

リンク関数としてロジット分布を考えたときのモデル

$$PD_i^Q(t+1) = N(\beta_0 + \beta_1 DD_i^Q(t) + \sigma \tilde{\epsilon}_i) \quad t=1,2,\dots$$

を推定した。

これは、森平(2009、第5章3節)に示した様に、PD期間構造そのものが不確実な変動を示すことを許容するようなモデルである。

表6の推定結果は、表5に示された結果と比較して、定性的な結論はほとんど変わり無いが、ランダム効果は有意であることが示されている。

表5. PD期間構造推定結果(ロジット回帰)

変数	変数名	モデル2	モデル10	モデル18
lns6	総資産売上高率	-1.2435113***	-1.3770936***	-1.3960946***
lns20	当座比率	-2.5194642***	-2.3274633***	-2.2945040***
lns22	負債比率	3.0537530***	3.2956484***	2.5901157***
lns39	棚卸資産回転期間(日)	0.1635233***	0.1616464***	0.1289658**
lns50	売上高規模	-0.2200670***	-0.2067147***	-0.1375822**
_lv9_2050	建設業	1.2914698***	1.3184240***	1.2032784***
_lv9_8050	不動産業	0.8150563***	0.7202882**	0.6014618**
lndd	デフォルト距離			-0.9224495***
w20	先行指数_9ヶ月ラグ		-0.0250894**	-0.0241933**
w33	長短金利差_3ヶ月ラグ		-0.6991393**	-0.7580342**
w52	日経平均収益率		-0.0160219***	-0.0135064***
Constant	定数項	-4.0432681***	-3.5831943***	-2.5920930***
Observations	観察値数	56918	56918	56918
r2_p	擬似決定係数	0.169	0.191	0.206
chi2	χ <sup>2</sup> 値	333.0	377.0	406.1
df_m	自由度	7	10	11
ll	対数尤度	-820.4	-798.4	-783.9
ll_0	定数項のみの対数尤度	-986.9	-986.9	-986.9
roc	ROC曲線	0.889	0.8992	0.9047
AR	AR値	0.778	0.7984	0.8094

注) \*\*\*は1パーセント、\*\*は5パーセント水準で有意。

表 6. PD 期間構造推定結果 (ロジット回帰、ランダム効果)

変数	変数名	モデル2	モデル10	モデル18
lns6	総資産売上高率	-1.3894684***	-1.6912941***	-1.5727869***
lns20	当座比率	-2.6461920***	-2.5254503***	-2.3569756***
lns22	負債比率	3.8406088***	4.4748946***	3.3172587***
lns39	棚卸資産回転期間 (日)	0.1831118***	0.1974143***	0.1470338**
lns50	売上高規模	-0.2504644***	-0.2434464***	-0.1624711**
_Iv9_2050	建設業	1.3533649***	1.4868955***	1.2911982***
_Iv9_8050	不動産業	0.8651700**	0.7906985**	0.6456100*
lndd	LN(デフォルトディスタンス)			-0.9599076***
w20	先行指数_m9		-0.0334180**	-0.0286813**
w33	長短金利差_m3		-0.9367259**	-0.8851865**
w52	日経平均収益率		-0.0152479***	-0.0132811***
Constant	定数項	-4.8298448***	-4.6633541***	-3.1828294***
Observations	number of observations	56918	56918	56918
Number of v1	number of groups	4352	4352	4352
chi2_c	chi-squared for comparison test	5.593	9.092	4.047
ll_c	log likelihood, comparison model	-820.4	-798.4	-783.9
n_quad	number of quadrature points	12	12	12
p	significance	0	0	0
chi2	chi-squared	150.8	134.1	166.4
ll	log likelihood	-817.6	-793.9	-781.9
rho	rho	0.345	0.476	0.328
sigma_u	panel-level standard deviation	1.316	1.728	1.269
roc		0.8915	0.9016	0.9065
AR		0.783	0.8032	0.813

注) \*\*\*は1パーセント、\*\*は5パーセント水準で有意。

### 3.4 信用リスク量の計測結果

#### 3.4.1. 信用 VaR の推定

2008年に決算期を迎えた上場企業を対象に、デフォルト時の貸付額 EAD を簿価の負債総額としたときの損失分布を描き、分布の平均値である予想損失 EL と、予想外損失 UL の計測、BIS-II 規制のもとで要求されている 99.9 パーセント信頼水準の VaR、それに TailVaR の計測をおこなった。計測にはモンテカルロ法を使用し、100 万回のシミュレーションをおこなっている。この場合、デフォルト時損害率 LGD を 45 パーセントとして計算をした。

図 1 は財務変数のみを説明変数としてモデル 2、図 2 はそれにマクロ経済変数を加えたモデル 10 によって推計されたデフォルト確率にもとづくリスク量の計測結果をしめしている。両者を比較すると、マクロ経済効果が考慮されることで右側に歪んだ、いわゆる Fat Tail の損失分布を描くことができる。この結果、予想外損失 UL は、4 兆 7 千 690 億円から 5 兆 5 千 240 億円へと大きく増加した。

図 2 は、財務、マクロ経済、デフォルト距離 DD を用いたモデル 18 によって推計されたデフォルト確率にもとづく損失分布の計算結果をしめしているが、予想損失 EL、予想外損

失ULともに、モデル2よりはおおきいものも、モデル10の結果よりも小さくなっている。これは、デフォルト距離が、同じ株式市場のデータから得られる日経平均株価収益率とは異なる情報を有することから生じた結果であり、マクロ経済変動から受ける個別企業の信用リスク度への影響の違いをより精巧に反映したものと考えられる。

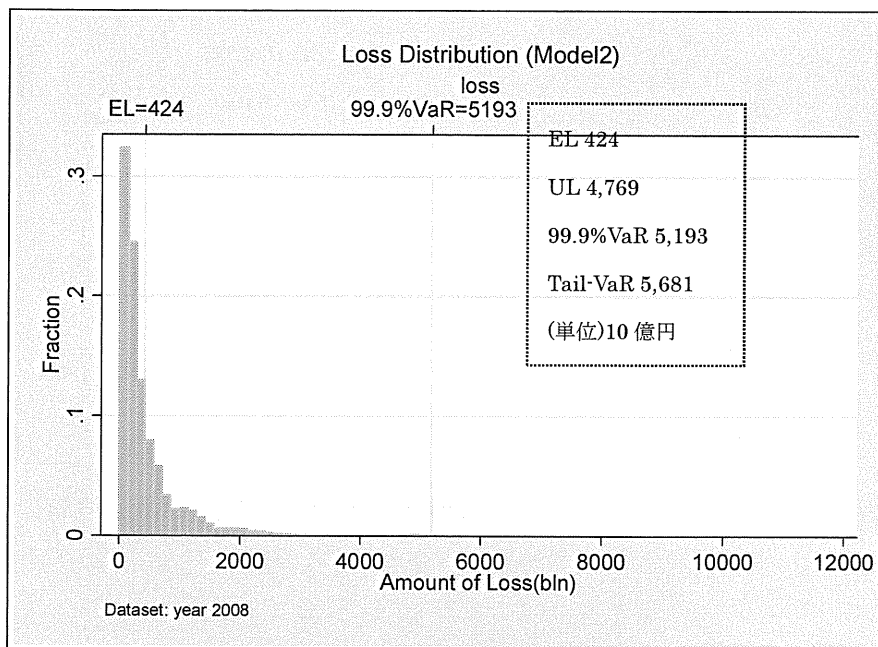


図 1. 信用リスク量(モデル 2) : 財務変数のみ

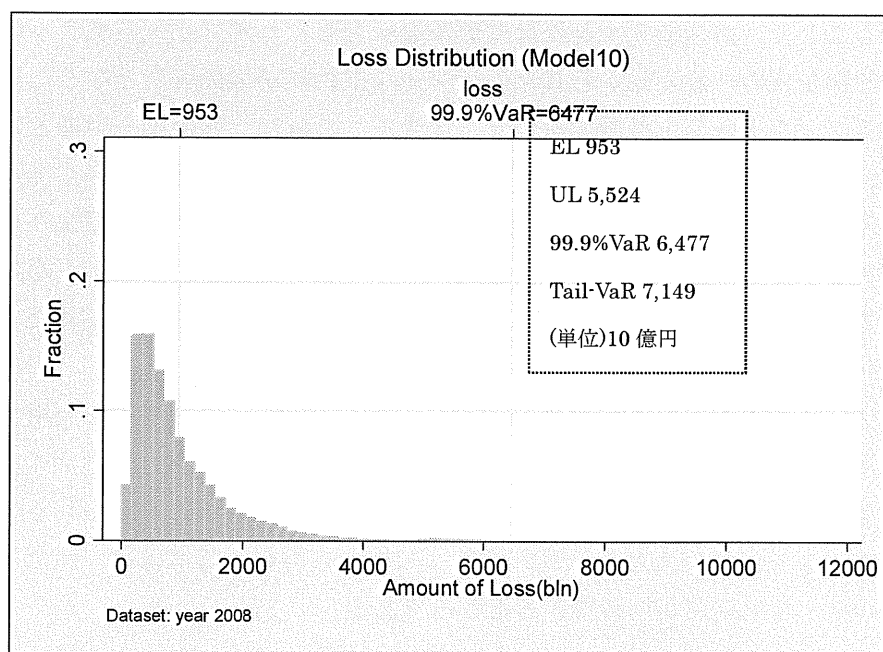


図 2. 信用リスク量(モデル 10) : モデル 2 にマクロ経済変数を追加したもの。

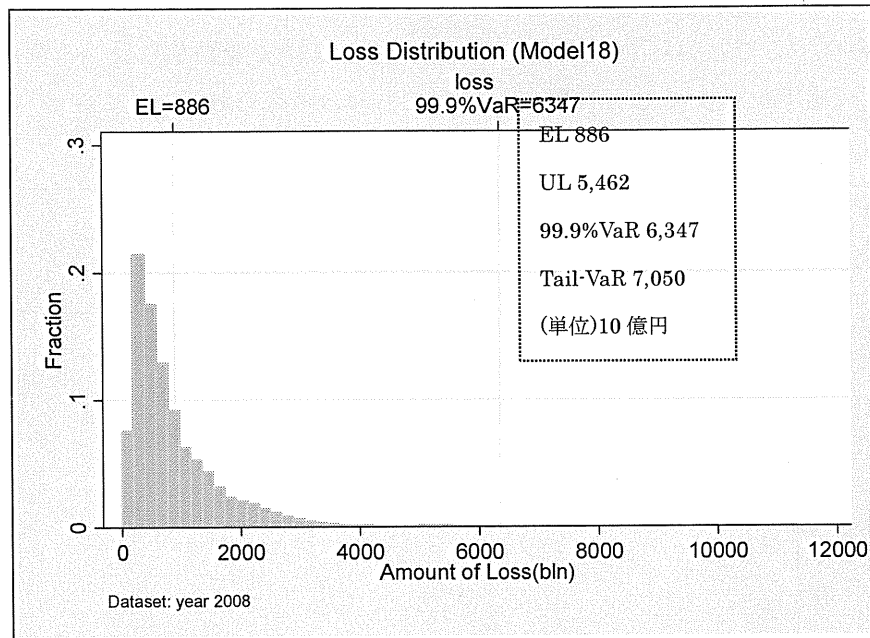


図 3. 信用リスク量の分布(モデル 18) : モデル 10 にデフォルト距離を追加したもの。

### 3.5 リスク管理での活用

#### 3.5.1. 資産運用「信用リスクのシグナルとして」

本稿では、統計アプローチによるデフォルト確率推計にあたり、デフォルト距離を説明変数に加えることで、構造モデルと統計モデルを統合したハイブリッドモデルの推定をこころみた。個別企業の株価変動から日々のデフォルト距離が推計可能となるため、日次単位で個社別デフォルト確率を推計することができる。これは、四半期、半期といった財務情報や月次、四半期、年次単位で公表されるマクロ経済変数の頻度を大きく上回るものであり、経済環境が短期間で激変する状況下では、足元の信用リスク度の高まりを把握する強力なツールとなる。もちろん、構造アプローチから推計されるデフォルト距離ないしはデフォルト確率でも日次のリスク情報を得ることはできるが、3.2.1 節で述べたとおり財務変数と組み合わせたハイブリッドモデルの方が予測力に優れている。

従って、デフォルト距離を、例えば、信用リスクを内包する金融商品を運用する際の投資判断に活用できると考えられる。これは、リスク量を抑制するリスク管理面のみならず、リスク対比でより効率的なポートフォリオの構築にも活用できると考えられる。リスク管理は自動車のブレーキに例えられるが、リスク分析から得られる情報は、新たな収益機会の獲得ツールとしても活用が期待できるところである。

### 3.5.2. ストレス・テスト

デフォルト確率の説明変数にデフォルト距離を採用していることから、株式市場のストレスシナリオを通じて、個社の信用リスク(デフォルト確率)に直接インパクトを与えることができる。これは、マクロ経済の関係性を考慮したシナリオ構築では、有益な方法の一つと考えられる。例えば、マクロ経済情勢や金融市場に不透明感が増した場合には、株価ボラティリティが上昇すると考えられるが、こうした現象をシナリオに取り込み、シナリオに沿って株価ボラティリティを上昇させることで、ストレスのかかったデフォルト距離を得ることができる。他にも、個別企業の成長性を起点にストレスシナリオを構築する場合、すなわち企業業績の見通しを起点にする場合には、デフォルト距離の計測時に期待資産成長率を外生的に与え、資産価値と資産ボラティリティの 2 変数について同時推計することによって、ストレスのかかったデフォルト距離を得ることができる。

また、デフォルト確率が不確実に変動することを利用して、ストレスシナリオを考えることができる。例えば、長期均衡シナリオでマクロ経済変数にストレスを掛けることによりデフォルト確率の水準を調整した後、さらに短期的なデフォルト確率の不確実な振る舞いについて個別別にインパクトを与えることができる。

### 3.5.2. 個別企業の不確実な異質性と信用リスク量

デフォルト距離のみでは、個別企業の不確実な異質性がみられなかった。しかし森平・岡崎(2009b)でも述べているとおり、財務変数などの複数説明変数を採用した場合に、個別企業には不確実な異質性が存在することを指摘できる。従って、プロビット回帰、ロジット回帰でモデル化する場合には、こうした個体間の異質性を制御した上で回帰分析を行い、また、リスク管理においてもデフォルト確率そのものが不確実な振る舞いをみせる可能性があることを認識することが望ましい。

図 4 は、モデル 18 にランダム効果を考慮した推計デフォルト確率によるリスク量の計測結果をしめしている。ただし、リスク量の計測にあたり、定数項に影響を与えるランダム効果はすべての企業でゼロとしている。つまり、個別企業の不確実な異質性が顕現化していない状況を想定しリスク量の計測をおこなっている。こうした想定の下では、リスク量は、図 3 でしめすランダム効果を考慮しないモデル 18 よりも小さくなっている。リスク量が小さくなった原因を探ると、表 5 と表 6 でしめす回帰係数を比較するとランダム効果の有無によって、個々の説明変数で符号条件は変わらないものの、回帰係数の大きさが変化していることがわかる。特に、ランダム効果を考慮した定数項は、マイナス方向に値が大きくなることでデフォルト確率の水準を押し下げている。こうした結果は、個別企業の本質的な信用リスクが、本来はそれほど大きくないことを示唆している。

一方、図 5 では、定数項に影響を与えるランダム効果があるものとしてリスク量の計測結果をしめしているが、通常のロジット回帰であるモデル 18 の信用リスク量を上回っている。こうした結果は、個別企業の異質性が顕現化することによって、リスク量が大きく増

加する、すなわち損失額が大きく増大することを示唆している。テールリスクをしめす Tail-VaR がより増大することにも注目すべきであろう。

なお、ランダム効果がある場合のリスク量の計測方法は、一般的に用いられるモンテカルロ法を基本に、デフォルト確率の定数項部分にも乱数を与え、パスごとに異なるデフォルト確率を発生させて計測をおこなっている。従って、ランダム効果があるとした場合には、図 6 でしめすとおり  $EL(=デフォルト確率 \times 負債額 \times LGD(45 \text{ パーセント}))$  が確率的に変動する。この場合、EL 分布の平均値を、「UL 計算上の EL」としている。また、個体間の異質性が顕現化しないという強い仮定の下、ランダム効果をゼロとした場合の  $EL(PD \times 負債額 \times LGD(45 \text{ パーセント}))$  を、「UL 計算上の EL」とみなす案も考えることができるが、実体として、個別企業の異質性が顕現化しない状態を想定することは難しい。

以上を踏まえると、まず一つ目として、ランダム効果を考慮していない推計モデルでは、デフォルト確率の水準そのものが過剰(過小)推計となっている可能性を指摘できる。定数項だけでなく、個々の説明変数にかかる回帰係数の大きさも変化することから、個体間の異質性を考慮することで、モデルパフォーマンス改善とリスク量計測の精巧化が期待できる。二つ目として、デフォルト確率そのものが不確実な振る舞いをみせるという前提の下、例えば、ある企業を対象に確率的にデフォルト確率を変動させることで、個社レベルでの信用リスク度(デフォルト確率)の上昇見通し、またポートフォリオに与える影響をリスク量の変化などを通じて把握することが可能となる。二つ目は、ストレス・テストにおいて、ストレスシナリオの構築とインパクトの大きさを見積もるのに活用できると考えられるが、詳細は後述する。三つ目としては、デフォルト距離を日々推計することで、市場リスク量と同じく、信用リスク量についても日次計測が可能となり、よりタイムリーなリスク管理が可能となる。

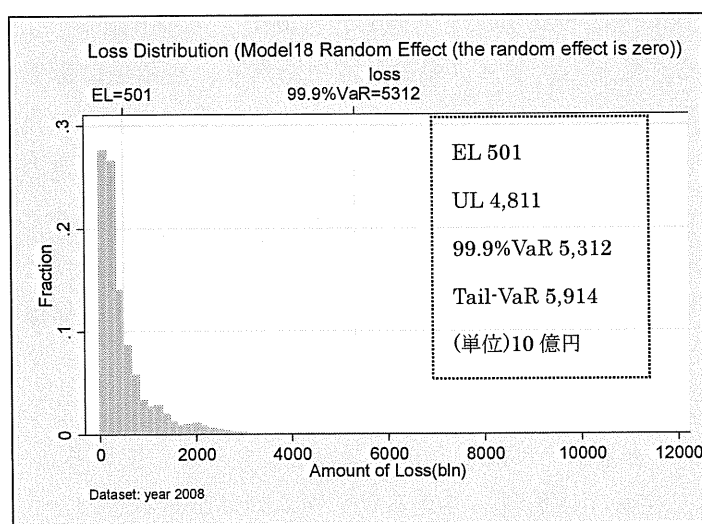


図 4. 信用リスク量の分布：モデル 18(ランダム効果を考慮)、ランダム効果をゼロとして信用リスク量を計測したもの。

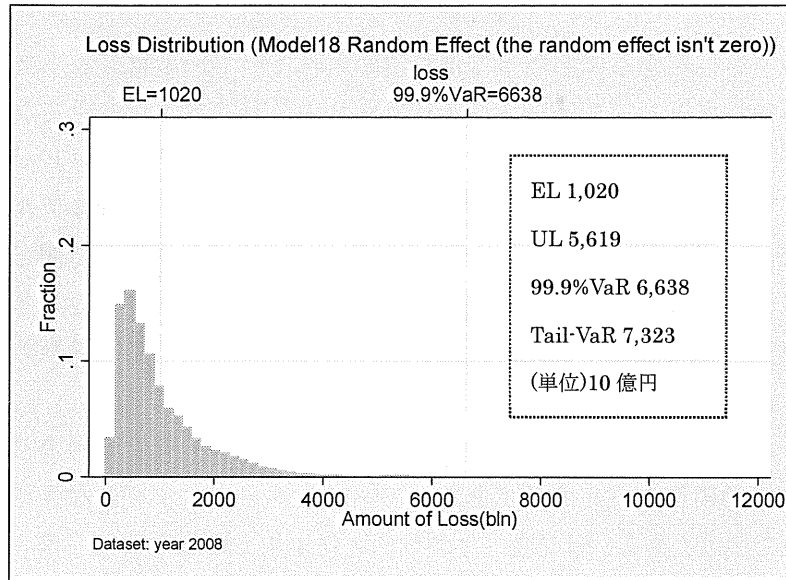


図 5. 信用リスク量の分布：モデル 18(ランダム効果を考慮), ランダム効果をありとして推計したもの。

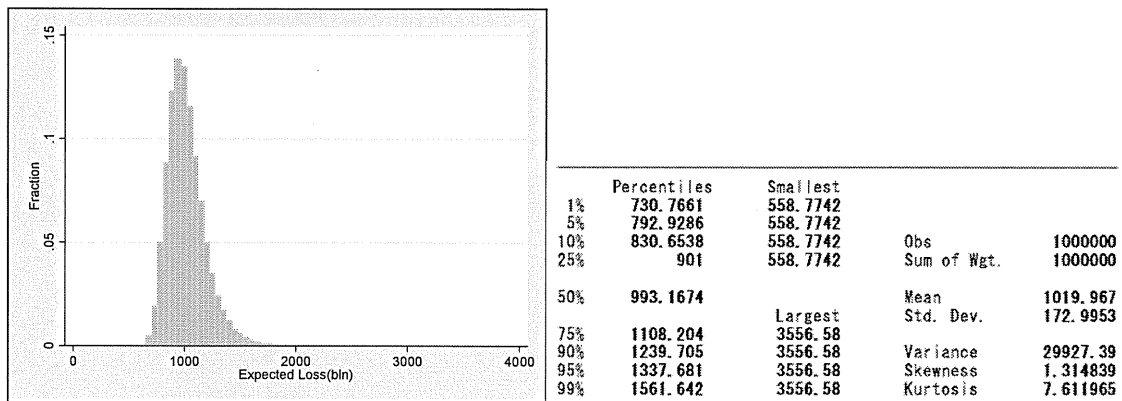


図 6. 信用リスクの量の分布(モデル 18)：ランダム効果を考慮した EL の分布。

## おわりに

デフォルト確率を推定するにあたってよく用いられているロジットあるいはプロビット回帰は、単なるキャリブレーションを行うための統計的アプローチでなく、構造アプローチの一つとみなせることをしめし、それ故、デフォルト距離をプロビットあるいはロジット回帰のリスクファクターと考えることより、構造モデルと統計モデルを統合したハイブリッドモデルの推定をこころみた。その上で、デフォルト距離を時間と共に変化するリスクファクターと考えたときの、デフォルト確率の「期間構造」の推定結果をしめした。デフォルト距離は、符号条件を満たした有意な変数であり、定数項と係数の大きさの経済的な意味を論じた。

また、デフォルト距離は、個別企業の財務変数とマクロ経済変数を考慮した後も、デフォルト確率の期間構造を推定するにあたって符号条件を満たす有意な変数であることがわかった。このことは、第 2.1 節で述べたようにデフォルト距離が個別企業の株価から推定された情報であるにもかかわらず、マクロの株価指数である「日経平均株価指数収益率」をリスクファクターと異なる情報を含んでいることが示唆されている。

さらに、個体間の異質性を考えた場合には、デフォルト距離のみでは、不確実な異質性(ランダム効果)が統計的有意とならないことをしめした。説明変数の違いによる信用リスク量の大きさをしめし、個体間の異質性を考慮した場合のリスク量もしめした。

最後に、リスク管理の実務での活用について、資産運用におけるインジケータとなること、ストレス・テストにおけるシナリオ構築およびインパクトを考えられること、さらにデフォルト確率が不確実であることを前提としたリスク管理が考えられることを論じた。

## 参考文献

Agarwal, Vineet and Richard Taffler (2008). "Comparing the Performance of Market-Based and Accounting-Based Bankruptcy Prediction Models," *Journal of Banking and Finance*, 32 (8), 1541-1551.

Arora, Navneet, Jeffrey R Bohn, Fanlin Zhu (2005) "Reduced form vs. Structural Models of Credit Risk: A Case Study of Three Models," *Journal of Investment Management*, 3 (4), 43-67.

Bandyopadhyay, Arindam (2007). "Mapping Corporate Drift Towards Default: Part 1: A Market-Based Approach," *Journal of Risk Finance*, 8 (1), 35-45.

Bandyopadhyay, Arindam (2007). "Mapping Corporate Drift Towards Default: Part 2: A Hybrid Credit-Scoring Model," *Journal of Risk Finance*, 8 (1), 46-55.



Bhattacharjee, Arnab, Chris Higson, Sean Holly, and Paul Kattuman (2004), "Business Failure in UK and US Quoted Firms: Impact of Macroeconomic Instability and the Role of Legal Institutions," *Cambridge Working Papers in Economics*, 0420, Faculty of Economics, University of Cambridge.

Bharath, Sreedhar T. and Tyler Shumway (2008). "Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model," *Review of Financial Studies*, 21 (3), 1339-1369.

Bonfim, Diana (2009), "Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics," *Journal of Banking and Finance*, 33 (2), 281-299.

Carling, Kenneth, Tor Jacobson Jesper Lindé Kasper Roszbach (2007) "Corporate Credit Risk Modeling and the Macroeconomy," *Journal of Banking and Finance*, 31 (3), 845-868.

Castro Christian E (2008), "Estimating a financial Distress Rating System for Spanish Firms with a Simple Hazard Model," *Working Paper*.

Chen Cho-Jieh and Harry Panjer (2003), "Unifying Discrete Structural Models and Reduced-form Models in Credit Risk Using a Jump-diffusion Process," *Insurance, Mathematics and Economics*, 33 (2), 357-380

Chan-Lau, Jorge, Arnaud Jobert, and Janet Kong (2004), "An Option-Based Approach to Bank Vulnerabilities in Emerging markets," *IMF Working Paper*, WR/04/33.

Das, Sanjiv R., Darrell Duffie, Nikunj Kapadia and Leandro Saita (2007), "Common Failings: How Corporate Defaults Are Correlated," *Journal of Finance*, 62 (1), 93-117.

Duffie, Darrell, Andreas Eckner, Guillaume Horel and Leandro Saita (2009). "Frailty Correlated Default," *Journal of Finance*, 64(5), 2089-2123.

Duffie, Darrell, Leandro Saita and Ke Wang (2007). "Multi-Period Corporate Default Prediction with Stochastic Covariates," *Journal of Financial Economics*, 83(3), 635-665.

Gerber, Hans U. and Elias S. W. Shiu (1996). "Actuarial Bridges to Dynamic Hedging and Option Pricing," *Insurance: Mathematics and Economics*, 18(3), 183-218

Karmann, A., Maltritz, D. (2000), "Sovereign Risk, Reserves and Implicit Default Probabilities: An Option Based Spread Analysis", in: Karmann, A. (ed.), *Financial Structure and Stability*, Physica, Heidelberg, New York, 232-244.

Karmann, A., Maltritz, D. (2004). "Assessment of Sovereign Risk for South America: A Structural Approach", in Frenkel M. Karmann, A., Scholtens, B. (ed.), *Sovereign Risk and Financial Crises*, Springer, Berlin, Heidelberg, New York, 51-74.

Keller, Christian, Peter Kunzel, and Marcos Souto(2007), "Measuring Sovereign Risk in Turkey: An Application of the Contingent Claims Approach," *IMF Working Paper*, WP/07/233, Monetary and Capital Markets Department.

Kealhofer, Stephen (1993), "Portfolio Management of Default Risk," *working paper* of KMV Corporation.

- Kealhofer, Stephen (1995), "Managing of Default Risk in Portfolio of Derivatives," in Chapter 4 of *Derivative Credit Risk*, Risk Publications, 49-63.
- Merton, Robert C.(1974) "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29 (2), 449-470.
- Li, Ming-Yuan Leon and Peter Miu. (2010) "A Hybrid Bankruptcy Prediction Model With Dynamic Loadings On Accounting-Ratio-Based and Market-Based Information: A Binary Quantile Regression Approach," *Journal of Empirical Finance*, 17 (4), 818-833.
- Lin, William and David Sun (2009). "Are Credit Spreads Too Low or Too High? A Hybrid Barrier Option Approach for Financial Distress," *Journal of Futures Markets*, 29 (12), 1161-1189.
- Shumway, Tyler (2001), "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model," *Journal of Business*, 74 (1), 101-124.
- Zheng, H. (2006), "Efficient Hybrid Methods for Portfolio Credit Derivatives," *Quantitative Finance*, 6 (4), 349-357.
- 黒子貴史, 神山直樹(2000)「倒産確率推定モデルの精度比較検証」, 『証券アナリストジャーナル』, 38 (4), 76-90.
- 小林秀二 (2006), 「オプションアプローチによる受動的 REIT からのインプライド情報の抽出」, 刈屋・藤田編『不動産金融工学の展開』, 東洋経済新報社.
- 森平爽一郎(2009a), 『信用リスクモデリング：測定と管理』, 朝倉書店.
- 森平爽一郎, 岡崎貫治(2009b), 「マクロ経済変数を考慮したデフォルト確率の期間構造推定」, 日本ファイナンス学会第 17 回大会予稿集.
- 森平爽一郎 (1997), 「倒産確率推定のオプションアプローチ」, 『証券アナリストジャーナル』, 35 (10), 2-9.
- 森平爽一郎(2000a), 「リスクの測定と管理(3): オプションモデルによる倒産確率推定:基礎」, 『証券アナリストジャーナル』, 38 (1), 85-100.
- 森平爽一郎(2000b), 「リスクの測定と管理(4): オプションモデルによる倒産確率推定: 拡張と応用」 『証券アナリストジャーナル』, 38 (3), 85-100.
- 森平爽一郎, 斉藤啓幸(2001)「銀行の債務超過確率：オプション・アプローチによる」, 森平爽一郎編著『ファイナンシャル・リスク・マネジメント』, 朝倉書店.

# アクティブ・ファンドの運用パフォーマンス持続性の検証

竹原 均

## 摘要

事後的なパフォーマンス測定結果に基づいて、マネージャー構造を決定する場合、マネージャー・スキルが将来において持続的であることが仮定されている。しかし、日本株アクティブ・ファンドのパフォーマンス測定方法、および持続性に関しては、これまで十分な実証分析が行われていない。本研究では、パフォーマンス持続性を評価基準とした場合に、ファンド・マネージャーの運用スキルをどのように測定すべきかについて分析を行う。

まずパフォーマンス評価の基準としては、対ベンチマークトラッキングエラー平均値、CAPMの下で測定されたジェンセン・アルファ、Fama and French (1993)の3ファクターモデルの下で測定されたジェンセン・アルファ、そして Carhart (1997)の4ファクターモデルの下でのジェンセン・アルファの4種類を設定する。これらの異なる評価尺度の下で、過去  $J$  年間の実現リターンを使用してパフォーマンスを測定し、同時にパフォーマンス評価後  $K$  年のリターンを使用して評価を行う。このような  $(J,K)$ 期間評価手法において、評価時点と評価後のパフォーマンス持続性を、事前、事後でのアルファ間の相関係数と評価分位の推移行列を使用して検証する。

オープン型株式投資信託リターンを使用した実証分析の結果、以下の2点をパフォーマンス評価上の重要な知見として得た。第1に幾何平均リターン、あるいはCAPMに基づくパフォーマンス評価では、相場局面の転換点において、事前と事後の評価順位が非常に強い負の相関を持ち、通常時に観察される持続性は、ポートフォリオ・スタイルの持続性とマネージャー・スキルの持続性を誤認識していることが明らかとなった。この点ではスタイル要因を明示的にモデル内で考慮した Fama-French 3ファクターモデル、あるいは Carhart 4ファクターモデルをパフォーマンス評価に使用すべきである。第2に、少なくとも3年程度の過去実現リターンを使用してパフォーマンス評価を行うことが望ましいこと、さらに評価後同じく3年程度の期間でのパフォーマンスを再評価すべきであることが明らかとなった。

## 1. アクティブ・アルファの持続性

運用パフォーマンス評価は、投資スタイル、リスク許容量等の、運用条件に関するクライアントとファンド・マネージャー間での事前合意事項が遵守されたかの確認作業であり、適切な評価モデルを使用した、可能な限り正確なマネージャー・スキルの測定が、クライアントとマネージャーの双方にとって重要である。

しかしながら実務界において頻繁に使用される単純な実現リターン平均、あるいは時価加重平均型株価指数をベンチマークとした対ベンチマーク超過リターン平均では、ファンド・マネージャーのスキルは測定不可能であるとされている。例えば、対TOPIXで相対的に高いリターンを獲得していたとしても、それはマネージャーがスキルを有することを証明したことにはならない。パフォーマンス評価におけるスキルとは、リスク調整後リターンであることが必要条件である。実現リターン平均は一切のリスク調整が行われておらず、対ベンチマーク超過リターンは、ベータによるマーケットリスクの調整が行われていないという点で、パフォーマンス評価指標に求められる「リスク調整後」という基本的な条件を満たしていない。

それではCAPM (Capital Asset Pricing Model)を前提としたジェンセン・アルファは適切な評価指標とみなせるのか。Fama and French (1992)を初めとする実証分析の蓄積により、アセットプライシングモデルとしてのCAPMは、その極めて低いクロスセクショナル・バリエーション説明力を主たる理由として、実証的には既に否定されたモデルと言って良い。したがって仮にCAPMを前提としてジェンセン・アルファを測定したとしても、それは対ベンチマーク超過リターンと同様に、マネージャー・スキルの正確な測定とはみなせないであろう。このため現在のアカデミックにおける事実上のベンチマークとなるプライシングモデルは、Fama and French (1993)で提案された投資スタイル (Value/Growth, Large/Small)を考慮した3ファクターモデル、あるいはFama and French (1993)の3ファクターに、マネージャーの採用するモメンタム/コントラリアン戦略の評価ファクターを付加したCarhart (1997)による4ファクターモデルとなっている。これらのマルチファクターモデルについても問題は指摘されているし、ポートフォリオ構成比率に関する情報が利用可能である場合には、Daniel, Grinblatt, Titman and Wermers (1997)によるcharacteristic-based benchmark法など、より先端的な手法も提案されている。しかしマネージャー・スキルの評価を主張する場合には、それが次善策としても、Fama and French (1993)、あるいはCarhart (1997)のモデルを使用すべきであろう。

パフォーマンス評価に関して見落とされがちなもう一つの重要な問題は、事前と事後のパフォーマンスの関係である。事後的な評価結果に基づいて、マネージャー構造を最適化する場合には、直近でのマネージャー・スキルが、将来にわたっても持続することを仮定せざるを得ない。たとえばCohen, Coval and Pastor (2005)は、過去の一定期間に優れた成果を残したマネージャーが保有する個別銘柄を多く保有しているという意

味でのファンド属性の類似性指標を用いて、トラックレコードが存在しない新規設定ファンド、新規採用候補マネージャーのスキルを評価することを試みている。しかしながら、もしリスク調整後リターンとして測定された銘柄選択能力に持続性がないとすれば、Cohen, Coval and Pastor (2005)により提案された手法について、その正当性の根拠は失われることになる。

本研究では、上述のパフォーマンス評価において常に意識せざるを得ない2つの本質的問題、すなわち評価の前提となるアセットプライシングモデル設定と、マネージャー・スキルの持続性について、国内オープン型株式投資信託の実現リターンデータを使用した分析を試みる。論文は以下のように構成される。まず次節では、パフォーマンス評価のためのアセットプライシングモデルについて概説する。続く3節では、オープン株式投資信託に関するパフォーマンス評価結果について報告し、4節ではスキルの持続性の程度を確認する。5節では、本来はパフォーマンス評価尺度としては使用すべきでない、幾何平均リターン、CAPMの下でのジェンセン・アルファがもたらす「偽の持続性」が引き起こす問題について具体例を提示する。最後に6節では結論を述べるとともに、パフォーマンス評価の実務におけるインプリケーションについて議論する。

## 2. ベンチマークとなるプライシングモデル

前節でも議論したように、マネージャー・スキルはリスク調整後リターンにより計測されなければならない。このためには、まず何らかのアセットプライシングモデルをベンチマークモデルとして想定し、そのモデルの下でリスクファクターに対するプレミアムとして説明可能な部分としてのノーマルリターンを定義する。そしてトータルリターンからノーマルリターンを控除することにより、アブノーマルリターンとしてのリスク調整後リターンが求められる。

リスク調整を行うためのアセットプライシングモデルの代表例であり、かつ最も構造がシンプルなのが無条件CAPM(unconditional version of CAPM)である。今  $r_{p,t}$  を評価対象ポートフォリオの第  $t$  期における超過リターン、 $r_{B,t}$  をベンチマークポートフォリオの第  $t$  期超過リターンとすれば、このときのリスク調整後リターンとは、以下の回帰モデルにおける切片項  $\alpha_p$  として与えられる。

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p r_{B,t} + \varepsilon_{p,t}. \quad (1)$$

無条件CAPM(1)におけるリスク調整は、ベータによるマーケットリスクのみによる調整に過ぎない。したがって Cochrane(1999)が議論したようなマルチファクターモデルを前提とする資本市場を考える場合には、リスク調整が不十分なものとなる。特に先進国の資本市場に共通して観察される代表的アノマリーとして知られる、小型株効果とバリュー株効果がモデルにおいて考慮されていないことは、前述のモデルの説明力不

足とあいまって、CAPM の下でのジェンセン・アルファを評価に用いる場合の明確な欠点となる。

小型株効果、バリュー株効果に対応する擬似リスクファクターを CAPM に付加することにより、プライシングモデルの説明力の向上と、より精緻なリスク調整を目指したのが、Fama and French (1993)で提案された3ファクターモデルである。同モデルは以下の(2)式に示されるように、規模効果に関連する SMB ファクター、バリュー株効果に関連する HML ファクターが CAPM (1)に追加される。<sup>1</sup>

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p r_{B,t} + \gamma_p SMB_t + \delta_p HML_t + \varepsilon_{p,t}. \quad (2)$$

Fama and French 3 ファクターモデルは、同モデルが提案されて以降、急速に研究が進み、アセットプライシングの研究者の間では、CAPM に代わる事実上の標準モデルとなった。一般的には、SMB ベータはビジネスサイクルに対する感応度、HML ベータは financial distress の度合いを示す変数であるとの説明がなされており、Fama-French 3 ファクターモデル(2)の下でのジェンセン・アルファは、マーケットリスクの調整に加えて、Large/Small, Value/Growth というポートフォリオ・スタイル要因までを調整したマネージャー・スキルの測定となっている。

Fama-French 3 ファクターモデルに、さらにモメンタムリスクファクターを追加して4ファクターモデルへと拡張を行ったのが Carhart (1997)である。Carhart (1997)は米国市場におけるミューチュアルファンドのパフォーマンス持続性を計測する際に、マネージャーが採用するモメンタム/コントラリアン戦略の存在を考慮すべきであると考えた。過去の個別銘柄の価格推移へのマネージャーの反応を分析するために、過去1年間にもっとも値上がりした銘柄(winner)から構成されるポートフォリオと、逆にもっとも値下がりした銘柄のポートフォリオ(loser)のリターンズプレッドとして、PR1YR 変数を計測し、これを Fama-French 3 ファクターモデル(2)に追加することにより、以下の4ファクターモデル(3)を提案した。

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p r_{B,t} + \gamma_p SMB_t + \delta_p HML_t + \lambda_p PR1YR_t + \varepsilon_{p,t}. \quad (3)$$

現在ではモデル(3)での PR1YR 変数に代わって、Kenneth French が定義する UMD (Upward-Minus-Downward)ファクターを使用することが一般化しており、本研究でも以下のモデル(4)を使用することとする。

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p r_{B,t} + \gamma_p SMB_t + \delta_p HML_t + \lambda_p UMD_t + \varepsilon_{p,t}. \quad (4)$$

ここで UMD ファクターは、Fama-French 6 ベンチマークと同様に、企業時価総額と(直近1ヶ月を除外した)過去1年間累積リターンを基準として構築された6ポートフォリオか

<sup>1</sup> 日本市場における SMB ファクター、HML ファクターの計算方法と Fama-French 3 ファクターモデルの振る舞いに関しては久保田・竹原 (2007) を参照されたい。

ら計算される。ただし UMD に関しては、ポートフォリオの構築作業が年に 1 回ではなく毎月再計算されるのが、SMB, HML ファクターを計測する場合との大きな違いである。また米国市場と違い、日本市場については 1 年のモメンタム効果が明確ではないことから、本研究では過去 3 年実現リターンを使用して UMD ファクターを計算した。<sup>2</sup>

本研究では 2000 年 1 月～2010 年 12 月でのファンドリターンをもとに実証分析を実施するので、まず使用した Fama-French 3 ファクター、UMD ファクターの平均、標準偏差、相関係数行列を表 1 に、累積リターンの時系列推移を図 1 に示す。

この分析期間は、いわゆる「IT バブル」の崩壊後であり、2000 年夏以降に一転してバリュー株相場へと転換したため、全期間ではバリュー株がグロース株よりも高いリターンを記録している。このことは表 1 において HML ファクターが月次 0.957% と非常に高い値となっていることから再確認できる。一方、大型株と小型株では、SMB ファクター平均は月次 0.278% と正の値を取っている。しかし図 1 から明らかなように、株式市場全体と規模効果には明確な循環が存在しており、両者の循環は必ずしも一致していない。最後に過去 3 年の実現データに基づいて計算された UMD ファクターに関しては、HML ファクターと同様に明確なサイクルは存在しない。全期間での UMD 平均リターンが -1.264% となっていることから、モメンタム戦略ではなくコントラリアン戦略が有効であったと言える。

次にファクター間の相関関係についてであるが、Fama-French 3 ファクターのように、すべての変数がロング・ショートポートフォリオ(正確にはゼロ・コストポートフォリオ)となっている場合には、ファクター間の相関は非常に低くコントロールされる。表 1 において、Fama-French 3 ファクターモデル間の相関は、最大でも絶対値で 0.102 の水準にとどまる。UMD との関係でも UMD と HML が -0.431 と比較的強い相関を持つものの、これは多重共線性を危惧すべき水準にはない。この点で、Fama-French 3 ファクターモデル、あるいは Carhart 4 ファクターモデルに基づいて、ジェンセン・アルファの推定を行う場合には、多重共線性の発生を心配する必要はなく、ある程度のサンプル数が回帰分析において確保できれば良いものと判断される。

### 3. オープン株式投資信託のパフォーマンス評価結果

ここではオープン株式投資信託の実現リターンを使用して、前節で議論した複数のパフォーマンス評価尺度を具体的に計測し、計測された尺度の相互関係について分析を行う。

本研究ではモーニングスター社の提供する運用分析システム'Morningstar Direct'を使用してデータを取得しており、日本円建てのオープン株式投資信託で、かつ同社の定

<sup>2</sup> 過去 1 年～5 年の実現リターンに基づく UMD ファクターの構築、および同ファクターと Fama-French ファクターとの関連については、Kubota and Takehara (2010) を参照せよ。

義で'Japan Equity'に分類される 857 ファンドを分析対象とした。表 2 に分析対象としたファンド数の期間内での推移を示す。また回帰分析によりパフォーマンス評価を行う場合、過去のある程度の期間のデータが観察されていない場合、その正確な評価は難しい。このため全期間内で 36 ヶ月以上実現リターンが計測可能であることを、個別のファンドについて評価尺度を計算する上での前提条件としており、この条件を満たすのは 857 ファンド中 708 ファンドであった。表 2 では各年末での純資産総額(単位 10 億円)、および 1 ファンド当たりの平均純資産額も提示している。表 2 より純資産総額は 2006 年末時点で 10 兆円を超えているものの、株式市場の低迷等を原因として 2010 年末には 5 兆円を割り込むところまで減少している。またファンドの規模についても、かつては 100 億円を超えていたものの 2010 年末では 70 億円弱と近年において小型化する傾向が見て取れる。竹原(2011)は株式投資信託における規模の不経済に関して議論しており、その中でインフォメーション・レシオ上位 25%に入る比較的パフォーマンスの良好なファンドについて、純資産額が 200 億円を超えるものはごく少数であることを明らかにしている。しかしファンドの規模からすれば、ここでの分析対象ファンドの多くは、そうした潜在的なキャパシティー上限には達していないと考えられる。

さて、それでは評価モデルの設定は、パフォーマンス評価の結果にどのような影響をもたらすのだろうか。ここでは対ベンチマークトラッキングエラー平均、そして CAPM, Fama-French 3 ファクターモデル, Carhart 4 ファクターモデルに基づいて計測されたジェンセン・アルファについて、その傾向を分析しよう。

最初にパフォーマンス評価値の相互関係を散布図(図 2)に示す。図 2 から明らかのように、トラッキングエラー平均とベータによりマーケットリスクのみを調整する CAPM 間では差が非常に小さい。また Fama-French 3 ファクターモデルと、Carhart 4 ファクターモデルでは、その評価結果は直線の上のごく狭い領域にサンプルが存在しており、両者の類似性は極めて高い。したがって、Fama-French 3 ファクターモデルのもとで高いアルファを獲得しているマネージャーは、Carhart 4 ファクターモデルの下でも高いアルファを獲得しており、いずれのモデルを適用してもマネージャーの評価順位に大きな差は無いものと予想される。

次に表 3 にパフォーマンス評価値の分布を、続く表 4 に相関係数行列を示す。表 3 が示すように、アルファの分布はメディアンをゼロ付近として、それほど大きく変化するわけではない。したがってどの評価尺度を用いても、マネージャーの能力には十分なばらつきがあることがわかる。一方で、相関関係に注目した場合、CAPM と Fama-French モデルとの間のピアソン相関は 0.675、スピアマン相関が 0.674、CAPM と Carhart モデルとのピアソン相関が 0.562、スピアマン相関が 0.508 と比較的緩やかな相関しか観察されていない。スピアマン順位相関係数ではさらに相関が弱まり、その範囲は 0.540~0.611 である。このことは、パフォーマンス評価において、スタイル要因を明示的に考慮するか、考慮しないかによって、マネージャーの評価ランク、そしてその結果を用いて決定



されたマネージャー構造が大きく異なるものになる可能性を示唆している。

#### 4. アクティブ・アルファの持続性

本節では、本研究の中心となる検証課題であるアクティブ・アルファの持続性について分析を進める。前節において我々が得た結果は、スタイル要因の調整の有無により、パフォーマンス評価結果、ならびにマネージャー順位が大きく異なる可能性を示唆した。しかしながら採用するパフォーマンス評価尺度が固定されたとしても、それによりすべての問題が解決するわけではない。より重要なのはアルファの持続性の問題である。

どのようなパフォーマンス評価であれ、実現されたファンドリターンと、それに加えて過去の断面でのポートフォリオ構成比率という事後的な情報を使用して実施される。したがって結果として得られた評価を使用した投資家の意思決定は、過去において達成された優れたパフォーマンス(すなわち正のアクティブ・アルファ)が、将来においても再現されることを暗黙裡に仮定せざるを得ない。

それではアクティブ・アルファには、実際にどの程度の持続性があるのか。この問題はファイナンスにおいてこれまでも長く研究の対象とされてきた。米国市場に関しては、古くは Sharpe(1966), Jensen(1968)など、比較的最近でも Grinblatt and Titman(1992), Brown and Goetzmann (1995), Elton and Gruber (1996)等の実証研究の蓄積がなされているものの、持続性の検証結果は 'survivorship bias' の影響を大きく受けることが知られており、持続性の有無とその程度については長くディベートの対象となっている。先行研究では、統計的に有意な持続性が存在するとする結果の報告が比較的多いが、ただし運用コスト、運用報酬、資産規模等の諸要素を考慮した場合に、経済的にも有意な規模のアルファが存在するかについては懐疑的な意見が多い。

本研究では、市場の過剰反応や逆張り戦略の有効性を検証した Jagadeesh and Titman (1993)での、( $J, K$ )ストラテジーと呼ばれる手法を用いて、アクティブ・アルファの持続性を検証する。ここで  $J$  はアクティブ・アルファの測定に使用した期間数(単位は年)を、 $K$  は過去に測定されたアルファの持続性を再確認するために使用する期間数である。つまり、過去のどの程度のサンプルを使用してアクティブ・アルファの測定を行うと、それがどのくらい先の将来まで持続するのかを確認することを目的としているのである。以降では、パフォーマンス評価以前にトラックレコードを使用して計測されたアルファを評価前アルファ、パフォーマンス評価後の一定期間に計測されるアルファを評価後アルファと呼ぶことにする。

オープン投資信託のリターンの観測期間は、2000年1月～2010年12月の132ヶ月に限定されているため、ここでは、 $J=1, 2, 3$ 年として評価前アルファを、同じく  $K=1, 2, 3$ 年として、評価後ベータを計測する。また、アルファの測定方法については、前節で検証したトラックレコードエラー、CAPM、Fama-French 3ファクターモデル、Carhart 4ファクターモデルの4種

類とする。したがって、 $J$ が3種類、 $K$ が3種類、測定方法が4種類となり、合計  $36(=3 \times 3 \times 4)$  種類の状況について、アルファの持続性を検証することとなる。

アクティブ・アルファの持続性の検証するためには、推移確率行列を用いる。評価は毎年の12月末日に行うものとする。まず評価前アルファ、評価後アルファを、20%ずつの5集団に分割する。評価前アルファの高い上位20%をグループB1、第2グループ(20~40パーセント内)をB2として、以降20%ずつグループB3、B4、そして評価前アルファがもっとも下位の20%をグループB5とする。同様に評価後アルファに関しても、最上位20%のマネージャーの属するグループA1から、最下位20%の属するA5までを定義する。B1~B5、A1~A5の(2次元)度数分布を計算することにより、重複のない評価前、評価後のサンプル期間での推移確率を計算する。以上の作業を毎年繰り返し、推移確率行列の平均値を計算する。

もしアクティブ・アルファに高い持続性が存在するならば、評価前アルファが上位20%(B1)に属するマネージャーは、評価後にはA1に多く残留するはずである。したがって、推移確率行列を計算し、行列の対角要素の値が1に近ければ、マネージャー・スキルの持続性は高いと判断される。このような手法は、持続性を感覚的に把握できるという利点を持ち、類似の方法が実務界でも持続性の評価指標として導入されている。

図表5~8に、4種類の評価手法のもとでの推移確率行列を示す。それぞれの表においては、 $J=1, 2, 3, K=1, 2, 3$ の場合の結果が示されており、組み合わせで9種類の状況での推移確率行列が比較可能である。推移確率行列の( $B_n, A_m$ )要素の値は、評価前アルファがグループ $B_n$ に属していたファンドが、評価後アルファにおいて $A_m$ グループに属している確率(単位パーセント)を示している。我々がここで特に注目すべきは( $B1, A1$ )要素である。この要素は、過去 $J$ 年間に最上位20%に属していた優れたファンドが、その後の $K$ 年間においても、継続して優れた投資パフォーマンスを残せるかを直接示す数値である。マネージャー構造が正当性を持った投資意思決定の結果となっているかは、この数値の高低に依存する。

まず期間内でのトラッキングエラー平均を評価尺度として使用した表5から分析を始めよう。パフォーマンス評価の目的がマネージャー選択であるとすれば、(1,1)要素の水準が問題となるが、これは( $J=1, K=3$ )と( $J=3, K=1$ )の場合に、それぞれ35.24%、34.52%と比較的高い値をとっているものの、全体としては、(1,1)要素にそれほど高い値は記録されない。また問題なのは、( $J=3, K=2$ )、( $J=3, K=3$ )において(1,5)要素が30%以上であること、つまり過去3年間にアルファ最上位20%に属していたファンドの30%以上が、評価後にアルファ最下位20%に移動している点である。つまり持続性とはまったく逆に、パフォーマンスの反転がここで観察されたことになる。このような現象が観察される理由は、対ベンチマーク超過リターンの持続性とマネージャー・スキルの持続性の区別がなされていないことにある。図1で確認したように、分析期間(2000~2010年)で実現リターンが上位となるポートフォリオ・スタイルは数回にわたり推移しており、トラッキングエラーでは、そのようなスタイルの反転が推移確率行列に織り込まれてしまうのである。

次に表6にCAPMを評価モデルとして用いた場合の結果を示す。表5のトラッキング

エラーを使用した場合と、表6のCAPMを使用した場合の大きな違いは、マーケットリスクに対する感応度(ベータ)による調整が行われているかどうかである。ヒストリカルベータを用いたリスク調整が行われたことにより、推移確率行列から見て取れる持続性はトラッキングエラーの場合と若干ではあるが改善はされている。ここでの(1,1)要素は、( $J=3, K=2$ ), ( $J=3, K=3$ )を例外として常に30%を超えている。( $J=3, K=3$ )では(1,5)要素が33.25%をと高い水準にあり、トラッキングエラーの場合と同様に、一部にはパフォーマンスの反転が見て取れる。以上の表5, および6から、スタイル要因を調整したアルファの測定を行わない場合には、パフォーマンスの反転が起きた場合に、深刻な問題が引き起こされる可能性が否定できない。

それではスタイル要因の調整を行う他の2つの評価方法では、どのような変化が見られるだろうか。表7にFama-French 3ファクターモデルのもとでジェンセン・アルファを測定した場合の推移確率行列を示す。結果は、トラッキングエラー、CAPMの場合と大きく異なるものである。全般的な傾向として、推移行列の対角要素の値が大きく、その分だけ対角要素から大きく離れた位置にある要素が低い値を取っている。( $J=1, K=1$ )のような短期間でパフォーマンスを評価した場合は別として、全体として穏やかではあるものの明確なパフォーマンスの持続傾向が見て取れる。また( $J=3, K=2$ ), ( $J=3, K=3$ )の(1,5)要素が25%強の水準となるものの、 $J=2$ では(1,5)要素は20%以下に収まっており、トラッキングエラーやCAPMの場合と同等程度のパフォーマンスの反転は観察されない。

表8に、Carhart 4ファクターモデルでの状況を示すが、Fama-French3ファクターモデルとCarhart 4ファクターモデルによる評価は、多くのケースにおいて類似性が高い。 $J=2$ , あるいは $J=3$ であれば、推移行列の対角要素は非対角要素と比較して相対的に高く、 $J=2$ の場合には(1,5)要素はすべて20%以下となっている。

本節の結果を総合すると、持続性という評価基準に重きを置いた場合には、Carhart 4ファクターモデル、あるいはFama-French 3ファクターモデルのもとのジェンセン・アルファを測定することが望ましく、さらに今回の分析期間においては、過去2年のトラックレコードを使用した場合に、パフォーマンスの反転の観察される確率が抑えられることが明らかとなった。

## 5. 株式市場の状態変化とパフォーマンス評価

推移確率行列を用いた分析は、特定投資スタイルのリターンの持続性と、マネージャー・スキルの持続性とは異なるものであることを明らかとした。マネージャー・スキルの測定には、Fama-French 3ファクターモデル、あるいはCarhart 4ファクターモデルを用いるべきであり、かつ2年程度のトラックレコードが必要とされた。逆に言えば、スキルではなく、絶対リターンの持続性が問題で、かつ投資家がスタイルローテーション戦略までも許容できるのであれば、むしろトラッキングエラーやCAPMに基づくジェンセン・アルファを使

用した方が有効であるかもしれない。その意味では、特定スタイルへのティルト戦略を許容するかどうか、パフォーマンス評価が単年度で行われるのか、長期間において継続的、段階的に評価されるのかによって、用いるべき評価尺度は異なると考えられる。

私見としては、機関投資家、特に年金投資家は、その資産規模と受託者責任の観点から、ベンチマークとは異なるポートフォリオ(たとえば年金向けカスタムベンチマーク)を長期保有することは容認されても、投資スタイルの動的変更は行うべきではないと考える。そもそも市場インパクトまでを含めた総運用コストを考慮した場合には、スタイルの動的変更そのものが困難なはずである。仮に動的なスタイル変更戦略の採用が不可能であるとする場合に、トラッキングエラー、あるいはCAPMに基づくジェンセン・アルファによりマネージャーを評価したならば、最悪の場合にどのような状況に直面するのであろうか。本節ではこの問題に対して、具体例を示すことにより意思決定者の注意を喚起したい。

図3は、2005年12月末の段階で、CAPMに基づく( $J=2, K=2$ )戦略を適用した場合の評価前アルファ(Past Performance, 横軸)と評価後アルファ(Future Performance, 縦軸)の関係を図示したものである。見て明らかなように、評価前アルファと評価後アルファにはピアソン相関で $-0.54$ 、スピアマン相関で $-0.36$ という強い負の相関が存在する。これは評価前アルファの計測期間である2004年1月~2005年12月が小型バリュース株相場であったのに対して、評価後アルファの測定期間ではHMLファクターがゼロ付近で推移し、同時に大型株が高いリターンを記録しているためである。評価時のアルファが高かったファンドはほぼ例外なく評価後はアルファが負となっており、CAPMをベンチマークモデルとしていた場合に、マネージャー構造最適化に失敗したことは明らかである。

それではFama-French 3ファクターモデルを使用していれば、上述の状況を回避できたであろうか? 図4がFama-French 3ファクターモデルを採用し、図3と同じく( $J=2, K=2$ )戦略を適用した場合だが、この場合にはモデルによりスタイル要因の調整がなされたことにより、CAPMの場合のような負の相関は見られず、評価前アルファと評価後アルファのピアソン相関係数は $0.47$ 、スピアマン相関は $0.39$ と正の値を取っている。

上記のようなアクティブ・アルファの反転によるパフォーマンスの悪化を回避するためには、従来のトラッキングエラーやCAPMではなく、Fama-French 3ファクターモデルやCarhart 4ファクターを使用すべきであろう。

## 6. 結論、および将来の研究課題

本研究ではオープン株式投資信託国内型のデータを使用して、わが国の株式アクティブ運用の持続性について検証を行った。分析の結果から、Carhart 4ファクターモデル、あるいはFama-French 3ファクターモデルを使用して、実現リターンからポートフォリオ・スタイル要因により説明可能な部分を分離することにより、マネージャーの個別銘柄選択能力としてのスキルをある程度正確に測定することが可能であることが明らかとなった。そし