

モメンタム戦略の開発とその有効性の検証

岩永 安浩¹

Iwanaga Yasuhiro

Abstract

本稿では、錯誤モメンタムというモメンタム関連の新しいシグナルを提案する。錯誤モメンタムが高い銘柄は低い銘柄よりも将来リターンが高いという錯誤モメンタムの効果を日本の株式市場と米国の株式市場で確認した。錯誤モメンタムの効果が有効であるのは、投資家が累和リターンを累積リターンと錯誤してしまう認知バイアスのためである可能性がある。錯誤モメンタムの効果は、一般的なモメンタム戦略が苦手とするベアマーケット時に有効性が高まり、コール・オプションの売りのような性質を持たないという特徴がある。錯誤モメンタムは、大型株のユニバースでも有効性が高いため、実務にも応用できる可能性がある。

JEL Classification G10, G11, G12, G14

Keywords momentum, Japan, cognitive bias, stock market reactions

¹ 玉川大学 (Tamagawa University)

1. Introduction

過去数カ月に相対的に値上がりした銘柄が相対的に値下がりした銘柄よりも、その後もリターンが高いという現象はモメンタム効果と呼ばれる。モメンタム効果は、株式市場で観測される代表的なアノマリーであり、学術界だけではなく実務においても関心の高いテーマの一つである。本稿では、モメンタムに関連した新しいシグナルの提案とその有効性の検証を行うことを目的とする。² 日本の株式市場で頑健性のある有効性を示すモメンタムのシグナルがない現状を踏まえて、日本の株式市場で統計的に有意に超過収益を獲得することができる新しいモメンタムに関連したシグナルを提案する。また、提案した新しいモメンタム関連のシグナルで超過収益を獲得することができるメカニズムを明らかにする。具体的には、本稿では、累積リターンと累和リターンの差を新しいモメンタム関連のシグナルとして提案する。本稿では、この新しく提案するモメンタム関連のシグナルを「錯誤モメンタム」と呼ぶ。

錯誤モメンタムのアイデアは次のような考え方からきている。Tversky and Kahneman (1974)は、複雑な判断を簡略化するために使用されるヒューリスティックスが、人間の判断に誤りをもたらす可能性を示した。投資家は、期待リターンの代理変数としてモメンタムを累積リターンで捉えるべきであるが、累和リターン（単純平均リターン）で認知するというヒューリスティックスを持っていると考えられる³。その結果、累積リターンと累和リターンに差があるとき、累積リターンが累和リターンよりも高い銘柄は過小に評価され、逆に、累積リターンが累和リターンよりも低い銘柄は過大に評価されていることになる。この評価が修正される過程で、累積リターンと累和リターンの差が大きい銘柄は、将来リターンが高くなると予想される。

本稿では、日本の株式市場を対象として、この錯誤モメンタムの効果について検証を行った。その結果、錯誤モメンタムが高い銘柄ほど翌月のリターンが高いことを確認した。このような現象が観測される理由として、投資家の過小反応仮説と認知バイアス仮説という2つの仮説を検証した結果、認知バイアス仮説が支持される可能性を明らかにした。一般的なモメンタムの効果は、ベアマーケット時には有効性が低く、コール・オプションの売りのような性質を持つことが先行研究では報告されている（e.g., Cooper et al., 2004; Daniel and Moskowitz, 2016）。しかし、錯誤モメンタムの効果は、むしろベアマーケット時に有効性が高く、コール・オプションの売りのような性質も持たないことが分かった。また、錯誤モメンタムは、市場の変動に応じて、一般的なモメンタムに対するエクスポージャーが変化するという特徴がある。さらに、錯誤モメンタムの効果は、時価総額が大きいユニバースや米国の株式市場でも有効性が高いことを確認した。

本稿の貢献は、以下で述べる4点である。まず、錯誤モメンタムというモメンタム関連の

² シグナルとは、モメンタムを計測するための指標のことである。初期の研究では、過去のリターンが用いられていたが、近年では幾つかの新しいシグナルが提案されている。

³ 例えば、10%上昇して、10%下落した場合の累積リターンは-1%であるが、0%と累和リターンで認知してしまうことが挙げられる。

新しいシグナルを提案した点である。累積リターンと累和リターンの差に着目した研究は本稿が初めてであり、独創性が高い研究であると考えられる。二点目は、日本の株式市場で錯誤モメンタムの効果の有効性が高いことを頑健に示した点である。日本の株式市場では、一般的なモメンタムの効果は有効ではない。また、先行研究で報告された幾つかのモメンタムに関連したシグナルの効果も頑健ではない可能性が示唆されている。したがって、日本の株式市場でモメンタムに関連した効果を楽しむことができることを頑健に示したことは、日本の株式市場に投資する投資家にとって大きなメリットがある。三点目に、錯誤モメンタムの効果は、大型株のユニバースでも有効であることを示した点である。時価総額が大きい銘柄ユニバースは取引コストが低いため、この銘柄ユニバースで有効性が高いシグナルを利用した戦略は、実際に取引実践できる可能性がある。したがって、大型株のユニバースで有効な新しいモメンタム関連のシグナルを提案したことは、実務的な貢献も大きいと考えられる。四点目は、錯誤モメンタムの特性を分析し、錯誤モメンタムの効果が有効となるメカニズムを示した点である。錯誤モメンタムの効果が、一般的なモメンタムの効果とは特性が異なり、累和リターンと累積リターンを錯誤してしまう認知バイアスによって有効性が生じる可能性を示したことは、錯誤モメンタムに関する理解を深めることに貢献している。

次章以降の本稿の構成は次の通りである。第2章では、関連研究について記述する。第3章では、錯誤モメンタムの定義や本稿で用いるその他の変数について説明する。第4章では、錯誤モメンタムとクロスセクションの将来リターンとの関係についての実証分析の結果を示す。第5章では、錯誤モメンタムの効果が有効となる理由を説明するための仮説を検証する。第6章では、錯誤モメンタムの特性を明らかにするための追加分析を行う。第7章では、錯誤モメンタムの効果の有効性について頑健性の検証を行う。第8章では、まとめと今後の課題を述べる。

2. Related literature

過去のリターンをシグナルとしたモメンタム効果の有効性を最初に報告したのは Jegadeesh and Titman (1993)であり、米国株式市場で観測した。その後、Rouwenhorst (1998, 1999)は、米国以外の世界各国の株式市場でもモメンタム効果が観測されることを示した。しかし、日本の株式市場は、モメンタム効果が有効でない世界でも稀な市場であると報告された (e.g., Iihara et al., 2004; Chou et al., 2007; Chui et al., 2010; Fama and French, 2012; Asness et al., 2013)。世界各国で有効性が確認されているモメンタム効果が、なぜ日本の株式市場では有効でないのかについては、様々な議論がある (e.g., Chou et al., 2007; Chui et al., 2010; Asness et al., 2013; Hanauer, 2014)。

近年では、モメンタムのシグナルを計測する方法を工夫することによって、より効率的にリターンを獲得することができる可能性について検証が行われている。その一つがリスク調整後のリターンに基づいてモメンタムのシグナルを計測する方法であり、残差モメン

タムと呼ばれる。残差モメンタムを最初に提案したのは Gutierrez and Pirinsky (2007)であり、その後に Blitz et al. (2011)が研究を深めた。日本の株式市場でも残差モメンタムの効果について検証が行われ、Chang et al. (2018)と Blitz et al. (2020)は、日本の株式市場では伝統的なモメンタム効果は有効ではないが、残差モメンタムの効果は有効であることを報告した。しかし、Iwanaga (2024)は、Chang et al. (2018)と Blitz et al. (2020)の残差モメンタムの計測方法には統計的な問題点があり、正しい方法で残差モメンタムを計測すると、その効果は統計的に有意ではないことを示している。

日本の株式市場でも有効であることが報告されているもう一つの有力なモメンタムのシグナルは Büsing et al. (2024)が提案した high-to-price (HTP) と price-to-high (PTH) という指標である。HTP は、測定期間中の最高値と測定期間開始時の終値との変化率でモメンタムのシグナルを計測する。一方、PTH は、測定期間終了時の終値と測定期間中の最高値との変化率で計測したモメンタムのシグナルである。Büsing et al. (2024)は、この二つのシグナルの中で HTP の効果が日本の株式市場でも有効である可能性を報告している。しかし、世界各国の株式市場と比べると、日本の株式市場では、HTP の効果の有効性は相対的に低いことが示されている。また、Iwanaga et al. (2024)は、HTP の効果が、時価加重では有効であるが、均等加重では有効ではなく、頑健ではない可能性を報告している。

3. Data

本稿では、東京証券取引所に上場する全銘柄を分析対象とした⁴。ただし、外国部に上場する銘柄と ETF/ETN は分析対象から取り除いた。1990 年 7 月から 2022 年 3 月を分析期間とした⁵。株価、出来高、リターンなどの市場データ、および、株主資本など財務データは、株式会社金融データソリューションズから入手した。Fama and French (1993) の 3 ファクター (Fama-French 3 ファクター) の月次リターンのデータは、K.French のデータライブラリから取得した⁶。

3.1 Measures of Illusion momentum

モメンタム (MOM) は、時点 t から時点 $t - m + 1$ の期間の累積リターンとして定義する⁷。具体的には、銘柄 i の時点 t の m カ月のモメンタムは、下式で定義する。

⁴ 日本には、東京証券取引所の他に大阪証券取引所、名古屋証券取引所、福岡証券取引所、札幌証券取引所がある。全上場銘柄約 3,800 銘柄のうち約 97%が東京証券取引所に上場している。また、東京証券取引所には、1 部、2 部、マザーズ、ジャスダック、外国部の上場区分がある。

⁵ Fama-French 3 ファクターの月次リターンのデータを取得可能な時点分析期間の始点とした。

⁶ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html このマーケットファクターのリターンは、米ドル換算値であり、日本円に再換算すると不要な誤差が生じるため、TOPIX 配当込リターンで代用した。HML ファクターと SMB ファクターは、ロングショート・ポートフォリオのリターンであり、リターン格差が大きいために複利の効果で為替の影響が出る可能性があるが、その影響は軽微であると考えられるため、そのまま利用した。

⁷ Jegadeesh and Titman (1993)は、モメンタムのシグナルを、直近 1 カ月を除いた期間の累積リターンで定義しているが、本稿では直近 1 カ月を除いていない。なお、直近 1 カ月を除いた期間で定義した場合も同様の結果になることを確認している。詳細は Appendix の表 A4 をご参照。

$$MOM_{i,t,m} = 100 \left[\prod_{j=1}^m (1 + r_{i,t-j+1}) - 1 \right] \quad (1)$$

ここで、 $r_{i,t}$ は、銘柄*i*の時点*t*の月次リターンである。

累和リターン (SUM) は、時点*t*から時点*t - m + 1*の期間の月次リターンを合計したリターンとして定義する。具体的には、銘柄*i*の時点*t*の*m*カ月の累和リターンは、下式で定義する。

$$SUM_{i,t,m} = 100 \sum_{j=1}^m r_{i,t-j+1} \quad (2)$$

錯誤モメンタム (IMOM) は、モメンタムとして定義した累積リターンと累和リターンの差として定義する。具体的には、銘柄*i*の時点*t*の*m*カ月の錯誤モメンタムは、下式で定義する。

$$IMOM_{i,t,m} = MOM_{i,t,m} - SUM_{i,t,m} \quad (3)$$

本稿では、日本の株式市場を対象にモメンタム効果を分析した先行研究 (e.g., Chang et al., 2018; Iwanaga, 2024) にならい、6カ月と12カ月の錯誤モメンタムを分析対象とする。

3.2 Control variables

本稿で用いるコントロール変数について説明する。Fama and French (1992)にならい、過去60ヶ月間の月次リターンを用いて個別銘柄のマーケットベータ (BETA) を推定した。企業規模 (LNME) は、時価総額 (一株あたりの株価と発行済み株式数の積) の自然対数として計算した。簿価時価比率 (LNBV) は、株主資本を時価総額で割ったものの自然対数として算出した。Amihud (2002)にならい、出来高金額1単位当たりの日次絶対リターンの月間平均値として非流動性 (ILLIQ) を算出した。Jegadeesh (1990)にならい、短期リバーサル (REV) は、前月リターンとして定義した。Idiosyncratic Volatility (IVOL) は、Ang et al. (2006, 2009)と同様に、過去30日間の日次リターンの観測値を用いて算出した⁸。Büsing et al. (2024)にならい、high-to-price (HTP) とprice-to-high (PTH) を下式で定義した⁹。

$$HTP_{i,t} = \log \left(\frac{High_{i,t-12,t-1}}{P_{i,t-12}} \right) \quad (4)$$

$$PTH_{i,t} = \log \left(\frac{P_{i,t-1}}{High_{i,t-12,t-1}} \right) \quad (5)$$

ここで、 $P_{i,t}$ は銘柄*i*の時点*t*の終値、 $High_{i,t-12,t-1}$ は銘柄*i*の時点*t - 1*から時点*t - 12*の期間の高値である。

⁸ Fama-French 3 ファクターを説明変数とした回帰分析の残差リターンに基づいて算出した。

⁹ PTH は、George and Hwang (2004)の 52 weeks high と同様の指標である。

3.3 Summary statistics

表1のPanel Aは、上述の変数のクロスセクション記述統計量の時系列平均を示している。6カ月の錯誤モメンタム（IMOM6M）の平均値は0.06であり、ほぼゼロである。これは、6カ月のモメンタム（MOM6M）の平均値3.21が、6カ月の累和リターン（SUM6M）の平均値3.15で相殺されるためである。同様に、12カ月の錯誤モメンタム（IMOM12M）の平均値が－0.10であるのは、12カ月のモメンタム（MOM12M）の平均値6.46が、12カ月の累和リターン（SUM12M）の平均値6.55で相殺されるためである。IMOM6Mの歪度は4.67、尖度は261.77である。また、IMOM12Mの歪度は6.03、尖度は241.65である。IMOM6MとIMOM12Mのクロスセクション分布は正規分布とは異なるようである。

表1のPanel Bは、各変数間のクロスセクション相関係数の時系列平均値を示している。IMOM6Mは、MOM6Mとの相関係数が0.21である一方で、SUM6Mとの相関係数は－0.06である。また、IMOM12Mは、MOM12Mとの相関係数が0.28である一方で、SUM12Mとの相関係数は－0.07である。このように錯誤モメンタムが、モメンタムと正の相関を持つ一方で、累和リターンとは負の相関を持つことは、錯誤モメンタムをモメンタムと累和リターンの差として定義したことで整合している。錯誤モメンタムは、モメンタムとの正の相関関係の方が、累和リターンとの負の相関関係よりも強いようである。IMOM6MとIMOM12Mは、その他の変数との間の相関係数が高くないが、本稿では、これらの変数をコントロール変数として分析に用いる。

4. Results

本章では、錯誤モメンタムの効果を明らかにする。また、錯誤モメンタムの効果が、クロスセクションで将来リターンを予測することが知られている他のリスク要因や株式の特性では説明できないことを示す。

4.1 Univariate portfolio-level analysis

この節では、1 変量分位ポートフォリオの実証分析を行う。各月末に東京証券取引所に上場する全銘柄を、IMOM6M または IMOM12M に基づいて 10 分位ポートフォリオを構築し、翌月 1 カ月間保有した場合のリターンを計測する。IMOM6M または IMOM12M の最も高いポートフォリオと最も低いポートフォリオのリターンを比較する。なお、本稿の分位ポートフォリオによる分析におけるウェイト方式は、均等加重である。

表 2 は、分位ポートフォリオ分析の結果を示している。分位ポートフォリオの生リターンは、IMOM6M が高い分位ほど単調に高い。IMOM6M が最も低い 1 分位では－0.17%、最も高い 10 分位では 1.22%である。10 分位と 1 分位のリターン差は、1.39%（ t 値 4.78）である。これに対応する Fama-French の 3 ファクターのアルファは、1.42%（ t 値 4.99）である。いずれのリターン差も統計的に有意である。IMOM12M に関しても、ほぼ同様の結果である。10 分位と 1 分位のリターン差は、0.82%（ t 値 2.84）であり、これに対応する Fama-French の 3 フ

ファクターのアルファは、0.88% (t 値 3.16) である。図 1 は、IMOM6M と IMOM12M に基づくロングショート・ポートフォリオの累積リターン（10 分位と 1 分位のリターン差）の推移を示している。1990 年代後半までは不安定な推移となっているが、その他の期間では、概ね右肩上がりの推移となっている。以上から、錯誤モメンタムの最も大きい 10 分位の銘柄を買い、最も小さい 1 分位の銘柄を売るロングショート・ポートフォリオは、翌月に経済的にも統計的にも有意なリターンをもたらすことを確認することができた。

表 3 は、錯誤モメンタムでソートした分位ポートフォリオの特性値を示している。Panel A の IMOM6M でソートした場合の分析結果について述べる。IMOM6M が最も高い 10 分位の MOM6M は 24.24 と極端に高い。一方で、IMOM6M が最も低い 1 分位の MOM6M は 5.71 であり、二番目に高い。表 1 の Panel B では、IMOM6M と MOM6M のクロスセクションの相関が高いことが確認されたが、単調な線形の関係ではないようである。IMOM6M は、MOM6M と SUM6M の差であるが、MOM6M と SUM6M のクロスセクションの相関係数は 0.95 と高い。したがって、MOM6M が高い銘柄は SUM6M も高い傾向があり、IMOM6M が低くなる場合がある。IMOM6M が最も低い 1 分位にはそのような銘柄も含まれるため、MOM6M が二番目に高くなっていると考えられる。また、IMOM6M が最も低い 1 分位の SUM6M が 16.19 と最も高い一方で、最も高い 10 分位の MOM6M は 10.36 であり、二番目に高い。両端の分位の SUM6M が高い理由は、MOM6M と同様であると考えられる。その他の変数に関しては、両端分位が高い、あるいは低い非線形の関係が見られる。例えば、BETA は、両端分位が高く、中間の分位が低い。一方で、LNME は両端分位が低く、中間の分位が高い。Panel B の IMOM12M でソートした場合の分析結果についてもほぼ同様である。これらの結果は、表 1 の Panel B と整合的である。

4.2 Bivariate portfolio-level analysis

錯誤モメンタムは、非流動性、リバーサル、Idiosyncratic Volatility など、クロスセクションの株式リターンを予測する多くのよく知られた要因と関連している可能性がある。また、Büsing et al. (2024)が日本の株式市場でもその効果が有効であることを報告した新しいファクターである HTP や PTH との関係性がある可能性もある。つまり、錯誤モメンタムは、先行研究で報告されているファクターと重複する効果を捉えているのではないかという懸念がある。これらの他の要因を調整するために、本節では 2 変量ソートを行い、次節では Fama-MacBeth 回帰分析を行う。

IMOM6M と IMOM12M に、マーケットベータ (BETA)、企業規模 (LNME)、簿価時価比率 (LNBV)、非流動性 (ILLIQ)、短期リバーサル (REV)、Idiosyncratic Volatility (IVOL)、high-to-price (HTP)、price-to-high (PTH) を組み合わせて 2 変量ソートを行う。表 4 は、条件付き 2 変量ソートの結果を示したものである。まず、いずれかのコントロール変数に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートする。次に、各コントロール変数の 5 分位内で IMOM6M (IMOM12M) に基づいて 5 分位にソートする。この IMOM6M (IMOM12M) の分位ポート

フォリオのリターンは、IMOM6M（IMOM12M）にばらつきがあるが、コントロール変数のレベルが同程度である 5 分位のポートフォリオを作成して報告していることになる。IMOM6M と IMOM12M の効果は、2 変量ソートでもそのまま維持されている。IMOM6M（IMOM12M）が最も高い 5 分位と最も低い 1 分位のリターン差は、0.71%（0.45%）から 1.02%（0.70%）の範囲であり、すべてのケースで統計的に有意である。また、対応する Fama-French の 3 ファクターのアルファも統計的に有意に正であり、その範囲は 0.73%（0.50%）から 1.05%（0.75%）である。以上から、一つのコントロール変数を平準化しても錯誤モメンタムの効果は有効であることを確認することができた。

4.3 Stock-level cross-sectional regressions

分位ポートフォリオ分析は、すべてのコントロール変数を同時に考慮することができない。したがって、株式リターンの競合予測変数を同時にコントロールした後も、錯誤モメンタムの効果が強いままであるかどうかを確認するために、次のような形式のクロスセクション予測回帰分析を行う。

$$R_{i,t+1} = \alpha_{t+1} + \beta_{t+1}IMOM_{i,t,m} + \gamma_{t+1}X_{i,t} + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

ここで、 $R_{i,t+1}$ は銘柄 i の時点 $t+1$ の超過リターン、 $X_{i,t}$ は銘柄 i の時点 t のコントロール変数のベクトルである。

表 5 は、Fama and MacBeth (1973) の手法によるクロスセクション回帰分析の回帰係数の時系列平均値とその t 値を示している。まず、Panel A を確認する。Model 1 はベースケースであり、錯誤モメンタム（IMOM6M）、マーケットベータ（BETA）、企業規模（LNME）、簿価時価比率（LNBV）を説明変数としたモデルである。Model 1 において IMOM6M に対する回帰係数は 0.05（ t 値 4.30）であり、統計的に有意に正である。IMOM6M によるリターン予測力が、Fama-French の 3 ファクターで調整しても消失しないことを確認することができる。Model 2 から Model 6 は、Model 1 にいずれかのコントロール変数を 1 つ説明変数に追加したモデルである。IMOM6M に対する回帰係数は、いずれのモデルにおいても統計的に有意に正である。最後に、Model 7 を確認する。Model 7 は、全てのコントロール変数を同時に説明変数に入れたモデルである。Model 7 において IMOM6M に対する回帰係数は 0.03（ t 値 4.16）であり、統計的に有意に正である。Panel B で IMOM12M の結果を確認すると、いずれのモデルでの IMOM12M に対する回帰係数は統計的に有意に正である。以上から、複数の株式リターンの競合予測変数を同時にコントロールした後も、錯誤モメンタムの効果が強いままであることを確認することができた。

5. Investigating the mechanism

この章では、前章で確認した錯誤モメンタムの効果が有効となるメカニズムについて探ることを目的とした分析を行う。具体的には、過小反応仮説と認知バイアス仮説という 2 つ

の仮説を検証する。

5.1 Underreaction hypothesis

Büsing et al. (2024)は、HTP の効果が日本の株式市場でも有効であることを明らかにした。また、HTP の効果が有効であるのは、投資家の注目度の限界により過小反応が生じるためである可能性を示した¹⁰。この節では、錯誤モメンタムの効果が、HTP と同様に投資家の注目度の限界による過小反応が原因で生じている可能性について検証する。投資家の注目度の限界による過小反応仮説は、投資家の注目度が低ければ低いほど、情報に対する反応が遅れ、その情報が価格に反映されるのが遅くなるという仮説である。投資家の注目度の限界による過小反応仮説が正しいならば、錯誤モメンタムと 1 カ月後リターンの正の相関関係は、投資家の注目度が低い銘柄ほど強くなることが予想される。

Büsing et al. (2024)と Bali et al. (2014)を参考にして、投資家の注意力の限界を表す代理変数として、Information Discreteness (ID)と企業規模を採用する。ID と企業規模が高い銘柄ほど、投資家の注目を集めやすいと考えられる。ID は、Da et al. (2014)にならって、下式で定義する。

$$ID_{i,t,m} = \text{sgn}(MOM_{i,t,m}) \times [\%neg_{i,t,m} - \%pos_{i,t,m}] \quad (7)$$

ここで、 $\%neg_{i,t,m}$ ($\%pos_{i,t,m}$) は、銘柄*i*の時点*t*において*m*カ月の間に負の日次リターン（正の日次リターン）であった日の割合を示す。また、 $\text{sgn}(MOM_{i,t,m})$ は $MOM_{i,t,m}$ の符号であり、 $MOM_{i,t,m} > 0$ のときは+1、 $MOM_{i,t,m} < 0$ のときは−1を示す。

仮説を検証するために、まず注目度の代理変数である ID または企業規模に基づいて銘柄を 5 分位のポートフォリオにソートし、次に ID または企業規模の 5 分位の中で銘柄を錯誤モメンタムの 5 分位のポートフォリオにソートする。表 6 と表 7 は、5×5 の 2 変量ポートフォリオのリターンとリターン差を示している。

表 6 の結果を確認する。最も IMOM6M が高い分位をロング、最も低い分位をショートするロングショート・ポートフォリオのリターンと Fama-French の 3 ファクターのアルファは全ての ID 分位で統計的に有意に正である。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンは、ID5 分位のうち最小の分位では 1.07%、最大の分位では 0.87%である。このリターン差は−0.20% (t 値−1.02) で、統計的に有意ではない。リスク調整後のリターンについても同様の結果である。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオの Fama-French の 3 ファクターのアルファは、最小 ID の 1 分位では 1.11%であるのに対し、最大 ID の 5 分位では 0.91%である。このリターン差は−0.20% (t 値−0.99) で、統計的に有意ではない。これらの結果は、注目度に基づく過小反応仮説を支持しない。IMOM12M に関しても同様の結果である。

表 7 の結果を確認する。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンは、全ての企業規模分位で統計的に有意に正である。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンは、企業規模 5 分位のうち最小の分位では 1.25%、最大の分位では

¹⁰ Büsing et al. (2024)は、モメンタム効果も投資家の注目度の限界による過小反応が原因で生じる可能性を示している。

0.91%である。このリターン差は -0.33% (t 値 -1.18) で、統計的に有意ではない。リスク調整後のリターンについても同様の結果である。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオの Fama-French の 3 ファクターのアルファは、最小規模の 1 分位では 1.24% であるのに対し、最大規模の 5 分位では 1.01% である。このリターン差は -0.23% (t 値 -0.84) で、統計的に有意ではない。これらの結果は、注目度に基づく過小反応仮説を支持しない。IMOM12M についても同様の結果である。以上から、モメンタムや HTP の効果と異なり、錯誤モメンタムの効果は、投資家の過小反応が原因で生じているわけではない可能性が示唆された。また、錯誤モメンタムの効果は、時価総額が大きいユニバースでも有効であるため、実務でも応用できる可能性がある¹¹。

5.2 Cognitive bias hypothesis

本来は累積リターンで計測すべき期待リターンの代理変数としてのモメンタムを累和リターンで計測してしまうヒューリスティックスを持つことが、認知バイアスを生じさせ、錯誤モメンタムの効果を有効にする要因であると仮定すると、認知バイアスが強い銘柄群ほど錯誤モメンタムの効果が強まると考えられる。本稿では、この仮説を認知バイアス仮説と呼ぶ。ここでの認知バイアスの大きさは、累積リターンと累和リターンの乖離が大きいほど強いと考えられる。ここでは、認知バイアスの大きさの代理変数として、錯誤モメンタムの絶対値を用いて、認知バイアス仮説を検証する。

仮説を検証するために、まず認知バイアスの代理変数である錯誤モメンタムの絶対値に基づいて銘柄を 5 分位のポートフォリオにソートし、次に錯誤モメンタムの絶対値の 5 分位の中で、銘柄を錯誤モメンタムの 5 分位のポートフォリオにソートする。表 8 は、 5×5 の 2 変量ポートフォリオのリターンとリターン差を示している。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンと Fama-French の 3 ファクターのアルファは、錯誤モメンタムの絶対値が大きい分位ほど高い。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンは、錯誤モメンタムの絶対値 5 分位のうち最小の分位では 0.06% 、最大の分位では 1.71% である。このリターン差は 1.65% (t 値 5.89) で、統計的に有意である。リスク調整後のリターンについても同様の結果である。IMOM6M に基づくロングショート・ポートフォリオの Fama-French の 3 ファクターのアルファは、錯誤モメンタムの絶対値が最小の 1 分位では 0.05% であるのに対し、最大の 5 分位では 1.78% である。このリターン差は 1.72% (t 値 6.21) で、統計的に有意である。Panel B から IMOM12M についても同様の結果であることを確認できる。以上の結果は、認知バイアス仮説と整合的であり、投資家の認知バイアスによって、錯誤モメンタムの効果が生じる可能性があることを示唆している。

6. Further investigation

¹¹ 一般的に、時価総額が大きい銘柄群の方が小さい銘柄群よりも取引コストが低い。したがって、錯誤モメンタムが高い銘柄群をロングし、低い銘柄群をショートするロングショート戦略を実践できる可能性がある。

この章では、錯誤モメンタムについての理解を深めるために、錯誤モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオのリターン特性についての追加的な分析の結果を示す。

6.1 Market timing regression analysis

この節では、Daniel and Moskowitz (2016)にならった分析を行う。Daniel and Moskowitz (2016)は、ベアマーケットにおいて、モメンタムに基づくポートフォリオのショートレグに属する銘柄は企業価値に対するアウト・ザ・マネーのコール・オプションの性質を持ち、モメンタム戦略はそうした銘柄をショートするというメカニズムで、コール・オプション売りの性質を持つと主張している。本節では、錯誤モメンタムが、こうしたオプション特性を持つのかどうかについて検証する。具体的には、Daniel and Moskowitz (2016)にならって、以下のような推計式の回帰分析を行った。

$$r_{ls,t} = \alpha_0 + \alpha_B \cdot I_{B,t-1} + \beta_0 R_{m,t} + \beta_B I_{B,t-1} R_{m,t} + \beta_{B,R} I_{B,t-1} I_{R,t} R_{m,t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

ここで、 $r_{ls,t}$ は時点 t のIMOM6M (IMOM12M) に基づくロングショート・ポートフォリオのリターン、 $r_{m,t}$ は時点 t のマーケットリターンである。 $I_{B,t-1}$ は時点 $t-1$ の過去24カ月のマーケットリターンがマイナスの時に1を示すダミー変数、 $I_{R,t}$ は時点 t の1ヶ月のマーケットリターンがプラスの時に1を示すダミー変数である。

表9は、上述の回帰分析の結果を示している。まず、Model 1を確認する。IMOM6Mに関しては、CAPM ベータ (β_0) は0.07 (t値 1.73)、IMOM12に関しては0.01 (t値 0.22)であり、正である。Daniel and Moskowitz (2016)はモメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオのCAPM ベータが統計的に有意に負であることを報告しており、その結果とは異なる。Model 2を確認する。IMOM6Mに関しては、ブルマーケット時のアルファ (α_0) は0.81 (t値 2.91)、ベアマーケット時の追加的なアルファ (α_B) は1.24 (t値 2.05)であり、いずれも統計的に有意に正である。IMOM12Mに関しても、 α_0 は統計的に有意ではないが、 α_B は統計的に有意に正である。Daniel and Moskowitz (2016)は、モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオの α_B が統計的に有意に負であり、モメンタム効果はブルマーケット時と比べて、ベアマーケット時の有効性が低いことを報告している。一方で、本稿のModel 2の結果は、錯誤モメンタムの効果が、ブルマーケット時よりもベアマーケット時の方が高いことを示唆している。Model 3を確認する。IMOM6Mに関しては、ブルマーケット時の市場感応度 (β_0) は0.03 (t値 0.52)、ベアマーケット時の追加的な市場感応度 (β_B) は-0.24 (t値 -3.22)、ベアマーケットからの反転上昇時の追加的な市場感応度 ($\beta_{B,R}$) は0.63 (t値 4.38)である。Daniel and Moskowitz (2016)は、モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオの $\beta_{B,R}$ が統計的に有意に負であり、コール・オプションの売りのような性質を持っていることを示唆している¹²。一方、IMOM6Mに関しては、ベアマーケットからの反転上昇時の追加

¹² また、ベアマーケットから反転上昇時にモメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオのリターンが著しく低いことが報告されている(e.g., Asem and Tian, 2010; Hanauer, 2014)。

的な市場感応度は統計的に有意に正であり、コール・オプションの売りのような性質を持たないようである。IMOM12M に関しても同様の結果である。以上から、錯誤モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオは、モメンタムのそれとは異なり、ベアマーケット時のアルファがむしろ高いこと、コール・オプションの売りのような性質を持たないことを確認することができた。

6.2 Analysis by market condition

本節では、マーケットの状態に応じてサンプルを 2 つに分けたときに、両サンプル間で錯誤モメンタムの効果が異なるかどうかを検証する。

Cooper et al. (2004)は、モメンタムの利益が存在するのは、過去 3 年間のマーケットリターンがプラス（上昇状態）の場合だけであることを示している。過去 3 年間のマーケットリターンがマイナス（下降状態）の場合、モメンタム戦略は有意ではないマイナスのリターンをもたらす。彼らはこの実証的観察を、自信過剰と自己責任バイアス（成功を自らの内的要因に帰す一方、失敗を外部要因に帰す傾向）がモメンタム効果の要因であると考えた Daniel et al. (1998) の主張と整合的であるとした。

Stivers and Sun (2010)は、クロスセクションでのリターンの標準偏差（リターンディスページョン）が、モメンタム効果と負の相関関係があることを報告した。彼らは、リターンディスページョンが景気後退の先行指標であり、景気後退期にはモメンタム効果が低いことを示した従来の研究（e.g., Chordia and Shivakumar, 2002 ; Gomes et al., 2003）と整合的な結果であると主張した。

認知バイアス仮説が正しいとすると、錯誤モメンタムの効果は、累積リターンと累和リターンの差の絶対値が大きいほど、その後の価格調整による収益が大きくなることが想定される。したがって、錯誤モメンタムの絶対値のマーケット平均値が大きい時ほど、錯誤モメンタム効果の有効性が強い可能性がある。

表 10 は、マーケットリターン（MktState）、リターンディスページョン（RetDisp）、錯誤モメンタムの絶対値の市場平均値（AbsIMOM）に基づいて全サンプルを 2 分し、それぞれのサンプルで錯誤モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオのリターンを計測した結果を示している¹³。マーケットリターンは Cooper et al. (2004)にならい、過去 36 カ月のリターンを用いた。リターンディスページョンは、Stivers and Sun (2010)と同様に企業規模と簿価時価比率で 10×10 にソートした 100 個の分位ポートフォリオのリターンに基づいて算出した¹⁴。

まず、マーケットリターンでサンプルを分割した場合について確認する。IMOM6M, IMOM12M とともにマーケットが下落したサンプルの方がロングショート・ポートフォリオのリターンが高い。両サンプル間では統計的に有意なリターン差はない。マーケットが下

¹³ マーケットリターンはプラスとマイナスで 2 分した。リターンディスページョンと錯誤モメンタムの絶対値の市場平均値は、全期間のメディアンで 2 分した。

¹⁴ 実際には、このように算出したリターンディスページョンの 3 カ月平均値を用いた。

落した局面の方が錯誤モメンタムの効果が強いという結果は、表 9 の分析結果と整合的である¹⁵。次に、リターンディスパージョンでサンプルを分割した場合について確認する。IMOM6M, IMOM12M とともにリターンディスパージョンが高いサンプルの方がロングショート・ポートフォリオのリターンが高い。両サンプル間では統計的に有意なリターン差がある。この結果は、Stivers and Sun (2010)がモメンタム効果について行った分析結果とは異なる。リターンディスパージョンが景気後退の先行指標であることを考慮すると、錯誤モメンタムの効果は、一般的なモメンタムとは異なり、景気後退期に有効性が高いことを示唆している。錯誤モメンタムの絶対値の市場平均値でサンプルを分割した結果を確認する。IMOM6M, IMOM12M とともに錯誤モメンタムの絶対値の市場平均値が高いサンプルの方がロングショート・ポートフォリオのリターンが高い。両サンプル間のリターン差は統計的に有意である。この結果は、錯誤モメンタムの絶対値の市場平均値が高い局面で、錯誤モメンタムによる収益機会が高いという仮説と整合的であり、認知バイアス仮説を裏付ける結果でもある。

6.3 Decomposition of returns

本節では、Büsing et al. (2024)にならって、IMOM6M の効果を MOM6M の効果と SUM6M の効果に分解する¹⁶。錯誤モメンタムは、累積リターンと累和リターンの差であるため、式(6)において、錯誤モメンタムのみを説明変数とし、コントロール変数がない単回帰モデルの場合、各錯誤モメンタムに対する回帰係数は、次の式のように分解することができる。

$$\beta_{IMOM_{t+1,6}} = \frac{Var(MOM_{i,t,6})}{Var(IMOM_{i,t,6})} \beta_{MOM_{t+1,6}} - \frac{Var(SUM_{i,t,6})}{Var(IMOM_{i,t,6})} \beta_{SUM_{t+1,6}} \quad (9)$$

ここで、 $\beta_{IMOM_{t+1,6}}, \beta_{MOM_{t+1,6}}, \beta_{SUM_{t+1,6}}$ は、式 (6) において IMOM6M, MOM6M, SUM6M のみを説明変数とした単回帰モデルの回帰係数である、また、 $Var(\cdot)$ はクロスセクション分散を意味する。

IMOM6M のクロスセクション分散に対する MOM6M あるいは SUM6M のクロスセクション分散の比率を回帰係数に掛け合わせた値が、IMOM6M の効果に対する MOM6M あるいは SUM6M の効果の寄与度になる。表 1 の Panel A のクロスセクション標準偏差から、MOM6M と SUM6M クロスセクション分散比は、それぞれ、約 7.76, 約 6.55 であることが分かる。したがって、平均的には、MOM6M の回帰係数を 7.76 倍、SUM6M の回帰係数を -6.55 倍した値が寄与度になる。図 2 は、式 (9) で分解した MOM6M と SUM6M の寄与度の 12 カ月平均値および IMOM6M 回帰係数の 12 カ月平均値の推移を示している。MOM6M がプラス寄与している場合には、SUM6M がマイナス寄与し、逆の場合は逆である。MOM6M と SUM6M のどちらがプラス寄与(マイナス寄与)するのかは、時点によって変化している。例

¹⁵ 両サンプルの差が統計的に有意ではないのは、36 カ月のマーケットリターンを用いているためであり、表 9 と同様に 24 カ月のマーケットリターンを用いると両サンプルのリターン差は統計的に有意である。

¹⁶ IMOM12M の効果も同様に分析することができる。

例えば、1990 年代半ばまでは、SUM6M がプラス寄与し、MOM6M がマイナス寄与しているが、1990 年代後半は、MOM6M がプラス寄与し、SUM6M がマイナス寄与している。この結果は、MOM6M と SUM6M の効果がプラスとマイナスを繰り返す中で寄与度の符号が変化していることの他に、IMOM6M の MOM6M（あるいは、SUM6M）に対するエクスポージャーが時期によって変化している可能性を示唆している。

6.4 Time varying in momentum exposures

この節では、IMOM6M の MOM6M に対するエクスポージャーが時系列で変動している可能性について確認する¹⁷。

図 3 は、IMOM6M の分位ポートフォリオの 10 分位に属する銘柄の MOM6M の平均値から 1 分位に属する銘柄の MOM6M の平均値を引いた値（モメンタムエクスポージャー）の 12 カ月平均値の推移を示している。また、マーケットリターンの 12 カ月平均値を併載している。モメンタムエクスポージャーは、時系列に変動しており、幾つかの時点ではマイナスとなっている。このモメンタムエクスポージャーは、マーケットリターンの動きと連動して推移しているようである。具体的には、マーケットリターンが高いときは、モメンタムエクスポージャーが高く、逆のときは逆である。モメンタム効果は、ベアマーケット時に有効性が低いことが報告されている（e.g., Cooper et al., 2004; Daniel and Moskowitz, 2016）。IMOM6M は、ベアマーケット時にモメンタムエクスポージャーが負になることで、プラス寄与している可能性がある。実際、図 2 と図 3 を並べて見ると、必ずしも全てのケースで当てはまるわけではないが、モメンタムエクスポージャーがマイナスのときに、MOM6M がプラス寄与していることを確認できる。この結果は、錯誤モメンタムの効果の有効性がベアマーケットで強いことを示した表 9 と表 10 の原因を、モメンタムエクスポージャーの変化で説明することができる可能性を示唆している。

7. Robustness

この章では、異なるポートフォリオのウェイト方式、異なる分析期間、異なる上場区分、異なる計測方法、異なる国においても、錯誤モメンタムの効果が頑健に確認されることを示す。

7.1 Portfolio weighting schemes

これまで、分位ポートフォリオ分析において、均等加重のポートフォリオを前提としてきた。ここでは、分位ポートフォリオを時価加重のポートフォリオとしても、錯誤モメンタムの効果が有効であるのかどうかを確認する。Appendix の表 A1 は、表 2 の分析についてポートフォリオのウェイト方式を時価加重としたものである。IMOM6M（IMOM12M）が最も

¹⁷ SUM6M に対するエクスポージャーも、MOM6M に対するエクスポージャーとほぼ同じ推移である。また、IMOM12M についても同様の結果である。

高い 10 分位と IMOM6M (IMOM12M) が最も低い 1 分位のリターン差は、1.55% (1.03%) であり、統計的に有意に正である。また、対応する Fama-French の 3 ファクターのアルファも、1.65% (1.14%) であり、統計的に有意に正である。以上から、異なるウェイト方式でも頑健であることを確認することができた。

7.2 Subperiods analysis

本節では、全サンプルを 3 つの年代 (1990 年代, 2000 年代, 2010 年代以降) に分けて、サブピリオド分析を行う。Appendix の表 A2 を確認すると、錯誤モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオの Fama-French の 3 ファクターのアルファは、すべての年代で正であり、統計的に有意であることがわかる。具体的には、IMOM6M (IMOM12M) に基づくロングショート・ポートフォリオの Fama-French の 3 ファクターのアルファは、3 つの年代において、それぞれ 2.62% (1.58%) , 1.42% (1.26%) , 0.55% (0.42%) であり、統計的に有意に正である。この結果は、錯誤モメンタムの効果が、異なるサンプル期間においても頑健であることを示している。

7.3 Screen on stock exchange sections

東京証券取引所には、1 部, 2 部, マザーズ, ジャスダック, 外国部の上場区分がある¹⁸。本節では、1 部に属する銘柄とそれ以外の上場区分に属する銘柄に分けて分析を行う。Appendix の表 A3 を確認すると、錯誤モメンタムに基づくロングショート・ポートフォリオのリターンとその Fama-French の 3 ファクターのアルファは、どちらのサンプルでも正であり、統計的に有意であることがわかる。具体的には、1 部に属する銘柄とそれ以外の上場区分に属する銘柄において、IMOM6M (IMOM12M) に基づくロングショート・ポートフォリオの生リターンはそれぞれ 1.24% (0.71%) , 1.78% (1.24%) であり、統計的に有意に正である。また、対応する Fama-French の 3 ファクターのアルファはそれぞれ 1.29% (0.78%) , 1.79% (1.30%) であり、統計的に有意に正である。この結果は、錯誤モメンタムの効果が、異なる上場区分に属する銘柄においても頑健であることを示している。

7.4 Different measurement methods

ここでは、Jegadeesh and Titman (1993)と同様に、直近 1 カ月を取り除いた期間で累積リターンと累積リターンを計算した錯誤モメンタムの効果が有効であるのかどうかを確認する。Appendix の表 A4 を確認すると、IMOM6M (IMOM12M) が最も高い 10 分位と IMOM6M (IMOM12M) が最も低い 1 分位のリターン差は、0.93% (0.60%) であり、統計的に有意に正である。また、対応する Fama-French の 3 ファクターのアルファも、0.97% (0.66%) であり、統計的に有意に正である。以上から、直近 1 カ月を取り除いた期間で計算した錯誤モ

¹⁸ 2022 年 4 月に、東京証券取引所の市場区分は、プライム市場、スタンダード市場、グロース市場に再編成された。本稿の分析期間は 2022 年 3 月までであるため、旧市場区分を用いた。

ンタムで計測しても頑健であることを確認することができた。

7.5 Different Country

ここまでは、日本の株式市場での分析結果を示してきた。この節では、米国の株式市場でも錯誤モメンタムの効果が有効であるのかどうかを確認する。Datastream から NYSE, AMEX, NASDAQ に上場する全銘柄の月次リターンのデータを取得し、表 2 と同じように分位ポートフォリオ分析を行った。Appendix の表 A5 はその結果を示している。IMOM6M(IMOM12M) が最も高い 10 分位と IMOM6M(IMOM12M) が最も低い 1 分位のリターン差は、1.40%(1.20%) であり、統計的に有意に正である。また、対応する Fama-French の 3 ファクターのアルファも、1.46%(1.31%) であり、統計的に有意に正である。以上から、米国の株式市場でも錯誤モメンタムの効果が有効であることを確認することができた。

8. Conclusion

本稿では、錯誤モメンタムというモメンタムに関連した新しいシグナルの効果を検証した。その結果、錯誤モメンタムの効果は、一般的なモメンタムの効果が有効ではないとされてきた日本の株式市場でも高い有効性があることが明らかになった。この錯誤モメンタムの効果が有効となるのは、累和リターンを累積リターンと錯誤してしまう認知バイアスが原因である可能性が示唆された。錯誤モメンタムの効果は、一般的なモメンタムの効果が有効ではないベアマーケット時に有効性が高まること、また、コール・オプションの売りのような性質を持たない点で利点がある。また、錯誤モメンタムの効果は、時価総額が大きいユニバースや米国の株式市場でも有効であることを確認することができた。本稿の分析結果は、これまでモメンタム効果の有効性が確認されなかった日本の株式市場でモメンタムに関連した投資戦略を採用したいと考えている投資家にとって特に有益である。また、錯誤モメンタムという新しい概念を考案した点で学術的な意義がある。

以下で今後の課題を述べる。本稿では、筆者のデータのアベイラビリティの問題から、日本の株式市場と米国の株式市場のみを対象として、錯誤モメンタムの効果の有効性を確認したが、その他の国の株式市場でも有効性があるのかどうかを確認することが今後の課題として挙げられる。また、錯誤モメンタムの概念は、株式市場だけではなく、債券市場や為替市場、コモディティ市場など異なる資産でも適用することができると考えられる。株式以外の資産でも錯誤モメンタムの効果が有効であるのかどうかについて検証することも今後の課題である。

Funding

This study was supported by the Yu-cho Foundation (Grant-in-Aid for Research , 2024)

Reference

- [1] Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: Crosssection and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5, pp.31–56.
- [2] Ang, A., R. J. Hedrick, Y. Xing, and X. Zhang., 2006. The Cross-Section of Volatility and Expected Returns. *The Journal of Finance* 61, pp.259–299.
- [3] Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang., 2009. High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics* 91, pp.1–23.
- [4] Asem, E. and Tian, G.Y., 2010. Market dynamics and momentum profits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45, pp.1549–1562.
- [5] Asness, C.S., Moskowitz, T.J., and Pedersen, L.H., 2013. Value and momentum everywhere. *The Journal of Finance* 68, pp.929–985.
- [6] Bali, T.G., Peng, L., Shen, Y., Tang, Y., 2014. Liquidity shocks and stock market reactions. *Review of Financial Studies* 27, pp.1434–1485.
- [7] Blitz, D., Hanauer, M., Vidojevic, M., 2020. The idiosyncratic momentum anomaly. *International Review of Economics and Finance* 69, pp.932–957.
- [8] Blitz, D., Huij, J., Martens, M., 2011. Residual momentum. *Journal of Empirical Finance* 18, pp.506–521.
- [9] Büsing, P. Mohrschladt, H., and Siedhoff, S., 2024. Decomposing momentum: The forgotten component. *Journal of Banking and Finance* 168, 107292, pp.1–17.
- [10] Chang, R.P, Ko, K-C, Nakano, S., Rhee, S.G., 2018. Residual momentum in Japan. *Journal of Empirical Finance* 45, pp.283–299.
- [11] Chordia, T., and L. Shivakumar., 2002. Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns. *The Journal of Finance* 57, pp.985–1019.
- [12] Chou, K.C., Wei, J., and Chung, H., 2007. Sources of contrarian profits in the Japanese stock market. *Journal of Empirical Finance* 14, pp.261–286.
- [13] Chui, A.C.W., Titman, S., Wei, K.C.J., 2010. Individualism and momentum around the world. *The Journal of Finance* 65, pp.361–392.
- [14] Cooper, M. J., Gutierrez, R. C. and Hameed, A., 2004. Market states and momentum. *The Journal of Finance* 59, pp.1345–1365.
- [15] Da, Z., Gurun, U.G., Warachka, M., 2014. Frog in the pan: Continuous information and momentum. *The Review of Financial Studies* 27, pp.2171–2218.
- [16] Daniel, K., Hirshleifer, D., and Subrahmanyam, A., 1998. Investor psychology and security market under- and overreactions. *The Journal of Finance* 53, pp.1839–1885.
- [17] Daniel, K. and Moskowitz, T.J., 2016. Momentum crashes. *Journal of Financial Economics* 122, pp.221–47.
- [18] Fama, E. F., and K. R. French., 1992. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 46, pp.427–66.

- [19] E.F. Fama, K.R. French., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, pp.3–56.
- [20] Fama, E. F., and K. R. French., 2012. Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics* 105, pp.457–472.
- [21] Fama, E. F., and J. MacBeth., 1973. Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 51, pp.55–84.
- [22] George, T. J. and Hwang, C.-Y., 2004. The 52–week high and momentum investing. *The Journal of Finance* 59, pp.2145–2176.
- [23] Gomes, J., Kogan, L., Zhang, L., 2003. Equilibrium cross section of returns. *Journal of Political Economy* 111, pp.693–732.
- [24] Gutierrez, R.C., Pirinsky, C.A., 2007. Momentum, reversal, and the trading behaviors of institutions. *Journal of Financial Markets* 10, pp.48–75.
- [25] Hanauer, M., 2014. Is Japan different? Evidence on momentum and market dynamics. *International Review of Finance* 14, pp.141–160.
- [26] Iihara, Y., Kato, H., and Tokunaga, T., 2004. The winner-loser effect in Japanese stock return. *Japan and the World Economy*, 16, pp.471–785.
- [27] Iwanaga, Y., 2024. Revisiting the residual momentum in Japan. *International Review of Financial Analysis* 93, 103190, pp.1–11.
- [28] Iwanaga, Y., Hirose, T., and T. Yoshida., 2024. Decomposing the momentum in the Japanese stock market. *Asia-Pacific Financial Markets* 31, pp.221–250.
- [29] Jegadeesh, N., 1990. Evidence of predictable behavior of security returns. *The Journal of Finance* 45, pp.881–98.
- [30] Jegadeesh, N., and S. Titman., 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance* 48, pp.65–91.
- [31] Newey, W. K., and K. D. West., 1987. A Simple, Positive-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55, pp.703–708.
- [32] Rouwenhorst, K. G., 1998. International momentum strategies. *The Journal of Finance* 53, pp.267–284.
- [33] Rouwenhorst, K. G. , 1999. Local return factors and turnover in emerging stock markets. *The Journal of Finance* 54, pp.1439–1464.
- [34] Stivers, C. and Sun, L., 2010. Cross–sectional return dispersion and time variation in value and momentum premiums. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45, pp.987–1014.
- [35] Tversky, A., and Kahneman, D. 1974. Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science* 185, pp.1124–1131.

Table 1: Descriptive statistics

Panel A: Summary Statistics					
	Mean	Median	Std.dev.	Skewness	Kurtosis
IMOM6M	0.06	-0.44	10.33	4.67	261.77
IMOM12M	-0.10	-1.51	21.71	6.03	241.65
MOM6M	3.21	-0.64	28.78	4.36	74.85
MOM12M	6.46	-0.33	43.85	5.19	98.18
SUM6M	3.15	0.73	26.44	2.25	28.40
SUM12M	6.55	3.07	36.14	1.87	20.55
BETA	1.02	0.97	0.54	0.81	11.80
LNME	24.23	24.03	1.65	0.53	0.15
LNBM	-0.27	-0.17	0.74	-1.08	4.09
ILLIQ	0.43	0.07	1.46	8.30	145.78
REV	0.57	-0.43	11.83	4.54	90.26
IVOL	1.93	1.63	1.30	4.92	72.38
HTP	27.22	21.49	22.59	2.53	12.34
PTH	-29.24	-24.41	23.51	-3.18	33.77

Notes: See the next page.

Table 1 Continued.

Panel B: Correlation Matrix													
	IMOM6M	IMOM12M	MOM6M	MOM12M	SUM6M	SUM12M	BETA	LNME	LNBM	ILLIQ	REV	IVOL	HTP
IMOM12M	0.50												
MOM6M	0.21	0.14											
MOM12M	0.16	0.28	0.68										
SUM6M	-0.06	0.00	0.95	0.64									
SUM12M	-0.02	-0.07	0.65	0.91	0.68								
BETA	-0.02	-0.05	0.01	0.01	0.05	0.08							
LNME	0.01	0.04	0.11	0.14	0.09	0.10	-0.03						
LNBM	0.00	-0.01	-0.22	-0.28	-0.23	-0.30	-0.14	-0.21					
ILLIQ	0.00	0.00	-0.09	-0.11	-0.09	-0.11	-0.07	-0.43	0.13				
REV	0.03	0.02	0.39	0.27	0.39	0.28	0.00	0.05	-0.11	-0.03			
IVOL	0.04	0.02	0.14	0.11	0.17	0.15	0.24	-0.25	-0.17	0.20	0.23		
HTP	0.05	0.05	0.27	0.66	0.29	0.71	0.24	-0.07	-0.28	-0.02	-0.02	0.27	
PTH	0.00	-0.02	0.42	0.41	0.40	0.39	-0.28	0.28	0.00	-0.13	0.01	-0.34	-0.16

Panel A は、本稿で用いた変数のクロスセクションの平均値、中央値、標準偏差、歪度および尖度の時系列平均を示している。すべての変数は、ポートフォリオ構築月（時点 t ）の月末に個々の銘柄について計算されている。IMOM6M と IMOM12M は、6 カ月の錯誤モメンタムと 12 カ月の錯誤モメンタムを意味する。MOM6M と MOM12M は、6 カ月のモメンタムと 12 カ月のモメンタムを意味する。SUM6M と SUM12M は、6 カ月の累和リターンと 12 カ月の累和リターンを意味する。BETA, LNME, LNBM は、それぞれ、マーケットベータ、時価総額の自然対数、簿価時価比率の自然対数を意味する。ILLIQ, REV, IVOL は、それぞれ Amihud (2002) の非流動性、短期リバーサル, idiosyncratic volatility を意味する。HTP と PTH は、Büsing et al. (2024) の high-to-price と price-to-high を意味する。Panel B は、変数間の月次クロスセクション相関係数の時系列平均値を示している。分析期間は、1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 2: Quantile portfolio analysis

Decile	IMOM6M		IMOM12M	
	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha
1 (Low)	-0.17 (-0.34)	-0.41 (-2.78)	0.19 (0.41)	-0.07 (-0.40)
2	0.28 (0.67)	0.02 (0.18)	0.38 (0.93)	0.11 (0.99)
3	0.33 (0.86)	0.08 (0.84)	0.43 (1.18)	0.17 (1.95)
4	0.38 (1.06)	0.13 (1.76)	0.35 (1.03)	0.10 (1.32)
5	0.41 (1.23)	0.18 (2.97)	0.44 (1.38)	0.21 (4.05)
6	0.45 (1.43)	0.22 (4.06)	0.40 (1.27)	0.16 (2.30)
7	0.53 (1.77)	0.31 (4.23)	0.44 (1.38)	0.21 (2.69)
8	0.62 (1.96)	0.39 (3.74)	0.59 (1.76)	0.36 (3.54)
9	0.84 (2.22)	0.60 (4.73)	0.76 (2.02)	0.53 (4.10)
10 (High)	1.22 (2.64)	1.01 (4.27)	0.99 (1.98)	0.80 (3.61)
High – Low	1.39 (4.78)	1.42 (4.99)	0.82 (2.84)	0.88 (3.16)

毎月末、東京証券取引所に上場する全銘柄を、錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づいて、10 分位ポートフォリオにソートする。この表は、各分位ポートフォリオを翌月 1 カ月間保有した場合の月次リターンの平均値と Fama-French の 3 ファクターでリスク調整したアルファを示している。最後の行は、10 分位と 1 分位のリターンとアルファの差を示している。t 値は Newey and West (1987) の標準誤差を用いて計算し、括弧内に記載した。分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 3: Portfolio characteristics

Panel A: IMOM6M											
	IMOM6M	MOM6M	SUM6M	BETA	LNME	LNBM	ILLIQ	REV	IVOL	HTP	PTH
1 (Low)	-10.47	5.71	16.19	1.34	23.74	-0.60	0.53	1.54	2.80	44.04	-42.81
2	-3.31	0.36	3.67	1.14	24.27	-0.34	0.40	0.79	2.03	29.45	-31.19
3	-2.02	-0.29	1.73	1.04	24.43	-0.25	0.38	0.56	1.79	25.03	-27.29
4	-1.26	-0.65	0.61	0.96	24.42	-0.18	0.37	0.31	1.65	22.18	-24.90
5	-0.70	-0.78	-0.08	0.90	24.36	-0.14	0.41	0.15	1.57	20.30	-23.42
6	-0.18	-0.60	-0.43	0.86	24.27	-0.12	0.42	0.05	1.52	19.42	-22.63
7	0.41	-0.02	-0.42	0.85	24.23	-0.12	0.43	-0.15	1.53	19.96	-22.82
8	1.25	0.86	-0.40	0.91	24.26	-0.16	0.44	-0.19	1.66	22.65	-25.51
9	2.93	3.26	0.33	1.03	24.28	-0.24	0.42	-0.11	1.90	27.55	-30.62
10 (High)	13.88	24.24	10.36	1.21	24.06	-0.50	0.51	1.85	2.69	42.51	-41.87

Panel B: IMOM12M											
	IMOM12M	MOM12M	SUM12M	BETA	LNME	LNBM	ILLIQ	REV	IVOL	HTP	PTH
1 (Low)	-20.55	6.65	27.20	1.40	23.56	-0.60	0.55	1.35	2.80	46.16	-44.82
2	-7.42	0.17	7.59	1.19	24.14	-0.33	0.43	0.79	2.07	28.18	-30.70
3	-4.81	-0.79	4.02	1.06	24.36	-0.23	0.39	0.48	1.82	23.18	-26.17
4	-3.26	-0.89	2.37	0.97	24.43	-0.17	0.38	0.37	1.69	20.46	-23.58
5	-2.06	-0.64	1.42	0.91	24.39	-0.13	0.39	0.23	1.61	19.05	-22.10
6	-0.95	-0.16	0.79	0.85	24.34	-0.10	0.40	0.10	1.54	18.39	-21.40
7	0.28	1.25	0.98	0.83	24.32	-0.11	0.41	0.02	1.53	18.97	-21.60
8	2.02	3.49	1.48	0.86	24.34	-0.15	0.41	0.01	1.62	21.91	-24.53
9	5.56	8.40	2.84	0.98	24.35	-0.23	0.43	0.08	1.85	28.07	-31.06
10 (High)	30.12	46.99	16.87	1.18	24.15	-0.50	0.50	1.44	2.54	48.05	-46.56

毎月末、東京証券取引所に上場する全銘柄を、錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づいて、10 分位ポートフォリオにソートする。この表は、各分位ポートフォリオの特性値の平均値を示している。IMOM6M と IMOM12M は、6 カ月の錯誤モメンタムと 12 カ月の錯誤モメンタムを意味する。MOM6M と MOM12M は、6 カ月のモメンタムと 12 カ月のモメンタムを意味する。SUM6M と SUM12M は、6 カ月の累和リターンと 12 カ月の累和リターンを意味する。BETA, LNME, LNBM は、それぞれ、マーケットベータ、時価総額の自然対数、簿価時価比率の自然対数を意味する。ILLIQ, REV, IVOL は、それぞれ Amihud (2002)の非流動性、短期リバーサル、idiosyncratic volatility を意味する。HTP と PTH は、Büsing et al. (2024)の high-to-price と price-to-high を意味する。分析期間は、1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 4: Bivariate portfolio sorts

Panel A: IMOM6M								
Quintile	BETA	LNME	LNBM	ILLIQ	REV	IVOL	HTP	PTH
1 (Low)	0.05 (0.15)	-0.02 (-0.05)	0.15 (0.41)	0.05 (0.13)	0.04 (0.11)	0.07 (0.19)	0.08 (0.22)	0.11 (0.31)
2	0.37 (1.25)	0.42 (1.39)	0.31 (1.02)	0.35 (1.18)	0.43 (1.43)	0.32 (1.05)	0.33 (1.07)	0.38 (1.22)
3	0.46 (1.60)	0.43 (1.53)	0.43 (1.58)	0.43 (1.56)	0.50 (1.78)	0.45 (1.57)	0.45 (1.61)	0.51 (1.72)
4	0.64 (2.09)	0.61 (2.11)	0.57 (2.00)	0.56 (1.97)	0.63 (2.18)	0.61 (2.04)	0.65 (2.22)	0.66 (2.21)
5 (High)	0.98 (2.54)	1.00 (2.56)	1.00 (2.53)	1.04 (2.62)	0.84 (2.18)	0.99 (2.61)	0.97 (2.47)	0.82 (2.31)
High – Low	0.93 (5.23)	1.02 (6.05)	0.85 (4.88)	0.99 (5.53)	0.80 (5.20)	0.92 (5.66)	0.89 (4.71)	0.71 (5.37)
Alpha	0.94 (5.41)	1.05 (6.30)	0.88 (5.14)	1.02 (5.71)	0.82 (5.35)	0.95 (5.90)	0.92 (4.89)	0.73 (5.52)

Panel B: IMOM12M								
Quintile	BETA	LNME	LNBM	ILLIQ	REV	IVOL	HTP	PTH
1 (Low)	0.23 (0.66)	0.20 (0.53)	0.39 (1.03)	0.29 (0.75)	0.24 (0.64)	0.29 (0.81)	0.16 (0.43)	0.26 (0.72)
2	0.40 (1.36)	0.43 (1.42)	0.36 (1.20)	0.39 (1.29)	0.46 (1.54)	0.40 (1.30)	0.42 (1.37)	0.43 (1.36)
3	0.46 (1.59)	0.44 (1.60)	0.40 (1.48)	0.40 (1.45)	0.51 (1.82)	0.45 (1.57)	0.44 (1.53)	0.46 (1.53)
4	0.57 (1.88)	0.56 (1.97)	0.48 (1.72)	0.55 (1.92)	0.56 (1.94)	0.50 (1.69)	0.60 (2.05)	0.61 (2.05)
5 (High)	0.84 (2.19)	0.84 (2.18)	0.85 (2.20)	0.86 (2.21)	0.71 (1.85)	0.84 (2.23)	0.86 (2.25)	0.72 (2.15)
High – Low	0.61 (3.40)	0.64 (3.81)	0.45 (2.59)	0.57 (3.17)	0.47 (2.78)	0.54 (3.24)	0.70 (3.51)	0.46 (3.32)
Alpha	0.63 (3.56)	0.69 (4.14)	0.51 (2.91)	0.62 (3.45)	0.50 (2.98)	0.58 (3.48)	0.75 (3.76)	0.51 (3.79)

この表は、2 変量ソートによる錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づく分位ポートフォリオの翌月 1 カ月間のリターンの平均値および Fama-French の 3 ファクターでリスク調整したアルファを示している。まず、銘柄をコントロール変数に基づいて 5 分位にソートし、次に各コントロール変数の 5 分位内で錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づいて 5 分位にソートする。BETA, LNME, LNBM は、それぞれ、マーケットベータ、時価総額の自然対数、簿価時価比率の自然対数を意味する。ILLIQ, REV, IVOL は、それぞれ Amihud (2002) の非流動性、短期リバーサル、idiosyncratic volatility を意味する。HTP と PTH は、Büsing et al. (2024) の high-to-price と price-to-high を意味する。t 値は Newey and West (1987) の標準誤差を用いて計算し、括弧内に記載した。分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 5: Fama-MacBeth regression analysis

Panel A: IMOM6M							
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
IMOM6M	0.05 (4.30)	0.05 (4.38)	0.04 (4.68)	0.05 (4.56)	0.05 (4.20)	0.04 (3.64)	0.03 (4.16)
BETA	0.22 (1.01)	0.23 (1.05)	0.10 (0.48)	0.25 (1.22)	0.16 (0.78)	0.16 (0.89)	0.01 (0.07)
LNME	0.01 (0.14)	0.01 (0.26)	0.01 (0.30)	-0.02 (-0.46)	0.01 (0.32)	-0.03 (-0.70)	-0.02 (-0.44)
LNBM	0.36 (3.60)	0.36 (3.57)	0.33 (3.20)	0.33 (3.14)	0.39 (4.04)	0.33 (3.48)	0.29 (3.02)
ILLIQ		0.17 (1.61)					0.21 (2.30)
REV			-0.04 (-5.47)				-0.04 (-4.75)
IVOL				-0.16 (-3.60)			-0.15 (-3.89)
HTP					0.01 (2.33)		0.01 (2.03)
PTH						0.01 (2.37)	0.01 (1.35)
Panel B: IMOM12M							
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
IMOM12M	0.02 (3.11)	0.02 (3.21)	0.02 (2.94)	0.02 (3.06)	0.02 (3.41)	0.02 (3.21)	0.02 (3.97)
BETA	0.23 (1.10)	0.24 (1.14)	0.13 (0.59)	0.27 (1.34)	0.19 (0.93)	0.20 (1.11)	0.06 (0.39)
LNME	0.01 (0.17)	0.01 (0.29)	0.02 (0.35)	-0.02 (-0.46)	0.01 (0.33)	-0.03 (-0.71)	-0.02 (-0.45)
LNBM	0.38 (3.83)	0.38 (3.80)	0.34 (3.36)	0.34 (3.33)	0.40 (4.21)	0.35 (3.67)	0.29 (3.04)
ILLIQ		0.18 (1.69)					0.21 (2.29)
REV			-0.04 (-5.34)				-0.04 (-4.79)
IVOL				-0.16 (-3.70)			-0.15 (-3.93)
HTP					0.01 (2.49)		0.01 (2.01)
PTH						0.01 (2.46)	0.01 (1.43)

$t + 1$ カ月目の月次超過株式リターンは、Fama and MacBeth (1973)の手法を用いて、ラグ付きの予測変数のセットに回帰される。この表では、回帰係数の時系列平均値と Newey and West (1987)調整後の標準誤差に基づく t 値を示している。IMOM6M と IMOM12M は、6 カ月の錯誤モメンタムと 12 カ月の錯誤モメンタムを意味する。BETA, LNME, LNBM は、それぞれ、マーケットベータ、時価総額の自然対数、簿価時価比率の自然対数を意味する。ILLIQ, REV, IVOL は、それぞれ Amihud (2002)の非流動性、短期リバーサル, idiosyncratic volatility を意味する。HTP と PTH は、Büsing et al. (2024)の high-to-price と price-to-high を意味する。分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 6: Bivariate sorts controlling for Information Discreteness

Panel A: IMOM6M

	ID (Low)	ID 2	ID 3	ID 4	ID (High)	High – Low
IMOM 1 (Low)	-0.08	0.16	0.02	0.11	0.05	0.13
2	0.38	0.51	0.41	0.30	0.27	-0.12
3	0.48	0.56	0.40	0.37	0.43	-0.05
4	0.60	0.73	0.59	0.50	0.47	-0.14
IMOM 5 (High)	0.99	1.18	1.05	0.98	0.91	-0.07
High – Low	1.07	1.03	1.02	0.86	0.87	-0.20
	(4.51)	(4.55)	(5.04)	(3.97)	(3.66)	(-1.02)
Alpha	1.11	1.04	1.05	0.87	0.91	-0.20
	(4.76)	(4.59)	(5.16)	(4.06)	(3.86)	(-0.99)

Panel B: IMOM12M

	ID (Low)	ID 2	ID 3	ID 4	ID (High)	High – Low
IMOM 1 (Low)	0.22	0.32	0.27	0.31	0.24	0.02
2	0.38	0.56	0.39	0.37	0.29	-0.09
3	0.40	0.61	0.45	0.34	0.27	-0.12
4	0.56	0.61	0.51	0.50	0.49	-0.07
IMOM 5 (High)	0.81	1.03	0.86	0.74	0.84	0.02
High – Low	0.60	0.71	0.59	0.43	0.60	0.00
	(2.28)	(3.15)	(3.05)	(1.98)	(2.37)	(0.01)
Alpha	0.64	0.75	0.65	0.46	0.66	0.01
	(2.51)	(3.35)	(3.36)	(2.15)	(2.61)	(0.05)

銘柄は、投資家の注目度を表す代理変数に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートされ、さらに各投資家の注目度を表す代理変数の 5 分位内で錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートされる。投資家の注目度を表す変数は、Information Discreteness（ID）である。5×5 の各分位ポートフォリオの翌月 1 カ月間のリターンの平均値、ロングショート・ポートフォリオのリターンの平均値と Fama-French の 3 ファクターのアルファを報告している。t 値は Newey and West (1987) の標準誤差を用いて計算し、括弧内に記載した。分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 7: Bivariate sorts controlling for market capitalization

Panel A: IMOM6M

	LNME (Low)	LNME 2	LNME 3	LNME 4	LNME (High)	High – Low
IMOM 1 (Low)	0.37	-0.01	-0.20	-0.17	-0.07	-0.44
2	1.06	0.41	0.32	0.15	0.18	-0.87
3	0.88	0.56	0.29	0.25	0.15	-0.73
4	1.13	0.61	0.44	0.46	0.39	-0.74
IMOM 5 (High)	1.62	0.98	0.74	0.83	0.84	-0.77
High – Low	1.25	0.99	0.93	1.00	0.91	-0.33
	(4.31)	(4.90)	(4.95)	(6.07)	(4.91)	(-1.18)
Alpha	1.24	1.01	0.95	1.04	1.01	-0.23
	(4.31)	(4.98)	(5.10)	(6.32)	(5.56)	(-0.84)

Panel B: IMOM12M

	LNME (Low)	LNME 2	LNME 3	LNME 4	LNME (High)	High – Low
IMOM 1 (Low)	0.65	0.25	-0.01	0.05	0.04	-0.62
2	1.01	0.50	0.26	0.24	0.15	-0.85
3	0.92	0.42	0.31	0.30	0.27	-0.65
4	1.12	0.64	0.37	0.33	0.35	-0.77
IMOM 5 (High)	1.45	0.80	0.68	0.62	0.66	-0.79
High – Low	0.80	0.55	0.69	0.56	0.62	-0.18
	(2.79)	(2.65)	(3.54)	(3.11)	(3.37)	(-0.60)
Alpha	0.81	0.58	0.71	0.62	0.72	-0.10
	(2.85)	(2.85)	(3.68)	(3.50)	(4.01)	(-0.34)

銘柄は、投資家の注目度を表す代理変数に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートされ、さらに各投資家の注目度を表す代理変数の 5 分位内で錯誤モメンタム (IMOM6M または IMOM12M) に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートされる。投資家の注目度を表す変数は、時価総額の自然対数 (LNME) である。5×5 の各分位ポートフォリオの翌月 1 カ月間のリターンの平均値、ロングショート・ポートフォリオのリターンの平均値と Fama-French の 3 ファクターのアルファを報告している。t 値は Newey and West (1987) の標準誤差を用いて計算し、括弧内に記載した。分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 8: Bivariate sorts controlling for cognitive bias

Panel A: IMOM6M

	AbsIMOM(Low)	AbsIMOM 2	AbsIMOM 3	AbsIMOM 4	AbsIMOM (High)	High – Low
IMOM 1 (Low)	0.36	0.37	0.39	0.32	-0.50	-0.86
2	0.31	0.36	0.40	0.48	0.36	0.05
3	0.27	0.34	0.41	0.55	0.69	0.42
4	0.32	0.53	0.63	0.74	1.11	0.79
IMOM 5 (High)	0.43	0.47	0.75	0.90	1.21	0.78
High – Low	0.06	0.10	0.36	0.58	1.71	1.65
	(0.82)	(1.09)	(3.10)	(4.22)	(6.20)	(5.89)
Alpha	0.05	0.11	0.37	0.59	1.78	1.72
	(0.74)	(1.12)	(3.17)	(4.33)	(6.57)	(6.21)

Panel B: IMOM12M

	AbsIMOM(Low)	AbsIMOM 2	AbsIMOM 3	AbsIMOM 4	AbsIMOM (High)	High – Low
IMOM 1 (Low)	0.33	0.36	0.42	0.44	-0.04	-0.37
2	0.43	0.41	0.33	0.47	0.50	0.08
3	0.30	0.35	0.41	0.55	0.75	0.45
4	0.37	0.40	0.53	0.62	0.86	0.49
IMOM 5 (High)	0.52	0.58	0.64	0.86	1.01	0.48
High – Low	0.20	0.22	0.22	0.41	1.05	0.86
	(2.28)	(2.29)	(1.82)	(2.82)	(3.56)	(2.99)
Alpha	0.18	0.20	0.22	0.43	1.13	0.96
	(2.25)	(2.11)	(1.87)	(2.90)	(3.92)	(3.39)

銘柄は、投資家の認知バイアスを表す代理変数に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートされ、さらに各投資家の認知バイアスを表す代理変数の 5 分位内で錯誤モメンタム (IMOM6M または IMOM12M) に基づいて 5 分位ポートフォリオにソートされる。投資家の認知バイアスを表す代理変数は、錯誤モメンタムの絶対値 (absIMOM) である。5×5 の各分位ポートフォリオの翌月 1 カ月間のリターンの平均値、ロングショート・ポートフォリオのリターンの平均値と Fama-French の 3 ファクターのアルファを報告している。t 値は Newey and West (1987) の標準誤差を用いて計算し、括弧内に記載した。分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Table 9: Market timing regression analysis

	IMOM6M			IMOM12M		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
α_0	1.38 (4.39)	0.81 (2.91)	0.81 (2.97)	0.81 (2.99)	0.19 (0.68)	0.19 (0.68)
α_B		1.24 (2.05)	-0.34 (-0.78)		1.33 (2.30)	0.11 (0.20)
β_0	0.07 (1.73)	0.03 (0.54)	0.03 (0.52)	0.01 (0.22)	0.07 (0.92)	0.07 (0.92)
β_B		0.08 (0.82)	-0.24 (-3.22)		0.11 (-0.67)	-0.31 (-2.47)
$\beta_{B,R}$			0.63 (4.38)			0.49 (2.27)

この表は、錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づくロングショート・ポートフォリオの月次リターンをマーケットリターンおよびダミー変数に回帰したときの回帰係数とその t 値を示している。括弧内の t 値は Newey and West (1987) に基づく標準誤差を用いて計算したものである。分析期間は、1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

具体的には、以下の回帰の結果を報告している。

$$r_{ls,t} = \alpha_0 + \alpha_B \cdot I_{B,t-1} + \beta_0 R_{m,t} + \beta_B I_{B,t-1} R_{m,t} + \beta_{B,R} I_{B,t-1} I_{R,t} R_{m,t} + \varepsilon_t$$

ここで、 $r_{ls,t}$ は時点 t の IMOM6M (IMOM12M) に基づくロングショート・ポートフォリオのリターン、 $r_{m,t}$ は時点 t のマーケットリターンである。 $I_{B,t-1}$ は時点 $t-1$ の過去 24 カ月のマーケットリターンがマイナスの時に 1 を示すダミー変数、 $I_{R,t}$ は時点 t の 1 ヶ月のマーケットリターンがプラスの時に 1 を示すダミー変数である。

Table 10: Market states and long-short returns

Panel A: IMOM6M

	MktState		RetDisp		AbsIMOM	
	Up	Down	Low	High	Low	High
mean	1.12 (5.08)	1.69 (3.75)	0.96 (4.20)	1.81 (4.31)	0.97 (4.59)	1.80 (4.19)
Δ	-0.57 (-1.13)		-0.85 (-1.78)		-0.83 (-1.73)	

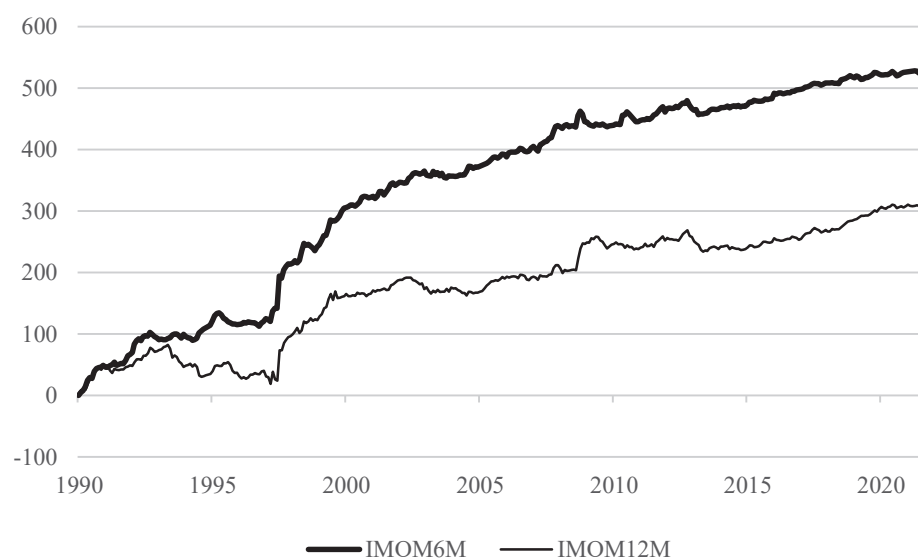
Panel B: IMOM12M

	MktState		RetDisp		AbsIMOM	
	Up	Down	Low	High	Low	High
mean	0.77 (3.04)	0.88 (1.88)	0.29 (1.13)	1.34 (3.07)	0.22 (0.85)	1.41 (3.25)
Δ	-0.11 (-0.21)		-1.06 (-2.09)		-1.19 (-2.36)	

この表は、各状態における錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12M）に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンの平均値とその t 値を報告している。MktState は、過去 36 カ月間のマーケットリターンがプラスのサンプル（Up）とマイナスのサンプル

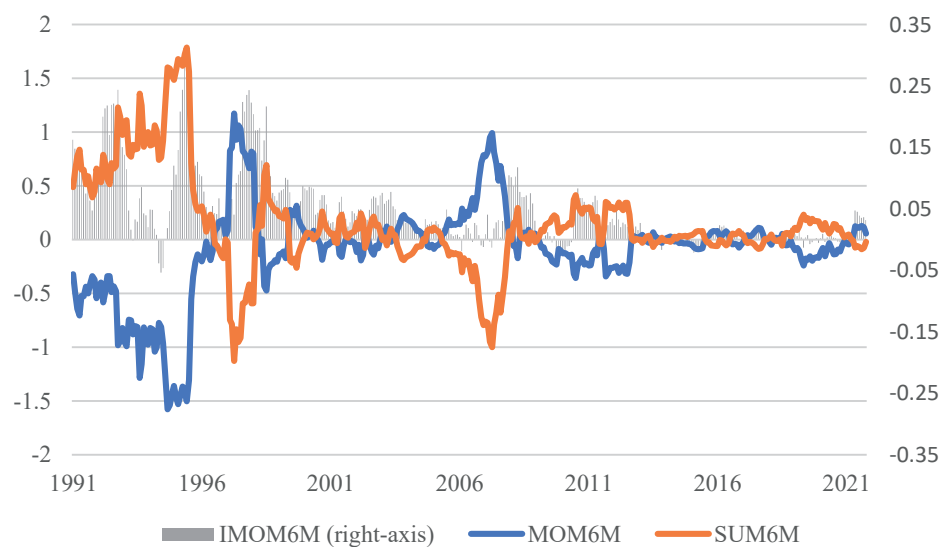
（Down）にサンプルを二分している。RetDisp は、リターンディスパージョンの 3 カ月平均値が全サンプルのメディアンよりも低いサンプル（Low）と高いサンプル（High）にサンプルを二分している。AbsIMOM は、錯誤モメンタムの絶対値の市場平均値が全サンプルのメディアンよりも低いサンプル（Low）と高いサンプル（High）にサンプルを二分している。 Δ の行は、2 つの状態（Up/Down, または、Low/High）のリターン差とその t 値を示している。分析期間は、1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Figure 1: Transition of long-short portfolio returns based on illusion momentum



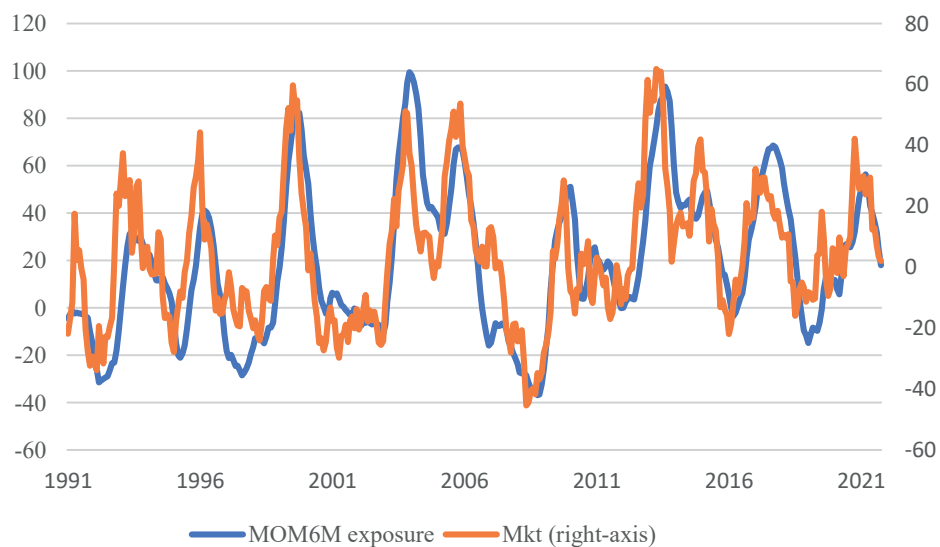
この図は、錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12）に基づくロングショート・ポートフォリオの累積リターンを示している。分析期間は、1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Figure 2: Cross-sectional regression coefficients and contributions



この図は、本文中の式 (9) で分解した MOM6M と SUM6M の寄与度の 12 カ月平均値および IMOM6M に対する回帰係数の 12 カ月平均値の推移を示している。分析期間は、1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである。

Figure 3: Momentum exposure and market returns



この図は、IMOM6Mに基づく分位ポートフォリオの10分位に属する銘柄のMOM6Mの
 平均値から1分位に属する銘柄のMOM6Mの平均値を引いた値（モメンタムエクスポジ
 ャー）の12カ月平均値とマーケットリターンの12カ月平均値を示している。

Appendix

Table A1: Portfolio weighting schemes

Table A2: Subperiods Analysis

Table A3: Screen on listing sections

Table A4: Different calculation methods for illusion momentum

Table A5: Quantile portfolio analysis in US equity markets

Table1 A1: Portfolio weighting schemes

Decile	IMOM6M		IMOM12M	
	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha
1 (Low)	-0.27 (-0.58)	-0.46 (-2.46)	-0.10 (-0.23)	-0.32 (-1.53)
2	-0.11 (-0.28)	-0.28 (-2.39)	-0.01 (-0.02)	-0.22 (-1.46)
3	0.06 (0.18)	-0.14 (-1.47)	0.07 (0.22)	-0.13 (-1.05)
4	0.08 (0.26)	-0.13 (-1.09)	0.08 (0.23)	-0.14 (-1.21)
5	0.17 (0.55)	-0.02 (-0.18)	0.27 (0.89)	0.08 (0.99)
6	0.21 (0.71)	0.02 (0.26)	0.24 (0.80)	0.04 (0.34)
7	0.32 (1.22)	0.13 (1.32)	0.33 (1.12)	0.13 (1.10)
8	0.69 (2.38)	0.52 (4.54)	0.45 (1.49)	0.27 (1.89)
9	0.46 (1.35)	0.30 (1.90)	0.69 (2.04)	0.51 (3.85)
10 (High)	1.28 (2.88)	1.19 (5.21)	0.91 (2.05)	0.81 (3.78)
High – Low	1.55 (4.46)	1.65 (4.55)	1.03 (3.22)	1.14 (3.29)

この表は、分位ポートフォリオのウェイト方式を時価加重とし、表 2 と同じ分析を行った結果を示している。

Table A3: Screen on listing sections

Decile	IMOM6M				IMOM12M			
	TSE1		Non TSE1		TSE1		Non TSE1	
	Avg RET	Alpha	Avg RET	Alpha	Avg RET	Alpha	Avg RET	Alpha
1 (Low)	-0.14 (-0.31)	-0.43 (-3.29)	-0.45 (-0.83)	-0.64 (-2.86)	0.14 (0.35)	-0.15 (-0.86)	0.02 (0.04)	-0.18 (-0.84)
2	0.14 (0.36)	-0.13 (-1.29)	0.45 (0.88)	0.23 (1.33)	0.31 (0.82)	0.03 (0.23)	0.57 (1.14)	0.33 (1.81)
3	0.19 (0.53)	-0.08 (-0.97)	0.69 (1.37)	0.47 (2.84)	0.30 (0.88)	0.03 (0.32)	0.63 (1.42)	0.40 (2.81)
4	0.31 (0.93)	0.05 (0.67)	0.59 (1.34)	0.38 (2.78)	0.32 (1.02)	0.06 (0.84)	0.57 (1.40)	0.35 (2.69)
5	0.33 (1.04)	0.08 (1.34)	0.65 (1.65)	0.44 (3.94)	0.40 (1.34)	0.15 (2.26)	0.52 (1.33)	0.30 (2.62)
6	0.38 (1.26)	0.14 (1.97)	0.42 (1.14)	0.22 (2.24)	0.36 (1.23)	0.11 (1.28)	0.50 (1.31)	0.29 (2.41)
7	0.44 (1.55)	0.20 (2.31)	0.66 (1.80)	0.47 (4.81)	0.38 (1.28)	0.14 (1.55)	0.57 (1.48)	0.37 (3.14)
8	0.62 (2.02)	0.37 (3.23)	0.66 (1.73)	0.46 (3.68)	0.46 (1.46)	0.22 (1.88)	0.78 (2.03)	0.60 (4.46)
9	0.79 (2.27)	0.53 (3.61)	1.10 (2.39)	0.91 (5.83)	0.64 (1.78)	0.39 (2.80)	0.93 (1.96)	0.74 (4.35)
10 (High)	1.11 (2.62)	0.87 (3.59)	1.33 (2.39)	1.16 (4.36)	0.85 (1.84)	0.63 (2.78)	1.26 (2.13)	1.11 (4.40)
High-Low	1.24 (4.39)	1.29 (5.03)	1.78 (5.27)	1.79 (4.53)	0.71 (2.58)	0.78 (2.83)	1.24 (3.79)	1.30 (4.52)

この表は、東京証券取引所に上場する全銘柄を東証 1 部に属する銘柄とそれ以外の区分に属する銘柄に分けた上で、表 2 と同じ分析を行った結果を示している。

Table A4: Different calculation methods for illusion momentum

Decile	IMOM6M		IMOM12M	
	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha
1 (Low)	-0.03 (-0.06)	-0.28 (-1.85)	0.22 (0.48)	-0.04 (-0.21)
2	0.34 (0.82)	0.09 (0.78)	0.47 (1.16)	0.21 (1.91)
3	0.37 (0.99)	0.12 (1.57)	0.41 (1.15)	0.16 (1.73)
4	0.45 (1.29)	0.21 (2.99)	0.38 (1.14)	0.14 (1.83)
5	0.44 (1.32)	0.20 (3.14)	0.48 (1.50)	0.24 (3.57)
6	0.52 (1.63)	0.29 (4.57)	0.51 (1.67)	0.28 (4.41)
7	0.56 (1.84)	0.33 (4.19)	0.45 (1.42)	0.22 (3.28)
8	0.64 (1.94)	0.40 (4.59)	0.54 (1.60)	0.30 (3.17)
9	0.71 (1.86)	0.45 (3.94)	0.69 (1.80)	0.44 (3.96)
10 (High)	0.90 (1.89)	0.69 (3.75)	0.82 (1.63)	0.62 (3.20)
High – Low	0.93 (3.93)	0.97 (3.93)	0.60 (2.49)	0.66 (2.76)

この表は、直近 1 カ月を取り除いた期間で計測した IMOM6M と IMOM12M に基づいて、表 2 と同じ分析を行った結果を示している。

Table A5: Quantile portfolio analysis in US equity markets

Decile	IMOM6M		IMOM12M	
	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha
1 (Low)	0.29 (0.52)	-0.88 (-2.73)	0.61 (1.08)	-0.61 (-1.92)
2	0.74 (2.03)	-0.27 (-1.89)	0.69 (1.70)	-0.35 (-2.26)
3	0.81 (2.69)	-0.09 (-0.80)	0.79 (2.54)	-0.12 (-0.92)
4	0.87 (3.27)	0.10 (1.14)	0.84 (3.24)	0.03 (0.32)
5	0.86 (3.85)	0.16 (2.04)	0.87 (3.84)	0.14 (1.59)
6	1.17 (6.25)	0.54 (6.91)	0.97 (5.21)	0.34 (3.51)
7	1.06 (5.72)	0.43 (5.29)	0.96 (4.94)	0.32 (5.04)
8	1.21 (5.13)	0.48 (4.63)	1.02 (4.49)	0.31 (3.94)
9	1.29 (4.53)	0.46 (3.74)	1.33 (4.64)	0.49 (3.31)
10 (High)	1.70 (4.06)	0.59 (2.81)	1.82 (3.76)	0.72 (2.99)
High – Low	1.40 (3.89)	1.46 (4.66)	1.20 (3.15)	1.31 (3.33)

毎月, NYSE, AMEX, NASDAQ に上場する全銘柄を, 錯誤モメンタム (IMOM6M または IMOM12M) に基づいて, 10 分位ポートフォリオにソートする. この表は, 各分位ポートフォリオを翌月 1 カ月間で保有した場合の月次リターンの平均値と Fama-French の 3 ファクターでリスク調整したアルファを示している. 最後の行は, 10 分位と 1 分位のリターンとアルファの差を示している. t 値は Newey and West (1987) の標準誤差を用いて計算し, 括弧内に記載した. 分析期間は 1990 年 7 月から 2022 年 3 月までである.