

わが国の株式投資信託の Flow-Performance 関係：序説

山 本 健
米 澤 康 博
花 村 泰 廣

要 旨

本論文ではモーニングスターの運用成果データをもとに、投資家はどのように投信を需要しているのか、成果の良い投信は売れているのか、これらを一般に「Flow-Performance（純増－運用成果）関係」と呼び、この関係がわが国のアクティブ国内株式オープン型投信市場において如何に成り立っているかを実証的に明らかにすることを目的とする。もちろん「成果が良い投信の純増は大きい」が仮説であるが、特段、厳密な意味での仮説検証の作業はとらず、帰納法的な分析を行うことにする。

これまで投信は「成果が良いと売られる」との通説があったが、われわれの推計結果を見る限り、このような事実は見受けられない。要するに平均レンド的には見受けられたとしても細かくクロスセクションで見る限り、成果が良かったファンドの残高は限界的に増加しているのである。言い方を変えれば成果が良かったファンドほど減少のスピードは低いのである。この意味ではファンド・マネジャーをしてその運用努力のインセンティブを失わしめるような最悪の状況にはないと言える。

しかしこの事実は逆に Chevalier and Ellison [1997] が問題にしたような必要以上にリスクをとってリターンを高く見せかける agency 問題をおこす余地があることを示しており、問題なしとはしない。この点は残された重要な問題であるが稿を改めて論じたいと思う。

目 次

- | | |
|---------------------------------|-----------------------------------|
| I. はしがき | IV. Flow-Performance 関係の推計結果とその解釈 |
| II. Flow-Performance 推定式とデータセット | 1. 推計結果 |
| 1. 問題の所在 | 2. 結果の解釈 |
| 2. Flow-Performance 推定式 | V. おわりに |
| 3. データセット | 参考文献 |
| III. 記述統計量 | |

I. はじめに

わが国の株式投資信託（以下、単に「投信」と略称）は金融ビッグバンを経て、大きく改革され、その販売に関してもそれまでの排他的な系列関係から銀行の参入に伴って極めて競争的に行われるようになった（蠟山 [1999] 参照）。また運用の成果も評価機関が参入したこともあって改善されたことが期待される。とは言え、その運用成果は投資家にとって必ずしも有効な情報になっているとは限らず、要は「選択肢は劇的に増えたもののどの投信を購入したらよいかわからない」状況にある可能性もある。しかもこの選択の過程で販売する証券会社等から必ずしも適当でない勧誘もありうるのである。また、これまで「投資家は購入した投信が適度に成果をあげるとそれをもち続けるのではなく売却してしまう」の議論も散見する。しかし、成果が良かった投信が良く売れないと多くの問題が生じ得るのである。簡単に言えば投資信託委託会社が残高から一定率の運用報酬を得ている限り、この関係がなければそもそも運用努力を行うインセンティブは生じえず、そこには agency 問題の余地がでてくるからである。

これらの認識の下、本論文ではモーニングスターの運用成果データをもとに、投資家はどのように投信を需要しているのか、成果の良い投信は売れているのか、これらを一般に「Flow-Performance（純増－運用成果）関係」と呼び、この関係がわが国のアクティブ国内株式オープン型投信市場において如何に成り立っているかを実証的に明らかにすることを目的とする。もちろん「成果が良い投信の純増は大きい」が仮説であるが、特段、厳密な意味での仮

説検証の作業はとらず、帰納法的な分析を行うことにする。

実はこのような Flow-Performance 分析は米国の Patel, Zeckhauser, and Hendricks [1990], Ippolito [1992], Sirri and Tufano [1993], Chevalier and Ellison [1995], Goetzmann and Peles [1997], Chevalier and Ellison [1997] 等によって、またわが国でも丸 [1997] によってもこの関係の基礎的な分析が試みられている。特に、Chevalier and Ellison [1997] では、実証結果をもとに、ファンド・マネジャーは「必要以上に high risk-high return を狙う」と言った興味深い agency 問題が生じ得る余地があることを指摘している。ただし本論文ではそのような agency 問題までは分析の対象とはせず、専ら Flow-Performance 関係を明らかにすることを目的とする。序説としたのはこの理由からである。まずこの関係が明らかになればそもそも運用努力を行うインセンティブは生じえず、投信市場そのものが成り立たない可能性が高いからである。

以下、第Ⅱ章では分析に用いるデータセットに関して説明する。第Ⅲ章ではデータセットの記述統計量を説明し、わが国の投信をデータから概観する。第Ⅳ章では、前半にそのデータをもとに Flow-Performance 関係回帰分析を行い、後半に結果の評価を米国のそれと比較しながら行う。最後に簡単なまとめを行う。

Ⅱ. Flow-Performance 推定式とデータセット

1. 問題の所在

かつて、日本の株式投資信託は、運用成績の

優れたものから順に解約されていくといわれていた。投資家が合理的であれば、成績優秀なファンドほど、多くの資金が集められてしかるべきところだが、現実には逆の現象が恒常的に見られてきた。説明するまでもなくその理由は、顧客の投資判断に重大な影響力を及ぼしてきた証券会社の利潤体系が、上場株式だけでなく、投資信託や公社債に至るまで、売買取引を仲介することによって、その都度一定率で発生するよう決められていたからに他ならない。このことは、儲かるたびに解約、新しい商品への乗換えが勧められ、リスク許容度に応じたリターンの最大化という投資家の目的が二の次にされた、プリンシパル・エイジェント問題の典型例である。

バブル崩壊とともに、投資家と証券会社間の利害衝突が、弱者である投資家にとって、より厳しい結果をもたらすようになって、手数料率は法律によって固定されていたために、これをインセンティブ・スキームとみなし、柔軟に調整することによって、コンフリクトの緩和や解消が図ろうとするメカニズムも働かなかった。加えて、銀行、保険会社、あるいは外資系金融機関に代表される、外部からの競争を厳しく排除してきた免許制によって、オープン型株式投信のマーケットにおける競争優位の決定要因は、価格でもなければ、運用実績でもなく、販売力や顧客開拓力といった、もっぱら販売証券会社のマーケティング・パワーに依存するといわれてきた。

その当時のわが国の投信マーケットにおける主要なリサーチ・クエスションは、なぜわが国の株式投信は、常にマーケットをアンダーパフォームするのか¹⁾、さらに投資家は運用成績が悪いのに²⁾、なぜ株式投信を買い続けるのか

という点だった。金融ビッグバンの施行によって、手数料の自由化と銀行やディスカウント・ブローカーの新規参入によって競争原理が導入され、さらに法制度面における国際標準化が図られた結果、わが国の資産運用ビジネスにおける、もっぱら供給サイドに存在していた特殊性は一掃された。

需要サイドにおける重要な変化は、インターネットの発達によって、それまでは売買意思決定の判断に際して、供給側が提供する情報に強く依存せざるを得なかったのが、中立かつ客観的な立場から発信された投資関連情報を十分に活用できるようになった点である。さらに証券会社が独占してきた供給チャンネルも、銀行の店頭やインターネット、コール・センター経由による購入も可能になったことで、対面販売によるきめ細かな対応を期待するならば証券会社を、自らのコストと責任のもとで集めた情報をよりどころに行動したいならば新しいチャンネルをと、選択の幅は大きく広がった。これまでの投信マーケットでは、供給サイドの販売力だけに注目が集められてきたが、プル型マーケティングによって販売される割合が高まるにしい、消費者がどういう情報に反応し、どのような購買行動を示すのかを知ることの重要性は増したといえる。

いうまでもなく、投資家が合理的である限り、それぞれのリスク許容度のもとで、リターンが最大化されるよう、銘柄を選択し、売買の判断をするものだ。金融ビッグバンに伴う一連の投信改革が行われ、はや5年が経ち、国内株式型だけでも1,000銘柄を上回るオープン投信が販売されるようになるに至ったが、こういった銘柄が投資家によって選ばれているのだろうか。少なくとも、依然として運用能力に劣るも

のが選ばれ続けていることはないはずだ。個別の投信に関する取得可能な情報は大きく増えたが、中でもインターネット・サイトや雑誌等に見られる、過去の運用実績に関するデータは、容易に相対比較ができるようフォーマットの共通化が図られ、また視覚に訴える多彩なグラフが用意されるなど、とりわけ充実したものとなった。

2. Flow-Performance 推定式

投資家は銘柄選択を行うにあたり、もっとも運用能力に優れた投信会社を見つけるために、過去の運用実績に関する情報を利用するのが合理的である。観察不可能な、ファンド・マネジャーの真の運用能力を知るために、投資家は定性的な要因も含めて、あらゆる情報を利用し、投信会社も積極的に情報公開に努めているが、中でも、投資家がかもっとも敏感な反応を示すのが、過去の運用実績であることが、数多くの先行研究から知られている。ファンドへの資金流入 *Flow* を従属変数として、これを運用実績であるファンドのリターン *R* に回帰させるモデルを、特に Flow-Performance Relationship と呼び、投資家はどのくらい過去の運用実績に依拠して購買の意思決定を行ったのかを推定するのに、盛んに利用されてきた。

ここで、本稿で用いた推定式を詳細に説明しよう。最終的に利用したモデルを関数形で書き表すと、

$$\begin{aligned} Flow_{i,t+1} = & \sum_k \gamma_k age_k \times R_{i,t} + \sum_k \delta_k age_k \\ & + \alpha_1 R_{i,t-1} + \alpha_2 R_{i,t+1} + \alpha_3 IndustryGrowth_{i,t+1} \\ & + \alpha_4 \ln(Assets_i) + \varepsilon \end{aligned}$$

となる。最も知りたい関係は $Flow_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \varepsilon$ における β_1 の符号と大きさに他ならない。しかしながら、注意しなければならない

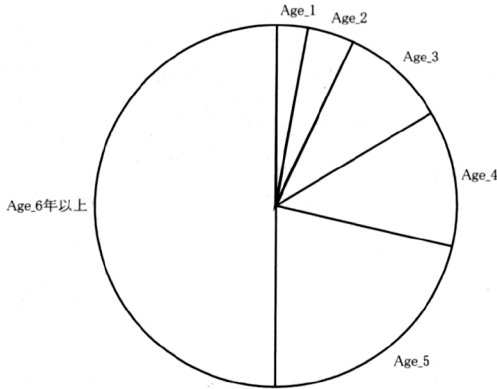
のが、この Flow-Performance 関係は、取引されているオープン型投信全般に一律ではない点である。具体的にいえば、ファンドが設定されてから経過した年数 *age* が異なれば、投資家の運用実績に対する感度も異なるということだ。つまり、設定されてから10年以上経ったファンドを保有している、あるいはそのファンドの購入を検討している潜在的な層も含めた投資家の平均的な需要関数は、昨年、あるいは一昨年募集設定されたファンドのそれとは、異なる弾力性を持っているということである。

3. データセット

設定来経過年数が異なるからといって、運用対象となっている証券に大きな違いがない限り、ファンドの所有者にとってのリターンに大きな相違が生まれようはずがない。

図表1は、本研究で用いたオープン型株式投信³⁾222本の5年分、つまり1,110本のプールド・クロスセクション・データを設定来経過年数別で見た分布状況を示したものである。この中には設定されてから経過した年数が1年以内の銘柄31本から、20年以上経過したファンド26本までが含まれており⁴⁾、平均値は8.6年、中央値は7年となっている。これはあくまで、ファンドの“本数ベース”の分布状況を示したもののだが、先に指摘したような、投信の販売会社による、販売手数料を目当てとした過当勧誘は、一連の投信改革によって排除されているならば、“金額ベース”の分布状況も似たような形状になっているはずだ。しかしながら、現実には図表2のように、本数ベースで過半数を占めていた6年以上経過したファンドに投資された金額は35%に過ぎない。反面、本数では3%に過ぎなかった1年ものは、金額では9%を、3

図表1 オープン型株式投信の経過年数別本数

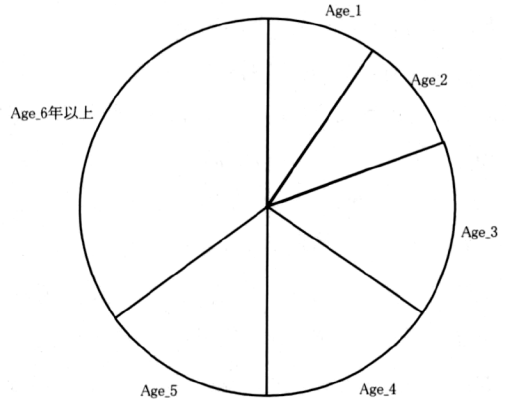


年ものを見ると、本数では10%だったものが、金額では15%をそれぞれ占めており、設定来経過年数の少ないファンドに資金が集中していることが確認された。

繰り返すが、株式投信の供給側に競争を制限する法制度等は払拭されて、しかも十分な時間も経っている。たとえばノーロード型と呼ばれる、販売時に手数料を要求しない販売形態も登場し、十分に認知されている実情などを考えてみても、販売会社が主導して、利益の出たファンドから解約を促し、次々と新規設定されるファンドへの乗換えが勧められるといった、投資家に不合理な購買行動を強いているといった可能性はないといえよう。供給サイドが資金を若いファンドの方に誘導する、積極的な誘因を持たないならば、需要側である投資家の購買行動上の特性の中に、古いファンドよりも新しいファンドを選好する何らかの要因があると考えるのが自然であろう。

ファンドの設定来経過年数によって、投資家の弾力性は異なるという仮説を線形モデルの中で検証すると同時に、それぞれ異なる弾力性を推定するために、すべてのサンプルをこの年数によって分割し、それぞれにカテゴリー・ダミー変数を定義することとした。各ファンドの

図表2 オープン型株式投信の経過年数別残高



金額ベースでの分布状況から、その重要性を考慮して、2年から5年までのファンドに対しては1年刻みで定義し、6年から9年経過したものを1グループに、さらに10年を超えるものを一括して1グループとおき、計7つのカテゴリーを考えることとした。つまり、投資家には7つのタイプが存在し、 t 年のリターンに対して、それぞれ異なった購買行動を $t+1$ に示すという関係を推定するために、推定式の右辺第1項と第2項を考えた。第1項はカテゴリー・ダミーとリターンとの交差項 $age_k \times R_{i,t}$ であり、7種類の異なる弾力性が推定結果として、後に示される。第2項はカテゴリー・ダミー変数 age_k のみの項で、7グループそれぞれに異なる定数項の係数が示される。

第1項でダミー変数と交差されるリターンにはマーケット・リターン調整済みの、いわゆる超過リターンを用いることとして、ファンドの年初来リターンから TOPIX の年次リターンを差し引いた、

$$R_{i,t} = r_{i,t} - rm_t$$

と定義した (ただし $R_{i,t}$ はファンド i の t 年における超過リターン、 $r_{i,t}$ はファンド i の t 年におけるリターン、 rm_t は TOPIX の t 年におけるリターン)。この超過リターンを説明変数

として用いる際に注意しなければならないのが、 t 年のリターンはその前年、あるいは翌年のそれと何らかの強い相関を持っており、さらにそれらは従属変数に対しても系統的な影響を及ぼすだろうという点である。したがって、 $R_{i,t-1}$ および $R_{i,t+1}$ による影響をコントロールするために、それぞれを独立変数に加えた。

超過リターンおよび従属変数の双方に影響を及ぼす要因として、株式投信マーケット全体の成長率に対する弾力性、ならびにファンドの金額ベースで見た絶対的な規模の2変数についてもコントロールすることとした。前者は個別ファンドの純資産成長率と、株式投信全銘柄の純資産合計額の成長率との比をとった。

$$\begin{aligned} \text{IndustryGrowth}_{t+1} &= \frac{\frac{\Delta TNA_{i,t+1}}{TNA_{i,t}}}{\frac{\Delta \sum TNA_{i,t+1}}{\sum TNA_{i,t+1}}} \\ &= \frac{\Delta TNA_{i,t+1}}{TNA_{i,t}} \cdot \frac{\sum TNA_{i,t}}{\Delta \sum TNA_{i,t+1}} \end{aligned}$$

この係数 $\alpha_3 = 1$ ならば、そのファンドは業界の成長率並みの成長を示したということになり、 $\alpha_3 < 1$ ならば、業界成長率を下回る成長率（減少率）を示し、 $\alpha_3 > 1$ ならば、業界成長率を上回るペースで成長（減少）したという意味になる。 $\alpha_3 < 0$ の場合、業界全体では残高が増加したのに、個別には減少していた（あるいは、業界全体の残高は減少したが、個別には増加していた）というように、双方の符号が一致していないという意味になる。規模に関していえることは、直観的に大きいものほどリターンに対する成長率の反応が鈍くなるかも知れないし、逆に大きいものほど敏感かも知れない⁵⁾。規模効果を示す変数 $\ln(\text{Asset}_t)$ は t 年におけるファンド純資産の絶対額に自然対数をとったもので、この変数のパラメータが $\alpha_4 =$

0 ならば、特に規模に関する効果はなく、 $\alpha_4 > 0$ ならば、大型株ほどリターンに対して敏感で、 $\alpha_4 < 0$ ならば規模が小さくなるにつれ、敏感になることが示される。

従属変数であるファンドへのキャッシュインフローは Sirri and Tufano [1998] にしたが

$$\text{Flow}_{i,t+1} = \frac{TNA_{i,t+1} - (1 + r_{i,t}) \times TNA_{i,t}}{TNA_{i,t}}$$

と定義した（ただし TNA はファンドの純資産額）。分子の第2項カッコ内の $r_{i,t}$ はファンドの値上がり率を示しており、したがって $\text{Flow}_{i,t+1}$ は純資産の成長率から値上がり率を控除した、ファンドへのキャッシュインの成長率ということになる。つまり、ファンド i が $t+1$ 年にどれだけ投資家によって買付けられたか（解約されたか）といった、購買行動の変化率という意味である。

この回帰分析に用いられるデータセットは、モーニングスター社によって提供された1999年初から2003年末までの全期間にわたり、取引されたオープン・エンド型の株式投信の中から、投資信託協会（以降、投信協と略す）の大分類で“国内株式型”，さらに中分類で“一般型”，“大型株型”，“中小型株型”，“店頭株型”，ならびに“業種選択型”に分類されるもの222本に関する、年次リターン、各年末時点での純資産額をもとに作成された。また、インターネット・サイト“Yahoo! Finance”上から超過リターンを計算するための TOPIX のリターンを、個別ファンドの初期設定年月日、および株式投信全体の純資産額の時系列データを投信協ホームページから取得した。推定式の説明ですでに述べたが、 $t+1$ 年のフローを t 年のリターンに回帰させ、 $t-1$ 年のリターンをコントロール

する必要上、たとえば $R_{i,1999}$ はコントロール変数の $R_{i,1998}$ のデータがないため、 $R_{i,2003}$ はそれによって説明される $Flow_{i,2004}$ のデータがないため、いずれも捨てられる。この結果、222銘柄3年分の、合計666本のプールド・クロスセクション・データを用いることとする。

どういった銘柄が分析の対象となっているかを理解するために、次節で説明する、推定式に用いられる変数以外のデータに注目してみよう。はじめに純資産の絶対額を見ると、最大が5,411億200万円⁶⁾、最小は1,500万⁷⁾で、平均値は130億800万円、中央値は23億1,600万円という分布になっている。Chevalier and Ellison [1997] は純資産額が1,000万ドルを下回るファンドを、成長率のばらつきが大きくなるからという理由で、サンプルの対象外としている。似たような水準で、たとえば10億円以下のファンドを切り捨ててしまうと、利用可能なサンプル数は666から396まで減少してしまう。それよりも深刻なのは、切り捨てられるファンドの大半が、金融ビッグバンによって新規参入を果たした、独立系、銀行系、外資系の投信会社が設定運用したものだという点である。強力な販売部門を持つ証券会社を通じて販売されるファンドもあれば、銀行、ネット証券会社、コール・センターなど、受身の販売体制しか持たないチャネルを経由する、いわゆる公開販売用ファンドもある。ファンドあたりの純資産は後者の方が総じて少額であり、だからといって、組織的な営業活動が行われなければ、増加（減少）率も、排除を検討しなければならないほどノイジーなものにはなり得ない。こうした観点から、純資産が極端に少ないからといって、サンプルから排除することをせずに、利用可能な222本すべてを分析の対象としている。

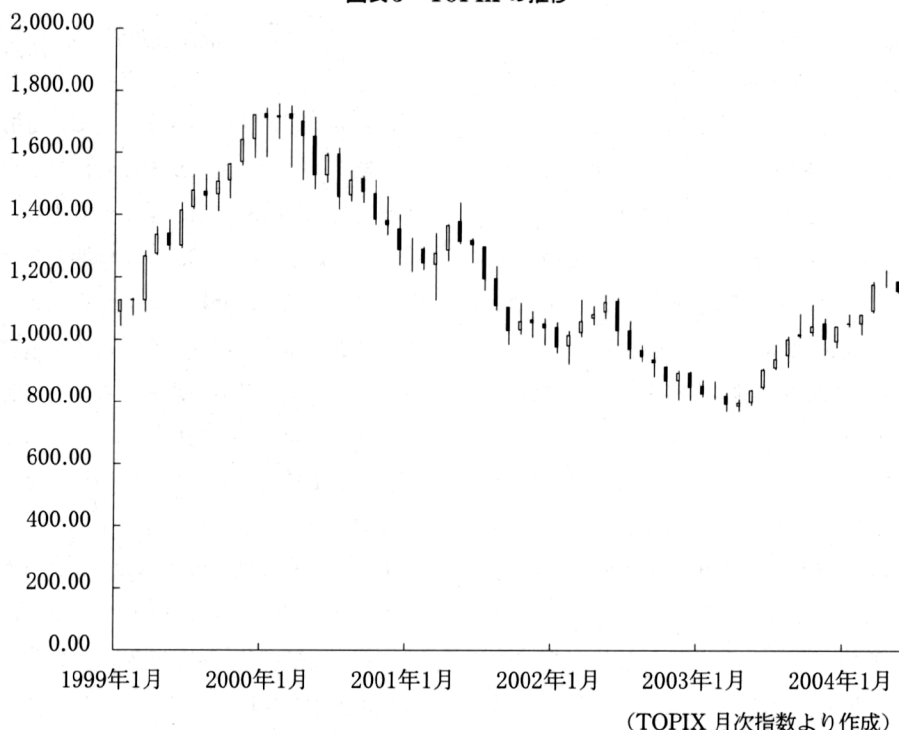
Ⅲ. 記述統計量

各変数の記述統計量を示す前に、分析に先立ち、把握しておく必要がある変数が2つある。1つ目は TOPIX 指数の時系列である。図表3に示されたように、1999年1年間のリターンは58%にまで及ぶ、極端に高い値を示していた。そして2000年2月に高値をつけてからの約3年間は、ほぼ下げる一方だったといって過言ではない。このように、分析期間として考えた5年間は、歴史的に変動の激しい5年間だったという事実を理解しなければならない。

もうひとつは株式投信全体の残高の推移だ。バブル崩壊の年である1990年には35兆円にも上った、株式投信の純資産残高は1997年の9兆9,000億円でボトム・アウトするまで、一貫して減少していった。その後は回復に転じ、2003年末時点では20兆円の大台を超えるにまで至った（図表4の実線のグラフ、ならびに左縦軸の目盛を参照）。その間に取られていたファンドの本数は1995年の4,308本をピークに、2000年まで減り続け、おおむね半数の2,202本でボトム・アウトしている。本数がこのような推移を示した理由のうち、もっとも大きいのが投信委託会社の合併や倒産に伴って償還されたというケースである。

今回の回帰分析に用いたデータセットには、さまざまな未解決の問題がある。もっとも深刻なのが、1999年以降に募集設定されたファンドのデータが含まれていないという点である。前節において、この回帰分析のために作成したデータセットを用いて、設定来経過年数カテゴリー別にファンドの本数と金額についての考察を行ったが、絶対額までを正確に把握したいな

図表3 TOPIX の推移



年	1999	2000	2001	2002	2003
TOPIX リターン	58.43%	-25.46%	-19.60%	-18.30%	23.76%

らば、1999年以降に設定されたファンドのデータも計算に含めなければならない。Chevalier and Ellison [1997] はこの点は解決しているが、次のサバイバル・バイアス (survivorship bias) に関しては、問題の所在こそ言及しているが、完全に解決していない。日本ではその背景に投信委託会社の合併や解散があり、この場合、ヒストリカル・データが維持されることはまずない。グラフを見ても明らかなように、観測期間中に償還されたファンドの本数は到底無視できるような水準にはないが、為す術がないので、この点については何の対策も講じていない。

次に回帰分析に用いたすべての変数についての記述統計量を示す。

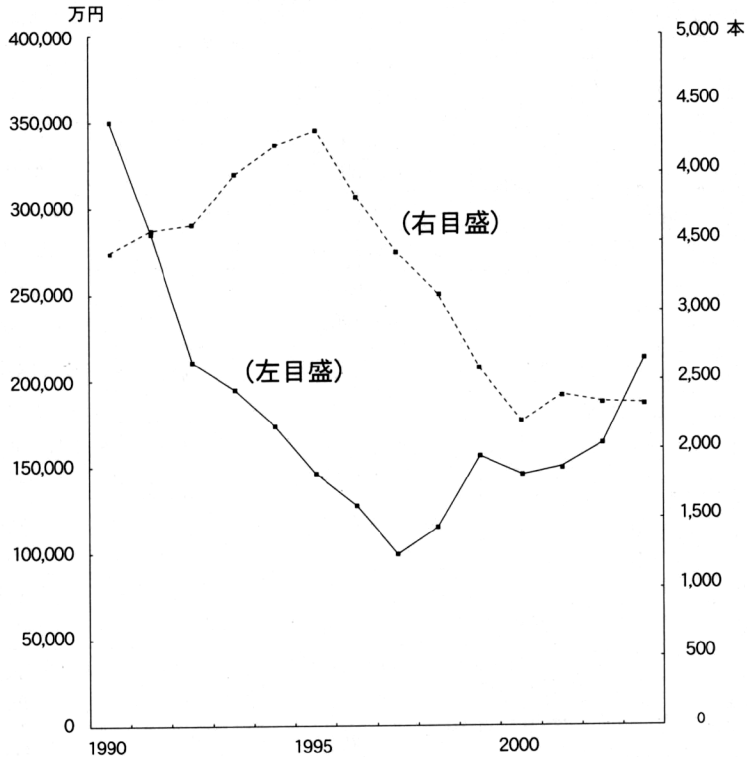
分析対象としたサンプルに関して、フローの成長率を見ると、平均で10.96%のマイナスとなっており、Chevalier and Ellison [1997] が1982年から1993年までの12年間について、米国のミューチュアル・ファンドに関して行った研究におけるこの値12.2%のプラスであった点と対照的な結果となった。また各カテゴリーに含まれるサンプル数の分布を下表にまとめた。

IV. Flow-Performance 関係の 推計結果とその解釈

1. 推計結果

まずモデル1の推定結果を見てみよう。

図表 4 株式投信全体の推移



〔出所〕 投信協，“契約型公募投信の資産増減状況”より取得したデータから作成。

図表 5 変数の記述統計量

	平均値	標準偏差	中央値	最小値	最大値
$Flow_{i,t+1}$	-0.1096	0.4531	-0.1173	-1.3789	7.8220
$R_{i,t}$	0.0047	0.1353	-0.0002	-0.4595	0.8055
$R_{i,t-1}$	0.1471	0.5114	0.0136	-0.6518	3.5205
$R_{i,t+1}$	0.0369	0.1179	0.0123	-0.1946	1.1251
$IndGrowth_{t+1}$	-2.9918	20.4709	-2.7051	-35.3885	375.364
$\ln (Assets_t)$	7.8119	1.6747	7.668	2.9444	12.8886

図表 6 経過年数別サンプル数

	Age_2	Age_3	Age_4	Age_5	Age_6-9	Age_10-
サンプル数	31	45	75	60	251	204

$R_{i,t-1}$ の係数は0.1839で、年数ダミーと $R_{i,t}$ とのクロス項の係数のいずれと比較しても、これを下回るものはない。 $t-1$ 年の運用実績よりも t 年の運用実績に敏感に反応するという、きわ

めて常識的な関係が確認できた。ところが $R_{i,t+1}$ を見ると、 α_1 も、 γ_3 を除く γ_k も、有意にプラスの係数が推定されているのに対して、この係数だけは符号が逆転していて、しかも1%

図表7 Flow-Performance 関係計測結果

従属変数: $Flow_{i,t+1}$		モデル 1	モデル 2
$Age_2 \times R_{i,t}$	γ_2	0.5826** (0.2542)	0.5828** (0.2757)
$Age_3 \times R_{i,t}$	γ_3	0.3454 (0.2935)	0.1235 (0.3175)
$Age_4 \times R_{i,t}$	γ_4	0.5320*** (0.1764)	0.3936** (0.1908)
$Age_5 \times R_{i,t}$	γ_5	0.3405* (0.1906)	0.2249 (0.2063)
$Age_6-9 \times R_{i,t}$	γ_{6-9}	0.3101*** (0.1052)	0.2412** (0.1139)
$Age_10- \times R_{i,t}$	γ_{10-}	0.7337*** (0.1061)	0.6909*** (0.1150)
Age_2	δ_2	0.0016 (0.0581)	-0.0325 (0.0629)
Age_3	δ_3	-0.0886* (0.0530)	-0.1182** (0.0573)
Age_4	δ_4	-0.1313*** (0.0476)	-0.1859*** (0.0513)
Age_5	δ_5	-0.1722*** (0.0471)	-0.2166*** (0.0509)
Age_6-9	δ_{6-9}	-0.1754*** (0.0394)	-0.2541*** (0.0420)
Age_10-	δ_{10}	-0.1825*** (0.0386)	-0.2249*** (0.0416)
$R_{i,t-1}$	α_1	0.1839*** (0.0201)	0.1623*** (0.0217)
$R_{i,t+1}$	α_2	-0.7011*** (0.0653)	
$IndustryGrowth_{t+1}$	α_3	0.0194*** (0.0004)	0.0192*** (0.0004)
$\ln (Assets_t)$	α_4	0.0128*** (0.0049)	0.0171*** (0.0053)
n		666	666
R^2		0.8383	0.8095

(注) カッコ内は標準誤差。

***は1%, **は5%, *は10%の有意水準で有意を表わす。

有意で推定されている。こうした事実を踏まえ、この変数を推定式に含めたモデル1を中心に次章において考察することとする。

$R_{i,t}$ をそれぞれのカテゴリー・ダミーに交差させた変数のパラメーター γ_k に注目すると、 $Age_3 \times R_{i,t}$ に対する γ_3 が有意でなかったのを除けば、おおむねプラスに有意の推定値が得られている。大小関係を確認すると、 γ_2 から γ_{6-9} まで単調に減少し、最後の γ_{10-} になって、もっとも高い値が得られている。カテゴリー・ダミー変数の係数そのものである δ_k は、2年ダミーの δ_2 だけが有意でないが、残り5つはすべて有意にマイナスになっており、しかも単調に減少していることが確認された。

残り2つのコントロール変数は、いずれも水準そのものは決して大きくないが、有意な係数が推定されている。これらの推定結果から明らかとされる現状、ならびに考察される経済学的な因果関係などについては次節で述べることにする。

2. 結果の解釈

推定結果を考察するにあたっては、分析結果そのものも解釈だけでなく、本研究を行う上で大きな動機となった Chevalier and Ellison [1995] による、1982年から1993年までに米国で売買されたミューチュアル・ファンド3,036本についての分析結果との比較も行うことによって、日本の投信マーケットの現状がいかなるものかを、より直観的に把握できるよう図る、

はじめに $\hat{\gamma}_2 = 0.5826$ に注目する。これはマーケット・リターンを5%オーバーパフォームして、ようやく前年の受託資産の水準を維持できる2年もののファンドが、もし反対にマー

ケットを5%アンダーパフォームしてしまうと、5%有意水準で前年比5.826%資産を純減させてしまうという意味に解釈することができる⁸⁾。Chevalier and Ellison [1995] が推定した結果を見ると、1%有意水準で $\hat{\gamma}_2 = 3.33$ という値が得られており、日本の投資家も t 年のリターンに対して有意に正の反応を示しているが、その感度は米国のわずか1/5にとどまっていることがわかった。

次に γ_k の大小関係を確認しよう。回帰式に $\sum_k \gamma_k age_k \times R_{i,t}$ という項を含めた理由は、ファンドの設定来経過年数が少なければ少ないほど(多ければ多いほど)、過去の運用実績以外に購買意思決定のために利用できる情報は限られてしまうため(増加するため)、リターンに対する依存度は k の値に応じて異なるはずだという仮説を定式化したためのものだ。 γ_k の係数は k が増えるにしたがい、単調に減少するというのが、ここでの作業仮説となる。果たしてその結果はというと、有意でなかった γ_3 を除くと、 $\gamma_2 > \gamma_4 > \gamma_4 > \gamma_{6-9}$ という形で、単調性が存在している可能を裏付けることが、おおむねできたといえよう。ただし、もっとも小さくなって欲しかった γ_{10-} 、すなわち10年以上経過したファンドの係数が有意にもっとも高い値を示した点は予想外であった。この原因については、本論の中で十分に分析し、考察する紙幅もないので、その可能性について次節においてコメントする。

次に Age_2 から Age_10- までの6つのカテゴリー・ダミー変数の係数に注目してみよう。カテゴリーごとに異なる定数項の係数が意味しているのは、たとえば Age_3 に関する $\delta_3 = -0.0886$ は、そのファンドのリターンがマーケット・リターンに等しかったとしても、翌年の受

託資産は90%の信頼水準のもとで、8.86%純減してしまうということに他ならない。 $\delta_{10} = -0.1825$ に至っては、10年以上経過しているファンドの場合、超過リターンがゼロであったとしても、99%水準で18.25%もの資金流出が起ころうことが推定された。有意でない Age_2 の係数を0とみなせば、6つのカテゴリーすべてに関して、年数が長くなればなるほど、単調に資金流出が進むという事実も確認できた。

この事実は重大であり、サプライ・サイドの改革が進んだとはいえ、相変わらず、古いファンドから流出するに任されてしまった現金の受け皿が、別の新しく設定された株式投信であるという状況が改善されていないと想像するに難くない実証証拠が示されたといえる。第2章の円グラフで示された、本数ベースでは古いファンドに分布が偏っているのに対して、金額ベースでは新しいファンドに偏っていた事実、回帰分析の結果、古いファンドほど資金流出が多くなる可能性が示唆されたにもかかわらず、第3章に示した全株式投信の残高推移を見る限り、増額では減少していない事実をあわせて考えると、投資家の需要関数の特性だけで必ずしも十分に説明できるものではない。販売会社が主導して、手数料目的の過当な勧誘が行われている可能性は、完全に除去されたといえない。

次に $R_{i,t}$ と $Flow_{i,t+1}$ の双方に系統的な影響を与えるがゆえ、分析上もっとも重要な γ_k にバイアスがかからないように推定式に加えた $R_{i,t-1}$ 、および $R_{i,t+1}$ に関していえることを考える。はじめに $R_{i,t}$ の係数である γ_k と $R_{i,t-1}$ の係数と α_1 の大小関係を確認する。本研究では、投資家は t 年の各ファンドの運用実績を観察して、それを手がかりに翌 $t+1$ 年に購買の意思決定を行うと仮定されている。 $R_{i,t-1}$ は t 年の

実績ばかりでなく、その前の $t-1$ 年の運用実績も参考にするということになるが、どちらにより依存するかは自明であり、推定結果を見ても、 $\alpha_1 = 0.1839$ を下回る γ_k はどれひとつとついてもない。

問題は $R_{i,t+1}$ であり、この変数が推定式に含まれる意味は仮説の上でも説明が難しい⁹⁾。推定された結果を見ると、 α_1 、 γ_3 を除く γ_k はいずれも有意に正であるのにたいして、 α_2 だけは有意にマイナスで、しかも値そのものも相当に大きい。運用実績に関する情報は年に1度しか改定されないわけではないので、 $t+1$ 年のフローを説明する上で、 t 年よりも以前のリターンにのみ反応するというのは現実的でない。投資家の多くがその年の、たとえば年初来騰落率などに反応して購買意思決定をしていて何ら不思議はない。ただし、この理由に依拠したとして、符号が逆転している事実を合理的に説明することはできない。

だからといって、モデル2のように $R_{i,t+1}$ を独立変数から除外してしまうと、 $t+1$ 年のリターンは t 年、あるいはそれ以前に行われたファンド・マネジャーによる投資意思決定の結果であると考えれば、当然独立変数の $R_{i,t}$ 、 $R_{i,t-1}$ にも、従属変数の $Flow_{i,t+1}$ のどちらにもシステムチックな影響を及ぼしていると判断できることから、 γ_k および α_1 の推定値を下方にバイアスさせてしまう。 t 検定の結果からも自明だが、 $R_{i,t+1}$ を除外した制約つきモデルを仮定して、もとの制約なしモデルとの間で残差2乗和を比較するF検定を行ってみても、 $F_{1,650} = 115.45$ となり、1%水準でどちらのモデルも差異はないという帰無仮説は棄却される。

$IndustryGrowth_{t+1}$ および $\ln(Assets_t)$ の係数は、いずれも有意だが、値そのものの水準が

図表 8 日米の Flow-Performance 関係計測結果の比較

	日 本	米 国
$Age_2 \times R_{i,t}$	0.5826** (0.2542)	3.33*** (0.50)
$Age_3 \times R_{i,t}$	0.3454 (0.2935)	2.16*** (0.57)
$Age_4 \times R_{i,t}$	0.5320*** (0.1764)	3.62*** (0.46)
$Age_5 \times R_{i,t}$	0.3405* (0.1906)	1.93*** (0.49)
$Age_6-7 \times R_{i,t}$		1.97*** (0.44)
$Age_6-9 \times R_{i,t}$	0.3101*** (0.1052)	
$Age_8-10 \times R_{i,t}$		1.40*** (0.50)
$Age_10- \times R_{i,t}$	0.7337*** (0.1061)	
$Age_11- \times R_{i,t}$		1.56*** (0.17)
Age_2	0.0016 (0.0581)	0.38*** (0.05)
Age_3	-0.0886* (0.0530)	0.35*** (0.06)
Age_4	-0.1313*** (0.0476)	0.33*** (0.06)
Age_5	-0.1722*** (0.0471)	0.31*** (0.06)
Age_6-7		0.28*** (0.06)
Age_6-9	-0.1754*** (0.0394)	
Age_8-10		0.23*** (0.06)
Age_10-	-0.1825*** (0.0386)	
Age_11-		0.20*** (0.05)
$R_{i,t-1}$	0.1839*** (0.0201)	1.22*** (0.12)
$R_{i,t-2}$		0.52*** (0.13)
$R_{i,t+1}$	-0.7011*** (0.0653)	1.62*** (0.14)
$IndustryGrowth_{t+1}$	0.0194*** (0.0004)	0.43*** (0.06)
$\ln (Assets_i)$	0.0128*** (0.0049)	-0.04*** (0.01)
n	666	3,036
R^2	0.8383	0.21

(注) カッコ内は標準誤差。

***は1%, **は5%, *は10%の有意水準で有意を表す。

きわめて小さいので、特にコメントは避けるが、規模効果が米国ではマイナスに有意だったのに対して、日本ではプラスに有意となっている点にだけ注目しておこう。

V. おわりに

これまで投信は「成果が良いと売られる」との通説があったが、われわれの推計結果を見る限り、このような事実は見受けられない。要するに平均レンド的には見受けられたとしても細かくクロスセクションで見ると、成果が良かったファンドの残高は限界的に増加しているのである。言い方を変えれば成果が良かったファンドほど減少のスピードは低いのである。この意味ではファンド・マネジャーをしてその運用努力のインセンティブを失わしめるような最悪の状況にはないと言える。

しかしこの事実は逆に Chevalier and Ellison [1997] が問題にしたような必要以上にリスクをとってリターンを高く見せかける agency 問題をおこす余地があることを示しており、問題なしとはしない。この点は残された重要な問題であるが稿を改めて論じたいと思う。

注

- 1) 仮に何らの運用努力も払われなかったとしても、株式のリターンがランダム・ウォークにしたがうならば、株式投信のリターンは平均すればマーケット・リターンと等しくなるはずなのに、1980年代以降、現実には恒常的にそれを下回っていた。
- 2) Cai et al. [1997] ならびに Brown et al. [1998] は1981年から1992年までの12年間で、平均株価指数は年9.28%成長であったのに対して、株式投信全体のパフォーマンスは年1.74%にとどまっていた事実を示した。主な理由として、高い販売手数料率、売買回転率、マネジメント能力の低さを挙げ、その背景には税制の特殊性によってもたらされていたと指摘した。
- 3) 投信協分類“国内株式型”のうち“一般型”で、分析開始時点である1999年初時点から継続して販売されているもの。

- 4) 最長は46年。
- 5) たとえば、大手証券会社系のファンドの方が、規模は総じて大きく、また積極的な営業部門が控えていることから、リターンに対する感度は高くなるという理由で、こういえるかも知れない。
- 6) 1999年末時点のフィデリティ投信扱いの『フィデリティ日本株オープン』。
- 7) 2003年末時点の新光投信扱いの『規模別セレクト 大型成長株ポートフォリオ』。
- 8) 記述統計量からも明らかなように、分析対象期間を通じて、フローの平均値はマイナスであったため、このような表現を用いた。
- 9) 統計学的にコントロール変数として含めなければならない必要性はあえて説明するまでもないが、経済学的にその意味をいうのは難しい。

参考文献

- 丸淳子 [1997], 「バブル以降の投資信託のパフォーマンス—パフォーマンスと資産額増減の関係—」『証券経済研究』第8号。
- 蠟山昌一編 [1999], 『投資信託と資産運用』日本経済新聞社。
- Brown, Stephen J. and William N. Goetzmann [1997], “Mutual Funds Style,” *Journal of Financial Economics*, 43, pp. 373-399
- Brown, Stephen J., William N. Goetzmann, Takato Hiraki, Toshiyuki Otsuki, Noriyoshi Shiraishi [2001], “The Japanese Open-End Fund Puzzle,” *Journal of Business*, 74, pp. 59-77.
- Cai, Jun, K.C. Chan, and Takeshi Yamada [1997], “The Performance of Japanese Mutual Funds,” *Review of Financial Studies*, 10, pp. 237-273.
- Chevalier, Judith A. and Glenn D. Ellison [1995], “Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentive”, NBER working paper series No. 5234.
- Chevalier, Judith A. and Glenn D. Ellison [1997], “Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentive”, *Journal of Political Eco-*

- nomy*, 105, pp. 1167-1200.
- Goetzman, William N. and Nadav Peles [1997], "Cognitive Dissonance and Mutual Fund Investors," *Journal of Financial Research*, 20, pp. 145-158.
- Ippolito, Richard A. [1992], "Consumer Reaction to Measures of Poor Quality : Evidence from the Mutual Fund Industry," *Journal of Law and Economics*, 35, pp. 45-70.
- Patel, Jayendu, Richard Zeckhauser, and Darryll Hendricks [1990], "Investment Flows and Performance: Evidence form Mutual Funds, Cross-Border Investments, and New Issues," working paper.
- Sirri Erik R. and Peter Tufano [1993], "Buying and Selling Mutual Funds: Flows, Performance, Fees, and Services," working paper, Division of Research, Harvard Business School.
- Sirri Erik R. and Peter Tufano [1998], "Costly Search and Mutual Fund Flows," *Journal of Finance*, 53, pp. 1589-1622.
- (山本健 横浜国立大学大学院博士後期課程)
(米澤康博 横浜国立大学経営学部教授)
(花村泰廣 モーニングスター取締役調査分析部部长)