

投資信託の資金フローに関わる要因分析

東京都立大学大学院経営学研究科経営学専攻博士前期課程

姫野公佐

2024年1月10日

概要

本稿では、投資信託の過去のパフォーマンスが将来の資金フローに影響を与えるとする情報シグナル仮説について、わが国の投資信託の投資家が投資判断を行う際に参照しているパフォーマンス指標を明らかにする。その上で、個人投資家の個別株式の売買に関わる行動バイアスとして先行研究で多く指摘される現象が日本の投資信託市場でも存在するかについて、行動バイアス仮説として検証する。まず、情報シグナル仮説では、日本の投資家は過去の未調整リターンではなくファクター考慮後のリターンが高いファンドに投資を行っている。次に、行動バイアス仮説では、含み損の銘柄を保有し続ける一方、含み益の銘柄を早期に売却する取引傾向であるディスポジション効果は確認されない。また、右裾が厚く左裾が薄いリターン特性を持つファンドを好んで投資をする歪み選好も実証結果と整合しない。一方で、購入した銘柄がその後値下がりした場合に、下値で買い増しをする投資行動であるナンピン買いと整合的な結果を示す。本稿の実証結果は、わが国の投資家は投資の際に、過去の未調整リターンではなくファクターを考慮したアルファを参照する傾向を示唆する一方で、投資家の行動バイアスによる非合理的な投資行動もみられるという証拠を提示するものである。

1 はじめに

本稿の目的は、わが国における投資信託市場への資金フローへの分析を通じて、パフォーマンスに代表される個別ファンドの特性が資金フローに与える影響を明らかにする。その上で、個人投資家の個別株式への投資の際に先行研究で多く指摘される行動バイアスとして、ディスポジション効果や歪度選好、ナンピン買いが資金フローに与える影響を検証する。

個人投資家は投資信託の購入や売却時、投資判断に用いる情報や知識についての制約が機関投資家と比べて厳しい。このような投資家の属性により、多くの先行研究では直近のパフォーマンスが将来の資金フローに影響を与えるとする情報シグナル仮説が提示されてきた。一方で、主に海外を中心に投資家が参照しているパフォーマンス指標についての分析や議論がなされる一方、日本を中心とした分析は僅少である。また、個別株式に関する個人投資家の行動バイアスを含む分析については日本でも多くの研究がなされているものの、投資信託市場に関するものはファンド別資金フローのデータ入手が困難なこともあり少ない。本稿では、日本における投資信託の資金フローに関わる分析が少ない中、国内株式のアクティブファンドとインデックスにおける情報シグナル仮説の新たな分析結果を示す。また、資金フローを設定額と解約額に分離した上で、個別株式の行動バイアスに関わる代理変数も併せて用いることで、わが国の投資信託市場における投資家の行動バイアスに関わる分析結果を示す。

本稿が示す結果は以下の通りである。まず第一に、情報シグナル仮説に基づく分析で、日本の投資信託の投資家は、未調整リターンではなくファクターを考慮したアルファを参照して投資を行っている可能性が高い。すなわち、他の投資信託よりも相対的にファクターを考慮したアルファが高いファンドに投資を行っており、中でも FF3-factor のアルファの有意性が最も高い。この実証結果は、米国市場を対象とした [Gruber \(1996\)](#) や [Barber, Huang and Odean \(2016\)](#) の実証結果と整合的である。[Gruber \(1996\)](#) はアクティブファンドの過去のパフォーマンスと将来の資金フローに関係性があると指摘した上で、ファクターを考慮したアルファが高いファンド程、将来の資金フローが増加することを示している。さらに、[Barber, Huang and Odean \(2016\)](#) は、投資家がアクティブファンドに投資を行う際、過去の CAPM alpha が相対的に高いファンドにより多くの資金を投じる傾向を示している。本稿の実証結果は CAPM alpha よりも FF3-factor alpha の方が係数の有意性が高いものの、投資家が未調整リターンではなく市場のファクターを考慮した上で投資の意思決定をしているという観点からは整合的な結果と言える。

次に、平均取得単価と MaxMin 変数を用いた分析から、それぞれディスポジション効果と歪度選好と整合的な結果は確認されなかった一方、ナンピン買いに基づく投資行動と整合的な結果が確認された。これにより、従来の先行研究で示されてきた情報シグナル仮説以外にも、個別株式に関わる分析で指摘されてきた投資家の行動バイアスが、投資信託の資金フローにも影響を与えることを示唆する新たな結果である。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2 節では投資信託の資金フローに関わる先行研究と、本稿の実証仮説で用いる情報シグナル仮説と行動バイアスについて概説する。3 節で実証分析に用い

る変数の定義と使用データについて述べる。4節では、投資家全体の傾向を明らかにすべく、ファンド全体のパフォーマンスが資金フローに与える影響の有無について分析を行う。その次に、5節では資金フローに影響を与えるファンド固有の要因を、過去のパフォーマンスと行動バイアスを用いて論じる。6節は結論である。

2 先行研究と実証仮説

2.1 情報シグナル仮説

情報シグナル仮説は、過去のパフォーマンスが将来の資金フローに影響を与えるとするものである。海外の先行研究は、投資家が投資を行う際に参照しているパフォーマンスの代理変数として、未調整リターン^{*1}とする説と、CAPMをはじめとしたファクターを考慮したアルファ^{*2}とする説の2つに大別される。

未調整リターンが資金フローに影響を与えるとする仮説は、投資家が投資を行うファンドの将来パフォーマンスを推定する際の情報探索コストの観点から理論的説明がなされている。投資家が将来パフォーマンスを推定するには、過去リターンの他にファンドマネージャーの能力やマクロ経済見通し等の様々な情報源があるものの、情報収集や分析には相応のスキルやコストを要する。特に、公募投資信託の主な投資家は一般の個人投資家であり、多くがファンドマネージャーの能力を推定する指標であるファクターを考慮したアルファを算出するスキルやデータを有していることは考えにくい。そのため、最も手に入りやすい直近の未調整リターンが将来のパフォーマンス推定の材料として用いられることで、その後の資金フローに影響を与えるとするものである。Chevalier and Ellison (1997) は、未調整リターンが上昇すると資金フローも増加する事象を発見した初期の論文であり、その後 Sirri and Tufano (1998) は、未調整リターンが上位であるファンドは、資金フローと正の関係がある一方、未調整リターンが下位のファンドには資金フローとは関係性がないことを示した。また、資金フローに影響を与える変数として、リターンの他に信託報酬を挙げ、過去の未調整リターンと信託報酬が高いファンドは、将来の資金フローが相対的に大きいことも示した。これは、過去リターンが高く、相対的に高い信託報酬で得たファンド収益の一部を広告費等に使用することで、当該ファンドに関する将来のパフォーマンス推定に必要な情報をより多くの投資家が得たためであると論文では推察されている。国内の投資信託市場を対象とした論文では、山本・米澤・花村 (2004) や藤原・呂 (2012)、阿萬・高橋 (2020) が未調整リターンが資金フローに影響を与える事象を報告している。もし情報シグナル仮説の中で、未調整リターンが資金フローに影響を与える説が妥当である場合には、過去の未調整リターンの高い(低い)ファンドは、将来の資金フローが増加(減少)するという予想が成り立つ。

一方で、資金フローにファクターを考慮したアルファが影響を与えるとする説は、未調整リターンが高いファンドではなく、ファクターを考慮したアルファのリターンが高いファンドに相対的

*1 3節(2)式で未調整リターンの定義を記載している。

*2 3節(4)式と(5)式にてアルファの定義を記載している。

に多くの資金フローが確認されることから、投資家は投資の意思決定の際にファクターを考慮したアルファを参照しているとするものである。この説を唱えた初期の論文では、Gruber (1996) がファンドのパフォーマンスと資金フローに関係性があると指摘し、ファクターを考慮したアルファが高いファンド程、その後資金フローが相対的に大きいことを示した。また、Barber, Huang and Odean (2016) は、アクティブファンドの投資家が、未調整リターンとファクターを考慮したアルファのどちらを参照して投資を行っているかを分析した。その結果、投資家は未調整リターンではなくファクターを考慮したアルファを参照しており、中でも市場リスクを表すベータを最も重視していることが示された。加えて、サイズ、バリュウ、モメンタム、業種に起因するリターンをアルファとして扱っており、それらの資金フローが高いことを明らかにした。日本の投資信託を対象とした論文では、Omori and Kitamura (2022) は資金フローがファクターを考慮したアルファに反応していることを報告している。もし情報シグナル仮説の中で、ファクターを考慮したアルファが資金フローに影響を与える説が妥当である場合には、過去のファクターを考慮したアルファの高い(低い)ファンドは、将来の資金フローが増加(減少)するという予想が成り立つ。

2.2 行動バイアス仮説

行動バイアス仮説は、投資家が含み損の銘柄を保有し続ける一方、含み益の銘柄を早期に売却しようとする取引傾向であるディスポジション効果や、その他投資家の行動バイアスにより、投資信託の資金フローの一部が説明できるとするものである。

まず、ディスポジション効果については、主に個人投資家における個別株式の売買においてその存在が指摘されてきた。Shefrin and Statman (1985) は、投資家が含み損の銘柄を保有し続ける一方、含み益の銘柄を早期に売却しようとする取引傾向を発見して指摘している。その後の実際の株式売買データを用いた研究で同様の現象が報告されている。Odean (1998) は、証券会社の1985年から1993年までの個別株式の売買データを分析し、個人投資家が株式を売却する場合、購入後に値下がりしたものよりも、値上がりした銘柄を売却する傾向が高いことを示した。その後、Barber et al. (2007) は台湾の株式市場の個別銘柄の取引データを用いて、投資家は含み益の銘柄を売却する傾向が、含み損の銘柄を売る傾向の2倍であることを示した。日本の株式市場においても、白井 (2021) が投資家が抱える平均含み損益による売買回転率の違いから、ディスポジション効果が生じている可能性が高いことを示している。

ディスポジション効果は前述のような個別株式の他に、本稿の分析対象である国内の投資信託でも同様の効果が発生している可能性が指摘されている。金子 (2003) は、基準価額と設定解約データから平均取得単価を計算し、投資信託の利益が出ている局面で解約が高まり、損失が出ている局面で解約を先送りする現象を示している。また、阿萬・高橋 (2020) は、投資信託の資金フローに与える要因を分析し、その過程で投資信託の投資家は含み益があるものは利益の確定がされ易く、含み損があるものは損失の確定がさせれにくい傾向が見られることを指摘している。これらの先行研究が示す取引傾向のうち、少なくとも含み損がある時の取引傾向については、ディスポジション効果が生じている可能性が高い。

これらのディスポジション効果を説明する理論として、[Tversky and Kahneman \(1992\)](#) が示したプロスペクト理論が用いられることがある。従来より、投資家の意思決定を表すものとして、ファイナンス理論では期待効用が用いられてきた。これは、投資家にとっての望ましさは得られる富の期待値の大きさではなく、投資家自身が"良さ"として感じる富の効用の期待値として測れるとする理論である。富の期待値の結果を効用の大きさへ変換する効用関数を用いたことにより、投資家の最適行動や、その結果として価格や期待リターンがどのように定まるかについての示唆を与えてきた。しかしながら、実際の人々の意思決定行動は期待効用を用いた合理的な理論から逸脱する傾向が観察されることや、ファイナンス理論の分野においても、人々のリスクに対する意思決定は様々であり、資産価格を期待効用理論で説明することが難しいことが多くの研究で論じられてきた。そうした状況を受け、[Tversky and Kahneman \(1992\)](#) は損失回避と確率加重を用いることで、不確実状況における様々な意思決定行動の体系的な説明を試みた。具体的には、利益に対しては凹型、損失に対しては凸型の価値関数と、確率分布の裾に重みを置くための確率加重関数を用いて、目的関数がモデル化されている。それによる累積プロスペクト理論が示唆することは次の2点である。1つ目は、参照点となる原点を中心とした利得領域と損失領域について、価値関数の曲率が異なることにより、同じ額の利得と損失であれば、損失の方がより大きな負の感情を得ることを示す。2つ目は、利得領域では損失回避的な行動を、損失領域についてはリスク選好的な行動をとることである。

[Shefrin and Statman \(1985\)](#) は、ディスポジション効果は損失状態の価値関数の凸性による性質により発生していると述べている。また、[Barberis and Xiong \(2009\)](#) はプロスペクト理論だけではディスポジション効果を説明できず、これに実現効用も併せて考慮することでディスポジション効果が説明可能であるとしている。一方で、[Li and Yang \(2013\)](#) はディスポジション効果はプロスペクト理論で説明できるかを検証し、結果としてプロスペクト理論のみでは十分に説明できないとしている。ディスポジション効果の説明には議論の余地が残るものの、仮にディスポジション効果が存在するとした場合、投資信託の含み益がある状況では解約額の増加による資金フローの減少、反対に含み損がある状況では、解約額の減少による資金フローの増加が確認できるはずである。

加えて、[Barberis and Huang \(2008\)](#) はプロスペクト理論に基づく選好を持つ投資家が存在する場合の証券価格の均衡理論を示した。そこでは、累積プロスペクト理論に基づく投資家は、ポートフォリオを分散化せず、宝くじのようにリターン分布の歪度が高い証券を好む傾向を持つことが示されている。そして、正（負）の歪度を持つ証券は割高（安）になり、結果として低い（高い）期待リターンを有することが解析的に示されている。これらが示すことが、実際の市場で成立していることや、本稿が分析対象としている国内の投資信託市場において成立していることは自明ではない。しかしながら、ディスポジション効果が個別証券に留まらず、実際の投資信託市場において確認されていることや、資金フローに影響を与える個人投資家の行動バイアスに基づく分析を通じてこの点を確認することには意義があると考えられる。そこで、本稿では[内山・岩澤 \(2012\)](#) の実証研究で用いられた代理変数を適用し、国内の投資信託市場における歪度選好の有無を確認する。もし仮に国内の投資信託の投資家に歪度選好が存在する場合、歪度が正（負）のファンドの資金フローが増加（減少）するはずである。

その他に、白井 (2021) は、保有する銘柄が含み損を抱えている際には、同一の銘柄を買い増す所謂ナンピン買いを行う行動バイアスについて言及している。ナンピン買いとは、購入した銘柄がその後値下がりした場合に、下値で買い増しをする投資行動を指す。それにより、結果的に1株あたりの平均取得単価*3が下がることで、その後仮に保有銘柄の株価が上昇した場合には、ナンピン買いをしなかった場合と比較して、利益の実現値が向上するものである。Oberlechner and Hocking (1997) は、海外の為替トレーダーを対象とした分析で、各トレーダーの購入価格が指標を下回り含み損を抱えた状況では、約70%のトレーダーが追加で同一の追加ポジションを取ることが報告されている。これらのナンピン買いに関する学術的な報告は僅少なものの、資金フローに影響を与える個人投資家の行動バイアスの仮説に基づく分析を通じて当該事象の有無についても確認を行っていく。もし仮に国内の投資信託の投資家にナンピン買いが存在する場合、含み損が出ている状況で設定額が増加すると予想される。

3 定義と使用データ

本節では、次節以降の分析で使用する変数の定義および使用データについて述べる。

一般的な投資信託の資金純流入は、設定額から解約額および償還額を差し引いたものを示す。本稿では、以下で与えられる尺度として資金フロー率を使用する。

$$\text{資金フロー率}_{i,t} = \frac{\text{資金純流入}_{i,t}}{\text{純資産}_{i,t-1}} \quad (1)$$

資金純流入 $_{i,t}$ は時点 t の投資信託 i の資金純流入で、設定額から解約額および償還額を差し引いたものを表す。純資産 $_{i,t-1}$ は $t-1$ 時点の投資信託 i の純資産額を表すものである。資金フロー率 $_{i,t}$ は純資産額でスケール化したものである為、投資信託毎の相対的な資金フローの大小およびその変化を比較することができる。以降の分析では、資金フロー率の他に、(1) 式の右辺の分子をそれぞれ設定額と解約額とした設定率と解約率も同様に用いる。

また、投資信託のパフォーマンスの評価尺度として、未調整リターン、マーケット調整リターン、ファクターを考慮したリターンの3つを用いる。まず、未調整リターンは月末の分配金再投資基準価額*4を用いて以下の式にて算出する。

$$\text{未調整リターン}_{i,t} = \frac{\text{分配金再投資基準価額}_{i,t}}{\text{分配金再投資基準価額}_{i,t-1}} - 1 \quad (2)$$

次に、マーケット調整リターンは、(2) 式から TOPIX の時点 t の月次リターンである市場リターン $r_{\text{TPX},t}$ を引いたものとして、以下の式にて算出する。

$$\text{マーケット調整リターン}_{i,t} = \text{未調整リターン}_{i,t} - r_{\text{TPX},t} \quad (3)$$

*3 ここでの平均取得単価は、投資家かつ銘柄毎の買い値を示し、後述の3節(7)式のファンド毎の平均取得単価とは異なることに注意されたい。

*4 考慮する分配金は、税引き前のものを使用している。

ファクターを考慮したリターンは、CAPM、Fama and French (1993) の 3 ファクターモデル、Fama and French (2015) の 5 ファクターモデルの 3 つのアセットプライシングモデルを用いたアルファを推定する。 $\tau = t-1, \dots, t-60$ とした上で、投資信託 i 毎の過去 60 ヶ月分の未調整リターン $r_{i,t}$ である $r_{i,\tau}$ を用いて、以下の計算を行う。

$$r_{i,\tau} - r_{f,\tau} = \alpha_{i,\tau} + b_{i,\tau}^{\text{MKT}\tau} \text{MKT}\tau + b_{i,\tau}^{\text{SMB}\tau} \text{SMB}\tau + b_{i,\tau}^{\text{HML}\tau} \text{HML}\tau + b_{i,\tau}^{\text{RMW}\tau} \text{RMW}\tau + b_{i,\tau}^{\text{CMA}\tau} \text{CMA}\tau + \epsilon_{i,\tau} \quad (4)$$

ここで、 $r_{f,\tau}$ は時点 τ のリスクフリーレート、 $\text{MKT}\tau$ は市場ポートフォリオの超過リターン、 $\text{SMB}\tau$ は小型株と大型株のリターンの差、 $\text{HML}\tau$ は高 B/P 銘柄と低 B/P 銘柄のリターン差、 $\text{RMW}\tau$ は高 ROE 銘柄と低 ROE 銘柄のリターンの差、 $\text{CMA}\tau$ は総資産変化率の高い銘柄のリターンと低い銘柄のリターンの差を表す。我が国の市場に対応したファクターリターンを作成する為、久保田・竹原 (2007) に従い算出した。次に、以下の計算を行うことで、ファンド毎のファクターの影響を考慮したアルファを時系列に得る。

$$\hat{\alpha}_{i,\tau} = (r_{i,\tau} - r_{f,\tau}) - \left[\hat{b}_{i,\tau}^{\text{MKT}\tau} \text{MKT}\tau + \hat{b}_{i,\tau}^{\text{SMB}\tau} \text{SMB}\tau + \hat{b}_{i,\tau}^{\text{HML}\tau} \text{HML}\tau + \hat{b}_{i,\tau}^{\text{RMW}\tau} \text{RMW}\tau + \hat{b}_{i,\tau}^{\text{CMA}\tau} \text{CMA}\tau \right] \quad (5)$$

投資家がファンド売買の投資判断を行う際に、どれ位の期間の過去のパフォーマンスを考慮するかを明らかにすることは難しい。そこで、本稿では Barber, Huang and Odean (2016) が投資家が参照している過去のパフォーマンスの期間を推定した結果を用いて分析を行う。過去のパフォーマンスの参照期間は 18 ヶ月とし、Barber, Huang and Odean (2016) の推定結果である減衰率パラメーター $\lambda = 0.20551497$ を用いる。

$$\text{ALPHA}_{i,t} = \frac{\sum_{s=1}^{18} e^{-\lambda(s-1)} \hat{\alpha}_{i,\tau}}{\sum_{s=1}^{18} e^{-\lambda(s-1)}} \quad (6)$$

過去のパフォーマンスの他に資金フローに関連する要素として、平均取得単価を変数として作成した。一般的に、ファンドの投資家別にそれぞれの購入金額および売却金額を知ることは難しい。その為、個別の投資家の損益状況を示す変数ではないものの、ファンドを保有する投資家の購入した基準価額の水準を計る指標となる平均取得単価を用いた。算出には以下の計算式で行う。^{*5}

$$\text{平均取得単価}_{i,t} = \frac{N_{i,t-1} \cdot \text{平均取得単価}_{i,t-1} - N_{i,t}^R \cdot \text{平均取得単価}_{i,t-1} + N_{i,t}^S P_{i,t-1}^S}{N_{i,t-1} - N_{i,t}^R + N_{i,t}^S} \quad (7)$$

N^S は設定口数、 N^R は解約口数、 P は基準価額を示す。添え字 i, t はそれぞれファンド、時点を表す。分析では、上記で算出した平均取得単価と基準価額との乖離率以下の式で算出し、変数とし

^{*5} 分析に使用するデータ期間より前に設定されたファンドの平均取得単価の算出には、使用可能な最も時点の古い 2000 年 4 月以降のデータを用いて算出した。

て加えた。

$$\text{乖離率}_{i,t} = \frac{\text{平均取得単価}_{i,t}}{P_{i,t}} - 1 \quad (8)$$

乖離率が正の場合は、投資家は平均して含み益を得ていることとなる。反対に、乖離率が負の場合は、投資家は平均して含み損を抱えていることとなる。

この他に、前節の行動バイアス 仮説の中で論じた歪度選好を検証する代理変数として MaxMin を用いる。内山・岩澤 (2012) は累積プロスペクト理論に基づく投資家の投資行動を分析する際に、月次リターンの最大値と最小値の和として以下のように定義された MaxMin 変数を用いて、個別銘柄のリターン分布の左右の歪みを測った。

$$\text{MaxMin}_{i,t} = \text{Max } r_{i,t} + \text{Min } r_{i,t} \quad (9)$$

前述の変数と同様、t-1 時点までの過去 60 ヶ月間のリターンデータを用いてファンド i 毎に各時点 t で算出する。過去リターンの最大値が大きく、最小リターンも大きいファンド程 MaxMin 変数は大きい値を取る。統計学上は MaxMin 変数が必ずしも分布の形状を表すものではないものの、実証的には MaxMin 変数が大きい程右裾が厚く左裾が薄い分布を持つと考えられ、分布の歪みを表す変数として使用している。今回の分析では、行動バイアス仮説において累積プロスペクト理論に基づく投資信託の投資家の投資行動の分析を行う為、MaxMin 変数を用いて、投資信託の投資家にも所謂”宝くじ”のようなファンドを選ぶ歪度選好の有無を検証する。

本稿を通じた分析は NTT データエービック社の 2000 年 4 月から 2022 年 3 月までの公募株式投信データを使用する。分析対象ファンドは、公募株式投信（除く ETF、VA^{*6}、SMA^{*7}、DC）の国内株式ファンドである。本稿では個人投資家に関係した資金フローを主たる分析対象としている為、ファンド購入タイミングに特異な特徴を有する DC や SMA、主たる投資家が個人投資家以外である VA においては分析対象ファンドから除外する。また、ファクターの影響を考慮したリターン変数の推定には、(5) のファクターリターンの算出に 60 ヶ月、(6) の指数減衰率を用いた変数処理に 18 ヶ月間の合計 78 ヶ月間のデータを用いる為、実際の分析期間は 2006 年 10 月から 2022 年 3 月までとなる。表 1 は、アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれの基本統計量を算出したものである。資金フロー率は (5) 式、未調整リターン、CAPM alpha、FF3-factor alpha、FF5-factor alpha は (6) 式でそれぞれ計算している。CS std は、クロスセクションの標準偏差であり、各項目のファンド別の平均値の標準偏差を表す。TS std は、時系列の標準偏差であり、各項目の月次の平均値の標準偏差を表す。

4 ファンド全体のパフォーマンスと資金フロー

本節ではまず、ファンド全体の直近のパフォーマンスが将来の資金フローに与える影響を検証する。2.1 節で示した情報シグナル仮説は、個別ファンドの過去のパフォーマンスと将来の資金フ

^{*6} Variable Annuity の略。投資信託には生命保険会社の変額年金保険の専用ファンドが設定されている事例がある。

^{*7} Separately Managed Account の略。証券会社等が投資家の資金を預かり運用するラップ口座の一形態を示し、投資信託には SMA の専用ファンドが設定されている事例がある。

表 1: 基本統計量

アクティブファンド	Mean	CS std	TS std	P5	P25	P50	P75	P95
純資産 (百万円)	9277	28 449	3179	354	1194	2878	7092	36 380
設定年数 (年)	13.1	6.1	1.9	6.9	8.8	12.0	16.0	21.8
資金純流入 (百万円)	-83	1154	192	-544	-78	-20	-3	91
ラグ資金フロー率 (%)	-0.89	48.26	15.62	-4.99	-1.73	-0.82	-0.23	1.96
未調整リターン (%)	0.41	2.37	5.09	-9.67	-2.49	0.81	3.94	9.09
CAPM alpha (%)	0.04	0.68	0.29	-1.01	-0.34	-0.02	0.35	1.32
FF3-factor alpha (%)	-0.04	0.58	0.21	-0.97	-0.36	-0.06	0.24	0.94
FF5-factor alpha (%)	-0.07	0.57	0.30	-1.02	-0.40	-0.08	0.23	0.94
インデックスファンド	Mean	CS std	TS std	P5	P25	P50	P75	P95
純資産 (百万円)	24 354	40 761	3213	599	2381	7793	27 406	106 719
設定年数 (年)	14.6	7.9	2.6	7.3	10.3	15.6	21.8	31.8
資金純流入 (百万円)	-146.5	1612.4	1086.5	-2504.5	-137.0	-9.0	38.0	1832.9
ラグ資金フロー率 (%)	-0.54	4.41	3.12	-8.48	-1.71	-0.33	0.74	6.43
未調整リターン (%)	0.34	5.39	0.67	-9.45	-2.14	0.82	3.80	8.53
CAPM alpha (%)	0.01	0.19	0.27	-0.54	-0.15	-0.04	0.22	0.65
FF3-factor alpha (%)	0.03	0.19	0.25	-0.46	-0.12	-0.01	0.21	0.61
FF5-factor alpha (%)	0.02	0.17	0.27	-0.48	-0.13	-0.03	0.22	0.59

(注) アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれの基本統計量を算出した。データ期間は 2006 年 10 月から 2022 年 3 月まで。資金フロー率は (1) 式、未調整リターン、CAPM alpha、FF3-factor alpha、FF5-factor alpha は (6) 式でそれぞれ計算している。CS std は、クロスセクションの標準偏差であり、各項目のファンド別の平均値の標準偏差を表す。TS std は、時系列の標準偏差であり、各項目の月次の平均値の標準偏差を表す。

ローの関係性について述べたものである。仮に情報シグナル仮説が正しい場合には、投資家は投資信託を購入する際、ファンド別の過去のパフォーマンスが相対的に良いファンドを購入することで、当該ファンドの将来の資金フローが増加することになる。一方で、本稿が分析対象とするファンドは国内株式に投資を行うアクティブファンドとインデックスファンドである為、過去のパフォーマンスは相場の変化に応じて同一の傾向を示す可能性が高い。そのため、投資家は個別ファンドの相対的なパフォーマンス水準の他に、市場全体を含む絶対的なパフォーマンスも併せて参照している可能性も考えられる。実際、金子 (2003) は国内のファンド全体のパフォーマンスを示す NRI-FPI 指数^{*8}と国内株式ファンドの資金フローについて、NRI-FPI の上昇と下落に応じて資金フローがそれぞれ増加ならびに減少する傾向があることを示している。そこで、次節以降で個別ファンドに関する分析を行う前に、本節では分析対象となるファンド全体のパフォーマンスが資金フローに与える影響を検証する。分析では、まず前月および当月のリターンと資金フロー率の関係

*8 NRI-FPI は公募追加型投信の投資収益や残高および設定・解約の状況を表す指標であり、野村総合研究所が算出している。

性を図示した上で、2つの変数の関係性について時系列の重回帰分析を行い明らかにしていく。

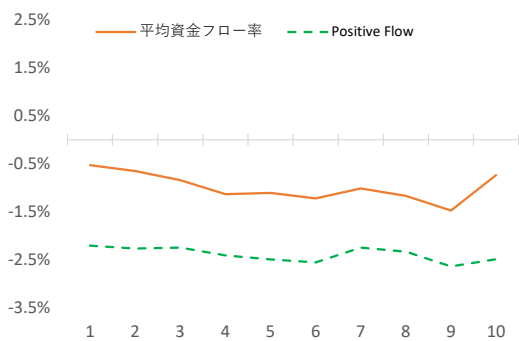
まず、前月および当月の時価加重リターンをアクティブファンドとインデックスファンドそれぞれで月次を集計する。その上で、時価加重リターンで時点を10個に分け、それぞれで平均資金フロー率を(1)式で算出する。併せて、時点を10個に分けた各グループのファンド本数のうち、資金フロー率の符号が正のファンドの割合を Positive Flow としてプロットした。図の縦軸は資金フロー率、横軸は月次で集計した時価加重リターンを時点で10個のグループに分けたものを左からリターンの昇順に並べたものである。尚、先行研究の節でも触れた Ben-David et al. (2021) の米国の投資信託市場を対象とした同様の分析方法による先行研究では、アクティブファンドとインデックスファンドの何れにおいても時価加重リターンが高い分位ほど資金フローが高くなる傾向を示し、米国の投資家はファンド全体のパフォーマンスが良好な月ほど投資信託市場に多くの資金を投じることが判明している。

分析結果は図1である。アクティブファンドには、前月および当月の時価加重リターンを用いた何れの場合においても、時価加重リターンと資金フローの間に弱い負の関係性が見られる。また、インデックスファンドにおいては、前月および当月の時価加重リターンと資金フローの間に負の関係性が見られ、前月の時価加重リターンよりも当月の方がその傾向が強い。また、アクティブファンドとインデックスそれぞれについて、分位別の資金フローがプラスの割合を示した点線の Positive Flow にも同様に前月および当月の時価加重リターンと資金フローに負の関係性が見られることから、一部のファンドに偏った投資行動ではなく、全体の傾向を示していることが分かる。

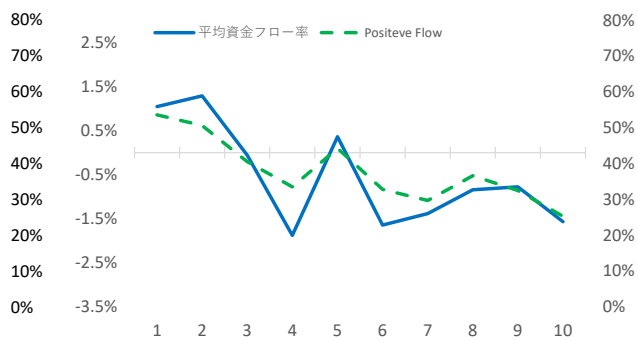
次に、図1で図示した月次で集計したファンド全体の時価加重リターンと資金フローに関係性があるか、時系列の重回帰分析を用いた検証を行う。目的変数に月次の平均資金フロー率、説明変数には図1で用いた時価加重の未調整リターンの他に、マーケット調整済リターン、CAPM alpha、FF3-factor alpha、FF5-factor alpha を用いて時系列の重回帰分析を行った。もし統計的に有意に逆張りの投資行動がある場合、図1の算出に用いた未調整リターンの係数がマイナスで有意になり、他のパフォーマンスに関わる指標を参照して投資行動を行っていた場合は、その他の変数が有意になるはずである。

分析の結果は表2である。説明変数の時価加重リターンの算出に前月と当月の何れの時価加重リターンを用いた場合においても、図1の算出に用いた未調整リターンのみを説明変数に取った(1)と(10)の回帰係数はマイナスで有意になっており、アクティブファンドとインデックスそれぞれについて、投資環境が悪化した時に相対的に多くの資金を振り向ける逆張りの投資行動を示す結果となっている。また、(2)から(5)の未調整リターンの代わりにマーケット調整済リターンやその他ファクターを考慮したアルファを説明変数とした場合には、大部分の変数が統計的に有意とはならない。(6)から(9)の未調整リターンの他に、マーケット調整済リターンやその他ファクターを考慮したアルファを同時に説明変数にとり回帰を行った場合においても、未調整リターンのみで回帰した場合と変わらずに係数はマイナスで有意である。

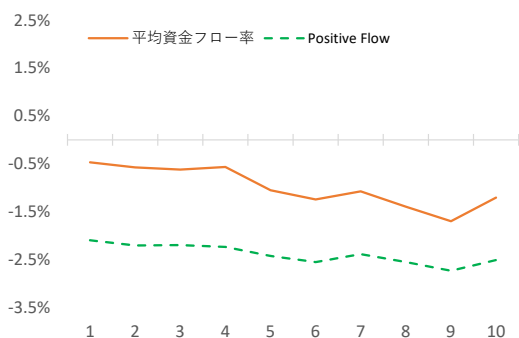
以上の結果から、日本の投資家は、前月または当月のファンド全体のパフォーマンスが悪い月ほど投資信託市場に多くの資金を投じる、所謂逆張りの投資行動があり、この結果は、日本の投資信託市場全体のパフォーマンスに応じて資金フローが変動するとした金子(2003)の結果と整合的



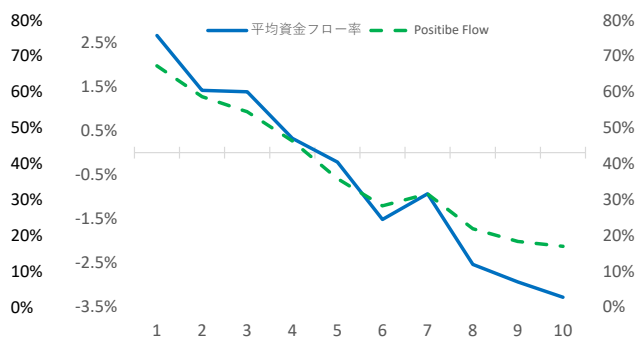
アクティブファンド (前月)



インデックスファンド (前月)



アクティブファンド (当月)



インデックスファンド (当月)

図 1: 時価加重リターンを月別に集計した分位別平均資金フロー

(注) アクティブファンドとインデックスファンドについて、当月および前月の月次時価加重リターンを算出し、時点を 10 個に分けた上で、左からリターンの昇順に並べ、各グループでの平均資金フロー率を折れ線で図示したものである。また、各グループで資金フロー率がプラスのファンドの割合を点線グラフで示している。データ期間は 2006 年 10 月から 2022 年 3 月まで。左軸は平均資金フロー率 (%)、右軸は資金フロー率がプラスのファンドの割合 (%) を表す。

である。一方で、米国の投資家がファンド全体のパフォーマンスが良い時により多くの資金を投じるとした Ben-David et al. (2021) の結果とは反対の結果である。本節の分析により、日本の投資家はファンド全体のパフォーマンスに応じて投資判断を行っており、且つ米国の投資家とは反対の逆張りの投資行動がみられることが明らかとなった。

5 ファンド固有の要因と資金フロー

前節では、月次で資金フローを集計した投資環境とパフォーマンスの関係性について分析を行い、日本の投資家には逆張りの投資行動が見られることが判明した。本節では、パフォーマンス

表 2: 月次の資金フローを月別のファンド全体の時価加重リターンで時系列回帰した結果

No.	アクティブ									インデックス
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
未調整リターン (%)	-0.177 (-4.964)					-0.178 (-4.855)	-0.177 (-4.971)	-0.178 (-5.077)	-0.178 (-5.102)	-0.171 (-6.030)
マーケット調整リターン (%)		-0.004 (-0.372)				-0.004 (0.755)				
CAPM alpha(%)			-0.015 (-0.077)				0.062 (0.025)			
FF3-factor alpha(%)				0.535 (0.791)				0.620 (0.943)		
FF5-factor alpha (%)					0.627 (0.863)				0.739 (1.099)	
adj. R^2	0.054	0.026	0.026	0.025	0.024	0.054	0.054	0.056	0.057	0.050

(a) 前月の時価加重リターンを説明変数に使用した場合

No.	アクティブ									インデックス
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
未調整リターン (%)	-0.072 (-3.083)					-0.073 (-3.048)	-0.071 (-2.952)	-0.071 (-2.963)	-0.070 (-2.904)	-0.353 (-8.969)
マーケット調整リターン (%)		-0.107 (-0.488)				-0.109 (0.389)				
CAPM alpha(%)			0.136 (2.004)				0.113 (1.798)			
FF3-factor alpha(%)				0.266 (1.676)				0.250 (1.705)		
FF5-factor alpha (%)					0.295 (1.618)				0.269 (1.586)	
adj. R^2	0.115	0.016	0.018	0.018	0.019	0.170	0.128	0.151	0.161	0.320

(b) 当月の時価加重リターンを説明変数に使用した場合

(注) アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれについて、月次に集計した平均資金フロー率を目的変数、ファンド全体のパフォーマンスに関連する変数を説明変数とした場合の時系列の重回帰分析結果を表している。データ期間は2006年10月から2022年3月まで。括弧内はNewey-Westの方法により時系列相関と不一致分散を修正した t 値を表す。インデックスファンドは未調整リターンのみの分析結果を示している。

を中心としたファンド固有の要因が資金フロー与える影響の分析を通じて、情報シグナル仮説の検証を行う。情報シグナル仮説に基づく国内の投資信託市場を対象とした論文では、[山本・米澤・花村 \(2004\)](#) や [藤原・呂 \(2012\)](#)、[阿萬・高橋 \(2020\)](#) が資金フローに影響を与えるパフォーマンス要因として未調整リターンを挙げている一方で、[Omori and Kitamura \(2022\)](#) はファクター考慮後のアルファを資金フローに与える影響として報告しており、意見が分かれている。本節では、まずパフォーマンスが資金フローに与える影響を分析する為に、コントロール変数の検討を行う。次に、コントロール変数を説明変数に加えた上でパフォーマンスと資金フローの関係性について分析を行い、情報シグナル仮説の検証を行う。その後、パフォーマンスとコントロール変数でも説明できない要因について、行動バイアス仮説の観点から検証を行う。

5.1 コントロール変数に関する検証

パフォーマンスが資金フローに影響を与えるか否かを検証するには、既に資金フローに影響を与えると広く知られている要因をコントロール変数に加え、それらの影響を取り除いた上で分析を行うことが望ましい。そこで、本節の分析では、Barber, Huang and Odean (2016) を参考に、対数変換後の $t-1$ 時点の設定年数、対数変換後の $t-1$ 時点の純資産、ファンドリターンの $t-1$ 時点までの 12 ヶ月標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、2022 年 3 月末時点の信託報酬率^{*9}をコントロール変数として採用している。

海外の投資信託市場を対象とした分析において、Barber, Huang and Odean (2016) は、資金フローの要因分析を行った際のコントロール変数に、対数変換後の $t-1$ 時点の設定年数、対数変換後の $t-1$ 時点の純資産、ファンドリターンの $t-1$ 時点までの 12 ヶ月標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、 $t-1$ 時点の総経費率、ノーロードのダミー変数を使用している。対数変換後の設定年数は、ファンドの新規設定日からの経過年数を対数変換したもの、対数変換後の純資産は、ファンド規模が拡大することによる規模効果を測るものであり、ファンドの純資産を対数変換したものである。ファンドリターンの標準偏差は、前月までの過去 12 ヶ月の月次リターンから算出した標準偏差である。前月の資金フローは $t-1$ 時点の資金フロー、総経費率は主に信託報酬とファンドの運用に要した有価証券の売買手数料等の経費を足したものを、期中の平均純資産額で除したものである。ノーロードダミー変数は、ファンドの売買時に販売会社に支払う購入時手数料が発生しないタイプのファンドにフラグを立て、ダミー変数としたものである。Ben-David et al. (2021) も同様のコントロール変数を用いて資金フローの要因分析を行っている。

一方で、国内の投信市場を分析対象とした場合、総経費率の取得が難しい。^{*10} 公募株式投信 (除く ETF) から公社債およびインデックスファンドを除いた広範なファンドを分析対象とした阿萬・高橋 (2020) は、設定年数、純資産、過去 12 ヶ月の月次リターンの標準偏差、市場全体の資金フロー^{*11}をコントロール変数に用いている。

その為、本節以降の分析においては、Barber, Huang and Odean (2016) が用いたコントロール変数のうち、総経費率を信託報酬率に変更したものをコントロールとして採用した。各コントロール変数と資金フローの関係性を確認する為、目的変数に (1) 式で算出した資金フロー率、説明変数にコントロール変数として採用した、対数変換した $t-1$ 時点のファンド残高、同じく対数変換した $t-1$ 時点の設定年数、 $t-1$ 時点までの過去 12 ヶ月リターンの標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、2022 年 3 月末時点の信託報酬率を取り、パネルでの重回帰分析を行った結果を表 3 に示して

^{*9} 分析には時系列の信託報酬率のデータセットを用いることが望ましいが、データ取得の難しさから、直近時点の信託報酬率をコントロール変数として採用した。主たる分析対象であるアクティブファンドにおいては、日本の投信市場の商慣習上、信託報酬の変更は極めて稀な事象であることから、結果への影響は僅少と筆者が判断した。

^{*10} 2023 年以降複数の国内運用会社にて総経費率の開示が開始されたものの、それ以前のデータについては運用報告書記載の項目を参照した上で計算が必要となる為、データ取得が難しい。

^{*11} 阿萬・高橋 (2020) の分析対象は公募株式投信 (除く ETF) から公社債およびインデックスファンドを除いた広範なファンドを対象としている為、ファンド別の前月の資金フローではなく投資信託市場全体の資金フローをコントロール変数に用いていると考えられる。

いる。アクティブファンドについては、(1)の説明変数にコントロール変数を全て加えたものにおいて、 \log 設定年数と純資産の変数がマイナスで有意となっており、年標準偏差は正で有意となっている。また、ラグ資金フローはマイナスで10%有意、信託報酬率は正で10%有意である。これらの結果は、(2)から(5)の各コントロール変数のみを説明変数に取った場合においても、信託報酬率の有意傾向は消失するものの、その他の変数においては大きな変化は見られない。インデックスファンドについては、(7)の説明変数にコントロール変数を全て加えたものにおいて、アクティブファンドと同じく \log 設定年数と純資産の変数がマイナスで有意となっている。また、年標準偏差、ラグ資金フローの有意傾向は消失した一方で、信託報酬率がマイナスで有意となっている。これらの結果は(8)から(12)の各コントロール変数のみを説明変数に取った場合においても大きな変化は見られない。金子(2003)は、ファンドの設定からの経過年数が短い程設定額が多くなり、特に設定から1年未満のファンドの設定額が突出して多いことを指摘しており、結果と整合的である。阿萬・高橋(2020)は、設定年数と純資産が資金フローに負の影響を与える要因として、販売会社の乗り換え営業の可能性を指摘している。販売会社の販売員は、新規に設定されたファンドの販売に注力する為、既に設定から年数が経過し純資産が大きいファンドを売却し、新規に設定されたファンドの購入資金に充てるよう顧客に提案を行っている為、設定年数と純資産が資金フローに負の影響を与えているとしている。また、吉田他(2021)が行った機械学習を用いた資金フローに影響を与える要因の特定に関わる非線形回帰による分析では、SHAPの手法を用いて係数別の貢献度を算出し、資金流入と資金流出のそれぞれに対して、パフォーマンスが最も高い影響を与えているとした上で、対数設定年数はマイナス、標準偏差はプラスに影響を与えていると指摘している。

以上のことから、対数変換した $t-1$ 時点の設定年数、同じく対数変換した $t-1$ 時点のファンド残高、 $t-1$ 時点までの過去12ヶ月のリターンの標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、2022年3月末時点の信託報酬率をコントロール変数として用いた上で、以降の分析を行っていくものとする。

5.2 情報シグナル仮説に関する検証

ここでは、過去のパフォーマンスが将来の資金フローに影響を与えているとする情報シグナル仮説の検証を行う。また、資金フローに影響を与えるとするパフォーマンスについても、過去の未調整リターンか、またはファクターを考慮したアルファであるのかも併せて検証を行う。分析は、アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれについて、目的変数に資金フロー率、説明変数にパフォーマンスに関連した変数として未調整リターン、マーケット調整済リターン、CAPM alpha、FF3-factor alpha、FF5-factor alpha をとり、パネルでの重回帰分析を行っている。コントロール変数は、5.1で検証した対数変換した $t-1$ 時点の設定年数、同じく対数変換した $t-1$ 時点のファンド残高、 $t-1$ 時点までの過去12ヶ月のリターンの標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、2022年3月末時点の信託報酬率である。結果は表4に示した。(1)から(5)のアクティブファンドの結果は、(1)の未調整リターンの係数は統計的に有意ではない一方、(4)(5)のFF3-factor alpha、FF5-factor alpha の係数は10%で有意となった。インデックスファンドを対象とした(6)から(10)については、何れの係数も有意とならなかった。従って、アクティブファンドの投資家の投資

表 3: 資金フローを目的変数、コントロール変数を説明変数に使用したパネルでの重回帰分析結果

No.	Active						Index					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>log</i> 設定年数 (年)	-0.010 (-2.004)	-0.001 (-2.223)					-0.014 (-2.143)	-0.011 (-1.988)				
<i>log</i> 純資産 (百万円)	-0.009 (-4.047)		-0.009 (-3.936)				-0.015 (-4.790)		-0.015 (-4.650)			
年標準偏差 (%)	0.054 (2.146)			0.037 (1.525)			-0.068 (-0.585)			-0.071 (-0.650)		
ラグ資金フロー (%)	-0.000 (-1.987)				-0.000 (-2.080)		-0.000 (-0.075)				0.000 (0.184)	
信託報酬率 (%)	0.000 (1.724)					0.000 (1.035)	-0.000 (2.464)					-0.000 (2.058)
adj. R^2 (%)	0.04	0.01	0.03	0.01	0.01	0.01	0.04	0.01	0.04	0.01	0.01	0.01

(注) アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれについて、目的変数に時価加重の資金フロー率、説明変数にコントロール変数として採用した、対数変換した $t-1$ 時点のファンド残高、同じく対数変換した $t-1$ 時点の設定年数、 $t-1$ 時点までの過去 12 ヶ月のリターンの標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、信託報酬率を取り、パネルでの重回帰分析を行った結果を表している。括弧内は、時点とファンドによる二重クラスタリングで修正した t 値を表す。説明変数には、アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれについて、全てのコントロール変数を加えたものと、それぞれのコントロール変数を加えたものを示している。

行動は、一部で情報シグナル仮説に基づいた説明ができ、相対的に過去のファクターを考慮したアルファが高いファンドに投資を行っている可能性が高い。また、その中でも FF3 のアルファの有意性が相対的に高いことが判明した。一方で、インデックスファンドの投資家は情報シグナル仮説に基づいた投資行動は確認できなかった。

アクティブファンドを対象とした情報シグナル仮説に関する実証結果は、米国市場を対象とした Gruber (1996) や Barber, Huang and Odean (2016) の実証結果と整合的である。Gruber (1996) はアクティブファンドの過去のパフォーマンスと将来の資金フローに関係性があると指摘した上で、アセットプライシングモデルを考慮したアルファが高いファンド*¹²程、将来の資金フローが増加することを示している。さらに、Barber, Huang and Odean (2016) は、投資家がアクティブファンドに投資を行う際、過去の CAPM alpha が相対的に高いファンドにより多くの資金を投じる傾向を示している。本節のアクティブファンドの実証結果は CAPM alpha よりも FF3-factor alphaの方が有意性が高いものの、資金フローが未調整リターンではなくファクターを考慮したリターンの有意性が高いという点からは整合的な結果とも言える。

*¹² Gruber (1996) は、Fama and French (1993) の 3 ファクターモデルに、クレジットスプレッドを加えた 4 つのファクターによりアルファの推定を行っている。

表 4: 資金フローを目的変数、パフォーマンスを説明変数に使用したパネルでの重回帰分析結果

No.	Active					Index				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
未調整リターン (%)	0.052 (1.178)					-0.090 (-1.351)				
マーケット調整リターン (%)		0.033 (0.437)					-0.041 (-0.637)			
CAPM alpha(%)			0.005 (1.446)					-0.277 (-0.734)		
FF3-factor alpha(%)				0.096 (1.733)					-0.070 (-0.161)	
FF5-factor alpha(%)					0.099 (1.699)					0.062 (0.144)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R ² (%)	0.05	0.04	0.05	0.05	0.06	0.08	0.14	0.14	0.14	0.14

(注) アクティブファンドとインデックスファンドそれぞれについて、目的変数に時価加重の資金フロー率、説明変数にリターンに関連した変数を取ったパネルでの重回帰分析の結果を表している。データ期間は 2006 年 10 月から 2022 年 3 月まで。コントロール変数には、対数変換した $t-1$ 時点のファンド残高、同じく対数変換した $t-1$ 時点の設定年数、 $t-1$ 時点までの過去 12 ヶ月のリターンの標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、信託報酬率を取っている。括弧内は、時点とファンドによる二重クラスターリングで修正した t 値を表す。

5.3 行動バイアス仮説に関する検証

次に、前節のファンド別の過去のパフォーマンスが将来の資金フローに与える影響の他に、投資家の行動バイアスが資金フローに与える影響の検証を行う。行動バイアス仮説を検証する為の代理変数として、平均取得単価を用いて算出した乖離率と MaxMin の変数を用いる。まず、3 章の (7) 式で月次のファンド別平均取得単価を計算し、(8) 式で基準価額との乖離率を算出して変数としている。また、乖離率が正の変数を抽出した平均含み益率、反対に乖離率が負の変数を抽出した平均含み損率も変数として加える。あわせて、コントロール変数の他に、前節で検証したパフォーマンスが資金フローに与える影響を除くため、アクティブファンドの変数の中で最も係数が大きくファクター数の多い FF5-factor alpha を説明変数に加えている。これらの変数とコントロール変数を説明変数、資金純流入率、設定率、解約率を目的変数に取りパネルでの重回帰分析を行った。仮にディスポジション効果が存在する場合、解約率に対して平均含み益率の係数は正で有意になる一方、平均含み損率の係数は正で有意になるはずである。そして、投資家に歪み選好がある場合には設定率に対して MaxMin が正で有意に、反対に解約率に対して負で有意になるはずである。同じくナンピン買いがある場合には、目的変数に設定率をとる場合に、平均含み損率の係数が正で有意になるはずである。

表 5 は結果を表している。資金フロー率を目的変数に取った場合の分析結果である (1) から (4) では、(2) の乖離率を説明変数とした場合は t 値は有意とならなかった一方で、(3) と (4) の平均

含み益率と平均含み損率を説明変数に取った場合には、係数はそれぞれ負と正で有意となった。FF5-factor alpha と MaxMin 変数は何れも有意とならなかった。資金純流入率を設定率と解約率に分解して目的変数とした (5) から (12) は、(11) の平均含み益率の係数以外の係数については 5% で有意となった。また、CAPMalpha と MaxMin 変数は何れも正で有意となった。

これらの結果は、ディスポジション効果と整合的ではない。ディスポジション効果と整合的ならば、(11) と (12) の係数がそれぞれ正と負の符号で有意となるはずである。しかしながら、表 5 では (11) の係数が有意となっていない為、ディスポジション効果と整合的ではない。また、歪度選好の仮説とも整合的ではない。歪度選好と整合的ならば、(5) から (8)、(9) から (12) の係数がそれぞれ正と負で有意となるはずであるが、何れも正で有意の結果であることから、日本の投資家に歪度選好はみられない。一方で、ナンピン買いの投資行動とは整合的である。もしナンピン買いの投資行動と整合的であれば、目的変数に設定額を取った (8) の平均含み損率の係数が正で有意となるはずである。結果は仮説と整合的であり、(8) の平均含み損率の係数は正で有意となり、投資家が平均的に含み損を抱えている状況で、設定額が有意に増加するナンピン買いの現象が確認できた。

以上の結果から、資金純流入を目的変数とした場合のパネル回帰分析では、行動バイアス仮説のうち、ディスポジション効果と歪度選好^{*13}は確認されなかったものの、ナンピン買いの投資行動が確認された。

本節での分析結果は、日本の投資信託市場においてディスポジション効果が存在する可能性を示唆した金子 (2003) や阿萬・高橋 (2020) の結果に反する。また、日本の個別株式の投資家に歪度選好の傾向があるとした内山・岩澤 (2012) の実証結果が、日本の投資信託市場では整合的な結果が得られないこと示す。一方で、白井 (2021) による日本の個別株式を対象とした分析で示唆されたナンピン買いが、投資信託市場においても整合的な結果が得られたことを示す。

6 結論

本稿では、我が国の国内株式を投資対象とする公募投資信託市場において、情報シグナル仮説と行動バイアス仮説の 2 つの仮説を立てて、資金フローに与える影響に関する実証分析を行った。情報シグナル仮説では、過去の未調整リターンとファクターを考慮したアルファを用いて、投資家がどちらのリターンを参照して投資信託を購入または解約を行っているかを検証した。また、行動バイアス仮説では、平均取得単価を用いて、投資信託の投資家が平均的に含み益または含み損がある状態かを表す変数で資金フローに与える影響の検証を行った。加えて、MaxMin 変数により、投資家が右裾が厚く左裾が薄いリターン特性を持つ投資信託を選好する特性およびナンピン買いに関する投資行動の有無も併せて検証を行った。

その中で、従来の海外を含む先行研究の多くは資金フローに与える影響を分析する際に資金純流入を目的変数に用いることが多数であり、資金フローの増減が設定額と解約額の何れの影響によるものかの特定が困難であった。^{*14}本稿では、資金純流入を設定額と解約額に分離して分析を行うこ

^{*13} 表 5 の MaxMin をファンド別の過去 60 ヶ月間の未調整リターンの歪度とした場合でも同一の結果を示した。

^{*14} 例えば、ひとえに資金純流入の増加であっても、設定額の増加によるものと、解約額の減少によるものと、両方の要

表 5: 資金純流入を目的変数、パフォーマンスを説明変数に使用した重回帰分析結果

No.	資金フロー率				設定率				解約率			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
乖離率 (%)		0.001 (0.34)				0.008 (2.006)				0.007 (3.178)		
平均含み益率 (%)			-0.028 (-3.603)				-0.027 (-3.224)				0.001 (0.285)	
平均含み損率 (%)				0.007 (2.631)				0.014 (3.836)				0.007 (3.405)
MaxMin(%)	0.021 (1.177)	0.031 (1.724)	0.023 (1.249)	0.020 (1.124)	0.061 (2.579)	0.060 (2.480)	0.062 (2.649)	0.059 (2.563)	0.040 (2.898)	0.029 (2.409)	0.040 (2.896)	0.039 (2.914)
FF5-factor alpha(%)	0.066 (1.446)	0.063 (1.337)	0.073 (1.555)	0.064 (1.396)	0.158 (2.881)	0.165 (2.935)	0.161 (2.791)	0.154 (2.796)	0.092 (5.870)	0.097 (6.552)	0.092 (5.887)	0.090 (5.740)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R ² (%)	0.02	0.05	0.06	0.05	0.02	0.08	0.08	0.08	0.08	0.10	0.09	0.11

(注) アクティブファンドについて、目的変数に時価加重の資金フロー率、設定率、解約率を取り、説明変数に行動バイアス仮説の代理変数および FF5-factor alpha を含むコントロール変数を取ったパネルでの重回帰分析の結果を表している。データ期間は 2006 年 10 月から 2022 年 3 月まで。コントロール変数には、対数変換した $t-1$ 時点のファンド残高、同じく対数変換した $t-1$ 時点の設定年数、 $t-1$ 時点までの過去 12 ヶ月のリターン標準偏差、 $t-1$ 時点の資金フロー、信託報酬率を取っている。括弧内は、時点とファンドによる二重クラスタリングで修正した t 値を表す。

と^{*15}により、投資家の投資行動をより詳細に分析することを可能とした。それに加え、本稿では金子 (2003) が分析で用いた平均取得単価をプラスとマイナスに分離して説明変数に加えることにより、投資家が平均して含み益にある状態と含み損にある状態とで、より詳細な投資家の投資行動の分析を可能とした。また、内山・岩澤 (2012) の MaxMin 変数を設定額と解約額のそれぞれに与える影響を分析することで、日本の投資信託市場における投資家の歪度選好の有無をはじめて明らかにした。

結論は主に以下の通りである。

第一に、投資信託市場全体の傾向として、我が国の投資信託の投資家には所謂逆張りの投資行動があり、前月または当月のパフォーマンスが低い時により多くの資金を投資信託に投じる傾向がある。その傾向はアクティブファンドよりもインデックスファンドの方が強く、そして前月よりも当月のパフォーマンスの方が強い傾向を示す。

第二に、個別の投資信託固有の要因として、投資信託の資金フローは、未調整リターンではなくファクターを考慮したアルファと正の関係性が高い。すなわち、日本の投資家は他の投資信託よりも相対的にファクターを考慮したアルファが高いファンドにより多くの資金を投じており、検証を行った中では FF3-factor のアルファの有意性が最も高い。

因によるものかは、資金純流入のみのデータでは判別がつかない。

*15 資金純流入を設定額と解約額に分けて分析を行った先行研究に阿萬・高橋 (2020) があるが、分析の目的が運用会社の資本系列をはじめとしたファンド提供側の要因が資金フローに与える影響であり、投資家側の行動バイアスに主眼を置いた本稿とは異なる。

最後に、個人投資家の個別株式に関わる取引傾向として先行研究で指摘されているディスポジション効果と歪度選好、ナンピン買いに関する行動バイアス仮説について、日本の投資信託市場ではディスポジション効果と歪度選好は確認されなかった。一方で、ナンピン買いに基づく投資行動が確認できた。それにより、日本の投資信託の投資家は、投資したファンドが含み損を抱えた際に、相対的により多くの資金を投じる非合理的な投資行動が確認された。

本稿の実証結果は、我が国の投資家には投資の際にファクターを考慮したアルファを参照する投資行動がみられる一方、ナンピン買いと呼ばれる行動バイアスに基づく非合理的な投資行動がみられるという見方の証拠を提示するものである。

参考文献

- Barber, B.M., Y. Lee, Y. Liu, and T. Odean (2007) “Is the Aggregate Investor Reluctant to Realise Losses? Evidence from Taiwan,” *European Financial Management*, 13(3), 423–447.
- Barber, B. M., X. Huang, and T. Odean (2016) “Which Factors Matter to Investors? Evidence from Mutual Fund Flows,” *Review of Financial Studies*, 29(10), 2600–2642.
- Barberis, N. and M. Huang (2008) “Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices,” *American Economic Review*, 98(5), 2066–2100.
- Barberis, N. and W. Xiong (2009) “What Drives the Disposition Effect? An Analysis of a Long-Standing Preference-Based Explanation,” *Journal of Finance*, 64(2), 751–784.
- Ben-David, I., J. Li, A. Rossi, and Y. Song (2021) “What Do Mutual Fund Investors Really Care About?” *Review of Financial Studies*, 35(4), 1723–1774.
- Chevalier, J. and G. Ellison (1997) “Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives,” *Journal of Political Economy*, 105(6), 1167–1200.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993) “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- (2015) “A Five-factor Asset Pricing Model,” *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22.
- Gruber, M. J. (1996) “Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds,” *Journal of Finance*, 51(3), 783–810.
- Kahneman, D. and A. Tversky (1979) “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica: Journal of Econometric Society*, 47(2), 263–291.
- Li, Y. and L. Yang (2013) “Prospect Theory, the Disposition Effect, and Asset Prices,” *Journal of Financial Economics*, 107(3), 715–739.
- Oberlechner, Thomas and Hocking, Sam (1997) “Market Psychology and the Dynamics of Information: An Interdisciplinary View of the Foreign Exchange Market,” *Webster University*.
- Odean, T. (1998) “Are Investors Reluctant to Realize their Losses?” *Journal of Finance*,

- 53(5), 1775–1798.
- Omori, K. and T. Kitamura (2022) “Managers’ Skills and Fund Flows in the Japanese Mutual Fund Market,” *Studies in Economics and Finance*, 39(4), 675–696.
- Shefrin, H. and M. Statman (1985) “The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence,” *Journal of Finance*, 40(3), 777–790.
- Sirri, E. R. and P. Tufano (1998) “Costly Search and Mutual Fund Flows,” *Journal of Finance*, 53(5), 1589–1622.
- Tversky, A. and D. Kahneman (1992) “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4), 297–323.
- 久保田敬一・竹原均 (2007) 「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」, 『現代ファイナンス』 (22), 3–23.
- 吉田遼平・中道拓馬・田中陸・鈴木智也 (2021) 「国内株式投資信託における資金フローの非線形モデリング」, 『人工知能学会第二種研究会資料』, 2021(FIN-027), 71.
- 山本健・米澤康博・花村泰廣 (2004) 「わが国の株式投資信託の Flow-Performance 関係: 序説」, 『証券経済研究 / 日本証券経済研究所 編』 (46), 1–15.
- 内山朋規・岩澤誠一郎 (2012) 「投資家の「ギャンブル志向」は日本の株価に影響を与えているか: 歪度と期待リターン」, 『現代ファイナンス』 (31), 61–86.
- 白井健人 (2021) 「投資家の含み損益と低ボラティリティ・アノマリー」, 『証券アナリストジャーナル』 51(11), 90–102.
- 藤原崇幸・呂潔 (2012) 「日本の投資信託市場の動向と課題: これまでの設定状況の分析から」, 『証券アナリストジャーナル』, 50(8), 17–26.
- 金子久 (2003) 「個人投資家の投資行動と普及への展望」, 『証券アナリストジャーナル』, 41(7), 18–31.
- 阿萬弘行・高橋陽二 (2020) 「日本における投資信託の資金フローと市場構造」, 『証券アナリストジャーナル』, 58(5), 76–87.