



日本取引所グループ
JAPAN EXCHANGE GROUP

JPX WORKING PAPER

JPXワーキング・ペーパー

日本の個人投資家の投資行動および投資損益に関する分析

池端 卓也[†], 森田 充[‡], 亀坂 安紀子[§]

2025 年 9 月 12 日

Vol.49

[†] 株式会社日本証券クリアリング機構 清算企画部 調査役 (t-ikebata@jpx.co.jp), 青山学院大学大学院経営学研究科 博士後期課程

[‡] 青山学院大学大学院国際マネジメント研究科 教授

[§] 青山学院大学経営学部 教授

JPX ワーキング・ペーパーは、株式会社日本取引所グループ及びその子会社・関連会社（以下「日本取引所グループ等」）の役職員及び外部研究者による調査・研究の成果を取りまとめたものであり、学会、研究機関、市場関係者他、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図しております。なお、掲載されているペーパーの内容や意見は執筆者個人に属し、日本取引所グループ等及び筆者らが所属する組織の公式見解を示すものではありません。

・ 献辞

本稿の分析では、日本証券業協会から「個人投資家の証券投資に関する意識調査」の個票データを提供して頂いた。ここに記して感謝します。

本稿は、「日本の個人投資家の株式投資利益に関する分析」という題目で、2023 年度日本ファイナンス学会秋季研究大会、2024 年度日本金融学会春季大会および 2024 年度日本経済学会春季大会にて発表した内容を改定した論文である。

学会大会で発表の際、野村証券金融工学研究センターの大庭昭彦氏、神戸国際大学の筒井義郎氏ほか大会参加者から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝します。

本研究は JSPS 科研費（研究課題「経済政策と金融市場」）研究課題番号 22K01561 研究代表者亀坂安紀子の成果の一部です。ここに記して感謝します。

要約

本稿では、日本証券業協会の「個人投資家の証券投資に関する意識調査」の個票データを用いて、個人投資家の投資行動および投資損益について分析する。その結果、男性は女性と比較して頻繁に取引を行い、女性が男性よりも投資による利益を獲得する確率が高いことが示された。また、若年層が高齢層よりも投資で利益を獲得していることが示された。個人の属性以外にも個人投資家の行動バイアスを含めた分析も行い、投資行動との関係は認められたが、投資損益との関係は限定的であった。

1. はじめに

近年、日本では「資産所得倍増」や「貯蓄から投資へ」といったスローガンのもと、個人の資産形成を支援・促進する政策が加速している。とりわけ、岸田政権は 2022 年以降、「資産運用立国」を経済政策の柱の一つとして掲げ、家計金融資産を成長資金として循環させる構想を提示した。¹これに伴い、NISA 制度の恒久化・拡充や様々な公的・民間組織による投資教育の強化など、個人投資家の自助的な資産形成を後押しする制度整備が進められている。

日本の家計金融資産は約 2,000 兆円にのぼるが、その過半が現預金として保有されており、諸外国と比較しても投資へのシフトが進んでいない。こうした状況を打開するためには、制度的な枠組みに加え、個人投資家の投資行動の理解や分析が必要とされる。

本稿では、このような政策的背景を踏まえ、日本の個人投資家を対象として、投資行動および投資損益を分析する。米国などでの先行研究の結果を参考として、性別、年齢、婚姻状態といった基本的な個人属性や近視眼的傾向や損失回避傾向などの行動バイアスに着目し、それらと投資行動や投資損益との関係性を分析する。

分析データには、日本証券業協会の 2019 年から 2023 年までの「個人投資家の証券投資に関する意識調査」を用いる。リスク資産に実際に投資を行った個人投資家の中で、誰が利益を上げ、誰が損失を抱えているか。伝統的な経済学では、投資家は合理的な意思決定主体として捉えられてきたが、プロスペクト理論にもあるとおり、投資家は必ずしも合理的とはいえない行動をとることも多い(Kahneman and Tversky(1979))。また、性別や婚姻状況といった個人の属性が、投資成果と関係があることが、先行研究においても指摘されてきた (Barber and Odean(2001), Ruenzi and Zimmerer(2024))。

近年、金融庁や日本証券業協会などが進める資産形成支援政策の中で、個人投資家の投資行動の理解は重要性を増しており、本稿がその一助となることを期待している。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 章では、国内外の先行研究を整理し仮説を提示する。第 3 章では、分析対象を明示し、分析に用いるデータ、推定モデルおよび変数について説明する。第 4 章では、推定結果を提示する。最後に、第 5 章では、考察と今後の政策的・実務的含意を論じるとともに、今後の研究課題を提示する。

¹ 内閣官房 新しい資本主義実現会議 (第 13 回)

https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/atarashii_sihonsyugi/kaigi/dai13/gijisidai.html

2. 先行研究

本稿では、個人の属性や行動バイアスと投資行動・投資損益の関係性を分析する。個人投資家の投資行動や投資損益について、以下で先行研究を紹介する。

2.1 個人投資家の属性と投資行動・投資損益について

リスク性資産に関する投資行動については、男女の自信過剰の差が要因の一つとして報告されている。自信過剰に関する性差については、Lundeberg and Fox(1994)では、男性も女性も自信過剰であるが、一般的に男性は女性よりも自信過剰であるとしており、また、Prince (1993) では、男性は経済的な問題に関して、女性よりも有能だと感じる傾向があるとしている。リスク性資産である株式保有については、Bajtelsmit and Bernasek(1996)によると女性は男性に比べリスク回避的であり、資産ポートフォリオに占める株式割合が低い傾向にあると指摘している。また、株式市場への参加については、Van Rooij et al.(2011)では、女性は男性より株式市場への参加率が低いとしている。さらに、取引量に関する報告もされており、最近の研究では、Cueva et al.(2019)が仮想市場での取引を実験的に行うことにより、男性は女性よりも取引に自信があり、男性は女性よりも取引量が多いことを示している。実際の取引データを用いた研究も存在し、Barber and Odean(2001)では、大手ディスカウント証券会社の 35,000 世帯以上の口座データを用いて、1991 年 2 月から 1997 年 1 月までの男女の株式投資について分析している。その研究では、男性は女性よりも自信過剰であるために取引量が多くなりがちであり、それによって取引コストがかさむことからリターンを減少させていることを実証的に示している。²このように、性差と投資行動に関する研究では、男性が女性に比べて自信過剰であることからリスクを取る傾向にあり、その結果、リスク性資産への投資が行われることや取引頻度が高いといった結果が報告されている。さらに、結果として、Barber and Odean(2001)では、男性の取引量が多くなり取引コストがかさむことから、投資リターンが男性の方が低いといった結果が報告されている。

² 日本では、海外のような証券会社の実際の取引データを利用し検証した事例については、筆者の知る限り存在しない。一方、集計レベルでの公表データを用いた研究は行われており、Kamesaka et al. (2003), Hood et al.(2013), 顔ほか(2019)や胡桃ほか(2021)などがあげられる。

年齢については、一般に高齢者になるほどリスク許容度が低下し、安全志向の資産配分を選好する傾向が指摘されている（Campbell(2006)）。婚姻状況についても、先行研究では個人のライフステージや経済的行動に影響を与える重要な要因であることが報告されており、例えば、Barber and Odean(2001)では、婚姻状態によって取引頻度が異なることも示されている。特に独身男性が最も取引頻度が高いことが報告されており、女性に関しても既婚か未婚かで取引頻度が異なる。既婚女性が最も取引頻度が低いと報告されており、さらに、自信過剰度が最も高いと考えられる未婚男性が株式投資によって最も損失を拡大させやすいことが示されている。

2.2 行動バイアスと投資行動・投資成果について

投資家の行動バイアスに関する研究においては、近視眼的損失回避傾向(myopic loss aversion)が重要な概念として位置づけられている。この傾向は、投資家が損失を嫌い、非合理的な判断を下す傾向を指す。Kahneman and Tversky（1979）の提唱したプロスペクト理論は、この現象の理論的背景として広く受け入れられており、同理論のもとでは、損失の心理的インパクトは同等の利益よりも大きく感じられることが示されている。

このような傾向は、実証研究でも多く報告されている。例えば、Odean(1998)は米国の個人投資家の取引データを用いて、投資家が含み益のある株式を早期に売却し、含み損のある株式は保有し続ける傾向があることを明らかにしている。また、Haigh and List(2005)では、プロのトレーダーと学生を対象とした実験により、前者の方がより強い近視眼的損失回避傾向を示すことを報告している。

日本においても、こうした傾向に関する実証研究が進んでいる。池端ほか(2025)では、個人投資家の株式保有期間と行動バイアスとの関係を分析しており、近視眼的傾向をもつ個人投資家の保有期間は短く、損失回避傾向をもつ個人投資家の保有期間は長期である傾向を報告している。権田(2009)では、日本市場における近視眼的傾向および損失回避傾向を分析し、アメリカにおいても日本においても、近視眼的傾向が市場の効率性を歪めているとしている。また、名古屋(2022)はマルチエージェントシミュレーションを用いた分析により、個人投資家の行動様式が市場全体に与える影響を評価し、順張り戦略が逆張りに比して収益性が高い可能性を示している。

本稿では、個人投資家の投資行動や投資損益について、海外で実際の証券会社のデータを用いて研究が行われた Odean(1998)、Barber and Odean(2000)や Barber and

Odean(2001)の研究を参考に、男性が女性に比べて売買を実施する傾向にあり、また、女性は男性に比べて投資損益が高まる傾向にあるといった仮説をたて、日本の個人投資家について分析を行う。仮説は次のとおりである。

仮説 1：男性は女性に比べて売買を実施する確率が高い

仮説 2：女性は男性に比べて投資で利益を獲得する確率が高い

日本において、個人投資家の投資損益について個票データを利用して詳細に分析した例はなく、本稿はその最初の研究である。海外の先行研究を参考として、日本の個人投資家の分析を行い、学術的な知見を提供する。

3. 分析データ、変数および推定モデル

本稿の分析データ、変数および推定モデルについてそれぞれ説明する。

3.1 分析データ

本稿では、池端ほか(2025)と同様に、日本証券業協会が 2019 年から 2023 年にそれぞれ実施した「個人投資家の証券投資に関する意識調査」を用いて分析する。³本データは、日本証券業協会が毎年実施している日本全国の個人投資家(20 歳以上)を対象としたインターネット調査のデータである。日本証券業協会が三年に一度実施している「証券投資に関する全国調査(個人調査)」の結果を基に、日本証券業協会がサンプルを抽出している。⁴こ

³ 「個人投資家の証券投資に関する意識調査」は、日本証券業協会が 2006 年から毎年、日本全国の個人投資家を対象として証券の保有状況や投資目的、課税制度に対する意見等証券投資の意識調査を行っているもの。アンケートの調査期間についてはそれぞれ次のとおり。2023 年：2023 年 7 月 12 日～7 月 15 日、2022 年：2022 年 7 月 13 日～7 月 15 日、2021 年 7 月 5 日～7 月 9 日、2020 年 6 月 30 日～7 月 5 日、2019 年 7 月 5 日～11 日。本稿では、分析に用いる変数の質問内容や測定方法の一貫性を考慮し、2019 年から 2023 年までの 5 年間のデータを利用している。

⁴ 証券投資に関する全国調査は、個人の証券保有実態や証券投資に対する意識等を把握し、健全な証券投資の促進等に役立てるため、日本証券業協会が 3 年ごとに実施してい

の調査データを分析することで、池端ほか(2025)では株式保有期間と個人投資家の行動バイアスや金融リテラシーとの関係を明らかにした。これに対して本稿では、個人投資家の投資行動や投資損益に焦点をあてて分析を行う。

本稿で用いるサンプルについて、アンケートの調査対象年ごとのサンプルサイズを表1に示す。サンプルについては、「個人投資家の証券投資に関する意識調査」のデータから株式保有者であると回答した者を抽出したうえで、近視眼的傾向、損失回避傾向に関する質問について「どちらともいえない」といった曖昧な回答をしたサンプルを除いている。その結果、投資行動を分析するサンプルサイズは、10,871 となった。投資損益を分析するサンプルについては、投資行動と同様のスクリーニングを行ったうえで、売買を実施しなかったサンプルを除外した結果、サンプルサイズは 8,009 となった。

表1 本稿で使用するデータの調査年ごとのサンプルサイズ

投資行動に関する分析			投資損益に関する分析	
	サンプルサイズ	割合(%)	サンプルサイズ	割合(%)
2019年調査	2,237	20.6	1,680	21.0
2020年調査	2,250	20.7	1,668	20.8
2021年調査	2,199	20.2	1,609	20.1
2022年調査	2,138	19.7	1,556	19.4
2023年調査	2,047	18.8	1,496	18.7
合計	10,871	100.0	8,009	100.0

3.2 分析対象とする変数

本稿の分析に用いる被説明変数、説明変数およびコントロール変数をそれぞれ説明する。表3に、変数に関する基本統計量を示す。

3.2.1 被説明変数について

る。(<https://www.jsda.or.jp/shiryoshitsu/toukei/data/index.html>)

本稿では、個人投資家の投資行動および投資損益を分析する。投資行動の分析では、株式を保有する個人投資家の売買の有無について分析を行う。投資損益の分析では、個人投資家の有価証券の売買損益ダミー（売買損益が正ならば1，それ以外であれば0をとるダミー変数）、有価証券の売買損益額およびリターンの代理変数といった三つの異なる変数を用いる。被説明変数の定義を表2に示す。

投資行動および投資損益の分析に用いる被説明変数については、「あなたの昨年(分らない場合は、概ね1年間)の有価証券の売買損益(含み益や含み損は除く)について教えてください。(1つだけ)」の設問に対して、「1. 500万円以上の売買益が出た、2. 300万～500万円未満の売買益が出た、3. 100万～300万未満の売買益が出た、4. 50万～100万未満の売買益が出た、5. 50万未満の売買益が出た、6. ほぼ損益はゼロであった(±1万以内程度)、7. 50万未満の売買損が出た、8. 50万～100万未満の売買損が出た、9. 100万～300万未満の売買損が出た、10. 300万～500万未満の売買損が出た、11. 500万以上の売買損が出た、12. 昨年中は有価証券を売買しなかった」の選択肢の回答を利用する。

投資行動として分析する売買の有無については、1から11までの選択肢を回答した場合1，12の回答を0としたダミー変数を作成した。

投資損益の被説明変数については、次のとおりである。12の回答については一度も売買をしなかったということであり、サンプルから除外している。

売買損益ダミーについては、利益を獲得した1から5までの選択肢を回答した場合1，それ以外は0とした売買損益ダミーを作成した。

売買損益額については、売買損益の各選択肢の階級の中央値で売買損益を置き換えたものを用いる。⁵

リターンの代理変数については、売買損益額の各選択肢の階級の中央値で売買損益額を置き換えたものについて、有価証券保有額の各選択肢の階級の中央値で置き換えたもので除したものを用いている。株式を保有する個人投資家の有価証券保有額の変数について

⁵ 階級がオープンエンドの部分については、例えば、500万以上のところは750万円、500万以上の売買損のところは-750万と簡易的に補完処理を行っている。所得分布や資産分布において対数正規分布や γ 分布など仮定し、階級平均値を推定する方法も開発されているが、仮定する分布の妥当性などの検討も必要となるため、本稿では簡易的に中央値を用い、オープンエンドの部分は分析者が適切に定める。

は、「現在保有している金融商品のうち、有価証券（株式・投資信託・公社債）の保有額は時価でいくら位ですか。」といった設問に対して、「1. 10 万円未満，2. 10 万円～50 万円未満，3. 50 万円～100 万円未満，4. 100 万円～300 万円未満，5. 300 万円～500 万円未満，6. 500 万円～1,000 万円未満，7. 1,000 万円～3,000 万円未満，8. 3,000 万円～5,000 万円未満，9. 5,000 万円以上」の選択肢の回答を利用する。変数については，売買損益額と同様に各選択肢の階級の中央値で置き換えたものを用いる。ただし，有価証券保有額は，現在保有している有価証券(株式・投信・公社債)の保有額について質問しており，例えば 2023 年のデータにおいては，2022 年の期初時点の保有額ではなく，2023 年の調査時点の回答となる。

表 2 被説明変数の定義

カテゴリ	被説明変数	定義
投資行動	売買の有無	1有価証券の売買を実施した場合に1，それ以外の場合は0とするダミー変数.
	売買損益ダミー	売買益を獲得した場合に1,それ以外の場合は0とするダミー変数.
投資損益	売買損益額	売買損益の各選択肢を，階級の中央値に置き換えて定量化した連続変数.
	リターンの代理変数	上記「売買損益額」を，有価証券保有額の各選択肢の階級中央値で除したもの.

3.2.2 説明変数について

本稿では，第 2 章で示した先行研究を踏まえ，個人投資家の投資行動および投資損益との関連が指摘されている属性および行動特性に関する変数を説明変数に設定する。属性に関する変数は，性別，年齢，および婚姻状況である。また，行動特性に関する変数は，近視眼的傾向，損失回避傾向および近視眼的損失回避傾向である。

個人投資家の属性に関する変数については，性別には回答者が男性の場合に 0，女性の場合に 1 の値をとるダミー変数を設定する。年齢については，回答者が申告した値(例：25 歳であれば 25)をそのまま連続変数として用いる。婚姻状況については，既婚を 1，未婚を 0 とする既婚ダミーを設定する。

行動特性については、近視眼的行動バイアスについては、「お金を必ずもらえとの前提で、(1)今 10 万円をもらう、(2)1 年後に 11 万円をもらう、という 2 つの選択があれば、(1)を選ぶ」といった設問に対して「そう思う」と回答したものを近視眼的であるとし 1 を、「そう思わない」の回答を 0 とするダミー変数を作成した。「どちらとも言えない」といった回答については、サンプルから除外している。損失回避傾向については、「10 万円を投資すると、半々の確率で 2 万円の値上がり益か、1 万円の値下がり損のいずれかが発生する場合、投資をしない」という設問に対して、「そう思う」と回答した場合を損失回避傾向にあるとし 1 を、「そう思わない」の回答を 0 とするダミー変数を作成した。「どちらとも言えない」といった回答については、サンプルから除外している。近視眼的損失回避傾向については、上述の近視眼的傾向と損失回避傾向の設問の両方に「そう思う」と回答した場合を 1、それ以外を 0 としたダミー変数を作成した。

3.2.3 コントロール変数について

コントロール変数として、年収、有価証券保有額、配当および TOPIX 騰落率を用いる。

所得や資産規模については、リスク資産保有に正の影響が確認されており、本稿では年収および有価証券保有額を用いる。年収については、「あなた個人の年収(昨年 1 年間の税込み収入)はどのくらいでしょうか。ボーナスや内職等を含めてお答えください。」といった設問に対して、「1. 300 万円未満、2. 300 万円～500 万円未満、3. 500 万円～700 万円未満、4. 700 万円～1,000 万円未満、5. 1,000 万円～1,200 万円未満、6. 1,200 万円～1,500 万円未満、7. 1,500 万円～2,000 万円未満、8. 2,000 万円以上」の選択肢から回答するものである。年収については、有価証券保有額と同様に各選択肢の階級の中央値で置き換え、さらに 100 で除し単位を 100 万円に設定した変数を用いる。

有価証券保有額については 3.2.1 で示したように、有価証券保有額の各選択肢の階級の中央値を置き換えたものを用いており、さらに 100 で除し単位を 100 万円に設定している。

配当については、「あなたが昨年中(わからない場合は、概ね 1 年間)に受け取った株式の配当金の金額について教えてください。(1 つだけ)」といった設問に対して、「1. 1 万円未満、2. 1～5 万円未満、3. 10 万円未満、4. 10～20 万円未満、5. 20～50 万円未満、6. 50～100 万円未満、7. 100 万円以上、8. 配当金は受領していない」の選択肢か

ら回答するものであり、本稿では売買損益と同様に各選択肢の階級の中央値で置き換えた変数を用いる。配当については、投資損益として用いる売買損益と配当を分離して評価するために用いている。

将来に予定される経済的政策により株価上昇が見込まれる場合には、個人投資家は保有ポジションを継続保有する可能性があげられ、反対に、2020年に世界中にCOVID-19が蔓延したときのように株価の下落が予想される事象が起きた際には損切を行うといった投資行動も考えられるだろう。本稿では2019年から2023年に日本証券業協会がそれぞれ実施したサンプルを用いており、その年ごとの株価の上昇・下落率が個人投資家の行動に影響を及ぼす可能性は十分に考えられることから、本稿では、TOPIXの年ごとの騰落率を変数に用いる。

表 3 基本統計量

変数	投資行動に関する分析				投資損益に関する分析			
	平均値	中央値	最大値	最小値	平均値	中央値	最大値	最小値
女性ダミー	0.35	0.00	1.00	0.00	0.32	0.00	1.00	0.00
年齢(歳)	57.07	59.00	93.00	20.00	56.23	58.00	93.00	20.00
既婚ダミー	0.73	1.00	1.00	0.00	0.72	1.00	1.00	0.00
近視眼的傾向ダミー	0.42	0.00	1.00	0.00	0.44	0.00	1.00	0.00
損失回避傾向ダミー	0.43	0.00	1.00	0.00	0.38	0.00	1.00	0.00
近視眼的損失回避傾向ダミー	0.19	0.00	1.00	0.00	0.17	0.00	1.00	0.00
年収(百万円)	4.72	4.00	25.00	1.50	4.88	4.00	25.00	1.50
有価証券保有額(百万円)	11.32	4.00	75.00	0.05	12.12	4.00	75.00	0.05
配当(万円)	17.06	3.00	150.00	0.00	19.03	7.50	150.00	0.00
TOPIX騰落率(%)	1.54	4.80	15.20	-17.80	1.46	4.80	15.20	-17.80
サンプルサイズ	10,871				8,009			

3.3 推定モデル

本稿では、前述のとおり、個人の株式投資家 i の投資行動および投資損益について分析を行う。投資行動として分析をする売買の有無に関する推定モデルを(1)、投資損益に関するモデルを(2)にそれぞれ示す。

推定モデル(1)の投資行動については、個人投資家 i の有価証券の売買の有無を示す被説明変数 $TRADE_i$ についてダミー変数を設定し、ロジットモデルを用いて分析を行う。ロジットモデルでは、有価証券の売買を実施した場合には 1、それ以外には 0 の値を付与したダミー変数を用いる。

推定モデル(2)における投資成果の分析では、個人投資家 i の投資成果を示す被説明変数 $PROFIT_i$ に対して、3.2.1 で説明したとおり、三つの異なる手法を用いた推定を行う。第一に、有価証券に関する利益を獲得した場合に 1、それ以外は 0 としたダミー変数を作成し、ロジットモデルによる分析を行った。第二に、有価証券の売買によって得られた売買損益額を被説明変数とし、最小二乗法を用いて推定を行った。第三に、有価証券の売買損益額を有価証券保有額で除したものをリターンの代理変数として設定し、これを被説明変

数として同様に最小二乗法を用いて推定している。なお、本稿で用いるリターンの代理変数では含み益や含み損を考慮していない点について留意が必要である。

$$TRADE_i = \beta_0 + \Sigma \beta_{1m} ATT_{mi} + \Sigma \beta_{2n} BEH_{ni} + \gamma C_i + \epsilon_i \quad (1)$$

$$PROFIT_i = \beta_0 + \Sigma \beta_{1m} ATT_{mi} + \Sigma \beta_{2n} BEH_{ni} + \gamma C_i + \epsilon_i \quad (2)$$

本稿で焦点を当てている説明変数 ATT_{mi} は、投資家の性別、年齢や婚姻状況など属性に関する変数(attribute)であり、また、 BEH_{ni} は、近視眼的傾向、損失回避傾向および近視眼的損失回避傾向などの行動バイアスに関する変数(behavior)である。

さらに年収、有価証券保有額、配当および市場の環境変数として TOPIX の騰落率などを含むコントロール変数ベクトル (C_i) を用いる。本モデルにおいて、 β_{1m} および β_{2n} はそれぞれ属性と行動バイアスが投資家の売買の有無および売買損益に与える影響を示す係数であり、 γ はコントロール変数群の係数ベクトル、 β_0 は定数項、 ϵ_i は誤差項である。

4. 分析結果

本稿の推定結果を表 4 から表 8 に示す。

表 4 では、個人投資家の投資行動の分析として、有価証券の売買の有無を被説明変数としたロジットモデルの限界効果を示している。

次に、表 5 から表 7 では、個人投資家の投資損益の分析として、三つの異なる被説明変数を用いて推定した結果を提示する。表 5 は、個人投資家の売買損益について利益を獲得した場合に 1、それ以外は 0 の値をとるダミー変数を被説明変数とし、ロジットモデルの限界効果を推定した結果である。表 6 では、個人投資家の有価証券の売買によって得られた売買損益額を被説明変数とし、最小二乗法を用いて推定を行っている。表 7 は、有価証券の売買損益額を有価証券保有額で除したものをリターンの代理変数として設定し、これを被説明変数として同様に最小二乗法を用いて推定した結果である。

表 4 から表 7 では、モデル I から IV までの異なるモデルを設定し、個人投資家の属性に関する変数、行動バイアスに関する変数およびコントロール変数を説明変数に含めるか否かによる推定結果の差異を確認し、分析の頑健性を高める。

さらに表 8 では、個人投資家の投資成果に関する表 5 から表 7 での分析結果をもとに、有意性の認められなかった変数を除外したモデルを再構築し、最小二乗法の推定結果およびロジットモデルの限界効果の変化を確認した。

本稿では、これらの推定モデルを通じて、個人投資家の属性および行動バイアスと、投資行動および投資成果との関連や水準の違いを明らかにし、その結果をもとに実務的・政策的な含意を検討する。

4.1 個人投資家の投資行動

表 4 に、株式を保有する個人投資家の有価証券売買の有無を被説明変数とし、ロジットモデルの限界効果を推定した結果を示す。

4.1.1 有価証券売買の有無と属性の関係

個人の属性のうち、まず男女の性差に着目する。表 4 の個人投資家の属性の変数のみで構成されたモデル I より、女性ダミーの限界効果はマイナスで 1 % 有意であった。また、行動バイアスおよびコントロール変数を追加したモデル III, IV においても同様の傾向が観察された。限界効果の値に着目すると、女性は男性に比べて売買を実施する確率が 6.0-9.9% 減少する。株式投資と男女の性差に関する先行研究は多くなされており、最近の研究においても、Ruenzi and Zimmerer(2024)ではドイツ人を対象に金融行動について分析し、男性が女性よりも株式投資に参加する傾向にあることを示している。Barber and Odean(2001)では、男性が女性よりも自信過剰であることからトレードを実施する傾向にあるとしており、本稿においても同様の結果が確認できた。仮説 1 のとおり、男性が女性に比べて売買を実施する傾向にあることが日本の個人投資家についても示された。

次に、年齢に注目する。表 4 の個人投資家の属性の変数のみで構成されたモデル I より、年齢の限界効果はマイナスで 1 % 有意であった。また、行動バイアスおよびコントロール変数を追加したモデル III, IV においても同様の傾向が観察された。それぞれ限界効果はマイナスで 1% 有意であり、年齢を 1 歳重ねると有価証券の売買を実施する確率が 0.2-0.3% 減少する。一般に高齢者になるほどリスク許容度が低下し、安全志向の資産配分を愛好する傾向が指摘されており (Campbell(2006))、本稿においても、年齢が上がるにつれて有価証券の売買を実施する確率が減少することが示された。

既婚ダミーについては、表 4 のいずれのモデルについても有意な結果は得られなかつ

た。

4.1.2 有価証券売買の有無と行動バイアスの関係

近視眼的傾向については、表 4 のモデルⅡ、Ⅲ、Ⅳのすべてにおいて限界効果はプラスで 1%有意であった。近視眼的傾向をもつ個人投資家は近視眼的傾向をもたない個人投資家と比べて有価証券の売買を実施する確率が 4.9-6.0%増加する。したがって、近視眼的傾向をもつ個人投資家ほど、有価証券を売買する傾向が示された。

損失回避傾向については、表 4 のモデルⅡ、Ⅲ、Ⅳのすべてにおいて、損失回避傾向ダミーの限界効果はマイナスで 1 %有意であった。損失回避傾向をもつ個人投資家は損失回避傾向をもたない個人投資家と比べて有価証券の売買を実施する確率が 13.4-16.4%減少する。したがって、損失回避傾向をもつ個人投資家ほど、有価証券を売買しない傾向が示された。

近視眼的損失回避傾向ダミーはいずれのモデルでも有意ではなかったが、目先の利益を優先する近視眼的な判断をしがちな投資家は売買を実施する傾向にあり、損失回避傾向がある投資家は売買を実施しない傾向にあるという結果が示された。

表4 売買の有無に関するロジットモデルの限界効果

モデル	I	II	III	IV
女性ダミー	-0.099*** (-10.769)		-0.062*** (-6.724)	-0.060*** (-6.137)
年齢(歳)	-0.002*** (-8.644)		-0.002*** (-8.595)	-0.003*** (-11.022)
既婚ダミー	-0.008 (-0.794)		-0.003 (-0.303)	0.004 (0.360)
近視眼的傾向ダミー		0.049*** (3.967)	0.055*** (4.447)	0.060*** (4.864)
損失回避傾向ダミー		-0.164*** (-14.648)	-0.144*** (-12.736)	-0.134*** (-11.883)
近視眼的損失回避傾向ダミー		-0.000 (-0.023)	-0.004 (-0.204)	-0.005 (-0.311)
年収(百万円)				-0.003** (-2.248)
有価証券保有額(百万円)				0.001*** (2.618)
配当(万円)				0.002*** (7.112)
TOPIX騰落率(%)				-0.001 (-1.504)
サンプルサイズ	10,871			
疑似決定係数	0.0174	0.0315	0.0422	0.0534

(注)括弧内はz値。*は10%水準で有意，**は5%水準で有意，***は1%水準で有意を表わしている。

4.2 個人投資家の投資損益

個人投資家の投資損益の分析では、これまで説明したとおり、三つの異なる手法を用いて推定を行う。第一に、有価証券に関する利益を獲得した場合に 1、それ以外は 0 としたダミー変数を被説明変数とし、ロジットモデルの限界効果を推定した結果を表 5 に示す。第二に、有価証券の売買によって得られた売買損益額を被説明変数とし、最小二乗法を用いて推定した結果を表 6 に示す。第三に、有価証券の売買損益額を有価証券保有額で除したものをリターンの代理変数として被説明変数とし、最小二乗法を用いて推定した結果を表 7 に示す。なお、本稿で用いるリターンの代理変数では含み益や含み損を考慮していない点について留意が必要である。

4.2.1 有価証券の投資損益と属性の関係

属性のうち、まず男女の性差に注目する。売買損益の有無についてロジットモデルの限界効果を推定した表 5 では、女性ダミーはモデル I、III、IV のすべてにおいてプラスで有意であり、モデル I では 10% 有意、モデル III では 5% 有意、モデル IV では 1% の水準で有意であった。限界効果の値に着目すると、女性が男性に比べて売買益を獲得する可能性が 2.3-6.4% 高い。売買損益額を被説明変数とした表 6 では、行動バイアスの変数とコントロール変数を追加したモデル IV において係数はプラスで 1% 有意であった。リターンの代理変数を被説明変数とした表 7 では、モデル I、III、IV のすべてにおいて女性ダミーの係数はプラスで 1% 有意であった。Barber and Odean(2001)では、女性の投資パフォーマンスが男性に比べて優れているといった結果が報告されており、本稿においても同様の結果が得られた。

次に、年齢に注目する。売買損益の有無についてロジットモデルの限界効果を推定した表 5 では、モデル I、III、IV のすべてにおいて年齢の限界効果はマイナスで 1% 有意であった。年齢を 1 歳重ねると売買益を獲得する確率が 0.2% 減少するといった結果が得られた。売買損益額を被説明変数とした表 6 では、行動バイアスの変数とコントロール変数を追加したモデル IV において係数はマイナスで 1% 有意であった。リターンの代理変数を被説明変数とした表 7 では、モデル I、III、IV のすべてにおいて年齢の係数はマイナスで 1% 有意であった。

図 1 では、表 4 の結果を用いて、性別、年齢ごとの売買益を獲得する予測確率を示している。ただし、性別と年齢以外については変数の平均を代入して予測値を計算している。また性別、年齢ごとに範囲を示しているが、95% 信頼区間をあらわしている。60 歳につい

では、60歳以上としている。売買益を獲得する確率と性別および年齢層については、女性が男性と比較して売買益を獲得する確率が高く、また若年層が高齢層と比較して売買益を獲得する確率が高い。

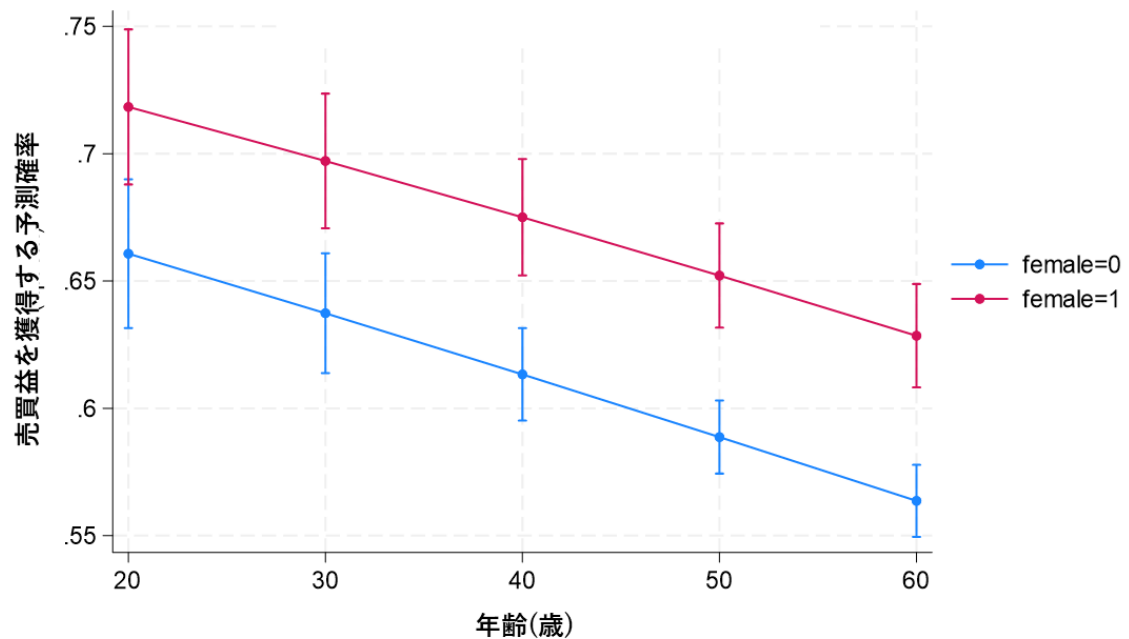


図1 年齢・性別ごとの売買益を獲得する確率

婚姻状況については、売買損益額を推定した表6では、モデルI、III、IVのすべてにおいて係数はプラスで5%有意であった。前述のとおり、Barber and Odean(2001)では、婚姻状態によって取引頻度が異なることが示されており、男性も女性も独身の方が既婚者に比べて取引頻度が高く、自信過剰に陥りやすいため株式投資による損失を拡大させやすいことが示されているが、本稿の表5および表7では有意な結果は得られなかった。

4.2.2 有価証券の投資損益と行動バイアスの関係

行動バイアスのうち、まず近視眼的傾向に注目する。売買損益の有無についてロジットモデルの限界効果を推定した表5では、行動バイアスの変数のみで構成されたモデルIIの近視眼的傾向ダミーの限界効果はマイナスで1%有意であった。また、属性の変数と同時に推定したモデルIIIでは近視眼的傾向ダミーの限界効果はマイナスで5%有意であり、コントロール

ール変数を追加したモデルIVでは有意ではなかった。限界効果の値に着目すると、近視眼的傾向をもつ投資家は近視眼的傾向をもたない投資家に比べて売買益を獲得する可能性が、モデルII、IIIでは3.4-4.3%低いとされた。しかし、売買損益額を被説明変数とした表6では、有意な結果は得られなかった。リターンの代理変数を被説明変数とした表7では、モデルIIの近視眼的傾向ダミーの係数のみマイナスで5%有意であったが、その他のモデルでは有意ではなかった。

次に、損失回避傾向と投資損益との関係を議論する。表5では、行動特性の変数のみで構成されたモデルII、および属性と同時に推定したモデルIIIの限界効果はマイナスで5%有意であった。限界効果の値に着目すると、損失回避傾向をもつ投資家は損失回避傾向をもたない投資家に比べて売買損益を獲得する可能性が、モデルII、IIIでは3.6-3.9%低いとされた。売買損益額を被説明変数とした表6では、表5と同様にモデルII、IIIの係数がマイナスで5%有意であった。リターンの代理変数を被説明変数とした表7では、損失回避傾向ダミーは有意ではなかった。

表5 売買損益に関するロジットモデルの限界効果

モデル	I	II	III	IV
女性ダミー	0.023* (1.922)		0.026** (2.154)	0.064*** (5.059)
年齢(歳)	-0.002*** (-5.293)		-0.002*** (-4.959)	-0.002*** (-6.157)
既婚ダミー	0.000 (0.010)		-0.000 (-0.003)	-0.003 (-0.205)
近視眼的傾向ダミー		-0.043*** (-3.023)	-0.034** (-2.394)	-0.021 (-1.472)
損失回避傾向ダミー		-0.036** (-2.353)	-0.039** (-2.515)	-0.025 (-1.621)
近視眼的損失回避傾向ダミー		0.035 (1.551)	0.035 (1.590)	0.027 (1.199)
年収(百万円)				0.010*** (5.622)
有価証券保有額(百万円)				0.001*** (3.009)
配当(万円)				0.001*** (5.763)
TOPIX騰落率(%)				-0.000 (-0.217)
サンプルサイズ	8,009			
疑似決定係数	0.0029	0.0012	0.0038	0.0225

(注) 括弧内はz値。*は10%水準で有意, **は5%水準で有意, ***は1%水準で有意を表わしている。

表 6 売買損益額に関する最小二乗法の推定結果

モデル	I	II	III	IV
女性ダミー	-3.784 (-0.911)		-2.196 (-0.517)	21.280*** (4.711)
年齢(歳)	-0.212 (-1.591)		-0.200 (-1.493)	-0.617*** (-4.407)
既婚ダミー	10.216** (2.222)		10.337** (2.246)	9.023** (1.992)
近視眼的傾向ダミー		-7.420 (-1.353)	-6.760 (-1.234)	1.523 (0.284)
損失回避傾向ダミー		-14.265*** (-2.816)	-13.670*** (-2.659)	-4.721 (-0.944)
近視眼的損失回避傾向ダミー		13.953 (1.634)	13.769 (1.614)	8.230 (1.000)
年収(百万円)				5.575*** (6.502)
有価証券保有額 (百万円)				0.753*** (3.371)
配当 (万円)				0.896*** (6.588)
TOPIX騰落率(%)				0.105 (0.651)
定数項	44.174*** (6.117)	44.667*** (13.610)	48.692*** (6.459)	6.057 (0.635)
サンプルサイズ	8,009			
自由度調整済み決定係数	0.0009	0.0008	0.0016	0.0776

(注) 括弧内は t 値. *は 10%水準で有意, **は 5 %水準で有意, ***は 1 %水準で有意を表わしている.

表 7 リターンの代理変数に関する最小二乗法の推定結果

モデル	I	II	III	IV
女性ダミー	0.038*** (4.735)		0.035*** (4.242)	0.034*** (3.956)
年齢(歳)	-0.004*** (-14.751)		-0.004*** (-14.621)	-0.004*** (-14.163)
既婚ダミー	0.013 (1.572)		0.013 (1.552)	0.014 (1.643)
近視眼的傾向ダミー		-0.023** (-2.501)	-0.006 (-0.654)	-0.006 (-0.630)
損失回避傾向ダミー		0.011 (1.111)	0.009 (0.869)	0.009 (0.915)
近視眼的損失回避傾向ダミー		0.024 (1.514)	0.024 (1.575)	0.024 (1.558)
年収(百万円)				-0.001 (-0.723)
有価証券保有額 (百万円)				
配当 (万円)				0.000 (1.436)
TOPIX騰落率(%)				-0.000 (-0.366)
定数項	0.285*** (18.443)	0.099*** (17.472)	0.283*** (18.100)	0.287*** (16.341)
サンプルサイズ	8,009			
自由度調整済み決定係数	0.0307	0.0017	0.0318	0.032

(注) 括弧内は t 値. *は 10%水準で有意, **は 5%水準で有意, ***は 1%水準で有意を表わしている. リターンの代理変数については, 5%タイルと 95%タイルでウインソライズしたデータで推定した結果である.

4.3 個人属性が投資損益に与える影響

表 8 では、個人投資家の投資損益に関する表 5 から表 7 の分析結果をもとに、モデルⅣにおいて有意性が認められなかった変数を除外したモデルを構築し、ロジットモデルおよび最小二乗法を用いて推定した結果を示す。本稿では、これまで個人投資家の属性と行動バイアスに着目して分析したが、投資損益に関する表 5 から表 7 の分析では、モデルⅣにおける行動バイアスの変数に関して、有意な結果は得られなかった。このため、モデルⅣにおいても有意な結果が得られた個人の属性に関する変数が、投資損益に与える影響について表 8 の結果にもとづき議論する。

女性ダミーについては、売買損益ダミー、売買損益額およびリターンの代理変数を被説明変数としたいずれのモデルにおいても有意な結果が得られた。まず、売買損益ダミーを被説明変数としたモデルでは、女性ダミーの限界効果はプラスで 1%有意であり、女性は男性に比べて売買益を獲得する確率が 6.3%高いことが示される。次に、売買損益額を被説明変数としたモデルでは、女性ダミーの係数は 20.457 であり、女性は男性よりも平均して 20.457 万円多い売買益を得ることが示される。さらに、リターンの代理変数を被説明変数としたモデルでも、女性ダミーの係数は 0.037 とプラスで 1%有意であり、女性の方がより 3.7%高いリターンを得ることが確認された。これらの結果は、Barber and Odean (2001) など、性別と投資パフォーマンスに関する先行研究の結果と整合的であり、日本の個人投資家に関しても、リスクを抑えた慎重な取引を行う傾向がある女性の方が相対的に良好な成果を上げていることが示された。

年齢についても男女差と同様に、売買損益ダミー、売買損益額およびリターンの代理変数を被説明変数としたいずれのモデルにおいても有意な結果が得られた。まず、売買損益ダミーを被説明変数としたモデルでは、年齢の限界効果はマイナスで 1%有意であり、年齢を 1 歳重ねるごとに売買益を獲得する確率が 0.3%減少することが示された。次に、売買損益額を被説明変数としたモデルでは、年齢の係数は -0.595 であり、年齢を 10 歳重ねるごとに獲得する売買益は 5.95 万円低下することが示された。さらに、リターンの代理変数を被説明変数としたモデルでも、年齢の -0.004 とマイナスで 1%有意であり、年齢を 10 歳重ねるごとに獲得するリターンは 4.0%低下することが確認された。年齢については、一般に高齢者になるほどリスク許容度が低下し、安全志向の資産配分を選好する傾向が指摘されている (Campbell(2006))。本稿の結果は、若年層の方が高齢者に比べてリスク許容度が高いことから積極的な投資判断を行っており、相対的に高い成果を上げている可能性

を示唆している。

既婚ダミーについては、売買損益ダミーを被説明変数としたモデルでは有意な結果は得られなかった。売買損益額およびリターンの代理変数を被説明変数としたモデルでは、それぞれ係数はプラスで 10% 有意であった。売買損益額を被説明変数としたモデルでは、既婚ダミーの係数は 8.776 であり、既婚者は独身者と比較して平均して 8.776 万円多く売買益を得られることが示された。リターンの代理変数を被説明変数としたモデルでは、既婚ダミーの係数は 0.014 であり、既婚者は独身者と比較して 1.4% 高いリターンを得られることが確認された。日本の個人投資家に関しても、既婚者は家計の安定を意識し、過度なリスクテイクを避ける結果、投資効率が向上する可能性が示唆される。

表 8 有意な変数のみで構成した投資成果

モデル	売買損益ダミー	売買損益額	リターンの代理変数
	ロジットモデルの限界効果	最小二乗法の係数	最小二乗法の係数
女性ダミー	0.063*** (5.026)	20.457*** (4.658)	0.037*** (4.399)
年齢(歳)	-0.003*** (-6.390)	-0.595*** (-4.318)	-0.004*** (-14.263)
既婚ダミー	-0.003 (-0.198)	8.776* (1.940)	0.014* (1.664)
年収(百万円)	0.010*** (5.662)	5.585*** (6.522)	-0.001 (-0.732)
有価証券保有額 (百万円)	0.001*** (3.085)	0.741*** (3.338)	
配当 (万円)	0.001*** (5.816)	0.899*** (6.623)	0.000 (1.252)
定数項	0.510*** (4.88)	5.718 (0.618)	0.290*** (16.653)
サンプルサイズ		8,009	
決定係数	0.0221	0.0773	0.0308

(注) *は 10%水準で有意, **は 5 %水準で有意, ***は 1 %水準で有意を表わしている。ロジットモデルについては、括弧内は z 値であり、決定係数は疑似決定係数を示している。最小二乗法については、括弧内は t 値であり、決定乗数は自由度調整済み決定係数を示している。本稿では、多重共線性の影響を確認するために、売買損益額とリターンの代理変数について、分散拡大係数 (Variance Inflation Factor: VIF) を計算した。一般的に、VIF が 5 や 10 を超える場合に多重共線性の検証の必要性が高まるが、VIF の値はすべての変数において 3 未満であり、本稿ではそのような値を示す変数は存在しなかった。

5. おわりに

本稿の実証結果は次のようにまとめることが出来る。

本稿では、日本の個人投資家の投資行動や投資損益について、Barber and Odean(2001)などの先行研究を参考として分析した。その結果、Barber and Odean(2001)の分析結果と同様に、女性は男性と比較して頻繁には取引せず、また、女性が男性よりも投資による利益を獲得する確率が高いという結果が示された。また、若年層が高齢層よりも有価証券の投資で利益を獲得していることも示された。

日本において現在、新 NISA などの制度整備が進められており、女性や若年齢層などの証券市場への新規参入が促進されている。しかしながら、現在も依然として男性の方が女性と比較して証券投資を行う人口割合が高い。また、投資家の割合は若年齢層に比べて高年齢層が高い。本稿や Odean(2001)の結果が日本においても広く一般に知られるようになれば、まだまだ今後も女性や若者が証券投資へ興味を持つ可能性があると思われる。

本稿は、アンケート調査の個票データを用いた分析であるが、証券会社の実際の売買データを用いた先行研究と整合的な結果が得られていることから、アンケートデータの信頼性も一定程度確保されているものと推察できる。今後は、株式を保有している個人投資家に限らず、投資信託など他の金融商品にも分析を拡大することで、個人投資家の特性をさらに明らかにしたい。

<参考文献>

- 池端卓也・森田充・亀坂安紀子 (2025)「日本の個人投資家の株式保有期間に関する分析」, 未定稿.
- 胡桃澤瑠美・森田啓介・大庭昭彦 (2021)「投資成績が「良かった」のはどんな投資家なのか?」, 2021 年度日本ファイナンス学会秋季大会報告論文.
- 権田直 (2009)「近視眼的損失回避行動の日米比較」『行動経済学』第 2 巻, pp.133-137.
- 名古屋百恵 (2022)「マルチエージェントシミュレーションを用いた個人投資家の投資行動分析」. https://www.ohno.mgmt.waseda.ac.jp/wordpress/wp-content/uploads/2021/04/名古屋百恵_要旨_5218F019.pdf
- 顔菊馨・近藤隆則・白須洋子・三隅隆司 (2020)「日本の個人投資家のリスク資産投資」『信託研究奨励金論集』41, pp.40-51.
- Bajtelsmit, V. L., and Bernasek, A. (1996), “Why Do Women Invest Differently Than Men?,” *Financial Counseling and Planning*, 7, pp.1-10.
- Barber, B., and Odean, T. (2000), “Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors,” *The Journal of Finance*, 55(2), pp.773-806.
- Barber, B., and Odean, T. (2001), “Boys will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment,” *The Quarterly Journal of Economics*, 116, 1, pp.261-292.
- Campbell, J. Y. (2006), “Household Finance,” *The Journal of Finance*, 61(4), pp.1553-1604.
- Cueva, C., Iturbe-Ormaetxe, I., Ponti, G., and Tomás, J. (2019), “Boys will still be boys: Gender differences in trading activity are not due to Differences in (over)confidence,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 160, pp.100-120.
- Haigh, M., and List, J. (2005), “Do Professional Traders Exhibit Myopic Loss Aversion? An Experimental Analysis,” *The Journal of Finance*, 60(1), pp.523-534.
- Hood, M., Kamesaka, A., Nofsinger, J., and Tamura, T. (2013), “Investor Response to a Natural Disaster: Evidence from Japan’s 2011 Earthquake,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 25, pp.240-252.
- Kahneman, D., and Tversky, A. (1979), “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica*, 47(2), pp.263-291.
- Kamesaka, A., Nofsinger, J. R., and Kawakita, H. (2003), “Investment Patterns and Performance of Investor Groups in Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(1), pp.1-22.
- Lundeberg, M., Fox, P., and Puncochar, J. (1994), “Highly Confident but Wrong: Gender Differences and Similarities in Confidence Judgments,” *Journal of Educational Psychology*, 86, pp.114-121.
- Odean, T. (1998), “Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?” *The Journal of Finance*, 53(5), pp.1775-1798.
- Prince, M. (1993), “Women, men and money styles,” *Journal of Economic. Psychology*, 14, pp.175-182.
- Ruenzi, S., and Zimmerer, M. (2024), “The Gender Investment Gap: Reasons and Consequences,” *The Journal of Finance*, forthcoming.
- Van Rooij, M., Lusardi, A., and Alessie, R. (2011), “Financial literacy and stock market participation,” *Journal of Financial Economics*, 101(2), pp.449-472.