ID	JJF00194

論文名	マクロ条件付プライシングモデルを用いた株式投資信託のパフォーマンス評価
	Performance measurement of Japanese open-type stock mutual fund using macro conditional pricing models
著者名	竹原均 矢野学
	Hitoshi Takehara Manabu Yano
ページ	4-22

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第21巻第1号
	Vol.21 / No. 1
発行年月	2001年6月
	Jun. 2001
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

■論　文

マクロ条件付プライシングモデルを用いた株式投資信託のパフォーマンス評価

竹原　均・矢野　学
（筑波大学）　（住友信託銀行）

要　旨

本研究では我が国のオープン型株式投資信託の収益率を，無条件CAPM，条件付CAPM，無条件Fama-Frenchモデル，条件付Fama-Frenchモデルの4種類のアセットプライシングモデルを用いて評価を行い，それぞれのモデルのもとでのパフォーマンス測定結果を比較検証する。一連の分析より，我が国の国内株式型投資信託に関しては，無条件モデル，条件付モデルのどちらを評価の前提として採用するかにより，各モデルに基づいて測定されたジェンセン尺度が大きく異なることが確認された。ジェンセン尺度の変化の方向性には，符号が正であるファンドと負であるファンドが混在し，かつその変化量が統計的に有意なものがかなりの比率を占めた。また変化の平均値は条件付モデルにおいて低く測定され，この結果は日米の先行研究とは傾向が異なる。

キーワード：マクロ条件付モデル，CAPM，Fama-Frenchモデル，投資信託，パフォーマンス評価

1　条件付モデルによるパフォーマンス評価

日本のオープン型株式投資信託については，いくつかの先行研究が存在するが，そのすべてに共通して1990年代前半までの期間における極めて低い運用パフォーマンスが指摘されている。加重平均株価指数をマーケットポートフォリオのプロキシーとして使用し，かつベータの時間変化を仮定しない無条件シングルファクターCAPMに基づいて測定されたジェンセン尺度により，オープン型株式投資信託の評価を行った場合，ジェンセン尺度が平均的に−6～−7%程度の値となることは，Cai，Chan and Yamada（1997），Brown，Goetzman，Hiraki，Otsuki and Shiraishi（2001），竹原（1998）などにより確認されている。Cai，Chan and Yamada（1997）は，既存の主要な評価手法を用いても，日本のオープン型株式投資信託について観測される負のジェンセンアルファを説明することができないことを示しており，以降この現象は研究者間では「日本のオープン投資信託パズル」と呼ばれた(1)。

我が国の投資信託の評価への条件付モデルの適用も，最初はこのパズルへの解答を探す過程で行われた。米国における先行研究であるFerson and Schadt（1996）は，米国のミューチュアルファンドに関して，マクロ条件付モデルを適用するとき，ファンドマネージャーの運用能力は無条件モデルを適用する場合と比較して，平均的に高く測定されることを明らかにした。このためCai，Chan and Yamada（1997）は条件付CAPMを我が国のオープン株式投資信託のパフォーマンス評価に適用した。

(1)　我が国の投資信託のパフォーマンス評価，特に日本の投資信託パズルとそれに対する研究の進展については高山（2000）がサーベイを行っている。

しかし分析の結果ジェンセン尺度について，ほとんど変化は観察されず，条件付モデルで仮定されたマクロ経済変数の関数としてのベータの時間変化は前述の投資信託パズルへの解答とはなり得ないと結論付けた。

従来のジェンセン尺度ではなく，条件付モデルに基づくジェンセン尺度を評価に用いることは，マネージャーによる動的ポートフォリオ変更に起因する問題と，個別証券ファクターローディング時間変化という2種類の問題に対応することを可能にする。これら2種類の問題について直感的な理解を得るために，以下のCAPM

$$r_{j,t} = \beta_j r_{M,t} + \varepsilon_{j,t} \tag{1}$$

の成立する世界を考える（ここで$r_{j,t}$，$r_{M,t}$はそれぞれt期のj投資信託およびマーケットポートフォリオの超過収益率とする。)。評価対象の投資信託は完全なインデックスファンドと無危険資産の2資産間に資産を配分していると仮定する。もしインデックスファンドに100%固定して投資しているとすれば，マーケットポートフォリオのベータは1，アルファは0だから，この投資信託のベータも回帰分析の結果から1，アルファは0であると推定される。同様にインデックスファンドに50%，安全資産に50%投資しているとすれば投資信託のベータは0.5である。

ここで評価対象の投資信託が，戦術的アセットアロケーションのような動的ポートフォリオ戦略を採用していたらどうなるだろうか。その場合には回帰分析により投資信託のベータ，ジェンセンアルファを推定しても，それは運用パフォーマンスを適切に把握せず，市場の状態によっては推定されたベータに正の，そしてアルファに負の偏りが発生し，このためファンドのリスクを過大に，運用能力を過小に評価する可能性が存在することが知られている。つまり個別証券のベータは一定であるとしても，動的ポートフォリオ戦略はポートフォリオベータに時間変化を引き起こす可能性を持つ。

今度はマネージャーによるポートフォリオの動的変更は行われないとする。その場合でも証券のベータの時間変化の問題は無視できない。例えばCAPMは株式資本コスト推定においても頻繁に用いられるが，しかしながら個別証券のベータが産業構造の変化にかかわらず，過去から将来において一定と仮定することははたして妥当であろうか。一般のマルティファクターモデルにおいて「証券のリスクファクターに対する感応度は常に一定である」と仮定したとする。この仮定そのものが満たされない，すなわちファクターローディングに時間変化が存在するとすれば，無条件CAPMに代表される従来のモデルを前提として，時系列回帰分析により求められた証券のベータとアルファが，証券のシステマティックリスクとスペシフィックリターンの正しい指標である保証はない。

このような，マネージャーの動的ポートフォリオ戦略と，個別証券ファクターローディング時間変化が，パフォーマンス評価に深刻な影響を与える可能性の存在は，研究者においては以前から認識されていた。先に述べたように我が国の投資信託に関する実証分析においても，Cai，Chan and Yamada（1997）がFerson and Schadt（1996）と同一の手法を用いて実証を行い，条件付CAPMを用いたとしても日本の投資信託のパズルへの解答とはなり得ないことを示した。タイミング能力のより直接的な測定に関しては，竹原，矢野（1999）がポートフォリオスタイルの時間変化を推定し，トータルパフォーマンスをベースライン，タイミングとその他の要因へと分解することを試みている。また個別証券及び財務属性に基づくランキングポートフォリオの収益率に関しては，竹原，矢野（2001）が詳細な分析を行い，条件付モデルのもとで測定されたアルファは無条件モデルのもとでのアルファと比較して平均的には高くなることを確認した。この研究は株式投資信託に組み込まれた個別証券のベータに時間

変化が存在する可能性を示唆したものであり，この点で無条件プライシングモデルを単独で用いて投資信託の評価を行うことは必ずしも適切ではないと言える。さらには，個別銘柄やランキングポートフォリオが純粋に株式だけで構成されるのに対して株式投資信託の場合にはコールマネーなど株式以外の資産が含まれること，アセットクラス間で動的な再配分が行われる可能性が存在すること，信託報酬・手数料等の明示的な運用コストの存在，資金の流出入に伴うマーケットインパクトなど潜在的なコストが発生することなどを考慮すれば，個別銘柄と投資信託で条件付モデルの振る舞いが同一である保証はない。むしろ動的投資戦略，ファンド維持費用の存在を明確に意識した上で，投資信託収益率についても条件付プライシングモデルによる評価を行い，個別銘柄の場合からの変化を分析することが，パフォーマンス要因分析上では重要であると言える。このような動機から我々は本研究において，株式投資信託の運用パフォーマンスを，条件付CAPM，及び条件付Fama-French 3ファクターモデルに基づくジェンセン尺度を用いて評価した場合に，無条件プライシングモデルに基づく評価との間で明確な差が発生するのかを明らかにすることを目指す。

ここで留意してもらいたいのは，Cai，Chan and Yamada（1997）が，日本の株式投資信託の低パフォーマンスを説明することを目的として条件付CAPM による評価を行ったのに対して，我々の動機はパズルの説明にはないことである。Cai，Chan and Yamada（1997）のサンプル期間が1978年から1992年までであるのに対して，我々のサンプル期間は1983年から1999年までと大きく異なっている。さらにここでの分析はデータをインデックス化することなく，すべて個別ファンドの収益率についてのみ行っている(2)。このために，いわゆる「投資信託改革」以降に設定された比較的新しいファンドが本研究での中心となっており(3)，Cai，Chan and Yamada（1997），あるいはBrowm，Goetzman，Hiraki，Otsuki and Shiraishi（2001）で議論されたパズルと呼ばなければならないような低いジェンセン尺度の存在は希薄化されている。我々の目的は，投資信託パズルへの解答ではなく，経済構造変化がパフォーマンス評価に与える影響を明らかにすることなのである。

論文は以下のように構成される。まず次節においてはFerson and Schadt（1996）によるマクロ条件付モデルについて，その基本的な考え方を説明し，我が国の投資信託を分析するためのモデルを用意する。第3節では使用するオープン株式投資信託国内型データと状態変数の候補とするマクロ経済変数について説明する。続く4節，5節ではモデルの説明力の比較と，条件付モデル適用時のジェンセン尺度の変化について報告し，我が国の投資信託に関しては，条件付モデルにおいてモデル説明力は向上し，かつジェンセン尺度は平均的に低く測定されることを明らかにする。6節ではジェンセン尺度の変化の原因について考察を加え，最後に7節では結論を述べるとともに，マクロ条件付モデルを用いた評価の問題点と可能性について議論する。

(2) 研究の過程では我々も投資信託インデックスを作成して，インデックスからのパフォーマンスについても分析を行っていた。インデックス化を行うと80年代の収益率データが強く分析に影響を与えるため，我々の検証期間でもジェンセン尺度は年率で－7～－6%程度となる。

(3) 我が国の投資信託市場の歴史的経緯，金融構造改革の流れを受けての投資信託改革の進展については高橋（1998）を参照。

2　マクロ条件付モデルによるパフォーマンス評価

最初に無条件CAPM，無条件Fama-Frenchモデルからそれぞれの条件付モデルを導く。(無条件) CAPMのもとでは証券（あるいは投資信託）の収益率は，

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j r_{M,t} + \varepsilon_{j,t} \tag{2}$$

で与えられる（ただし（1）式とは違い，ジェンセン尺度による評価を考え，ここではCAPMのもとでのジェンセンアルファα_jを（2）式に含める。)。CAPMに対する批判として，Fama and French (1992) は，(2) 式で表される無条件シングルファクターCAPMが証券収益率のクロスセクショナルバリエーションを説明できないことを指摘した。そしてCAPMに代わるプライシングモデルとして，

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j r_{M,t} + \gamma_j SMB_t + \delta_j HML_t + \varepsilon_{j,t} \tag{3}$$

をFama and French (1993) において提案した。ここで*SMB*，*HML*はそれぞれFama and French (1993) の方法により求められた規模と株価純資産倍率を用いた2段階ソーティングポートフォリオから計算されるリターンスプレッドである。これはCAPMが捉えていないリスクファクターとして，企業規模効果（SMBファクター）と純資産倍率効果（HMLファクター）を新たに追加することを意味する。以降では（2）式で与えられたモデルを無条件CAPM，(3) 式で与えられたモデルを無条件Fama-Frenchモデルと呼ぶことにする。

無条件CAPMにおけるマーケットポートフォリオに対するベータβ_j，加えて無条件Fama-FrenchモデルでのSMBベータγ_j，HMLベータδ_jは，すべて異なる時点においても一定である。これに対して，マーケットポートフォリオベータ，SMBベータ，HMLベータが時間とともに変化することを認めたのが，時間可変ベータモデルである。本論文では時間変化について，ベータがマクロ経済変数の非線形関数として表現されることを仮定し，この仮定下での特殊な時間可変ベータモデルを，マクロ条件付プライシングモデルと呼ぶ。ここでマクロ経済変数とは状態変数の候補であり，t期のファクターローディング（すなわちベータ）は，$t-1$期での投資家の有する情報集合に条件付けられて決まる。

Ferson-Schadt型マクロ条件付モデルは，Shanken (1990) が用いた近似手法を用いて導かれる。構造が簡単な条件付CAPMについて最初に考えよう。ここでマーケットポートフォリオベータ$\beta_{j,t}$は，$t-1$期の状態変数$Z_{t-1} \in R^k$の非線形関数であると仮定したが，さらにZ_{t-1}の線形関数として近似可能であるとする。状態変数から無条件期待値を差し引いて$z_t = Z_t - E[Z]$として，この仮定を置くことにより，以下の関係式

$$\beta_{j,t}(Z_{t-1}) = \beta_0 + (\beta_z)' z_{t-1} \tag{4}$$

が近似的に成立する（ただしここで$(\beta_z)'$はベクトルβ_zの転置を表す。)。(4) 式を無条件CAPM (2) 式に代入，整理することにより，条件付CAPM

$$r_{j,t} = a_j + \beta_0 r_{M,t} + (\beta_z)'(z_{t-1} r_{M,t}) + \varepsilon_{j,t} \tag{5}$$

を得る。

同様にFama-Frenchモデルにおいても，SMBベータγ，HMLベータδが，近似的にマクロ経済変数の線形関数で与えられると仮定すれば，以下（6）式

$$\begin{aligned} \gamma_{j,t}(Z_{t-1}) &= \gamma_0 + (\gamma_z)' z_{t-1}, \\ \delta_{j,t}(Z_{t-1}) &= \delta_0 + (\delta_z)' z_{t-1} \end{aligned} \tag{6}$$

を無条件Fama-Frenchモデル（3）に代入して，条件付Fama-Frenchモデル

$$\begin{aligned} r_{j,t} = \alpha_j &+ \beta_0 r_{M,t} + (\beta_z)'(z_{t-1} r_{M,t}) \\ &+ \gamma_0 SMB_t + (\gamma_z)'(z_{t-1} SMB_t) \\ &+ \delta_0 HML_t + (\delta_z)'(z_{t-1} HML_t) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \tag{7}$$

を得る。

条件付CAPM（4），条件付Fama-Frenchモデル（7）の構造を考えると，これがポートフォリオ動的な変更，個別証券でのベータ時間変化の両面に密接に関係していることが理解される。(4) 式のもとでの条件付ジェンセン尺度は，$z_{t-1}r_{M,t}$を仮想的なリスクファクターとみなせば，これまでと同様に時系列の回帰分析により求められるが，このときに$z_{t-1}r_{M,t}$がどのような市場での行動に対応するのかを考えてみよう。$z_{t-1}>0$のとき$z_{t-1}r_{M,t}$とは，$t-1$期末にz_{t-1}を観察した結果として，t期初に市場においてz_{t-1}だけ安全資産利子率$r_{f,t}$で借入れを行い，その資金によりマーケットポートフォリオを購入する投資行動に等しい（逆に$z_{t-1}<0$のときには，z_{t-1}だけマーケットポートフォリオを売却することにより得た資金を安全資産で運用するポジションを意味する。)。つまり$z_{t-1}r_{M,t}$とはリスクファクターであると同時に動的ポートフォリオ戦略でもある。動的ポートフォリオ戦略を用いて管理されたファンドが仮想的な投資対象として市場に存在することにより，効率的フロンティアには時間変化が生じうる。このためパフォーマンスの評価において，従来のように固定されたポートフォリオを維持する投資家と，マクロ経済変数を情報として動的にポートフォリオを変更する投資家の2群は区別されなければならない。後者については条件付モデルの下でのジェンセン尺度を用いて運用を評価すべきである。

このような条件付CAPMに関する別解釈は，構造のより複雑なFama-Frenchモデルについても可能である。既に述べたようにFama-Frenchモデルとは，マーケットポートフォリオ以外に，規模効果，純資産倍率効果に対応するリスクファクターを明示的に取り込んだモデルであるが，その条件付モデルでもマクロ経済変数と関連する動的ポートフォリオ戦略の存在を暗黙のうちに仮定することになる。すなわち一部のマネージャーが複数のマクロ経済変数の線形関数をシグナルとして，小型株と大型株の間，そしてバリュー株とグロース株の間でスタイルローテーション戦略を採用している場合に，その影響が効率的フロンティアの時間変化を経由して個別証券のSMBベータ，HMLベータの時間変化をもたらすことになる。

さて株式投資信託とは株式をわずかでも組み入れることが認められた投資信託のことであり，必ずしも株式と短期金融資産（コールマネーなど）のみから構成される株式ポートフォリオではない。我々は次節以降の分析において，国内株式型に対象を絞るので外国株式，外国債券についてはここで考慮する必要はないものの，国内債券については投資信託への影響を完全には無視することはできない。そこで本研究でのパフォーマンス分析において，無条件CAPM（2），条件付CAPM（5），無条件Fama-Frenchモデル（3），条件付Fama-Frenchモデル（7）のそれぞれについて，我々は国内債券ファクタ

ーを付加した修正モデル群を導入する(4)。$r_{B,t}$を第t期の債券マーケットポートフォリオの超過収益率，ηを債券マーケットポートフォリオに対する感応度とするとき，これら修正モデル群は以下の（8)～(11）式で与えられる。

$$r_{j,t}=\alpha_j+\beta_j r_{M,t}+\eta_j r_{B,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{8}$$

$$r_{j,t}=\alpha_j+\beta_0 r_{M,t}+(\beta_z)'(z_{t-1}r_{M,t})+\eta_0 r_{B,t}+(\eta_z)'(z_{t-1}r_{B,t})+\varepsilon_{j,t} \tag{9}$$

$$r_{j,t}=\alpha_j+\beta_j r_{M,t}+\gamma_j SMB_t+\delta_j HML_t+\eta_j r_{B,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{10}$$

$$\begin{aligned} r_{j,t}=\alpha_j&+\beta_0 r_{M,t}+(\beta_z)'(z_{t-1}r_{M,t})+\gamma_0 SMB_t+(\gamma_z)'(z_{t-1}SMB_t)\\ &+\delta_0 HML_t+(\delta_z)'(z_{t-1}HML_t)+\eta_0 r_{B,t}+(\eta_z)'(z_{t-1}r_{B,t})+\varepsilon_{j,t} \end{aligned} \tag{11}$$

条件付CAPM（5）が株式と短期金融資産間のタクティカルアセットアロケーション，条件付Fama-Frenchモデル（7）がスタイルローテーションの要素を取り込んでいるとすれば，修正条件付CAPM (9)，修正条件付Fama-Frenchモデル（11）は，さらに株式（あるいはスタイルインデックス），債券，短期金融資産間へのアロケーションの動的な変更までを考慮したモデルと言うことができる。

3 使用データ：国内株式型投資信託，マクロ経済変数

ここでは分析の対象とするオープン型投資信託データ，状態変数の代理変数として用いるマクロ経済変数について説明を行う。

今回の分析ではオープン株式投資信託のうち，特に国内株式型投資信託を対象として分析を行う。使用するデータは（株）金融データシステムにより提供され，このデータセットには月次基準価格，総資産額，分配金と各投資信託に関する個別の情報が含まれている。月次基準価格及び分配金をもとにすべてのオープン型投資信託について，月次収益率を計算し，以降での分析はすべて1983年1月から1999年12月のデータを用いた。このような現在設定されているオープン型株式投資信託の数は2,000種類を超えるが，このうち国内株式型は全体の30%程度である。投資信託協会の分類では，国内株式型はさらに一般型（協会分類11)，大型株型（12)，中型株型（13)，店頭株型（14)，業種別選択型（15)，ミリオン型（16)，財形型（17)，マネープール型（18）へと細分化されるが，研究目的，ファンド本来の性質，使用するベンチマークの適性などから，我々は本研究での分析の対象を投資信託協会分類での国内株式型投資信託一般型，大型株型，中小型株型に限定した。また回帰分析によりジェンセン尺度を求める場合に，条件付モデルではマクロ経済変数とリスクファクターの積が新たに説明変数に加わることにより，ある程度の収益率の観測数が必要となるため，36ヶ月以上収益率が計算可能であること

(4) 特定のファンドに実際に債券が含まれていない場合でも，修正モデルの使用は無意味ではない。なぜなら通常のCAPM，Fama-Frenchモデルでは捉えられない部分を，債券インデックスが説明する可能性はあるからである。また理論上の市場ポートフォリオとは株式だけでなく全危険資産から構成され，Stambaugh（1982）はCAPMに債券，モーゲージをリスクファクターとして付加したモデルについて実証研究を行った。同じ理由から我々もアセットクラスとしての債券の影響を考慮すべきと考えた。

表1　投資家の保有する情報 Z_t の候補とするマクロ経済変数

記号	変数の定義	データソース
1. YPL	鉱工業生産指数対数成長率（対前年同月比）	通産統計（経済産業省）
2. UTS	金利期間構造（日経公社債インデックス利回り，長期－短期）	日経公社債情報
3. CMR	短期金利（コールレート有担保翌日物月中平均）	経済統計月報（日本銀行調査統計局）
4. BKR	企業倒産件数対数変化率（対前年同月比）	東京商工リサーチ
5. SAY	株式配当利回り	東証統計月報
6. LBR	賃金所得対数変化率（対前年同月比，所定給与）	毎月勤労統計調査（厚生労働省）
7. OTW	所定外労働時間対数変化率（対前年同月比）	毎月勤労統計調査（厚生労働省）

を条件とした。この条件を満たすファンドは，一般型272ファンド，大型株型16ファンド，中小型株型32ファンド，合計320ファンドである[(5)]。

次に情報集合として使用するマクロ変数の候補についてであるが，マクロ条件付モデルの先行研究であるFerson and Schadt（1996），Cai，Chan and Yamada（1997）と同一のマクロ変数の集合を用いることを我々は避けた。我々は経済活動を，生産，資金調達，賃金所得，雇用環境などの総体として考えている。このため景気循環と株価循環との関係を適切に捉えるために，Chen（1991），久保田，竹原（1999）等の先行研究より，我が国の株価変動に対してより強い説明力を持つと考えられるものを事前に7種類選択した[(6)]。これらの変数の定義，ソースを表1に示す。

最後に無条件，及び条件付Fama-Frenchモデルを検証する際使用するSMBファクター，HMLファクターについては，Fama and French（1993）の方法に従って作成した。ただし銀行に代表される金融セクターの株価純資産倍率は，製造業とその意味が大きく異なるため，Fama-Frenchの2段階ソート法の対象企業は，金融業を除いた東証1部上場企業とした[(7)]。またマーケットポートフォリオ超過収益率としてはTOPIX変化率から安全資産利子率としてコールレート（有担保翌日物月中平均値）を差し引いた値を用いた[(8)]。債券マーケットファクターについては野村債券指数（野村BPI）総合をベン

(5) ただしこれらの分析対象には1999年12月以前に償還されたものも含まれる。我々の保有するデータについて1999年12月末に売買されていたファンドは282ファンド，その資産総額は2兆7,923億円である。

(6) 所定外労働時間以外の変数について，それらの変数を使用する理由と株式収益率との関係については，久保田，竹原（1999）に示される。所定外労働時間に関しては，日本の場合には好況時の一時的な生産の増加を時間外勤務により吸収する傾向があり，賃金所得変化とは別の影響をマーケットポートフォリオに対して与えると考えた。

(7) 企業規模，株価純資産倍率によるソートは毎年8月末のデータをもとに行っている。日本では6月末に集中する株主総会での報告後に，企業業績が日経NEEDSなど商業データベースに反映され，そこからの加工データがシステム運用等で利用可能となるのはおおよそ7～8月になるためである。

(8) コールレートに関しては月末の特殊な資金需要から金利にジャンプが存在する場合があるため，月末値ではなく月中平均値を使用する。また株式についてはパッシブ運用の代表的ベンチマークであるTOPIXを使用する。しかし我々が独自に計算した加重平均収益率を代理変数とした検証では，配当の影響からジェンセン尺度は月次で0.5%程度低下した。

チマークとして用いた。

4　マクロ経済ファクターの選択とモデルの説明力

債券インデックスを付加した条件付CAPM（9），及び条件付Fama-Frenchモデル（11）について，これらを時系列の回帰式とみなしたときには，説明変数の数がかなり大きくなることに我々は注意を払わねばならない。もしマクロ7変数すべてを用いた場合には，モデル（9）において説明変数は$2\times(7+1)=16$，モデル（11）では$4\times(7+1)=32$である。条件付モデル適用には，このような説明変数の増加にともない，モデルの説明力は上昇するものの，同時にモデル複雑度は上昇し，ジェンセン尺度の信頼性は低下する。しかしファンドマネージャーにより，どのマクロ変数を重視するかは異なるはずであり，また説明変数の観測数に対する比率も許容できる水準以下に抑えられるべきである。ファンドの多様性からマクロ経済変数を少数に固定することが困難であり，同時にすべてのマクロ変数を使用することもまた困難である以上，評価対象のファンドごとに適切なモデルを選択する作業が必要となる(9)。ここではモデル選択の基準として，自由度修正済決定係数を用いることとととして(10)，考えられるすべての組合せの中から自由度修正済決定係数を最大とするモデルを探索する。

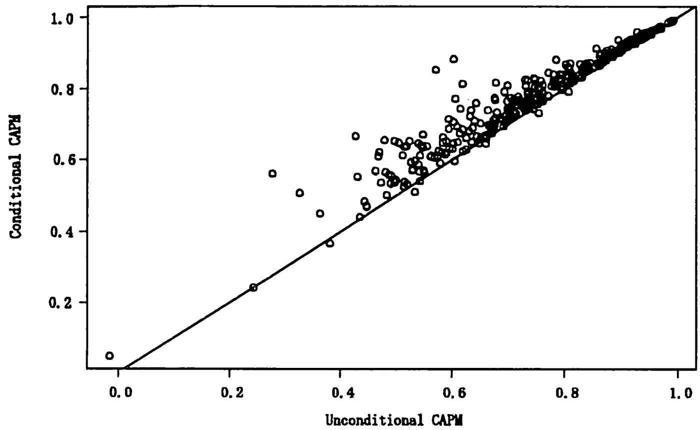
条件付CAPMの場合には，株価インデックス超過収益率（r_M）と債券インデックス超過収益率（r_B）について，7つのマクロ変数のうちから3変数を選択した。この結果，時系列回帰式に含まれる説明変数（擬似リスクファクターを含む）の数は8となり，これは実務で十分に許容されるファクター数であると考える。一方，債券インデックスを含めた無条件Fama-Frenchモデルは，既に4ファクターモデルであることから，同様な方法で条件付Fama-Frenchモデルでのマクロ経済変数を固定することは困難である。そこで条件付Fama-Frenchモデルでは，マクロ変数は固定せず，株式市場ファクター，*SMB*，*HML*，債券市場ファクターの4種類のリスクファクターと7種類のマクロ変数の積の合計28変数の中から7変数を選択することにした。無条件Fama-Frenchモデルでの4ファクターは固定して回帰式に含まれるため，結果として選択されるのは11ファクターモデルである(11)。

まず条件付CAPMについてのマクロ変数選択の結果から示す。分析対象の320ファンドについて，我々が候補とした7種類のマクロ変数はそれぞれ，金利期間構造53.75%，コールレート50.93%，鉱工業生産指数47.18%，倒産件数44.68%，所定外労働時間39.68%，配当利回り32.18%，賃金所得

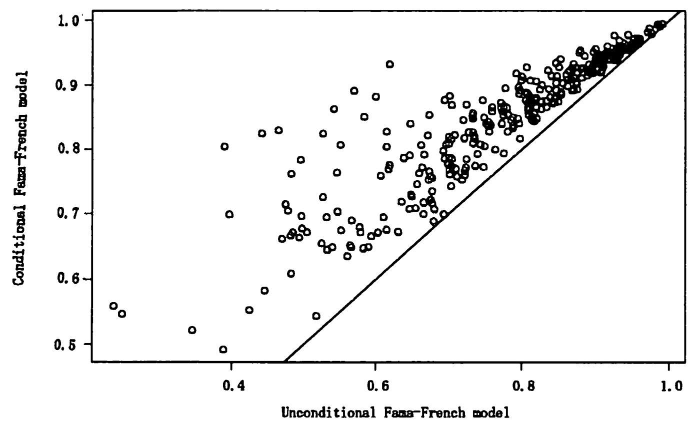
(9)　一般には操作変数をすべてのファンドについて固定して評価が行われる。このため我々もマクロ経済変数を説明力の観点から選択した鉱工業生産指数変化率，金利期間構造，短期金利，倒産件数変化率の4 変数に固定した分析を行った。その結果，変数を固定するか，個別に異なる変数を選択するかで，各ファンドでのジェンセン尺度には差が生じるものの，平均的な変化は以降の分析結果と我々の考察を大幅に変更するものではなかった。

(10)　モデルの選択基準としては，自由度修正済決定係数の他にMallowsのCp統計量，赤池の情報量基準（AIC）などが考えられる。このうちAICに関しては漸近的にはCpと同等となり，小標本ではCp統計量の方がよりパラメータ節約的であることが知られ，かつ回帰分析に関しては一般的でないことから用いなかった。Cp統計量に関しては今回と同様な分析を行ったが，自由度修正済決定係数を使用した場合と大きな差は見られなかった。

(11)　32変数から制限を与えずに自由度修正済決定係数の意味で最適なモデルを選択すると，ファクター数は経験的に11を超える。しかし収益率の観測数との関係もあり，実務上はファクター数は10程度までに抑えるべきであろう。



(a) 自由度修正決定係数 (Capital Asset Pricing Model)



(b) 自由度修正決定係数 (Fama-French 3 factor model)

図1 無条件モデル，条件付モデルのモデル説明力の関係

31.56%の割合で選択された。このことから条件付CAPMでは，市中金利に関係した期間構造，短期金利と生産・景気状況を表す鉱工業生産，倒産件数，時間外労働がベータの時間変化に影響を与えていると思われる。このとき条件付モデルの適用とモデル説明力に与える影響を示すのが図1 (a) である。図1 (a) より，無条件CAPMでの説明力が高いファンドは，条件付CAPMを用いてもモデル説明力は大きくは上昇しない。実際320ファンドについてのモデル説明力は，無条件CAPMで自由度修正済決定係数の平均値0.735，標準偏差0.157，条件付CAPMで平均0.774，標準偏差0.138と数値的にも大きく変わらない。しかし注意しなければならないのは無条件モデルでの説明力（自由度修正済決定係数）が40～70%程度と比較的低いファンドについて説明力の上昇が顕著で，かつ無条件CAPMでの説明力が低いほど，条件付CAPMでの上昇幅が大きい傾向があることである。このことはモデル説明力という観点から条件付CAPM使用の有効性を示唆するものである。

次に条件付Fama-Frenchモデル (11) での変数の選択状況を示す。表2は28種類の説明変数の選

表2　マクロ経済変数の選択率（%）

	株式 $r_{M,t}z_{t-1}$	*SMB* $SMB_t z_{t-1}$	*HML* $HML_t z_{t-1}$	債券 $r_{B,t}z_{t-1}$
鉱工業生産指数	29.69	26.88	25.00	15.31
金利期間構造	39.38	18.75	28.44	19.06
短期金利	35.94	31.25	34.38	20.62
倒産件数	33.44	34.06	31.25	14.06
配当利回り	27.50	18.75	25.00	17.19
賃金所得	27.19	23.12	17.81	17.81
超過労働時間	31.56	20.31	22.81	13.44

表3　モデルの説明力の比較

	無条件 CAPM	条件付 CAPM	無条件 Fama-French	条件付 Fama-French
平均	0.735	0.774	0.774	0.850
標準偏差	0.157	0.138	0.150	0.103
メディアン	0.742	0.789	0.807	0.874
最大値	0.992	0.992	0.992	0.995
最小値	−0.015	0.047	0.237	0.492

択された比率を示している。株式市場ファクターとマクロ経済変数との積に関してはCAPMの場合とまったく同じ傾向である。特徴的なのはSMBベータ，HMLベータの時間変化に対して倒産件数と短期金利が大きな影響を与えている点である。SMBベータに関してはこの他賃金所得，鉱工業生産が高率で選択された。図1（a）と同様に，無条件Fama-Frenchモデル，条件付Fama-Frenchモデルでの自由度修正済決定係数の関係を示したのが図1（b）である。ファクター数が条件付CAPMでは8，条件付Fama-Frenchモデルでは11と異なるため，図1（a）と図1（b）を直接比較することは適当ではない。しかし全般的な傾向として，条件付モデル適用による説明力の向上は，CAPMよりFama-Frenchモデルにおいてより顕著である。自由度修正済決定係数の無条件Fama-Frenchモデルでの平均は0.774，標準偏差0.150，条件付Fama-Frenchモデルでは平均0.850，標準偏差0.103であるから，平均で決定係数は0.076上昇した。これはCAPMの場合の説明力上昇の平均値0.039を大きく超えている。

表3に分析を行った4種類のプライシングモデルについて，全320ファンドでの説明力を総括した。表3の平均値，メディアンの各モデルでの数値の比較より，無条件CAPM，条件付CAPM，無条件Fama-Frenchモデル，条件付Fama-Frenchモデルの順にモデル説明力が上昇することが明らかにされた。特にモデルの説明力がもっとも低かったファンドでは，無条件CAPMでは自由度修正済決定係数が負であるものの，条件付Fama-Frenchモデルでは0.492であり，過去のファンド収益率に対する説明力がある程度保証されることが示された。

5　ジェンセン尺度の変化の方向性と規模

ここでは条件付モデル適用時の最大の関心である「条件付アセットプライシングモデルのパフォーマ

ンス評価への適用がジェンセン尺度にどのような変化をもたらすか」についての検証結果を示していく。

前節での分析では，分析対象の320種類のファンドに関して，条件付CAPMでは無条件モデルでの株式市場インデックス，債券市場インデックスの2ファクターを固定し，それ以外に3種類のマクロ経済変数を選択することにより，最適な8ファクターモデルを求めた。また条件付Fama-Frenchモデルでは，4ファクター（株式，*SMB*，*HML*，債券）を固定し，その他に各リスクファクターとマクロ経済7変数の積28変数から7変数を選択することにより，説明力が最大化された11ファクターモデルを求めた。このとき各モデルのジェンセン尺度を比較したのが表4である。

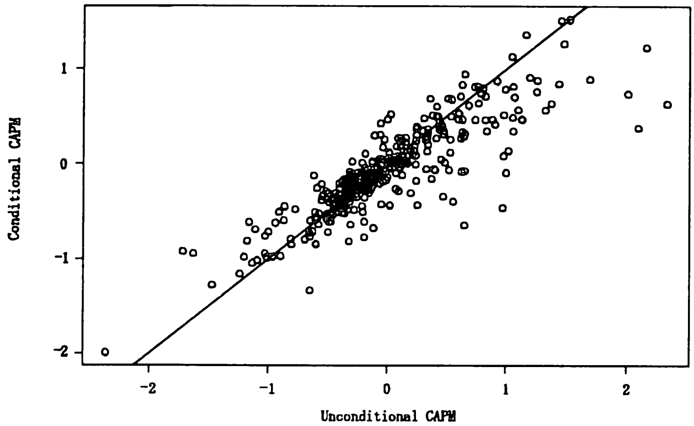
表4に示された結果からすると，CAPM，Fama-Frenchモデルに共通して，平均的には無条件モデルよりも，条件付モデルにおいてジェンセン尺度は低く計測される傾向にある。Ferson and Schadt（1996）は米国のミューチュアルファンドに関して，ジェンセン尺度は条件付モデルにおいてより高く測定されるという結果を報告している。またCai，Chan，Yamada（1997）は日本の株式投資信託に関して条件付CAPMを用いた評価を行い，無条件CAPM，条件付CAPMでジェンセン尺度にまったく変化は無いという結果を得ている。我々の結果はこれらの米国市場，日本市場での先行研究の結果のいずれとも異なる。以降ではより詳細にジェンセン尺度の変化について調べてみよう。

図2（a）は無条件CAPMと条件付CAPMでのアルファの関係である。モデルの説明力に関しては，無条件モデルの説明力の低いファンドほど，条件付モデルでは説明力が大きく上昇する傾向があった。しかしジェンセン尺度に関しては類似の傾向は見られない。無条件CAPMでのジェンセン尺度の高低に関係なく，条件付モデルにおいてジェンセン尺度が上昇するもの，下降するものが混在しており，変化の方向に関して明確な傾向は存在しない。また図2（a）の状況において，条件付CAPMでのジェンセン尺度から無条件CAPMのジェンセン尺度を控除した値は月次で平均－0.081%（年率－0.970%），メディアンでも月次－0.032%（年率－0.378%）で比較的小幅なものにとどまる(12)。しかしファンドマネージャーの評価として，年率0.4～1.0%程度のパフォーマンス尺度の差は決して無視できるほど小さなものとはいえない。

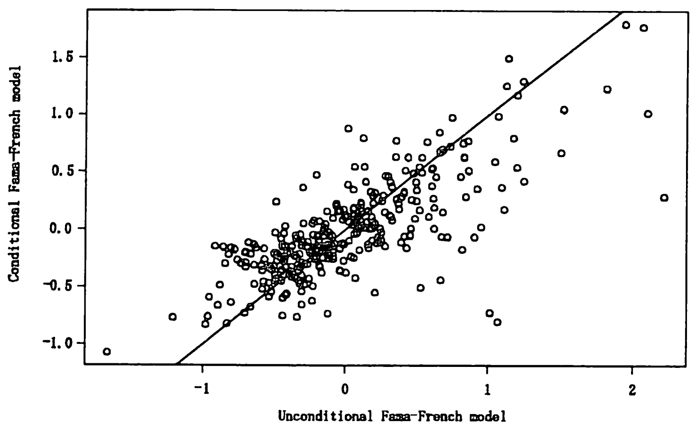
変化の状況はFama-Frenchモデルでも同じ傾向にある。図2（b）は無条件Fama-Frenchモデルと条件付Fama-Frenchモデルでのジェンセン尺度の関係を図示したものだが，図2（b）でも条件付Fama-Frenchモデルの適用によるジェンセン尺度の一方的な上昇傾向（あるいは下降傾向）は観察されない。無条件Fama-Frenchモデルでのジェンセン尺度から条件付Fama-Frenchモデルでのジェンセン尺度を差し引いた変化の平均は月次－0.030%，メディアンは＋0.010%であり，平均的にはジェンセン尺度は条件付モデルで下降するが，メディアンで見れば逆に上昇傾向にあり，変化の方向性としてはほとんどフラットである。

表4は無条件CAPM，条件付CAPM，無条件Fama-Frenchモデル，条件付Fama-Frenchモデルでのジェンセン尺度の要約であるが，表4が示しているように，ジェンセン尺度が条件付モデルのもとでより高く測定されるというFerson and Schadt（1996）での傾向は，我が国の株式投資信託に関して

(12) 表4において無条件CAPMでのアルファのメディアンは－0.069，条件付モデルでは－0.108なので，その差は－0.039である。一方，ここで報告した数値は，「評価値のメディアンの差」ではなく，各ファンドについての「評価値の差のメディアン」であり，これは－0.032となる。Fama-Frenchモデルについても同様で，表4のメディアンの数値からは計算されない。



(a) ジェンセン尺度（Capital Asset Pricing Model）



(b) ジェンセン尺度（Fama-French 3 factor model）

図2　無条件モデル，条件付モデルでのジェンセン尺度の関係

表4　ジェンセン尺度の比較

	無条件 CAPM	条件付 CAPM	無条件 Fama-French	条件付 Fama-French
平均	0.022	−0.059	0.025	−0.005
標準偏差	0.633	0.491	0.570	0.435
メディアン	−0.069	−0.108	−0.048	−0.089
最大値	2.333	1.520	2.215	1.802
最小値	−2.359	−1.990	−1.661	−1.072

は見られない。一方，個別証券，ランキングポートフォリオに関しては，竹原，矢野（2001）は，条件付CAPM，条件付Fama-Frenchモデルに共通してジェンセン尺度はより高く測定されるという結果を得た。投資信託については，そのポートフォリオに安全資産がある程度の比率で含まれるものも相当数存在し，マネージャーによる動的なポートフォリオの変更が行われるものもあると考えられる。これらの状況に加えて，資金の流出入，手数料，信託報酬等の投資信託の商品特性が，個別証券収益率，ランキングポートフォリオ収益率の評価とは異なる条件付モデルの影響を生み出していると予想される。

さて図2（a），（b）でのジェンセン尺度の多様性が示すように，平均的な変化の傾向が存在しない一方で，個別ファンドでのジェンセン尺度の変化の規模はかなり大きい。図2（a）のCAPMでは，無条件CAPMと条件付CAPM間でのジェンセン尺度の差の「絶対値」（つまり変化幅）の平均は0.215%，図2（b）の無条件Fama-Frenchモデルと条件付Fama-Frenchモデル間のジェンセン尺度の差の絶対値の平均は0.259%である。このため320種類の分析対象ファンドについてWelchのtwo sample t 検定を行った結果，無条件CAPMと条件付CAPMのジェンセン尺度が等しいとする仮説が5%水準で棄却されるファンドが229種類，また無条件Fama-Frenchモデルと条件付Fama-Frenchモデルのジェンセン尺度が等しいとする仮説が棄却されるファンドが256種類であった。

したがって分析により得られた結果をまとめるならば，a）条件付CAPM，条件付Fama-Frenchモデルのパフォーマンス評価への適用は，多くのファンドに共通したジェンセン尺度の大幅な上昇は観察されず，むしろジェンセン尺度は若干減少の傾向にあること，そしてb）ジェンセン尺度の変化の規模が非常に大きく，かつ統計的に有意なファンドが多いこと，の2点がこれまでの分析より明らかにされた。

6　ジェンセン尺度の変化の原因

本節では，ジェンセン尺度になぜこのような変化が起こるのか，モデルのどの部分が変化の主たる要因となるのかについて追加的検証を試みる。ここで新たに分析を行ったのはファンドの設定時期，ファンドの運用スタイル，及び債券インデックスの影響の3点についてである。

ファンドの設定時期と変化の関係の分析は，バブル崩壊以前に設定されていたファンドと，それ以降に設定された新しいファンドでは，条件付モデルを用いた評価に異なる傾向が現れるのではないかという予想に基づく。次に運用スタイルについてであるが，ここでは各ファンドについてSharpe（1992）の意味でのスタイルを推定し，ジェンセン尺度の変化と投資スタイルとの関係について分析する。最後に債券インデックスの取扱いについては，債券インデックスを含めないモデルとの比較から，債券インデックスを含めることの影響を検証する。

最初に設定時期とジェンセン尺度の変化についての分析結果を表5に示す。CAPM，Fama-Frenchモデルの双方について，条件付モデルでのジェンセン尺度から無条件モデルでのジェンセン尺度を差し引いて，その度数分布をファンド設定年別に示したものである。表5より設定時期が比較的新しいものに，無条件モデルと条件付モデルで大きな変化が生じる傾向が存在する。近年において株式投資信託の運用が多様化したことが，このような傾向を生み出した一因とも考えられるが，1990年以前に設定されたファンド数が少ないために，変化の規模が時間の経過とともに拡大する傾向があるのかを検証することは難しい。

次にファンドのスタイルとジェンセン尺度の変化の関係について分析する。ここで我々は，ラッセル

表5　ファンドの設定時期とジェンセン尺度の変化

	Capital Asset Pricing model						
	(−2.00, −1.00]	(−1.00, −0.50]	(−0.50, −0.25]	(−0.25, −0.00]	(0.00, 0.25]	(0.25, 0.50]	(0.50, 1.00]
~1984	0	0	0	12	5	0	0
1985	0	0	0	0	0	0	0
1986	0	0	0	2	2	1	0
1987	0	0	0	4	3	0	0
1988	0	0	0	2	4	0	0
1989	0	0	0	8	18	0	0
1990	0	0	1	11	15	1	0
1991	0	0	2	17	20	1	0
1992	0	0	0	16	8	1	0
1993	0	1	0	18	17	6	0
1994	1	4	9	18	7	2	0
1995	1	3	5	9	2	6	1
1996	4	15	13	11	6	5	2
	Fama-French 3 factor model						
	(−2.00, −1.00]	(−1.00, −0.50]	(−0.50, −0.25]	(−0.25, −0.00]	(0.00, 0.25]	(0.25, 0.50]	(0.50, 1.00]
~1984	0	0	3	6	7	1	0
1985	0	0	0	0	0	0	0
1986	0	0	0	3	1	1	0
1987	0	0	1	3	3	0	0
1988	0	0	1	3	2	0	0
1989	0	0	1	6	12	6	1
1990	0	1	3	9	11	4	0
1991	0	1	3	11	21	4	0
1992	0	1	2	9	11	2	0
1993	0	1	1	10	17	9	4
1994	2	4	9	11	10	5	0
1995	0	4	5	7	6	2	3
1996	4	9	8	12	8	8	7

条件付プライシングモデルに基づくジェンセン尺度から無条件プライシングモデルに基づくジェンセン尺度を差し引いた値の度数分布を示す。すべて月次，単位はパーセント。

野村スタイルインデックス（6種類）に債券インデックス，コールレートを加えた8種類のベンチマークを想定し，Sharpe（1992）の方法により，全ファンドのスタイルウェイトを推定した。その次の段階として，推定スタイルウェイト行列（$\in R^{320\times 8}$）を多変量データとみなして，非階層型クラスタリング手法（k-means法）を適用し，分析対象の投資信託を10種類のスタイルへと分類した。各スタイルウェイトのセンター，Sharpe（1992）のスタイル分析の意味でのアルファと決定係数，各スタイルに属するファンド数を表6に示す。表6から各スタイルについて，例えばStyle 1は大型グロース型，Style 6が大型株型，Style 8は小型グロース型といったように，ファンド分類結果についてその解釈は容易である。Sharpe（1992）が議論したように，この方法で得られたスタイルは長期的な平均であり，

表6　スタイル分析の結果

	LV	LG	MV	MG	SV	SG	BPI	Call	R^2	α	ファンド数
Style 1	2.04	67.60	1.10	13.39	1.07	5.92	2.81	6.08	0.78	0.15	52
Style 2	0.20	3.89	12.59	3.69	71.93	3.04	1.80	2.84	0.85	−0.39	21
Style 3	1.49	19.66	2.37	53.06	3.06	3.71	2.98	13.66	0.79	−0.19	30
Style 4	6.58	44.31	5.96	12.65	3.55	7.93	1.39	17.62	0.83	−0.11	51
Style 5	15.28	8.27	1.50	30.76	5.70	19.90	2.96	15.65	0.82	−0.14	23
Style 6	37.06	28.21	11.49	1.95	6.05	4.70	1.23	9.31	0.89	−0.28	44
Style 7	11.74	8.94	48.13	4.80	13.94	1.59	2.27	8.59	0.90	−0.25	44
Style 8	0.00	18.71	0.00	1.95	0.56	70.48	4.07	4.23	0.74	0.65	26
Style 9	14.44	19.22	2.20	5.56	2.43	5.13	41.43	9.59	0.60	−0.42	7
Style 10	4.00	16.02	5.60	9.84	4.87	17.31	0.21	42.16	0.76	−0.20	22

株式のスタイルインデックスに関してはRussel野村日本株スタイルインデックスを使用した。ここでLVは大型バリュー，LGは大型グロース，MVは中型バリュー，MGは中型グロース，SVは小型バリュー，SGは小型グロースである。またBPIは野村債券指数（総合），Callはコールレートを示す。R^2, αは通常の時系列分析での決定係数，ジェンセン尺度ではなく，スタイル分析で定義されるもの。

実務家のしばしば用いる言葉でいう「ベースライン」に当たる。一方で条件付プライシングモデルでは，マクロ経済変数の線形関数としての時間変化を織り込むので，両者の関係は必ずしも明らかにはされない。しかし特定の運用スタイルに関してジェンセン尺度の変化にある種の傾向が見出されるかどうかについては検討しておくべきである。

前述の表6に示されたスタイルのもとで，表7では条件付プライシングモデルでのジェンセン尺度から無条件プライシングモデルでのジェンセン尺度を差し引いた値の，各スタイル分類別の度数分布が示されている。表7からStyle 1，3，4では条件付モデルではジェンセン尺度が下降傾向に，逆にStyle 2，6，7，8では上昇傾向にあることがわかる。スタイルウェイトから見ると，下降傾向にあるStyle 1，3，4はおおむね中大型バリュー型，上昇傾向にあるStyle 2，6，7はグロース型，Style 8は小型グロース型と判断され，バリュー/グロース型スタイルや企業規模と，ファンドのアルファの変化の方向性との間には緩やかな関係が存在した。

次に債券インデックスが評価に与える影響について報告する。表8に債券インデックスをモデルに含めないケースでの4種類のモデル，無条件CAPM（2），条件付CAPM（5），無条件Fama-Frenchモデル（3），条件付Fama-Frenchモデル（7）で分析したときのジェンセン尺度の要約を示す。表4の数値との比較では，債券インデックスを説明変数に含めない場合では，4つのモデルすべてに共通して，債券インデックスをモデルに含めた場合と比較して，平均ではジェンセン尺度は減少する。しかし条件付プライシングモデルと無条件プライシングモデル間での変化の平均については，債券インデックスをモデルに含めた場合とほぼ同一である。

しかしここで無条件CAPMと条件付CAPM間の関係に限定して興味深い傾向が存在する。それは債券インデックスが説明変数から外れることにより，ジェンセン尺度の変化の規模が縮小することである。図3は債券インデックスを含めないケースでの無条件CAPM，条件付CAPMのジェンセン尺度の関係であるが，図2（a）と比較して変化の規模は明らかに小さくなっている。図2（a）では，無条件CAPM，条件付CAPM のジェンセン尺度の差の絶対値の平均は0.215%であったが，債券インデック

表7　ファンドの投資スタイルとジェンセン尺度の変化

Capital asset pricing model							
	(−2.00, −1.00]	(−1.00, −0.50]	(−0.50, −0.25]	(−0.25, −0.00]	(0.00, 0.25]	(0.25, 0.50]	(0.50, 1.00]
Style 1	0	11	10	27	3	1	0
Style 2	0	1	0	3	9	6	2
Style 3	0	3	1	15	10	1	0
Style 4	0	1	7	24	16	3	0
Style 5	1	1	2	10	8	1	0
Style 6	0	0	1	23	18	2	0
Style 7	0	0	0	7	29	7	1
Style 8	5	3	7	2	9	0	0
Style 9	0	2	1	1	1	2	0
Style 10	0	1	1	16	4	0	0
Fama-French 3 factor model							
	(−2.00, −1.00]	(−1.00, −0.50]	(−0.50, −0.25]	(−0.25, −0.00]	(0.00, 0.25]	(0.25, 0.50]	(0.50, 1.00]
Style 1	3	12	11	17	5	2	2
Style 2	0	0	1	1	4	8	7
Style 3	1	1	6	9	12	1	0
Style 4	0	2	10	23	12	3	1
Style 5	0	0	2	5	13	3	0
Style 6	0	0	1	13	24	6	0
Style 7	0	0	0	7	19	14	4
Style 8	2	5	3	4	10	2	0
Style 9	0	1	1	0	3	1	1
Style 10	0	0	2	10	8	2	0

表8　債券インデックスを含めない場合のジェンセン尺度の比較

	無条件 CAPM	条件付 CAPM	無条件 Fama-French	条件付 Fama-French
平均	−0.050	−0.106	−0.044	−0.096
標準編差	0.587	0.486	0.512	0.363
メディアン	−0.101	−0.127	−0.095	−0.137
最大値	2.046	1.534	1.829	1.562
最小値	−2.323	−2.333	−1.599	−1.516

スを含めないケースでのそれは0.130%である。このときに無条件，条件付ジェンセン尺度間に5%水準で差があると判断されるファンド数も161と減少した。このため前節での債券インデックスを考慮して修正された条件付CAPMと無条件CAPMでのジェンセン尺度の変化のある程度の部分が，株式と債券間の動的なアセットミックスの変更によるものである可能性は必ずしも否定できない。

最後に表9は，債券インデックスを説明変数に加えることの影響が，ファンドのスタイルごとに異なるかを検証したものである。ここでは条件付CAPM，条件付Fama-Frenchモデルについて，回帰モデルに債券インデックスを含めた場合のジェンセン尺度から債券インデックスを含めない場合のジェンセ

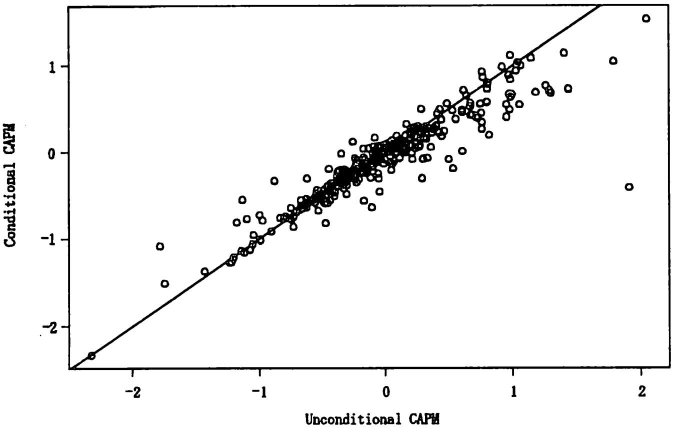


図 3　債券を考慮しない無条件 CAPM，条件付 CAPM でのジェンセン尺度の関係

表 9　投資スタイルと債券インデックスの有無が条件付ジェンセン尺度に与える影響の分析

Conditional capital asset pricing model							
	(−1.00, −0.50]	(−0.50, −0.25]	(−0.25, 0.00]	(0.00, 0.25]	(0.25, 0.50]	(0.50, 0.75]	(0.75, 1.20]
Style 1	1	7	23	17	4	0	0
Style 2	0	2	3	9	6	1	0
Style 3	1	2	7	16	4	0	0
Style 4	0	1	12	32	5	1	0
Style 5	1	1	6	12	2	1	0
Style 6	0	0	19	23	2	0	0
Style 7	0	1	9	29	5	0	0
Style 8	1	4	2	9	7	2	1
Style 9	1	2	3	1	0	0	0
Style 10	0	0	7	14	1	0	0
Conditional Fama-French 3 factor model							
	(−1.00, −0.50]	(−0.50, −0.25]	(−0.25, 0.00]	(0.00, 0.25]	(0.25, 0.50]	(0.50, 0.75]	(0.75, 1.20]
Style 1	0	1	11	26	10	1	2
Style 2	0	1	5	10	5	0	0
Style 3	0	0	1	20	7	2	0
Style 4	1	1	14	25	9	1	0
Style 5	0	0	4	14	5	0	0
Style 6	0	0	18	23	3	0	0
Style 7	0	1	22	20	1	0	0
Style 8	1	0	6	5	10	3	1
Style 9	0	3	2	2	0	0	0
Style 10	0	0	7	12	3	0	0

ン尺度を差し引いた値の各スタイルごとの度数分布を示している。表9より，債券の組入れ比率の高いStyle 9，他のスタイルと比較すれば平均的に若干組入れ比率の高いStyle 8で，他のスタイルと比較して債券インデックスの取扱いのジェンセン尺度に与える影響が大きいように見える。しかしStyle 8，9をあわせても33ファンドと全体の10%程度に過ぎないことから，このような傾向が見せかけでなく本当に存在しているのかを検証することはやはり困難であり，これ以上の検証を行うことはできなかった。

7　結論と今後の課題

本研究においては，無条件CAPM，条件付CAPM，無条件Fama-Frenchモデル，条件付Fama-Frenchモデルを用いて，国内株式型投資信託のパフォーマンス評価を行った。その結果，条件付モデルを用いた場合にプライシングモデルとしての説明力は上昇し，また説明力は無条件CAPM，条件付CAPM，無条件Fama-Frenchモデル，条件付Fama-Frenchモデルの順に単調に増加することが明らかにされた。

ジェンセン尺度については，無条件CAPMと条件付CAPM間では実務上は必ずしも無視できない程度の平均の減少傾向が観察された。しかし無条件Fama-Frenchモデルと条件付Fama-Frenchモデルの間では分析対象ファンドについて平均的な意味ではジェンセン尺度にほとんど変化は見られなかった。米国のミューチュアルファンドに関してFerson and Schadt（1996）は無条件モデルでの負のジェンセン尺度が条件付モデルでは正となることが報告されたが，日本の投資信託については少なくとも条件付モデルでジェンセン尺度が上昇する傾向にはない。また平均的な変化の方向性が存在しない一方で，ジェンセン尺度の変化幅はかなり大きなものであり，マクロの経済変数に対する個別ファンド収益率の反応には多様性が存在した。

このようなジェンセン尺度の変化の発生メカニズムについて，我々はファンドの設定時期，投資スタイルの差異，及び債券インデックスの考慮の3点を原因の候補として考え，さらなる検証を行ったが，結果はすべての仮説について，それを否定する根拠を与えるものではなかった。しかし投資信託の運用評価については，設定数が時間の経過とともに急速に増加していることを含めた市場構造の急激な変化の影響を考慮せねばならず，本研究の分析のみに依存して結論を出すことは危険である。今後，株式投資信託の運用の特殊性を十分に意識しつつ，より慎重な検証作業を行うことにより，マクロ条件付モデルの性質も明らかにされるものと考える。

■参考文献

[1] Brown, S. J., W. N. Goetzman, T. Hiraki, T. Otsuki, and N. Shiraishi (2001), "The Japanese open-end fund puzzle," *Journal of Business*, Vol. 74, pp.59–78.

[2] Chen. N. (1991), "Financial investment opportunities and the macroeconomy," *Journal of Finance*, Vol. 56, pp.529–554.

[3] Cai, J., K. C. Chan and T. Yamada (1997), "The performance of Japanese mutual funds," *Review of Financial Studies*, Vol. 10, pp.237–273.

[4] Fama, E. F. and K. R. French (1992), "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, pp.427–465.

[5] Fama, E. F. and K. R. French (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal*

of Financial Economics, Vol. 33, pp.3–56.

[6] Ferson, W. E. and R. W. Schadt (1996), "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions," *Journal of Finance*, Vol. 51, pp.425–461.

[7] Shanken, J. (1990), "Intertemporal Asset Pricing: An empirical investigation," *Journal of Econometrics*, Vol. 45, pp.99–120.

[8] Sharpe, W. (1992), "Asset allocation: Management style and performance measurment," *The Journal of Portfolio Management*, (Winter) pp.7–19.

[9] Stambaugh, R. F. (1982), "On the exclusion of assets from test of the two-parameter model: A sensitivity analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, pp.237–268.

[10] 久保田敬一・竹原均（1999）「株価変動，経済成長と状態変数：資産経済における期待リスクプレミアムの実証」『ファイナンス研究』Vol. 25, pp.25–46.

[11] 髙橋元（1998）「投資信託のパフォーマンス　わが国の投資信託と今日的課題」『証券アナリストジャーナル』(September) pp.2–22.

[12] 髙山俊則（2000）「我が国投資信託のパフォーマンス測定および評価：サーベイ」『証券アナリストジャーナル』(July) pp.31–44.

[13] 竹原均（1998）「オープン型投資信託のパフォーマンスとダイリューション効果」『現代ファイナンス』Vol. 4, pp.41–56.

[14] 竹原均・矢野学（1999）「投資パフォーマンス評価とタイミング能力の測定：我が国の株式投資信託の評価をめぐって」『証券アナリストジャーナル』(July) pp.76–91.

[15] 竹原均・矢野学（2001）「条件付モデルによる個別証券・属性ソートポートフォリオ収益率の評価：マクロ経済変数とファクター構造の時間変化の検証」『ファイナンス研究』Vol. 27, pp.1–16.