c_0 + c_{\mathrm{size}} \log(\mathrm{ME}_i) + c_{\mathrm{vw}} \beta_i^{\mathrm{vw}} + c_{\mathrm{prem}} \beta_i^{\mathrm{prem}} + c_{\mathrm{labor}} \beta_i^{\mathrm{labor}}$$

and the model for the moments

$$\mathrm{E}\left[R_{it}\left(\delta_0 + \delta_{\mathrm{vw}} R_t^{\mathrm{vw}} + \delta_{\mathrm{prem}} R_t^{\mathrm{prem}} + \delta_{\mathrm{labor}} R_t^{\mathrm{labor}}\right)\right] = 1 \ ,$$

with either a subset or all of the variables. Here, R_{it} is the return on portfolio i ($i = 1, 2, \ldots, 100$) in month t (July 1963 – December 1990), R_t^{vw} is the return on the value-weighted index of stocks, R_{t-1}^{prem} is the yield spread between low- and high-grade corporate bonds, and R_t^{labor} is the growth rate in per capita labor income. The β_i^{vw} is the slope coefficient in the OLS regression of R_{it} on a constant and R_t^{vw}. The other betas are estimated in a similar way. The regression models are estimated by using the Fama-MacBeth procedure. The "corrected t- and p-values" take sampling errors in the estimated betas into account. The models for the moments are estimated by using the Generalized Method of Moments with the Hansen-Jagannathan weighting matrix. The minimized value of the GMM criterion function is the first item under the "HJ-dist", with the associated p-value immediately below it. All the R-squares and p-values are reported in percentage.

表6－21　(続)

Panel A: The Static CAPM without Human Capital

Coefficient:	c_0	c_{vw}	c_{prem}	c_{labor}	c_{size}	R-square
Estimate:	1.24	-0.10				1.35
t-value:	5.17	-0.28				
p-value:	0.00	78.00				
Corrected-t:	5.16	-0.28				
Corrected-p:	0.00	78.01				
Estimate:	2.08	-0.32			-0.11	57.56
t-value:	5.79	-0.94			-2.30	
p-value:	0.00	34.54			2.14	
Corrected-t:	5.77	-0.94			-2.30	
Corrected-p:	0.00	34.60			2.17	
Coefficient:	δ_0	δ_{vw}	δ_{prem}	δ_{labor}		HJ-dist
Estimate:	0.97	1.55				.6548
t-value:	89.01	1.09				
p-value:	0.00	27.59				0.22

Panel B: The Conditional CAPM without Human Capital

Coefficient:	c_0	c_{vw}	c_{prem}	c_{labor}	c_{size}	R-square
Estimate:	0.81	-0.31	0.36			29.32
t-value:	2.72	-0.87	3.28			
p-value:	0.66	38.45	0.10			
Corrected-t:	2.19	-0.70	2.67			
Corrected-p:	2.87	48.43	0.75			
Estimate:	1.77	-0.38	0.16		-0.10	61.66
t-value:	4.75	-1.10	2.50		-1.93	
p-value:	0.00	27.17	1.26		5.35	
Corrected-t:	4.53	-1.05	2.40		-1.84	
Corrected-p:	0.00	29.53	1.66		6.59	
Coefficient:	δ_0	δ_{vw}	δ_{prem}	δ_{labor}		HJ-dist
Estimate:	1.48	2.05	-45.94			.6425
t-value:	6.71	1.47	-2.36			
p-value:	0.00	14.14	1.83			0.98

表6－21　（続）

Panel C: The Conditional CAPM with Human Capital

Coefficient:	c_0	c_{vw}	c_{prem}	c_{labor}	c_{size}	R-square
Estimate:	1.24	-0.40	0.34	0.22		55.21
t-value:	5.51	-1.18	3.31	2.31		
p-value:	0.00	23.76	0.09	2.07		
Corrected-t:	4.10	-0.88	2.48	1.73		
Corrected-p:	0.00	37.99	1.31	8.44		
Estimate:	1.70	-0.40	0.20	0.10	-0.07	64.73
t-value:	4.61	-1.18	3.00	2.09	-1.45	
p-value:	0.00	23.98	0.27	3.62	14.74	
Corrected-t:	4.14	-1.06	2.72	1.89	-1.30	
Corrected-p:	0.00	29.07	0.66	5.87	19.29	
Coefficient:	δ_0	δ_{vw}	δ_{prem}	δ_{labor}		HJ-dist
Estimate:	2.26	1.81	-65.72	-97.72		.6184
t-value:	6.39	1.26	-3.10	-2.94		
p-value:	0.00	20.65	0.20	0.33		19.38

Panel D: The Static CAPM with Human Capital

Coefficient:	c_0	c_{vw}	c_{prem}	c_{labor}	c_{size}	R-square
Estimate:	1.67	-0.22		0.23		30.46
t-value:	6.91	-0.63		2.37		
p-value:	0.00	53.19		1.77		
Corrected-t:	5.71	-0.52		1.97		
Corrected-p:	0.00	60.49		4.87		
Estimate:	2.09	-0.32		0.05	-0.10	58.55
t-value:	5.80	-0.96		1.22	-2.15	
p-value:	0.00	33.78		22.29	3.19	
Corrected-t:	5.70	-0.95		1.20	-2.11	
Corrected-p:	0.00	34.46		22.93	3.48	
Coefficient:	δ_0	δ_{vw}	δ_{prem}	δ_{labor}		HJ-dist
Estimate:	1.37	1.22		-68.68		.6422
t-value:	7.73	0.85		-2.32		
p-value:	0.00	39.65		2.01		1.94

表６－２２　基本ファクター統計量
(Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995))

Summary Statistics for the Factors

The data consists of 142 monthly observations for the period September 1981 to June 1993. TOPIX represents the value weighted index of stocks traded in the Tokyo Stock Exchange (TSE), First Section. S-SPR represents the return spread between the TSE First Section stocks in the smallest size decile and the largest size decile. B-SPR represents the return spread between TSE First Section stocks in the lowest Book to Price Ratio decile and the highest Book to Price Ratio decile. LABOR denotes the percentage growth rate in monthly per capita income in Japan.

	TOPIX	S- SPR.	B-SPR.	LABOR
Average	0.78%	1.40%	-1.24%	0.25%
Std.Dev	5.97%	6.56%	3.89%	0.43%

Lag	Auto-Correlation			
1	0.00	0.09	0.13	0.21
2	0.04	-0.18	0.14	-0.40
3	0.01	-0.02	0.00	-0.23
4	-0.03	0.03	-0.09	-0.09
5	0.12	0.05	0.08	0.08
6	-0.05	-0.05	-0.04	0.11
7	-0.02	0.03	0.11	0.08
8	0.03	-0.01	-0.09	-0.07
9	0.05	0.06	-0.02	-0.19
10	0.08	-0.17	-0.08	-0.34
11	0.01	-0.08	-0.19	0.15
12	0.01	0.15	0.08	0.80

表６－２３　規模別ＢＰＲ別ランク・ポートフォリオの特性
(Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995))

Characteristics of the 25 Size-BPR Sorted Portfolios

Average Monthly Return

	Low	3	5	7	High
Small	1.62	1.75	2.23	2.33	2.21
3	0.87	1.46	1.51	1.67	1.81
5	0.19	0.82	1.48	1.11	1.43
	0.68	1.02	1.13	1.17	1.39
Large	0.14	0.63	0.78	0.84	1.25

Standard Deviation of Monthly Return

	Low	3	5	7	High
Small	9.28	8.81	9.00	8.56	8.07
3	7.53	7.54	7.74	7.47	6.80
5	7.42	7.02	6.89	6.36	6.64
7	7.29	6.58	6.38	6.15	5.95
Large	6.48	6.47	6.33	5.66	5.95

Sample Average of Ln(Market Value)

	Low	3	5	7	High
Small	8.98	9.07	9.09	9.13	9.11
3	9.89	9.94	9.96	9.95	9.94
5	10.49	10.56	10.62	10.57	10.59
7	11.29	11.32	11.36	11.34	11.32
Large	12.81	12.89	12.94	12.79	12.95

Sample Average of B/P (in Percent)

	Low	3	5	7	High
Small	5.83	25.43	35.54	49.25	74.26
3	12.98	28.60	37.64	49.43	74.05
5	14.21	28.30	37.47	48.10	73.20
7	14.66	28.79	37.98	47.20	66.51
Large	11.83	24.15	30.97	39.99	58.88

Sample Average of E/P (in Percent)

	Low	3	5	7	High
Small	1.91	3.98	4.07	6.77	5.89
3	3.52	4.30	5.42	5.75	7.27
5	3.36	4.59	5.32	5.79	6.77
7	3.34	5.08	5.42	6.75	8.45
Large	3.70	4.73	5.85	6.50	7.94

表６－２３　（続）

Sample Average of D/P (in Percent)

	Low	3	5	7	High
Small	0.12	0.62	0.72	1.14	1.29
3	0.41	0.77	1.04	1.06	1.26
5	0.42	0.85	1.06	1.21	1.19
7	0.49	0.92	0.98	1.18	1.30
Large	0.44	0.78	0.98	1.15	2.11

Sample Average of Leverage Ratio (in Percent)

	Low	3	5	7	High
Small	86.18	80.15	73.86	67.32	58.58
3	79.45	69.98	65.64	56.55	54.81
5	77.82	65.56	60.97	56.78	52.08
7	68.94	66.12	63.42	55.98	51.66
Large	64.68	63.12	62.56	62.52	61.66

S-Beta

	Low	3	5	7	High
mall	0.98	1.01	0.95	0.93	0.78
3	0.87	0.93	0.86	0.85	0.77
5	0.93	0.92	0.90	0.78	0.81
7	1.03	0.96	0.90	0.86	0.79
Large	0.84	0.99	0.97	0.84	0.77

Labor Beta

	Low	3	5	7	High
mall	0.506	1.1901	0.0948	1.787	0.924
3	-1.420	0.0771	0.1491	-0.586	-0.418
5	-1.907	-0.7799	-0.8687	-0.519	-0.773
7	-0.649	-1.4736	-0.6356	-1.011	-1.651
Large	-2.421	-1.6686	-1.3827	-1.697	-0.235

SSPR-Beta

	Low	3	5	7	High
Small	0.97060	0.8708	0.953	0.846	0.8148
3	0.59249	0.6408	0.628	0.653	0.5717
5	0.41356	0.4877	0.455	0.499	0.4316
7	0.28266	0.2836	0.322	0.274	0.2796
Large	-0.00688	-0.0641	-0.118	-0.136	-0.0355

表6－23　(続)

BSPR-Beta

	Low	3	5	7	High
Small	0.554	0.366	0.242	0.0739	-0.2120
3	0.693	0.364	0.193	0.1563	-0.0408
5	0.827	0.429	0.292	0.0327	-0.1233
7	0.629	0.411	0.194	0.2187	-0.1123
Large	0.874	0.594	0.390	0.2876	-0.1223

表６－２４　人的資産ＣＡＰＭのテスト
（Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995)）

Comparing the Performance of the two CAPM Specifications using the 25 Size-BPR sorted portfolio returns

This table gives the estimated values of the parameters in the cross sectional regression model,

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size}\log(ME_i) + c_s\beta_i^s + c_{labor}\beta_i^{labor}$$

and the stochastic discount factor model for moments,

$$E[R_{it}(\delta_0 + \delta_s R_t^s + \delta_{labor} R_t^{labor})] = 1,\ i = 1,2..25$$, where R_{it} denotes the return on portfolio i, R_t^s denotes the month t return on TOPIX, and R_t^{labor} denotes the growth rate in per capita labor income lagged by 2 months. Betas represent the slope coefficient in the univariate regression of R_{it} on the relevant variable. The cross sectional regression model parameters are estimated using the Fama-MacBeth procedure. The corrected t-values and p-values are computed using the procedure described in Jagannathan and Wang (1995). The stochastic discount factor models for moments are estimated using Hansen's (1982) generalized method of moments. GMM refers to the use of the optimal weighting matrix described in Hansen (1982) and HJ refers to the use of the inverse of the second moment matrix of returns as the weighting matrix. Dist refers to the minimized value of the criterion function. We use 142 monthly observations from September 1982 to June 1993.

表６－２４　（続）

Panel A

Coefficient	c_0	c_s	c_{labor}	c_{size}	%R-Square
Estimate	2.46	-1.28			2.78
t-value	2.61	-1.10			
%p-value	0.91	27.10			
Corrected t-value	2.55	-1.08			
Corrected p-value	1.08	28.00			
Estimate	6.46	-1.73		-0.32	54.70
t-value	3.33	-1.51		-2.44	
%p-value	0.09	13.20		1.46	
corrected t-value	3.19	-1.46		-2.35	
corrected p-value	0.14	14.50		1.89	
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{labor}		GMM-Dist
Estimate	0.99	-0.04			0.466
t-value	36.27	-0.17			
%p-value	0.00	98.68			9.85
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{labor}		HJ-Dist
Estimate	0.99	-0.04			0.521
t-value	36.27	-0.16			
%p-value	0.00	98.73			1.32

Panel B

Coefficient	c_0	c_s	c_{labor}	c_{size}	%R-Square
Estimate	3.38	-1.96	0.51		75.50
t-value	3.32	-1.67	3.57		
%p-value	0.09	9.44	0.04		
Corrected t-value	2.06	-1.04	2.26		
Corrected p-value	3.92	29.55	2.39		
Estimate	4.45	-1.97	0.42	-0.10	77.9
t-value	2.33	-1.69	3.61	-0.71	
%p-value	1.96	9.17	0.03	47.53	
corrected t-value	1.61	-1.17	2.55	-0.49	
corrected p-value	10.73	24.09	1.07	62.23	
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{labor}		GMM-Dist
Estimate	1.45	3.41	-187		0.351
t-value	8.45	0.92	-3.71		
%p-value	0.00	35.70	0.21		69.20
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{labor}		HJ-Dist
Estimate	1.40	1.50	-171		0.438
t-value	8.09	0.40	-3.21		
%p-value	0.00	69.10	0.14		66.40

表６－２５　人的資産ＣＡＰＭ対３ファクターＴＯＰＩＸ・スプレッド・モデル

(Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995))

Comparing the Performance of the Size Spread Factor and Book to Price Spread Factor using the 25 Size-Book to Market sorted portfolio returns

This table gives the estimated values of the parameters in the cross sectional regression model,

$$E[R_{it}] = c_0 + c_s\beta_i^s + c_{bspr}\beta_i^{bspr} + c_{sspr}\beta_i^{sspr}$$

and the stochastic discount factor model for moments,

$$E[R_{it}(\delta_0 + \delta_s R_t^s + \delta_{bspr} R_t^{bspr} + \delta_{sspr} R_t^{sspr})] = 1,\ i = 1,2..25\ ,$$

where R_{it} denotes the return on portfolio i, R_t^s denotes the month t return on TOPIX, R_t^{bkr} denotes the growth rate in the number of business failures lagged by one month, R_t^{bspr} and R_t^{sspr} respectively denote the book to price spread factor and the size-spread factor. Betas represent the slope coefficient in the univariate regression of R_{it} on the relevant variable. The cross sectional regression model parameters are estimated using the Fama-MacBeth procedure. The corrected t-values and p-values are computed using the procedure described in Jagannathan and Wang (1995). The stochastic discount factor models for moments are estimated using Hansen's (1982) generalized method of moments. GMM refers to the use of the optimal weighting matrix described in Hansen (1982) and HJ refers to the use of the inverse of the second moment matrix of returns as the weighting matrix. Dist refers to the minimized value of the criterion function. We use 142 monthly observations from September 1982 to June 1993.

Panel A

Coefficient	c_0	c_s	c_{bspr}	c_{sspr}	c_{size}	%R-Square
Estimate	-1.30	3.61	-2.02			60.00
t-value	-1.30	2.57	-4.46			
%p-value	19.10	1.02	0.00			
Corrected t-value	-1.09	2.15	-3.76			
Corrected p-value	27.80	3.17	0.02			
Estimate	2.51	2.20	-1.57		-0.24	86.20
t-value	1.27	1.82	-3.80		-1.81	
%p-value	20.50	6.89	0.01		7.02	
corrected t-value	1.15	1.66	-3.52		-1.65	
corrected p-value	25.00	9.74	0.04		10.01	
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{bspr}	δ_{sspr}		GMM-Dist
Estimate	1.20	-6.62	10.70			0.358
t-value	16.49	-2.44	4.03			
%p-value	0.00	1.46	0.00			65.00
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{bspr}	δ_{sspr}		HJ-Dist
Estimate	1.18	-5.65	10.40			0.404
t-value	15.79	-1.95	3.79			
%p-value	0.00	5.12	0.00			50.50

表6－25　（続）

Panel B

Coefficient	c_0	c_s	c_{bspr}	c_{sspr}	c_{size}	%R-Square
Estimate	2.43	-1.92		1.39		58.90
t-value	2.57	-1.67		2.52		
%p-value	1.01	9.51		1.18		
Corrected t-value	2.40	-1.57		2.40		
Corrected p-value	1.63	11.61		1.65		
Estimate	-3.20	-2.15		3.23	0.44	61.10
t-value	-0.78	-1.85		2.28	1.41	
%p-value	43.80	6.49		2.25	15.90	
corrected t-value	-0.66	-1.59		1.98	1.21	
corrected p-value	50.70	11.14		4.80	22.80	
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{bspr}	δ_{sspr}		GMM-Dist
Estimate	1.03	1.00		-3.42		0.443
t-value	24.38	0.36		-2.57		
%p-value	0.00	71.78		1.02		14.40
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{bspr}	δ_{sspr}		HJ-Dist
Estimate	1.03	0.18		-3.10		0.482
t-value	24.34	0.06		-2.29		
%p-value	0.00	94.95		2.19		3.99

Panel C

Coefficient	c_0	c_s	c_{bspr}	c_{sspr}	c_{size}	%R-Square
Estimate	-0.42	1.95	-1.53	1.04		88.40
t-value	-0.45	1.60	-3.68	1.87		
%p-value	65.40	10.90	0.02	6.18		
Corrected t-value	-0.41	1.45	-3.40	1.71		
Corrected p-value	68.60	14.70	0.07	8.67		
Estimate	-4.12	1.74	-1.50	2.28	0.30	89.30
t-value	-0.99	1.43	-3.63	1.62	0.95	
%p-value	32.00	15.20	0.03	10.50	34.40	
corrected t-value	-0.87	1.25	-3.25	1.42	0.83	
corrected p-value	38.70	21.10	0.12	15.50	41.00	
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{bspr}	δ_{sspr}		GMM-Dist
Estimate	1.20	-5.79	9.38	-2.14		0.343
t-value	16.74	-2.13	3.58	-1.66		
%p-value	0.00	3.33	0.03	9.71		68.50
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{bspr}	δ_{sspr}		HJ-Dist
Estimate	1.19	-5.09	9.63	-2.39		0.375
t-value	15.80	-1.73	3.49	-1.80		
%p-value	0.00	8.41	0.05	7.12		59.10

表6－25　（続）

Panel D

Coefficient	c_0	c_s	c_{labor}	c_{bspr}	c_{sspr}	%R-Square
Estimate	0.27	1.28	0.12	-1.28	0.83	89.30
t-value	0.26	1.00	0.94	-2.77	1.35	
%p-value	79.70	32.00	34.80	5.67	17.70	
Corrected t-value	0.23	0.90	0.85	-2.54	1.23	
Corrected p-value	81.60	37.00	39.60	1.10	21.80	
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{Labor}	δ_{bspr}	δ_{sspr}	GMM-Dist
Estimate	1.36	-3.61	-70.19	9.12	-0.99	0.319
t-value	9.97	-1.01	-1.24	2.98	-0.70	
%p-value	0.00	31.16	21.40	2.85	48.20	77.20
Coefficient	δ_0	δ_s	δ_{Labor}	δ_{bspr}	δ_{sspr}	HJ-Dist
Estimate	1.34	-5.69	-76.06	8.09	-1.71	0.360
t-value	9.22	-1.85	-1.28	2.52	-1.14	
%p-value	0.00	6.44	19.90	1.17	25.40	70.20

表9－1　オプション収益率パラメータ：μの変化
（久保田、大野、竹原（1991））

μを動かしたときのオプション収益率パラメーター計算
（σ=15%, r=5%, S=K=100(円), T=1年）

Call Option*

mean (Rs)	0%	5%	10%	15%	20%	25%	30%	35%
sigma (Rs)	15%	15%	15%	15%	15%	15%	15%	15%
w_0	8.522	8.522	8.522	8.522	8.522	8.522	8.522	8.522
x_0	0.0000	0.3333	0.6667	1.0000	1.3333	1.6667	2.0000	2.3333
x_1	1.1500	0.4833	0.8167	1.1500	1.4833	1.8167	2.1500	2.4833
x_2	0.3005	0.6333	0.9667	1.3000	1.6333	1.9667	2.3000	2.6333
x_3	0.4500	0.7833	1.1167	1.4500	1.7833	2.1167	2.4500	2.7833
$N(x_1)$	0.5596	0.6856	0.7929	0.8749	0.9310	0.9654	0.9842	0.9935
$N(x_2)$	0.6179	0.7367	0.8331	0.9032	0.9488	0.9754	0.9893	0.9958
$N(x_3)$	0.6736	0.7833	0.8679	0.9265	0.9627	0.9829	0.9929	0.9973
Prb ($S_1 \geq K$)	0.5000	0.6306	0.7475	0.8413	0.9088	0.9522	0.9773	0.9902
$E(S_1 \mid S_1 \geq K)$	56.5951	72.8876	88.6250	102.8022	115.0000	125.3578	134.3592	142.5782
$E(S_1\text{^}2 \mid *)$	6463.5452	8517.0429	10644.441	12753.090	14805.941	16821.645	18855.470	20975.362
$E(S_1\text{^}3 \mid *)$	745425.49	1007016.2	1296421.7	1607816.9	1941133.3	2302412.3	2702241.3	3153636.3
$E(R_0)$	−0.2261	0.1537	0.6280	1.1905	1.8304	2.5364	3.2988	4.1114
$Var(R_0)$	1.3906	2.0444	2.7819	3.5472	4.2962	5.0114	5.7014	6.3905
$Cov(Rs, R_0)$	0.1696	0.2300	0.3001	0.3826	0.4828	0.6087	0.7711	0.9821
$E(R_0\text{-m})\text{^}3$	3.1239	4.2676	5.2539	5.9443	6.3798	6.7346	7.1974	7.8983
Skewness	1.9050	1.4600	1.1323	0.8898	0.7164	0.6003	0.5287	0.4889

*) w_0＝オプション・プレミアム，x_0＝prob，x_1，x_2，x_3は，本文　　のN(·)に対応

表９－２　オプション収益率パラメータ：σの変化
（久保田、大野、竹原（１９９１））

σを動かしたときのオプション収益率パラメーター計算

Call Option

mean (Rs)	15%	15%	15%	15%	15%	15%	15%	15%
sigma (Rs)	5%	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%
w_0	5.1874	6.7276	8.5225	10.3862	12.2750	14.1729	16.0729	17.9693
x_0	3.0000	1.5000	1.0000	0.7500	0.6000	0.5000	0.4286	0.3750
x_1	3.0500	1.6000	1.1500	0.9500	0.8500	0.8000	0.7786	0.7750
x_2	3.1000	1.7000	1.3000	1.1500	1.1000	1.1000	1.1286	1.1750
x_3	3.1500	1.8000	1.4500	1.3500	1.3500	1.4000	1.4786	1.5750
$N(x_1)$	0.9989	0.9452	0.8749	0.8289	0.8023	0.7881	0.7819	0.7808
$N(x_2)$	0.9990	0.9554	0.9032	0.8749	0.8643	0.8643	0.8690	0.8800
$N(x_3)$	0.9992	0.9641	0.9265	0.9115	0.9115	0.9192	0.9304	0.9424
$Prb(S_1 \geq K)$	0.9987	0.9332	0.8413	0.7734	0.7257	0.6915	0.6659	0.6462
$E(S_1 \mid S_1 \geq K)$	116.1956	110.3671	102.8022	98.2552	96.1775	95.7842	96.5801	98.2754
$E(S_1 \frown 2 \mid *)$	13553.121	13157.556	12753.090	12793.944	13220.776	13968.286	14987.515	16358.622
$E(S_1 \frown 3 \mid *)$	1584760.4	1581554.8	1607816.9	1711427.3	1893785.5	2161485.8	2532178.4	3036315.3
$E(R_0)$	2.1481	1.5340	1.1904	1.0140	0.9228	0.8795	0.8660	0.8731
$Var(R_0)$	1.2563	2.7713	3.5468	4.0704	4.5507	5.0607	5.5387	6.2942
$Cov(Rs, R_0)$	0.1071	0.2383	0.3826	0.5419	0.7240	0.9360	1.1700	1.4805
$E(R_0-m) \frown 3$	0.2242	2.4287	5.9433	9.6569	13.7490	18.5891	26.9073	32.3100
Skewness	0.1592	0.5264	0.8898	1.1760	1.4163	1.6328	2.0642	2.0461

表9－3　日経２２５先物、ＴＯＰＩＸ先物と現物指数の回帰
（久保田、岩井、大野、竹原（１９９１））

相関係数と回帰係数

被説明変数 説明変数		日経 225　先物変化率 日経 225　現物収益率			TOPIX　先物変化率 TOPIX　現物収益率		
限　月	データ数	相関係数	回帰係数	定数項	相関係数	回帰係数	定数項
88/12	69	0.792	0.637 (10.797)	0.025 (0.735)	0.783	0.701 (10.433)	0.016 (0.410)
89/03	117	0.713	0.619 (11.054)	0.033 (1.065)	0.731	0.699 (11.650)	0.019 (0.543)
89/06	117	0.852	9.790 (17.556)	0.003 (0.101)	0.823	0.880 (15.714)	−0.011 (−0.333)
89/09	113	0.823	0.675 (15.341)	−0.007 (−0.256)	0.804	0.855 (14.492)	−0.015 (−0.417)
89/12	106	0.905	0.874 (21.850)	−0.013 (−0.591)	0.837	0.843 (18.519)	−0.005 (−0.168)
90/03	111	0.897	0.854 (21.350)	−0.024 (−0.649)	0.908	0.984 (22.884)	−0.023 (−0.605)
90/06	113	0.922	0.874 (24.971)	−0.047 (−0.855)	0.897	0.917 (21.326)	−0.050 (−0.758)
90/09	113	0.900	0.933 (21.700)	−0.047 (−0.547)	0.903	1.037 (22.543)	−0.030 (−0.370)
90/12	111	0.871	0.806 (18.744)	−0.102 (−0.911)	0.887	0.925 (20.101)	−0.067 (−0.698)
91/03	111	0.845	0.791 (16.830)	−0.030 (−0.280)	0.773	0.862 (12.866)	−0.043 (−0.336)
91/06	113	0.922	0.932 (25.190)	−0.028 (−0.636)	0.873	1.028 (19.037)	−0.024 (−0.400)
平　均　値		0.858	0.799	−0.022	0.838	0.885	−0.020

＊サンプルはトピックス先物，日経先物ともに値段のついた日の終り値をベースに，前営業日との比較で収益率を計算した。

＊含，先物ストップ高（安）日データ

＊（　）内は t 値

Correlation between Nikkei225 Return and Futures Rate Change

	FRR(+1)	FRR	FRR(-1)	NRR(+1)	NRR	NRR(-1)
FRR(+1)	1					
FRR	0.0642	1				
FRR(-1)	-0.0255	0.0584	1			
NRR(+1)	0.9209	0.1132	-0.0326	1		
NRR	0.0682	0.9212	0.1020	0.0542	1	
NRR(-1)	-0.0334	0.0569	0.9204	-0.0561	0.0377	1

表９－４　日経２２５先物価格変化率と日経平均価格変化率の相関
(Kubota, Ohno, and Iiyama (1996))

表９－５　日経２２５先物ベーシスの基礎統計
(Kubota, Ohno, and Iiyama (1996))

Basic Statistics of the Basis
(overlapping observations)
(based on Continuous Dividend Model)

Delivery Month	N	Average	Standard Deviation	MAX	MIN
89 Sept	64	-4.026	130.769	241.26	-225.969
89 Dec	119	11.127	147.834	359.196	-229.669
90 Mar	117	66.197	161.21	500.178	-254.533
90 Jun	118	202.982	175.206	966.033	-139.529
90 Sept	130	191.561	296.41	1407.21	-638.152
90 Dec	129	71.579	281.782	597.875	-780.991
91 Mar	112	78.526	161.149	536.454	-571.621
91 Jun	119	138.241	108.408	395.281	-221.841
91 Sep	131	185.238	120.439	645.906	-199.788
91 Dec	126	264.159	178.967	941.609	-153.242
92 Mar	119	182.201	192.547	717.172	-275.075
92 Jun	16	52.45	122.261	429	-335.522
92 Sep	125	10.789	165.251	667.586	-478.916
92 Dec	124	-37.164	117.325	324.189	-582.554
93 Mar	121	-4.761	115.325	453.828	-384.652
93 Jun	120	-24.155	76.79	184.5	-304.701
93 Sep	122	32.285	99.641	441.576	-355.668
93 Dec	120	12.833	83.254	211.181	-394.229
94 Mar	116	33.891	91.509	339.845	-260.916
Total	2248	80.132	183.699	1407.21	-780.991

*Data are recorded for all traded days of the futures contract.
**Basis is defined as the market price minus the theoretical future price.
***Continuous Dividend Model is used to compute the theoretical future price.

表９－６　ベーシスのインプライド・ボラティリティーに対する回帰
(Kubota, Ohno, and Iiyama (1996))

Basis Regressions on Volatility　　(excluding price limit data)

Fisical Year	Intercept Coeff.	t-Value	BASIS(-1) Coeff.	t-Value	BASIS(-2) Coeff.	t-Value	BASIS(-3) Coeff.	t-Value	IV Coeff.	t-Value	Number	F-Value	R-square
All	12.2184	1.96	0.4207	14.21 *	0.1342	4.58 *	0.2146	7.43 *	-0.0032	-0.44	1080	242.22 *	0.4721
1989	-10.5782	-0.89	0.4434	6.05 *	0.2681	3.60 *	0.0790	1.09	0.0651	1.70 *	192	56.77 *	0.5387
1990	40.6915	1.57	0.4599	6.86 *	0.0138	0.22	0.2448	3.67 *	-0.0171	-0.86	205	43.93 *	0.4570
1991	47.3148	2.02 *	0.3957	6.37 *	0.1081	1.64	0.1835	2.89 *	-0.0079	-0.26	236	32.85 *	0.3516
1992	-12.8411	-0.95	0.1179	1.71	0.1309	2.00 *	0.0708	1.18	-0.0070	-0.53	224	3.00 *	0.0347
1993	28.3072	2.84 *	0.1452	2.01 *	0.1593	2.27 *	0.0279	0.39	-0.0472	-3.11 *	222	8.04 *	0.1131

*Most active futures are used to produce continuous price series.

**Discrete Dividend Model is used.

*** *after t-Value is significance at 5%.

表９－７　ベーシス回帰：プット・インプライド・ボラティリティーとコール・インプライド・ボラティリティー：回帰係数とR^2
(Kubota, Ohno, and Iiyama (1996))

Regression of Basis

Intercept	BSDX(-1)	BSDX(-2)	BSDX(-3)	NKRORNKROR(+1)		IV	Time	IV*T	Call IV	Put IV	CallIV*T	PutIV*T	Hist IV	HistIV*T	ADJRSQ	F-Value	Prb
16.0970	0.4353	0.1431	0.1970	-6.6739	15.5100	-0.0088	.	.	.	.	.	.	.		0.4981	179.4560	0.0001
8.7468	0.4345	0.1417	0.1950	-6.5890	15.5755	-0.0102	0.1500	.	.	.	.	.	.		0.4983	154.0800	0.0001
-19.6068	0.4298	0.1409	0.1929	-6.6126	15.4772	0.0329	0.6124	-0.0007	.	.	.	.	.		0.5004	136.1140	0.0001
1.5646	0.4321	0.1401	0.1938	-6.6959	15.6654	.	0.3196	-0.0002	.	.	.	.	.		0.4996	154.8830	0.0001
14.0508	0.4352	0.1441	0.1978	-6.6759	15.4190	.	.	-0.0001	.	.	.	.	.		0.4980	179.4230	0.0001
3.8871	0.3348	0.1248	0.1489	-2.0516	11.0033	.	.	.	0.1302	-0.1639	.	.	.		0.5967	229.0520	0.0001
-5.6775	0.4338	0.1499	0.1964	5.6150	14.4085				0.0193						0.5019	182.2030	0.0001
37.7424	0.4140	0.1317	0.1861	-6.8222	15.7084					-0.0461					0.5168	193.3070	0.0001
1.8789	0.3348	0.1244	0.1484	-2.0352	11.0276	.	0.0414	.	0.1298	-0.1639	.	.	.		0.5964	200.2750	0.0001
-8.4146	0.4337	0.1495	0.1957	-5.5916	14.4408		0.0564		0.0188						0.5015	156.0860	0.0001
26.0783	0.4124	0.1296	0.1827	-6.6552	15.7683		0.2292			-0.0478					0.5179	166.5640	0.0001
-2.2016	0.3360	0.1263	0.1462	-2.0012	10.8247	.	.	.	0.1996	-0.2196	-0.0009	0.0007	.	.	0.6012	181.7660	0.0001
-6.9477	0.4338	0.1506	0.1968	-5.6505	14.3589				0.0264		-0.0001				0.5017	156.1780	0.0001
37.2428	0.4133	0.1320	0.1867	-6.8572	15.6616					-0.0400		-0.0001			0.5164	165.6220	0.0001
9.4735	0.3425	0.1266	0.1644	-3.3671	11.8368	.	0.1077	.	.	.	0.0013	-0.0019	.	.	0.5733	182.2170	0.0001
5.0531	0.4350	0.1479	0.1969	-5.8509	14.7460		-0.0668				0.0002				0.4994	154.7600	0.0001
0.1913	0.4030	0.1287	0.1806	-6.6418	15.4903		0.6619					-0.0008			0.5221	169.4310	0.0001
13.7082	0.3429	0.1278	0.1656	-3.3351	11.7314	.	.	.	.	.	0.0013	-0.0019	.	.	0.5735	208.2500	0.0001
2.3900	0.4350	0.1472	0.1962	-5.8786	14.8210						0.0002				0.4998	180.6580	0.0001
28.2098	0.4153	0.1371	0.1920	-6.9372	15.3341							-0.0005			0.5129	190.3330	0.0001
12.2185	0.4207	0.1342	0.2146	.	.	-0.0032	.	.	.	.	.	.	.		0.4721	242.2240	0.0001
5.6073	0.4202	0.1329	0.2127	.	.	-0.0044	0.1347	.	.	.	.	.	.		0.4721	194.0100	0.0001
-24.2689	0.4152	0.1321	0.2105	.	.	0.0410	0.6224	-0.0007	.	.	.	.	.		0.4746	163.4230	0.0001
2.1215	0.4178	0.1310	0.2119	.	.	.	0.2565	-0.0002	.	.	.	.	.		0.4730	194.6770	0.0001
12.1674	0.4203	0.1344	0.2150	.	.	.	.	-0.0001	.	.	.	.	.		0.4722	242.3120	0.0001
0.6128	0.3272	0.1155	0.1549	.	.	.	.	.	0.1393	-0.1709	.	.	.		0.5853	305.6150	0.0001
-10.8649	0.4204	0.1413	0.2110						0.0257						0.4803	250.2940	0.0001
36.6279	0.3986	0.1216	0.2044							-0.0440					0.4897	259.8760	0.0001
-0.4158	0.3272	0.1153	0.1546	.	.	.	0.0211	.	0.1391	-0.1709	.	.	.		0.5850	254.4550	0.0001
-12.4785	0.4204	0.1410	0.2105				0.0332		0.0255						0.4798	200.0740	0.0001
25.1351	0.3975	0.1195	0.2008				0.2256			-0.0457					0.4907	208.9550	0.0001
-5.7092	0.3280	0.1174	0.1522	.	.	.	.	.	0.2083	-0.2230	-0.0009	0.0007	.	.	0.5903	223.0730	0.0001
-12.4269	0.4203	0.1422	0.2115						0.0346		-0.0001				0.4802	200.3470	0.0001
35.9083	0.3974	0.1223	0.2052							-0.0352		-0.0001			0.4895	207.9340	0.0001
10.4373	0.3308	0.1175	0.1735	.	.	.	0.0465	.	.	.	0.0014	-0.0020	.	.	0.5596	229.5480	0.0001
6.0158	0.4211	0.1391	0.2128				-0.1578				0.0003				0.4766	197.4680	0.0001
0.2842	0.3877	0.1184	0.1983				0.6538					-0.0007			0.4989	213.2750	0.0001
12.2707	0.3310	0.1180	0.1740	.	.	.	.	.	.	.	0.0014	-0.0020	.	.	0.5600	275.6670	0.0001
-0.3069	0.4211	0.1374	0.2114								0.0002				0.4765	246.5770	0.0001
27.9766	0.3990	0.1271	0.2098									-0.0005			0.4869	256.9480	0.0001
11.2789	0.4362	0.1442	0.1973	-6.5599	15.2555	.	.	.	.	.	.	.	-0.6027	.	0.4975	179.0090	0.0001
4.5286	0.4357	0.1432	0.1956	-6.4734	15.2775	.	0.1248	.	.	.	.	.	-0.6724	.	0.4975	153.5790	0.0001
11.1718	0.4355	0.1444	0.1977	-6.5599	15.2434	.	.	.	.	.	.	.	0.2405	-0.0138	0.4970	153.3250	0.0001
3.2227	0.4339	0.1418	0.1954	-6.5328	15.2541	.	0.1690	.	.	.	.	.	.	-0.0202	0.4978	153.7790	0.0001
11.3164	0.4356	0.1442	0.1976	-6.5687	15.2448	.	.	.	.	.	.	.	.	-0.0107	0.4975	179.0440	0.0001
11.1104	0.4207	0.1341	0.2145	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0.4849	.	0.4721	242.1930	0.0001
4.3377	0.4204	0.1330	0.2128	.	.	.	0.1252	.	.	.	.	.	-0.5585	.	0.4720	193.9380	0.0001
10.9651	0.4197	0.1343	0.2151	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.6601	-0.0187	0.4717	193.6480	0.0001
3.2625	0.4183	0.1315	0.2126	.	.	.	0.1692	.	.	.	.	.	.	-0.0197	0.4724	194.2060	0.0001
11.3624	0.4199	0.1339	0.2148	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0.0102	0.4721	242.2610	0.0001

*Discrete Dividend Model is used to compute basis.
**Contiuous price series of most active futures are used.
***Nikkei Return and Volatility(in variance) are measured in daily percentages.

表9－8　ベーシス回帰：プット・インプライド・ボラティリティーとコール・インプライド・ボラティリティー：同 t 値

(Kubota, Ohno, and Iiyama (1996))

Regression of Basis (t-values)

Intercept	BSDX(-1)	BSDX(-2)	BSDX(-3)	NKROR	NKROR(+1)	TIV	Time	IV*T	Call IV	Put IV	CallIV*T	PutIV*T	Hist IV	HistIV*T
2.644	14.557	4.985	6.936	-2.436	7.186	-1.244	.	.	.	.	.	.	.	.
1.008	14.531	4.934	6.853	-2.405	7.216	-1.417	1.188	.	.	.	.	.	.	.
-1.331	14.373	4.915	6.790	-2.419	7.184	1.690	2.644	-2.380	.	.	.	.	.	.
0.202	14.451	4.883	6.819	-2.447	7.275	.	2.078	-2.194	.	.	.	.	.	.
2.863	14.552	5.028	6.963	-2.436	7.161	.	.	-1.203	.	.	.	.	.	.
0.708	12.173	4.847	5.809	-0.830	5.629	.	.	.	14.617	-15.912	.	.	.	.
-0.937	14.57	5.251	6.941	-2.052	6.673				3.128					
6.932	14.023	4.673	6.665	-2.543	7.444					-6.564				
0.242	12.165	4.829	5.778	-0.823	5.636	.	0.364	.	14.474	-15.902	.	.	.	.
-0.977	14.561	5.228	6.902	-2.042	6.682		0.447		3.003					
3.141	13.979	4.603	6.535	-2.482	7.48		1.859			-6.757				
-0.387	12.245	4.934	5.725	-0.814	5.560	.	.	.	8.726	-8.086	-3.216	2.026	.	.
-1.101	14.567	5.27	6.952	-2.064	6.645				2.264		-0.721			
6.74	13.98	4.683	6.678	-2.554	7.412					-2.987		-0.534		
1.318	12.071	4.779	6.240	-1.326	5.894	.	0.756	.	.	.	11.381	-13.665	.	.
0.65	14.574	5.163	6.928	-2.133	6.818		-0.435				2.094			
0.025	13.662	4.592	6.489	-2.488	7.384		4.673					-7.461		
3.047	12.090	4.832	6.302	-1.314	5.857	.	.	.	.	.	12.388	-13.655	.	.
0.499	14.581	5.149	6.917	-2.144	6.877						2.27			
6.077	14.003	4.855	6.856	-2.574	7.241							-5.845		
1.964	14.215	4.581	7.434	.	.	-0.439	.	.	.	.	.	.	.	.
0.631	14.199	4.531	7.353	.	.	-0.599	1.040	.	.	.	.	.	.	.
-1.608	14.025	4.515	7.289	.	.	2.056	2.620	-2.447	.	.	.	.	.	.
0.267	14.105	4.469	7.331	.	.	.	1.627	-1.453	.	.	.	.	.	.
2.421	14.198	4.594	7.445	.	.	.	.	-0.616	.	.	.	.	.	.
0.111	12.218	4.445	5.997	.	.	.	.	.	15.776	-16.532	.	.	.	.
-1.768	14.343	4.866	7.361						4.144					
6.553	13.614	4.221	7.189							-6.11				
-0.053	12.212	4.432	5.974	.	.	.	0.184	.	15.646	-16.523	.	.	.	.
-1.422	14.336	4.849	7.331				0.258		4.037					
2.946	13.587	4.146	7.053				1.781			-6.296				
-0.995	12.271	4.543	5.920	.	.	.	.	.	9.017	-8.112	-3.149	1.847	.	.
-1.943	14.336	4.893	7.377						2.919		-0.878			
6.333	13.55	4.241	7.211							-2.561		-0.759		
1.430	11.934	4.387	6.532	.	.	.	0.322	.	.	.	12.510	-14.271	.	.
0.757	14.317	4.77	7.389				-1.008				3.073			
0.037	13.253	4.133	6.998				4.496					-7.14		
2.689	11.951	4.417	6.566	.	.	.	.	.	.	.	13.405	-14.315	.	.
-0.063	14.314	4.72	7.348								3.058			
5.875	13.571	4.405	7.368									-5.584		
2.428	14.571	5.002	6.941	-2.390	7.091	.	.	.	.	.	.	.	-0.454	.
0.552	14.552	4.965	6.870	-2.357	7.101	.	0.999	.	.	.	.	.	-0.505	.
2.399	14.509	5.005	6.946	-2.389	7.082	.	.	.	.	.	.	.	0.084	-0.333
0.417	14.460	4.920	6.865	-2.382	7.092	.	1.262	.	.	.	.	.	.	-0.977
2.615	14.528	5.013	6.953	-2.395	7.086	.	.	.	.	.	.	.	.	-0.557
2.334	14.197	4.563	7.431	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0.357	.
0.516	14.187	4.523	7.355	.	.	.	0.978	.	.	.	.	.	-0.411	.
2.297	14.126	4.569	7.440	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.226	-0.442
0.411	14.078	4.473	7.350	.	.	.	1.232	.	.	.	.	.	.	-0.935
2.562	14.143	4.566	7.441	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0.522

付図

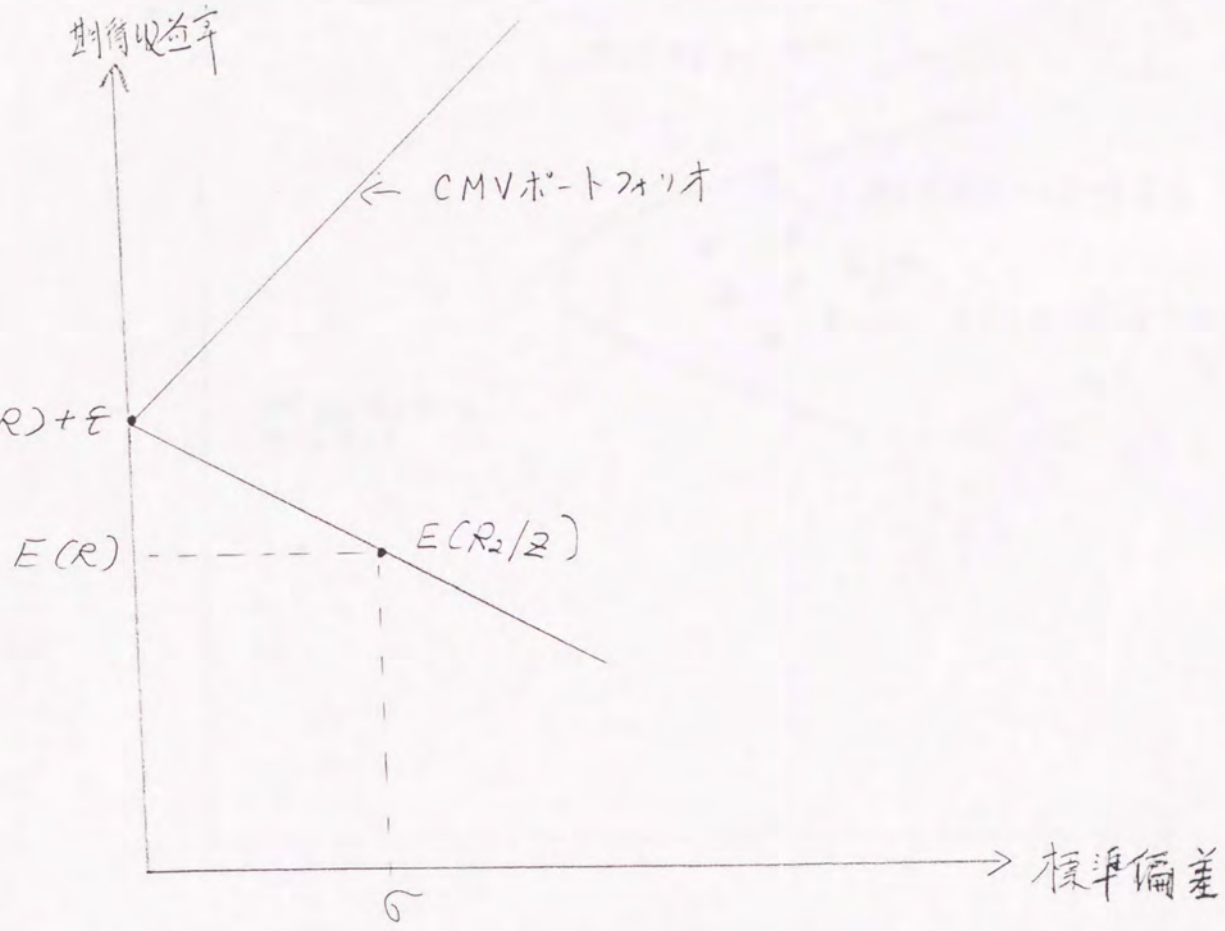


図1－1　CMVとUMV

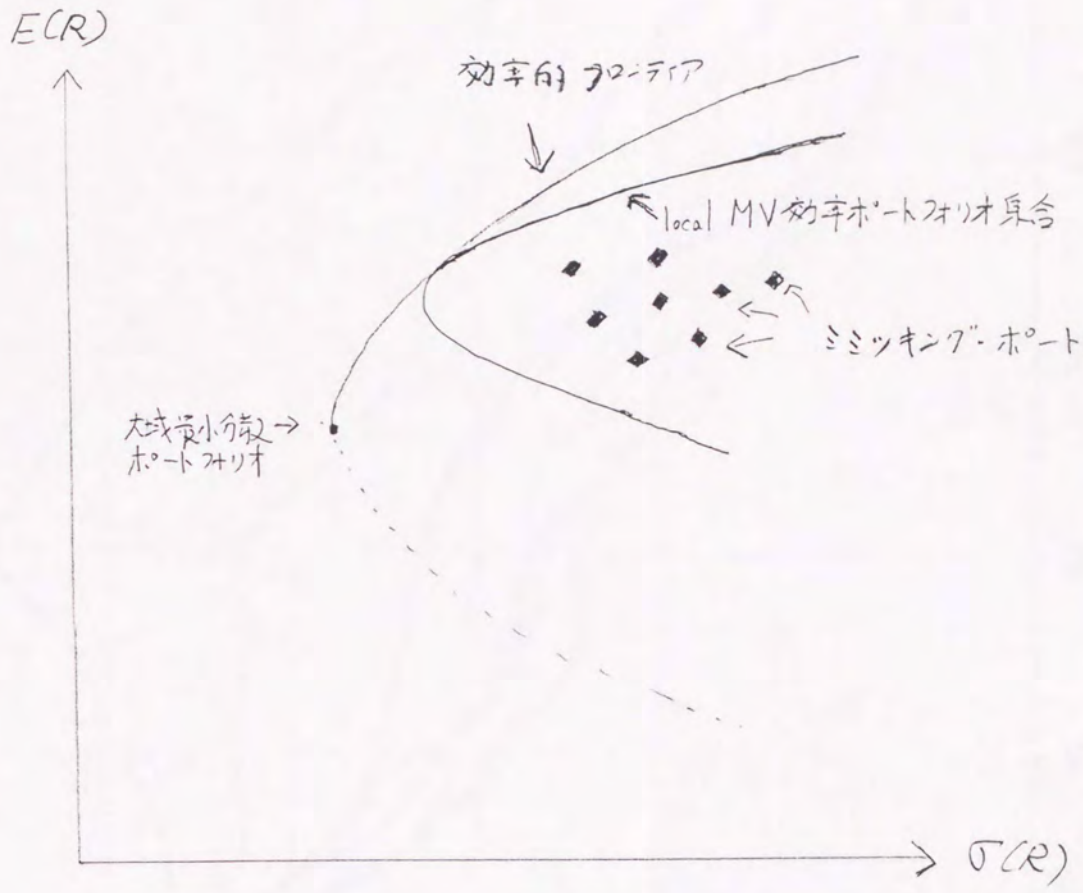


図２－１　global 効率フロンティアと local MV 効率性

規模別ポートフォリオ分散比（1981—91東証一部上場）

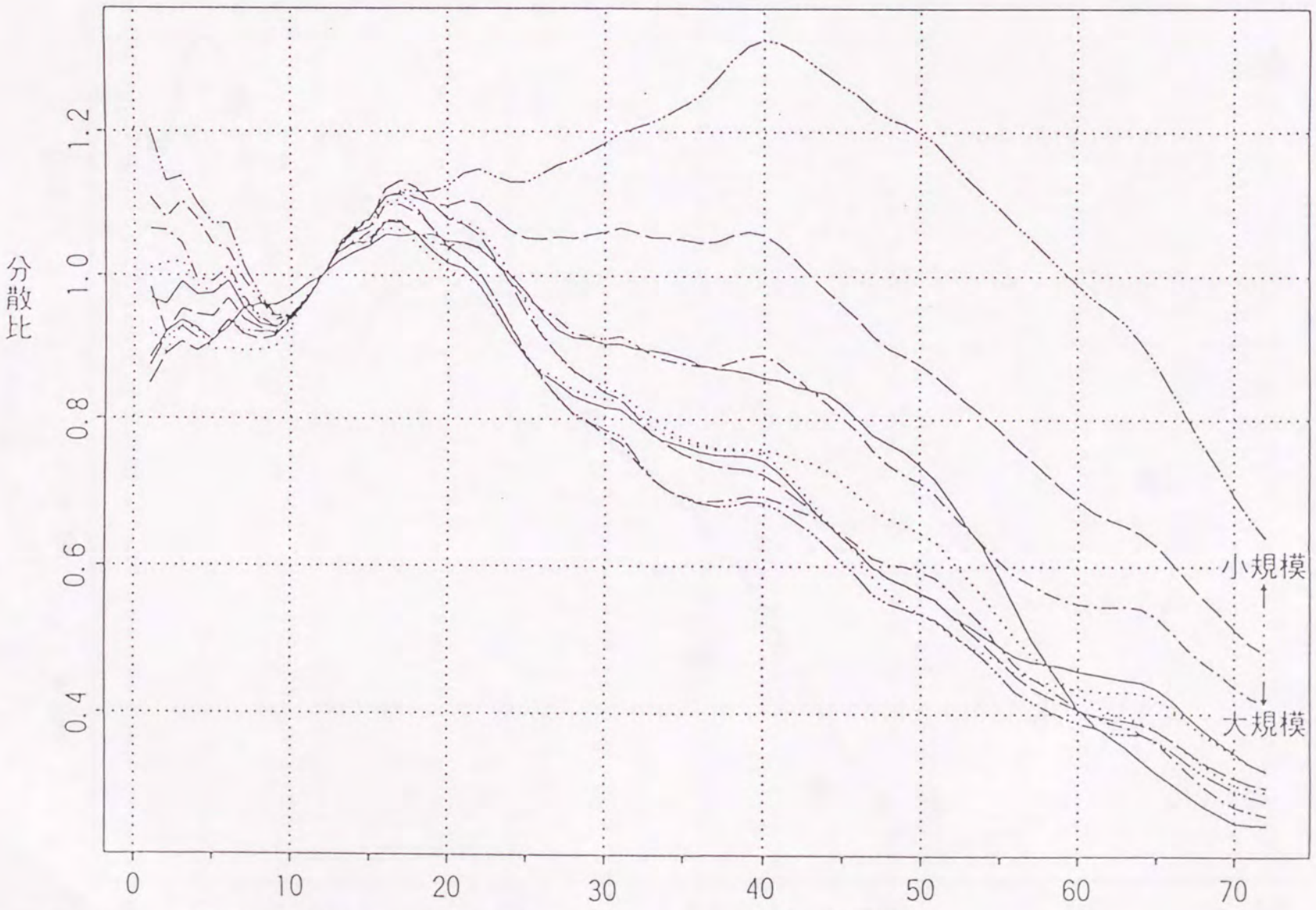


図４－１　規模別ポートフォリオ分散比：１９８１－９１年
（久保田、竹原（１９９２））

TOPIX 回帰係数（1950—1991）（＊は，米沢他（1992）より）

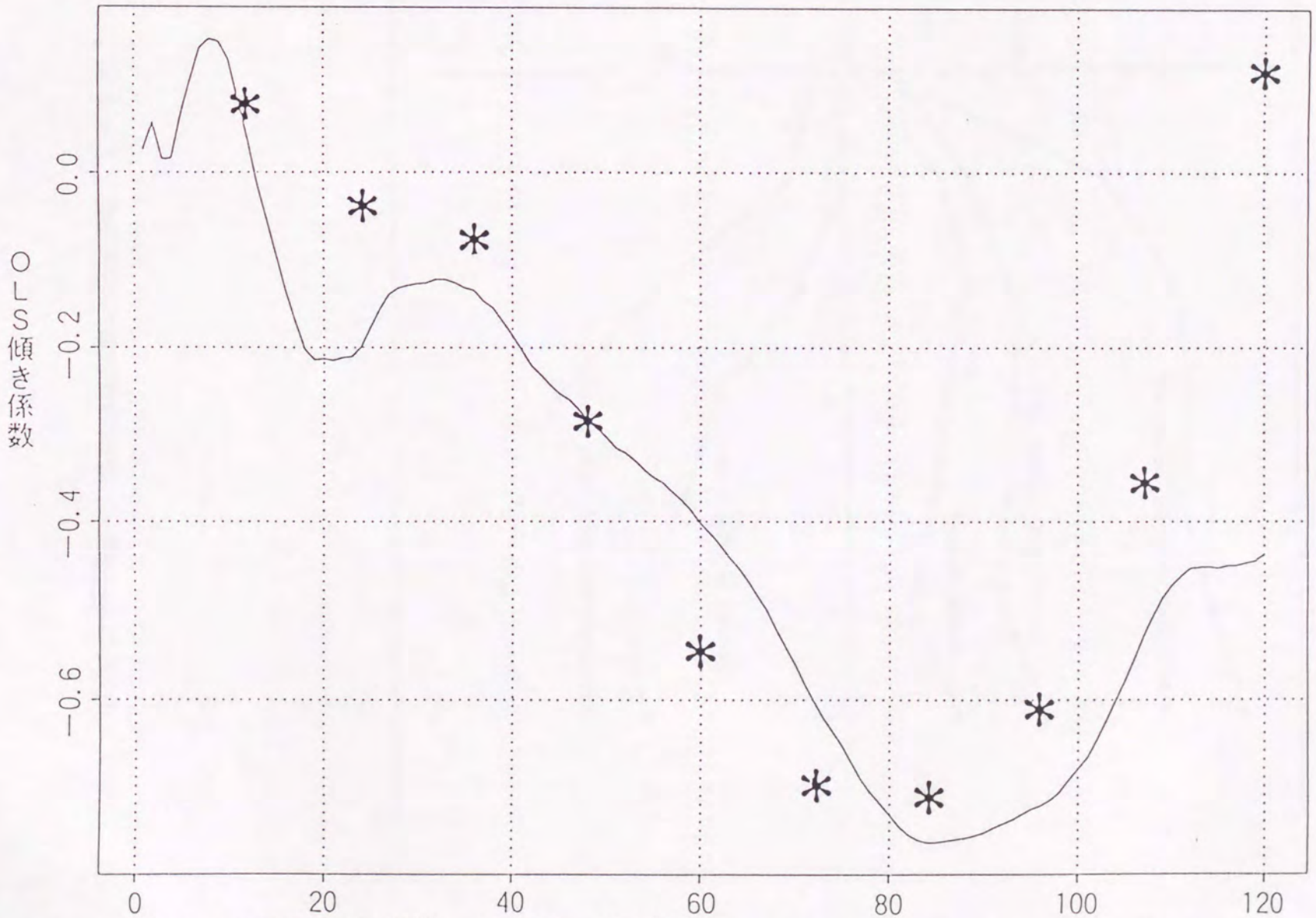


図４－２　ＴＯＰＩＸ自己回帰係数：１９５０－９１年　（久保田（１９９３ｂ））

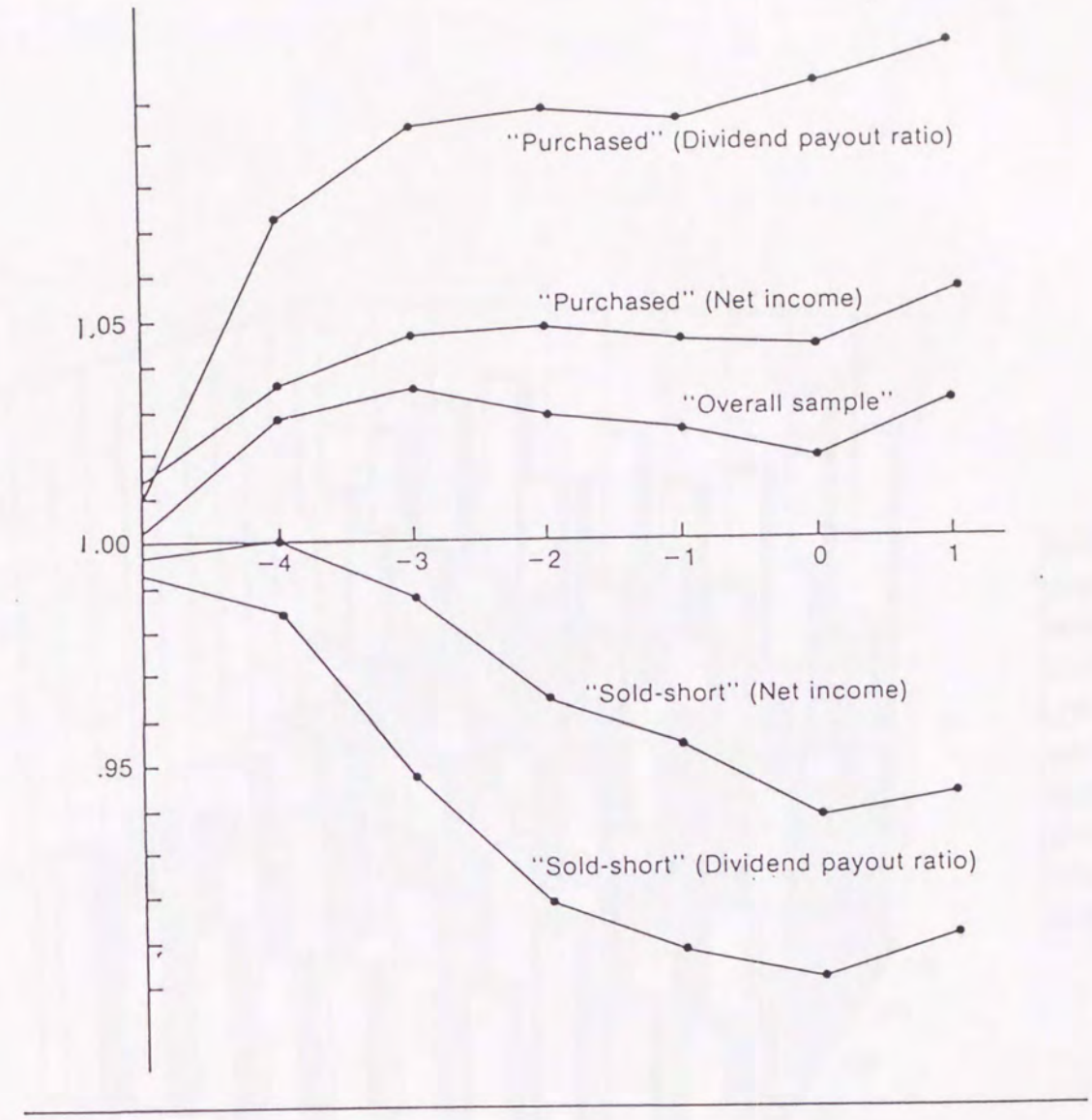


図５－１　会計利益の情報意味内容　　(Kubota (1980))

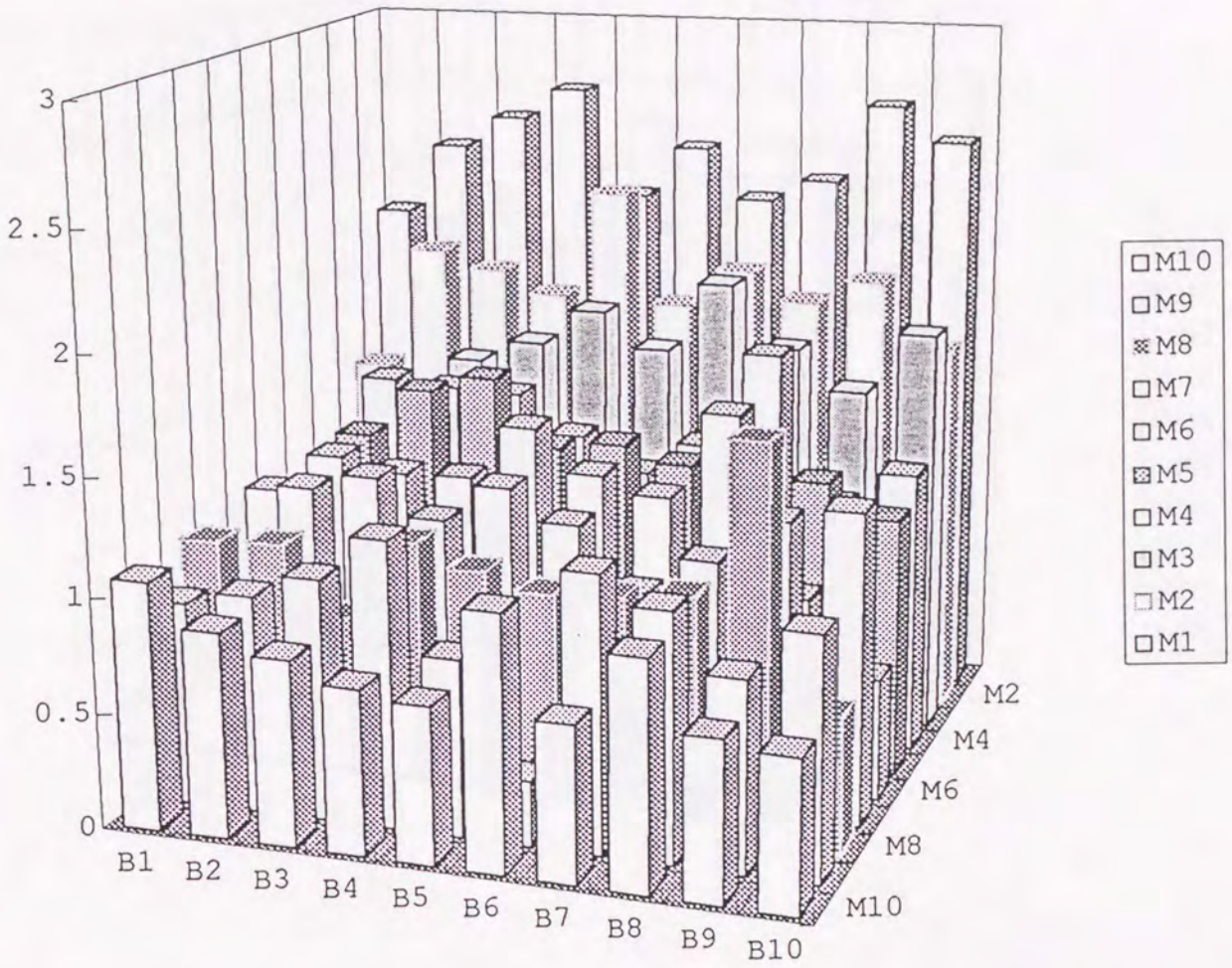


図５－２　規模別ベータ別１００ポートフォリオの収益率
(Kubota and Takehara (1996a))

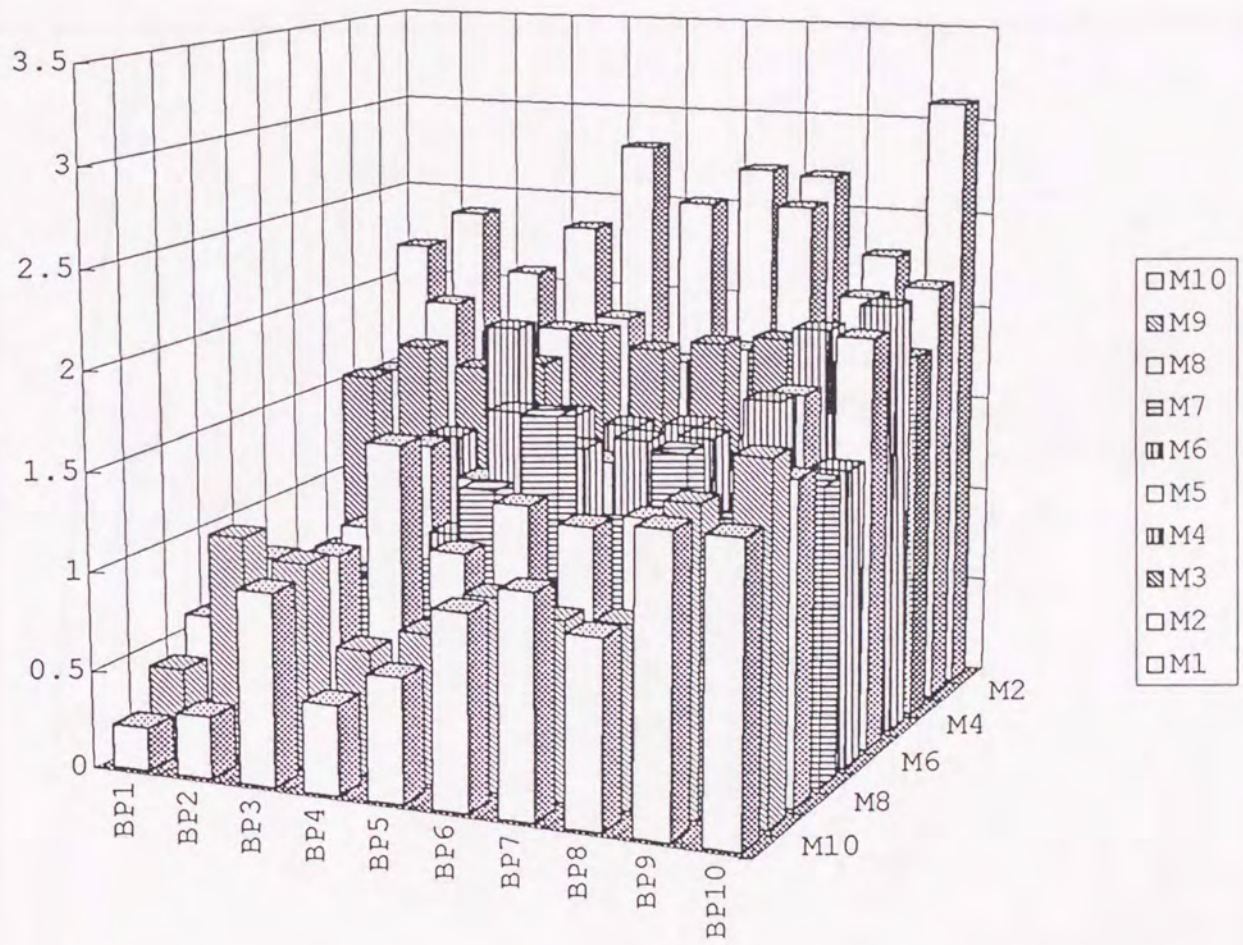


図５－３　規模別ＢＰＲ別１００ポートフォリオの収益率
(Kubota and Takehara (1996a))

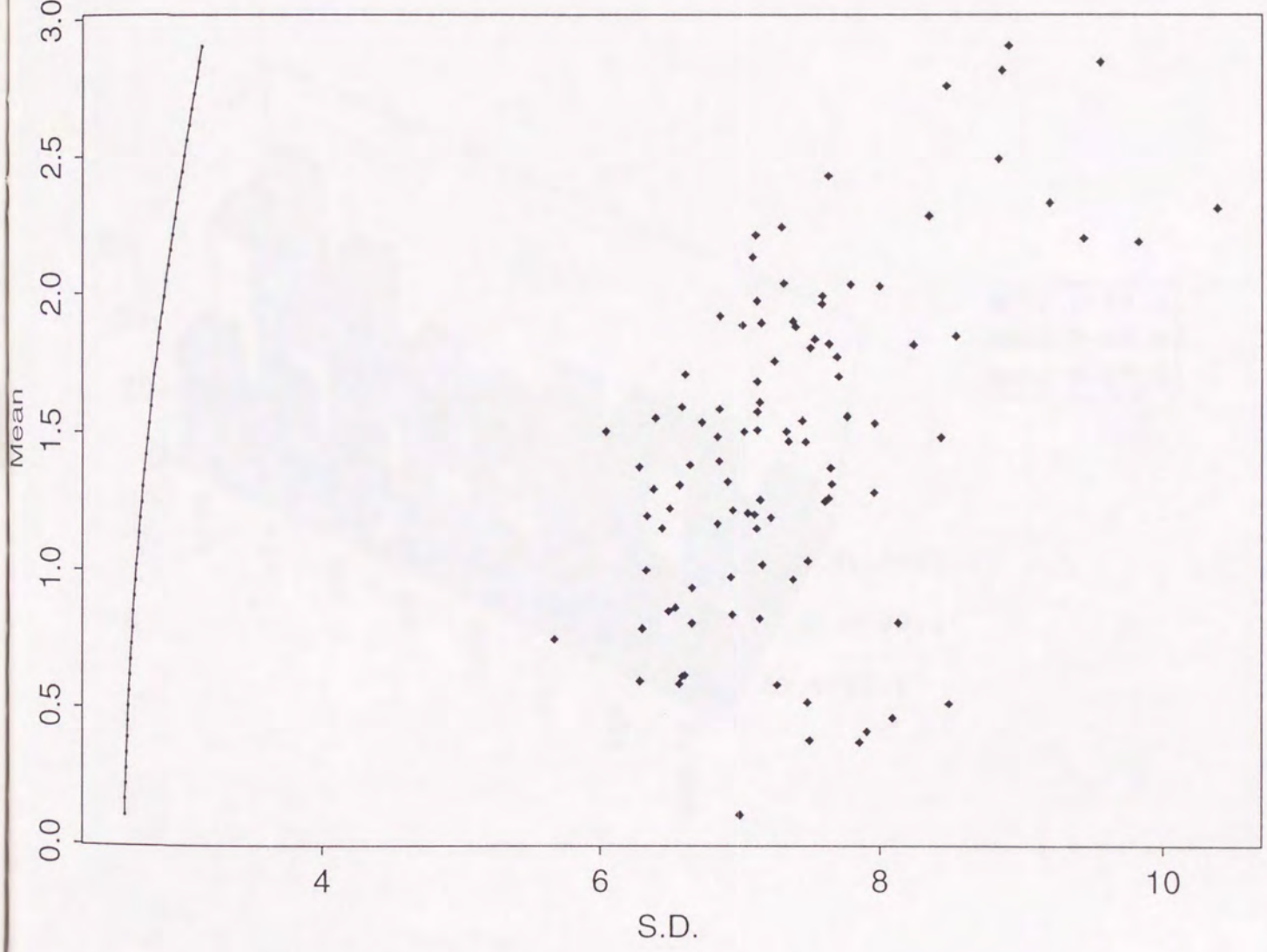


図５－４　規模別BPR別１００ランキング・ポートフォリオの$\mu-\sigma$平面上散布図

(Kubota and Takehara (1995))

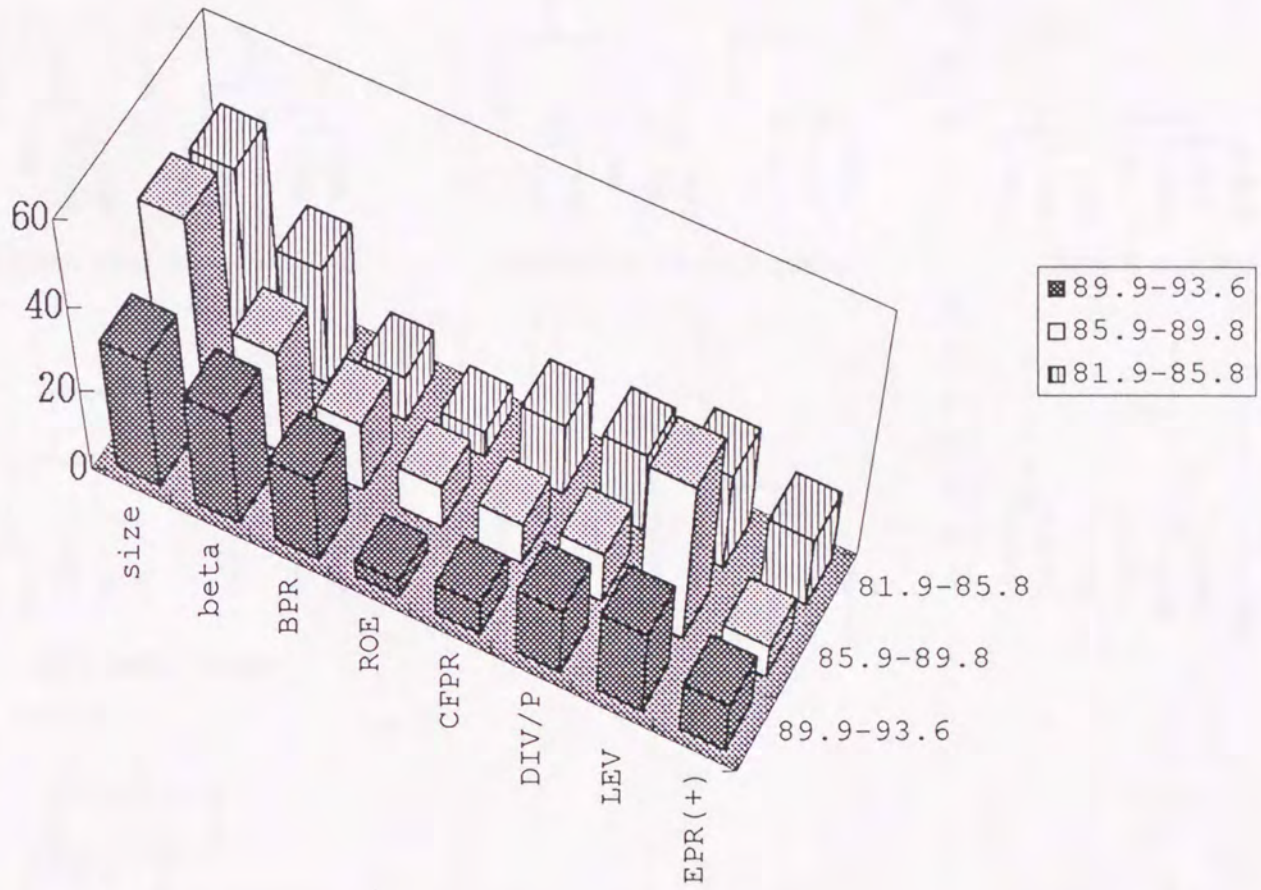


図５－５　部分期間別クロスセクション説明力
(Kubota and Takehara (1996a))

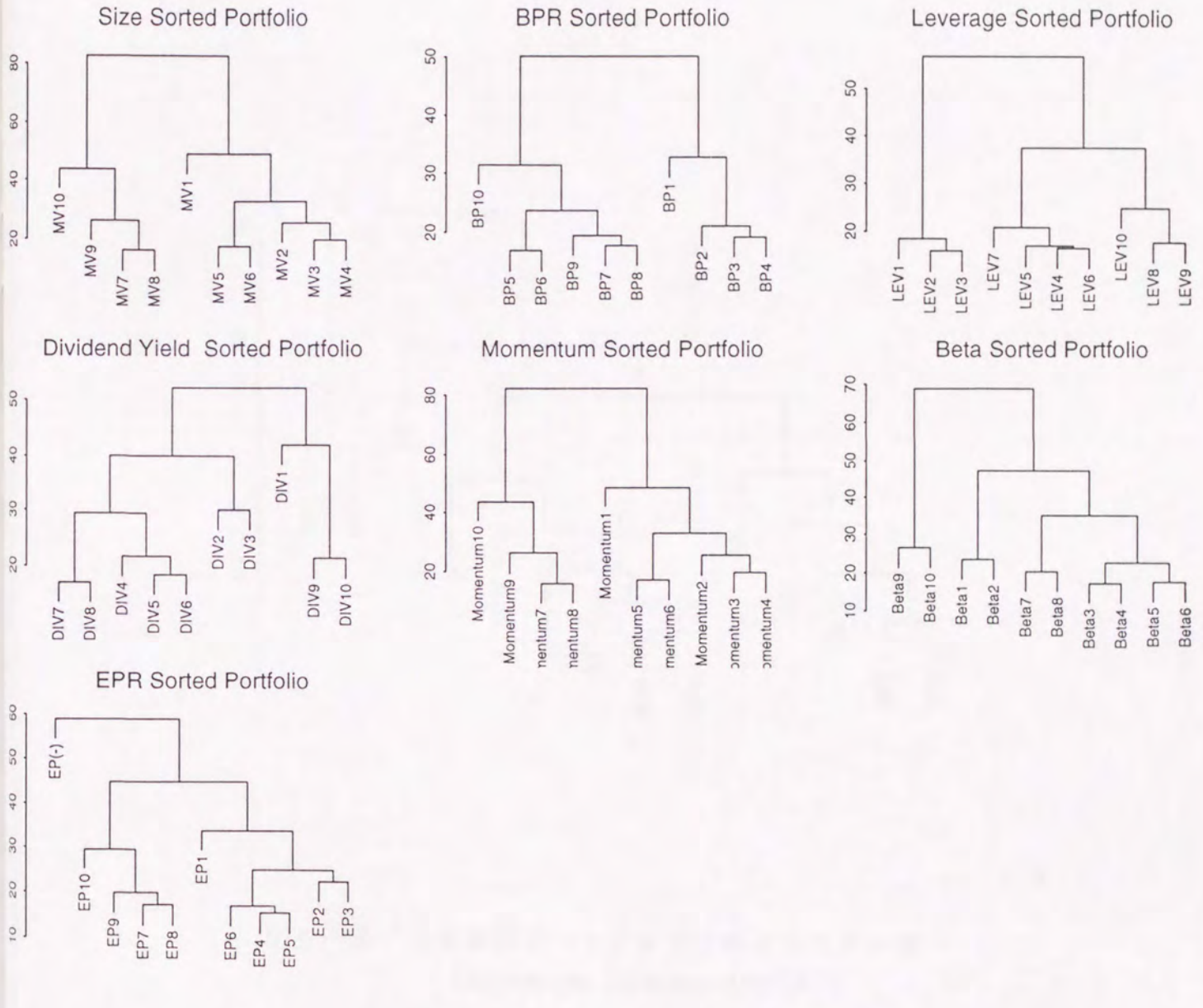


図６－１　７１サンプル・ポートフォリオのクラスター樹
（Kubota and Takehara (1995)）

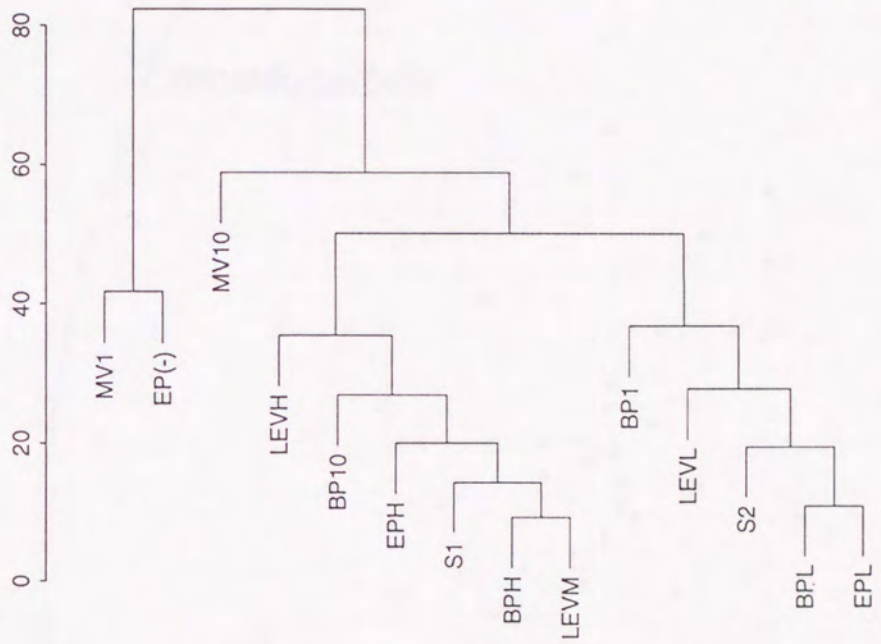


図６－２　１４参照ポートフォリオのクラスター樹
(Kubota and Takehara (1995))

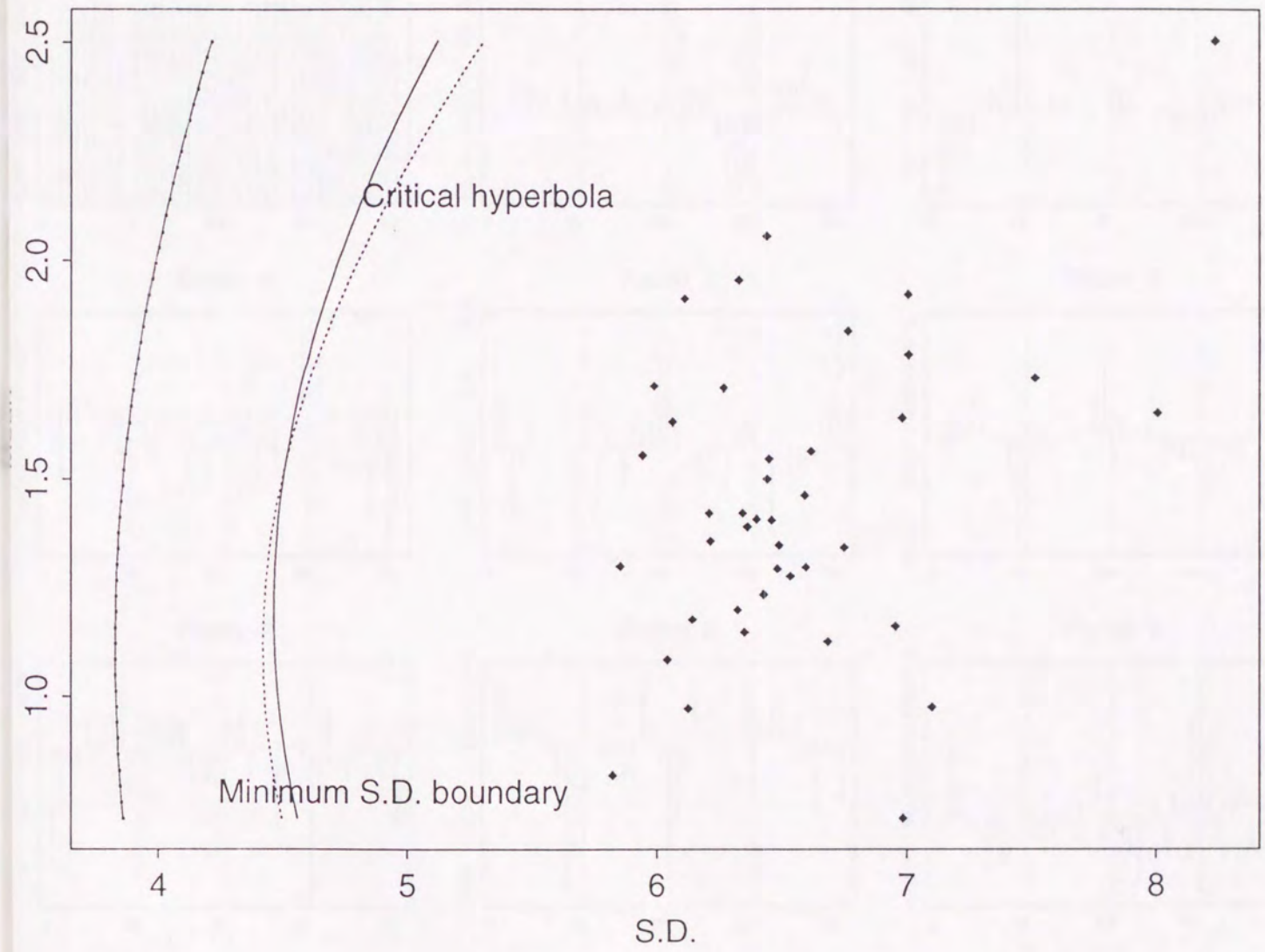


図６－３　１４参照ポートフォリオのＭＶ効率性
（Kubota and Takehara (1995)）

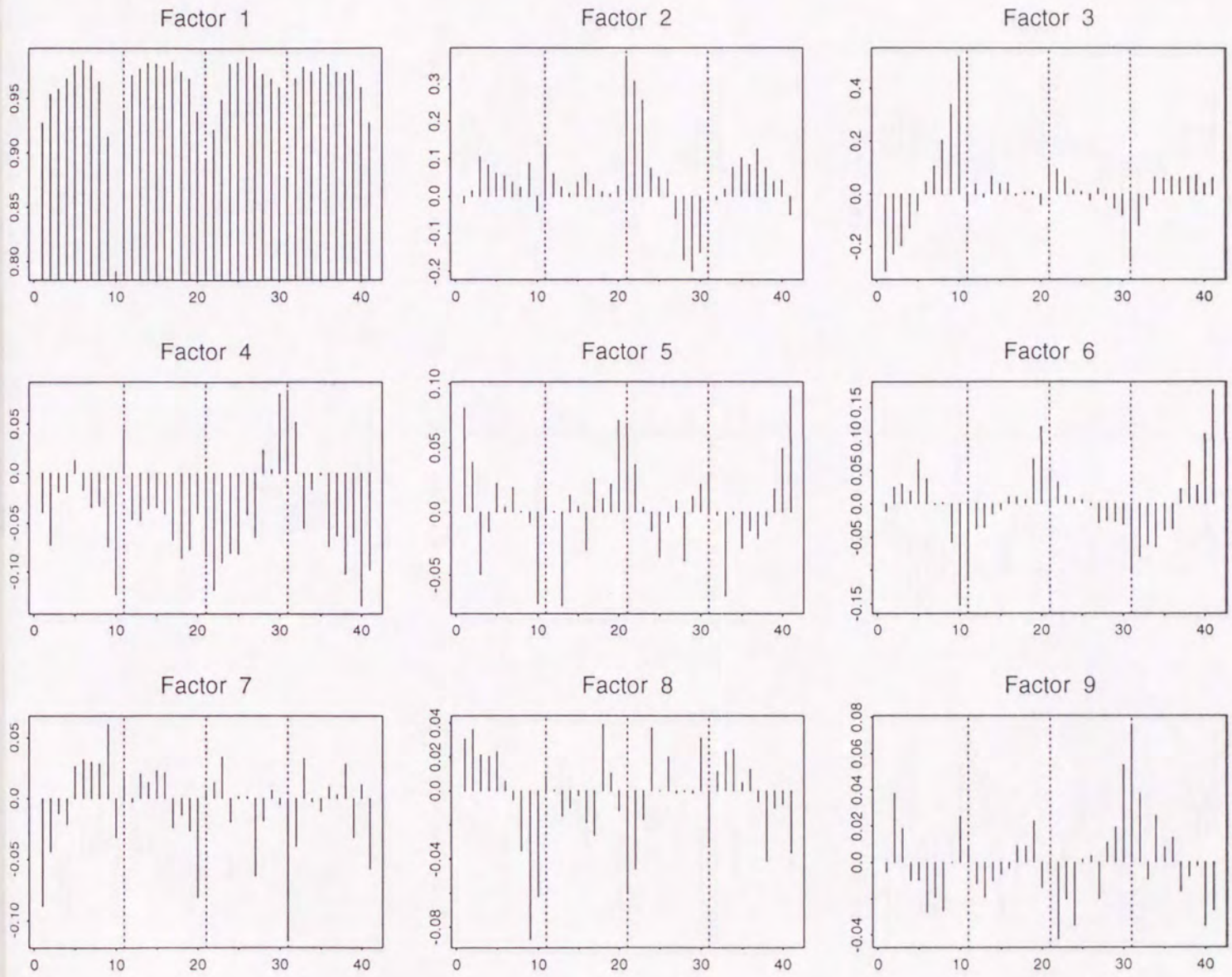


図６－４　ファクターと４１ポートフォリオの相関
(Kubota and Takehara (1995))

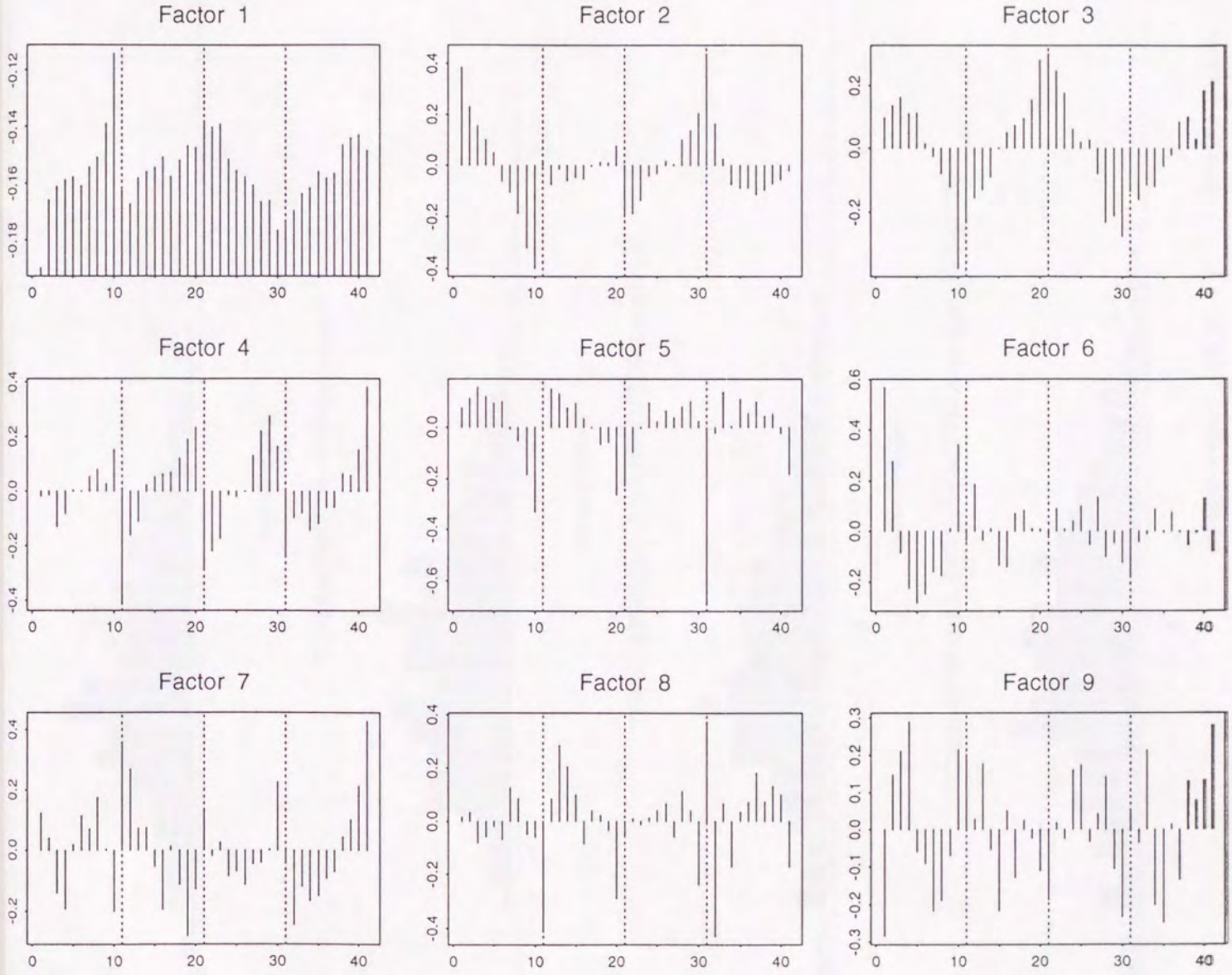
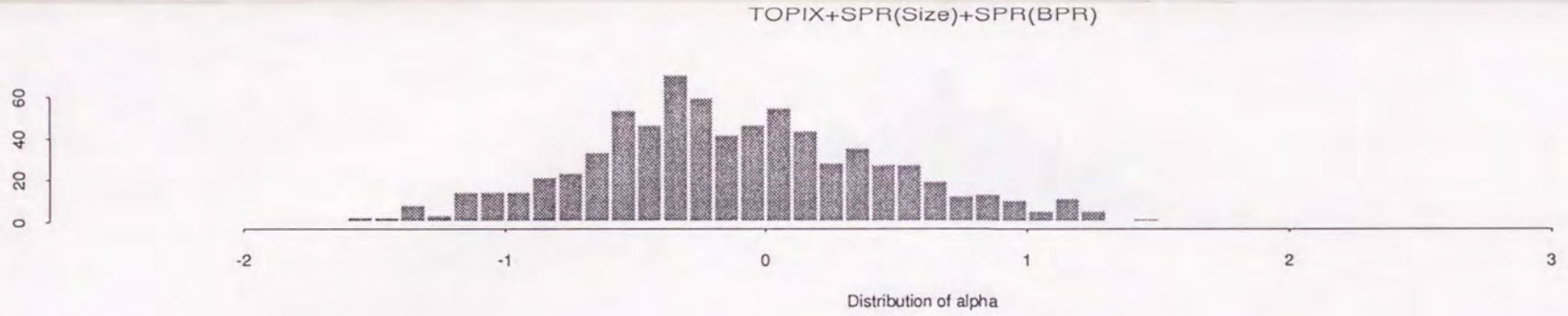
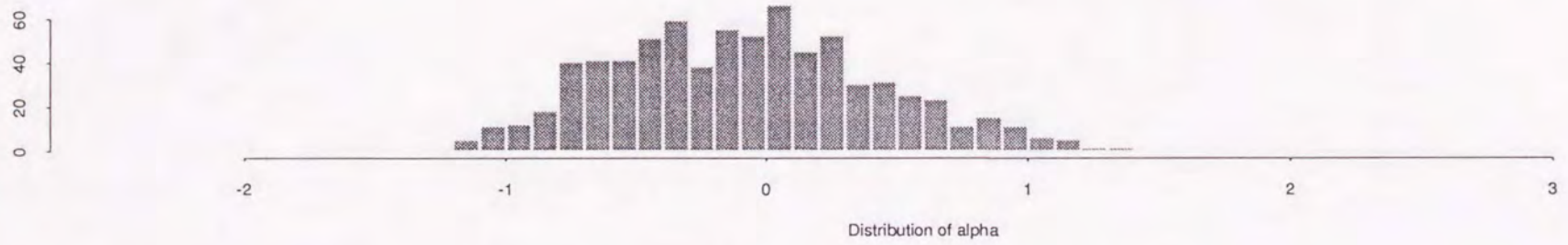
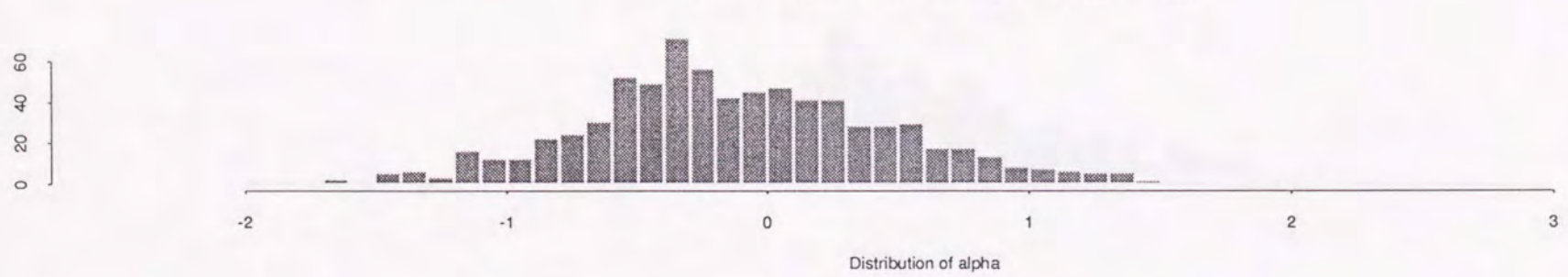


図６－５　ファクター・ローディング：４１ポートフォリオ・サンプル
（Kubota and Takehara (1995)）







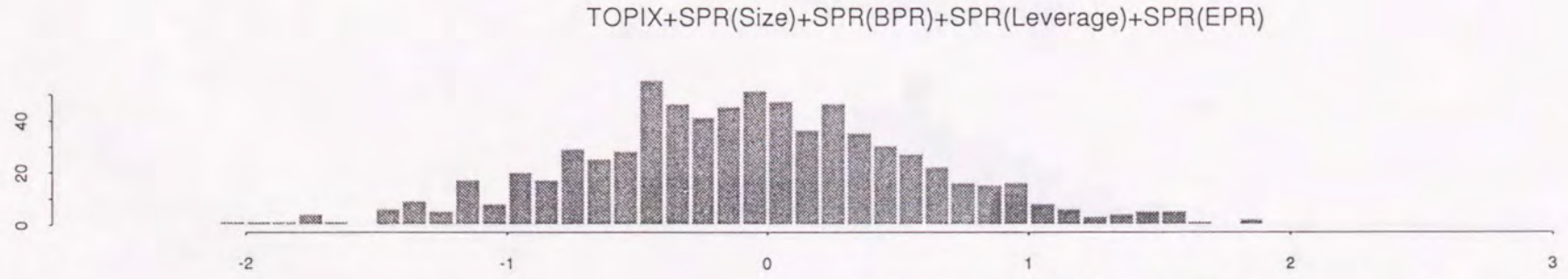
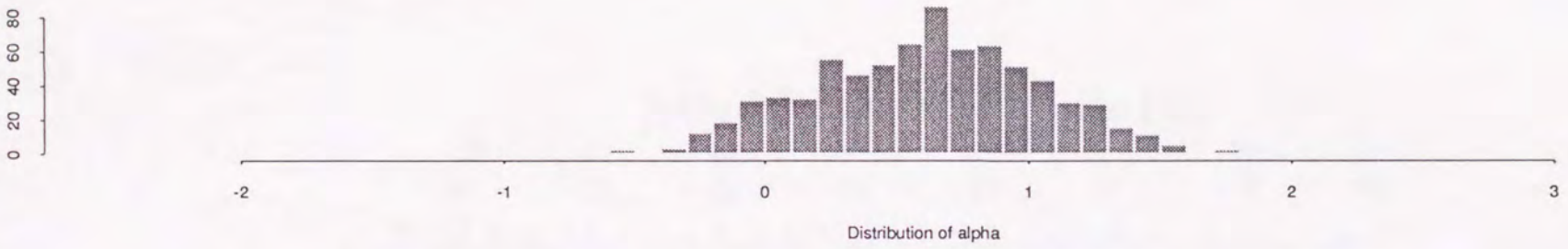
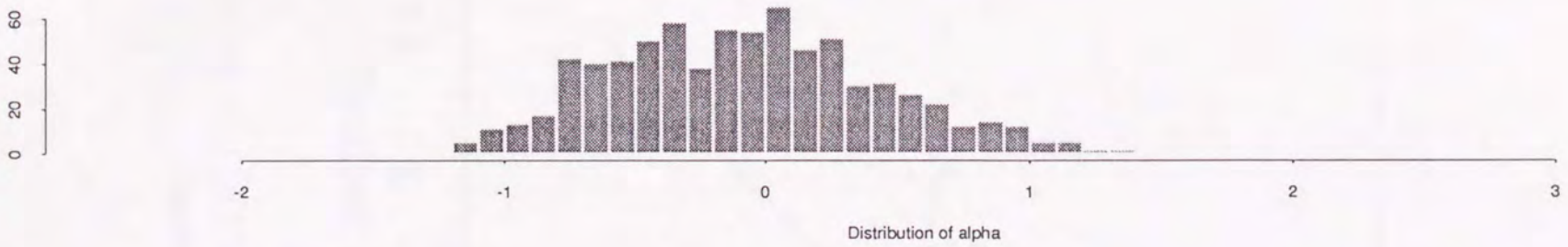


図６－６　　アルファ値の分布　（久保田、竹原（１９９５））

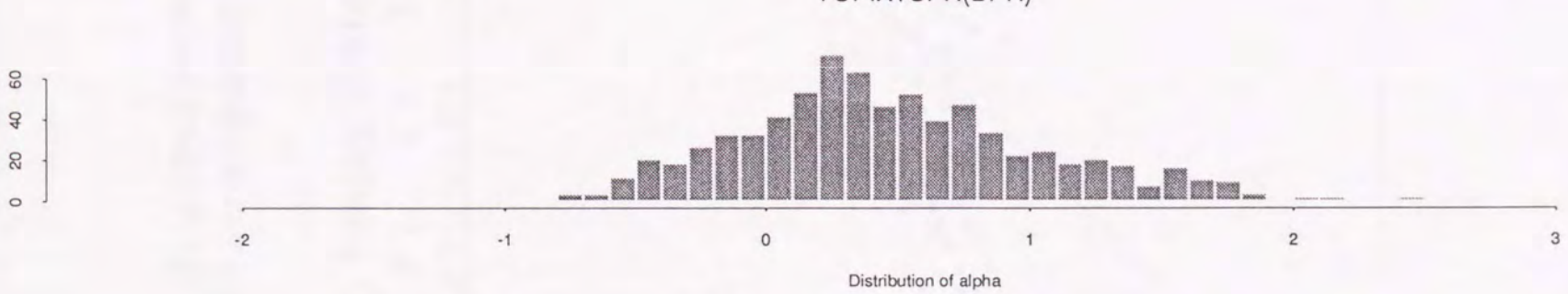
TOPIX



TOPIX+SPR(Size)



TOPIX+SPR(BPR)



TOPIX+SPR(Leverage)

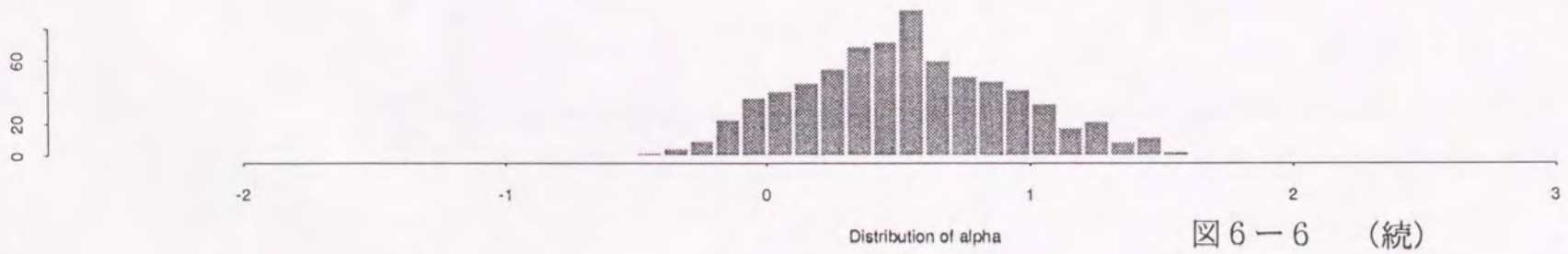


図6－6　（続）

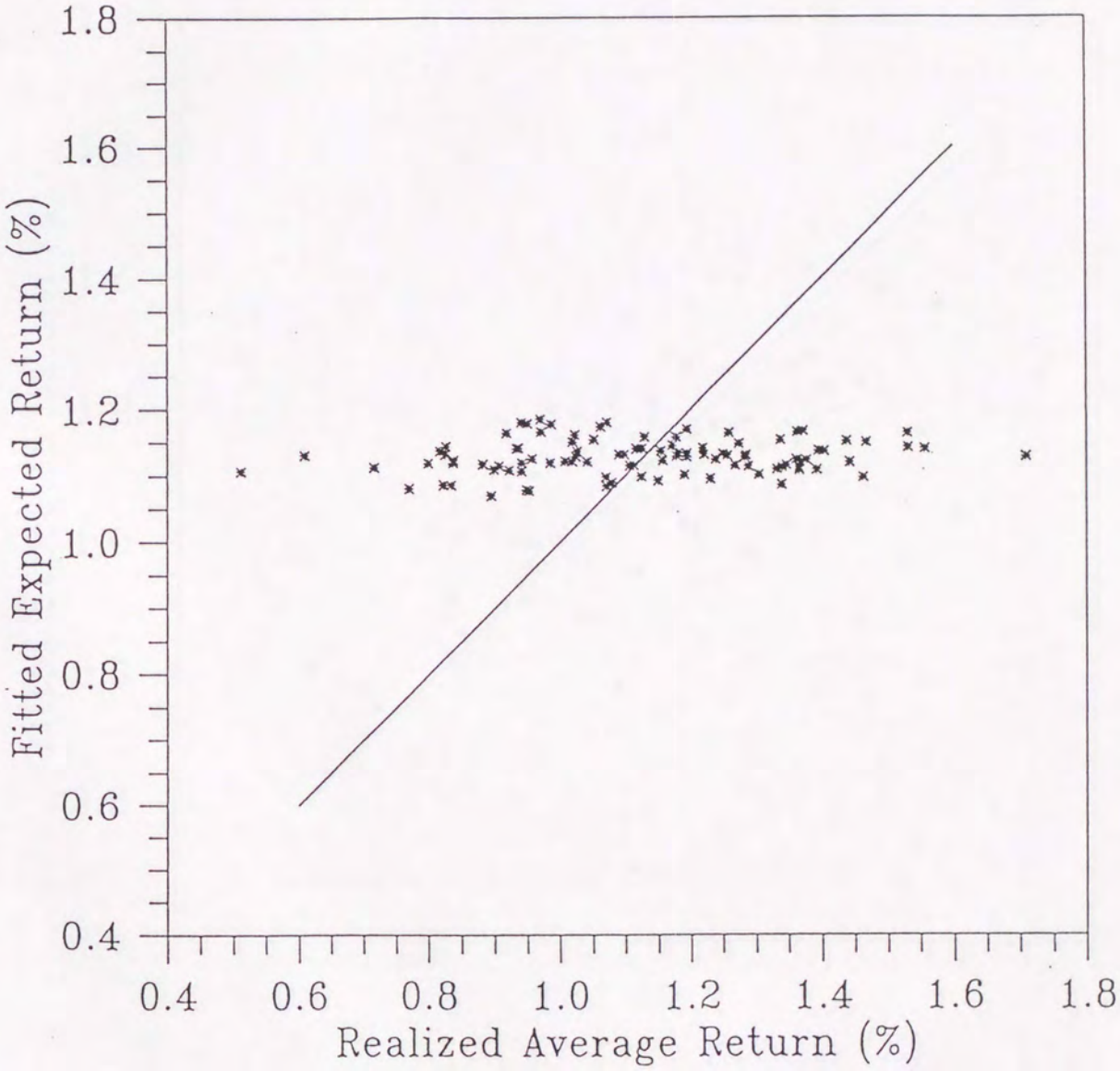


図６－７　　ＣＡＰＭ：株式指数のみのケース
(Jagannathan and Wang (1996))

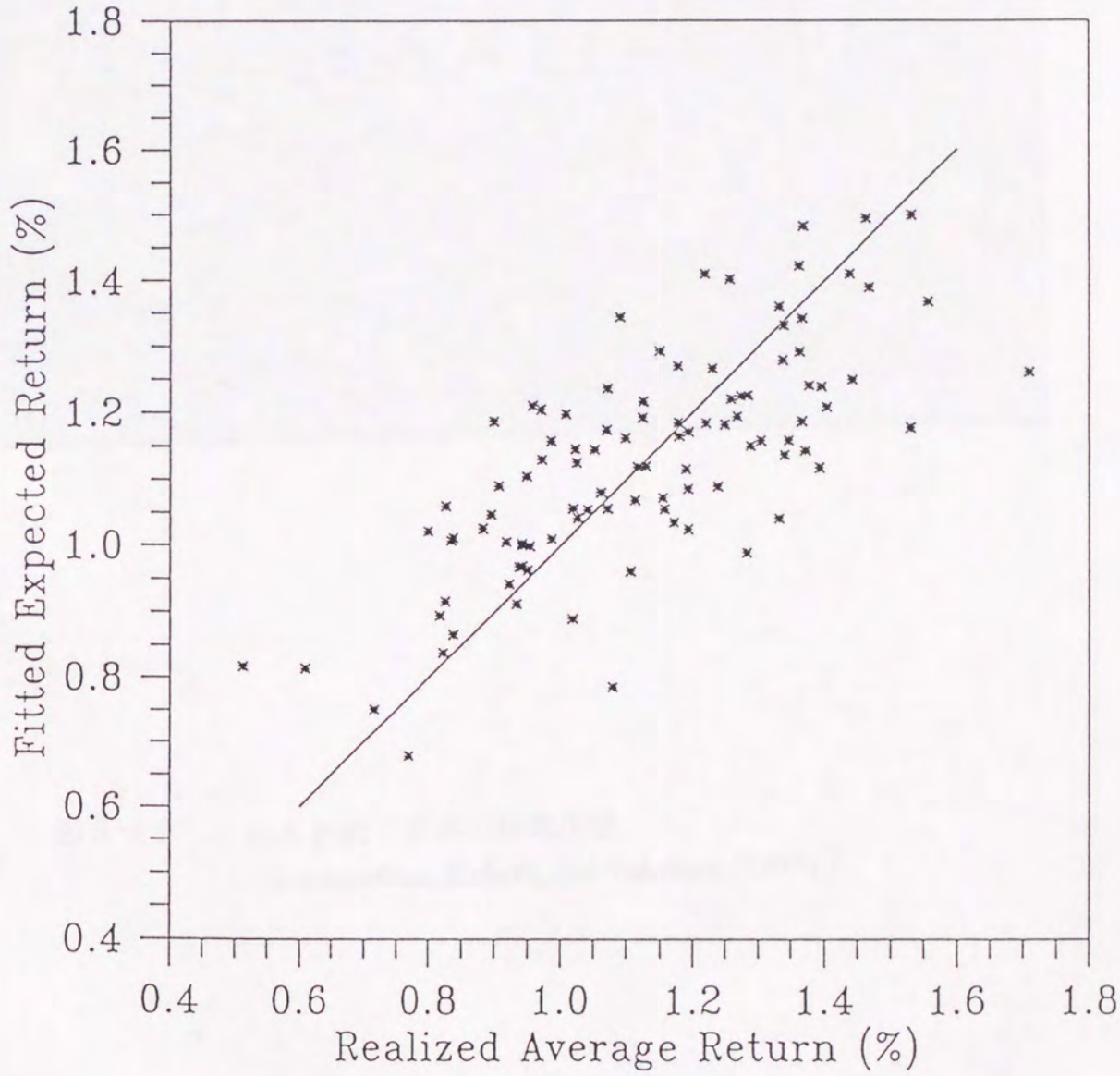


図6－8　　ＣＡＰＭ：人的資産とリスク・プレミアム変化のケース
（Jagannathan and Wang (1996a)）

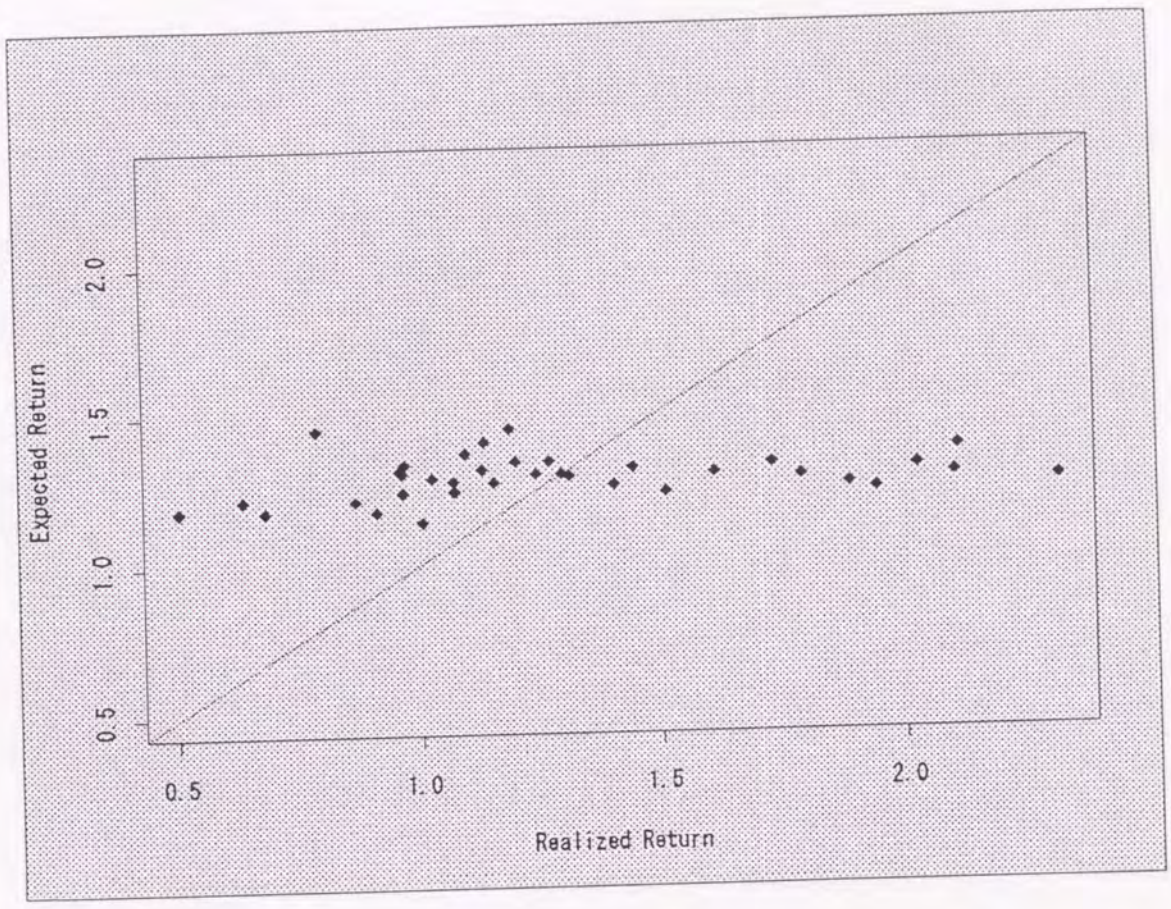


図６－９　　ＣＡＰＭ：日本の株式市場
(Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995))

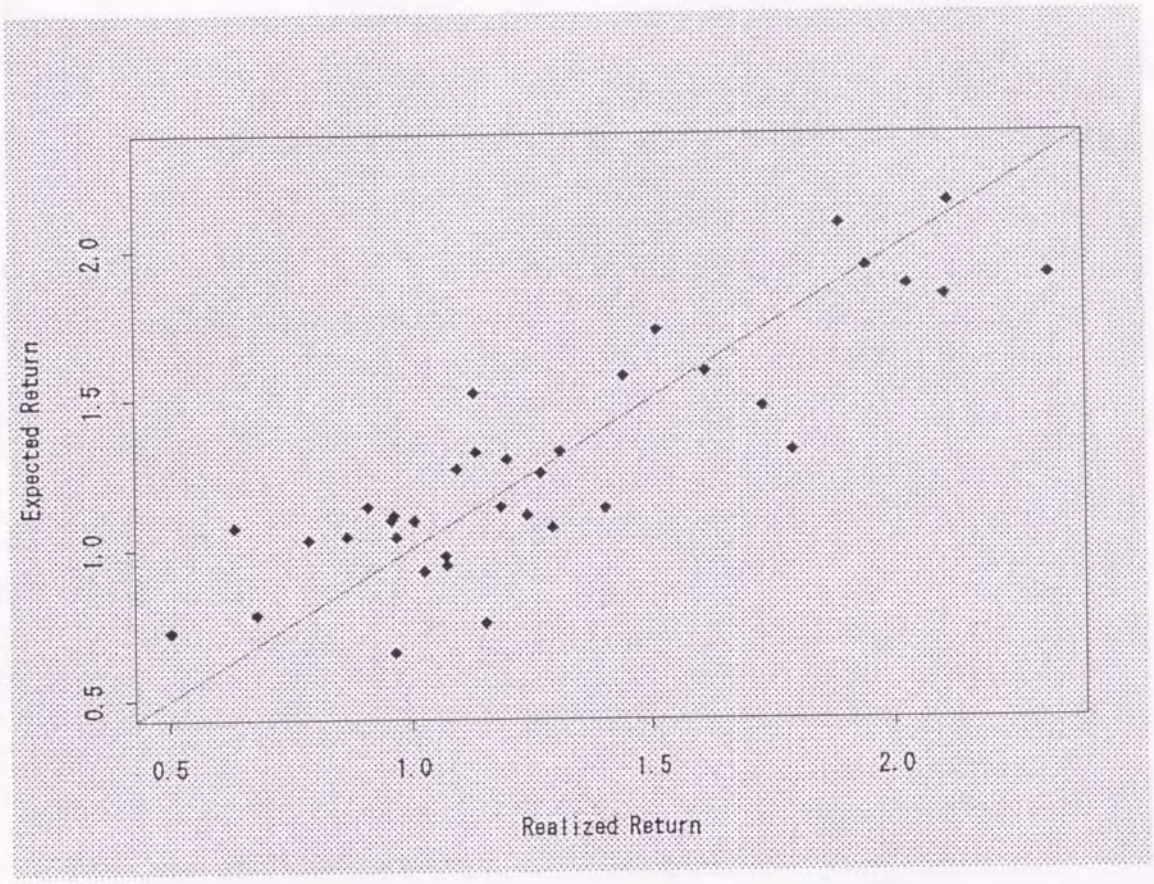


図６－１０　人的資産ＣＡＰＭ
（Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995)）

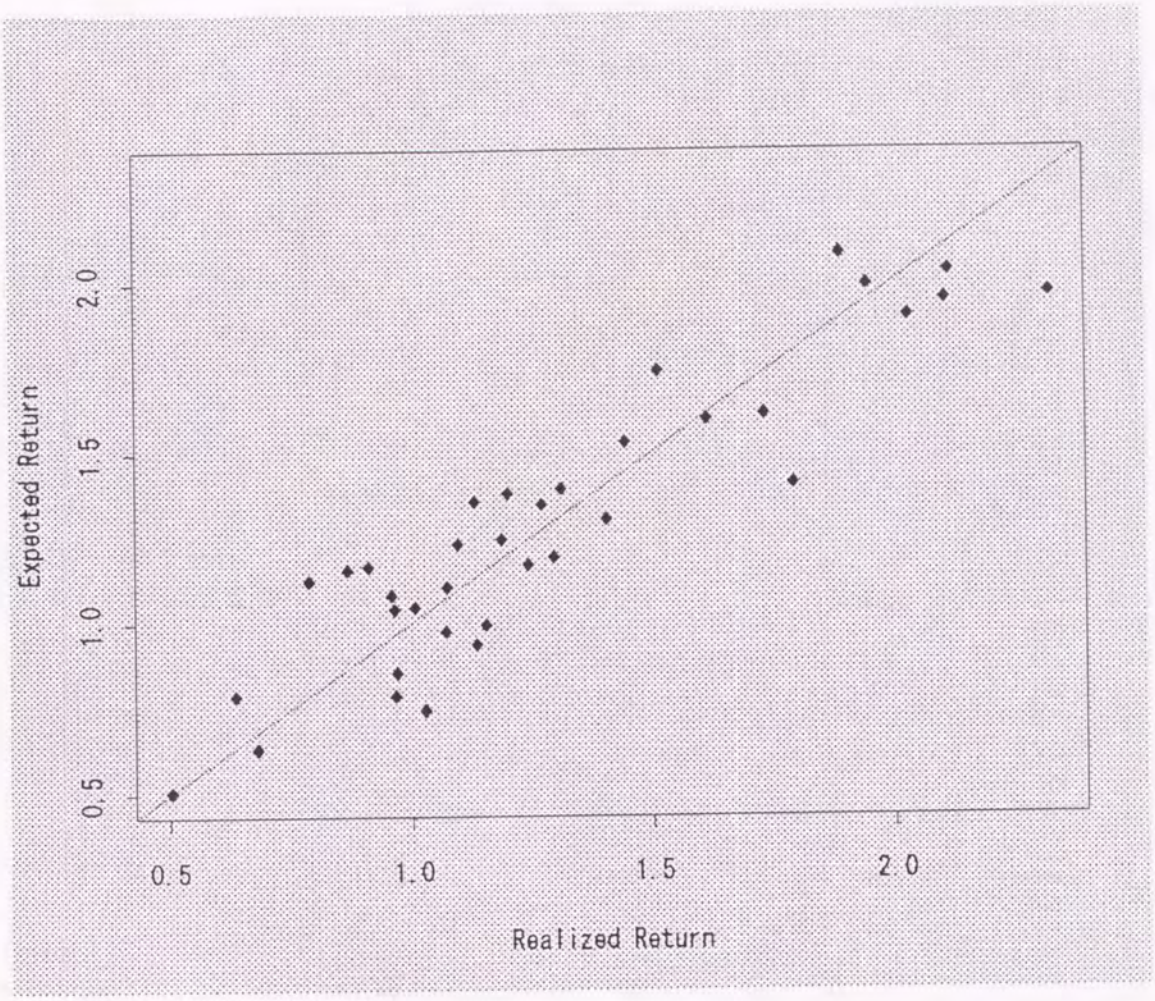


図６－１１　日本企業と３ファクター・モデル
(Jagannathan, Kubota, and Takehara (1995))

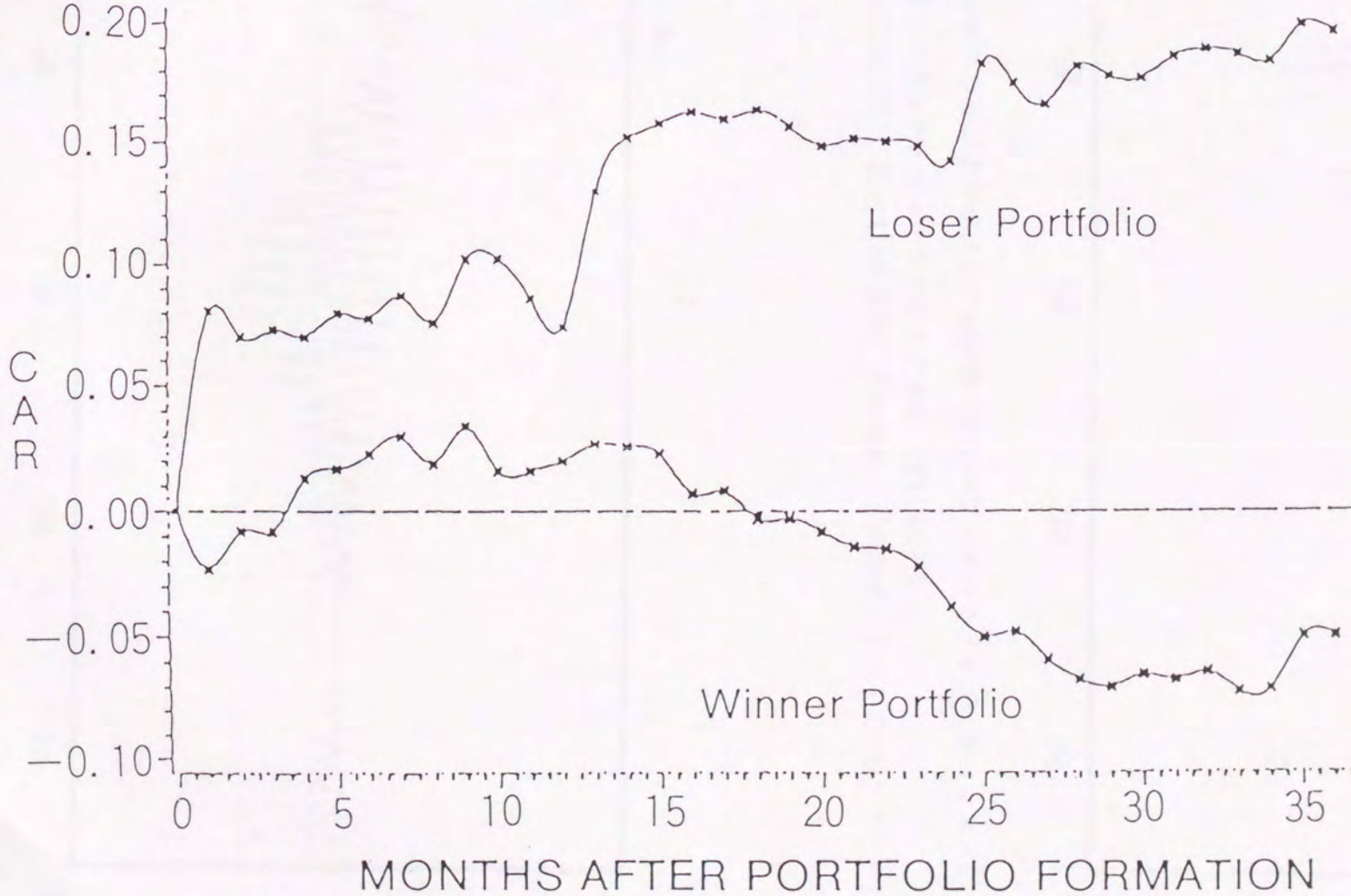
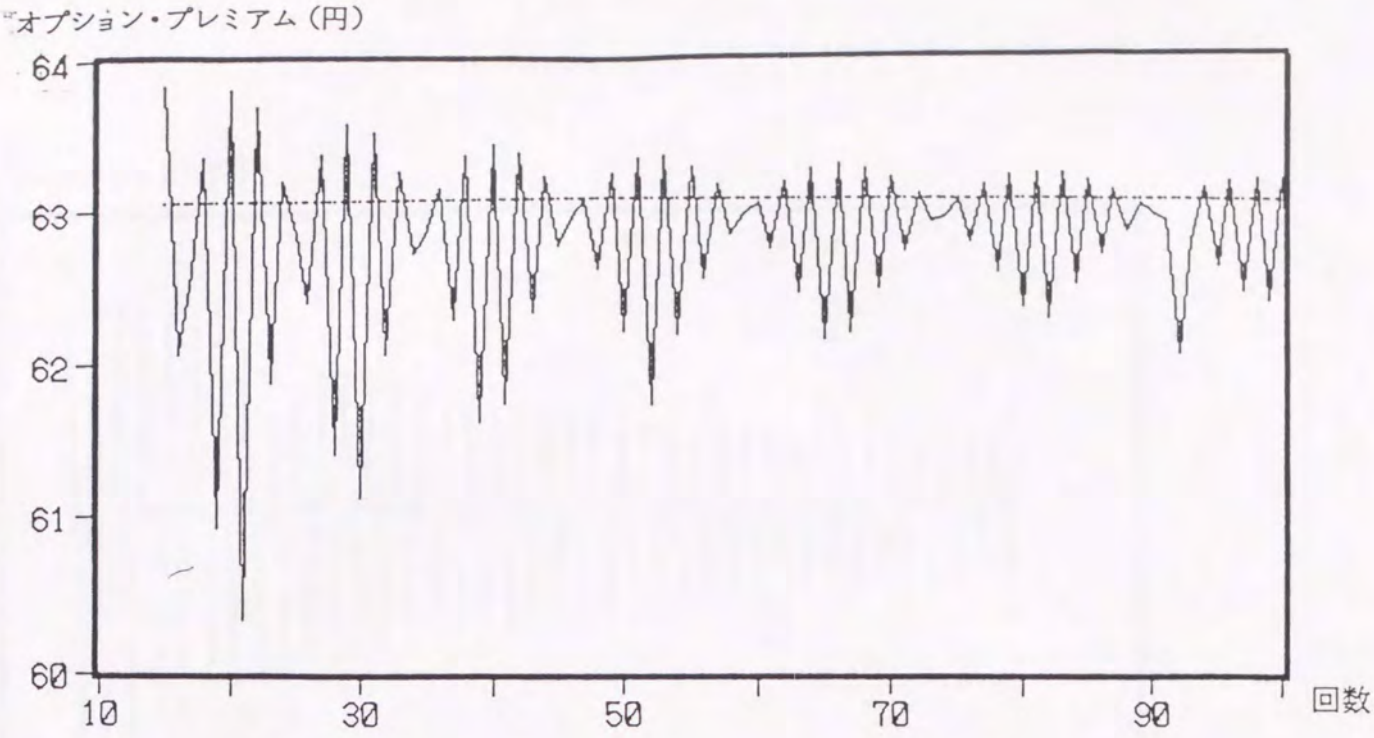
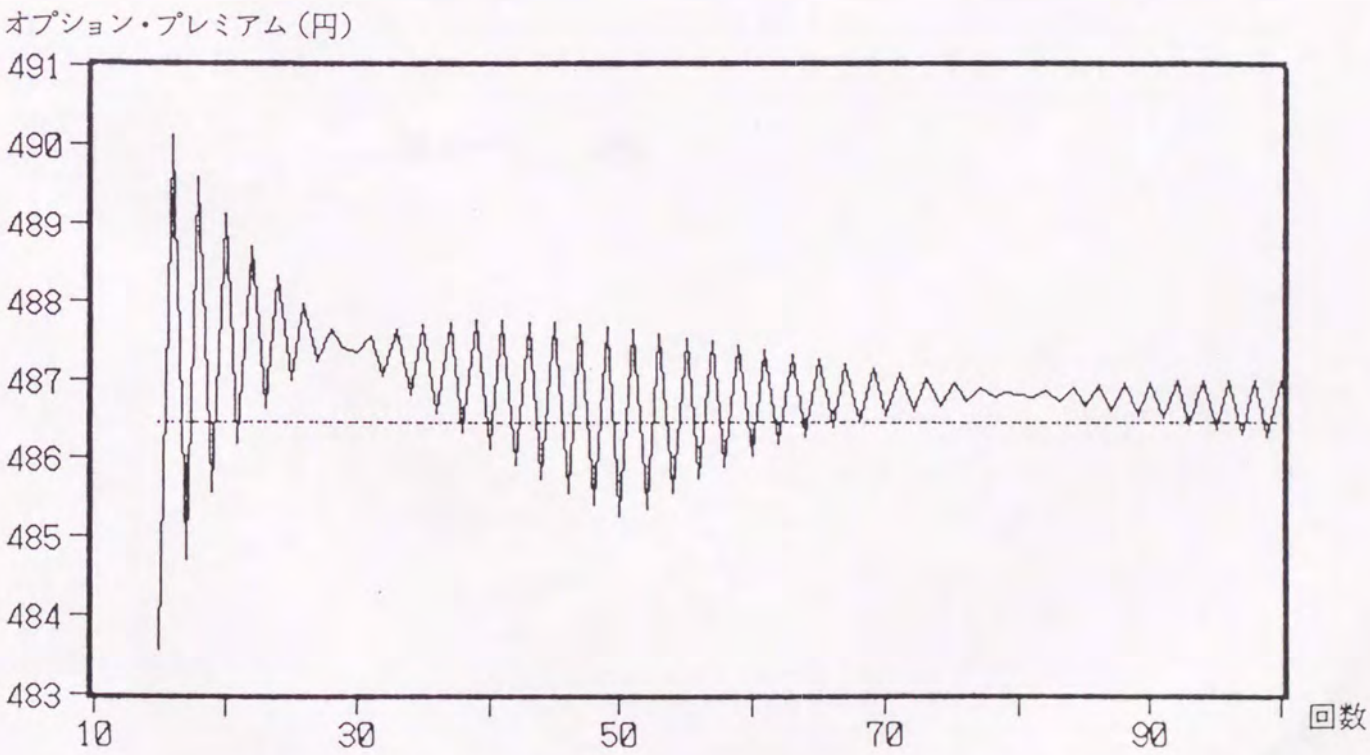


図8－1　Contrarian 戦略からの利益
(Debondt and Thaler (1985, p. 800))



コール・オプションのバイノミアル評価（ディープ・アウト・オブ・ザ・マネー）

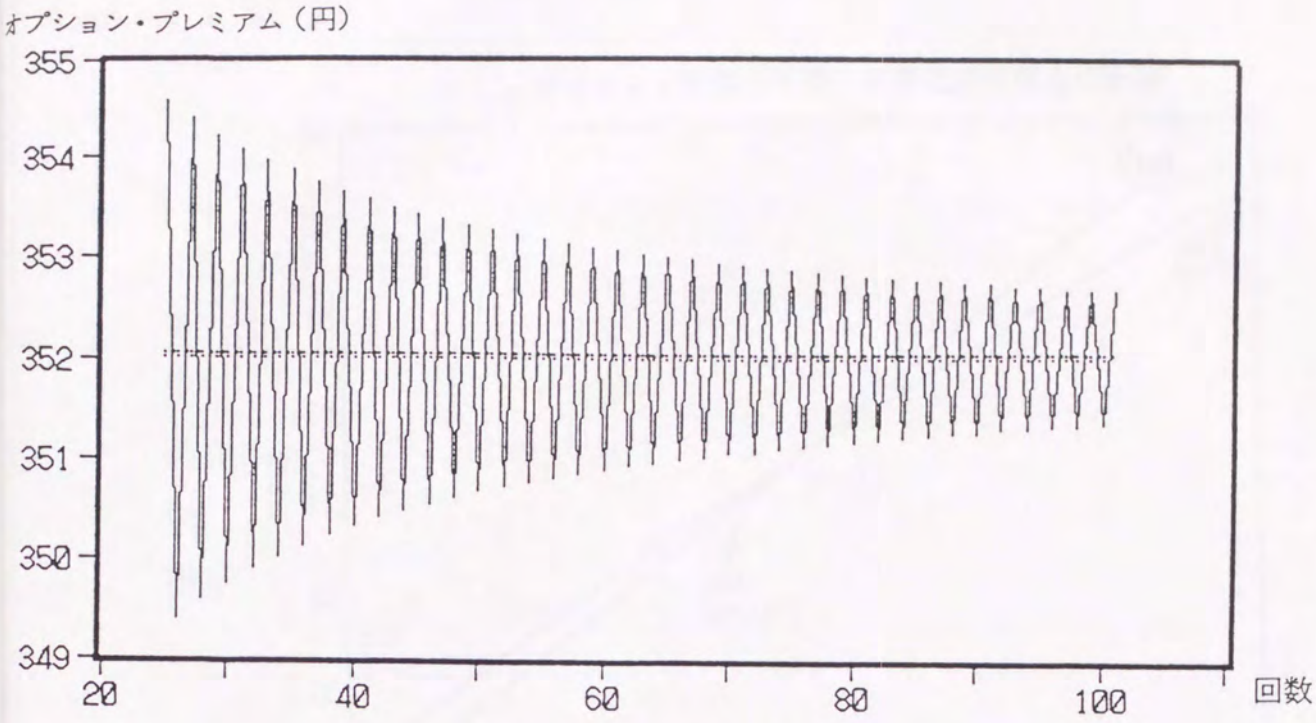
（直線：ブラック・ショールズの３次近似（63.04（円））
（S＝3,300（円）、E＝4,000（円）、r＝12%、σ＝30%、T＝122（日））



コール・オプションのバイノミアル評価（イン・ザ・マネー）

（直線：ブラック・ショールズの３次近似（486.45（円））
（S＝4,200（円）、E＝4,000（円）、r＝12%、σ＝30%、T＝122（日））

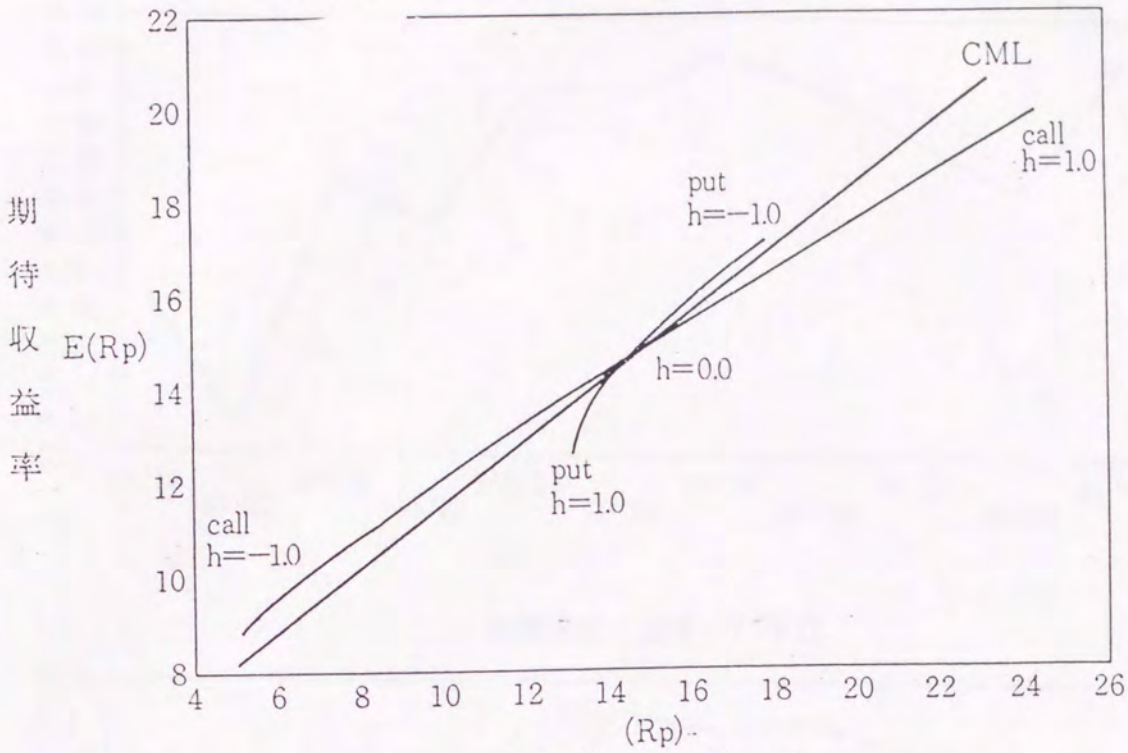
図９－１　バイノミアル・オプション・モデルの収束過程　（久保田（１９８８ｂ））



コール・オプションのバイノミアル評価（アト・ザ・マネー）
（直線：上　ブラック・ショールズの5次近似）
　　下　ブラック・ショールズの3次近似）
（S = 4,000（円）、E = 4,000（円）、r =12%、σ =30%、T=122（日））

図9－1　（続）

シミュレーション結果の平均—標準偏差平面上の軌跡



確率密度近似計算による平均—標準偏差平面上の軌跡

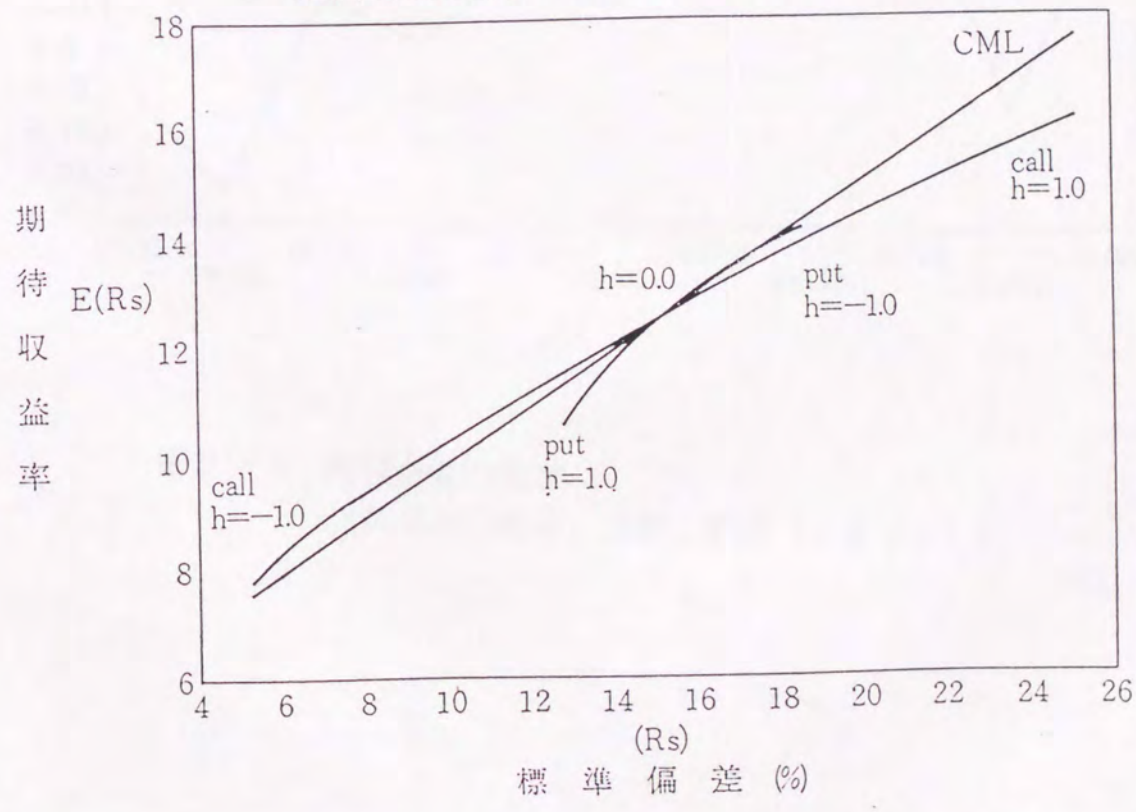


図９－２　　ＳＭＬとオプション組み入れポートフォリオ
(久保田、大野、竹原（１９９１）)

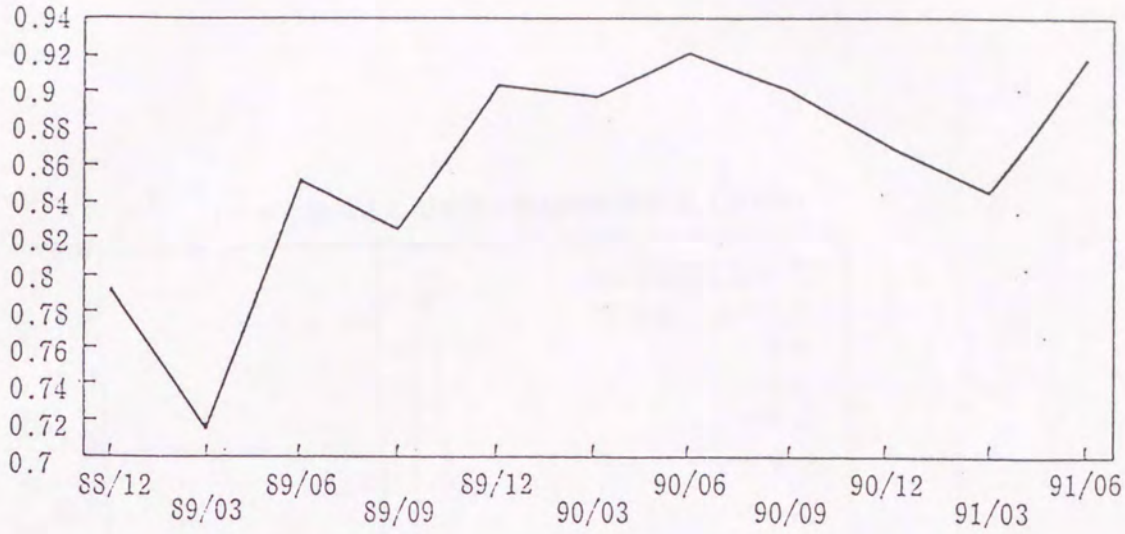
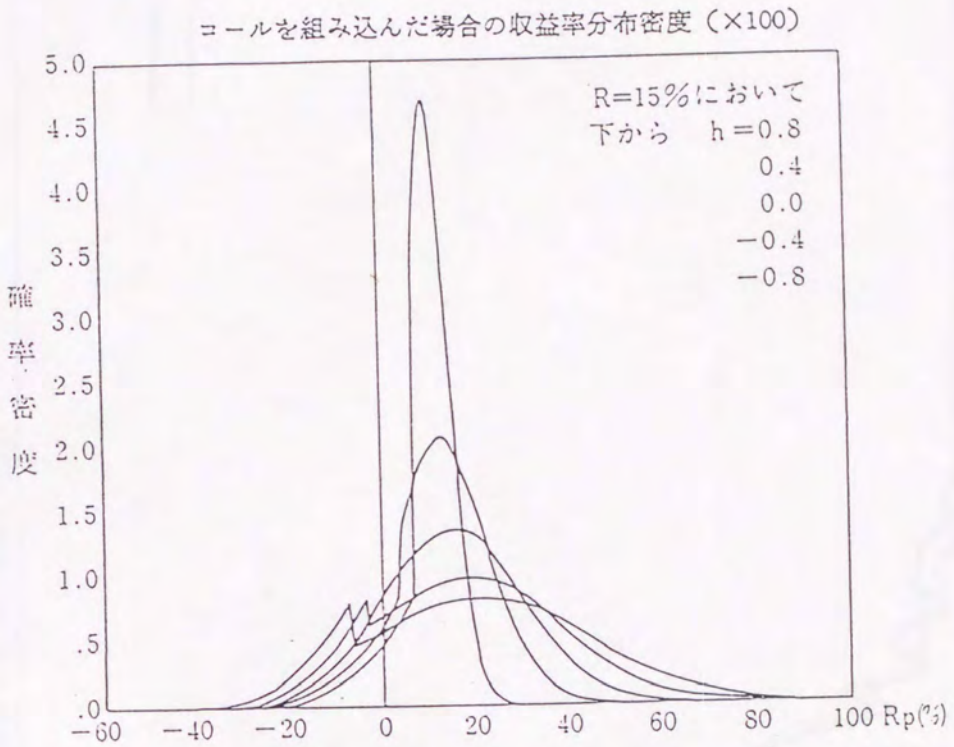




図９－３　相関係数の推移
（久保田、岩井、大野、竹原（１９９１））



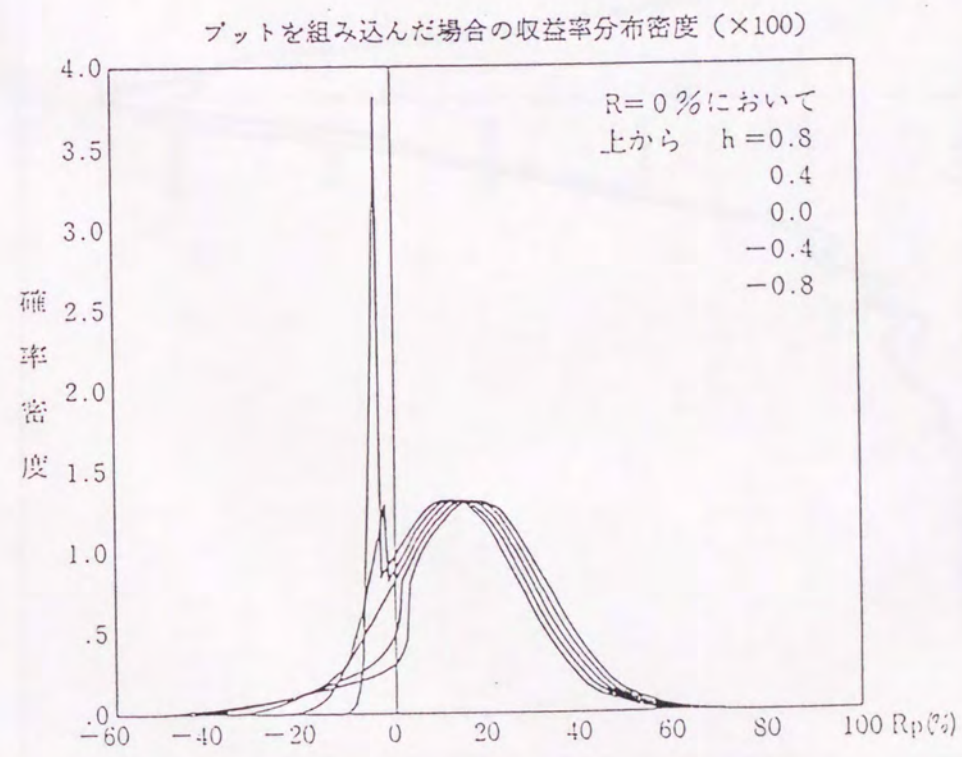


図９－４　オプション組み込みポートフォリオ収益率
（久保田、大野、竹原（１９９１））

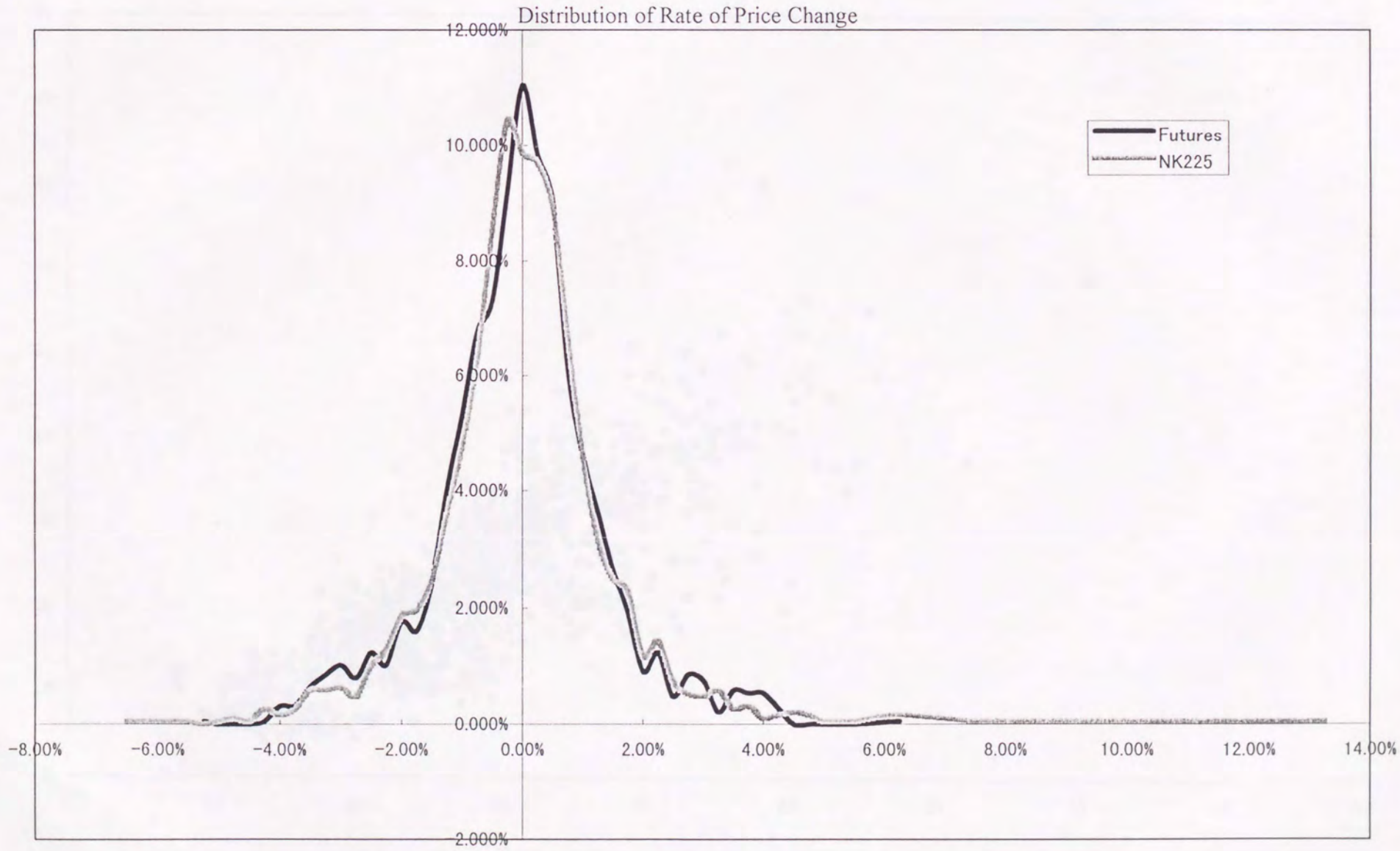


図９－５　日経２２５と日経指数先物価格変化率：
１９８８年１２月物－１９９６年６月物日次データ

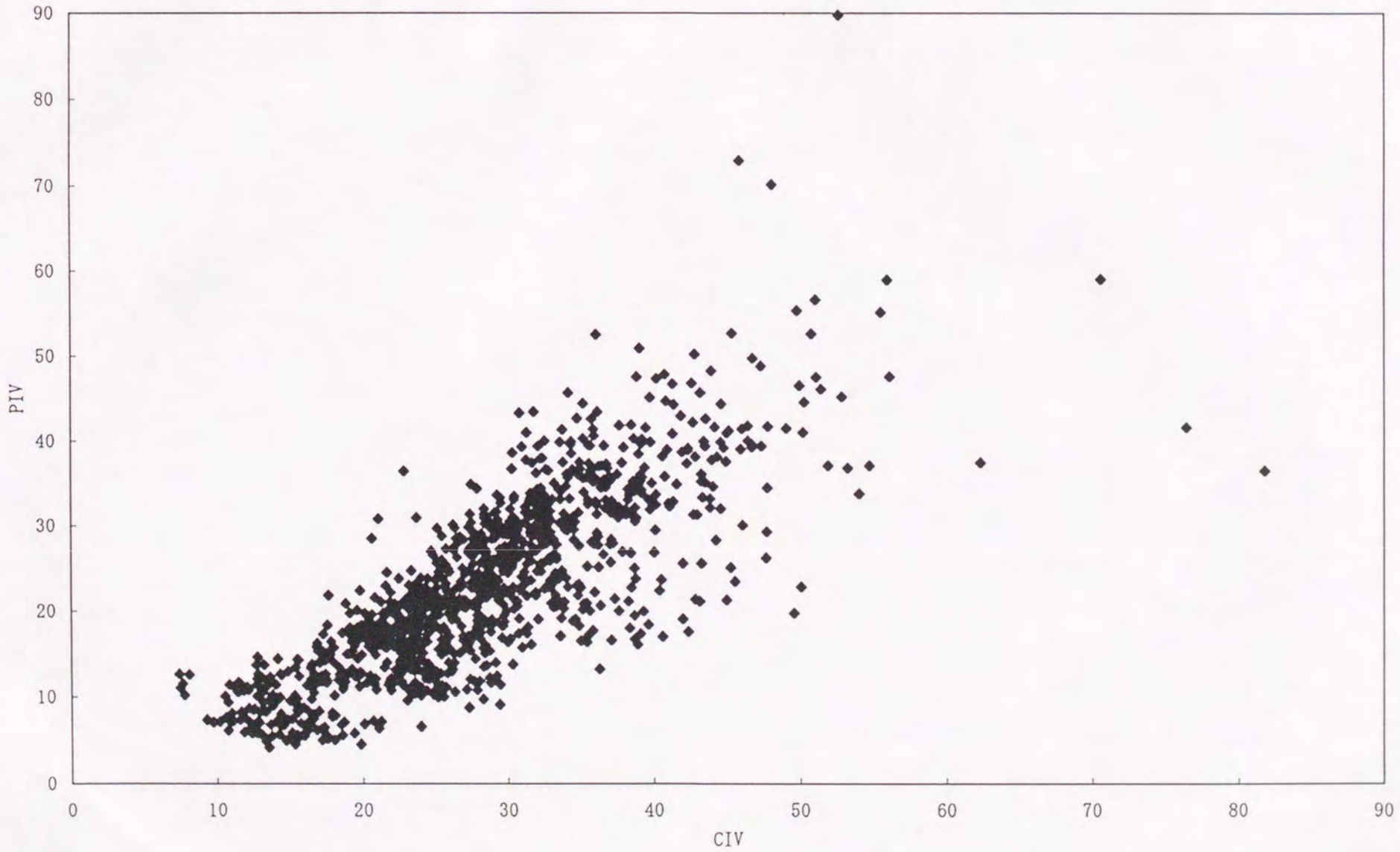


図９－６　コールとプットのインプライド・ボラティリティー
(Kubota, Ohno, and Iiyama (1996))