

Fama-Frenchファクターモデルの有効性の再検証

●
久保田 敬一

武蔵大学経済学部

竹原 均

早稲田大学大学院ファイナンス研究科

●
要 約

本研究は, Fama and French[1993]で提案されたファクターモデルにおいて導入されたSMBファクター, およびHMLファクターを, 米国実証研究における標準的方法に基づいて日本データについて測定し, その特性を検証するとともに, 日本市場におけるFama-French 3ファクターモデルの有効性, 頑健性を再検証する. 1977年9月から2006年8月までの29年間のデータを使用して新たに分析を行った結果, HMLファクターは, 現在でも期待リターンと統計的に有意な相関関係を持つことが明らかとなった. またSMBファクターに関しては, 小型株効果が長期で安定的ではないことを原因として, 期待リターンとの関係も不安定であった. しかしながら, アセットプライシングの実証分析上, 不要とは判断すべきでないことを示唆する証拠も主成分分析の結果から得た. 次に我々はスタイル分析を実施することにより, 証券会社が情報提供し, 実務界で広く利用されているスタイルインデックスと, SMB, HMLファクター構築の過程で計算されるFama-French 6ベンチマークの性質が大きく異なることを示した. この結果, スタイルインデックスを代用して計算した擬似SMB, HMLではなく, Fama/French[1993]において提案された方法に従ってSMB, HMLファクターを測定することが, 実証研究結果の国際比較可能性を確保するための必要条件であることを最後に主張する.

1. Fama-French 3ファクターモデル

本研究は, Fama and French[1993]において提案された3ファクターの測定方法について提言し, さらに3ファクターモデルの有効性と頑健性を再検証する. 資産価格理論の実証結果のこれまでの蓄積より, 少なくとも無条件シングルファクターモデルの説明力が著しく低いことは, 日米において既に確認されている (Fama/French[1992], Jagannathan/Kubota/Takehara[1998])¹. 一方, マルティファクターモデルの理論的基礎は, まずRoss [1976]が無裁定条件の下で導き, その後Grinblatt/Titman[1987]により, 平均分散効率性概念と裁定価格理論における線形価格評価式とが同値であることが証明されている. さらに, マルティベンチマークの平均分散効率性と, そこでのファクターポートフォリオの意味, およびFama-French 3ファクターモデルとの関連については, Fama[1996]により明らかにされている. 我々はアセットプライシングの実証における研究者間での'de facto'であるFama-French 3ファクターモデルを研究対象として選び, 上述の理論的成果を基礎として分析を行う. すなわち, Fama/French[1993]での3ファクターが, 平均分散効率的なベンチマークポートフォリオ集合となり得るのか, また株式収益率を説明する線形価格評価式として機能しているのかという観点から, 既存の検証方法のうちで標準的, かつ推定誤差問題が比較的少ないとされる方法を用いて検証を進める².

まず, これまで広く用いられていながらも, Shanken[1992]などにより統計的問題が多いとされてきたFama/MacBeth[1973]の回帰分析に替え, 資産収益率についてのEuler条件から, マルティベータモデルによるプライシングの成立をGeneralized Method of Moments(GMM)により直接検定する³. GMM推定においてはHansen/Jagannathan [1997]のweighting matrixを使用し, Hansen-Jagannathan distanceを用いてモデルの当てはまりの良さを比較検証する. ただしGMM推定では, 尤度関数がパラメータ周辺でフラットであるとき, 数値計算上, 高精度のパラメータ推定値を得ることは難しいことが経験的に知られており, この推定結果のみに依存した推論は危険である. そこでGMM推定に加えて, Fama-French 3ファクターの平均分散効率性を, Gibbons/Ross/Shanken[1989]の方法を用いて検定する. しかしながらShanken/Zhou[2007]は, Gibbons-Ross-Shankenテストは検定力(power)が最も高い方法ではないことを指摘しており, ファクター集合が平均分散効率的であるにもかかわらず, 帰無仮説を棄却する確率は低くないとされる. これらの理由により, 我々はHansen-Jagannathan distanceとGibbons-Ross-Shankenテストの2つの方法を併用し, その結果をクロスチェックしながらできるだけ頑健な実証分析を進めていく.

さて, 日本においてはFama-French 3ファクターモデルは専門家の間では良く知られたモデルとなったものの, これまで必ずしも十分には利用されてはいない. 日本の研究者によりFama-French 3ファクターが実証分析において十分に使用されていない最大の理由は, 3ファクターの測定のためのデータハンドリングが容易ではないこと, そして測定のための客観的ガイドラインが無いことにある. 米国に次ぐ規模を持つ日本の株式市場で得られるデータを使用した実証分析は, 新しいアセットプライシングの理論・モデルの有効性を検証する上で非常に重要である. しかしFama-French 3ファクターの測定のためのガイドラインが存在しないために, 研究者はどのようにFama-French 3ファクターを測定するのかを実証に先立って検討しなければならない. これは日本のファイナンス, 特にアセットプライ

シングの研究者にとって大きな損失であると我々は考える。この問題認識のもと、我々は最初に米国における標準的方法に従い、Fama-Frenchファクターを正しく測定することを試み、次に前述のアセットプライシングモデルの検証方針に従い、Fama-French 3ファクターモデルの日本市場における有効性を再検証する。

最初に研究の意図を述べておく。本研究ではFama-French 3ファクターを米国での標準的方法により測定し、モデルの有効性を明らかとすることにより、将来において日本の研究者が国際的学術誌に論文を発表する際の比較可能性を保証したいのである。我々は3章においてFama-French 3ファクターモデルの有効性を、Hansen-Jagannathan distanceとGibbons-Ross-Shankenテストという、2種類の計量的手法を用いて検証するが、それは米国と同様に「Fama-Frenchファクターモデルが株式リターンを説明可能である」のかを確認するために他ならない。同様に、4章において証券会社の提供する各種スタイルインデックスとのFama-Frenchベンチマークとの比較を行うのは、これも証券会社が提供するスタイルインデックスを代用してのFama-Frenchファクターに類似する系列を計算することが、実証結果の国際比較の可能性を損なう可能性があることを示すためである。ここでいう検証は、スタイルインデックスの優劣を議論し、実用性に言及するためのものではない。

論文は以下のように構成される。2章においては本研究におけるFama-French 3ファクターの測定方法について説明し、3ファクターの記述統計量、ファクター間の相関関係について言及する。続く3章では、Hansen-Jagannathan distanceとGibbons-Ross-Shankenテストの結果を提示し、日本市場におけるFama-Frenchファクターモデルの有効性を再検証する。4章では証券会社が提供するスタイルインデックスとFama-French 3ファクター測定の過程で求められる6ベンチマークインデックスとの関係を、Sharpe[1992]のスタイル分析法を用いて分析し、5章において結論を述べる。なおFama-French 3ファクターモデルの測定方法の違いが、ファクターモデルの有効性に与える影響については、補論においてその検証結果について補遺する。

2. Fama-French 3ファクターの測定方法

Fama/French[1993]は、マーケットファクターにSMBファクター、HMLファクターと呼ばれる2種類のファクターを追加した3ファクターモデルを提示し、その有効性を以下の回帰モデルにより検証した。

$$R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j(R_{M,t} - R_{f,t}) + s_jSMB_t + h_jHML_j + e_{j,t} \quad (1)$$

ここで $R_{j,t}$ は第 j 銘柄の第 t 月実現リターン、 $R_{f,t}$ は1 month treasury bill rate、 $R_{M,t}$ は分析対象全銘柄の時価加重平均ポートフォリオの第 t 月実現リターンである。

SMBは株式時価総額(Market Value, MV)、HMLは純資産時価総額比率(Book-to-Market Ratio, BE/ME)と関係するファクターで、Fama/French[1993]では以下の手順に従って測定される。まずNew York Stock Exchange(NYSE)上場企業の時価総額のメディアンを求め、時価総額がメディアン以上の企業を大型株(Big, B)、メディアンより小さい企業を小型株(Small, S)とする。ただしNYSEのメディアンを基準として、大型株、小型株を定義した場合、分析対象はAmerican Stock Exchange(AMEX)、NASDAQ上場企業を含むため、銘柄数では小型株に分類される企業の方が大型株に分類される企業よりも多い。次にNYSE上場企業を、純資産が負である企業を除外して、純資産時価総額比率により

降順に順位付けし、30%分位点、70%分位点を計算する。これにより純資産株価比率により、高BE/ME株(High BE/ME, H)、中間領域(Medium BE/ME, M)、低BE/ME株(Low BE/ME, L)に分類する。時価総額メディアン、純資産時価総額比率の30%、70%分位点により、NYSE, AMEX, NASDAQ上場企業は、B/H, B/M, B/L, S/H, S/M, S/Lの6つのブロックに分割される。ここで各ブロック別に加重平均ポートフォリオを構築し、ポートフォリオ構築後の1年間についてリターンが計算される。ここで構築された6種類のポートフォリオをFama-French 6ベンチマークポートフォリオと呼ぶ。この6ベンチマークポートフォリオのリターンを使用して、SMBファクターは各月のS/H, S/M, S/Lの単純平均リターンからB/H, B/M, B/Lの単純平均リターンを引いた値、HMLファクターはS/H, B/Hの単純平均リターンからS/L, B/Lの単純平均リターンを引いた値として求められる。なおポートフォリオの構築は毎年6月末に行われる。これは会計期末から6ヶ月が経過し、純資産、発行済株式総数が完全に公的なものとなったことを保証するためである。

このFama/French[1993]の方法を基本的には踏襲して、日本市場についてのFama-French 3ファクターを構築するためには、どのように基準を設定すれば良いかを考えよう。日本市場でのFama-French 3ファクターの測定方法そのものに関する議論はこれまで行われていない。すなわち、各研究において‘ad hoc’な対応となっており、どのような測定方法が、どのような結果をもたらすかは、先行研究では明らかにはされていない。このため測定のためのガイドラインを定め、同時にそこからもたらされる結果が明らかにされるべきである。

まず分析対象については、東京証券取引所1部、2部上場企業とした。米国でのNASDAQ市場に対応して、日本市場についても東証マザーズ、ジャスダック等の新興市場を含めるべきかについて議論すべきであるが、会計情報の硬度、株価の信頼性、低流動性等の問題を考慮して、東証上場企業に限定すべきであると判断した。本研究では、日経メディアマーケティング社日経ポートフォリオマスター付属日次データベースをFama-French 3ファクター構築に使用するが、同データベースを使用する場合で、東証上場企業を分析対象とした場合には、2005年8月末時点で2,320社が分析の対象となる。

次に、時価総額メディアン、純資産時価総額比率30%、70%分位点の設定は、東証1部上場企業のデータから計算するものとする。2005年8月末時点での分析対象2,320社から純資産が負であった企業12社を除いた2,308社のうち863社(37.4%)が大型株、残る1,445社(62.6%)が小型株に分類された。また高BE/ME、中間領域、低BE/MEグループには、それぞれ724社(31.4%)、833社(36.1%)、751社(32.5%)が含まれた⁴。

第3にソート時点は8月末とした。その理由を以下に述べる。まずデータが何時の時点であれば公的なものとみなしうるかについて考える。個別(単独決算)財務諸表、連結財務諸表で開示時期は必ずしも同時ではないし、かつては確報を使用することが一般的であったのに対して、現在では決算短信の情報が利用可能であるので、分析期間に共通してソート時点を決めるのは難しい。決算短信情報が利用可能であるという点では5月末、決算の確定を待つのであれば6月末、決算確定後に会計情報がデータベースに反映され、その結果を利用した分析がなされるということであれば、7月末、あるいは8月末が候補となる。一方でFama/French[1993]では、決算(12月)から6ヶ月後の6月時点でソートを行っている。しかし9月末の場合には、情報の利用可能性はもちろん保証されるものの、上期末となり株式市場における価格形成が通常の前月末とは異なる。また中間決算への期待がアナリストの予想情報として織り込まれつつあるため、月末の株価を使用することにも問題があると考えられる。本研

究でのFama-French 3ファクターの構築基準は、Fama/French[1993]の結果との整合性の確認および実証結果の国際比較可能性の保証に置いておりこのため消去法的な理由から、Fama/French[1993]に近く、かつ株価形成上の問題が少ないと考えられる8月末を選択した。

上述の分析対象企業、分位点の計算対象、ポートフォリオ構築時期の3項目以外に、検討が必要とされる事項は、金融業(銀行、証券、保険、およびその他金融業)を分析対象として含めるのかどうか、そして個別(単独決算)財務諸表と連結財務諸表のいずれを使用すべきかの2点である。Fama/French[1992]での、CAPMの再検証と企業規模、純資産時価総額比率と株式リターンの関係の分析での分析対象は非金融業とされていた。また久保田/竹原[2000]でも同様に分析対象を非金融業としており、株式リターンのクロスセクショナルバリエーションに関する実証分析においては、金融業を分析には含めないことが一般的である。しかしFama-French 3ファクターの計算においては、NYSE, AMEX, NASDAQ全上場企業が含まれており、3ファクターの測定方法に多国間で共通性を持たせるには金融業を含めざるを得ないと判断した。

次に個別財務諸表、連結財務諸表の使用に関しては、1997年6月の大蔵省企業会計審議会における決定を受けて、2000年3月以降は連結財務諸表による開示が中心となっている。したがって2000年以降については連結財務諸表を使用すべきである。そこで本研究における以降の分析では2000年8月以降のポートフォリオ構築においては連結財務諸表を使用し、それ以前での個別財務諸表に基づくFama-French 3ファクターと、最後の6年間の連結財務諸表に基づくFama-French 3ファクターを結合することとする。

なお、Fama-French 3ファクターの測定結果は、分析対象、時価総額、および純資産時価総額比率の分位点、ポートフォリオ構築時期、金融業の取り扱いといった条件の影響を当然受ける。基準変更が、SMB, HMLファクターの平均、標準偏差、GMM推定結果、Gibbons-Ross-Shankenテスト結果に与える影響については、補論において議論する。

それではFama-French 3ファクターを具体的に測定し、その性質について報告する。本研究では日経メディアマーケティング社が提供する日経ポートフォリオマスター付属データを使用した。同データには、1977年1月以降のデータが採録されているため、Fama-French 3ファクターの月次系列を、1977年9月から2006年8月の29年間、348ヶ月について測定する。なお以降では分析対象全企業の加重平均ポートフォリオの超過リターンをEVW(Excess Value Weighted)ファクターと表記する。これは東証1,2部上場企業加重平均ポートフォリオの月次実現リターンから、(コールレート有担保翌日物月中平均値/12.0)を差し引いた値として定義した⁵。

表1は、1977年9月～2006年8月の348ヶ月間についてFama-French 3ファクターを計算したときの、月次平均リターン、標準偏差、および相関係数行列である。

SMBファクターに関しては、米国市場においては低下傾向にあるとされるが(Campbell [2000])、日本市場でも同様である。SMBファクターの1977年9月～2006年8月の月次平均値は0.052%と低い値を取っている。一方で、HMLファクターに関しては、同期間において月次0.659%(年率換算7.908%)と高い値が記録されている。日本市場において、かつては小型株効果が明確に観察されたことを考えると、SMBファクターが全期間でゼロに近いという観察結果からは、近年において小型株効果が消失し、むしろ大型株の実現リターンが高まっている可能性が示唆される。状況を確認するために、図1にSMBファクターの推移を示す。分析期間を前半(1977年9月～1991年12月、172ヶ月)と後半(1992年1月～2006年8月、176ヶ月)

表 1 Fama and French 3ファクターの平均, 標準偏差, および相関係数行列

	Descriptive Statistics		Correlation Matrix			
	Mean	S. D.	EVW	SMB	HML	
EVW	0.348	5.090	EVW	1.000	-0.013	-0.259
SMB	0.052	3.668	SMB	-0.046	1.000	0.094
HML	0.659	3.237	HML	-0.242	0.135	1.000

(注) EVWは分析対象全銘柄の時価加重平均インデックスの超過リターン(Excess Value-Weighted return), SMBはSmall Minus Big factor, HMLはHigh Minus Low factor. 相関係数行列の左下三角行列はピアソン相関係数, 右上三角行列はスピアマン順位相関係数.

月)に分割した場合に, 前半のSMBファクターの月次平均が0.250%であるのに対して, 後半では-0.142%に低下している. この前後期での平均の差は統計的に有意ではないものの, SMBファクターとクロスセクショナルリターンとの関係は必ずしも安定的ではない.

次に相関係数に関しては, ピアソン相関, スピアマン順位相関のいずれを採用しても, 3ファクター間には全期間ではそれほど高い値とはなっていない. EVWとSMB, EVWとHML, SMB, HML間のピアソン相関はそれぞれ, -0.046, -0.242, 0.135と低い. Fama/French[1993]が主張しているように, 企業規模と純資産時価総額比率による2段階ソートにより, 3ファクター間の相関は低く制御されている. ただし, 実証研究においては, 移動平均を用いた分析が行われることも多いため, 全期間での相関係数を確認するだけでは検証が不十分であるとの指摘もあろう. 図2は, 36ヶ月移動平均を使用した場合の3ファクター間のピアソン相関係数の1980年9月~2006年8月の期間の推移である. 図2での3本の水平線が全期間での3ファクター間のピアソン相関であるが, 一時的にEVWとSMB間で-0.8, SMBとHML間で0.6程度まで相関が高まる時期が存在するものの, 移動平均をとっても3ファクター間の相関はそれほど高い値とはならず, したがって時系列回帰分析における多重共線性の問題は発生しないものと考えられる⁶.

3. Fama-French 3ファクターモデルの有効性

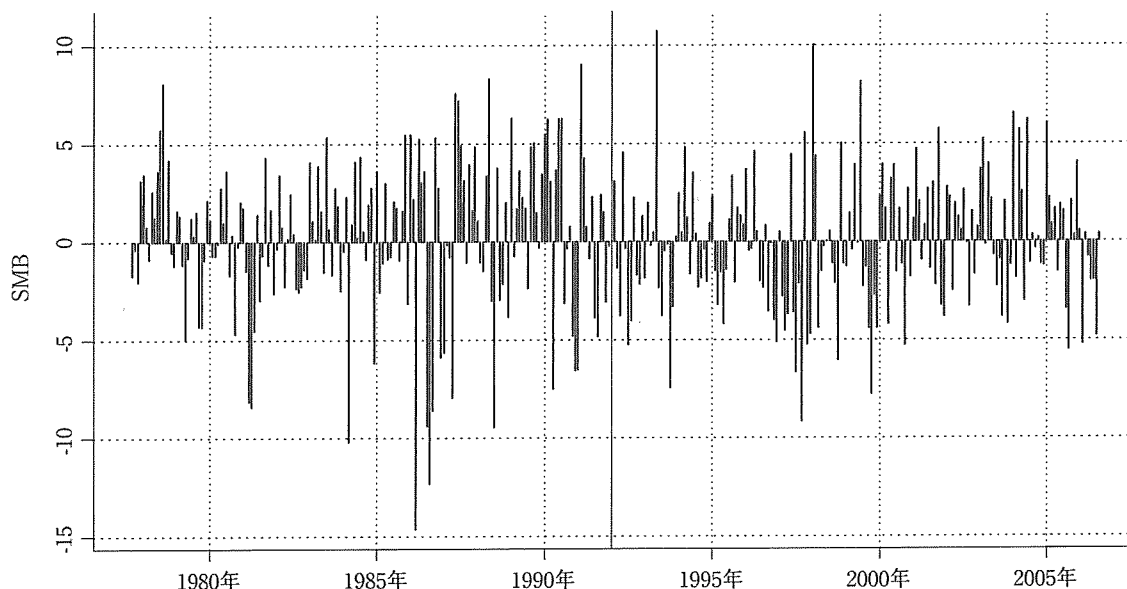
ここでは, Fama-French 3ファクターモデルの有効性を, Generalized Method of Moments(GMM)と, Gibbons/Ross/Shanken[1989]の平均分散効率性テストにより評価する. ここで採用されたGMM推定, およびGibbons-Ross-Shankenテストは, ともに現時点でアセットプライシングモデルの検証方法として標準的とされているものである(Cochrane[2005, 12, 13章])). より新しい検証方法と, これら標準的方法との比較は, Shanken/Zhou[2007]において行われているが, 彼らの提唱するシミュレーション手法からの結果に基づいても, 現時点で, プライシングモデルの検証方法間の優劣を一意的に決定することは困難であるため, 本研究では標準的な検証方法を採用した.

まず, GMM検定であるが, Grinblatt/Titman[1987, Proposition 1]により平均分散効率性は, マルチファクターモデルによる線形価格付けと同値である⁷. したがって, 第*j*銘柄のEVWファクター($R_M - R_f$), SMBファクター, HMLファクターに対するファクターローディング(ベータ)を, β_j^{EVW} , β_j^{SMB} , β_j^{HML} として, 以下(2)式のマルチベータプライシングモデルをベンチマークモデルとしたとき,

$$E[R_j] - R_f = \beta_j^{EVW} \lambda_1 + \beta_j^{SMB} \lambda_2 + \beta_j^{HML} \lambda_3 \quad (2)$$

対応するプライシングカーネル(stochastic discount factor)は線形となり, 下記(3)式の

図 1 SMBファクターの推移



Euler条件成立に対するGMM検定を行なう。なお、Hansen[1982]のGMM推定量は、変数の分布に正規性を仮定せず、自己相関および分散不均一性を許す、大標本特性に基づいた optimal estimatorであるが、本研究は、平均分散効率性と同値である線形価格付けモデルの選択が主目的であるので、Hansen/Jagannathan[1997]でさらに導出された misspecification errorの大きさを測る方法を用いる。

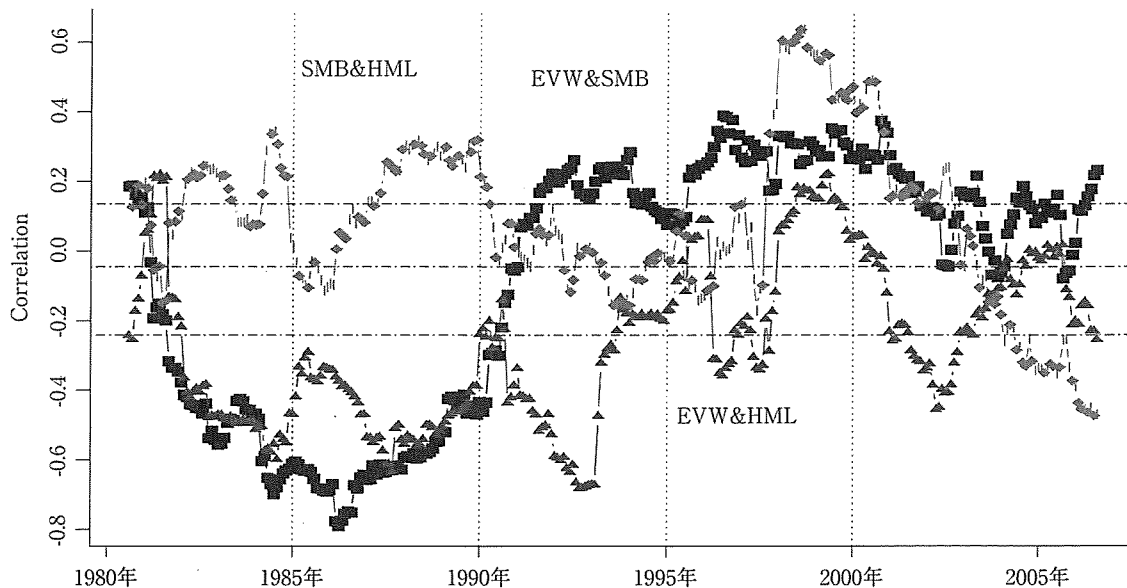
$$E[(R_{j,t} - R_{f,t}) (1 + \delta_1(R_{M,t} - R_{f,t}) + \delta_2SMB_t + \delta_3HML_t)] = 0 \quad (3)$$

(3)式においてFama-French 3ファクターモデルの δ_1 , δ_2 , δ_3 の期待される符号は、すべて負であることに注意が必要である(Jagannathan/Kubota/Takehara[1988, p. 327])。我々のGMM検定ではHansen/Jagannathan[1997]の weighting matrixを使用し、異なるプライシングモデルの比較はHansen-Jagannathan distanceの大小により、これを評価する。すなわち、その距離が小さい方がモデルの pricing error が小さい⁸。なお、GMM推定においては、個別株実現リターンを使用することは不可能であるので、多くの先行研究と同様に株式時価総額と純資産時価総額比率を使用したランキングによる16ポートフォリオを使用した⁹。

表2がGMM推定の結果である。図1で確認したように、小型株効果が分析期間後期においては観察されず、SMBファクターの実現値も負となっていたことから、ここでは全期間(1977年9月～2006年8月, Panel A)、および前期(1977年9月～1991年12月, Panel B)、後期(1992年1月～2006年8月, Panel C)の部分期間に分けた結果を提示している。

まず全期間に関しては、CAPM(EVWを単独で使用)の場合には、 δ_1 の符号は負であるものの、有意とはなっていない。またHansen-Jagannathan distanceは0.344と大きく、 p -valueが0.000であることからCAPMにおける pricing error は統計的に有意にゼロではなく、結果としてCAPMは棄却される。モデルが棄却されるのは、Fama-French 3ファクターモデルを含むすべてのケースでも共通で、Hansen-Jagannathan distanceに対する p -value はすべて0.05以下である。ただし、HMLベータの係数 δ_3 は強く有意であるので、HMLの有用性は必ずしも否定されるものではない。またEVWとHMLが同時にモデルに入る場合には、EVWの係数 δ_1 が有意に転じ、かつHansen-Jagannathan distanceはHMLを使用しない

図2 36ヶ月移動平均収益率のもとでのFama-French 3ファクター間相関係数の推移



場合よりも減少するので、HMLによるCAPMの修正は、部分的には成功していると考えられる。

次に前期(1977年9月～1991年12月)についてであるが、この期間においてもCAPMはHansen-Jagannathan distanceが0.430と依然として大きく、その p -valueが0.004であることから全期間の場合と同様に棄却される。一方でFama-French 3ファクターモデルについては、Hansen-Jagannathan distanceが0.319、 p -valueが0.066であり、5%水準でモデルは棄却されない。またFama-French 3ファクターモデルにおけるパラメータ δ_1 , δ_2 , δ_3 の符号はすべて負であり、EVW, SMB, HMLに対して資本市場は正のプレミアムを与えていることになる。SMBに対する係数 δ_2 が有意ではないことを除けば、前期においてFama-French 3ファクターモデルは成功を取めていると判断できる。後期についても、HMLがモデルに含まれるEVW+HMLの2ファクターモデル、Fama-French 3ファクターモデルは、統計的に棄却されない。ただしFama-French 3ファクターモデルにおける、SMBの係数 δ_2 が正となっているので、これは前述の結果と整合的であるが、大型株の期待リターンの方が高いことを意味する。

以上、全期間、前期、後期でのGMMテストの結果から、Fama-French 3ファクターモデルの有効性について、以下の2点が再確認される。第1に、Fama-French 3ファクターモデルは、少なくともCAPMと比較して実際の市場で記録されたデータをより良く説明可能であり、それはHMLファクターによるところが大きい。第2に、Hansen-Jagannathan distanceを評価基準とした場合に、Fama-French 3ファクターモデルが統計的に棄却されず、かつパラメータ推定値の符号がモデルと整合的な場合は、前期(1977年9月～1991年12月)のみである。第2の確認事項については、図1において規模効果に反転が見られたこと、そして表2の前期(Panel B)、後期(Panel C)においても、やはりSMBの係数 δ_2 の符号が正から負へ反転していることから、全期間ではFama-French 3ファクターモデルが棄却される原因は、規模効果に安定性が無いことが原因であると考えられる。

それでは次にFama-French 3ファクターモデルの有効性を平均分散効率性の観点から検証する。適切なベンチマークポートフォリオは、平均分散効率性を満たすことが要求される。すなわちベンチマークにより構成された、効率的フロンティア上のポートフォリオが存

表 2 GMMテストの結果

Panel A 09/1977-08/2006, 348 Monthly Observations				
	δ_1 (EVW)	δ_2 (SMB)	δ_3 (HML)	Distance
Coef.	-1.510			0.344
<i>p</i> -value	0.159			0.000
Coef.	-1.510	-0.003		0.344
<i>p</i> -value	0.159	0.998		0.000
Coef.	-2.534		-7.742	0.256
<i>p</i> -value	0.016		0.000	0.034
Coef.	-2.552	1.237	-8.013	0.252
<i>p</i> -value	0.015	0.399	0.000	0.029
Panel B 09/1977-12/1991, 172 Monthly Observations				
	δ_1 (EVW)	δ_2 (SMB)	δ_3 (HML)	Distance
Coef.	-2.534			0.430
<i>p</i> -value	0.118			0.004
Coef.	-2.920	-2.197		0.421
<i>p</i> -value	0.088	0.266		0.004
Coef.	-4.650		-10.395	0.324
<i>p</i> -value	0.006		0.000	0.081
Coef.	-4.871	-1.497	-10.192	0.319
<i>p</i> -value	0.006	0.405	0.000	0.066
Panel C 01/1992-08/2006, 176 Monthly Observations				
	δ_1 (EVW)	δ_2 (SMB)	δ_3 (HML)	Distance
Coef.	-0.537			0.396
<i>p</i> -value	0.713			0.024
Coef.	-0.759	1.740		0.392
<i>p</i> -value	0.608	0.474		0.019
Coef.	-0.935		-5.926	0.348
<i>p</i> -value	0.499		0.013	0.079
Coef.	-1.388	3.197	-6.593	0.334
<i>p</i> -value	0.316	0.212	0.007	0.092

(注) $\delta_1, \delta_2, \delta_3$ は(3)式内のパラメータ。DistanceはHansen-Jagannathan distance。'Distance'列においては、行'Coef.'に Hansen-Jagannathan distanceを、行'*p*-value'に対応する有意確率を示している。

在しなければならないからである。(Grinblatt/Titman[1987], そのために, Gibbons/Ross/Shanken[1989]は, 平均分散効率性に対する尤度比検定を開発しており, 我々もこれを用いる。かれらのテストは, 変数に正規分布を仮定し, 小標本特性を用いたexactな検定方法であり, 下記のような*F*検定を構成する。

ここで(1)式で与えられたFama-French 3ファクターモデルについて検証を行なう。このときにGibbons/Ross/Shanken[1989]の検定における, 帰無仮説は以下で定義される。

$$H_0: a_j = 0, \forall j = 1, \dots, N.$$

これは切片項に対する同時検定であるが, マルティベータモデルによるプライシング, 平均分散効率性, そしてこの帰無仮説の関係については, Grinblatt/Titman[1987, Proposition 1]の証明に委ねる。またGibbons-Ross-Shankenテストの検定量は非心*F*分布(non-central

F distribution)に従うが、帰無仮説の下ではnon-central parameterがゼロであるので、通常の F 分布として有意確率を求めることが可能である。検定量が小さいとき帰無仮説 H_0 は棄却されず、これは同時にマルチベータモデル(2)が棄却できないことを意味する¹⁰。

表3が、GMMテストの場合と同様に企業規模と純資産時価総額比率を使用したランキングによる16ポートフォリオの実現リターンを用いて、CAPM, Fama-French 3ファクターモデルについて、Gibbons-Ross-Shankenテストを実施した結果である。

まず全期間においては、CAPM, Fama-French 3ファクターモデルともに、平均分散効率性の帰無仮説は棄却される。ただし検定量である F -valueは、CAPMにおいては2.982であるのに対して、Fama-French 3ファクターモデルでは1.884と小さい。分析期間を前期と後期に分けた場合には、CAPMについては前期の F -valueが2.542(p -value=0.002)、後期の F -valueが2.038(p -value=0.014)であることから、いずれの期間においても5%水準で帰無仮説は棄却される。一方で、Fama-French 3ファクターモデルについては、前期の F -valueとして1.411(p -value=0.143)、後期の F -valueとして1.535(p -value=0.094)が記録され、5%水準では帰無仮説が棄却されない。したがって部分期間においては、Fama-French 3ファクターは平均分散効率的であり、マルチベータモデル(2)により株式リターンを説明可能であると言える。これは、GMM推定での結果と整合的である。

しかしながら、Gibbons-Ross-Shankenテストからは、部分期間においてのみFama-French 3ファクターの平均分散効率性が棄却されない理由が、規模効果が時系列で安定的でないことにあるかどうかを直接的に類推することは出来ない。では、規模効果が実際に安定性を欠いており、かつGMMテストにおいてSMBが有意とはなっていないことは、SMBファクターが無用であることを意味するであろうか。我々は以下で示すように、そうではないと考える。

表4はGMM推定とGibbons-Ross-Shankenテストで共通して使用した企業規模と純資産時価総額比率による16ポートフォリオの全期間での月次収益率(348ヶ月)を入力として、主成分分析を行い、第1~10主成分としてリスクファクターを人為的に抽出し、それらファクターとFama-French 3ファクターとの相関を検証した結果である。表4からわかるように、まず第1ファクターとEVWは0.803と非常に強い相関を持っている。そしてSMBファクターと第2ファクターとの間に0.655、HMLファクターと第3ファクターの間には0.768という強い相関が存在している。仮にリスクファクター数を3に固定可能であるとすれば、EVW, SMB, HMLファクターは、少なくとも主成分分析の結果からは十分に実証上の意味を持っているといえる。もちろんSMBファクター自体は先のGMM推定において統計的に有意にはならなかったため、小型株効果と関係する‘priced risk factor’であるとは断言できない。しかし収益率データの持つ情報の縮約という主成分分析の性質を考えると、少なくともSMBファクターはリスクファクター構造とは関係を持っており、さらにGMMによるFama-French 3ファクターモデルについてのEuler条件式による前述の検定結果とも相まって、SMBファクターが不要であるとする考え方は妥当ではないと結論付ける。

4. 各社スタイルインデックスとの関係

ここでは証券会社により提供されるスタイルインデックスと、Fama-French 6ベンチマーク、3ファクターとの関係を明らかにする。一部のファイナンス実証研究ではFama-French 6ベンチマークを構築することを回避し、証券会社が提供するスタイルインデック

表 3 Gibbons-Ross-Shankenテストの結果

Period	CAPM		Fama and French	
	F-value	p-value	F-value	p-value
09/1977-08/2006	2.982	0.000	1.884	0.021
09/1977-12/1991	2.542	0.002	1.411	0.143
01/1992-08/2006	2.038	0.014	1.535	0.094

(注) CAPM, およびFama-French 3ファクターモデルのそれぞれについて, Gibbons/Ross/Shanken[1989]検定量を‘F-value’列に, 対応する有意確率を‘p-value’列に表示している.

スから計算されたFama-French 3ファクターに類似のファクターを使用して研究が実施されてきている. しかしながら, そのようにして作成されたファクターを, SMB, HMLファクターとして使用することは, ファイナンス実証研究結果の多国間の比較可能性を大きく損なっていることを以下に示そう.

まずFama-French 3ファクターを構築する過程で計算される, Fama-French 6ベンチマークと各社スタイルインデックスとの関係を, Sharpe[1992]のスタイル分析法を用いて確認する. ここでスタイルインデックスの第 t 期のリターンとして, 以下の2次計画問題を解くことにより, 分析対象インデックスのスタイルウェイトを推定する¹¹.

$$\begin{aligned} & \text{Minimize } \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2, \\ & \text{subject to } \varepsilon_t = r_t - (w_1 BH_t + w_2 BM_t + w_3 BL_t + w_4 SH_t + w_5 SM_t + w_6 SL_t), \\ & \quad w_1 + w_2 + w_3 + w_4 + w_5 + w_6 = 1, w_1, w_2, w_3, w_4, w_5, w_6 \geq 0. \end{aligned} \quad (4)$$

本研究ではRussell-Nomura, Nikko-Barra, Daiwa (DSI1, DSI2)の合計27種のスタイルインデックスについてSharpe[1992]の方法を適用した. 表5が推定されたスタイルウェイト, 残差項の期待値 α と標準偏差 ω (ともに年率換算値), およびモデル説明力の尺度としての決定係数 R^2 である. これら R^2 の単純平均値は0.940であり, Fama-French 6ベンチマークによって, 各社のスタイルインデックスのリターンの大部分は説明可能である.

次に個々のスタイルウェイト推定値について最も注目すべき点は, すべてのLargeValue型インデックスに関して, B/Hのウェイトが11.3~18.7%と低く, むしろB/Mのウェイトが40.1~54.6%と高いことである. つまりFama-French 6ベンチマークのB/Hに代表されるような強度のバリュー株のスタイルインデックスは, 証券会社の提供するスタイルインデックスには存在していないのである.

このスタイル分析の結果は, Fama-French 3ファクター測定の過程で計算されたFama-French 6ベンチマークと, 証券各社が提供するスタイルインデックスの性質の違いを明らかにした. しかしながら, もともと学術研究を主たる目的として開発されたFama-French 6ベンチマークと, 実際の運用を意識して設計されたスタイルインデックスの性質が異なることは当然であり, その比較についての議論は本研究の範囲を超えている. 本研究で明らかにしたい点は, 一部の研究者が行っているようなFama-French 3ファクターに類似するファクターを証券会社のスタイルインデックスから計算することが, 実証結果の比較可能性を大きく損なっているということである.

今, HMLファクターを証券会社のスタイルインデックスから測定することを試みたとしよう. ラッセル野村, 大和 (DSI1, DSI2) については, HMLファクターをLargeValue, SmallValueのリターン単純平均からLargeGrowth, SmallGrowthのリターン単純平均を

表 4 主成分とFama-Frenchファクター間の相関関係

	EVW	<i>p</i> -value (EVW)	SMB	<i>p</i> -value (SMB)	HML	<i>p</i> -value (HML)
Factor 1	0.803	0.000	0.507	0.000	0.053	0.328
Factor 2	-0.512	0.000	0.655	0.000	0.426	0.000
Factor 3	-0.032	0.552	-0.154	0.004	0.768	0.000
Factor 4	0.223	0.000	-0.423	0.000	-0.034	0.526
Factor 5	0.006	0.914	-0.152	0.005	0.141	0.009
Factor 6	0.045	0.408	0.030	0.571	-0.059	0.271
Factor 7	0.041	0.447	-0.038	0.482	-0.079	0.144
Factor 8	-0.007	0.902	0.019	0.723	0.015	0.786
Factor 9	-0.021	0.696	-0.038	0.480	0.036	0.502
Factor10	0.001	0.982	-0.012	0.818	0.075	0.163

(注) Factor1~10は第1~第10主成分。列‘EVW’, ‘SMB’, ‘HML’は、主成分とFama-French 3ファクターとのピアソン相関係数、各列の右の*p*-valueは相関係数に関する*t*検定から得た有意確率。

差し引いた値として、日興についてはLargeValueからLargeGrowthのリターンを差し引いた値として、擬似HMLファクターを定義する。これらの擬似HMLファクターとFama-FrenchのHMLファクターがどのような関係にあるのかを示したのが表6である。ここでは全ての系列に共通する1984年1月~2006年8月のデータを使用して分析を行っている。

まずHMLファクターの規模について見てみよう。HMLファクターの平均が月次0.764%であるのに対して、擬似HMLファクターでは0.304%~0.570%とかなり低い値を取っている。これは、スタイル分析においてFama-French 6ベンチマークでのB/Hに相当するインデックスが存在しないことが、その原因と考えられる。標準偏差を見ても、HMLの標準偏差がこの期間で3.415%であるのに対して、擬似HMLファクターでは2.122%~5.843%と標準偏差にはインデックス間で大きな開きがある。擬似HMLファクターとHMLファクターの性質が相当に異なることは、相関係数からも確認することが出来る。表のようにHMLと擬似HML間のピアソン相関は最小で0.250、最大でも0.726にとどまっている。これはスピアマン順位相関の場合もほぼ同様で、最小が0.280、最大が0.691である¹²。

以上、標準的方法でHMLを測定した場合と、証券会社のスタイルインデックスを代用して測定した場合とにより、HMLファクターの規模が大きく異なり、かつ両者の間の相関係数が著しく低いという事実の発見から、実証結果の比較可能性が損なわれていることは否定出来ない。繰り返しとなるが、Fama-French 3ファクターモデルは、本来学術研究におけるベンチマークモデルであり、基準点が異なる実証結果を相互比較することは適切ではないと我々は主張するものである。

5. 結論

本研究では、Fama-French 3ファクターモデルを、日本市場の構造と会計制度を考慮しながらも、可能な限りFama/French[1993]の原論文に近い方法で測定することを試みた。そして29年間という長期間についてFama-French 3ファクターを測定し、その測定結果を使用して、Fama-French 3ファクターモデルをGMM推定とGibbons-Ross-Shankenテストにより再評価した。

実証の結果、以下の3点が明らかとなった。第1に証券のHMLベータは、分析期間全体(1977年9月~2006年8月)、前期(1977年9月~1991年12月)、後期(1992年1月~2006年8月)の

表 5 Fama-French Benchmarkを使用したスタイル分析の結果

	B/H	B/M	B/L	S/H	S/M	S/L	α	ω	R^2
LargeGrowth	0.000	0.164	0.802	0.000	0.034	0.000	-0.303	5.846	0.907
LargeValue	0.115	0.557	0.328	0.000	0.000	0.000	1.379	4.395	0.944
MidGrowth	0.000	0.146	0.530	0.000	0.185	0.139	-0.522	7.364	0.846
MidValue	0.060	0.486	0.231	0.222	0.000	0.000	0.610	5.369	0.918
SmallGrowth	0.000	0.000	0.230	0.000	0.247	0.523	-1.466	6.900	0.894
SmallValue	0.009	0.022	0.126	0.469	0.374	0.000	-0.023	3.080	0.977
TopGrowth	0.000	0.095	0.905	0.000	0.000	0.000	0.241	6.776	0.889
TopValue	0.040	0.584	0.377	0.000	0.000	0.000	1.924	7.674	0.851
Barra- LargeGrowth	0.000	0.057	0.938	0.000	0.000	0.005	0.633	5.018	0.937
Barra- LargeValue	0.158	0.443	0.399	0.000	0.000	0.000	1.200	4.029	0.954
Barra- Small	0.000	0.000	0.094	0.281	0.403	0.222	-0.968	3.333	0.973
DAIWA- LargeGrowth	0.000	0.166	0.834	0.000	0.000	0.000	1.024	3.988	0.966
DAIWA- LargeValue	0.216	0.377	0.407	0.000	0.000	0.000	0.525	5.298	0.923
DAIWA- SmallGrowth	0.000	0.000	0.114	0.000	0.376	0.510	-0.998	4.519	0.960
DAIWA- SmallValue	0.013	0.036	0.030	0.577	0.343	0.000	-0.606	2.807	0.984
DAIWA- LargeGrowth	0.000	0.180	0.820	0.000	0.000	0.000	0.945	3.968	0.966
DAIWA- LargeValue	0.216	0.379	0.405	0.000	0.000	0.000	0.529	5.317	0.923
DAIWA- SmallGrowth	0.000	0.016	0.081	0.000	0.595	0.308	-1.676	3.819	0.974
DAIWA- SmallValue	0.031	0.059	0.000	0.554	0.356	0.000	-0.029	3.422	0.978
DAIWA- LargeGrowth	0.000	0.057	0.905	0.000	0.000	0.038	0.975	4.959	0.948
DAIWA- LargeValue	0.185	0.376	0.439	0.000	0.000	0.000	0.509	5.182	0.924
DAIWA- SmallGrowth	0.000	0.000	0.106	0.000	0.318	0.576	0.034	5.149	0.949
DAIWA- SmallValue	0.000	0.054	0.048	0.594	0.304	0.000	-0.698	3.079	0.979
DAIWA- LargeGrowth	0.000	0.102	0.889	0.000	0.000	0.008	0.642	4.494	0.957
DAIWA- LargeValue	0.184	0.380	0.437	0.000	0.000	0.000	0.514	5.202	0.924
DAIWA- SmallGrowth	0.000	0.021	0.069	0.000	0.583	0.327	-0.943	3.557	0.978
DAIWA- SmallValue	0.008	0.089	0.019	0.588	0.297	0.000	-0.141	3.600	0.975

(注) 各社スタイルインデックスのFama-French 6 Benchmarkによるスタイル分析の結果、 α 、 ω はスタイル分析の残差項平均値、および標準偏差を年率換算した値(単位%)、 R^2 はスタイル分析において、ベンチマークファクターモデルにより説明された分散のリターンの総分散に対する比率として定義される。

表 6 スタイルインデックスを使用して測定された擬似HMLファクターの性質

	Fama-French	Russel-Nomura	Barra-Nikko	DSI1A	DSI11	DSI2A	DSI21
Mean	0.764	0.570	0.422	0.335	0.353	0.304	0.334
S. D.	3.415	5.843	3.076	2.267	2.122	2.407	2.123
Correlation Matrix							
	Fama-French	Russel-Nomura	Barra-Nikko	DSI1A	DSI11	DSI2A	DSI21
Fama-French	1.000	0.280	0.596	0.691	0.689	0.649	0.677
Russel-Nomura	0.250	1.000	0.167	0.294	0.298	0.323	0.344
Barra-Nikko	0.666	0.187	1.000	0.714	0.691	0.715	0.703
DSI1A	0.726	0.307	0.739	1.000	0.962	0.961	0.935
DSI11	0.720	0.282	0.710	0.962	1.000	0.894	0.954
DSI2A	0.694	0.361	0.756	0.966	0.889	1.000	0.942
DSI21	0.715	0.351	0.753	0.948	0.957	0.945	1.000

(注) Fama-Frenchは本研究での標準的測定方法に従ってHMLファクターを測定した場合、以降のRussel-Nomura, Barra-Nikko, DSI1A, DSI11, DSI2A, DSI21は証券会社が提供するスタイルインデックスを使用して擬似HMLファクターを測定した場合、相関係数行列の左下三角行列はピアソン相関係数、右上三角行列はスピアマン順位相関係数。

全てにおいて、証券の実現リターンを統計的に有意に説明可能であり、HMLファクターをリスクファクターとみなすことに否定的な結果は存在しなかった。第2に、Hansen-Jagannathan distanceを基準とした評価によれば、Fama-French 3ファクターモデルのプライシングエラーをゼロとする帰無仮説が全期間では棄却される一方で、前期、後期に分割した場合には棄却されなかった。すなわち部分期間においては、Fama-French 3ファクターモデルが真のプライシングモデルであることを否定できない。このような現象が観察される要因はSMBファクターとリターンとの関係が前後期で逆転すること、すなわち規模効果の反転にあるものと予想される。第3に、Gibbons/Ross/Shanken[1989]の平均分散効率性テストの結果においても、全期間ではFama-French 3ファクターモデルが平均分散効率的であるとする帰無仮説は棄却されるもの、前期、後期では棄却されないことが明らかとなった。Grinblatt and Titman[1987]が証明したように、ベンチマークの平均分散効率性はマルチベータモデルによるプライシングが可能であることと等価であり、このことから部分期間でのFama-French 3ファクターモデルの正当性が再確認された。

次に、我々は証券会社が提供するスタイルインデックスと、Fama-French 3ファクター測定のプロセスで必要とされるFama-French 6ベンチマークとの関係を、Sharpe[1989]のスタイル分析法を用いて確認した。その結果、Fama-French 6ベンチマークでのB/H(Large Value)ポートフォリオに相当するようなインデックスは、証券会社が提供するインデックスには存在しないことが明らかとなった。また本研究で測定されたHMLファクターと証券会社のスタイルインデックスを代用して測定した擬似HMLファクターの関係を調べたところ、HMLファクターのリスク/リターン特性が大きく異なり、相関係数も低水準にとどまることが示された。これは実証研究の多国間での比較可能性を保証するためには、Fama-French 3ファクターを標準的方法に従って測定することが不可欠であることを示唆する。

米国においても、そして日本を含む各国においても、将来的にFama-French 3ファクターモデルが、アセットプライシングの研究者にとって'de facto'で在り続けるのか、あるいはその役割を他のモデルに譲り渡すとしたら、それが何時になるのかは不明である。しかし米

国に次ぐ世界第2位の市場規模を持つ日本についての実証研究が進展しないことは、研究上の損失に他ならない。このためにも標準的方法に従い、Fama-French 3ファクターを測定し、実証結果を世界に向けて発信していくことは、我が国のファイナンス研究者の責務であろう。

(くぼた けいいち, たけはら ひとし)

補論 Fama-French 3ファクターの測定方法が与える影響に関して

我々は本研究において、米国での標準的方法を基本的には踏襲し、Fama-French 3ファクターを測定した。しかし当然のことながら、測定方法にはいくつかの選択の余地が残されており、それらがFama-French 3ファクター、およびその有効性に影響を与えることは否定できない。そこで、ここではFama-French 3ファクターモデルの測定方法が、ファクターのリスク/リターン特性、GMM推定、Gibbons-Ross-Shankenテストに与える影響についての、研究の過程において我々が得た結果の一部を提示する。

まずFama-French 3ファクターの推定方法は、SMB, HMLファクターの平均リターンと標準偏差にどのような変化をもたらすのかを検証する。ここでは、(1)ユニバースとソート対象(分位点の計算)、(2)金融業の取り扱い、(3)個別財務諸表と連結財務諸表、(4)ソート時点の4種類の検討事項について、それらを変化させて、測定結果の頑健性を確認する。

まず(1)のユニバースとソート対象については、1)ユニバース、ソートともに東証1部、2)ユニバースは東証1,2部、ソートは東証1部、3)ユニバースは東証1,2部、ソートも同じく東証1,2部、4)ユニバースは全企業、ソートは東証1部、5)ユニバースは全企業、ソートは東証1,2部、6)ユニバース、ソートともに全企業を対象とする、の6種類が考えられる。金融業の取り扱いについては、1)金融業(銀行、証券、保険、その他金融業)を含む場合と、0)金融業を含めない場合が、個別/連結財務については、1)連結財務諸表を使用、0)個別財務諸表を使用する場合を検証しなければならない。またソート時期については決算短信情報が利用可能となる5月末から、財務確報が完全に公的なものとみなせる8月末まで、すなわち5,6,7,8月末の4つの時点が考えられる。したがって、6(ユニバースとソート)×2(金融を含む,含まない)×2(個別,連結)×4(5,6,7,8月末)=96種類の測定方法について、少なくとも検証を行う必要がある。

付表1は、この96種類に測定方法で、SMB, およびHMLファクターの月次リターン平均と、同標準偏差にどの程度の差が生じるかを確認したものである。ただし付表1において、個別財務諸表を使用した場合には、これまで通り1977年のソート月翌月から2006年のソート月までの348ヶ月間の結果であるが、連結財務諸表を使用した場合には、2000年のソート月翌月から2006年のソート月までの72ヶ月間の実現リターンのみを使用しているため、個別財務諸表と連結財務諸表の結果を対として比較することは出来ないことに注意願いたい。

付表1, Panel Aに示されたSMBファクターの平均リターンと標準偏差は、測定方法ごとに符号も混在している。全体的な傾向としては、個別財務諸表を使用したときの全期間(1977~2006年)の結果では正の値をとることが多いものの、例えばユニバースとして新興市場を含む全企業、ソート対象を東証1部とした場合では、5~8月末のどの時点でソートしても、実現リターン平均は常に負となっている。また連結財務諸表を使用した2000~2006年

付表 1 ポートフォリオ構築方法がSMB, HMLファクターに与える影響

Panel A SMBファクターの平均, および標準偏差

対象	金融 連結		5月末ソート		6月末ソート		7月末ソート		8月末ソート	
			Mean	S. D.	Mean	S. D.	Mean	S. D.	Mean	S. D.
1	1	0	0.093	3.927	0.069	3.894	0.037	3.895	0.078	3.887
1	0	0	-0.013	3.826	0.006	3.785	-0.038	3.805	0.014	3.773
2	1	0	0.075	3.694	0.076	3.670	0.035	3.697	0.071	3.696
2	0	0	-0.025	3.690	0.017	3.660	-0.020	3.697	0.031	3.678
3	1	0	0.120	3.907	0.124	3.867	0.117	3.882	0.160	3.891
3	0	0	0.033	3.957	0.050	3.948	0.028	3.965	0.082	3.921
4	1	0	0.046	3.552	0.048	3.537	0.018	3.569	0.051	3.551
4	0	0	-0.047	3.580	-0.012	3.558	-0.039	3.607	-0.001	3.582
5	1	0	0.078	3.600	0.102	3.625	0.098	3.626	0.129	3.634
5	0	0	-0.009	3.683	0.013	3.707	0.009	3.729	0.055	3.686
6	1	0	0.163	3.674	0.196	3.728	0.184	3.772	0.248	3.780
6	0	0	0.052	3.780	0.108	3.820	0.089	3.859	0.132	3.865
1	1	1	0.466	3.053	0.383	2.977	0.344	3.050	0.330	2.989
1	0	1	0.349	2.904	0.288	2.849	0.246	2.900	0.253	2.787
2	1	1	0.517	3.091	0.495	3.065	0.414	3.129	0.407	3.165
2	0	1	0.379	2.904	0.370	2.912	0.315	2.987	0.316	2.933
3	1	1	0.572	3.366	0.514	3.142	0.342	3.193	0.397	3.263
3	0	1	0.354	3.275	0.372	3.089	0.247	3.135	0.285	3.065
4	1	1	0.403	3.054	0.406	3.062	0.334	3.096	0.309	3.148
4	0	1	0.317	2.881	0.307	2.890	0.273	2.989	0.234	2.933
5	1	1	0.435	3.214	0.417	3.093	0.279	3.155	0.317	3.193
5	0	1	0.224	3.147	0.283	3.008	0.170	3.056	0.208	3.047
6	1	1	0.408	3.318	0.456	3.297	0.328	3.350	0.414	3.441
6	0	1	0.142	3.224	0.315	3.214	0.249	3.232	0.282	3.280

(注) Panel A, Bに共通して, 左側3列(対象, 金融, 連結)の数字の意味は以下の通り。

対象1: ユニバース, ソートともに東証1部, 2: ユニバースは東証1, 2部, ソートは東証1部,

3: ユニバースは東証1, 2部, ソートは東証1, 2部, 4: ユニバースは全企業, ソートは東証1部,

5: ユニバースは全企業, ソートは東証1, 2部, 6: ユニバース, ソートともに全企業,

金融1: 金融業(銀行, 証券, 保険, その他金融業)を含む, 0: 金融業を含めない,

連結1: 連結財務諸表を使用, 0: 個別(単独)財務諸表を使用,

第4~11列は, ソート時点を5, 6, 7, 8月末とした場合の, SMB, およびHMLファクターの月次リターンと標準偏差(単位%)。

では, 例外なくすべて正の値となっている。このことは図1からも見て取れるように, 2000年5月以降に限定すれば, 再び小型株効果が明確に観察されることによると考えられる。次にHMLファクターについては, 測定方法が実現リターンと標準偏差に多少の影響を与えるものの, 全期間では月次0.6%程度, 2000年以降にはその倍の1.2%程度のリターンが観察される。ここで, 測定方法が異なっても, 日本市場におけるバリュー株プレミアムが大きいという事実に変化は無いといえる。この他に興味深い観察事実としては, 金融業を除外した場合に, SMBファクターが低下する傾向が見られる。金融業の時価総額は非金融業と比較して大きく, かつ株価, 地価バブル崩壊以降に長期に業績が低迷したことが, このような結果をもたらしたと予想される。

次に測定方法の違いがGMM推定, Gibbons-Ross-Shankenテストに与える影響について, 結果を提示する。ここでは, 8月末にソートしたこれまでの分析と同様に, 1999年のポートフォリオ構築までは個別財務諸表を, 2000年以降のポートフォリオ構築では連結財務諸表を利用している。このため6(ユニバースとソート)×2(金融を含む, 含まない)×4(5, 6, 7, 8月末)=48種類の測定方法のもとで比較分析を行っている。

Panel B HMLファクターの平均, および標準偏差

対象	金融 連結		5月末ソート		6月末ソート		7月末ソート		8月末ソート	
			Mean	S. D.	Mean	S. D.	Mean	S. D.	Mean	S. D.
1	1	0	0.670	3.072	0.682	2.992	0.768	3.015	0.767	3.033
1	0	0	0.700	3.173	0.700	3.041	0.760	3.118	0.724	3.144
2	1	0	0.663	3.250	0.658	3.177	0.756	3.209	0.750	3.209
2	0	0	0.692	3.283	0.674	3.170	0.709	3.272	0.676	3.304
3	1	0	0.677	3.020	0.684	3.047	0.722	3.061	0.718	3.079
3	0	0	0.691	3.108	0.694	3.048	0.728	3.111	0.709	3.090
4	1	0	0.640	3.352	0.645	3.296	0.732	3.348	0.725	3.365
4	0	0	0.656	3.292	0.663	3.201	0.692	3.360	0.674	3.356
5	1	0	0.654	3.164	0.656	3.187	0.692	3.222	0.696	3.230
5	0	0	0.666	3.151	0.677	3.114	0.703	3.228	0.684	3.221
6	1	0	0.645	2.956	0.628	3.087	0.660	3.107	0.614	3.107
6	0	0	0.662	2.989	0.657	3.077	0.702	3.109	0.654	3.148
1	1	1	1.390	2.308	1.301	2.345	1.271	2.167	1.310	2.235
1	0	1	1.573	2.931	1.414	2.951	1.262	3.079	1.305	2.889
2	1	1	1.304	2.699	1.194	2.724	1.187	2.605	1.206	2.688
2	0	1	1.515	3.110	1.345	3.184	1.188	3.260	1.229	3.148
3	1	1	1.306	2.787	1.186	2.441	1.201	2.378	1.198	2.557
3	0	1	1.574	3.359	1.346	3.026	1.312	2.988	1.293	2.876
4	1	1	1.337	2.990	1.222	2.999	1.194	2.879	1.239	2.980
4	0	1	1.470	3.218	1.341	3.267	1.160	3.353	1.248	3.289
5	1	1	1.304	2.963	1.180	2.841	1.162	2.847	1.171	2.949
5	0	1	1.585	3.364	1.344	3.160	1.288	3.191	1.270	3.118
6	1	1	1.376	2.739	1.235	2.784	1.151	2.651	1.115	2.898
6	0	1	1.774	3.274	1.382	3.250	1.223	2.980	1.253	3.149

付表2, Panel AにGMM推定の結果のうち, Hansen-Jagannathan distanceとその有意確率(p -value)のみを示す。ソート時点が異なる場合に, 分析期間には最大3ヶ月のずれが生じるため, 5, 6, 7, 8月ソートの結果は, 厳密な意味では比較できないが, やはり全期間では Hansen-Jagannathan distanceがゼロであるという帰無仮説は棄却され, マルティベータモデル(2)によるプライシングは適当ではないと判断されることが多い。5月末ソートの場合には, 複数のケースについて5%水準で有意とはならないが, 1991年以前においては, 決算短信情報は月末までに利用可能とはなっていないことを考えると, これは参考値ではない。また興味深いのは, 金融業を除外した場合に Hansen-Jagannathan distanceが低下する傾向が存在することである。金融業を除外した場合に, SMBファクターが低下する傾向があることを付表1において確認したが, Hansen-Jagannathan distanceにおいても, 金融業の取り扱いが与える影響は無視できないものと考えられる。

次に付表2, Panel Bに, Fama-French 3ファクターモデルに関する Gibbons-Ross-Shankenテストの結果を示す¹³。この表からは5月末, あるいは7月末にソートを行った場合に, F 値が小さく, 平均分散効率性は棄却されにくい傾向が見て取れる。また他の条件が同一ならば, 金融業を除外した場合に F 値が低下する傾向が存在し, これはPanel Aで確認したGMM推定における Hansen-Jagannathan distanceについての傾向と整合的である。

付表1, 2において観察された事実から, 本研究での分析期間である1977年~2006年について, Fama-French 3ファクターモデルの測定方法は, 得られたファクターのリスク・リターン, そして Hansen-Jagannathan distanceと Gibbons-Ross-Shanken検定量を評価基準とし

付表2 ポートフォリオ構築方法がGMM推定, Gibbons-Ross-Shankenテスト結果に与える影響

Panel A GMM推定におけるHansen-Jagannathan distance.

対象	金融	5月末ソート		6月末ソート		7月末ソート		8月末ソート	
		Distance	p-value	Distance	p-value	Distance	p-value	Distance	p-value
1	1	0.244	0.049	0.260	0.017	0.265	0.014	0.262	0.016
1	0	0.239	0.076	0.261	0.019	0.265	0.015	0.260	0.019
2	1	0.233	0.091	0.257	0.023	0.247	0.039	0.252	0.028
2	0	0.224	0.150	0.246	0.048	0.235	0.076	0.243	0.048
3	1	0.232	0.093	0.248	0.037	0.245	0.038	0.252	0.025
3	0	0.225	0.132	0.241	0.063	0.238	0.062	0.245	0.038
4	1	0.238	0.074	0.260	0.020	0.249	0.038	0.257	0.023
4	0	0.230	0.117	0.252	0.039	0.238	0.071	0.250	0.035
5	1	0.237	0.076	0.253	0.030	0.244	0.044	0.254	0.026
5	0	0.230	0.111	0.247	0.051	0.239	0.068	0.248	0.037
6	1	0.232	0.093	0.244	0.048	0.238	0.064	0.248	0.035
6	0	0.221	0.151	0.237	0.076	0.228	0.106	0.242	0.055

(注) 対象1: ユニバース, ソートともに東証1部, 2: ユニバースは東証1, 2部, ソートは東証1部,
 3: ユニバースは東証1, 2部, ソートは東証1, 2部, 4: ユニバースは全企業, ソートは東証1部,
 5: ユニバースは全企業, ソートは東証1, 2部, 6: ユニバース, ソートともに全企業.
 金融1: 金融業(銀行, 証券, 保険, その他金融業)を含む, 0: 金融業を含めない.
 第3~10列のDistanceとp-valueは, ソート時点を5, 6, 7, 8月末と変更した場合の, Hansen-Jagannathan distanceとその有意確率. 実線で囲まれた部分が本論での標準測定方法の場合.

Panel B Fama-French 3ファクターのGibbons-Ross-Shanken検定量

対象	金融	5月末ソート		6月末ソート		7月末ソート		8月末ソート	
		GRS-F	p-value	GRS-F	p-value	GRS-F	p-value	GRS-F	p-value
1	1	1.485	0.103	1.853	0.024	1.948	0.016	1.870	0.022
1	0	1.441	0.121	1.734	0.039	1.805	0.029	1.784	0.032
2	1	1.384	0.147	1.646	0.056	1.580	0.072	1.884	0.021
2	0	1.249	0.229	1.597	0.068	1.410	0.134	1.649	0.055
3	1	1.401	0.139	1.524	0.089	1.503	0.096	1.624	0.061
3	0	1.238	0.237	1.535	0.085	1.436	0.123	1.638	0.058
4	1	1.424	0.128	1.684	0.048	1.654	0.054	1.854	0.024
4	0	1.320	0.182	1.664	0.052	1.534	0.086	1.765	0.035
5	1	1.463	0.111	1.582	0.072	1.550	0.081	1.761	0.035
5	0	1.278	0.209	1.593	0.069	1.576	0.073	1.765	0.035
6	1	1.401	0.139	1.524	0.089	1.582	0.072	1.784	0.032
6	0	1.189	0.275	1.465	0.111	1.510	0.094	1.925	0.018

(注) 第3~10列のGRS-Fとp-valueは, ソート時点を5, 6, 7, 8月末と変更した場合の, Gibbons-Ross-ShankenテストにおけるF値とその有意確率. 実線で囲まれた部分が本論での標準測定方法の場合.

たモデルの有効性に, 影響を与えることは否定できない. もしファクターモデルの有効性を基準として, 測定方法を選択するのであれば, 本論で設定したものは別の測定方法を採用すべきであるかも知れない. しかしながら, 我々は一時点でのファクターモデルの有効性を測定方法選択の基準とはしない. GMM推定, Gibbons-Ross-Shankenテストの結果は, 分析期間が1年延長され, 12ヶ月分の新たな観測値が利用可能となっただけでも, それらの追加サンプルの影響を受ける. 付表2からもわかるように, Hansen-Jagannathan distance, Gibbons-Ross-Shanken検定量に対応する有意確率は0.05前後の値をとることが多いので, 前年度までは棄却されなかった帰無仮説が翌年度には棄却される, あるいはその逆の状況がしばしば起こる. このためHansen-Jagannathan distanceとGibbons-Ross-Shanken検

定量が小さいことを測定方法の選択基準とした場合には、頻繁に測定方法を変更しなければならない状況に陥る可能性が否定できないのである¹⁴。

注

1. ただし、シングルファクターモデルを条件付モデルにより救済しようという試みがあることも事実である。(たとえば, Adrian/Franzoni[2004]をみよ)
2. 資産価格理論の推定と検定法に関連する計量経済学の問題についてはCochrane[2005]が詳しい。また, Shanken/Zhou[2007]は、彼らの推奨する新しい最尤推定法と、既存の標準的検証方法とを、統計理論的性質とモンテカルロシミュレーションの結果から比較することを試みたが、現時点で検証方法間の優劣を一意に決定することは困難である。このため本研究では比較的標準的な方法を採用した。
3. たとえば、最近ではLewellen/Nagel/Shanken[2006]がFama-MacBethの方法における R^2 比較によるモデルのパフォーマンス比較がミスリーディングであることを報告している。
4. Fama/French[1993]は、1991年のポートフォリオ構築において、4,787社中3,616社(75.4%)が小型株(Small)に分類され、小型株の時価総額比率は約8%程度であると報告している。本文でも述べているように、本研究の場合には、2005年のポートフォリオ構築時に2,308社中1,445社(62.6%)が小型株に分類され、その時価総額比率は7.7%であった。したがって、銘柄数では、Fama/French[1993]と比較して若干大型株に分類される比率が高いものの、大型株、小型株の時価総額の比率については、ほぼ同水準となっていると予想される。
5. 無危険利子率と超過リターン計算対象のデータ測定期間単位を等しくすることが原則であり、この場合には月次データであることから、1ヶ月の譲渡性預金、あるいは現先レート等を指標として使用するのが適切である。しかし1977年を開始時点とする時系列データが取得不可能であったため、本研究ではコールレートの月中平均値により、無危険利子率を代替させた。ただしこのことは論文における主要な結果に影響を与えるものではない。
6. Fama-French 3ファクターモデルによる時系列回帰分析において、移動平均を用いた場合でも、多重共線性の問題が無いかは、Variance Inflation Factor (VIF)により確認した。1980年9月～2006年8月の各月においてVIFを計算したところ、SMBファクターのVIF最大値は3.250、HMLファクターのVIF最大値は1.897であり、これは一般的に多重共線性の問題が深刻であると判断される基準値10.0よりも十分に低い。
7. かれらは、より厳密には‘local mean variance efficiency’という概念を提唱するが、本稿で用いた平均分散効率性検定のためのGibbons-Ross-Shankenテストの結果、および解釈に差異を与えるものではない。
8. GMMのoptimal weighting matrixの代わりにHansen/Jagannathanのweighting matrixを用いた場合に、これが可能となる(Hansen/Jagannathan[1997])。なおHansen-Jagannathan distanceの有意確率(p -value)を、本研究では自由度1の χ^2 分布に従う乱数を10,000回発生させて求めている。このためHansen-Jagannathan distanceの値を数値計算上は十分な精度で得ていたとしても、その有意確率は乱数に依存するため計算の度に若干異なる。
9. 株式時価総額、純資産時価総額比率を使用したポートフォリオは、日本市場に関する先行研究であるDaniel/Titman/Wei[2001]でも使用されているが、そこでは25(=5×5)ポートフォリオが構築されている。Cochrane[2005, p. 225]でGMM推定において使用するポートフォリオ数を観測数の1/10以下とすることを推奨している。前期の観測数が172、後期の観測数が176であることから、Cochraneのガイドラインに従うとすれば、ポートフォリオ数の上限は17とな

る。このため本研究では時価総額で4分類、純資産時価総額比率で4分類とし、two-stage sequential sortingを使用して、16ポートフォリオを構築した。

10. 対立仮説が真であり非心 F 分布に従う場合の検出力については、Shanken[1992]が特定の例についてシミュレーションを実施することにより問題を指摘しているが、詳しくは分かっていない。それも、我々がGMMによるEuler条件の検定を並立する理由である。
11. Sharpe[1992]では、最適化問題(4)のように残差 ε のユークリッドノルムを最小化するのではなく、残差標準偏差を最小化している。しかしスタイル推定の性質を考えると、最小ノルム点問題に帰着させる方が自然であると著者は考えており、本研究でもあえて残差ユークリッドノルムを目的関数としている。ただし目的関数を残差標準偏差とした場合についても全ての計算を行い、どの目的関数を使用しても結果に大差が無いことを確認している。
12. ここでHMLファクターについてのみ結果を提示しているのは、HMLファクターの場合においてより問題が深刻だからである。我々は同様な分析をSMBファクターについても行っているが、SMBファクターと擬似SMBファクター間のピアソン相関は最小で0.888、最大で0.931であった。
13. CAPMについては、検定量である F -valueが、Fama-French 3ファクターモデルの場合よりも例外なく大きく、かつ5%水準で平均分散効率性が棄却できないことは一度も無かったため、ここではその結果を提示しない。
14. 同様の問題が、米国データについてLewellen/Nagel/Shanken[2006]において報告されている。

引用文献

- 久保田敬一、竹原均[2000]、「リスクファクターモデルと財務特性モデルの判別：Fama-French modelの検証をめぐる問題」、『現代ファイナンス』8, 3-16.
- Adrian, T., and A. Franzoni[2004], "Learning about Beta: A New Look at CAPM Tests," *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 193.
- Campbell, J. Y.[2000], "Asset Pricing at the Millennium," *Journal of Finance* 55(4), 1515-1567.
- Cochrane, J.[2005], *Asset Pricing, Revised Edition*, Princeton University Press.
- Daniel, K., and S. Titman[1997], "Evidence on the Characteristics of Cross-Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance* 52(1), 1-33.
- Daniel, K., S. Titman and K. C. John Wei[2001], "Explaining the Cross-Section of Stock Returns in Japan: Factors or Characteristics," *Journal of Finance* 56(2), 743-766.
- Fama, E. F.[1996], "Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31(4), No. 4, 441-465.
- Fama, E. F. and K. R. French[1992], "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *Journal of Finance* 47(2), 427-465.
- 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.
- French, K. R. and J. M. Poterba[1991], "Were Japanese Stock Prices Too High?" *Journal of Financial Economics* 29, 337-63.
- Gibbons, M., S. Ross and J. Shanken[1989], "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio," *Econometrica* 57(5), 1121-1152.
- Grinblatt, M. and S. Titman[1987], "The Relation between Mean-Variance Efficiency and Arbitrage Pricing," *Journal of Business* 60(1), 97-112.

- Hansen, L. P.[1982], "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50(4), 1029-1054.
- Hansen, L. P. and R. Jagannathan[1997], "Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models," *Journal of Finance* 52(2), 557-590.
- Jagannathan, R., K. Kubota and H. Takehara[1998], "Relationship between Labor-Income Risk and Average Return: Empirical Evidence from the Japanese Stock Market," *Journal of Business* 71(3), 319-347.
- Jagannathan, R. and Z. Wang[1996], "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance* 51(1), 3-53.
- Kubota K. and H. Takehara[1996], "Cross-Section Risk and Return of Tokyo Stock Exchange Firms," in T. Boss and T. Fetherstone eds., *Advances in Pacific Basin Financial Markets*, Volume 2, JAI Press Inc., 273-306.
- Kubota K. and H. Takehara[2003], "Financial Sector Risk and the Stock Returns: Evidence from Tokyo Stock Exchange Firms," *Asia Pacific Financial Markets*, 10(1), 1-28.
- Lewellen, J.[1999], "The Time-Series Relations among Expected Return, Risk and Book-to Market," *Journal of Financial Economics* 54, 5-44.
- Lewellen, J., S. Nagal and J. Shanken[2006], "A Skeptical Appraisal of Asset-Pricing Tests," NBER Working Paper, No. 12360.
- Liew, J. and M. Vassalou[2000], "Can Book-to-Market, Size, and Momentum be Risk Factors That Predict Economic Growth?" *Journal of Financial Economics* 57, 221-245.
- Ross, S.[1976], "The Arbitrage Theory of Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* 13(3), 341-360.
- Sharpe, W.[1992], "Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement," *Journal of Portfolio Management* 18, 7-19.
- Shanken, J.[1992], "On the Estimation of Beta-Pricing Model," *Review of Financial Studies* 5(1), 1-33.
- Shanken, J. and G. Zhou, [2007], "Estimating and Testing Beta Pricing Models: Alternative Methods and Their Performance in Simulations," *Journal of Financial Economics* 84, 40-86.

執筆者による訂正、修正

No.22 (2007年9月号)

久保田敬一、竹原 均

「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」

本研究の計算の一部に誤りがありましたので、ここに訂正させていただきます。

(1) 表 6、「スタイルインデックスを使用して測定された擬似 HML ファクターの性質」において、Russel/Nomura 日本株インデックスの擬似 HML 系列の計算に誤りがありました。再計算の結果、Russel/Nomura 日本株インデックスのもとでの HML ファクターの平均(Mean)が 0.501%、標準偏差 (S.D.)が 2.708%となります。また Fama-French HML ファクターとのピアソン相関、スピアマン順位相関は、それぞれ 0.622, 0.533 まで上昇します。(論文掲載時は平均 0.570%, 標準偏差 5.843%, ピアソン相関 0.250、スピアマン順位相関 0.280 でした。)

(2) 本文内で東京証券取引所第一部・第二部上場企業としている部分で、東証マザーズ上場企業がサンプルに含まれておりました。ただし Fama-French ベンチマークは時価加重平均型株価指数であることから、Fama-French ファクター、および検証結果に与える影響は微少なものです。

上記の誤りについてご指摘いただいた、野村證券株式会社 金融工学研究センター 徳野明洋主任研究員、太田紘司研究員に感謝致します。また『現代ファイナンス』の読者の皆様にご迷惑をお掛けしたことを深くお詫び致します。

執筆者