

日本市場における気質効果と企業属性についての一考察

A Study of the Disposition Effect and Corporate Characteristics in Japanese Stock Market

松崎 繭香

Mayuka Matsuzaki

論文要旨

本稿は、投資家の心理的バイアスによる非合理的な行動が株価のミス・プライシングを招くことから、行動ファイナンス理論の心理的バイアスの1つである気質効果を取り上げ、2005年～2016年までの143ヶ月間について日本株式市場における気質効果の存在の有無を確認した。その結果、気質効果が表れた企業は7%で過去の検証結果より弱かったことが確認された。また期間別の結果では、市場環境が強気のときはそうでないときより気質効果が強く表れた。これは、市場の上昇局面では自己のポートフォリオに含み益が発生すると利益を確定するために売却を急ぎ、含み損の株式は損失を確定することを後回しにするためであると考えられる。そして、気質効果の表われやすい企業の属性について情報量との関係の観点から分析を行った。検証結果では、企業のIR情報量の多さは気質効果の表われやすさに影響を与えているとはいえないことが示唆された。

1. はじめに

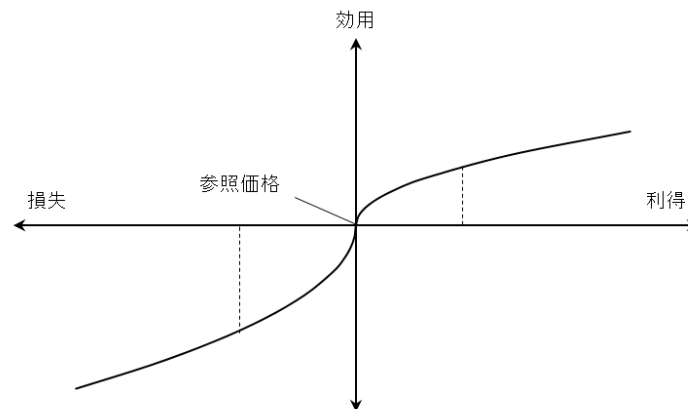
近年、世界的な金融危機の発生を機に、行動ファイナンスに対する関心がより一層強まっている。行動ファイナンスの理論によれば、市場は非効率的で、投資家には心理的バイアスがあり、時に非合理的な行動をとるという。

経済学においては、不確実性下での意思決定は規範的意思決定理論に基づいており、意思決定者は個々の選択肢の期待値を計算し、最大の期待値を提供する選択肢を選ぶ。このような合理的な行動が伝統的なファイナンスにおける効率的市場仮説のもとになっている。しかし、現実世界では人間の行動はこれだけではうまく説明できないことがあり、そこには問題も生じる。意思決定がなぜ規範から逸脱するのか、この非合理的な行動を説明する理論として代表的なものが Kahneman and Tversky (1979) によって発表されたプロスペクト理論である。プロスペクト理論では、価値関数とウェイト関数によって利得を評価する。価値関数は経済学における効用関数に相当する。意思決定者の図1のように参照点（参照価格）を判断基準に、利得の領域では上に凸で穏やかな曲線、損失の領域では比較的急な下に凸の曲線を描く。これは、利得の領域では人はリスク回避的であるのに対し、損失領

域ではリスク選好的となることを意味する。ウェイト関数は、意思決定に関する確率についての重みづけであり、不確実性について心の中で重みづけをしていることを示す。

プロスペクト理論と投資家行動を結びつける現象として株式市場における損失先送り効果がある。投資家は、利益（Winners）を早期に確定し、損失（Losers）を実現することを避けるため長く保持する傾向があるという。これは気質効果 **disposition effect** と呼ばれ、投資家心理を表す代表的なバイアスの1つである。

図1 プロスペクト理論における効用関数



このように、投資家は様々な心理的バイアスをもって意思決定を行うが、この非合理的な行動は、株式市場での過大反応や過小反応を通じて株価のミス・プライシングを引き起こすことがある。長期的にみれば、合理的な行動を行う裁定取引家によって価格は適正水準に収束するが、それがいつなのかはファンダメンタルやノイズトレーダーの行動変化に依拠する。このような状況が継続することにより、バブルや大暴落などの金融危機の発生につながる恐れがある。投資家心理を理解することは、非合理的な取引によって投資家自身の消耗を防ぐだけでなく、企業活動や金融市場の効率性を図り、金融危機の予見やその解明に役立つと考えられる。

本稿では、投資家の代表的な心理的バイアスの1つである気質効果に注目する。まず、Statman et al.(2006)、城下・森保（2009）の先行研究をもとに日本株式市場において投資家の気質効果の存在について確認する。その結果をふまえ、投資家の気質効果が表れやすい銘柄の企業属性について分析し、投資家心理に対する企業の在り方について考察する。

本稿の構成は、次の通りである。まず、第2章では、アメリカと日本の気質効果に関する先行研究をレビューし、整理する。第3章では、実証分析を行いその結果について報告する。第4章では、結論と今後の課題を述べる。

2. 先行研究と仮説の構築

先行研究として、まず、気質効果に関する研究が多く報告されているアメリカの研究について検討する。アメリカでの研究の視点を整理した上で、日本における気質効果に関する研究についてアメリカと比較しながら検討する。

2.1 アメリカにおける気質効果の研究

アメリカにおける気質効果の研究について検討する。気質効果は、Shefrin and Statman (1985)によって最初に報告された。彼らは、プロスペクト理論の中の損失先送り行動について現実の市場環境で見られるか検証した。1961年から1973年までの60本のミューチュアル・ファンドのデータを分析した結果、投資家は株価が上昇したときは早期に売却して利益を確定し、含み損を抱えているときは売却せず保持する傾向があることがわかった。Odean(1998a)は、1987年から1993年までの1万人のディスカウント証券会社の個人取引データを利用し、気質効果が存在するかを検証した。その結果、税金調整のための売却が多い12月を除いて、気質効果が観察された。また、気質効果以外の要因が関連している可能性をみるため、ポートフォリオのリバランス目的の売却の可能性、未売却の損失株が将来高い利益をもたらす可能性、取引コストとの兼ね合い、未売却の損失株がいずれ平均回帰するとの期待がある可能性という4つの要因についても検討している。その結果、これらの要因を排除した後も気質効果が存在することが明らかになった。

その後は、投資家間の気質効果の存在を検証するだけでなく、様々な視点から研究がされている。Dhar and Zhu (2002)は投資家全体を分析したOdean(1998a)の研究とは対照的に、バイアスの個人差を特定し、投資家の性質について明らかにすることを目的に気質効果を検証した。1991年から1996年までの期間について、大手ディスカウント証券会社の約14,000人の取引記録を利用し、年齢、職業、所得、取引経験によって投資家を分類した。投資家全体での結果は、Odean(1998a)のそれと同様に12月以外の期間で気質効果が確認された。しかし、1/5の顧客については気質効果が著しく小さかった。具体的には、専門職や富裕層、取引経験の豊富な人たちであった。

一方、投資家の個人差ではなく株式銘柄の差に着目し、気質効果の検証を行ったのがRangelova(2001)である。1991年から1996年までの大手ディスカウント証券会社の取引データを利用し、気質効果と企業規模について検証した。それによると、企業規模が大きくなるほど気質効果が強く表れ、企業規模が小さくなると逆気質効果が表れることが観察された。これは、一般的に中小企業は企業情報が少なくアナリストの関心も低いことから、収益率が将来の価格を決める指標と認識する傾向にあり、個人投資家はモメンタム投資戦略をとりやすい。また、小型株はそのボラティリティの高さから、収益率が上昇すれば将来さらに高まることを期待して株式を保持し続け、収益率が低下すれば早期に売却する傾向を示すという理由である。

これまでみてきたように、アメリカにおける気質効果の研究は顧客データを利用した検証が多く行われている。一方で、株式市場のデータを利用した研究として Statman et

al.(2006)がある。彼らは、投資家によく見られるもう一つのバイアスである自信過剰について検証しているが、その際、類似した現象である気質効果についても検証し、二つのバイアスを区別することで自信過剰の存在を示すことを試みた。1962年から2002年までのNYSE/AMEXの月次データを使用し、売買回転率と市場収益率、個別株式収益率の関係について検証した。その結果、自信過剰とともに気質効果も存在することが観察された。以上みてきたように、アメリカにおける研究では実際の顧客データを利用した研究が広く行われている。気質効果の存在の確認のみならず、気質効果の表れやすい人の特徴についても多く研究されている。

2.2 日本における気質効果の研究

アメリカでは、気質効果について様々な視点から研究されていることを確認した。次に、日本における気質効果の研究について検討する。日本での気質効果に関する研究は少なく、そのほとんどが経済実験である。城下(2004)、高阪・竹中・筒井(2012)は、仮定の株式市場において気質効果の存在を検証し、その存在を観察している。実際の株式市場のデータを使用した研究は、和田(2001)が行っている。和田は1988年から1999年までの年次の都道府県別パネルデータを使用し、日本の株式市場における気質効果を測定した。また、気質効果と所得との関係について検証した。その結果、気質効果は観察されたが、それは損失回避よりも所得によって需要が変化する所得効果によるものと結論づけた。金子(2003)は、1998年から2003年までの期間において、303本の国内株式が含まれたファンドの評価損益率と解約率の関係から個人投資家の気質効果について検証した。評価損益率がマイナスの場合には、解約率は比較的低く、多少評価損益率が改善しても解約率は増えないことが観察された。これについて、損失のある状態での売却をせず損失確定を先送りしていると結論づけた。一方、株式の収益率と売買高から気質効果を測定したのが城下・森保(2009)である。彼らは、Statman et al.(2006)の研究にならい日本市場でも自信過剰と気質効果が存在するか検証した。1977年から2004年までの長期間であるが、全期間の標本とバブル期以前(1977年1月から1989年12月)とバブル期以後(1990年1月から2004年12月)に分けた標本で検証している。その結果、全期間を通じての分析では、アメリカでの結果と同様に自信過剰と気質効果が観察されたが、有意にその存在が確認された企業の割合は少なく、アメリカと日本では投資家行動に差異がある可能性を示した。部分期間による分析では、バブル期以前では自信過剰はみられなかったが、気質効果は強く表れていた。一方、バブル期以後の推定結果では、自信過剰がみられたが強さはなく、気質効果はバブル期以前より弱まる傾向を示した。このように、国や分析期間の違いによってバイアスの表れ方が異なることが確認された。また、ボラティリティとの高い相関関係も観察されており、バイアスの表れやすさに関連性があることが示唆された。これまでみてきたように、日本における気質効果の検証はアメリカのそれとは異なり、顧客データを使用した投資家個人のバイアスの有無や表れ方について研究しているものが少ない。また、分析期間によ

って推定結果が異なることもアメリカと異なる点である。

2.3 投資家行動と情報の関係についての研究

これまで投資家行動と気質効果に関する先行研究をレビューしてきた。気質効果は投資家の属性や信念に影響を受けることが確認された。また、投資家は過去の収益率や企業業績情報に反応し、行動をとることも示唆された。昨今、企業が情報開示を自発的・積極的に進めることが定着する中で、提供される情報内容や投資家間の情報格差は投資家行動に影響を与える要因となる。ここでは、投資家行動と情報に関する研究について検討する。

投資家がつ情報には、無料または低コストで入手可能な IR 情報やマクロ経済指標などの公開情報と、一部の投資家が独自調査によって入手した私的情報とがある。Kyle (1985) は、持っている情報の違いをもとに投資家を 2 種類に分類した。株式の本源的価値に関する内部情報を知っており、その情報を利用し戦略的売買を行う「情報トレーダー」と情報を持たず流動的なニーズによって取引を行う「流動性トレーダー」で、流動性トレーダーはしばしばノイズと呼ばれる誤認した情報によって取引するとしている。このノイズは、Black (1986) によると情報と対比されるもので、しばしば人はあたかも情報であるかのようにノイズに基づいて取引すると指摘する。ノイズに基づく取引はノイズトレーダーとも呼ばれ、非合理的な意思決定や行動をとる個人投資家にみられる。一方、Hirshleifer and Teoh (2003) は、投資家の注意力や情報処理能力に限界がある場合に情報提示方法の違いが市場価格に及ぼす影響をモデル化し、投資家が一部の情報を見落とす可能性について指摘している。このような投資家間の情報格差が現実の市場でどれだけ株価に影響を与えているかを検証したのが Chakravarty (2001) である。NYSE のデータベースを利用し、売買注文を出した投資家を特定した上で、それぞれの投資家による売買注文がどの程度価格変化に影響を与えているか調査した。その結果、機関投資家が情報優位にあり、その売買注文が株価変化の大部分を引き起していることを明らかにした。また、Lev (1988) は、情報の非対称性が存在することの格差により、高い取引コスト、厚みのない市場、証券の流動性低下など個人にも社会にも悪影響をもたらすと述べている。奥田 (2005) は、情報の複雑性や重要性の薄い情報が公表されていることについて投資家間の情報格差の存在を危惧し、情報の複雑性に起因する投資家間の情報格差が資本市場参加者にもたらす影響について理論的に分析した。情報の複雑性が増すと情報優位な投資家の活動が活発になること、企業に対する複雑な情報の提供の強制は、企業の資本コストを増大させる可能性があることを指摘している。

このように、投資家行動と情報の関係については、投資家間の情報の非対称性の存在やそれが市場や価格へもたらす影響について多くの研究がされてきた。本稿では、不確実性下での意思決定のバイアスである気質効果と企業情報の関係について検証することで、企業が投資家の非合理的行動に対処できるかどうかを検討する。

2.4 仮説の構築

先行研究より、日本の株式市場における気質効果の存在に関する検証はあまり行われておらず、また、調査期間によってその傾向が異なることが示された。そこで本稿では、まず、城下・森保（2009）の調査期間以降の日本株式市場における気質効果の存在について確認する。彼らの検証手順に従うと、気質効果と類似したバイアスである自信過剰について先に検証し、次に気質効果の検証をして両バイアスの区別をしている。自信過剰は、Odean(1998b)によって提示され、帰属バイアスの1つで成功は自分に帰属するという考えに基づく。とくに株式市場では、収益率の上昇を得たことは自分の能力によりもたらされた結果ととらえ、さらに売買を活発にする。市場全体の収益率が上昇しているだけでも、投資家自身の能力によるものととらえてしまう現象である。このことから、市場の収益率と売買回転率は正の関係があることがわかる。ここでの仮説は以下の通りである。

仮説1 過去の市場全体の収益率が高ければ、今期の市場の売買が活発になる。

気質効果と自信過剰との異なる点は、自信過剰が市場全体の収益率に対しての反応であるが、気質効果は個別株式に対する反応である。城下・森保（2009）の検証では、個別株式の収益率が上昇したときは売買回転率が増加し、低下したときには減少すると設定し、以下の仮説を示している。

仮説2 過去の個別株式の収益率が高ければ、今期の個別株式の売買が活発になる。

仮説3 今期の個別株式の売買が活発になるのは、過去の市場全体の収益率の高さよりも過去の個別株式の収益率に強く影響を受ける。

この結果をふまえて、気質効果の表れた銘柄と表れなかった銘柄について、その企業の特徴を明らかにする。企業にとって気質効果が表れやすいことは、株価が適切に評価されず、適正価格を示さないことになる。過小評価された場合は資本コストの上昇につながり、過大評価された場合は急激な株価下落の恐れを含む。気質効果は個人の属性や信念に影響を受けるものであるが、気質効果が表れやすい銘柄の企業属性について検討することは、まだ日本では行われていないことから新規性がある。気質効果は不確実性下での意思決定のバイアスであり、先行研究でも見てきたように投資家のもつ情報が非合理的な意思決定と関係があることから、本稿では不確実性を表す変数として情報量の少なさをを用いて実証する。ここでの仮説は以下の通りである。

仮説4 投資家の気質効果は、企業についての情報が少ないと表れやすい。

3. 実証分析

3.1 方法

3.1.1 気質効果の分析

ここでは、城下・森保（2009）の方法に従い、気質効果を検証する前に自信過剰について検証を行う。分析はベクトル自己回帰分析（VAR）を利用している。t 期における株式市場全体の株価収益率 $mret_{t-k}$ と売買回転率 $mturn_{t-k}$ によって株価の動きと売買活動の関連をみる。コントロール変数としてボラティリティ mhv_{t-l} 、散らばり $disp_{t-l}$ を利用する。 $e_{mturn,t}$ と $e_{mret,t}$ はそれぞれ誤差項である。分析モデルは以下の通りである。

$$\begin{pmatrix} mturn_t \\ mret_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{mturn} \\ \alpha_{mret} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^1 A_k \begin{pmatrix} mturn_{t-k} \\ mret_{t-k} \end{pmatrix} + \sum_{l=0}^1 B_l \begin{pmatrix} mhv_{t-l} \\ disp_{t-l} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{mturn,t} \\ e_{mret,t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

t-1 期の市場収益率が売買回転率に正の影響を与えていれば、市場の株価上昇により生じた投資家の自信過剰の存在とみなすことができる。ここでさらに、インパルス反応関数を利用して、市場収益率がどれくらいの期間にわたって売買回転率に影響を与えるかを見る。

次に、気質効果の検証を行う。気質効果は、参照価格よりも株価が上昇すると早期に利益を確定し、下落した場合は損切をせずそのまま持ち続ける現象であるが、ここでは、個別株式の売買回転率 $turn_{t-k}$ と収益率 ret_{t-k} 、市場全体の収益率 $mret_{t-k}$ によって株価と売買活動の関連をみる。コントロール変数として個別企業のボラティリティ hvt_k を利用する。分析モデルは以下の通りである。

$$\begin{pmatrix} turn_t \\ ret_t \\ mret_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{turn} \\ \alpha_{ret} \\ \alpha_{mret} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^1 A_k \begin{pmatrix} turn_{t-k} \\ ret_{t-k} \\ mret_{t-k} \end{pmatrix} + \sum_{l=1}^1 B_{hvt-l} + \begin{pmatrix} e_{turn,t} \\ e_{ret,t} \\ e_{mret,t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

式(1)の VAR モデルでは、個別株式については影響をみていないため、式(2)の VAR モデルは、個別株式の売買回転率に対して個別株式の収益率と市場収益率が影響することを見ることのできるモデルになっている。t 期の個別株式の収益率の上昇が個別株式の売買回転率に正の影響を与えていれば、投資家の行動に気質効果が存在するとみなすことができる。一方、t 期の市場収益率が個別株式の売買回転率に正の影響を与えていれば、市場の株価上昇により生じた投資家の自信過剰の存在とみなすことができる。

3.1.2 気質効果と企業属性の分析

気質効果の存在を推定した結果を用いて、企業属性との関係を検証するためロジットモデルを用いて分析を行う。分析モデルは以下の通りである。

$$DE = \alpha + \beta_1 webev1 + \beta_2 lnmv + \beta_3 inst + \beta_4 frflt \quad (3)$$

説明変数の DE は、t 期の個別株式の収益率の上昇が個別株式の売買回転率に正の影響を与えていれば気質効果が有るとして、有 = 1、無 = 0 を表す変数とする。webev1 は WEB

サイトの充実度で情報量の多さを示す変数として入れている。 $lnmv$ は時価総額で企業規模を表す。 $inst$ は機関投資家比率で、株式持ち合いによる長期保有を考慮するためである。また、 $frflt$ は 50 単元未満の株式保有比率を計算した小株主持株比率で、短期売買を目的とした投資家行動を考慮するために加えている。WEB サイトの充実度に対する影響が負であれば、情報が少ないほど気質効果が表われやすい。また、流動的な短期取引をする割合が多いと考えられる個人投資家は非合理的な行動をする可能性があり、機関投資家は情報優位な立場にあり、合理的行動をとると考えられる。したがって、気質効果と機関投資家比率変数との関係は負となり、反対に小株主持株比率変数との関係は正になることが予測される。

3.2 データ

VAR モデルの推定において、QUICK 社のデータベース *Astra Manager* のデータを用いている。各変数は東証 1 部で取引される個別銘柄の月次収益率、月次売買回転率、月次市場売買回転率、月次市場収益率、月次ボラティリティ、月次の散らばりを算出した。市場収益率は当該月の東証 1 部全企業の投資収益率を時価総額ウェイトで加重平均した値であり、個別株式売買回転率は当該月の売買高を発行済株式数で除した値である。散らばりは当該月の個別株式の収益率の標準偏差である。散らばりとボラティリティとの違いは、ボラティリティがある時点での企業間の株価変動の差異の大きさであるのに対し、散らばりは時間方向に関する株価変動の大きさで、ポートフォリオのリバランスに関連する潜在的な取引活動を説明するため、Statman et al.(2006)の研究方法に従い加えている。分析期間は 2005 年 1 月から 2016 年 11 月までの 143 ヶ月間である。なお、本稿で使用する東証 1 部企業とは分析期間中の新規上場銘柄および上場廃止銘柄を含んでいる。変数の定義を表 1 に示す。

表 1 変数の定義

内生変数	表記	定 義
市場収益率	mret	当該月の東証 1 部全企業の投資収益率を時価総額ウェイトで加重平均した値
個別売買回転率	turn	売買高/発行済株式数
市場売買回転率	mturn	当該月の東証 1 部全企業の個別売買回転率を時価総額ウェイトで加重平均した値
外生変数	表記	定 義
市場ボラティリティ	mhv	当該月の東証 1 部全企業のヒストリカルボラティリティを時価総額ウェイトで加重平均した値
ボラティリティ	hv	当該月の個別日次株式収益率の標準偏差
散らばり	disp	当該月の個別企業の投資収益率の標準偏差

VAR モデルにおける変数の定常性を確認するため ADF (Augmented Dickey Fuller) 検定によって単位根検定を行った。その結果、すべての変数は定常時系列であることが示された。特に、市場売買回転率は、城下・森保 (2009) では非定常であったが、本稿では定常時系列であった。城下・森保 (2009) は、市場売買回転率が非定常であることから対数変換を行っているが、推定値の比較が容易になるよう本稿でも対数変換した売買回転率を使用する。図 2 は対数変換前の市場売買回転率と 12 ヶ月移動平均線の推移を示したものである。この売買回転率と 12 ヶ月移動平均線を対数変換した後、その差分を取ったものをトレンド除去済の回転率、つまり異常な売買回転率としてとらえて利用する。

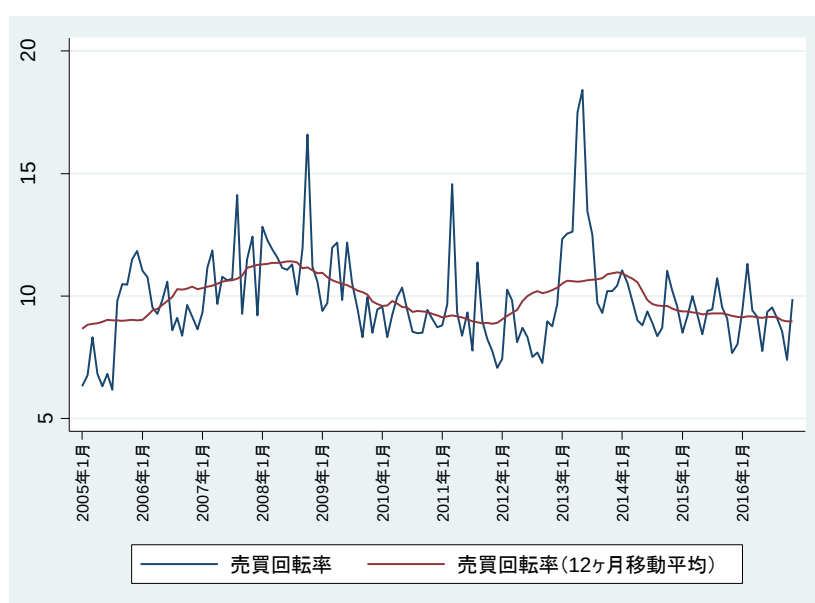


図 2 市場売買回転率の推移

表 2 は市場 VAR 分析に使用する変数の基本統計量である。市場売買回転率は、2008 年と 2013 年に 15%を超える高い時期があった。2008 年は、10 月のリーマンショックによる世界的な株価暴落によるものである。2013 年は、アベノミクスへの期待感による株価の急騰により、5 月には東証 1 部の売買代金は過去最高を記録しており、それに伴って市場売買回転率も 18%まで高まった。

市場売買回転率の平均は約 10%で、最も高かったのは 2013 年 5 月の 18.4%であった。トレンドを除去した市場売買回転率の平均は約 - 0.4%であった。市場収益率の平均は 1.05%で、最も悪化したのは 2008 年 10 月の - 17.5%であった。

表 2 基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
市場売買回転率	143	9.985	1.926	6.179	18.415
トレンド除去済回転率 (対数変換後)	143	-0.373	15.569	-35.381	58.004
市場収益率	143	1.057	5.261	-17.538	14.019
ボラティリティ	143	32.082	12.250	16.911	116.054
散らばり	143	10.006	2.315	6.680	18.154

ロジットモデルの推定では、WEB の充実度、機関投資家比率、小株主持株比率のデータは日本経済新聞社の NEEDS-Cges データを使用する。これらの値は、2005 年度から 2016 年度までの年次データを用い平均した値である。その他の変数は Astra Manager より使用する。企業規模の指標とする時価総額は、対数変換している。表 3 にロジットモデルの推定で使用する変数の基本統計量を示す。

表 3 基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
WEB 充実度	1,757	52.140	8.088	35.733	87.583
時価総額 (対数変換)	1,757	24.660	1.531	21.591	30.519
機関投資家	1,757	21.520	14.851	0.009	82.022
個人投資家	1,757	18.514	10.588	0.508	84.208

3.3 実証結果

3.3.1 市場 VAR

内生変数のラグ数は AIC に従い $K=1$ 、 $L=1$ に決定した。表 4 は、市場 VAR モデルを推定した結果である。

表 4 市場 VAR の推定結果

		$mturn_{t-1}$	$mret_{t-1}$	mhv	mhv_{t-1}	$sdret$	$sdret_{t-1}$	定数項
mturn	係数	0.513	0.004	0.007	-0.006	0.014	-0.002	-0.171
	標準誤差	0.067	0.002	0.001	0.001	0.005	0.005	0.045
	p 値	0.000	0.063	0.000	0.000	0.004	0.722	0.000
mret	係数	4.370	0.003	-0.348	0.071	1.312	-0.262	-0.530
	標準誤差	2.694	0.087	0.038	0.048	0.194	0.205	1.818
	p 値	0.105	0.969	0.000	0.138	0.000	0.202	0.771

1 期前の市場収益率 $mret_{t-1}$ は、市場売買回転率に正の影響を与えているものの、有意ではない。これは、市場全体の株価上昇が翌月の市場の取引活動を活発にしているとは言えず、投資家の自信過剰があるとは言いがたい。よって、仮説 1 を支持する結果は得られなかった。

同時期における市場ボラティリティおよび市場の散らばりは、市場売買回転率に対して正の影響を与えている。これは、市場全体の株価変動が大きい、あるいは企業間の株価変動が大きいときには、取引活動が活発になることが示されている。一方、1 期前の市場ボラティリティおよび市場の散らばりは、市場売買回転率に対して負の影響を与えている。

図 3 は、市場収益率に対する市場売買回転率のインパルス反応関数を示したものである。実線がインパルス反応関数で、着色された範囲が 95%信頼区間である。外生的なショックが加えられると第 1 期で最も大きな正の値をとるが、反応は小さい。3 期まで有意にその影響が続くが、時間の経過とともに 0 に近づいていき、ショックは約 8 ヶ月で消失することがわかる。このことから、市場収益率が上昇すると市場売買回転率は高くなり、その影響は約 8 ヶ月続くことが示された。

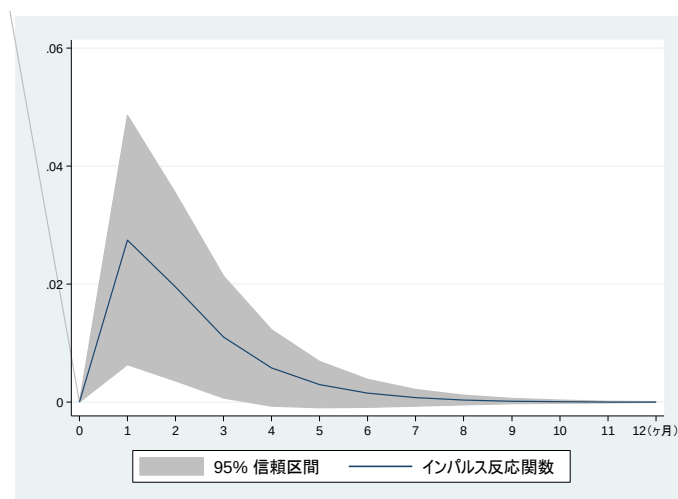


図 3 市場収益率から市場売買回転率に対するインパルス応答関数

3.3.2 個別株式 VAR

市場 VAR モデルの推定結果から、この期間における日本市場では自信過剰は表れていないことが明らかとなった。ここではさらに、気質効果は存在するかを検証した。

表 5 は個別株式について式(2)の VAR モデルを推定した結果である。分析期間中に 120 ヶ月連続した収益率および売買回転率が計測できるのは 1,757 社であった。これら全企業に関する推定結果を提示するのは紙幅の関係上不可能であるため、ここでは全企業の推定結果を集計したものを示す。

表中の「平均」、「5%分位点」、「中央値」、「95%分位点」の各行は、VAR モデルの係数の推定値の平均、5%分位点、中央値、95%分位点を表す。「有意比率」は、推定した VAR モデルの中で係数が 0 であるという帰無仮説を 5%の有意水準で棄却した企業の比率である。

この比率が高いほど、対応する係数が市場全体で見て有意である可能性が高い。

1 期前の個別収益率が個別売買回転率に与える影響を示す係数は、-0.001 で負の値をとっている。この係数が正となった企業で、5%の有意水準で帰無仮説を棄却した企業の比率は約 7%である。多くの企業において個別株の 1 期前の収益率が売買回転率に影響を与えていない。城下・森保（2009）の結果では、1 期前の個別株式の収益率は売買回転率と正の関係があり、有意比率も 65%と半数以上の個別株式で気質効果があることを示唆している。またそれは、Statman et al.(2006)のアメリカでの結果と整合的である。これらの結果と比較すると、今回の結果は個別株式レベルにおいても株価の上昇は売買活動の活発さにはつながるとは言えず、気質効果の存在を強く示していない。従って、仮説 2 は支持されなかった。

1 期前の市場収益率が、個別株式の売買回転率に与える影響は、0.013 と正の値を示しており、有意比率も高い。過去の市場収益率は個別株式の売買回転率に影響を与えているということは、仮説 3 とは反対の結果となり、気質効果よりも自信過剰が強い可能性を示している。

表 5 個別株式の VAR の推定結果

Inturn	Inturn _{t-1}	ret _{t-1}	mret _{t-1}	hv	hv _{t-1}	定数項
平均	0.667	-0.001	0.013	0.014	-0.008	-1.231
5%分位点	0.431	-0.009	-0.001	0.007	-0.014	-2.093
50%分位点	0.686	-0.001	0.011	0.013	-0.007	-1.185
95%分位点	0.853	0.010	0.031	0.024	-0.002	-0.536
有意比率	100%	7.1%	46.9%	99.6%	86.4%	99.5%

ret	Inturn _{t-1}	ret _{t-1}	mret _{t-1}	hv	hv _{t-1}	定数項
平均	-0.668	-0.046	0.305	-0.010	0.025	-2.146
5%分位点	-3.624	-0.230	-0.052	-0.191	-0.108	-15.610
50%分位点	-0.589	-0.047	0.264	-0.026	0.021	-1.643
95%分位点	2.054	0.150	0.785	0.236	0.161	9.214
有意比率	15.0%	21.2%	44.2%	48.9%	23.8%	17.4%

mret	Inturn _{t-1}	ret _{t-1}	mret _{t-1}	hv	hv _{t-1}	定数項
平均	-0.134	-0.002	0.184	-0.117	0.049	2.658
5%分位点	-1.819	-0.092	0.092	-0.196	-0.006	-2.514
50%分位点	-0.004	-0.003	0.184	-0.118	0.047	2.791
95%分位点	1.154	0.101	0.274	-0.034	0.108	7.429
有意比率	9.0%	10.0%	67.5%	95.9%	43.6%	24.9%

以上の結果は、城下・森保（2009）のそれと異なる。検証期間が異なると、気質効果も自信過剰もみられないことが明らかとなった。Kim and Nofsinger（2003）は1984年から1989年を強気市場、1990年から1997年を弱気市場と定義し、日本における個人投資家の行動を検証しているが、それによると強気市場では個人投資家の取引活動が活発になり、また、損失よりも利益を確定する傾向があることを指摘している。城下・森保（2009）の検証でも期間別の検証を行っており、バブル期以前の推定結果では気質効果が強く表れていたが、バブル期以後ではバブル期以前より弱まる傾向を示唆している。本稿で分析している期間についても、アメリカのサブプライムローン問題を発端とする世界的金融危機による日本株式市場における株価低迷の局面と、第二次安倍内閣発足への期待感からの株価高騰局面とが含まれている。よって、本稿でも市場環境による差異を検証するため、分析期間を2005年1月から2011年12月までと2012年1月から2016年11月までに分割し、期間別のVARモデルを推定した。表6は部分期間ごとの個別株式のVARの推定結果である。2012年以前の結果をみると、過去の個別株式の収益率が売買回転率に有意に影響を与えている企業は5.9%であるのに対し、2012年以降では8.5%に増加している。つまり、2012年以前よりも2012年以降において気質効果が強まった可能性を表しており、株価が上昇する局面では気質効果が強く表れていた城下・森保（2009）の検証結果と整合的である。これは、市場の上昇局面では自己のポートフォリオに含み益が発生すると利益を確定するために売却を急ぎ、含み損の株式は損失を確定することを後回しにしようとする気質効果と一致すると考えられる。

表6 期間別個別株式のVARの推定結果

2005年1月～2011年12月

Inturn	Inturn _{t-1}	ret _{t-1}	mret _{t-1}	hv	hv _{t-1}	定数項
平均	0.640	-0.001	0.013	0.013	-0.007	-1.356
5%分位点	0.374	-0.012	-0.004	0.006	-0.014	-2.482
50%分位点	0.661	-0.002	0.011	0.012	-0.007	-1.275
95%分位点	0.849	0.011	0.035	0.023	-0.001	-0.505
有意比率		5.9%	34.4%			

2012年1月～2016年11月

Inturn	Inturn _{t-1}	ret _{t-1}	mret _{t-1}	hv	hv _{t-1}	定数項
平均	0.462	0.000	0.013	0.016	-0.004	-1.967
5%分位点	0.115	-0.015	-0.010	0.005	-0.016	-3.548
50%分位点	0.472	-0.001	0.012	0.014	-0.004	-1.856
95%分位点	0.771	0.016	0.038	0.032	0.007	-0.754
有意比率		8.5%	31.0%			

3.3.3 気質効果に対するロジットモデルの推定分析

個別株式の VAR モデルの推定の結果を利用し、気質効果の有無と気質効果の出現に影響を与える可能性のあるいくつかの企業属性についてロジットモデルにより分析を行った。推定結果は表 7 に示す通りである。企業の情報量に関する変数として、WEB 充実度を加えたが、気質効果と有意な関係は見られなかった。企業規模を表す時価総額についても有意な関係は見られなかった。機関投資家比率は負の関係、小株主持株比率では正の関係があり、それぞれ有意に影響を与えている。機関投資家比率は株式持ち合いによる長期保有の投資家を考慮するために加えており、機関投資家の所有数が多い株式は気質効果を表しにくい。一方、小株主持株比率は流動性のニーズにより取引する投資家の影響を考慮するために加えており、小口の投資家が多い株式は気質効果を表す。

表 7 気質効果のロジットモデルの推定結果

変数	略語	係数	z 値
WEB 充実度	webev1	0.007	(0.41)
時価総額 (対数変換後)	lnmv	-0.062	(-0.58)
機関投資家比率	inst	-0.052***	(-4.09)
小株主持株比率	frflt	0.035***	(4.11)
切片	_cons	-1.306	(-0.55)
サンプル数	1757		
疑似決定係数	0.091		

注) ***, **はそれぞれ 1%、5%水準で有意なことを表す。

当初、不確実性の下では情報量の少なさが気質効果を表れやすくすると予想していたがそれは確認できなかった。情報量の少なさは気質効果の要因になっているとはいいがたく、よって、仮説 4 は成立しないと考えられる。また、企業規模については、企業規模が大きいほど気質効果は表われやすいとする Ranguelova(2001)のアメリカでの検証結果と対照的になった。本稿での検証結果と異なる理由は、説明が困難ではあるが、以下の 3 点が考えられる。まず、推定結果の疑似決定係数が低いことから、適切な説明変数をモデルに含めきれていない可能性が考えられる。Ranguelova(2001)では、個人証券口座の情報に基づいて分析していることから、長期保有株式ダミー、マージンコールダミー、12 月効果ダミーといった投資家行動の特徴的な変数が加えられている。本稿では機関投資家比率と小株主持株比率のダミー変数により機関投資家と個人投資家の行動を区別しているが、株式市場全体のデータから分析しているため、個々の投資家行動を把握することには限界がある。データ収集方法により、これらに対応するような変数を加えることでモデルの頑健性をより高められる可能性がある。これについては今後検証する。次に、意思決定に影響を与える要因としての情報は、その量よりも質が重視される可能性がある。本稿で採用した WEB

充実度の値は情報量という点では企業間に大差はなく、均質的であったと考えられる。奥田（2003）が指摘しているように、情報の複雑性が増すと情報優位な投資家の活動が活発になる。また、ノイズによって取引する流動性トレーダーは情報に依存しないことや、情報を誤認することもある点から、個人投資家の中でも情報優位な投資家の活動のみをとらえた可能性や情報と関係なく取引した結果による可能性も考慮する必要がある。最後に、投資家行動の変化が考えられる。近年、企業と投資家の対話の重要性が高まっており、資本市場において長期的視点に立った投資行動を推奨する流れになってきている。企業は、財務情報だけでなく非財務情報などの統合情報の自発的開示によって自社の持続可能性について投資家に伝える努力をしており、これらが投資家の短期主義的な行動の抑制に効果をもたらしている可能性が示唆される。

4 結論

本稿では、行動ファイナンス理論で考慮される心理的バイアスの1つである気質効果を取り上げ、2005年1月～2016年11月までの143ヶ月間について日本株式市場における気質効果の存在の有無を確認した。そして、気質効果の表われやすい企業の属性について情報量との関係の観点から分析を行った。本稿での検証結果において得られた知見は、3点あげられる。第一に、2005年1月から2016年11月までの検証結果では、気質効果が表れた企業は7%で城下・森保（2009）の結果より弱かったことが確認された。第二に、2005年1月から2011年12月までと2012年1月から2016年11月までの期間別結果では、市場環境が強気のときはそうでないときより気質効果が強く表れた。第三に、企業のIR情報量の多さは気質効果の表われやすさに影響を与えているとはいいがたいことが示唆された。

この結果から検討すべきことは、情報量よりも情報の種類や質が影響している可能性があることである。近年、非財務情報の開示も積極的に行われており、投資家が必要とする情報の種類や公開方法による反応の違いもあると考える。また、方法論の観点からは、気質効果については城下・森保（2009）の方法で行ったが、別の検証方法も検討する必要がある。これらは次回の課題としたい。

（参考文献）

- 奥田真也（2005）「情報の複雑性が資本市場参加者に与える影響について」『現代ディスクロージャー研究』（6）, 39-48
- 音川和久（2009）『投資家行動の実証分析：マーケット・マイクロストラクチャーに基づく会計学研究』中央経済社
- 角田康夫（2001）『行動ファイナンス』金融財政事情研究会
- 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
- 坂上貴之（2009）『意思決定と経済の心理学』朝倉書店

- 城下賢吾 (2004) 「小口個人投資家の気質効果」『山口経済学雑誌』 52(4), 661-683
- 城下賢吾・森保洋 (2009) 『日本株式市場の投資行動分析』 中央経済社
- 高阪勇毅・竹中慎二・筒井義郎(2012) 「気質効果と損失回避」『行動経済学』 5, 189-192
- 和田良子 (2001) 「パネルデータによる日本の株式市場における Disposition Effect の計測」『敬愛大学研究論集』 61, 151-163
- Black,F.,(1986) “Noise”, *Journal of Finance*, 41(3), 528-543
- Chakravarty,S.,(2001) “Stealth-trading: Which traders’ trades move stock prices?”, *Journal of Financial Economics*, 61(2), 289-307
- Dhar,R., and Zhu,N., (2002) “Up Close and Personal: An Individual Level Analysis of the Disposition Effect”, *Yale ICF Working Paper* No. 02-20.
- Hirshleifer,D. and Teoh,SH., (2003) “Limited attention, information disclosure, and financial reporting”, *Journal of accounting and economics*, 36(1-3), 337-386
- Kahneman,D. and Tversky,A. (1979), “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk” *Econometrica*, 47(2), 263-292
- Kyle,A.,(1985) “Continuous Auctions and Insider Trading”, *Econometrica*, 53(6), 1315-1335
- Kim,K.A.,and Nofsinger,J.R, (2003) “The behavior and performance of individual investors in Japan”, *Pacific Basin Finance Journal*, 11(1), 1-22.
- Lev,B.,(1988) “Toward a Theory of Equitable and Efficient Accounting Policy”, *The Accounting Review*, 63(1) ,1-22
- Odean,T., (1998a) “Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?”, *Journal of Finance*, 53(5), ページ
- Odean,T., (1998b) “Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average”, *Journal of Finance*, 53(6),1887-1934
- Rangelova,E., (2001) “Disposition Effect and Firm Size: New Evidence on Individual Investor Trading Activity”, *Harvard University Working Paper*
SSRN: <https://ssrn.com/abstract=293618>
- Shefrin, H.,(2002) *Beyond Greed and Fear : Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing*, Oxford University Press (H.シェフリン 鈴木一功 (訳) (2005). 行動ファイナンスと投資の心理学—ケースで考える欲望と恐怖の市場行動への影響 東洋経済新報)
- Shefrin,H., and Statman,M., (1985) “The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence”, *Journal of Finance*, 40(3), 777-790
- Shleifer,A.,(2000) *Inefficient Market*, Oxford University Press (A.シュレイファー 兼広 崇明 (訳) (2001). 金融バブルの経済学 東洋経済新報)
- Statman,M.,Thorley,S., and Vorkink,K.,(2006) “Investor overconfidence and trading

volume”. *Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565.