

ゆうちょ財団

# 研究助成論文集

第32巻

2025年11月

一般財団法人 ゆうちょ財団

## 2024年度 研究助成論文集 目次

研究分野	研究テーマ	研究者	頁
家計経済	金融詐欺の被害における金融リテラシーの要因とメカニズムへの解明	九州大学経済学研究院 教授 葉 聰明	1
	高齢者の権利保護に関する日仏比較研究 —尊厳ある老後の実現に向けた私法制度の包括的検討	立命館大学 法学部 教授 山田 希	25
	新学習指導要領による金融経済教育の効果測定： 因果推論アプローチによる分析 (共同研究)	実践女子大学生活科学部 教授 高橋 桂子	55
		東洋大学 文学部 教授 栗原 久	
明治大学 商学部 教授 畠農 錠矢			
ESG 投資の促進要因としての金融リテラシーと 環境意識：アンケート調査に基づく検証 (共同研究)	神戸大学 経済経営研究所 教授 家森 信善	85	
	名古屋学院大学 経済学部 教授 上山 仁恵		
金融・経済	解釈可能な機械学習モデルの金融データへの適用： 協力ゲーム理論を用いた新たな手法の開発と実証分析	早稲田大学 国際教養学部 准教授 篠 潤之介	127
	暗号資産市場におけるラフボラティリティの性質	広島経済大学 教養教育学部 教授 高石 哲弥	167
	日本の国際開発金融機関の変遷： 国際協力銀行と国際協力機構（海外協力部門）の 財務情報による基礎的分析（共同研究）	早稲田大学 商学部 教授 高瀬 浩一	203
		早稲田大学商学部卒業 平井 太門	
	モメンタム戦略の開発とその有効性の検証	玉川大学 経営学部 准教授 岩永 安浩	245
Innovation, Institutions, and Financial Structure (共同研究)	早稲田大学 アジア太平洋研究科 教授 菊地 朋生	285	
	早稲田大学 アジア太平洋研究科 博士後期課程 WU Yimin (ご えきみん)		

# 金融詐欺の被害における金融リテラシーの 要因とメカニズムへの解明

九州大学 経済学研究院 教授 葉 聰明



## 要約

近年、金融詐欺の被害を受けた事例が急激に増えている。インターネットやSNSの普及により、投資の名目で詐欺に巻き込まれた被害者の数と金額は急増し、各国の大きな社会問題になっている。経済の円滑な運営を保証するためにも、個人での金融詐欺の要因を解明する必要がある。本研究は金融詐欺の被害における金融リテラシーの役割とメカニズムを解明するために理論的及び実証分析を行っている。

詐欺とは、個人的または金銭的な利益をもたらす欺瞞行為をさすものである。主に、虚偽の情報や表現、立場・地位の濫用、また、重要な情報を意図的に隠ぺいすることによって行われると考えられる。詐欺師は人間の行動的なバイアスを利用して、被害者に詐欺に陥れようとしている。行動経済学の分野では、人間は意思決定に際して二つのシステムを持ち合わせており、システム1は直感的、習慣的な行動を、システム2は理性的、客観的な意思決定をとることによって特徴づけられていると主張している。詐欺師はまさにこのシステム1で起きている行動的バイアスを狙っている。先行研究では様々な行動的バイアスを挙げており、その中で金融詐欺の被害に関連する要因として、「フレーミング効果」、「アンカリング効果」、「コントロールの幻想」、「サンクコスト効果」、「自制の欠如」、「権威への服従」などが考えられる。

詐欺の被害をめぐっては、最初に、詐欺に遭うきっかけとなる状況や事情が発生し、それに対して詐欺の被害者は決定を急がれ、情報をじっくり検討する時間がなかったり、大きな報酬を得られると信じ込んだり、共犯者として演じている参加者からそそのかされたりする。そして、被害者が詐欺師と接触を始め、詐欺のスキームに取り込まれてしまう。これらの段階においては、詐欺の可能性を意識するうえで金融リテラシーの予防的な役割が期待できる。先行研究によると、金融リテラシーと、資産（投資や貯蓄）もしくは負債（ローン）に関するファイナンシャルの意思決定との関係を検証した研究から、金融リテラシーが賢明なファイナンシャル意思決定に正の相関関係を有することは明らかにされている。つまり、金融リテラシーの低い人は、リスクに対する意識が足りず、リターンへの過剰な期待などの要因により、金融詐欺に騙された危険性が高いと考えられる。詐欺にあう状況において金融リテラシーは、適切な状況の認識、関

連の情報の収集に寄与し、詐欺の被害につながるような行動を止めるという役割が期待できる。

金融被害の有無はどのように金融リテラシーに関係するか、について検証するために、アンケート調査と実証分析を行う。最初に2万人について金融詐欺の被害経験の有無を第一段階の調査でスクリーニングを行った。ここで、警視庁が定義した10種類の特殊詐欺（オレオレ詐欺、預貯金詐欺、架空料金請求詐欺、還付金詐欺、融資保証金詐欺、金融商品詐欺、ギャンブル詐欺、交際あっせん詐欺、その他の特殊詐欺、キャッシングカード詐欺盗）を採用する。第2段階の本調査では、「消費者被害にあったことはある」と答えた50代の回答者346人、「消費者被害にあいそうになったが、詐欺であることに気づいて、結局、被害にあわなかつた」と答えた354人、合計700名の回答者を調査標本として分析する。

実証分析の結果、客観的金融リテラシーの高い人は、詐欺の被害に遭う確率が低くなることが分かった。特に、お金の利殖やその仕組みに関連する知識のある個人のほうが、被害に遭う確率が約8.7%下がるということが推定されている。また、主観的に金融知識の自己評価が（人に比べて）高いと自覚している人は、詐欺の被害に遭う確率が12%低くなることが推定されている。以上のように、金融リテラシーは、財務の意思決定において行動的バイアスを軽減し、より理性的な判断につながるのではないかと考えられる。本研究は今後の金融教育の在り方の議論や政策の立案などに役立てられるものと期待できる。

本研究の結果は調査コストの関係上、50代の個人に限定した小規模な調査標本を分析しているが、今後の研究でより大規模な調査を行うことによって、より頑健性の高い研究結果を目指したい。

# 一般財団法人 ゆうちょ財団

## 研究のテーマ

### 金融詐欺の被害における金融リテラシーの要因とメカニズムへの解明

## 最終報告

申請者(研究代表者) 葉 聰明

2025年6月30日

本研究では金融詐欺の被害における金融リテラシーの役割とメカニズムを解明するために理論分析および実証分析を行っている。具体的には、金融リテラシーは、個人の重大な財務意思決定プロセスにおいて発生しそる様々な行動バイアスを軽減させることによって、金融詐欺の被害の低減につなげることができるのでないかという仮説を検証する。本研究は今後の金融教育の在り方の議論や政策の立案などに役立てられるものと期待できる。

## 1. はじめに

標準的な多期間選択モデルにおいては、人間は資源や選好の制限を受けながらも、期待効用を最大化させるような消費及び貯蓄・投資を決定すると仮定される。このモデルでは、人々は理性的であり、且つ、完全な情報を有し、将来にわたる期待所得を現在価値で割引くことができるとしている。しかし、多くの人々は確率や金利の計算、インフレ、リスク分散などの基本的な金融リテラシーに欠けていることが現実的である (National Council on Economic Education, 2005)。この現実を受け、金融リテラシーと、資産（投資や貯蓄）もしくは負債（ローン）に関するファイナンシャルの意思決定との関係を検証した実証研究が海外では活発になってきている。金融リテラシーが賢明なファイナンシャル意思決定に正の相関関係を有することは多くの研究で報告されている (Hastings & Mitchell, 2011; Lusardi & Mitchell, 2011)。例えば、金融リテラシーの低い人々は、株式投資が低い (Rooij et al., 2007)、退職後のため

の貯蓄が低い (Lusardi & Mitchell, 2007)、財産の蓄積が低い (Lusardi & Mitchell, 2008)、高金利負担のモーゲージを組んだり (Moore, 2003)、債務問題を抱えたり (Lusardi & Tufano, 2009) するといった結果が報告されている。特に金融危機以後、サブプライムローンで損失を被った度合いには金融リテラシーが関与していることが報告された (Gerardi et al., 2010)。

金融教育が軽視されてきた日本においてはこの分野の研究が数少なかったが、金融知識が低い人ほど老後のための貯蓄をしていない、金融商品の情報収集・比較をしない、などの結果を報告した (Yeh, 2022)。一方、家庭あるいは学校、職場で金融教育を受けた人は、その教育を受けた段階によっては、短期的な財務行動または長期的な財務行動が変わる結果も報告された (Yeh, 2023)。

このように、先行研究では金融リテラシーと財務意思決定・結果に正の相関関係が確認されている。しかし、両者を結び付けるメカニズムを理論的・実証的に解明するのはこれからの課題である。Daxhammer & Facsar (2012) の枠組みから考えれば、資産運用や老後のための貯蓄などといった、個人の重大な財務意思決定プロセスは三つのフェーズに分けられるという。つまり、「情報・状況の認識・感知」、「情報のサーチと評価」、および「意思決定と実行」である。この三つのフェーズにおいては、知識の不足や行動的バイアスが起こる可能性があり、その結果、最適となる財務意思決定・行動ができないと考えられる (Loerwald & Stemmann, 2016)。例えば、「情報・状況の認識・感知」プロセスにおいては framing バイアスや selective バイアスが、「情報のサーチと評価」プロセスではアンカーリングバイアス、「曖昧さ回避バイアスや自信過剰が、「意思決定と実行」プロセスでは損失回避バイアスやコントロール幻想バイアスが発生する可能性がある。



図 1 : Daxhammer & Facsar (2012) による個人の重大な財務意思決定プロセス

この研究では、金融リテラシーは、どのような行動バイアスを軽減させ

る（かどうか）ことによって、金融詐欺被害の確率の低減につなげることができるので、そのメカニズムを解明したい。というのも近年、金融詐欺の被害を受けた事例が急激に増えている。インターネットや SNS の普及により、投資の名目で詐欺に巻き込まれた被害者の数と金額は急増し、各国の大きな社会問題になっている。経済の円滑な運営を保証するためにも、個人での金融詐欺の要因を解明する必要がある。

これまでの金融リテラシーに関する先行研究は、投資、貯蓄、負債、富の累積などといった個人の財務行動への影響を検証していたもののが多かった (Gathergood & Weber, 2017; Hastings & Mitchell, 2011; Lusardi & Mitchell, 2007, 2008, 2011; Lusardi & Tufano, 2009; Moore, 2003; Rooij et al., 2007)。本研究は、金融詐欺の被害という側面に注目するのが大きな違いである。関連の先行研究は、金融リテラシーと個人の財務行動の直接な関係を検証するものがほとんどである。それに対して、本研究では、金融リテラシーはどのように金融詐欺の被害に関連するか、について着目する。

## 2. 金融詐欺の被害

詐欺とは、個人的または金銭的な利益をもたらす欺瞞行為をさすものであり、主に、虚偽の情報や表現、立場・地位の濫用、また、重要な情報を意図的に隠ぺいすることによって行われると考えられる (Dove, 2021)。新聞を開けば、さまざまな手法の詐欺が報道されている。日に日に、新しい詐欺の手法が開発され、大きな社会問題になっている。日本の警察庁の発表によると、令和 6 年 12 月の特殊詐欺発生状況は、認知件数 20,987 件（前年同期比 +1,949 件、増減率 +10.2%）、被害額 721.5 億円（前年同期比 +269.0 億円、増減率 +59.4%）となっている。

詐欺は組織（企業や政府機関など）や個人に対して行われるが、本研究は研究目的より「個人」に対する詐欺を対象にしている。日本の警察庁では特殊詐欺を次のように定義している。特殊詐欺とは、「犯人が電話やハガキ（封書）等で親族や公共機関の職員等を名乗って被害者を信じ込ませ、現金やキャッシュカードをだまし取ったり、医療費の還付金が受け取れるなどと言って ATM を操作させ、犯人の口座に送金させる犯罪（現金等を脅し取る恐喝や隙を見てキャ

ッシュカード等をすり替えて盗み取る詐欺（窃盗）を含む。）のこと」である。また、令和2年1月1日から、特殊詐欺の手口について以下の10種類に分類している。以下では日本の警察庁のホームページに掲載された情報を引用しながら、特殊詐欺の手口をまとめている。

- **オレオレ詐欺**

親族等を名乗り、「鞄を置き忘れた。小切手が入っていた。お金が必要だ」などと言って、現金をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **預貯金詐欺**

警察官、銀行協会職員等を名乗り、「あなたの口座が犯罪に利用されています。キャッシュカードの交換手続きが必要です」と言ったり、役所の職員等を名乗り、「医療費などの過払い金があります。こちらで手続きをするのでカードを取りに行きます」などと言って、暗証番号を聞き出しキャッシュカード等をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **架空料金請求詐欺**

有料サイトや消費料金等について、「未払いの料金があります。今日中に払わなければ裁判になります」などとメールやSNSで通知したり、パソコンなどでインターネットサイトを閲覧中に「ウイルスに感染しました」と表示させて、ウイルス対策のサポート費用を口実として、金銭等をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **還付金詐欺**

医療費、税金、保険料等について、「還付金があるので手続きしてください」などと言って、被害者にATMを操作させ、被害者の口座から犯人の口座に送金させる手口である。

- **融資保証金詐欺**

実際には融資しないのに、簡単に融資が受けられると信じ込ませ、融資を申し込んできた人に対し、「保証金が必要です」などと言って金銭等をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **金融商品詐欺**

価値が全くない未公開株や高価な物品等について嘘の情報を教えて、購入すればもうかると信じ込ませ、その購入代金として金銭等をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **ギャンブル詐欺**

「パチンコ打ち子募集」等と雑誌に掲載したり、メールを送りつけ、会員登録等を申し込んできた人に、登録料や情報料として支払わせて金銭等をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **交際あっせん詐欺**

「女性紹介」等と雑誌に掲載したり、メールを送りつけ、女性の紹介を申し込んできた人に、会員登録料金や保証金として金銭等をだまし取る（脅し取る）手口である。

- **その他の特殊詐欺**

上記の類型に該当しない特殊詐欺のことをいう。

- **キャッシュカード詐欺盗（窃盗）**

警察官や銀行協会、大手百貨店等の職員を名乗り、「キャッシュカードが不正に利用されているので使えないようにする」などと言ってキャッシュカードを準備させ、隙を見てポイントカード等とすり替えて盗み取る手口である。

### 3. 詐欺の被害における行動的バイアス

古典経済学では、人間は理性的であり、行動のコストとベネフィットを適切に計算し、自分の効用がもっとも大きくなるような選択肢をとるという前提が採用されている。しかし、20世紀の後半に研究が盛んに行われた行動経済学の分野では、この前提に問題提起を行い、人間の理性的とは言えない行動を系統的に観察し、実験などによりその結果を確認している。ダニエル・カーネマン（1979）によると、人間は意思決定に際して二つのシステムを持ち合わせている。システム1は直感的、習慣的な行動を、システム2は理性的、客観的な意思決定をとることによって特徴づけられている。システム2は古典経済学でいう理性的な意思決定と一致するが、その一方で、人間は多くの意思決定に際して直感や習慣を頼りに、理性的に見えないような選択をとることが多いとカーネマンが指摘している。

詐欺師はまさに人間のシステム1の特徴を利用して、被害者に詐欺に陥れようとしている。Dove (2021) の研究によると、詐欺に遭う被害者においては、以下のようにいくつかの行動的バイアスや心理的な要因が関連していると考え

られる。

- **フレーミング効果**

フレーミング効果とは、同じ内容でも伝え方によって印象が変わり、意思決定が変わることを指す。詐欺師は、なりすまし詐欺や投資詐欺を行う時、被害者にとって非常に魅力的に感じるよう、あるいは信憑性の高いように話の内容と伝え方を工夫していると考えられる。

- **アンカリング効果**

アンカリング効果とは、最初に提示された情報や数値が基準となって、その後の判断や意思決定に影響を及ぼす心理現象である。たとえば、ウェブサイトの冒頭に偽りの情報を提示し、被害者の心理を不当に誘導する詐欺手法にこのアンカリング効果が利用されている。

- **コントロールの幻想**

これは、自分の力ではコントロールできないものに対しても、あたかも自分の意志が反映させられると思い込む心理である。よく言う雨女や晴れ男はその一例である。靈感商法詐欺などでは人間のコントロールの幻想を利用していると考えられる。

- **サンクコスト効果**

サンクコスト効果とは、すでに投資したお金や時間、労力などを惜しんで、合理的な判断ができなくなる心理傾向である。詐欺にあった被害者の中に、すでに投下したコストを惜しむあまり、詐欺を疑いつつもそのまま騙され続けたり、あるいは奇跡を期待する心理が働いて詐欺に陥ったりする人がいる可能性がある。

- **自制の欠如**

詐欺は人間の感情に訴えることが多いため、被害者は感情をうまくコントロールできていないと、詐欺に陥ってしまう可能性が高くなる。自制に関連する要因として、衝動さや忍耐強さである。衝動的な性格、忍耐強さに欠けている人ほど、詐欺の手口に騙されてしまう可能性がより高くなる。

- **権威への服従**

権威への服従原理とはミルグラム効果 (Milgram effect) とも呼ばれ、物事の実際の信憑性にかかわらず肩書きや地位のある人の意見を信じてしまうことを指す。世の中のことを自分のコントロールできないものだと思っている人は

服従しやすい傾向がある。人間の権威への服従の心理を利用し、詐欺師は専門家や警察などの公的機関を名乗り、詐欺話の信憑性を高め、被害者を陥れようとすると考えられる。

#### 4. 金融知識・リテラシーと詐欺の被害

詐欺の被害者をめぐっては以下のように 3 つの段階に分けて考えることができる (Dove, 2021)。第一段階においては、詐欺に遭うきっかけとなる状況や事情が発生し、それに対して詐欺の被害者は決定を急がれ、情報をじっくり検討する時間がなかったり、大きな報酬を得られると信じ込んだり、共犯者として演じている参加者からそそのかされたりする。第二の段階では、被害者が詐欺師と接触を始め、詐欺のスキームに取り込まれてしまう。たとえば、パソコンの画面に出ているリンクをクリックしたり、詐欺師の指示に従ってお金を振り込んだりなどの行動をとる。第三の段階では、被害者は詐欺にあった被害をうけ、損失を被ったりなどの結果に苦しむだけでなく、詐欺に騙されたことに対して自己嫌悪に陥ったりする心理的な苦痛を被ることもある。

とくに第 1 段階と第 2 段階においては、詐欺の可能性を意識するうえで金融リテラシーの予防的な役割が期待できる。先行研究によると、金融リテラシーと、資産（投資や貯蓄）もしくは負債（ローン）に関するファイナンシャルの意思決定との関係を検証した研究から、金融リテラシーが賢明なファイナンシャル意思決定に正の相関関係を有することは明らかにされている。金融リテラシーの低い人々は、株式投資が低い (Rooij et al., 2007)、退職後のための貯蓄が低い (Lusardi & Mitchell, 2007)、財産の蓄積が低い (Lusardi & Mitchell, 2008)、高金利負担のモーゲージを組んだり (Moore, 2003)、債務問題を抱えたり (Lusardi & Tufano, 2009) するなどの可能性が高い。金融リテラシーの低い人は、リスクに対する意識が足りず、リターンへの過剰な期待などの要因により、金融詐欺に騙された危険性が高いと考えられる。詐欺にあう状況においても、Daxhammer & Facsar (2012) の重大な財務意思決定プロセス、すなわち「情報・状況の認識・感知」、「情報のサーチと評価」、および「意思決定と実行」の過程で金融リテラシーは、適切な状況の認識、関連の情報の収集に寄与し、詐欺の被害につながるような行動を止めるという役割が期待できる。

## 5. アンケート調査と実証研究

これまで詐欺の仕組みや類型、詐欺の被害はその個人の金融リテラシー、行動的バイアスや心理的な要因などによって影響される理論的な検討を行った。次のステップとして、アンケート調査を実施し、詐欺の被害に関する要因について調査を行う。なお、アンケート調査は次のように工夫されており、その実施は調査会社（NTT コムオンライン・マーケティング・リューション）によって行われた。

全人口における金融詐欺被害者の割合は低いことより、最初に 2 万人について金融詐欺の被害経験の有無を第一段階の調査でスクリーニングを行った。過去 5 年間において金融詐欺の被害経験の有無（警視庁が定義した 10 種類の特殊詐欺）とその種類について問ったところ、14,681 人より回答が得られ、その中で「消費者被害にあったことはある」と答えたのは 1,221 人、「消費者被害にあいそうになったが、詐欺であることに気づいて、結局、被害にあわなかつた」と答えたのは 3,221 人、「消費者被害にあいそうになったことも、あったこともない」と答えたのは 10,132 人であった。

次に、調査コストの関係上、「消費者被害にあったことはある」50 代の男性 301 人と女性 187 人に対して二段階目の調査を行うことにした。二段階目の調査内容は後述するが、それぞれ男性 286 名と女性 173 名の回答を得ることができた。ただし、調査コストの関係上、それぞれ男性 173 名と女性 173 名、合計 346 人の回答データを使用することにした。

さらに、対照グループとして「消費者被害にあいそうになったが、詐欺であることに気づいて、結局、被害にあわなかつた」50 代の男性 776 人と女性 384 人に対して同様の（第 2 段階の）調査を行った。調査コストの関係上、それぞれ 177 人、合計 354 人からデータを回収した。

これにより、詐欺被害経験者 346 名及び非被害経験者 354 名から合計 700 名のデータを分析することができる。

二段階目の調査内容は個人属性（性別、教育程度、家族状況、所得や資産など）、金融リテラシーを測るための客観的な質問（インフレ、複利計算、リスクなど）5 間を採用するとともに、自身の金融リテラシーへの主観的な評価についても問う。

先行研究では、個人の金融リテラシーをはかるうえで、いわゆるビックファイと言われる次のような5つの質問を行うことがもっとも一般的である。

問題1：100万円を年率2%の利息がつく預金口座に預け入れました。それ以外、この口座への入金や出金がなかった場合、5年後には口座の残高はいくらになっているでしょうか。利息にかかる税金は考慮しないでご回答ください。

- ① 110万円より多い
- ② ちょうど110万円
- ③ 110万円より少ない
- ④ 上記の条件だけでは答えられない
- ⑤ わからない

問題2：インフレ率が2%で、普通預金口座であなたが受け取る利息が1%なら、1年後にこの口座のお金を使ってどれくらいの物を購入することができると思います。

- ① 今日以上に物が買える
- ② 今日と全く同じだけ物が買える
- ③ 今日以下しか物が買えない
- ④ わからない

問題3：住宅ローンを組む場合、返済期間15年の場合と30年の場合を比較すると、通常15年の方が月々の支払い額は多くなるが、支払う金利の総額は少なくなる。以上の文章が正しいかどうかご回答ください。

- ① 正しい
- ② 間違っている
- ③ わからない

問題4：一社の株を買うことは、通常、株式投資信託（つまり、何社かの株式に投資する金融商品）を買うよりも安全な投資である。以上の文章が正しいかどうかご回答ください。

- ① 正しい

- ② 間違っている
- ③ わからない

問題5：金利が上がったら、通常、債券価格はどうなるでしょうか。以上の文章が正しいかどうかご回答ください。

- ① 上がる
- ② 下がる
- ③ 変化なし
- ④ 債券価格と金利の間には何の関係もない
- ⑤ わからない

調査標本の個人属性や金融リテラシーの概要は表1にまとめている。男女はそれぞれ均等に分かれており、全体の平均年齢は54.5歳である。また、57%の対象は既婚者である。

【表1:調査標本の記述統計量】

金融知識問題5問うち、第5問の正解者の割合はもっとも低く（26%が正解）、第3問がもっとも高い（65%が正解）ことがわかった。なお、金融知識5問のうち、正解数の平均は2.4問であった。金融知識問題について半分に近い回答者は正しく答えられないというのが現実である。

これら5問の（金融知識）質問項目を用いて金融リテラシーを測定すること方法を採用しているが、複数の質問項目からなる尺度が、全体として同じ概念や対象を測定しているかは、つまりその内的整合性を評価する信頼性の指標として、クロンバックの $\alpha$ はよく使われている。 $\alpha$ 係数の値が大きいほど、その項目が信頼性の高い尺度を構成する可能性が高いことを意味する。クロンバックの $\alpha$ 値は通常0から1の間の値をとり、1に近いほど内的整合性が高いと判断される。一般的に、0.7以上であれば、許容できる水準であるとされている。本研究のアンケート調査で金融知識5問に関するクロンバックの $\alpha$ は0.682であり、許容できる水準に近い値であると考えられる。

一方、金融知識の自己評価についても、以下のような質問で5段階の評

価を用いて聞いた。

『あなたの金融全般に関する知識は、他の人と比べて、どのようなレベルにあると感じていますか』

金融知識の自己評価が（他の人と比べて）高いと答えた人の割合がおよそ 10% であり、人並みと答えた割合が 38%、低いと答えた割合がおよそ 46% であった。自身の金融知識が低いと主観的に認識している人の割合がもっとも大きいことが分かった。

以上のように、主観的にも客観的にも、50 代の日本人に関するいえば、その金融リテラシーは高いとは言えないことがデータからうかがえる。

## 6. 実証研究

この節では、実証分析を行い、その結果を報告する。最初に単変量分析（6-1）を行い、その次に多変量分析（6-2）を行う。

### 6-1. 単変量分析

最初に、金融被害の経験者と非経験者について単変量分析の結果を表 2 でまとめている。

#### 【表 2: 単変量分析の結果】

表 2 で示されたように、金融被害の経験者は年齢的に低い（統計的に有意）ことが分かった。しかし、本研究の調査標本は 50 代の対象に限っているため、その年齢的な差はそれほど大きくはない。

金融知識 5 問の正解問題数については、金融被害の経験者は正解数が低い（2.51 問）が、金融被害の非経験者（2.36 問）との差は統計的に有意ではない。

金融知識 5 問の内訳をみると、金融知識問題 1（複利金利の計算）において統計的に有意の差がみられた。金融被害の非経験者の正解率が 41% であることに対して、被害経験者のそれが 34% であった。

そのほかの金融知識 4 問については、金融被害の経験者の正解率が低く

なっているが、金融被害の非経験者との差は統計的に有意ではない。

また、金融知識の自己評価が高いと回答した人の割合についても、金融被害の非経験者では 11.6% であったのに対して、被害経験者では 8.1% であった。ただし、両者の差は統計的に有意ではない。

単変量分析では、当該要因以外のほかの要因を考慮に入れていないため、次節では多変量分析を行い、検討する必要がある。

## 6-2. 多変量分析

多変量分析では、金融被害の有無はどのように金融リテラシーに関係するか、について Probit 分析を行う。

被説明変数は、前述の（特殊詐欺）被害ありを表すダミー変数を使う。説明変数は、金融リテラシー変数及び個人の属性を表す変数を使う。

金融リテラシー変数について次のように構築する。金融知識 5 問についてそれぞれ、正解をあらわすダミー変数を作り、これにより 5 つのダミー変数を作った。これらの 5 つのダミー変数について因子分析を行い、一つの指標を作成させた。それをさらに標準化させたものを（客観的）金融リテラシー変数とする。標準化された変数は平均が 0、標準偏差が 1 である。

また、主観的金融リテラシー変数について次のように構築する。金融知識の自己評価が（人に比べて）「とても高い」、「どちらかといえば高い」と回答した人を表すダミー変数として定義する。

Probit 分析の結果を表 3 にまとめている。

### 【表 3: Probit 分析の結果】

式 1 では、（客観的）金融リテラシーを主な説明変数として投入している。係数 (-0.312) がマイナスの方向を示しているが、統計的に有意ではない。式 1 での）金融リテラシー変数は因子分析によって推定された指標を使っているため、念のため、金融知識 5 問の正解問題数を説明変数として式 1 を推定してみる。スペースの関係上、その結果は表 3 で報告されていないが、その係数 (-.0420) もマイナスの方向を示しているが、統計的に有意ではない。

式2では、金融知識5問がそれぞれ正解であったことを表すダミー変数を投入している。その中で、統計的に有意なのは、複利金利の計算能力に関する変数のみである。つまり、お金の利殖に関する知識のある個人のほうが、詐欺の被害に遭う確率が下がるということが言える。これを確率に換算すると、複利金利計算問題の正解者は、非正解者に比べて詐欺の被害に遭う確率が8.7%低くなるということになる。一方、インフレ、ポートフォリオ、住宅ローン、債券に関する金融知識は詐欺の被害には有意な関係はみられない。

式3では、主観的金融リテラシーを主な説明変数として投入している。その係数がマイナスの方向を示し、かつ統計的に有意である。つまり、金融知識の自己評価が（人に比べて）高いと自覚している人は詐欺の被害に遭う確率が下がるということが言える。これを確率に換算すると、金融知識の自己評価が高い人は、そうではない人に比べて詐欺の被害に遭う確率が12%低くなるということになる。

他の説明変数に関しては、年齢の係数がマイナスの方向を示し、かつ統計的に有意である。つまり、50代後半の人は50代前半の人に比べて詐欺の被害に遭う確率が下がるということが言える。また、3つの式においてその係数の大きさが近い値になっている。これを確率に換算すると、年齢が一つ上がるごとに、詐欺の被害に遭う確率が1.2%低くなるということになる。その理由については、年齢が上の人ほど金融リテラシーが高くなることに関連することが考えられる。この傾向は金融庁が実施している大規模な全国調査の結果でも確認されている。したがって50代後半の人は、50代前半の人に比べて金融リテラシーが高い故、詐欺の被害に遭う確率が低くなっているのではないかと考えられる。

また、ほかの説明変数のなかで、職業が自営業の場合、会社員や公務員などに比べて、詐欺の被害に遭う確率が有意的に低くなっていることが分かった。自営業の場合、商売や取引に関する経験が比較的に豊富で、不審な投資話などに対して比較的高い警戒心を持っている傾向があるのではないかと考えられる。そのため、詐欺の被害に遭いにくくなる可能性がある。

そのほかに、性別、婚姻状態などの説明変数は統計的に有意ではない。ただし、本研究の調査標本は、調査コストの関係上、男女同数の標本を使用していることもあり、そのため、性別の変数に関して統計的に有意の結果が得られない可能性があることを指摘したい。

## 7. 本研究の制限と今後の研究について

本研究では、詐欺の仕組みや類型を概観し、詐欺の被害はその個人の金融リテラシー、行動的バイアスや心理的な要因などによって影響されるという理論的な検討を行った。そして、アンケート調査を実施し、詐欺の被害に関する要因について実証分析を行った。

その結果、客観的金融リテラシーの高い人は、詐欺の被害に遭う確率が低くなることが分かった。特に、お金の利殖やその仕組みに関する知識のある個人のほうが、被害に遭う確率が約 8.7% 下がるということが推定されている。また、主観的に金融知識の自己評価が（人に比べて）高いと自覚している人は、詐欺の被害に遭う確率が 12% 低くなることが推定されている。以上のように、金融リテラシーは、財務の意思決定において行動的バイアスを軽減し、より理性的な判断につながるのではないかと考えられる。

最後に本研究におけるいくつの制限を指摘したい。

本研究の結果はアンケート調査に基づいているが、調査コストの関係上、50代の対象者に限らざるを得ないが、ほかの世代について今後の研究で検証する必要がある。とくに、本研究の調査では男女同数の標本を使用するため、詐欺被害における性別の影響を検証することができない可能性がある。今後の研究でより大規模な調査を行うことによって標本のサイズの対象について改善を図りたい。

また、本研究では、比較対象として「消費者被害にあいそうになったが、詐欺であることに気づいて、結局、被害にあわなかつた」グループを採用しているが、今後の研究で「消費者被害にあいそうになったことも、あったこともない」グループをも対照グループとして比較してみる必要がある。この 2 つの対照グループとも被害に遭わなかつたものの、本質的に異なる特徴を有している可能性があり、採用されている対照グループによっては、分析結果は異なる可能性が否定できない。

説明変数である金融リテラシーは内生的である可能性はあるが、本研究では、標本数の制限上、「消費者被害にあいそうになったが、詐欺であることに気づいて、結局、被害にあわなかつた」グループを参照グループとして比較して

いる。しかし、これだけでは、内生問題への対応がまだ不十分である可能性が否定できない。今後の研究でより大規模な調査標本数が取得できる場合、傾向スコア・マッチング（PSM）を用いて参照グループを選定し、より頑健性の高い研究結果を目指したい。

**表 1:調査標本の記述統計量**

調査項目	平均
金融詐欺の被害経験者	0.494
男性	0.500
年齢	54.529
既婚者	0.573
金融知識問題 1 の正解者割合	0.376
金融知識問題 2 の正解者割合	0.571
金融知識問題 3 の正解者割合	0.651
金融知識問題 4 の正解者割合	0.581
金融知識問題 5 の正解者割合	0.256
金融知識 5 問の正解問題数	2.436
金融知識の自己評価がとても高いと回答した人の割合	1.3%
金融知識の自己評価がどちらかといえば高いと回答した人の割合	8.6%
金融知識の自己評価が平均的と回答した人の割合	37.6%
金融知識の自己評価がどちらかといえば低いと回答した人の割合	28.9%
金融知識の自己評価がとても低いと回答した人の割合	17.4%
金融知識の自己評価がわからないと回答した人の割合	6.3%

表 2. 単変量分析の結果

	詐欺の非経験者 (N=354)	詐欺の経験者 (N=346)	両側 t 検定
			平均
			P 値
年齢	54.757	54.2948	0.0336
既婚者の割合	0.588	0.558	0.4268
金融知識 5 問の正解問題数	2.506	2.364	0.2377
金融知識問題 1 の正解者割合	0.412	0.338	0.0425
金融知識問題 2 の正解者割合	0.585	0.558	0.4722
金融知識問題 3 の正解者割合	0.661	0.642	0.5909
金融知識問題 4 の正解者割合	0.593	0.569	0.5231
金融知識問題 5 の正解者割合	0.254	0.257	0.9279
金融知識の自己評価が高いと回答した人の割合	0.116	0.081	0.1212

表3：Probit分析の結果

	式1		式2		式3	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値
(客観的) 金融リテラシー	-0.312	0.300				
金融知識問題1が正解			-0.229	0.038		
金融知識問題2が正解			-0.048	0.683		
金融知識問題3が正解			0.028	0.812		
金融知識問題4が正解			-0.004	0.969		
金融知識問題5が正解			0.029	0.818		
主観的金融リテラシー					-0.312	0.075
年齢	-0.032	0.067	-0.033	0.066	-0.035	0.044
男性	-0.094	0.430	-0.071	0.560	-0.104	0.381
既婚	-0.001	0.996	0.002	0.988	0.013	0.905
年収	Yes		Yes		Yes	
資産	Yes		Yes		Yes	
仕事	Yes		Yes		Yes	
教育水準	Yes		Yes		Yes	
定数項	1.546	0.122	1.608	0.108	1.743	0.079
標本数	700		700		700	
Pseudo R2	0.035		0.039		0.038	

## 参考文献

- Dove, M., 2021. *The Psychology of Fraud, Persuasion and Scam Techniques: Understanding What Makes Us Vulnerable*. Routledge. New York.
- Daxhammer, R. J., Facsar, M., 2012. Behavioral finance. *Verhaltenswissenschaftliche Finanzmarktforschung im Lichte begrenzt rationaler Marktteilnehmer*. Constance:
- Gathergood, J., Weber, J., 2017. Financial literacy, present bias and alternative mortgage products. *Journal of Banking and Finance*. 78, 58–83.
- Gerardi, K., Goette, L., Meier, S., 2010. Financial literacy and subprime mortgage delinquency: evidence from a survey matched to administrative data. *Federal Reserve Bank of Atlanta Working paper*.
- Hastings, J.S., Madrian, B.C., Skimmyhorn, W.L., 2013. Financial literacy, financial education and economic outcomes. *Annual Review of Economics*. 5, 347–373.
- Kahneman, D., Tversky, A., 1979. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*. 47(2), 263–91.
- Loerwald, D., Stemmann, A., 2016. Behavioral finance and financial literacy: Educational implications of biases in financial decision making. In: Aprea C. et al. (eds) *International Handbook of Financial Literacy*. Springer, Singapore
- Lusardi, A., Mitchell, O.S., 2007. Financial literacy and retirement preparedness: evidence and implications for financial education. *Business Economics*. 42 (1), 35–44.
- Lusardi, A., Mitchell, O.S., 2008. Planning and financial literacy: how do women fare? *The American Economic Review*. 98(2), Papers and Proceedings of the One Hundred Twentieth Annual Meeting of the American Economic Association. 413–417.
- Lusardi, A., Tufano, P., 2009. Debt literacy, financial experience and over-indebtedness. *NBER Working Paper*.
- Moore, D., 2003. Survey of financial literacy in Washington State: knowledge, behavior, attitudes, and experiences. *Washington State University Social and Economic Sciences Research Center Technical Report*. 03–39.
- Rooij, M., Lusardi, A., Alessie, R.J.M., (2011). Financial literacy and stock market participation. *Journal of Financial Economics*, 101 (2), 449–472.
- Rooij, M., Lusardi, A., Alessie, R.J.M. (2012). Financial literacy, retirement planning and

household wealth. *Economic Journal*, 122, 449–478.

Tsung-ming Yeh (2022), An empirical study on how financial literacy contributes to preparation for retirement, *Journal of Pension Economics and Finance*, 10.1017/S1474747220000281.

Tsung-ming Yeh (2023), Financial Teaching by Parents and Financial Education at School or Workplace: Evidence from Japan, *Financial Services Review*, Vol 30.

高齢者の権利保護に関する日仏比較研究  
—尊厳ある老後の実現に向けた  
私法制度の包括的検討

立命館大学法学部 教授 山田 希



## 要旨

日本の高齢化率は、2024年時点では29.3%に達している。認知症高齢者数は2025年には約472万人に上るとも推計される。こうした中、高齢者の財産行為と権利保護のあり方が喫緊の課題となっている。ところが、現行の成年後見制度は利用率が5.4%にとどまり、潜在的需要に対応できていない。また、信託制度や民間金融サービスも普及が限定的で、高齢者の多様なニーズに十分応えられていない現状がある。

こうした問題意識から、本研究は「尊厳」概念を中心据え、日本とフランスの高齢者財産保護制度を比較法的に分析し、尊厳ある老後を実現する法制度の包括的な枠組みを提示することを目的とした。フランスは2007年に将来保護委任契約（MPF）を導入し、契約型スキームで自己決定と補充性を両立させる点で日本の法定後見中心モデルと好対照を成している。この制度的相違に着目し、日仏両国の法令・判例・学説および政府資料、統計データの比較法的分析を実施した。さらにパリの県家族団体連合（UDAF）への聞き取り調査および関連資料収集により、制度運用の実態把握を行い、「尊厳」概念を中心とした理論的考察と実証的分析を統合した。

分析の結果、日本の成年後見制度は家庭裁判所による一元的システムを維持し、包括的代理権を基調とするのに対し、フランスのMPFは契約型の任意措置として司法保護措置の代替機能を果たし、補充性原則に基づく段階的保護を特徴とすることが明らかになった。日本でも、法定後見に加えて任意後見制度が設けられているが、その利用は極めて限定的である。日本の任意後見利用者は2,773人、フランスのMPF効力発生件数は年間1,718件にとどまる。制度普及の阻害要因として、日本では申立手続の煩雑さと費用負担が、フランスでは制度の複雑性と地域格差が指摘されている。

この比較分析を踏まえ、本研究ではカント的尊厳論を基礎に、高齢者固有の時間的継続性・関係性・身体性を加味した独自の尊厳モデルを構築した。この理論的枠組みを自己決定の最大限尊重、最小侵害原則、個別化原則という三つの実践的指針へと具体化することにより、抽象的な「人間の尊厳」を実定法に橋渡しする枠組みを提示した。自己決定の最大限尊重とは、判断能力維持時の選択を優先し、意思聴取を継続し、困難な場合には推定意思を導出することを意味する。最小侵害原則は、部分代理や期間限定措置を先行させ、包括代理権を最終手段とすることで不必要的自由の剥奪を避ける考え方である。個別化原則は、専門職によるアセスメント、支援内容の定期的見直し、多職種連携によって本人の状況変化に機動的に対応することを求めている。

これらの理論的知見に基づき、成年後見制度単独では高齢者の多様なニーズに対応できないとの認識から、予防的支援から包括保護まで四層構造を中心とする多元的システムを

構想した。第一層の予防的支援では、情報提供、契約的備え、金融リテラシー教育を通じてリスクを事前に低減し、第二層の意思決定支援では、専門家や家族による助言・同意により必要最小限の支援を行う。第三層の中度保護では、部分代理と裁判所監督を組み合わせた制度により財産管理と身上監護を一体的に提供し、第四層の包括保護では、現行の成年後見制度に相当する仕組みを維持しつつ、見直し手続の明文化により過度の固定化を回避する。

政策提言としては、実現可能性を重視した短期・中期・長期の三段階による改革工程を提示した。短期的には、成年後見制度の運用改善と民間サービスの質向上に注力し、中期的には、任意後見の柔軟化、家族信託の整備、高齢者権利擁護センターの設置を進め、長期的には、高齢者権利保護基本法の制定と意思決定支援法の創設により包括的な法体系を構築する道筋を描いた。その一環として、主要提案の一つに、フランスのMPFを参照しつつ日本の制度文化に適合させた「継続代理権証書」制度を構想した。この制度は公正証書または公証人認証私署証書により作成し、医師診断書と代理人届出により効力が発生する仕組みである。代理権は定型的取引、積極的運用、身上監護の三段階で設定し、各段階の変更は法務局への届出により行う。代理権行使に対する監督は、財産規模に応じて段階的に設け、軽度案件では報告義務のみ、重大案件では監督人選任とする柔軟な制度設計を示した。

併せて、障害者権利条約第12条の要請に応え、「代理決定」から「支援決定」への転換を制度化するため、新たに「意思決定支援員」資格を創設し、本人中心性、最小侵害、エンパワメントを基本原則とする支援を提供する制度を構想した。支援者は国家資格を有する専門職に加え、研修を修了した市民後見人や家族にも門戸を開放し、地域の実情に応じた柔軟な運用を可能とする。制度を円滑に機能させるため、都道府県レベルに「高齢者権利擁護センター」、基礎自治体に「総合相談窓口」を設置し、法律・福祉・医療・生活の一体的相談を実現する体制も提案した。多職種連携チームによる支援計画の策定と更新により個別ニーズに対応する仕組みを構築し、デジタル技術の活用により情報共有を促進する一方、デジタル・ディバイドへの配慮として対面相談窓口の維持・強化も重視する。

本研究は、従来の成年後見制度に閉じがちだった議論を多元的視点から捉え直し、比較法研究を通じて日本固有の課題と可能性を明らかにした点に独創性がある。「尊厳」概念の理論的精緻化と実定法への橋渡し、段階的改革工程の提示により、実現可能な制度設計を示した点に意義がある。今後の課題として、制度導入後の効果測定による政策評価手法の確立、利用者・家族の主観的評価の系統的収集と制度改善へのフィードバック、AI・

ブロックチェーン等新技術の可能性と倫理的課題の解明、アジア諸国との比較研究拡充による普遍的原理と地域固有課題の解明が挙げられる。

高齢者の権利保護は社会の価値観全体を問い合わせる総合課題である。本研究が提示した「尊厳」を軸とした多層的保護システムの構築により、高齢者を「保護の対象」から「権利の主体」へと位置づけるパラダイム転換の実現に寄与することが期待される。立法・行政・司法・学術界、そして高齢者自身とその家族が継続的に協働し、制度を生きた仕組みへと育てていくことが、尊厳ある老いを支える法制度確立への道筋となる。

高齢者の権利保護に関する日仏比較研究  
——尊厳ある老後の実現に向けた私法制度の包括的検討  
山田 希（立命館大学）

## 第1章 研究の背景と課題

### 1.1. 問題の所在

#### 1.1.1. 日本の高齢化の現状と課題

内閣府が発表した「令和7年版高齢社会白書」<sup>1</sup>によれば、2024年10月1日時点での日本総人口に占める65歳以上人口の割合は29.3%、人数では3,624万人に上る（白書2頁）。2070年には高齢化率が38.7%に達すると推計されており（同3頁）、社会保障制度や地域コミュニティ、労働市場を含む社会基盤全般の抜本的な再編が避けられない。なかでも深刻なのは、認知症高齢者の急増である。白書（31頁）が引用する資料<sup>2</sup>によれば、2025年には認知症高齢者が約471.6万人に達し、高齢者のおよそ8人に1人（有病率12.9%）が認知症になると推計されている。認知機能の低下に伴い、財産管理や法律行為をめぐるトラブルが急速に顕在化しつつあり、本人の意思をどのように尊重するかが我が国の喫緊の課題となっている。

#### 1.1.2. 既存制度の限界

2000年の法改正により刷新された成年後見制度は、利用件数こそ年々増加傾向にあるものの、潜在的な需要に対して実際の利用率は極めて低い状況にある。最高裁判所事務総局の最新統計<sup>3</sup>によると、2024年（令和6年）12月末時点での制度利用者数は25万3,941人となっており、全国の認知症患者数に対する利用率は、わずか5.4%にとどまっている。制度の利用促進を阻む要因として指摘されているのは、家庭裁判所への申立て手続が煩雑で、開始までに時間や費用がかかること、専門職後見人への報酬が経済的負担になること

---

<sup>1</sup> 内閣府「令和7年版高齢社会白書」〈[https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2025/zenbun/07pdf\\_index.html](https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2025/zenbun/07pdf_index.html)〉（2025年9月12日閲覧）。

<sup>2</sup> 「認知症及び軽度認知障害の有病率調査並びに将来推計に関する研究」（令和5年度老人保健事業推進費等補助金（老人保健健康増進等事業分）：九州大学大学院医学研究院二宮利治教授）より内閣府が作成。

<sup>3</sup> 最高裁判所事務総局家庭局「成年後見関係事件の概況——令和6年1月～12月」（令和7年3月）〈<https://www.courts.go.jp/vc-files/courts/2025/20250313koukengaikyou-r6.pdf>〉（2025年9月12日閲覧）。

と、法定の3類型が画一的で個別事情に応じた柔軟な運用が難しいことなど、構造的な問題である<sup>4</sup>。

他方、銀行が提供する家族信託や予約型代理人サービスなど民間スキームが注目されはいるものの、これらは主として財産管理にとどまり、身上監護や医療同意といった領域には及ばない。さらに、公的登記や監督制度を欠くため、第三者に対する法的効力や不正防止の仕組みが十分でなく、利用コストの面でも一般高齢者には敷居が高い。以上のように、公的制度と民間サービスのいずれも高齢者の多様なニーズに十分には応えられておらず、本人の自己決定を尊重しつつ適切に権利を保護する仕組みが効果的に機能しているとはいえない状況にある。

### 1.1.3. 「尊厳」概念の重要性

高齢者支援は長らく「保護」の視点で語られてきたが、国連が採択した「高齢者のための原則」(1991年) や「障害者権利条約」(2006年) が示すとおり<sup>5</sup>、高齢者を権利主体として位置づけ、尊厳と自己決定を保障することが国際的な共通認識となっている。日本でも「尊厳ある老後」という理念は共有されているが<sup>6</sup>、成年後見制度や関連サービスがこの理念を具体的に実現しているかどうかについては、十分な検証がなされていない。こうした状況を踏まえ、本研究では「尊厳」という価値を軸に据え、財産行為に関する権利保護の現状を検証するとともに、制度設計上の課題を明確化することを目的とする。

## 1.2. 比較対象としてのフランス法の意義

本研究は、日本の高齢者財産保護制度を再設計する際の参考軸としてフランス法を採用する。フランスは多くの欧州諸国と同様に高齢化が進行し、2022年時点の高齢化率はおよそ20%超と欧州でも高い水準にある<sup>7</sup>。2007年の成年保護制度改革 (2007年3月5日法)。

---

<sup>4</sup> 法制審議会民法（成年後見等関係）部会第1回会議（竹内（裕）委員・花俣委員）、第2回会議（根本幹事）、第4回会議（久保委員）、第6回会議（樋口参考人）、第12回会議（星野委員）各会議発言参照。

<sup>5</sup> United Nations General Assembly, *United Nations Principles for Older Persons*, Resolution 46/91, A/RES/46/91, 16 December 1991, available at <https://www.ohchr.org/en/instruments-mechanisms/instruments/united-nations-principles-older-persons>; United Nations General Assembly, Convention on the Rights of Persons with Disabilities, Resolution 61/106, A/RES/61/106, 13 December 2006, UN Department of Economic and Social Affairs, Division for Inclusive Social Development, available at <https://social.un.org/issues/disability/crpd/convention-on-the-rights-of-persons-with-disabilities-crpd> (both last visited 12 September 2025).

<sup>6</sup> 内閣府「高齢社会対策大綱（平成30年2月16日閣議決定）第1 目的及び基本的考え方」<https://www8.cao.go.jp/kourei/measure/taikou/h29/1.html> (2025年9月12日閲覧)、厚生労働省「2015年の高齢者介護——高齢者の尊厳を支えるケアの確立に向けて」<https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/kentou/15kourei/> (2025年9月12日閲覧)。

<sup>7</sup> INSEE, "Population par sexe et groupe d'âges – Données annuelles," <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381474>; OECD, Addressing Demographic Headwinds in Japan: A Long-term Perspective, <https://doi.org/10.1787/8d805eal-en> (both accessed 12 September 2025).

以下、「2007年法」という)により将来保護委任契約 (Mandat de Protection Future. 以下、"MPF"と略す) が導入され<sup>8</sup>、契約型スキームにより本人の事前の自己決定と段階的保護を両立させる点が日本の法定後見中心モデルと好対照をなす。2015年には、住居の適応、介護者の支援を含む高齢者支援を横断的に整理する包括法 (以下、「2015年包括法」という) が制定され<sup>9</sup>、個別立法が積み重なる日本法体系との比較に資する。人間の尊厳は憲法的価値として尊重されており、2007年法ではこれが成年保護の基本原則として明記され、高齢者を含む脆弱な成年者保護の理念的基盤となっている。

MPFの普及は漸進的で、制度開始以降、継続的な増加傾向にあった<sup>10</sup>。もっとも、制度の公的登録簿に関する政令が長らく未整備であり (2024年11月にようやく公布)、普及における課題の一因とされていた<sup>11</sup>。制度上、公正証書型では公証人の関与や事後的な司法介入の仕組みがあるものの、私署証書型 MPF では公証人が関与せずチェック機能が及ぶにくい。そのため、問題が生じた場合には裁判所が関与する司法的保護措置 (mesures de protection juridique) への移行を余儀なくされることが多く、契約型制度としての限界が指摘されている<sup>12</sup>。利用件数がパリ首都圏をはじめとする特定地域に偏るなど、地域的な不均衡も課題とされている<sup>13</sup>。こうした成功と課題を併せて検討する比較研究は、日本に類似の制度を移植し得る要素と、適用上の困難とを峻別するうえで実践的意義を有する。フランスにおいても MPF が必ずしも十全に機能しているわけではないが、契約型スキームと法的保護措置の補充的関係、段階的保護の理念、家族支援体制を含む制度設計には、日本が学び得る知見が少なくない。本研究では、フランス法を制度の成功例としてではなく、異なるアプローチを通じて課題解決の参考としうる比較対象として位置づける。

### 1.3. 研究の目的と方法

本稿の目的は、第一に、日本とフランスの高齢者財産保護制度を多角的に比較し、その構造的特質と運用上の課題を析出することにある。分析対象は成年後見制度にとどまらず、信託・銀行・保険による高齢者向け金融サービスなど、私法領域に広がる諸手段を含

<sup>8</sup> Loi n° 2007-308 du 5 mars 2007 portant réforme de la protection juridique des majeurs.

<sup>9</sup> なお、終末期医療については、2016年のクレス・レオネッティ法 (Loi n° 2016-87 du 2 février 2016 créant de nouveaux droits en faveur des malades et des personnes en fin de vie) で別途規定されている。

<sup>10</sup> Jean Hauser, « Présent et avenir du mandat de protection future », RTD civ. 2013, p. 87 ; Id., « Quelques chiffres : ONFMP, observatoire des UDAF », RTD civ. 2015, p. 586 は、2009年以降、発効件数が漸進的に増加している点を指摘する。

<sup>11</sup> Cédric Hélaine, « Mandat de protection future : le registre spécial dispose enfin de son décret ! », Dalloz actualité, 26 nov. 2024 ; Aude Denizot, « Vieillissement de la population – Protection juridique des majeurs – Droit au répit », RTD civ. 2016, p. 196.

<sup>12</sup> Sophie Coll de Carrera, Le mandat de protection future, thèse, Montpellier, 2016, p. 233 s. ; Valérie Depadt, « La fin de vie anticipée », Droit et cultures, 2018, p. 113.

<sup>13</sup> J. Hauser, « Quelques chiffres », op. cit. (note 10), p. 586 ; C. Hélaine, op. cit. (note 11).

む。第二に、日仏両国の制度比較を踏まえて「尊厳」概念を中心に据えた権利保護理論を再構成し、高齢者の自己決定と社会的支援を両立させ得る法的基盤を提示する。第三に、理論的考察と実証的知見を統合し、現実的制約を踏まえつつ、日本の法制度の改善に資する具体的な方向性を示す。

上記研究の方法としては、日仏両国の法令・判例・学説および政府資料、統計データを収集して比較法的観点から分析を行う文献調査を中心とする。それに加えて、パリの県家族団体連合（Union Départementale des Associations Familiales. 以下、"UDAF"と略す）への聴き取り調査および同機関を通じた関連資料の収集により、制度運用の実態を把握した。これらの資料をもとに、法思想や社会・文化的背景を含む多面的な比較分析を行い、制度の実効性を検証する。「尊厳」概念を中心とした理論的考察と実証的分析を結び付け、高齢者の権利保護に関する法的基盤を示す点に、本研究の独自性がある。

## 第2章 日仏制度の現状と課題

### 2.1. 日本の制度の現状と社会的基盤

#### 2.1.1. 成年後見制度の現状

2000年の民法改正により抜本的に見直された成年後見制度は、本人の判断能力の程度に応じて後見・保佐・補助の3類型（7条～15条）のほか、本人が十分な判断能力を有する段階で将来の後見人を指名できる任意後見制度も併設された<sup>14</sup>。自己決定の尊重、残存能力の活用、ノーマライゼーションの理念と、従来の本人保護の理念との調和が基本理念に据えられている<sup>15</sup>。成年後見制度全体の利用件数は、2010年の約17万件から2024年末には253,941件に増加したが、認知症高齢者数と対比すると利用率は依然として5%前後にとどまっている<sup>16</sup>。利用促進を阻む要因には、既述のとおり、申立手続の煩雑さと費用負担の大きさ、類型ごとの画一的運用が個別ニーズへの適合性を損なうことなどがある。後見人の属性もこの十余年で大きく変化し、2024年には親族後見人が全体の約2割まで減少して、専門職の占める割合が約8割に達したが、市民後見人（331件、全体の1.0%）は依然として限定的である<sup>17</sup>。

#### 2.1.2. 信託制度の活用状況

<sup>14</sup> 制度の詳細については、新井誠＝赤沼康弘＝大貫正男編『成年後見制度——法の理論と実務〔第2版〕』（有斐閣、2014年）116頁以下参照。

<sup>15</sup> 小林昭彦ほか『新成年後見制度の解説〔改訂版〕』（きんざい、2017年）4頁以下。

<sup>16</sup> 最高裁判所事務総局家庭局・前掲注(3)12頁。

<sup>17</sup> 最高裁判所事務総局家庭局・前掲注(3)10-11頁。

2006 年の信託法改正により家族信託の制度的基盤が整備されたものの<sup>18</sup>、正確な利用件数の統計は存在しない。不動産の信託登記件数は 2024 年に年間 20,391 件と報告されており<sup>19</sup>、毎年増加傾向にあるものの、この数字には商事信託も含まれるため、家族信託の実数は把握できない<sup>20</sup>。もっとも、成年後見制度の年間申立件数（令和 6 年 41,841 件）<sup>21</sup>と比較すれば、家族信託の利用規模は依然として小規模にとどまっている。その背景には、税務処理の不透明さや受託者に対する監督体制の不備といった制度的課題があり、さらには動産・債権信託に関する第三者対抗力の弱さや設立時の費用負担の大きさも普及の妨げとなっている<sup>22</sup>。こうした制度的障壁が、認知症対策としての信託普及を妨げている。

### 2.1.3. 民間金融サービスの展開

近年、大手銀行は代理人サービス（医師の診断書により代理取引が可能となる）を導入し、本人が十分な判断能力を有する段階で代理人を登録することにより、判断能力低下後も預金取引を支障なく継続できる仕組みを整えている。三菱 UFJ 銀行、三井住友銀行、みずほ銀行が相次いで参入しているが<sup>23</sup>、対象は銀行取引に限定され、裁判所による監督や包括的な身上監護権限を欠く。信託銀行も遺言信託や見守りサービスを拡充してはいるものの、最低預託額や手数料が高額であるため、一般高齢者には利用が難しく、利用者層は限定される<sup>24</sup>。

---

<sup>18</sup> 信託法の全面改正（平成 18 年法律第 108 号）により、従来の営業信託中心の制度から、家族間での財産管理等を目的とする民事信託（家族信託）も含めた包括的な信託制度への転換が図られた。

<sup>19</sup> 法務省司法法制部「登記統計 総括・不動産・その他 不動産登記（年次表）22-00-4 種類別 土地に関する登記の件数及び個数（平成 25 年～令和 6 年）」（<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00250002&tstat=000001012460&cycle=7&year=20240&month=0&tclass1=000001012461>）（2025 年 9 月 12 日閲覧）。

<sup>20</sup> トリニティ・テクノロジー株式会社「家族信託等の利用動向を示す土地信託登記件数昨年比は 137%増加」（2023 年 4 月 10 日）（<https://trinity-tech.co.jp/oyatoko/column/148/>）（2025 年 9 月 12 日閲覧）。

<sup>21</sup> 最高裁判所事務総局家庭局・前掲注(3)1 頁。

<sup>22</sup> 伊庭潔「民事（家族）信託の現状と課題」信託法研究 44 号（2019 年）34-36 頁、43-49 頁参照。

<sup>23</sup> 三菱 UFJ フィナンシャル・グループ「『予約型代理人』サービスの導入について」（2021 年 3 月 8 日）（[https://www.mufg.jp/dam/pressrelease/2021/pdf/news-20210308-001\\_ja.pdf](https://www.mufg.jp/dam/pressrelease/2021/pdf/news-20210308-001_ja.pdf)）、三井住友銀行「代理人指名手続」（<https://www.smbc.co.jp/kojin/otetsuduki/sonota/dairi/>）、みずほ銀行「代理人予約サービスについて」（[https://www.mizuhobank.co.jp/tetsuduki/dairinin\\_yoku/index.html](https://www.mizuhobank.co.jp/tetsuduki/dairinin_yoku/index.html)）（以上、2025 年 9 月 12 日閲覧）参照。

<sup>24</sup> 三井住友信託銀行の遺言信託（執行コース）では、プランにより基本手数料が 33 万円（プラン I）または 88 万円（プラン II）発生し、さらに遺産額に応じた遺言執行報酬がかかる。執行報酬の最低額は プラン I で 110 万円、プラン II で 33 万円 と定められている。三井住友信託銀行「手数料 | 遺言信託」（<https://www.smtb.jp/personal/entrustment/succession/will/charge.html>）（2025 年 9 月 12 日閲覧）。

#### 2.1.4. 民法改正動向と最新議論（甲・乙案比較）

法制審議会民法（成年後見等関係）部会では2024年4月から制度再編の検討が開始され、中間試案（2024年7月公表）において、①現行3類型を基本的に維持しつつ修正を行う「甲案」、②判断能力が不十分である者を対象とし本人の同意を要件として特定事項について個別に代理権や取消権を付与する「乙1案」、③乙1案に加えて判断能力を欠く常況にある者を対象とする類型を併置する「乙2案」が対置されている。議論の中心は、終了要件の明確化、監督の柔軟化、費用負担の軽減、遺産相続や財産処分など必要な場合に限定する「スポット利用」を想定した権限限定後見の導入である。乙1案は本人の自己決定権と意思的関与を制度開始の絶対的要件とし、裁判所の関与を最小限にとどめる「補充性原則」を前面に押し出す点でフランスのMPFと親和性が高いが、判断能力が著しく低下した場合の対応力に乏しいことや、大規模財産処理を伴う複雑な事案に対応する監督体制の設計が課題として残る。

#### 2.1.5. 日本の制度を形づくる法文化的特徴

日本の法状況は成文法主義と行政主導を特色とし、裁判所は政策形成に消極的である<sup>25</sup>。社会的には家族主義と集団調和が重視され、新制度に対するリスク回避的姿勢が根強い<sup>26</sup>。このため、現場からのイニシアティブが制度化される例は稀であり、特定非営利活動推進法のように、市民団体や専門職など現場の担い手が主導して成立した制度であっても、官僚機構から十分な評価を得にくい傾向がある<sup>27</sup>。こうした文化的・組織的特徴は、後見・信託・民間サービスの連携不全や利用率の低迷とも関わっており、制度改正を検討する際の重要な前提となる。

---

<sup>25</sup> 岡田正則「行政訴訟制度の形成・確立過程と司法官僚制——司法制度改革に関する歴史的視点からの一考察」早稲田法学85巻3号（2010年）166-172頁、渡辺千原「訴訟による政策形成と法形成」立命館法学387=388合併号（2019年）566-567頁参照。

<sup>26</sup> 川島武宜『日本人の法意識』（岩波書店、1967年）は、日本人が慣習や人間関係を重んじて集団調和を優先し、裁判を避けて非公式な紛争処理を志向しつつ、制度変化には慎重に対応するという家族主義的・リスク回避的法意識を論じている。また、阪井裕一郎「家族主義と個人主義の歴史社会学——近代日本における結婚観の変遷と民主化のゆくえ」（博士論文、2013年）は、家族主義と個人主義の対立構造を単純化せず、歴史的・社会的文脈の中で両者がどのように交錯し、再編されてきたかを丹念に追っている。

<sup>27</sup> 原田峻「NPO法制定過程における立法運動の組織間連携——分野内／分野間の連携に着目して」The Nonprofit Review17巻2号（2017年）77-87頁（市民団体のロビингを背景に議員立法として成立した点を指摘）、藤村コノエ「立法過程におけるNPOの参加の現状と市民立法の課題——環境教育推進法とフロン回収・破壊法の事例から」The Nonprofit Review9巻1&2号（2009年）29-36頁（立法過程ではNPOの提案より官僚の情報・提案が優先され、制度化の過程で十分に反映されないことを指摘）参照。

## 2.2 フランスの制度現状と社会的基盤

### 2.2.1 成年保護制度の概要

フランスは 2007 年法により成年保護制度を全面改正し、本人の自己決定を尊重しつつ必要最小限の介入で支援する制度を構築した。MPF は、補充性の原則に基づき、後見 (tutelle) や保佐 (curatelle) といった司法的保護措置 (mesures de protection juridique) を補完する契約に基づく任意の制度である。本人の判断能力が十分な段階で受任者との合意により作成され、公正証書 (acte notarié)、または弁護士連署あるいは法定様式による私署証書 (acte sous seing privé) の方式をとることが求められる (フランス民法典 477 条 4 項、492 条)。補充性と比例性の原則に立脚し、本人の自律を最大限尊重する観点から裁判所の関与が必要な場合に限られる点で、日本の法定後見中心の制度とは好対照をなしている。

### 2.2.2 MPF の現状と課題

MPF の普及は依然として緩やかである。公証人会の調査によれば、2019~2021 年の年間締結件数は約 1.5 万件前後で推移しているが、効力発生件数は 2023 年に 1,718 件と千数百件規模にとどまる<sup>28</sup>。制度が複雑で私署証書型には公証人の関与がなく、家族関係の調整や将来の状況変化への不安が契約締結を逡巡させる要因となっている<sup>29</sup>。MPF の公的登録簿に関する政令が 2015 年法で規定されながら長らく未整備であり、2024 年 11 月によく公布されたことも普及の遅れを招いた要因に数えられる<sup>30</sup>。また、パリ首都圏、プロヴァンス＝アルプ＝コート・ダジュール、ローヌ＝アルプの各地域に利用が集中し、農村部では専門職へのアクセスの不足が顕著で地域格差が問題となっている<sup>31</sup>。

### 2.2.3 制度運用の実態

フランス法は成文法主義と統一法典を特色とし、破毀院やコンセイユ・デタが積極的に法原則を発展させてきた。「人間の尊厳」が 2007 年法で成年保護措置の基本価値として明記され、2015 年包括法は高齢者支援政策を横断的に整理した。社会的には個人主義と共和主義が根付き、公証人を中心とする専門職ネットワークが契約文化を下支えする一方、医師とソーシャルワーカーが多職種連携で保護システムを補完する。加えて、UDAF が運営

<sup>28</sup> Conseil supérieur du notariat による調査結果を引用する文献によれば、2019 年約 15,900 件、2020 年約 14,500 件、2021 年約 15,800 件の公証人作成 MPF が締結されている。他方で、司法統計に基づく効力発生件数は 2023 年に 1,718 件である (C. Hélaine, *op. cit.* (note 11); v. égal. J. Hauser, « Quelques chiffres », *op. cit.* (note 10), p. 586)。ここで締結件数は公証人作成に限られており、私署証書による MPF は含まれていない。

<sup>29</sup> V. Depadt, *op. cit.* (note 3), p. 113–125, spéc. sur les limites du mandat sous seing privé. v. égal. S. Coll de Carrera, *op. cit.* (note 10), pp. 289–297.

<sup>30</sup> C. Hélaine, *op. cit.* (note 11).

<sup>31</sup> J. Hauser, « Présent et avenir du mandat de protection future », *op. cit.* (note 10), p. 87 ; id., « Quelques chiffres », *op. cit.* (note 10), p. 586.

する家族後見人情報支援制度（ISTF）は、約 100 万人の保護措置受益者のうち半数を担う家族後見人に対し、情報提供・指導・相談支援を行う重要な役割を果たしている<sup>32</sup>。この制度的・文化的基盤こそが MPF を可能にした要因であり、同時に日本での移植可能性を検討する際の前提条件となる。

### 2.3 制度比較から浮かび上がる課題

日本とフランスの高齢者財産保護制度は、一見同じ「成年保護」を標榜しながら、設計思想に根本的なコントラストがある。日本の現行制度は、家庭裁判所が選任する後見人を中心とする公的システムを基盤としつつ、補完的に任意後見制度を備えている。対照的にフランスは、2007 年改正により契約型の任意措置である MPF を優先的な選択肢と位置づけ、比例性および補充性の原則<sup>33</sup>に基づいて司法的保護措置を二次的なものとした。個人の利益を十分に保護するために他の手段では不十分な場合にのみ、最終手段として司法的保護措置が命じられるという補完性の原則が設計の背骨であり、家族は保護者ではなく支援者として組み込まれる<sup>34</sup>。

制度運用の柔軟性も対照的である。日本の後見・保佐・補助は法定の 3 類型が固定されおり、とくに成年後見は包括的な代理権により本人の自己決定が必要以上に制限される。他方、任意後見制度やフランスの MPF は、事前の自己決定に基づいて保護の枠組みを構築できる点で共通し、とりわけ MPF は当事者が自由に契約を設計でき、柔軟に権限を設定できる点にその最大の利点がある<sup>35</sup>。監督の在り方も異なり、日本の法定後見では家庭裁判所への厳格な報告が求められるのに対し、MPF では効力発生後の監督は緩やかで、虐待や利益侵害があった場合に介入する後置型の統制が採られている<sup>36</sup>。

---

<sup>32</sup> J. Hauser, « Quelques chiffres », op. cit. (note 10), p. 586 et s.

<sup>33</sup> フランス民法典 428 条は「司法による保護措置は、必要性がある場合、かつ、本人が締結した将来保護委任の実施により、一般的な代理権の規則の適用により、夫婦の相互の権利義務に関する規則および夫婦財産制の規則（特に 217 条、219 条、1426 条、1429 条に規定されるもの）の適用により、または、より制約の少ない他の保護措置により、個人の利益を十分に保護することができない場合にのみ、裁判官によって命じられうる」と規定して補充性原則を明文化し、さらに「保護措置は、本人の個人的能力の変調の程度に応じて、比例的かつ個別化される」として比例性原則も定めている。

<sup>34</sup> Anne-Marie Leroyer, « L'anticipation des mesures de protection : une efficacité limitée à l'appréciation de l'intérêt de la personne protégée », RTD civ. 2022, p. 870. 家族は保護者として本人に取って代わるのではなく、支援的な役割（rôle d'accompagnement）を担うと説明する。

<sup>35</sup> Michel Grimaldi et Charles Gijsbers, « Negotium et instrumentum », RTD civ. 2024, p. 577. MPF を「契約法理の枠内に置き、negocium（契約内容）を自由に設計できる」と整理しており、柔軟性が制度の本質にあると指摘する。

<sup>36</sup> Anne-Marie Leroyer, « Mandat de protection future : quelle efficacité ? », RTD civ. 2019, p. 555. 監督の不十分さが制度の弱点とされ、特に私署証書型では「司法が後から介入する仕組み」に依拠していることを批判的に述べる。

制度の実効性を示す利用率に目を向けると、両国とも潜在需要を大きく掘り起こせていない。日本では、任意後見の利用者が 2024 年（令和 6 年）12 月末時点で 2,795 人にとどまり、65 歳以上人口に対して極めて低い水準である。なお、同年に任意後見監督人の選任が申し立てられた件数も 874 件にすぎない<sup>37</sup>。フランスでも MPF の効力発生件数は 2023 年で 1,718 件にとどまり、高齢者人口に比して小規模である<sup>38</sup>。もっとも、フランスでは家族後見人への支援体制が比較的充実しており、UDAF による情報シート、ANCREAI<sup>39</sup>（地域研究・行動・情報センター全国連合）等による教育ツールキット、専用ウェブサイトなどの支援ツールが提供されている<sup>40</sup>。これに対し、日本では市民後見人の利用が限定的であり、地域包括支援センターや成年後見推進センター等の中核機関による相談支援体制は整備されているものの、フランスのような体系的な家族後見人向け支援ツールは発展途上にある。

要するに、日本は過度の画一性と監督コスト、フランスは契約自由の柔軟性と事前監督の限界という特徴を持つ。保護と自律をどう調整するか、その調整メカニズムをどう社会制度に適合させるかは両国の共通課題である。フランスにおいても、両者のバランスは主要課題であり、両立が難しい場面では制度の解釈や運用に不一致が生じ、効果的な保護を十分に確保できない場合があると指摘されている<sup>41</sup>。

以上の分析を整理すると、日仏両国の制度基盤には以下のような特徴がある（【表】参照）。

【表】

領域	日本の強み	日本の課題	フランスの強み	フランスの的課題
制度基盤	厚い社会保障網 / 地域包括ケアシステム / NPO・ボランティアの活動	契約文化の未成熟 / 実務者主導の仕組みが制度化しにくく	契約自由の伝統 / 公証人ネットワーク / 包括法による制度統合	地域格差の存在 / 制度普及の停滞

<sup>37</sup> 最高裁判所事務総局家庭局・前掲注(3)4 頁、16 頁。

<sup>38</sup> Ministère de la Justice, Références statistiques justice 2023, édition 2024, section 6.2, tableau « Mandats de protection future », disponible en ligne : [https://www.justice.gouv.fr/sites/default/files/2024-06/RSJ2023\\_6\\_2\\_0.pdf](https://www.justice.gouv.fr/sites/default/files/2024-06/RSJ2023_6_2_0.pdf) (last accessed September 13, 2025).

<sup>39</sup> ANCREAI : Association nationale des CREAI (Centres régionaux d'études, d'actions et d'informations en faveur des personnes en situation de vulnérabilité) の略称。フランスの 15 地域 CREAI を結ぶ全国連盟で、障害者や高齢者など脆弱な状況にある人々に関する調査・研究、政策提言、専門職への技術支援・研修を行う。1964 年に発足した地域 CREAI ネットワークを全国的に組織化する形で、1989 年に結成された。

<sup>40</sup> UDAF が提供する家族後見人向け支援ツールには、実践的な情報シート、教育用ツールキット、専用ガイドブック「Curateur ou tuteur familial - Suivez le guide！」、専用ウェブサイト (<https://protegerunproche.fr>) などが含まれる。

<sup>41</sup> A.-M. Leroyer, op. cit. (note 36), p. 870.

		い / 横断的政策調整の不足		
<b>支援体制</b>	介護保険制度 / 医療保険制度 / 成年後見登記システム	家族支援の仕組みの不足 / 多職種連携の不十分さ / 意思決定支援制度の発展途上	UDAFによる家族支援 / 多職種連携の文化 / 段階的な保護システム	地方部での支援体制不足 / 利用促進策の不足
<b>技術革新</b>	民間金融サービスの活用 / フィンテック技術 / 見守りシステム	統合的な情報基盤の欠如 / 制度間連携の弱さ / デジタル活用方針の未整備	統一的な法制度 / 専門職協働 / 理念の一貫性	技術革新の活用不足 / 民間サービス展開の限定

出典： 本稿第2章の分析に基づき作成

この整理から明らかなように、日本は手厚い社会保障網や地域包括ケアシステムという強固な基盤を有する反面、契約文化の未成熟や現場イニシアティブの制度化、横断的政策調整に課題を残している。フランスの経験はこれらの不足を補う制度設計の参考になると同時に、地域格差や制度普及といった両国共通の課題も明らかにしている。

### 第3章 多様な権利保護手段

#### 3.1. 成年後見を補完する段階的保護モデル

高齢者の財産行為を支える仕組みを成年後見制度だけに委ねるのは、もはや限界が明らかである。認知症の程度も生活環境も千差万別である以上、画一的な包括代理権を一律に付与する制度では、必要以上に本人の自由を奪う場合もあるし、逆に支援が行き届かない場合もある。しかも、核家族化により家族後見人の扱い手は減少し、金融・医療・介護といった支援領域は高度化・細分化している。こうした状況は、軽度の支援から重度の保護までを段階的に組み合わせられる柔軟な仕組みを求めている。

本稿が構想する支援の仕組みは、いくつかの段階を積み重ねる形で構成される。最初の段階に「予防的支援」を置き、判断能力が十分なうちに情報提供や契約準備、金融リテラシー教育を通じてリスクをあらかじめ減らす。次の段階は、一定の期間や分野に限った意思決定支援であり、専門家や家族が必要最小限の助言や同意を行う。三つ目の段階は、現行制度の保佐や補助に相当するもので、部分的な代理と裁判所の監督を組み合わせ、中程度の保護を提供しつつ、財産管理と身上監護を一体的に行う。最終段階には現行の後見制度と同等の包括的代理権を位置づけるが、同時に本人の判断能力が回復した場合に支援を縮小できる手続を明文化し、制度が不必要に固定化しないように配慮する。これらの各段階を相互に連結させることにより、本人の状態の変化や多様なニーズに柔軟に対応し、尊厳の尊重と適切な保護との調和を図ることが可能となる。

### 3.2. 信託制度の活用可能性

わが国の家族信託は、2006年信託法改正によって営業信託以外にも門戸が開かれて以来、認知症対策や相続準備の手段として注目を集めてきた。信託を利用すれば、委託者は自己の財産を受託者に移転しつつ受益権を保持できるため、判断能力が低下した後でも当初の目的に沿った資産運用を継続できる。受託者には専門的知見が求められ、受益者への定期報告義務も課されるため、一定の透明性が担保される。こうした柔軟性は、本人の全財産を包括代理権の下に置く成年後見制度とは対照的であり、当事者の合意によって開始できる点でも機動性が高い。ただし、信託財産の範囲は契約で特定した資産に限られ、身上監護や医療同意といった行為までは対象としない。

家族信託の利用者層は60代後半から70代前半の自営業者・経営者など中高所得層を中心で、家族関係が比較的良好なケースが多い。普及を阻む主因として、繰返しにはなるが、複雑な税務処理、動産・債権に関する対抗要件の不明確さ、受託者濫用に対する監督機能の脆弱さのほか、初期費用30万～100万円超というコスト負担が挙げられている<sup>42</sup>。

信託銀行による商事信託については、前章で指摘したとおり高額な預託基準や財産管理特化型の性格ゆえに利用者層が限られるという課題がある。他方で、近年は認知症発症後の資金管理を継続できる「安心サポート信託」（三井住友信託）や、家族への定期連絡機能を備えた「つながる信託」（三菱UFJ信託）など、商品の多様化も進みつつある。

総じて、信託は成年後見制度を補完する手段として高い潜在力を有するものの、税制・監督・コストの3点で制度整備が進まない限り、広く利用される選択肢とはなり得ない。次節では、この信託の潜在力を段階的保護モデルにどのように組み込むかを検討する。

### 3.3. 民間金融サービスの革新と限界

銀行・保険・フィンテック各社は、成年後見制度を経ずに高齢者の資産を柔軟に管理できる仕組みを相次いで導入している。その代表例として、前章で述べた都市銀行の代理人サービスがある。三菱UFJ銀行は、本人が十分な判断能力を有する段階で代理人を登録し、医師の診断書を条件として取引権限を発動する仕組みを採用している。登録は本人と代理人の来店によって行われ、月額利用料は無料と利用の敷居は低い。対象範囲は預貯金に加え、外貨預金・投資信託・株式等の売却・解約や各種届出にも及ぶが、制度的な監督機構は存在しない。みずほ銀行も家族代理手続きを提供しており、いずれも医師の診断書提出を発動要件とし、金融取引の範囲を限定するなど内部的な安全策を講じている点は共通している。

---

<sup>42</sup> 菊永将浩「民事信託の実状と課題」第2回デジタル・AIワーキング・グループ資料1-1（広島弁護士会、2025年3月13日）〈[https://www8.cao.go.jp/kisei-kaiaku/kisei/meeting/wg/2501\\_06ai/250313/ai02\\_agenda.html](https://www8.cao.go.jp/kisei-kaiaku/kisei/meeting/wg/2501_06ai/250313/ai02_agenda.html)〉。

保険分野では、第一生命などが、認知症診断時の一時金給付を組み込んだ特約を拡充した<sup>43</sup>。さらに、フィンテック企業や関連機関は、AI技術やモバイル端末を用いた認知機能測定・見守り技術を開発し、認知症の早期検知や予防に向けた実証的な取り組みや研究開発を進めている<sup>44</sup>。もっとも、前章で見たように、これら民間サービスは契約に依拠するため法的安定性に乏しく、身上監護領域を補うこともできない。高齢者の間では情報理解力や経済力に格差があるため、都市部と比べて地方や低所得層に属する人々は、こうした民間サービスを利用しにくいという課題もある<sup>45</sup>。したがって、民間スキームを公的制度に位置づけるには、代理権情報を公的登録に結びつけ、不正取引検知や第三者照会に耐える仕組みを整えることが不可欠となる。

### 3.4 制度横断的な調整の必要性

#### 3.4.1 制度間連携の現状と課題

成年後見・信託・民間金融サービスは、それぞれ独自の論理で発展してきた結果、適用範囲や役割が重なり、利用者が最適な手段を選びにくい。後見制度と信託制度の間の移行や調整手続、銀行サービスとの接続ルールが明文化されていないため、制度間の移行が円滑に行われず、重複した契約や支援の中斷が生じることもある。各制度・サービスは個別に運営され、代理権や取引履歴を共有する仕組みもない。そのため、本人が複数の制度を併用する場合には、緊急時に情報が分散し、支援の継続性が損なわれるおそれがある。

#### 3.4.2 包括的支援システムの構想

---

<sup>43</sup> 第一生命の「ジャスト認知症保険」では、医師により器質性認知症と診断され、かつ公的介護保険の要介護1以上に認定されると認知症保険金（一時金）が受け取れる仕組みとなっている。第一生命保険株式会社「認知症保険はどういった場合に支払われますか？」

〈[https://www.qa.dai-ichi-life.co.jp/faq/show/975?category\\_id=5&site\\_domain=default](https://www.qa.dai-ichi-life.co.jp/faq/show/975?category_id=5&site_domain=default)〉（2025年9月12日閲覧）。

<sup>44</sup> 米国スタートアップのNeurotrackがスマートフォンを使った認知症検知・治療技術を開発し、国内でもSplink（認知症早期検知AI）、エム（脳MRI画像とビッグデータによる認知症リスク分析）などの技術開発が進められている。また、SOMPOホールディングスが米国ニューロトラック社と提携してアプリによる認知症予防サービスを開発するなど、日本の大手企業との業務提携による実証が進んでいる。THE BRIDGE「高齢化する日本がターゲット——第一生命なども出資、スマホを使った認知症の検知・治療「Neurotrack」が2100万ドル調達」〈<https://thebridge.jp/2019/06/cognitive-health-assessment-startup-neurotrack-raises-21m-series-c-pickupnews>〉、株式会社Splink公式サイト〈<https://www.splinkns.com/>〉、株式会社サムライインキュベート「全脳の画像とビッグデータで"未病段階"から認知症リスクを分析する『エム』へ出資決定」〈<https://prttimes.jp/main/html/rd/p/000000244.000014738.html>〉（以上、2025年9月12日閲覧）。

<sup>45</sup> 山口絢「高齢者の法的支援に向けた地域の支援ネットワークの実態と機能に関する事例研究」立教法学105号（2022年）213-237頁（とくに213-216頁）参照。

こうした制度の断片化を解消するには、地域包括支援センター等の既存インフラを活用しつつ、ワンストップ型の総合相談窓口を公的に整備し、法務・福祉・金融の専門家が協働して個別支援計画を策定・更新する仕組みが重要となる<sup>46</sup>。成年後見は最後のセーフティネットとして位置づけ、低所得層への公費支援と制度全体の監督・調整機能を担うことが期待される。他方、民間事業者は技術革新を活かした多様なサービスを提供し、競争を通じてコストとサービスの水準を改善していく。官民双方が機能分担を明確にし、既存の成年後見登記制度等の公的登録簿や承認手続との連携・拡張を進めることで、利用者は一元的な窓口で手続を完了できるようになる。

### 3.4.3 技術革新の活用と倫理課題

この連携を支えるインフラとして、代理権情報や医療・介護データを一元的に管理するデジタル・プラットフォームを構築し、AIによるリスク予測やIoTを活用した生活状況のモニタリングを行う仕組みが重要となる。ブロックチェーン技術を用れば、改ざん耐性を高めつつアクセス履歴を追跡可能にし、一定のプライバシー保護を実現することもできる。他方で、プラットフォーム化は個人情報の集中管理による漏えいリスクやデジタル・ディバイドを招く危険を伴う。したがって、プライバシー保護設計、アクセス支援策、意思決定過程の透明性確保といった倫理的セーフガードを整備し、人間の尊厳を守るための利用ガイドラインを策定することが不可欠である。

## 第4章 「尊厳」概念の法的構成

### 4.1. 尊厳概念の理論的基盤

#### 4.1.1. 人間の尊厳の哲学的基礎

近代における「尊厳」概念の原型は、イマニュエル・カントの道徳哲学に求められる。カントは『道徳形而上学原論』において、理性的存在者である人間は決して単なる手段ではなく、常に目的それ自体として遇されるべきだと論じた<sup>47</sup>。この命題は、人間が自律的に自己の意志を立法しうる点に尊厳の根拠を見いだすものである。尊厳の基礎は、自己決

<sup>46</sup> 福岡県大川市の「おひとりさま支援事業」では、市、社会福祉協議会、市成年後見センター、金融機関、医療機関、弁護士・司法書士・社会福祉士といった専門職チームが「大川市権利擁護ネットワーク会議」を通じて連携しており、身寄りのない人等への包括的支援におけるワンストップ型の実現可能性を示している。厚生労働省「大川市『大川市おひとりさま支援事業』」〈<https://www.mhlw.go.jp/content/001474439.pdf>〉（2025年9月12日閲覧）。

<sup>47</sup> イマニュエル・カント『道徳形而上学原論』（篠田英雄訳、岩波文庫、1976年）第2章。「汝の人格ならびに他のすべての人の人格のうちなる人間性を、決して単に手段としてのみ用いることなく、常に同時に目的として用いるように行はせよ」という定言命法の第二定式が該当する。

定能力を備えた人格の自律性、合理的判断を可能にする理性性、手段ではなく目的とみなされる価値性、すべての人に等しく備わる普遍性という4つの要素に整理できる。

現代の尊厳論は、認知症や知的障害など判断能力に制約のある人々への適用において、従来のカント的な理性的自律性を基盤とする枠組みの限界が指摘されている。この課題に対し、関係性・社会性・物語性の各視座から尊厳概念の再構築が試みられている。関係的尊厳論は、尊厳を個人の内在的属性として捉える従来の見方を批判し、他者や共同体との相互承認関係の中で構築される動態的概念として理解する<sup>48</sup>。社会的尊厳論は、潜在能力アプローチの観点から、就労や社会参加といった実質的自由の保障が尊厳の実現に不可欠であると論じる<sup>49</sup>。ナラティブ尊厳論は、人格的同一性を時間的連続性の中で捉え、判断能力の一時的低下があっても、その人の人生物語の一貫性と意味によって主体的アイデンティティは保持され得ると主張する<sup>50</sup>。

#### 4.1.2. 高齢者の尊厳の特殊性

高齢者の尊厳は、時間的連続性、身体性、認知機能という3つの次元から特徴づけられる。まず時間的連続性については、若年期から蓄積された価値観や家族・社会への貢献が過去に積み重ねてきたものとして尊重されるだけでなく、現在の残存能力を最大限に活用し、将来に希望や目標を持ち続けることも尊厳の一部を構成する。身体性については、加齢に伴う自立度の低下は不可避であるものの、適切な介助とプライバシーへの配慮を伴う支援が提供される限り、尊厳は保持される。認知機能の低下は「理性性」を要件とするカント的尊厳論に根本的な再検討を要請するが、近年の議論は判断能力の程度とは無関係に人が尊厳の主体であり続けることを強調する<sup>51</sup>。その際、過去の価値観や生き方を手掛かりに意思を推定し、本人の物語的連続性を法的に尊重する視座が重要となる。

以上の理論的整理は、高齢者の財産行為をめぐる私法的保護においても尊厳を基盤として再定位するための拠り所となる。次節では、この尊厳概念を具体的制度設計にどのように反映させるかを検討する。

---

<sup>48</sup> Martha C. Nussbaum, *Frontiers of Justice: Disability, Nationality, Species Membership* (Harvard University Press, 2006); Axel Honneth, *The Struggle for Recognition: The Moral Grammar of Social Conflicts* (Polity Press, 1992).

<sup>49</sup> Amartya Sen, *Development as Freedom* (Oxford University Press, 1999); Martha C. Nussbaum, *Creating Capabilities: The Human Development Approach* (Harvard University Press, 2011).

<sup>50</sup> Charles Taylor, *Sources of the Self: The Making of the Modern Identity* (Harvard University Press, 1989); Paul Ricoeur, *Oneself as Another* (University of Chicago Press, 1992); Alasdair MacIntyre, *After Virtue*, 3rd ed. (University of Notre Dame Press, 2007).

<sup>51</sup> Tom Kitwood, *Dementia Reconsidered: The Person Comes First* (Open University Press, 1997); Steven R. Sabat, *The Experience of Alzheimer's Disease: Life through a Tangled Veil* (Blackwell, 2001); 大熊由紀子『「寝たきり老人」のいる国いない国——真の豊かさへの挑戦』(ぶどう社、1990年)、認知症介護研究・研修東京センター編『認知症ケアの倫理』(ワールドプランニング、2019年) 参照。

## 4.2. 憲法的価値としての尊厳

### 4.2.1. 日本国憲法における尊厳の位置づけ

日本国憲法は 24 条 2 項で「個人の尊厳」を明記しているが、高齢者の権利保護を含むより広範な文脈では、学説および判例は主として 13 条前段の個人尊重原理をその憲法的根拠と解している<sup>52</sup>。「すべて国民は、個人として尊重される」との宣言は、人間が手段ではなく目的そのものとして扱われるべきだというカント的要請を含意し、人格権や自己決定権の護持を導く枠組みを与える。また、25 条が保障する「健康で文化的な最低限度の生活」は、尊厳ある生の物質的基盤を国家に確保させる点で「尊厳」概念と密接に関連する。

最高裁は、尊属殺重罰規定違憲判決（最大決昭和 48 年 4 月 4 日刑集 27 卷 3 号 265 頁）において「個人の尊厳と平等」を違憲判断の根拠とし、非嫡出子相続分違憲決定（最大判平成 25 年 9 月 4 日民集 67 卷 6 号 1320 頁）でも法の下の平等を「個人の尊厳」と結びつけて論じている。このように、「個人の尊厳」は憲法解釈上の重要概念として位置づけられ、高齢者の権利保護においても、画一的処遇を排し、個別的尊重を求める憲法的要請として機能すると解される。

### 4.2.2. フランス憲法における尊厳条項

フランスでは、人間の尊厳が重要な憲法的価値として確立されている。憲法院は 1994 年 7 月 27 日決定（生命倫理関連法の合憲性審査）において、1946 年憲法前文に基づき「人間の尊厳の保護は、あらゆる形態の隸属と墮落に対して憲法的価値を有する原則であることが導かれる」と明言した<sup>53</sup>。同決定はさらに、生命倫理関連法が「人間の尊厳の保護」という憲法原則の尊重を確保することを目的とする諸原則を表明している」と判示し、尊厳概念の憲法的地位を確固たるものとした。

このような憲法院の判断を受けて、2007 年法は「個人の自由、基本的権利、および人の尊厳の尊重」をその目的として明記し、高齢者支援制度に尊厳概念を組み込む根拠を付与した。2015 年包括法も、高齢者の権利と自由を明確化し、その尊重を国家的課題として位置づけている。

欧州基本権憲章 25 条も高齢者の「尊厳と自立した生活を送る権利」を承認しており<sup>54</sup>、フランスの制度設計にも影響を及ぼしている。これらの憲法的・法律的基盤は、MPF をは

<sup>52</sup> 芦部信喜『憲法学III 人権各論（1）〔増補版〕』（有斐閣、2000 年）5-8 頁、佐藤幸治『日本国憲法論』（成文堂、2011 年）387-390 頁参照。

<sup>53</sup> Conseil constitutionnel, décision n° 94-343/344 DC du 27 juillet 1994, Loi relative au respect du corps humain et loi relative au don et à l'utilisation des éléments et produits du corps humain, à l'assistance médicale à la procréation et au diagnostic prénatal, cons. 2 : 「il en ressort que la sauvegarde de la dignité de la personne humaine contre toute forme d'asservissement et de dégradation est un principe à valeur constitutionnelle」。

<sup>54</sup> Charte des droits fondamentaux de l'Union européenne, art. 25.

じめとするフランスの権利保護制度に「個人の尊厳、自由、意思の尊重」を中心とする規範的正統性を与えていた。

#### 4.2.3. 国際法における尊厳保障

国際法においても、尊厳は世界人権宣言1条や国際人権規約前文において「固有の尊厳」を出発点とする普遍的価値として確認されている<sup>55</sup>。高齢者に関しては、1991年の「高齢者のための国連原則」が独立・参加・ケア・自己実現・尊厳の5原則を提示し<sup>56</sup>、2002年マドリッド国際行動計画が尊厳ある高齢化を国際目標に据えた<sup>57</sup>。

さらに、障害者権利条約12条は、判断能力に障害がある人であっても「他の者と平等に法的能力を享有する」ことを確認し<sup>58</sup>、従来の代理人による意思決定から支援付き意思決定への転換を要請している。ここには、高齢者の認知症に伴う判断能力の低下を理由に、一律に法的能力を否定すべきではないという明確なメッセージが込められており、支援付き意思決定の仕組みを確立する必要性を強く訴える点で、極めて重要である。そして、この理念こそが、日本の成年後見制度改革における基本的な指針となっている。

以上の国際的展開を踏まえると、尊厳は、明文で規定されているか解釈により導かれるかを問わず、憲法体系の上位原理として機能し、高齢者支援制度の構築において、単なる政策目的ではなく法的義務としての重みを与えるものと解される。

### 4.3. 私法における尊厳の具体化

#### 4.3.1. 契約法における尊厳の配慮

日本の契約法は「尊厳」を明示的に掲げないものの、公序良俗（民法90条）や錯誤（同95条）を通じて高齢者の取引安全を確保してきた。暴利行為に関する判例は、窮屈や無経験に乘じた著しく不当な契約の無効を認めており<sup>59</sup>、高齢者支援の実質的基盤となっている。2020年民法改正により「基礎事情の錯誤」（改正前民法では「動機の錯誤」）が明文化され、認知症初期など判断力が不安定な場面での錯誤取消しに法的な基礎が付与された。さらに消費者契約法は、不実告知や不利益事実の不告知、困惑による締結など典型的な高齢者被害パターンを類型化し（消費者契約法4条各号）、情報提供義務による予防と、取消権による事後的救済を通じて、全体として被害の抑止的機能を果たしている。

---

<sup>55</sup> 世界人権宣言第1条（1948年12月10日採択）、市民的及び政治的権利に関する国際規約前文（1966年12月16日採択）。

<sup>56</sup> United Nations Principles for Older Persons, adopted by General Assembly Resolution 46/91, 16 December 1991.

<sup>57</sup> Madrid International Plan of Action on Ageing, 2002.

<sup>58</sup> 障害者の権利に関する条約第12条第2項（2006年12月13日採択、日本は2014年1月20日批准）。同条約は「支援を受けた意思決定（supported decision-making）」の概念を導入している。

<sup>59</sup> 最判昭和27年11月20日民集6巻10号1015頁参照。

フランスにおいては、尊厳概念が契約当事者にとって「盾と剣」の二面性を持つ、すなわち人格権や身体の不可侵性を害する契約を無効とする「盾」としての機能と、自己決定や新しい権利請求を積極的に支える「剣」としての機能の双方を備えるものとして展開されている<sup>60</sup>。2007年法により民法典に明記された「個人の自由、基本的権利、および人の尊厳の尊重」（フランス民法典415条参照）や、2015年包括法が高齢者の尊厳ある生活を国家的課題として位置づけたこととも結びつき、契約関係において尊厳概念がより重要な役割を果たすようになった。尊厳は弱い立場の当事者を保護する役割を果たすとともに、伝統的な意思自治の原則に対する制約としても機能し、契約法の根本的枠組みの再考を促している。とりわけMPFは「個人の尊厳、自由、意思の尊重」を中心とする契約型保護手段として機能し、従来の画一的な司法的保護に代わる柔軟な選択肢を提供している。

このように、日本が既存の民法・消費者保護法制の枠内で高齢者の取引安全を図るのに対し、フランスは尊厳概念を根拠に契約を無効化できるという意味での直接的保護を志向しており、両者は対照的である。

#### 4.3.2 財産法領域

日本の成年後見制度については、第3章でみたように理念として意思尊重を掲げながら、制度運用の現場では利益保護（財産の保全を中心とした安全重視の判断）が前面に出やすい点が課題とされてきた。しかし、近年は、障害者権利条約の趣旨を踏まえ、代理人による意思決定から支援付き意思決定への転換を通じて残存能力を最大限尊重する仕組みが重視されつつある。尊厳の観点からは、この流れを制度的にどう具体化するかが今後の課題である。他方、フランスの成年保護制度は、保佐から後見までの段階的構造に加え、本人意思の聴取や定期的見直し（5年ごとの更新審査）などの手続保障によって、尊厳を具体的に担保している。とくにMPFは「自律性・比例性・補完性」を指針とし、契約自由の枠内で柔軟に権限設定を可能にする点で、尊厳に基づく制度設計の典型といえる。信託制度は、本人の価値観や目的を長期的に維持・実現することにより尊厳を支える可能性を秘めるが、身上監護を欠くため、尊厳保障の観点からは他制度との相互補完が不可欠である。

#### 4.3.3 医療法領域

医療同意は尊厳実現の核心であるが、日本には包括的な医療意思決定代理制度がなく、ガイドラインが推定意思の尊重を求めるにとどまる<sup>61</sup>。このため成年後見人が医療同意権

<sup>60</sup> Jérémie Torres-Ceyte, « Le droit des contrats à l'épreuve de la dignité en France et au Québec », RJTUM n° 47-2, 2013, p. 175.

<sup>61</sup> 厚生労働省「人生の最終段階における医療・ケアの決定プロセスに関するガイドライン」（2018年改訂）〈<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisaku-iseki/0000197701.pdf>〉（2025年9月12日閲覧）。

を有するかは学説上も実務上も揺れており<sup>62</sup>、患者本人よりも家族の意思により治療方針が決定される課題も指摘されている。

これに対し、フランスは、2002年3月4日の患者の権利および医療制度の質に関する法律で十分な説明を受ける権利と治療拒否権を明文化し、患者があらかじめ指名する「信頼できる人（personne de confiance）」制度を創設した<sup>63</sup>。さらに2005年4月22日のレオネット法により終末期医療における患者の権利を法制化し<sup>64</sup>、2016年2月2日のクレス・レオネット法によって事前指示書（directives anticipées）の法的拘束力を高めて、その効力を無期限に保障した<sup>65</sup>。これらの法制化により、後見下にある人でも信頼できる人を自由に指名する権利が保障され、MPFの受任者がこの役割を果たすことも可能となっている。

こうした日仏の比較からは、私法の各領域で尊厳を具体的指針に据えるうえで2つの示唆が得られる。第一に、契約・財産・医療の各場面で尊厳侵害を排除する「明文の根拠」を設けることが、事後救済の可視性と予防的効果を高める。第二に、本人参加、定期見直し、意思推定といった要素を制度の運用過程に組み込むこそが、尊厳の実質化に不可欠である。

#### 4.4. 尊厳概念の具体化

##### 4.4.1. 尊厳保障の基本原則

高齢者の権利を実務において確保するためには、抽象的に語られる「尊厳」を具体的原則へと転化する作業が不可欠である。第一の原則は、自己決定の最大限の尊重である。判断能力が維持されている限り本人の意思・選択を優先し、能力が揺らぎ始めた局面においても可能な限り意思を聴取し続けることが求められる。意思確認が困難となった場合には、過去の価値観や生活史を手がかりに推定意思を導くべきである。この原則は、生命・身体への重大な危険や明白な公序良俗違反といった例外的事態においてのみ制約を受ける。

第二の原則は、最小侵害である。保護措置は、部分的な代理や期間を限定した対応を優先し、包括的代理権の付与はあくまで最終的な手段として位置づけることにより、自由の過度な剥奪を回避することができる。

---

<sup>62</sup> 堀田満生＝鈴木道代「成年後見人等による医療同意の現実と同意権付与を可能にする諸条件」北海道医療大学看護福祉学部紀要28巻（2021年）14-25頁参照。

<sup>63</sup> Loi n° 2002-303 du 4 mars 2002 relative aux droits des malades et à la qualité du système de santé。「信頼できる人」は公衆衛生法典L.1111-6条に基づき、本人が意思表明できない場合に意思を代弁し、その証言は他の証言に優先する。

<sup>64</sup> Loi n° 2005-370 du 22 avril 2005 relative aux droits des malades et à la fin de vie. 終末期医療において積極的治療から緩和ケアへの移行を認める等、自己決定権を強化した。

<sup>65</sup> Loi n° 2016-87 du 2 février 2016 créant de nouveaux droits en faveur des malades et de personnes en fin de vie. 事前指示書の期限を無期限とし（従来は3年）、法的拘束力を大幅に強化した。

第三の原則は、個別化の原則である。専門職によるアセスメントに基づいて支援計画を策定し、定期的な見直しを重ねつつ、多職種の協働を通じて本人の状況変化に即応する体制を整備することが求められる。

#### 4.4.2. 尊厳侵害の類型化

尊厳を侵す行為は、大きく直接侵害と間接侵害とに整理し得る。直接侵害には、身体的拘束や暴行、人格を傷つける罵倒、さらには財産を不当に処分させる経済的搾取が含まれる。高齢者が被害者となる特殊詐欺（令和6年には全体の65.4%を占める<sup>66</sup>）は、その典型であり、深刻な社会問題となっている。

これに対し、間接侵害には、保護の名目で生活範囲を過度に制限する「過保護」、集団活動からの排除による社会的孤立、年齢を理由とした一律のサービス制限などがある。これらは行為の違法性が表面化しにくく、しばしば「配慮」として正当化される。しかし、長期的には自尊心や社会参加を損ない、尊厳を著しく侵害する。現行の成年後見制度における画一的な包括代理権の行使や、高齢者の賃貸住宅入居を約7割の賃貸人が拒む現状<sup>67</sup>は、間接侵害の典型例である。

#### 4.4.3. 尊厳保護の評価指標

政策効果を測るには、アウトカム・プロセス・アウトプットという3つの観点から指標を設ける方法が一般的である<sup>68</sup>。アウトカム指標は制度の最終目標達成度を示すものである。権利侵害通報の推移や虐待認定の減少率といった客観的な安全指標に加え、本人の社会参加状況や意思決定支援に対する実感度調査を組み合わせることができる<sup>69</sup>。プロセス指標は制度運用の連携状況を測る。成年後見制度の利用状況、多職種連携会議の開催実績、関係機関間の情報共有頻度などを定期的に把握することが想定される。アウトプット指標は提供サービスの量的側面を示す。相談窓口への問い合わせ数や職員研修の実施状況などが典型的である。

---

<sup>66</sup> 警察庁「令和6年における特殊詐欺及びSNS型投資・ロマンス詐欺の認知・検挙状況等について（確定値版）」（令和7年5月23日）〈[https://www.npa.go.jp/bureau/criminal/souni/tokusyusagi/hurikomesagi\\_toukei2024.pdf](https://www.npa.go.jp/bureau/criminal/souni/tokusyusagi/hurikomesagi_toukei2024.pdf)〉（2025年9月12日閲覧）。

<sup>67</sup> 國土交通省「住宅確保要配慮者に対する居住支援機能等のあり方に関する検討状況について」資料2（令和3年度調査）〈<https://www.mlit.go.jp/policy/shingikai/content/001708224.pdf>〉（2025年9月12日閲覧）。

<sup>68</sup> 政策評価においては、最終的な成果（アウトカム）、実施過程（プロセス）、直接的な产出（アウトプット）を組み合わせた評価手法が政策評価に関する基本方針（平成17年12月16日閣議決定）で推奨されている〈[https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000499512.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000499512.pdf)〉（2025年9月12日閲覧）。

<sup>69</sup> 高齢者のQOL評価については、WHOQOL-BREF日本版等の標準化された尺度の活用が研究レベルで検討されている。ただし、尊厳概念の主観性を考慮した評価手法の開発は今後の課題である。

これら3種類の指標を体系的に運用することにより、制度利用の拡大のみならず、本人の自己決定が実質的に尊重されているかという質的側面を継続的に検証できる多面的な評価枠組みが構築されることが期待される<sup>70</sup>。

## 第5章 日本法への示唆

### 5.1. 比較法的考察から得られた日本法への示唆

日本とフランスの制度比較を通じて明らかになったのは、高齢者支援制度を個別施策の寄せ集めとしてではなく、尊厳概念を核とする3つの要請（自己決定の尊重、最小侵害、個別化）に即して再構成する必要があるという点である。具体的には、①成年後見・任意後見・信託など各制度の開始要件において本人の事前の意思表示や生活史をできる限り反映させ、②運用段階では代理人や支援者が日常的に本人の意思を確認し、その形成を補助する仕組みを整え、③効果の段階では包括的代理権の濫用を防ぎつつ財産処分や身上監護の範囲を個別事情に応じて調整することである。さらに、定期的な審査や異議申立ての手続を制度に組み込むことによって、本人の尊厳が実質的に保障され続ける。

家族、専門職、金融・不動産市場など多様な主体が関わる場面では、善意の「配慮」であっても長期的には尊厳を損なう間接的侵害に転じかねない。その危険を踏まえれば、制度設計の段階で透明性、説明責任、利益相反の管理を明確にしておくことが不可欠である。そのために新しい概念を導入する必要はなく、既存制度の接点を調整すれば十分に対応できる。たとえば、後見制度と信託の連携に際して監督方法を明確化することや、金融機関に高齢者対応のガイドラインを徹底させることは、現行法の枠組みでも実現可能である。

### 5.2. 制度改革の展望

制度改革の展望において重要なのは、まず代理決定に直結しない軽度の支援手段を制度上の選択肢として位置づけ、情報をわかりやすく示し、意思表明を補助し、選択肢を整理することによって、本人が決定主体であり続けられるようにする点である。医療同意や生活サービスの選択に際して、支援者が専門的情報を平易に説明し、本人の希望を引き出す仕組みが想定される。

契約型スキームを拡張する場合には、その開始要件・監督の仕組み・終了要件を、裁判所や代理人が本人に代わって関与する度合いに応じて段階的に設計し、介入は必要最小限に抑えるべきである。たとえば、少額の預金管理に限られる場合は定期的な報告義務で足

---

<sup>70</sup> 社会保障制度の評価においては、量的指標と質的指標を組み合わせた継続的モニタリングの重要性が指摘されているが、尊厳保護に特化した評価指標の確立には更なる研究が必要である。

りるが、不動産売却や大規模な資産運用を含む場合には第三者による監督人を置くことが考えられる。

尊厳の実質的な保障には、結論の当否そのものよりも手続の設計が決定的に重要である。そのためには、制度の運用過程における本人の参加を確保し（例：成年後見開始や信託契約の内容を決める際に、可能な限り本人の意向を聴取する）、決定理由を当事者に明示する仕組みを整え（例：家庭裁判所が後見開始を認める場合、その必要性と範囲を具体的に説明する）、保護措置を定期的に見直す体制を組み込み（例：一定期間ごとに後見や信託の内容を再評価し、必要に応じて縮小・終了を検討する）、不服申立ての経路を明確にする（例：本人や家族が決定に異議を唱えられるよう、審判や監督人の判断に対する申立て制度を保障する）ことが求められる。

これらの手続きを組み合わせることにより、高齢者支援制度は成年後見のような包括的で重い介入に依存する構造から、軽度で多様な支援手段を組み合わせる仕組みへと転換し、司法・福祉・私法の接点に生じがちな空白を埋めることができる。そこで問われるのは、制度を単純に増減させることではなく、支援の開始から終了に至るまでの介入の順序をいかに設計するか、そして必要に応じて縮小・撤回できる可逆性をどのように担保するかである。

### 5.3. 具体的制度設計の提案

前節で示した制度改革の展望をさらに具体化し、日本法における制度設計の方向性を提案する。以下では、短期・中期・長期の時間軸に応じた改革手順を整理した上で、契約型手段の整備、意思決定支援制度の法制化、包括的相談支援体制の構築という3つの柱を提示する。

#### 5.3.1. 段階的改革アプローチ

短期的には、現行成年後見制度の運用改善に重点を置くべきである。家庭裁判所による本人意思の聴取を徹底し、保護内容を個別事情に即して調整する運用指針を策定するとともに、定期的な必要性評価システムを導入することにより、過剰介入の回避と柔軟な制度利用を確保できる。加えて、後見人・信託受託者・金融機関担当者に対する権利擁護研修を義務化し、消費者被害の予防と尊厳配慮を高めることが求められる。

中期的には、任意後見制度の作成方式・効力発生要件の簡素化、監督制度の段階化を進めるとともに、家族信託の課税整理や自治体・福祉法人による「公的信託」の導入を検討すべきである。さらに、法・福祉・金融を横断する「高齢者権利擁護センター」を全国展開し、地域格差を是正する体制整備が課題となる<sup>71</sup>。

---

<sup>71</sup> 類似の既存組織として「地域包括支援センター」があるが、これは介護保険法に基づき設置され、介護予防・包括的継続的ケアマネジメント・総合相談支援・権利擁護を担う地

長期的には、高齢者の権利を横断的に規定する基本法の制定や、意思決定支援を独立法として制度化することにより、後見制度中心の枠組みを多元的に再編する必要がある。これにより、尊厳・自己決定・社会参加を基本理念とする持続可能な制度体系が確立される。

### 5.3.2. 契約型制度の整備（継続代理権証書）

フランスのMPFを参照しつつ、日本の法文化に適合させた契約型制度として「継続代理権証書」を提案する。本人が判断能力を有する段階で代理人を指名し、公正証書または私署証書認証（公証人法57条）によって意思を公的に記録する方式を採る。証書の効力発生は医師診断書と代理人の届出による自動発効とし、家庭裁判所の審判を不要とすることで、コスト削減と迅速性を担保する。

代理権の範囲は、①定型的取引、②積極的財産管理、③身上監護契約の3段階に区分する。各段階間の移行は医師診断と専門職の意見を踏まえて行い、原則として監督人は置かない。ただし、高額案件や申立てがある場合には、家庭裁判所が監督人を付す例外を認め、事案のリスクに応じた段階的な安全装置を備える。

### 5.3.3. 意思決定支援制度の法制化

代理による意思決定を補完する仕組みとして、新たに「意思決定支援員」（仮称）の資格制度を構想する。その基本原則は、①本人中心性、②最小限の介入、③エンパワメントの3点を掲げる。支援員は、専門的で複雑な情報を本人が理解できる形にかみ砕いて提示し（情報の平易化）、複数ある選択肢を整理し、意思表明を支援することによって、本人の自己決定を実質化する役割を担う。

資格取得は、社会福祉士・精神保健福祉士等の専門職に加え、所定の研修を修了した市民にも開放する。さらに、継続研修と行政による監督を通じて、その質を担保する。地域包括支援センターと連携し、必要に応じて後見制度や信託への移行を橋渡しする仕組みを整備することにより、軽度の支援から重度の保護までを段階的に組み合わせることが可能な、多元的な支援システムを実現できる。

### 5.3.4. 包括的相談支援システム

前述した「高齢者権利擁護センター」と連携し、その機能を支える包括的相談支援システムを整備する。自治体に総合相談窓口を常設し、法律・福祉・医療のワンストップ体制

---

域の拠点である。ただし、法的専門性を要する複雑事案については、専門職の配置や体制で限界がある。これに対し、本稿が提案する「高齢者権利擁護センター」は、成年後見・信託・消費者被害救済など法的性質の強い事案を扱う専門拠点として構想される。両者は競合するのではなく、一次相談を地域包括支援センターが担い、複雑・専門的事案を権利擁護センターに接続するという役割分担と連携を前提とする。

を確立する。さらに、多職種連携チームによる支援計画の策定・モニタリング、デジタル基盤による情報共有、AIを用いたリスク予兆分析を導入する。ただし、最終判断は専門職チームの合議に委ね、倫理的統制を確保する。

#### 5.4. 本研究の総括と今後の課題

本稿の学術的貢献は、次の3点に整理できる。第一に、尊厳概念を単なる抽象的理念にとどめず、自己決定の尊重・最小侵害・個別化という具体的な運用原理に還元した。この作業を通じて、「人間の尊厳」という観念的に扱われがちな理念を、私法の制度設計に直接つなげる枠組みを提示した。第二に、後見制度など強度の介入措置に先行させる軽度支援の体系を構想するとともに、契約型手段については介入の程度に応じた安全装置を比例的に設計する方法を示した。この2つの方向性を提示することによって、高齢者支援を一元的な後見モデルに依存させず、複数の制度を組み合わせて活用する必要性を明らかにした。第三に、比較法的検討の目的を制度移植の可否に限定せず、尊厳をいかに手続に埋め込むかという共通課題に着目した。このような視角により、日本の制度文化に即して意味を持ち得る含意を導き出し、比較法研究を日本の法制度の内在的課題に結びつける方法論的意義を明らかにした。

もっとも、本稿は尊厳概念の法的構成と比較法的検討に重点を置いたため、その射程を超える領域までは扱うことができなかつた。制度比較と理論的整理に主眼を置いた結果、実証的検証や技術的応用は十分に論じられていない。したがって、本稿で提示した枠組みの妥当性を確認し、さらに発展させるためには、今後の継続的な研究が不可欠である。とりわけ、制度運用が尊厳の質的向上にいかに結びつくかを追跡する実証研究（例：成年後見の利用者調査において、自己決定の実感や社会参加の回復をQOL指標で計量・分析する研究）、新技術の導入が尊厳保障とどのように調和し得るかを検討する学際的研究（例：AIによるリスク予兆システムが高齢者の自律性やプライバシーに与える影響を法学・情報学・倫理学が共同で検証する研究）、近接文化圏を含む広域的な比較研究を通じて理念の普遍性と文脈依存性を峻別する作業（例：韓国・台湾・シンガポールの高齢者支援制度と日本の制度を比較し、尊厳概念の運用差異を明らかにする研究）などが、今後の重要な課題となる。

#### 5.5. 結語

保護は尊重を侵さず、尊重は保護を免責しない。高齢者支援に関する法制度がこの原則から逸脱しないための基準は明確である。その基準とは、本人の意思が制度の始まりから運用過程、そして結果にどの程度まで反映されているか、裁判所や代理人による介入が必要最小限にとどまり、必要に応じて保護の縮小や撤回が可能な仕組みになっているか、である。本稿の比較法的考察が示したのは、こうした規範的な問い合わせにどう向き合うかという

姿勢である。立法と制度運用の実務、さらには学術的研究において、この姿勢が共有され、不斷に更新されていくことを望む。

### 謝辞

本研究の遂行にあたり、一般財団法人ゆうちょ財団 2024 年度研究助成の支援を賜った。審査委員の先生方からは貴重なご指摘とご示唆を賜った。ここに記して深甚なる謝意を表する。



# **新学習指導要領による金融経済教育の効果測定： 因果推論アプローチによる分析 (共同研究)**

実践女子大学 生活科学部 教授 高橋 桂子  
東洋大学 文学部 教授 栗原 久  
明治大学 商学部 教授 畑農 錐矢



# 要旨

## 1. 背景と問題意識

2018年告示の高等学校学習指導要領では、高等学校公民科や家庭科で「資産形成の視点」や「基本的な金融商品の特徴」、「長期・分散・積立」、「安全性・収益性・流動性」、「リスクとリターン」など金融経済教育に関する学習を行うことが指摘された。これは、政府の「資産所得倍増プラン」や成年年齢の引き下げ、老後資金問題などを背景に、若年層の金融リテラシー向上が急務とされたためである。

2022年4月高等学校入学生から現行の学習指導要領を反映した新しい教科書を用いた授業が実施され、この教科書で金融経済について学んだ1期生たちが2024年度に高等学校を卒業した。これにより、旧指導要領世代（調査時点の2025年3月で19歳以上）と新指導要領世代（2025年3月で18歳以下）を比較することで、教育効果の実証的検証が可能となった。

## 2. 研究目的と方法

以上の状況を踏まえて、本研究では現行の学習指導要領に沿った金融リテラシーを測定する調査票を独自に設計し、現行の学習指導要領で学んだ高校生たちの金融リテラシーが、学ばなかつた前の世代に比べて真に高いのか、因果推論アプローチに基づき、現行の学習指導要領への移行をトリートメント（処置）とするRDD（回帰非連続デザイン）分析を行うことを研究目的とする。

調査の概要は以下のとおりである。

調査方法：インターネット調査（Freeeasy社）

調査対象：16～22歳の男女計2,100名（処置群＝18歳以下、統制群＝19歳以上）

調査内容：金融リテラシーに関する知識・態度・行動、履修科目、属性など

評価指標：以下5分類の正答数を合成変数として設定

- ・ 基本リテラシー（Knowledge20）
- ・ 経済リテラシー（Econ4）
- ・ PISA類似設問（PISA8）
- ・ BIG5設問（BIG5）
- ・ 総合スコア（Total37）

## 3. 主な結果

主な結果は以下の通りである。

### ① 年齢による処置効果（U18 ダミー）

RDD分析では、年齢による処置（U18）が金融リテラシーに統計的に有意な影響を与えないことが確認された。1歳刻みの分析でも同様の結果であった。

## ② 履修科目の影響

「公共」「家庭基礎」の履修は、金融リテラシーの向上と有意に関連するという結果が得られた。特に「U18×公共」「U18×家庭基礎」の交差項は、複数のリテラシー指標で正に有意となった。これは新学習指導要領のもとで「公共」「家庭基礎」を履修するとリテラシーが高くなることを示している。

## ③ 男女別分析

「U18×科目」の影響は男女で差があり、男は「家庭基礎」で有意に正、女は「公共」で有意に正である。つまり、新学習指導要領の下で「公共」を履修することが女子生徒のリテラシー高めた可能性を指摘できる。多くの先行研究で男性の金融リテラシーに比べて女性の金融リテラシーの低さが懸念される中、この結果は重要な意味を持つ。

## 4. 考察と今後の課題

新学習指導要領への切り替えの時期そのものを処置として分析しても、有意な結果は得られなかつたが、指導要領の変更に伴う履修科目の変化が金融リテラシーに影響を与えていた。特に「公共」科目の導入は、女性の金融リテラシー向上に寄与しており、ジェンダーギャップは正の可能性も示唆される。調査票の設計上の課題（DK回答の欠如、男女比の偏り、IMC未導入など）も明らかとなり、次回調査に向けた改善が求められる。

教育・政策的インプリケーションは以下のようにまとめられる。金融経済教育の効果は、科目内容と履修状況に依存するため、単なる制度変更ではなく、授業内容の精緻化が重要である。「公共」や「家庭基礎」の教育内容をさらに充実させることで、若年層の金融リテラシー向上を期待できる。教科書の記述や教員の力量によって教育効果が左右されるため、教育現場への支援と指導体制の強化が不可欠である。

---

# 新学習指導要領による金融経済教育の効果測定：因果推論アプローチによる分析

---

高橋桂子・栗原久・畠農銳矢

## 1. 問題意識

現行の高等学校学習指導要領(2018(平成30)年告示)、および、同「解説」では、高等学校公民科や家庭科で「資産形成の視点」や「基本的な金融商品の特徴」、「長期・分散・積立」、「安全性・収益性・流動性」、「リスクヒリターン」など金融経済教育に関する学習を行うことが指摘された。

この背景には、政府が、長期の停滞に苦しむ日本経済の再生、あるいは、成長戦略の一環として金融教育の推進を唱えたことがある(2013年1月「日本経済再生に向けた緊急経済対策」)。国民の膨大な金融資産を活用してどのように経済成長を実現するか、ということである。また、成年年齢が18歳に引き下げられる民法改正が行われたこともある。これにより、金融リテラシーを身につけることが、消費者被害を防止するうえで強く求められるようになったのである。さらに、いわゆる「老後2000万円問題」をきっかけとして、若いときから資産形成に努めるべきであるとする考え方方が広まつたこともある。老後の生活を年金だけに依存できない現状から、若い頃からの備えが求められるようになったのである(注1)。

(注1) 現行学習指導要領が実施段階に入った2022年には、政府が「資産所得倍増プラン」を明らかにした。このプランの「第5の柱」とされたのが、「安定的な資産形成の重要性を浸透させていくための金融経済教育の充実」である。この指摘を受けて、金融経済教育を戦略的に実施するための中立的な組織として、金融経済教育推進機構(J-FREC)が設立された。

2022年4月高等学校入学生から現行の学習指導要領を反映した新しい教科書を用いた授業が実施され、この教科書で金融経済について学んだ1期生たちが、2024年度、高等学校を卒業した(注2)。

(注2) 高等学校の学習指導要領は、年次進行で実施される。したがって、2022年4月入学の一年生から現行の学習指導要領による授業がスタートし、彼(女)らが三年生になった2024年度には、三年制の全日制高校ですべての学年において2018年告示の現行の学習指導要領による授業が展開されることになる。なお、高校公民科の場合、「公共」が必履修科目であるが、この科目は「原則として入学年次及びその次の年次の2か年のうちに全ての生徒に履修させること」と規定されている。すなわち、「公共」は一年生、もしくは二年生が履修する科目であ

る。なお、実際には、第一学年で「公共」を履修する生徒が約半数、第二学年での履修が約半数である（三橋浩志「高等学校社会科（地歴科・公民科）の教育課程編成のマクロ的概況」中等社会科教育学会授業実践研究部会第26回例会（2023年6月4日）配布資料）。

そこでは効果的といえる金融経済教育が実施されたのか、1期生たちの金融リテラシーは想定通り向上したのか、そして彼らは金融経済について学ばなかった前の世代より、金融リテラシーが高いのか、などについて実証的な検討を行うこと、そしてこの分析結果を踏まえた上で、evidence-basedで授業構成、授業内容や方法に関する具体的な提案を行っていくことが求められる。

本研究では、現行の学習指導要領に沿った金融リテラシーを測定する調査票を独自に設計し、現行の学習指導要領で学んだ高校生たちの金融リテラシーが、学ばなかった前の世代に比べて真に高いのか、因果推論アプローチに基づき、現行の学習指導要領への移行をトリートメント（処置）とするRDD分析を行うことを研究目的とする。なお、調査票の設計は、高等学校（公民科、家庭科）の金融経済教育の実践に詳しい栗原と高橋が、統計分析は計量経済学を専門とする畠農が担当する。

## 2. 本研究の特徴

金融リテラシーに関する研究は内外で膨大な蓄積がある（Białowski et al. 2020; Lusardi & Mitchell 2014; OECD/INFE 2012; Sekita 2020; Walstad 2018; 伊藤2012; 家森・上山・柳原 2020）。しかしながら、本研究のように学習指導要領の変更による教育効果を科学的に検討した先行研究は管見の限り、見当たらない。また、金融リテラシーに関する分析手法は昨今では質的分析（Lebaron, Hill, Rosa, & Marks 2018）によるものも出てきているが、経済学領域で主流となりつつある因果推論アプローチによる研究はない。

本研究の特徴として、①1期生が卒業する2024-25年に実施するという時宜を得た研究である、②実証分析から教育的・政策的インプリケーションの導出が期待できる、③因果推論アプローチに基づいたRDD分析という最新の分析手法を採用している、などをあげることができる。

## 3. 高等学校学習指導要領(2018(平成 30)年告示)解説

### (1) 家庭科

- ・家庭科は「家庭基礎」（2単位）と「家庭総合」（4単位）の2科目があり、これら2科目のうち、いずれか1科目を必履修科目として履修する。一般に、「家庭基礎」の履修割合が高く、ほぼ8割を占めるといわれる。
- ・従来の学習指導要領までは、家庭科における消費領域のスタンスはdefensive（騙されないようにしましょう）であったが、2018年告示から直接金融、資産形成の視点が導入されるなど、金融に関する積極的な記述へと大きく転換している。

### 高等学校学習指導要領(2018年告示)解説

「C 持続可能な消費生活・環境」p38~

(1) 生活における経済の計画

ア 家計の構造や生活における経済と社会との関わり、家計管理について理解すること。

家計の構造や生活における経済と社会との関わりについては、可処分所得や非消費支出の分析など具体的な事例を通して、家計の構造を理解するとともに、家庭経済と国民経済との関わりなど経済循環における家計の位置付けとその役割の重要性について理解できるようにする。

家計管理については、収支バランスの重要性とともに、リスク管理も踏まえた家計管理の基本について理解できるようにする。その際、生涯を見通した経済計画を立てるには、教育資金、住宅取得、老後の備えの他にも、事故や病気、失業などリスクへの対応が必要であることを取り上げ、預貯金、民間保険、株式、債券、投資信託等の基本的な金融商品の特徴(メリット、デメリット)、資産形成の視点にも触れるようにする。

イ 生涯を見通した生活における経済の管理や計画の重要性について、ライフステージや社会保障制度などと関連付けて考察すること。

生涯を見通した生活における経済の管理や計画の重要性については、各ライフステージの特徴と課題、家族構成や収入・支出の変化、生涯の賃金や働き方、社会保障制度などと関連付けながら考えることができるようにする。また、将来を見通して、事故や病気、失業、災害などの不可避的なリスクや、年金生活へのリスクに備えた経済的準備としての資金計画を具体的な事例を通して考察できるようにする。

高等学校学習指導要領(2009年告示)解説

⑦ 生涯を見通した経済の計画を立てるために、生活と経済のつながりや主体的な資金管理の在り方、リスク管理など不測の事態への対応などにかかる内容を重視し、すべての科目に「生涯の生活設計」の内容を加えた

生涯を見通した経済の管理や計画については、家計の構造、家計における収支バランスや計画性にとどまらず、将来にわたるリスクを想定して、不測の事態に備えた貯蓄や保険などの資金計画についても関心をもたせる。

(1) 生涯の経済計画とリスク管理生活の基盤としての家計管理の重要性や家計と経済のかかわりなどについて理解させ、経済計画とリスク管理の必要性について考えさせる。今日の家計は、クレジットカードや電子マネーの普及などキャッシュレス化によって大きく変化しており、情報が氾濫する中で慎重な意思決定が求められていることを具体的な事例を通して理解させる。また、生涯を見通した経済の計画を立てる場合には、事故や病気、失業などの不測の事態や退職後の年金生活なども想定し、生涯賃金や働き方なども含め、リスクにどのように対応したらよいのかについて考えさせる。

・新学習指導要領で追加された概念理解(学習指導要領、同「解説」)

家庭科 「民間保険」「株式、債券、投資信託等の基本的な金融商品の特徴(メリット、デメリット)」などがある。

## (2) 公民科「公共」

高等学校公民科では、2018年の学習指導要領改訂により「現代社会」が廃止され、新しい必履修科目として「公共」が設置された。この科目は、第一学年、もしくは、第二学年での履修が求められている。すなわち、成年になるまでに学ぶ必要のある科目ということである。

「公共」では、「内容」の「B 自立した主体としてよりよい社会の形成に参画する私たち」において、「多様な契約及び消費者の権利と責任」を学ぶ（「(1) 主として法に関わる事項」）。ここでは、例えば、「多様な契約」に関わって、「私法に関する基本的な考え方」を学ぶとともに、「未成年者が契約する場合は、親権者等の法定代理人の同意が必要であり、未成年者が法定代理人の同意なく締結した契約は、本人または法定代理人が取り消すことができる」と取り上げることが求められている（「高等学校学習指導要領解説 公民編」）。従前の「現代社会」でも、「消費者に関する問題」に関わって契約について学ぶことになっていたが、未成年者が行う契約について特に指摘されることはなかった。「公共」の「多様な契約」に関わる学習では、成年年齢の18歳への引き下げにともない、特に未成年者の契約行為に関する学習が求められたのである。これを受け、「公共」の授業では、クリーリング・オフとともに、未成年者取消権が扱われることになる（注3）。

（注3）2018年検定済みの東京書籍の公民科教科書『現代社会』（「現社313」）には、「契約の取り消しや解除ができる場合」の事例として民法第5条が取り上げられているが、未成年者取消権の語はない。一方、2021年検定済みの同社の「公共」（「公共701」）では、未成年者取消権がゴシック体の文字で示されるようになった。

従前の「現代社会」「政治・経済」においても、「金融」は定番の学習内容であった。たとえば「現代社会」では、「金融の意義や役割」「金融市場の仕組み」「中央銀行の役割や金融政策の目的と手段」などとともに、「クレジットカードや電子マネーなどの普及によるキャッシュレス社会の進行、金融商品の多様化など」を学ぶことが求められていた。

2018年改訂の公民科「公共」でも、「(3) 主として経済に関わる事項」において、「金融の働き」について学ぶ。ここでは、「金融の意義や役割」「金融市場の仕組みと金利の働き」「各種金融機関の役割」「中央銀行の役割や金融政策の目的と手段」などとともに、「キャッシュレス社会の進行、仮想通貨など多様な支払・決済手段の普及」「様々な金融商品を活用した資産運用にともなうリスクとリターン」についても扱うことが求められている。公民科において、「資産運用にともなうリスクとリターン」などパーソナル・ファイナンスに関わる学習が求められたのははじめてのことであり、この点が、2018年版学習指導要領の大きな特徴の一つとなっている（注4）。

（注4）2018年検定済みの東京書籍の公民科教科書『現代社会』（「現社313」）では、「さまざまな決済の方法」として手形・小切手が取り上げられている。周知のとおり、2026年度末までには約束手形は利用廃止となり、小切手は電子化されることが決まっている。一方、2021年検定済みの同社の「公共」（「公共701」）では、手形・小切手にかかわる記述はなくなった。これに代わり、電子マネーやスマートフォン決済などのキャッシュレス決済が取り上げられるようになった。また、資産運用にかかわって、金融商品のリスクとリターン、安全性・収益性・流動性、長期・積立・分散投資、自己責任などが取り上げられるようになっている。

・新学習指導要領で追加された概念理解(学習指導要領、同「解説」。n=20)

公民科「公共」：法単元「多様な契約」「消費者の権利と責任」

経済単元「金融の働き」＝「革新的な金融サービス」「多様な支払い・決算手段の普及」「様々な金融商品」と「資産運用にともなうリスクとリターン」

## 4. 因果推論の手法に関する概要

因果推論(causal inference)に関して概念を説明したあと、差分の差分法(DID: Difference-in-Differences)とRDD(Regression-Discontinuity Design)について概要を紹介する。

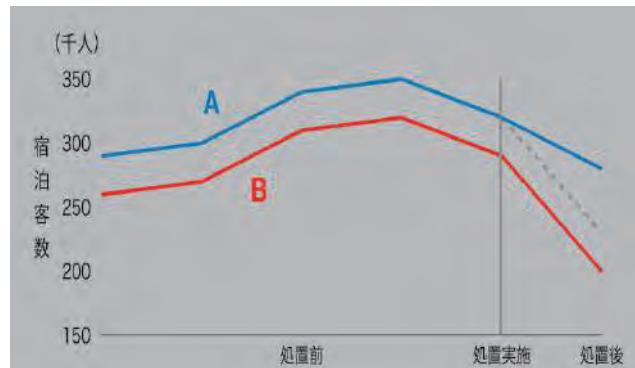
### (1) 因果推論とは

因果推論とは、インプットデータとアウトプットデータからその原因、結果の関係を統計的に推定していく考え方である。「EBPM (Evidence-Based Policy Making, エビデンスに基づく政策立案)」という考え方が浸透しつつあるが、そこでの最も重要な概念は、対象とする政策が各種アウトカムに与える「因果関係」である(川崎2020;63)、「教育政策の「投入」が「成果」に対してきちんと変化を引き起こすことができているか、例えば「学歴を伸ばす」という政策をとると、その人の所得を引き上げることができるかということを因果の関係で、原因と結果の関係として述べることができるか。相関関係、つまり2つの事柄の間の「傾向」だけでは不十分である(田中2024;55)といった記述から明らかのように、相関関係ではなく、因果関係を見極めていくことが大切である。

### (2) DID

「ある処置(例:政策、制度変更など)」が特定のグループに与えた影響を推定する時に使用する分析手法で、一般には「平行トレンド仮定」と「共通ショック仮定」の2つの仮定に基づく。学術的にはAshenfelter, and Card(1985)の論文までさかのぼるといわれる分析手法である。

(出典)矢内勇生



[https://yukiyanai.github.io/jp/classes/econometrics2/contents/slides/metrics2\\_topi c06\\_slides\\_pub.pdfPPT](https://yukiyanai.github.io/jp/classes/econometrics2/contents/slides/metrics2_topi c06_slides_pub.pdfPPT)

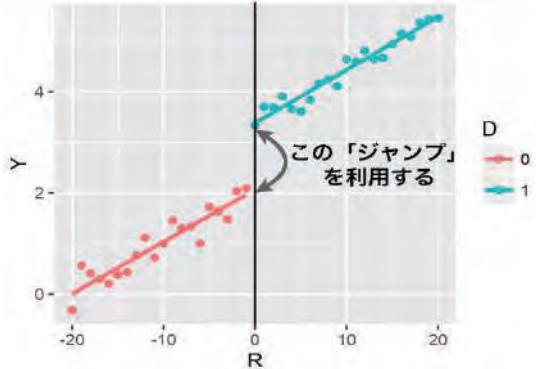
DIDの特徴は、①因果効果の推定が可能である:無作為化実験ができない状況でも「実験(処置)群(政策を受けたグループ)」と「対照(統制)群(政策を受けなかったグループ)」を比較することで、ある程度信頼できる因果推定ができる。②2つの差分を取る手法である:実験(処置)群と対照(統制)群について「時間」の差分(介入前と介入後での変化)と「グループ間」の差分を比較する。これ

により、共通の時間的トレンドを打ち消して「純粋な処置の効果」を抽出することが出来る。③「共通トレンド仮定」:平行トレンド仮説 (Parallel Trends Assumption) に依存しているが、これが最も重要な前提であり、この仮定が成り立たないとDID推定値はバイアスを含む可能性がある。そのためには、「時系列データ」と「グループデータ」が必要で、少なくとも2時点(介入前・介入後)、2グループ(実験(処置)群・対照(統制)群)データが必要となる。これらを満たした場合、DIDにより教育政策や教育施策の効果を定量的に評価することができる。

関沢(2023)は、EBPM(エビデンスに基づく政策形成)におけるエビデンスとは、「政策の因果効果を表す実証的根拠」と定義し、効果検証のレベルの高低で分析手法を区分している。それによると、最もレベルが高いレベル5がランダム化比較試験(RCT)、少し低いレベル4は回帰不連続デザイン(RDD)や操作変数法であるが、DIDはレベル3に配置されている。最も低いレベル2-1は介入群と対照群の1時点データを利用した分析、として纏めている。

### (3) RDD

RDDは、「世の中に存在する「境界線」を上手く使うと、誰も実験をしたわけではないのに「あたかも実験が起こったような状態」を考えることができる」という方法(伊藤2023;14)である。代表的な研究は、クラス人数がある閾値を超えると分割されるイスラエルを対象にクラスサイズと学力の因果関係を検証したAngrist and Lavy (1999)がある。



(出典)矢内勇生

[https://yukiyanai.github.io/jp/classes/econometrics2/contents/slides/metrics2\\_topi\\_c08\\_slides\\_pub.pdf](https://yukiyanai.github.io/jp/classes/econometrics2/contents/slides/metrics2_topi_c08_slides_pub.pdf)

川崎(2020)は、「RDDは、政策対象者の選定方法に不連続性がある場合に、操作変数法は、政策の参加状況とは相関するが、交絡変数とは相関しない操作変数と呼ばれる変数が利用可能な場合に、差分の差分法は、政策導入前後のアウトカムが計測可能な場合に適用できる」(p65)と整理している。

## 5. インターネット調査方法の概要

## (1) Research Question

- RQ1 金融リテラシーは、旧指導要領と新指導要領で有意に異なるか（新学習指導要領>旧学習指導要領、加齢効果を除いても段差が確認されるか）
- RQ2 金融リテラシーの効果は、どこに、どの程度、表れるのか
  - ・適切な家計管理・消費行動<行動>
  - ・直接金融への意識変化<意識>
  - ・直接金融への参加意欲<態度・意欲>
  - ・PISA直接金融への意識変化<意識>
- RQ3 先行研究との比較
  - ・自信過剰（主観的リテラシー）、近视眼的効果など（丸山2012）

## (2) 概要

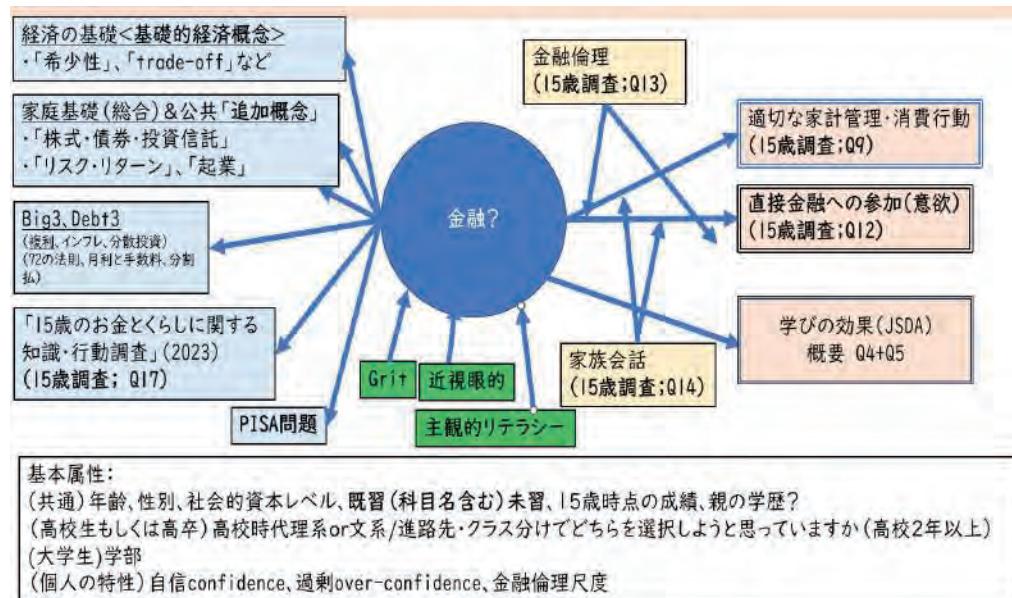
- ① 調査方法：インターネット調査（量的研究）
- ② 調査対象：実験（処置）群=2025年3月現在 16-18歳、対照（統制）群=2025年3月現在 19-22歳
- ③ 調査時期：2025年3月
- ④ サンプル数：合計 2100（実験（処置）群 300×3=900、対照（統制）群 300×4=1200）  
※サンプル数合計3000で申請していたが、インターネット各社、高校生モニター数が少なく、かつ男性サンプルが女性に比べて少なかった。その中でも、比較的若年者に強いFreeeasyでも16歳で「回収が見込まれます」と出るのは「300サンプル」。310サンプルでは「回収は難しいと思われます」となった。16歳サンプルで回収見込み最大が300サンプルであったため、対象とするすべての年齢で300サンプルとした。

また、男女同数もしくは人口比例によるデータ収集を試みたが、16歳サンプルで男女同数と設定すると200サンプル収集でも厳しい状況であった。そこで男女別に回収サンプル数を割当せずに、「合計300」による調査とした。

- ⑤ 調査内容：金融リテラシーに関する知識・態度・行動、既修未修、学部（大学生）など
- ⑥ 分析軸：年齢別、性別、社会的資本レベル、学部別など
- ⑦ 成果発表：日本経済教育学会（2025年9月頃）、日本経済学会（2025年10月頃）など
- ⑧ 調査対象者の属性（詳細）・回収サンプル数：
  - 調査時点で高校1年生と思われる16歳～高校3年生と思われる18歳、それぞれ300（男女計）。質問数28。
  - 調査時点で高等教育機関在籍学生もしくは社会人1年生以上と思われる19-22歳（男女計）
  - 合計 300×7歳=2100人。質問数27。
  - 男女、全国、職業全て（その他以外）、業種全て（その他以外）、
  - 世帯年収、居住形態（その他以外）、未婚、子供なし

## ⑨ 調査会社:Freeeasy

### (3) 研究の枠組み



### (4) 具体的な変数:リテラシー変数、コントロール変数、従属変数

#### ① リテラシー変数

- ・経済の基礎(n=4):「希少性」、「大学進学の機会費用」、「サンクコスト」、「トレードオフ」
- ・新学習指導要領で追加された概念理解(学習指導要領、同「解説」)  
公民科「公共」: 法単元「多様な契約」「消費者の権利と責任」  
経済単元「金融の働き」=「革新的な金融サービス」「多様な支払い・決算手段の普及」「様々な金融商品」と「資産運用にともなうリスクとリターン」

Q1		正しい	間違っている	わからない	公民	家庭科
1	18歳になった高校生が保護者に内緒で購入した商品の契約は取り消せる	1	2	3	●	◎
2	電話で注文しただけでは口約束なので、売買契約は成立していない	1	2	3	●	◎
3	「1ドル=120円」から「1ドル=140円」になったら、「円高」である	1	2	3	●	
4	日本に住む人がアメリカへ旅行に行くとしたら、円安・ドル高の時のほうがおみやげを安く買える	1	2	3	●	
5	円安は、一般的に、輸出が中心の日本の企業には有利だが、輸入が中心の企業には不利である	1	2	3	●	
6	給与の控除欄で引かれる社会保険料には「生命保険料」が含まれている	1	2	3		
7	定期預金「1年定期、年利1.2%」と「3ヶ月定期、年利4.8%」では、満期で発生する利息の金額は同じである	1	2	3		
8	預金保険機構に預金保険の保険料を払っているのは、預金者である	1	2	3		
9	株式会社は資本金1円から設立することができる	1	2	3	●	
10	クレジットカードを利用するときに、毎月の支払額が一定のリボルビング払いを選ぶと、手数料がかからない	1	2	3		

Q6		正しい	間違っている	わからな い	公民	家庭科
1 クレジットカードでは、一括払いなら利用者に手数料はかかるないが、3回以上の分割払いにした場合は、手数料がかかる	1	2	3		◎	
2 クレジットカードの支払いも、ローンの返済も、延滞すると信用情報機関の信用情報に載ることがある	1	2	3		◎	
3 消費者金融会社には、銀行と同じように、預金することができる	1	2	3	●		
4 株式投資にくらべ、銀行預金はローリスク・ローリターンである	1	2	3	●	◎	
5 持っている株を売りたいときは、その株を発行した企業に持っていくと買い取ってくれる	1	2	3			
6 投資をする場合、1社の株だけを買うことは、通常、株式投資信託（何社かの株式に分けて投資する金融商品）を買うよりも安全な投資である	1	2	3	●	◎	
7 債券の投資は、株式への投資に比べて、リスクが低く、リターンは少ない	1	2	3	●	◎	
8 株式、債券、投資信託の3つの金融商品の中で、最初に世の中に登場したのは投資信託である	1	2	3		◎	
9 投資信託は専門家に資金の運用を任せるので、損をすることはない	1	2	3	●	◎	
10 保険に加入する必要性が高いのは、発生頻度は低いが損害額が大きいものである	1	2	3			

家庭科 「民間保険」「株式、債券、投資信託等の基本的な金融商品の特徴(メリット、デメリット)」

・グローバルスタンダードである金融リテラシーのBig3、Big5、DebtリテラシーのBig3

・PISA問題(n=2)

※正答率があまりにも少ない問題は必要ない

※パーソナル・ファイナンスに関する記述は、2022年度施行前でも記述があった教科書もある(文教出版)し、担当する教員の関心・力量次第という所もあるが、2022年度版教科書で学んだからこそ、出来る問題を作成するようにした。

・15歳対象の「15歳のお金とくらしに関する知識・行動調査」から抜粋(n=4)

② コントロール変数

・金融倫理

・家族との会話頻度

・主観的リテラシー

・Grit尺度

・進学予定かどうか、高校時代、文系だったか理系だったか、両親の学歴(能力統一目的のため)

③ 従属変数

・適切な家計管理

・直接金融への参加意欲

## (5) サンプル属性

我々は学年を確認する目的で、調査では「2025年4月1日現在の年齢」の回答を求めた。この回答年齢(列表示)と調査会社から納品される年齢データ(行表示)とのクロスをみたものである。調査会社の年齢はアンケートサイトへの登録時、必須情報として入力したデータを基準に、該当月で自動更新される仕組みになっている、という。ただし、両者の年齢による一致率は9割であり、不一致の1割は、自分で回答した年齢の方が調査会社の自動更新年齢より高いものが多い。これは、登録時に自分の年齢を間違っていたか、もしくは4月1日現在=1つ上の学年と理解したためか、が不一致の原因として考えられる。

以降の分析においてどちらの年齢を活用するかその判断は難しいが、本稿においては「列年齢」=「Q18年齢」により分析を進める。その結果、実験(処置)群=16-18歳、対照(統制)群=19-21歳として分析を行う。

※22歳も調査対象とした理由は、19-22歳が大学生年齢に該当するため、高校生 v.s. 大学生という所属単位での分析のためである。本稿では、3学年として分析を進める。

年齢確認										
Q18年齢										
個数 / 行ラベル										
行ラベル	15	16	17	18	19	20	21	22	総計	
16	5	244	34	4	5	4	1	3	300	
17	2	3	266	17	4	3	1	4	300	
18	5	4	6	264	16	2	1	2	300	
19	6	2	4	8	252	19	4	5	300	
20	4	1	3	4	5	257	19	7	300	
21	3	3	2	3	8	265	16	300		
22	2	3	3	3	4	6	8	271	300	
<b>総計</b>	<b>27</b>	<b>260</b>	<b>316</b>	<b>302</b>	<b>289</b>	<b>299</b>	<b>299</b>	<b>308</b>	<b>2100</b>	
									887	

Q18年齢										
個数 / 行ラベル										
個数 / ID 列ラベル										
行ラベル	15	16	17	18	19	20	21	22	総計	
■女性	10	186	243	225	203	224	218	214	1523	
16	1	177	25	1	3	4	1	2	214	
17	1	2	208	16	2	1	1	3	234	
18	2	2	5	196	13	2			220	
19	3	1	2	6	177	13	1	4	207	
20	1		1	4	1	193	15	3	218	
21	1	3		1	3	7	195	15	225	
22	1	1	2	1	4	4	5	187	205	
■男性	17	74	73	77	86	75	81	94	577	
16	4	67	9	3	2		1		86	
17	1	1	58	1	2	2		1	66	
18	3	2	1	68	3		1	2	80	
19	3	1	2	2	75	6	3	1	93	
20	3	1	2		4	64	4	4	82	
21	2			1	1	70	1		75	
22	1	2	1	2		2	3	84	95	
<b>総計</b>	<b>27</b>	<b>260</b>	<b>316</b>	<b>302</b>	<b>289</b>	<b>299</b>	<b>299</b>	<b>308</b>	<b>2100</b>	

Q18年齢										
個数 / ID 列ラベル										
個数 / 行ラベル										
行ラベル	15	16	17	18	19	20	21	22	総計	
■その他	2	11	3			2	4	5	27	
15		2	243	2		3	3	3	4	260
16		1	298	4		4	3	3	3	316
17		2	242	4		9	38	1	6	302
18		2	13	14		38	196	9	17	289
19		2	3	24		38	191	18	23	299
20		1	4	27		23	199	14	31	299
21		3	52	12		193	31	17	308	
<b>総計</b>	<b>12</b>	<b>817</b>	<b>130</b>	<b>127</b>	<b>825</b>	<b>83</b>	<b>106</b>	<b>2100</b>		

個数 / 行ラベル										
個数 / ID 列ラベル										
個数 / 行ラベル										
行ラベル	15	16	17	18	19	20	21	22	総計	
■女性	9	603	86	96	584	66	79	1523		
15	1	3	1						3	2
16	1	177				1	2		3	186
17	1	231	3			2	1		2	243
18	2	179	1			6	32		5	225
19	2	7	11			33	130	7	13	203
20	2	1	14			30	146	14	17	224
21		2	21			18	140	13	24	218
22		3	35			6	133	24	13	214
<b>■男性</b>	<b>3</b>	<b>214</b>	<b>44</b>	<b>31</b>	<b>241</b>	<b>17</b>	<b>27</b>	<b>577</b>		
15	1	8	2			2	1	3	17	
16	1	66	2			2	1		2	74
17		67	1			2	2	1		73
18		63	3			3	6	1	1	77
19		6	3			5	66	2	4	86
20		2	10			8	45	4	6	75
21		1	2			6	59	1	7	81
<b>総計</b>	<b>12</b>	<b>817</b>	<b>130</b>	<b>127</b>	<b>825</b>	<b>83</b>	<b>106</b>	<b>2100</b>		

また、性別に注目すると、いずれの年齢においても女性が約3/4を占め、女性が多いサンプルとなっている。

## 6. 計量分析

### (1) リテラシー測定のための合成変数

本調査において金融リテラシーに関する設問は、表 1の通り合計37問である。これらのうち、基本的なリテラシーを確認するQ1(10問)とQ6(10問)の20問を「基本リテラシー」と呼び、その正答数をKnowledge20として被説明変数の1つとする。Q2~Q5の計4問は経済リテラシーを問うものであり、その正答数をEcon4として2つめの被説明変数としよう。Q7(4問)とQ13(4問)の計8問はPISA (Programme for International Student Assessment:OECD生徒の学習到達度調査)の出題と類似したもので独自に作成した問題である。その正答数をPISA8として3つめの被説明変数とする。Q8~Q12の計5問は金融リテラシーのBIG5と呼ばれる内容に対応しており、その正答数をBIG5として4つめの被説明変数とする。最後に、Knowledge20、Econ4、PISA8、BIG5の計37問を対象に、その正答数の合計をTotal37として5つめの被説明変数とする。これら5つの被説明変数が、本研究の最終的な評価指標である。

表 1 リテラシー測定の合成変数

変数名	内容	設問数	設問項目
Knowledge20	基本リテラシー	20	Q1(10問)、Q6(10問)の計20問
Econ4	経済リテラシー	4	Q2～Q5の計4問
PISA8	PISA 設問	8	Q7、Q13の計8問
BIG5	BIG5 設問	5	Q8～Q12の計5問
Total37	合計	37	上記全問計37問

## (2) 履修科目

表 2は、2022年度以降入学生を対象とした新学習指導要領と2021年度以前入学生を対象とした旧学習指導要領における公民科と家庭科の履修科目を対比したものである。2022年度入学生から適用される新学習指導要領では、高校公民科の「現代社会」が廃止され、新設された「公共」が必修科目となった。本調査実施時点(2024年度末、2025年3月)において18歳以下の者は高校在学中に「公共」を必修科目とするはずであり、旧学習指導要領の対象である19歳以上の者は「現代社会」または「政治経済」を履修したはずである。

家庭科については、「家庭基礎」(2単位)、「家庭総合」(4単位)のいずれかが必修となった。生活デザインが廃止されたことから、公民科ほど顕著ではないものの、「家庭基礎」、「家庭総合」への履修シフトが生じると予想される。大学受験と関係のない家庭科は進学校ほど単位数が少ない「家庭基礎」を履修する傾向にある。

表 2 履修科目

	現代社会	政治経済	公共	家庭科
2021 年度以前入学生	いずれか必修		なし	家庭基礎、家庭総合、生活デザインのうち1科目必修
2022 年度以降入学生	廃止	選択	新設・必修	家庭基礎、家庭総合のいずれか必修

表 3は、本調査における公民科・家庭科の履修状況を示したものである。現代社会の履修者は19歳以上で多く、公共の履修者は18歳以下に多い。政治経済については18歳以上で多く、17歳以下で少ない、現代社会と比較して、減少年に1年のずれがあることがわかる。これは、大学受験時の選択科目などに影響されているものと推測できる。家庭科は公民科ほど顕著な傾向を見せないが、家庭総合の履修者は若年ほど少なく、家庭基礎は18歳以下で多くなっている。15・16歳でやや少いのは、高校2年次以降に履修する者が少なくなっためであると考えられる。

なお、新学習指導要領では「現代社会」は廃止され、旧学習指導要領では「公共」は存在しない。したがって、制度との整合性を考えれば、18歳以下(新学習指導要領対象者)で「現代社会」を履修する者はいないはずであり、19歳以上(旧学習指導要領対象者)で「公共」を履修する者はいないはずである。しかし、調査結果のデータ上は制度と整合しない履修者

が数十名単位で存在する。回答者が科目名を誤って認識しているのか（たとえば公民を公共と誤認したなど）、設問の意図を理解していないのか、この集計結果だけでは判断できない。以下では、履修科目的データを敢えて操作せず、回答の通りとして利用する。ただし、後述するように、RDD分析の最後の段階において新学習指導要領対象を意味する18歳以下ダミー変数と組み合わせることにより、一定程度の対処が行われたものと考えることができる。

表 3 公民科・家庭科の履修状況

年齢	現代社会	政経	公共	家庭総合	家庭基礎	N
<b>15・16</b>	64	47	95	55	130	287
<b>17</b>	72	85	211	77	193	316
<b>18</b>	76	146	223	90	175	302
<b>19</b>	180	120	57	88	148	289
<b>20</b>	155	113	49	80	118	299
<b>21</b>	202	145	72	109	167	299
<b>22</b>	174	119	60	102	130	308
<b>総計</b>	923	775	767	601	1061	2100

表 4は、新学習指導要領の導入を処置とした場合に、科目の履修がどのように変化するのかを分析した結果である。新学習指導要領は2022年度以降入学生を対象とすることから、2025年度末の年齢により対象者を識別できる。すなわち、18歳以下は実験（処置）群であり、19歳以上は処置を受けない対照（統制）群である。処置の対象となるか否かを決める年齢を割当変数と考えれば、このデータはRDD（回帰非連続デザイン）の分析対象となる<sup>1</sup>。

そこで、表 4では、18歳以下に属する場合に1となるダミー変数(U18)を説明変数(割当変数)とし、各科目を履修するか否かを被説明変数(結果変数)として回帰分析を行っている。U18によって実験（処置）群と対照（統制）群を区別しているのである。分析結果によると、実験（処置）群(18歳以下)では、「現代社会」と「政治経済」の履修者は少なく、「公共」の履修者は多くなる。また、「家庭総合」の履修者は少なく、「家庭基礎」の履修者は多い。表 5は、U18を1歳刻みのダミー変数に分解した結果である。AGE16は15歳と16歳の者で1となるダミー変数、AGE17、AGE18はそれぞれ

<sup>1</sup> 教育経済分野でのRDDの応用例は数多く、近年でもCortes, Goodman and Nomi (2015)がある。年齢のような離散変数を割当変数とした研究例としてOreopoulos (2006)が挙げられる。RDDの実行については、川口・澤田 (2024)が詳しい。

17歳と18歳で1となるダミー変数である。基本的には表4と同じ傾向が読み取れるが、「政治経済」の減少が1年遅れること、15・16歳では「家庭基礎」の履修者がまだ多くないことがわかる<sup>2</sup>。

表4 新学習指導要領による履修科目の変化(RDD分析)

Dependent variable:					
	現代社会 (1)	政治経済 (2)	公共 (3)	家庭総合 (4)	家庭基礎 (5)
U18	-0.361*** (0.020)	-0.109*** (0.021)	0.385*** (0.019)	-0.072*** (0.020)	0.079*** (0.022)
Constant	0.595*** (0.013)	0.416*** (0.014)	0.199*** (0.013)	0.317*** (0.013)	0.471*** (0.014)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	0.129	0.012	0.157	0.006	0.006
F Statistic (df = 1; 2098)	312.209***	26.445***	390.988***	13.083***	12.973***

注: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01(以下同様)。

<sup>2</sup>最高齢の22歳を基準カテゴリーとして、19、20、21歳のダミー変数を含めた分析も行ったが、同様の結果が得られた。以降のRDD分析では19歳以上をひとまとめにし、18歳以下ののみを考察の対象とする。

表 5 新学習指導要領による履修科目の変化(年齢別)

	Dependent variable:				
	現代社会	政治経済	公共	家庭総合	家庭基礎
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
AGE16	-0.372*** (0.030)	-0.252*** (0.031)	0.132*** (0.028)	-0.126*** (0.030)	-0.018 (0.033)
AGE17	-0.367*** (0.029)	-0.147*** (0.030)	0.469*** (0.027)	-0.073*** (0.028)	0.140*** (0.031)
AGE18	-0.343*** (0.030)	0.068** (0.030)	0.539*** (0.028)	-0.019 (0.029)	0.108*** (0.032)
Constant	0.595*** (0.013)	0.416*** (0.014)	0.199*** (0.012)	0.317*** (0.013)	0.471*** (0.014)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	0.129	0.043	0.213	0.009	0.013
F Statistic (df = 3; 2096)	104.221***	32.654***	190.398***	7.116***	9.931***

### (3) 回帰分析

リテラシーについてRDD分析を適用する前に、通常の回帰分析を行って、リテラシーと相関のありそうな変数を見出しておこう。表 6は、5つのリテラシーを被説明変数、年齢ダミー、履修科目、女性ダミー(Female)<sup>3</sup>、持ち家ダミー(Residence)<sup>4</sup>、理系ダミー(Science)<sup>5</sup>を説明変数として回帰分析を行った結果である。金融リテラシーの実証研究では、ここで使用した説明変数のほか、学歴や職業なども有意な関係を持つことが多いが、高校卒業後に大学進学や就職などの意思決定が控えている

<sup>3</sup> モニターの登録情報である性別を利用した。女性の場合1をとるダミー変数である。

<sup>4</sup> モニターの登録情報である居住形態を利用した。持ち家(一戸建て)、持ち家(マンション)、賃貸(マンション)、賃貸(アパート)、社宅、寮・下宿、その他、のうち持ち家(一戸建て)と持ち家(マンション)の場合に1をとるダミー変数とした。

<sup>5</sup> 高校在学中の場合には、以下の設問で尋ねた。

「F6-1 あなたは文系、理系どちらですか。まだ文系・理系に分かれていない方は、どちらを選択しようと思っているか、お答えください。」

既に高校を卒業されている場合には、以下の設問で尋ねた。

「F7 高校時代、あなたは文系、理系どちらでしたか。」

いずれも「どちらでもない」「わからない」という選択肢を含むが、「理系」と回答した場合に1をとるダミー変数とした。

を考えると、学歴や職業の変数はU18と強い相関を持ち、U18の係数にバイアスをもたらす可能性がある。そのため、ここでは、学歴や職業にかかわる変数を用いなかった。

分析結果によると、年齢ダミーの係数はいずれも統計的に有意とならなかった。履修科目は家庭総合を除くと、いずれかのリテラシーと相関を有しているようである。属性については、女性ダミーの係数はEcon4を除いて有意に負、持ち家ダミーの係数は有意でなく、理系ダミーの係数はいずれも有意に正であった。

この年代では、持ち家と言っても保護者の所有であり、若者世代のリテラシーと関連は薄いようである。それに対して、女性ダミーと理系ダミーの係数が有意になることは、多くの先行研究と整合的である<sup>6</sup>。ただし、女性の割合や理系の割合は実験(処置)群である18歳以下と対照(統制)群である19歳以上で大差ない。実験(処置)群と対照(統制)群の比較において分布がランダムであれば、RDD分析において考慮する必要はない。

---

<sup>6</sup> Lusardi and Mitchell (2008)、Kadoya and Khan (2020)、丸山 (2022)、Bucher-Koenen et.al (2024)などを参照。近年では、正答数だけでなくDK(わからない)回答に注目した研究である中嶋(2018)や高橋・畠農・中村(2025)においても、性別や学歴が重要であると指摘されている。

表 6 リテラシーを被説明変数とした回帰分析

	Dependent variable:				
	Knowledge20	Econ4	PISA8	BIG5	Total37
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
AGE16	0.362 (0.389)	-0.021 (0.085)	0.066 (0.192)	-0.086 (0.100)	0.321 (0.636)
AGE17	-0.170 (0.401)	0.057 (0.088)	0.143 (0.198)	-0.082 (0.103)	-0.053 (0.657)
AGE18	-0.470 (0.407)	0.040 (0.089)	-0.235 (0.201)	-0.075 (0.105)	-0.741 (0.666)
AGE19	-0.124 (0.374)	0.001 (0.082)	-0.029 (0.185)	-0.071 (0.096)	-0.222 (0.613)
AGE20	0.275 (0.370)	0.063 (0.081)	0.188 (0.183)	0.049 (0.095)	0.576 (0.606)
AGE21	0.249 (0.371)	0.054 (0.081)	0.027 (0.183)	-0.013 (0.095)	0.317 (0.607)
現代社会	0.449* (0.243)	0.086 (0.053)	0.205* (0.120)	-0.031 (0.063)	0.709* (0.398)
政治経済	0.895*** (0.242)	0.194*** (0.053)	0.394*** (0.119)	0.120* (0.062)	1.604*** (0.395)
公共	0.780*** (0.268)	0.051 (0.058)	0.228* (0.132)	0.067 (0.069)	1.127** (0.438)
家庭総合	0.102 (0.243)	0.001 (0.053)	0.050 (0.120)	0.064 (0.062)	0.217 (0.398)
家庭基礎	1.210*** (0.225)	0.231*** (0.049)	0.557*** (0.111)	0.212*** (0.058)	2.210*** (0.368)
Female	-1.026*** (0.225)	-0.060 (0.049)	-0.331*** (0.111)	-0.360*** (0.058)	-1.778*** (0.369)
Residence	0.348 (0.213)	0.056 (0.046)	0.059 (0.105)	0.026 (0.055)	0.488 (0.348)
Science	1.328*** (0.226)	0.199*** (0.049)	0.572*** (0.112)	0.350*** (0.058)	2.450*** (0.370)
Constant	6.069*** (0.353)	0.957*** (0.077)	2.470*** (0.174)	1.080*** (0.091)	10.576*** (0.577)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	0.076	0.042	0.053	0.046	0.086
F Statistic (df = 14; 2085)	13.322***	7.499***	9.457***	8.277***	15.111***

#### (4) RDD による分析

いよいよ、5つのリテラシーを被説明変数（結果変数）として、新学習指導要領の導入を処置としたRDD分析を行おう。処置の対象となるか否かを決める年齢を割当変数としたRDD分析である。表 7は、U18を説明変数とした最も単純なケースである。いずれも処置効果は有意に計測されない。表 4において科目の履修に処置が有意な影響を及ぼしていたのとは対照的な結果である。

表 7 新学習指導要領の導入を処置としたリテラシーの RDD 分析

Dependent variable:					
	Knowledge20 (1)	Econ4 (2)	PISA8 (3)	BIG5 (4)	Total137 (5)
U18	-0.001 (0.209)	-0.005 (0.045)	-0.026 (0.102)	-0.031 (0.053)	-0.063 (0.343)
Constant	7.394*** (0.137)	1.281*** (0.029)	3.080*** (0.067)	1.090*** (0.035)	12.846*** (0.225)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	-0.0005	-0.0005	-0.0004	-0.0003	-0.0005
F Statistic (df = 1; 2098)	0.00001	0.012	0.066	0.338	0.033

表 8は、表 7のU18を1歳刻みのダミー変数に分解した結果である。基本的な結果は表 7と同様であり、対照（統制）群に対して実験（処置）群にあたる年齢層のリテラシーが特に高いとは言えない。

表 8 新学習指導要領の導入を処置としたリテラシーの RDD 分析(年齢別)

	Dependent variable:				
	Knowledge20 (1)	Econ4 (2)	PISA8 (3)	BIG5 (4)	Total37 (5)
AGE16	0.083 (0.311)	-0.110* (0.067)	-0.094 (0.152)	-0.066 (0.079)	-0.187 (0.512)
AGE17	0.027 (0.300)	0.038 (0.064)	0.160 (0.146)	-0.024 (0.076)	0.201 (0.493)
AGE18	-0.109 (0.305)	0.050 (0.065)	-0.156 (0.149)	-0.004 (0.077)	-0.220 (0.502)
Constant	7.394*** (0.137)	1.281*** (0.029)	3.080*** (0.067)	1.090*** (0.035)	12.846*** (0.225)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	-0.001	0.001	0.0002	-0.001	-0.001
F Statistic (df = 3; 2096)	0.087	1.530	1.109	0.248	0.198

### (5) 履修科目の影響

しかし、新学習指導要領の導入という処置の効果は、履修する科目によって異なる可能性がある。これまでの回帰分析の結果を見ても、履修科目の影響には大きなものがあると推測できる。そのことを簡単に確認するために、U18に加えて5つの履修科目ダミーを説明変数に加えた分析結果が表 9 である。「家庭総合」を除く多くの科目の係数が有意になることがわかる<sup>7</sup>。

<sup>7</sup> 以降では1歳刻みの分析結果を示さないが、U18のケースをほぼ同様である。

表 9 履修科目をコントロールしたリテラシーの RDD 分析

Dependent variable:					
	Knowledge20	Econ4	PISA8	BIG5	Total37
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
U18	-0.097 (0.248)	-0.00003 (0.053)	-0.038 (0.122)	-0.072 (0.064)	-0.207 (0.406)
現代社会	0.504** (0.246)	0.089* (0.053)	0.222* (0.121)	-0.031 (0.063)	0.784* (0.403)
政治経済	0.603** (0.239)	0.161*** (0.052)	0.257** (0.118)	0.057 (0.062)	1.078*** (0.393)
公共	0.639** (0.265)	0.064 (0.057)	0.196 (0.130)	0.057 (0.068)	0.957** (0.434)
家庭総合	0.095 (0.246)	-0.003 (0.053)	0.040 (0.121)	0.058 (0.064)	0.191 (0.404)
家庭基礎	1.310*** (0.226)	0.250*** (0.049)	0.604*** (0.111)	0.226*** (0.058)	2.389*** (0.370)
Constant	6.069*** (0.200)	1.032*** (0.043)	2.505*** (0.098)	0.949*** (0.052)	10.555*** (0.328)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	0.049	0.035	0.036	0.011	0.054
F Statistic (df = 6; 2093)	18.934***	13.777***	14.249***	4.945***	21.104***

次に、処置効果が履修する科目によって異なる可能性を検討しよう。そのために、処置を表すダミー変数U18と5科目の履修状況を表すダミー変数を掛け合わせた交差項を作成した。新学習指導要領という処置 (U18=1) の下で、各科目を履修していれば、交差項の値が1となり、その交差項の係数が、科目履修のリテラシーに及ぼす因果効果となる。

表 10がその推定結果である。Knowledge20、Econ4、Total37で「U18×公共」が1%水準で正に有意となっている。BIG5では有意ではないが、PISA8では10%水準で有意であった。「U18×家庭基礎」はKnowledge20、Total37について5%水準で正に有意であり、Econ4では10%水準で正に有意であった。新学習指導要領において履修が増加した「公共」と「家庭基礎」に注目すると、リテラシーの引き上げ効果が見られるのである。なお、5%水準で負に有意となったのは、Econ4における「U18×現代社会」と「U18×家庭総合」のみだった。

表 10 U18×履修科目によるリテラシーの RDD 分析

	Dependent variable:				
	Knowledge20 (1)	Econ4 (2)	PISA8 (3)	BIG5 (4)	Total37 (5)
U18×現代社会	-0.705 (0.431)	-0.205** (0.093)	-0.170 (0.212)	-0.082 (0.110)	-1.163 (0.709)
U18×政治経済	0.145 (0.406)	0.007 (0.087)	-0.016 (0.199)	0.047 (0.104)	0.183 (0.668)
U18×公共	1.066*** (0.394)	0.289*** (0.085)	0.377* (0.194)	0.098 (0.101)	1.831*** (0.649)
U18×家庭総合	-0.054 (0.402)	-0.188** (0.086)	0.002 (0.197)	-0.033 (0.103)	-0.272 (0.661)
U18×家庭基礎	0.870** (0.354)	0.104 (0.076)	0.332* (0.174)	0.120 (0.090)	1.427** (0.582)
Constant	6.977*** (0.120)	1.221*** (0.026)	2.914*** (0.059)	1.029*** (0.031)	12.141*** (0.198)
Observations	2,100	2,100	2,100	2,100	2,100
Adjusted R2	0.021	0.016	0.010	0.003	0.021
F Statistic (df = 5; 2094)	9.966***	7.837***	5.438***	2.078*	9.972***

#### (6) 男女別分析

先行研究の知見やすでに見た回帰分析でも確認したように、リテラシーの高低に対する男女差は無視できない重要な要因である。RDD分析の即して考えると、性別によって処置効果が異なる可能性がある。そこで、これまでの一連の分析を男女別に行った<sup>8</sup>。

まず、新学習指導要領の導入の科目履修に及ぼす効果を見たのが表 11(男)と表 12(女)である。公民科の3科目については男女で大差はない。すなわち、新学習指導要領の導入という処置によって「現代社会」と「政治経済」が減り、「公共」が増えたのである。家庭科では男女で有意性に差があった。いずれも「家庭総合」が減り、「家庭基礎」が増える傾向を見せているが、男では「家庭総合」の係数は10%水準でも有意でなく、「家庭基礎」でも辛うじて10%水準で有意に過ぎなかった。いずれも女では1%水準で有意であった。ただし、これはサンプルサイズの差から生じている可能性がある。すなわち、本調査では男のサンプルサイズが小さいことから、**推定誤差**が大きくなつて有意性が低く出たのかもしれない。

<sup>8</sup> ただし、本調査の男女のサンプルサイズは均等ではなく、データに歪みがあるかもしれない。この点は今後の課題としたい。

表 11 履修科目の RDD 分析(男)

Dependent variable:					
	現代社会 (1)	政治経済 (2)	公共 (3)	家庭総合 (4)	家庭基礎 (5)
U18	-0.300*** (0.039)	-0.093** (0.040)	0.334*** (0.037)	-0.046 (0.037)	0.082* (0.042)
Constant	0.524*** (0.026)	0.375*** (0.026)	0.173*** (0.024)	0.274*** (0.024)	0.408*** (0.027)
Observations	577	577	577	577	577
Adjusted R2	0.090	0.008	0.125	0.001	0.005
F Statistic (df = 1; 575)	57.674***	5.453**	82.980***	1.535	3.828*

表 12 履修科目の RDD 分析(女)

Dependent variable:					
	現代社会 (1)	政治経済 (2)	公共 (3)	家庭総合 (4)	家庭基礎 (5)
U18	-0.385*** (0.024)	-0.116*** (0.025)	0.403*** (0.023)	-0.083*** (0.024)	0.076*** (0.026)
Constant	0.623*** (0.016)	0.432*** (0.016)	0.210*** (0.015)	0.334*** (0.016)	0.496*** (0.017)
Observations	1,523	1,523	1,523	1,523	1,523
Adjusted R2	0.146	0.013	0.168	0.007	0.005
F Statistic (df = 1; 1521)	261.871***	21.494***	309.192***	12.296***	8.805***

次に、リテラシーを被説明変数、U18を説明変数とした分析を行った。表 13(男)と表 14(女)がその結果である。男では係数がすべて負になること、女では逆にすべて正になることが注目される。男では、新学習指導要領の導入という処置がリテラシーにマイナスに働き、女ではプラスに働いた可能性がある。ただし、いずれも統計的に有意でないケースが多いことには注意を要する。女ではいずれの係数も統計的に有意ではなく、男でもBIG5の係数が5%水準で、Total37の係数が10%水準で有意に負であるものの、他の3リテラシーについては10%水準でも有意でなかった。

表 13 リテラシーの RDD 分析(男)

Dependent variable:					
	Knowledge20	Econ4	PISA8	BIG5	Total37
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
U18	-0.586 (0.430)	-0.132 (0.092)	-0.312 (0.194)	-0.216** (0.108)	-1.246* (0.709)
Constant	8.312*** (0.278)	1.360*** (0.059)	3.408*** (0.125)	1.432*** (0.070)	14.512*** (0.458)
Observations	577	577	577	577	577
Adjusted R2	0.001	0.002	0.003	0.005	0.004
F Statistic (df = 1; 575)	1.861	2.077	2.591	3.975**	3.091*

表 14 リテラシーの RDD 分析(女)

Dependent variable:					
	Knowledge20	Econ4	PISA8	BIG5	Total37
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
U18	0.238 (0.236)	0.043 (0.051)	0.087 (0.120)	0.046 (0.059)	0.414 (0.387)
Constant	7.035*** (0.156)	1.250*** (0.034)	2.952*** (0.079)	0.957*** (0.039)	12.194*** (0.256)
Observations	1,523	1,523	1,523	1,523	1,523
Adjusted R2	0.00001	-0.0002	-0.0003	-0.0003	0.0001
F Statistic (df = 1; 1521)	1.015	0.726	0.528	0.604	1.143

最後に、U18と5つの履修科目の交差項を含む分析を行った。表 15(男)と表 16(女)がその結果である。この分析により、男女の差が浮き彫りとなった。表 15(男)によると、公民科の3科目の係数は有意にならなかったのに対して、「家庭総合」の係数が有意に負となり、「家庭基礎」の係数が有意に正となるケースが目立った。ただし、これは進学校において家庭基礎を履修する男子生徒が多いことを反映している可能性がある。進学校ほどリテラシーが高いとすると、「家庭基礎」の履修とリテラシーの間に正の相関が生じることに不思議はない。

表 15 U18×履修科目によるリテラシーの RDD 分析(男)

Dependent variable:					
	Knowledge20 (1)	Econ4 (2)	PISA8 (3)	BIG5 (4)	Total37 (5)
U18×現代社会	-1.210 (0.969)	-0.053 (0.207)	-0.025 (0.441)	-0.416* (0.246)	-1.704 (1.601)
U18×政治経済	1.461 (0.914)	-0.068 (0.195)	0.014 (0.417)	0.141 (0.232)	1.548 (1.510)
U18×公共	0.639 (0.808)	0.171 (0.173)	0.589 (0.368)	0.173 (0.205)	1.572 (1.334)
U18×家庭総合	-1.903** (0.872)	-0.374** (0.186)	-0.846** (0.397)	-0.410* (0.222)	-3.534** (1.441)
U18×家庭基礎	1.513** (0.719)	0.370** (0.154)	0.246 (0.328)	0.169 (0.183)	2.299* (1.188)
Constant	7.745*** (0.241)	1.242*** (0.051)	3.184*** (0.110)	1.332*** (0.061)	13.503*** (0.398)
Observations	577	577	577	577	577
Adjusted R2	0.025	0.019	0.008	0.009	0.024
F Statistic (df = 5; 571)	3.925***	3.188***	1.952*	2.103*	3.802***

表 16(女)では、Knowledge20、Econ4、Total37で「U18×公共」が1%水準で正に有意となっており、PISA8とTotal37で「U18×家庭基礎」が10%水準で正に有意である。この結果から、新学習指導要領の下で「公共」を履修することが女子生徒のリテラシー高めた可能性を指摘できる。多くの先行研究において、男性の金融リテラシーに比べて女性の金融リテラシーの低さが懸念される中、このような結果は重要な意味を持つ。

表 16 U18×履修科目によるリテラシーの RDD 分析(女)

Dependent variable:					
	Knowledge20 (1)	Econ4 (2)	PISA8 (3)	BIG5 (4)	Total37 (5)
U18×現代社会	-0.617 (0.474)	-0.248** (0.103)	-0.213 (0.242)	0.020 (0.120)	-1.058 (0.778)
U18×政治経済	-0.281 (0.446)	0.017 (0.097)	-0.038 (0.227)	0.030 (0.113)	-0.273 (0.732)
U18×公共	1.338*** (0.447)	0.354*** (0.097)	0.331 (0.228)	0.095 (0.113)	2.119*** (0.734)
U18×家庭総合	0.571 (0.445)	-0.131 (0.096)	0.279 (0.227)	0.092 (0.113)	0.812 (0.730)
U18×家庭基礎	0.635 (0.401)	0.002 (0.087)	0.372* (0.204)	0.110 (0.102)	1.118* (0.658)
Constant	6.663*** (0.137)	1.212*** (0.030)	2.806*** (0.070)	0.908*** (0.035)	11.588*** (0.225)
Observations	1,523	1,523	1,523	1,523	1,523
Adjusted R2	0.026	0.016	0.014	0.006	0.026
F Statistic (df = 5; 1517)	9.197***	6.001***	5.173***	2.808**	9.226***

## 7. 結論と今後の課題

本稿では、2018 年告示の現行の学習指導要領および解説で学習を行うことが指摘された「資産形成の視点」や「基本的な金融商品の特徴」、「長期・分散・積立」、「安全性・収益性・流動性」、「リスクとリターン」などリテラシーの理解度を測定する調査票を独自に設計し、16-22 歳の計 2100 を対象にインターネット調査を行った。評価指標として金融リテラシーを 5 分類(①基本リテラシー(設問数 20)、②経済リテラシー(同 4)、③PISA 設問(同 8)、④BIG5 設問(同 5)と⑤全設問計(同 37))として、因果推論アプローチにより学習効果を測定した。手法は、処置の対象となるか否かを決める年齢を割当変数と考えて RDD(回帰非連続デザイン)を採用した。

主な結果は以下の通りである。

- ① リテラシーを被説明変数とした RDD では、18 歳以下ダミー(U18)が効かないことが確認された(表 7)。1 歳刻みの年齢を用いた場合も有意でなかった(表 8)。
- ② 履修科目は有意なものがある(表 9)。U18 でも 1 歳刻み年齢でも同様である。
- ③ 「U18×科目」を説明変数に RDD を実施した(表 11)。18 歳以下(新要領のもと)での各科目履修の影響は、「U18×公共」と「U18×家庭基礎」が有意に正である。これは新学習指導要領のもとで「公共」「家庭基礎」を履修するとリテラシーが高くなることを示している。

④ 男女別分析では、履修科目は男女で同様の傾向であるが、家庭科については男の係数の有意性が低い（表11・12）。また、「U18×科目」の影響は男女で差があり、男は「家庭基礎」で有意に正、女は「公共」で有意に正である。つまり、新学習指導要領の下で「公共」を履修することが女子生徒のリテラシー高めた可能性を指摘できる。多くの先行研究で男性の金融リテラシーに比べて女性の金融リテラシーの低さが懸念される中、この結果は重要な意味を持つ。

また、分析過程で見つけた調査票の不備は、以下の通りである。

- ① 経済学に関する知識問題: DKが抜けていた。
- ② 男女比: いずれの年齢でも75%は女性になる。そもそも、若年層でモニターになるのは女性が多くなるようであるが、次回実施時は、マクロミル、クロスマーケティング、もしくは高校モニター数が多いといわれる「キューモニター」などで実施して男女比1:1を確保したい。
- ③ DKが発生するプロセスを識別するための質問が不在だった: たとえば「総理大臣は\*\*です」など誰でも判断できる問題を途中に2-3カ所配置したり、心理学研究で三浦・小林(2018)が採用したIMC(Instructional Manipulate Check)を用いて「努力の最小限化」を検出する手法をかけてチェックをかけることも必要であろう（家森・上山2012）。

以上

## 参考文献

- Bucher-Koenen, T., R. Alessie, A. Lusardi, and M. van Rooij (2024). "Fearless Woman: Financial Literacy, Confidence, and Stock Market Participation," *Management Science* (<https://doi.org/10.1287/mnsc.2023.00425>).
- Cortes, Kalena E., Joshua S. Goodman and Takako Nomi. (2015) "Intensive Math Instruction and Educational Attainment Long-Run Impacts of Double-Dose Algebra," *Journal of Human Resources*, 50(1), pp.108-158.
- 伊藤公一朗(2017)『データ分析の力 因果関係に迫る思考法』光文社.
- Kadoya, Y., and M. S. R. Khan. (2020). "What Determines Financial Literacy in Japan?" *Journal of Pension Economics & Finance*, 19(3), pp. 353-371.
- 川口康平・澤田真行(2024)『因果推論の計量経済学』日本評論社.
- 川崎賢太郎(2020)「農業政策の効果測定手法:回帰不連続デザイン」『農林水産政策研究』33号, pp.63-75.
- Lusardi, A. and O.S. Mitchell (2008). "Planning and Financial Literacy: How Do Women Fare?" *American Economic Review*, 98(2), pp.413-417.
- 丸山桂(2022)「子どもの金融リテラシーのジェンダーギャップに関する実証分析」『生活経済学研究』第55号, pp.159-178.
- 三浦麻子・小林哲郎(2018)「オンライン調査における努力の最小限化が回答行動に及ぼす影響」『行動経済学』45(1) , pp.1-11.
- 中嶋邦夫(2018)「『勘違い』と『わからない』の違い:金融と生命保険に関するリテラシーの多様性を考慮した分析」『ニッセイ基礎研究所 基礎研レポート』2018-03-28, pp.1-14.
- Oreopoulos, Philip. (2006). "Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education when Compulsory Schooling Laws Really Matter," *American Economic Review*, 96(1), pp.152-175.
- 関沢洋一(2023)「EBPM の基礎をなす政策の効果検証の入門の入門」RIETI 独立行政経済産業研究所. [https://www.rieti.go.jp/jp/special/special\\_report/195.html](https://www.rieti.go.jp/jp/special/special_report/195.html)
- 高橋桂子・畠農銳矢・中村賢軌(2025)「金融リテラシー測定におけるDK(わからない)回答の重要性—年収の回帰分析による検証—」, 2023 年度「日本 FP 協会研究奨励金 助成論文(未刊行).
- 田中隆一(2024)「学術講演会 教育を科学する:教育政策の実証分析入門」『経科研レポート』49号, pp.5-49.
- 田中隆一・両角淳良(2019)「全国学力・学習状況調査の小学校別結果公表が児童の学力に与える影響について」『フィナンシャル・レビュー』141号, pp.24-43.
- 渡辺寛之・佐々木昭洋(2021)「高校生の金融リテラシーとライフスタイル:大規模アンケート調査に基づく実証分析」『生活経済学研究』53号, pp.15-29.
- 吉村芳弘(2022)「差分の差分法(difference in differences):介入前後のデータから効果を検証」『リハビリテーション医学』59(11), pp.1093-1099.

# ESG 投資の促進要因としての金融リテラシーと 環境意識：アンケート調査に基づく検証 (共同研究)

神戸大学 経済経営研究所 教授 家森 信善  
名古屋学院大学 経済学部 教授 上山 仁恵



## 要旨

ESG 金融の観点からは、環境・社会課題への意識の高まりが、ESG 投資などの持続可能性を重視した金融行動に結びつくことが期待される。しかしながら、個人の環境意識が高いからといって、必ずしも ESG 投資が実践されるわけではない点には注意が必要である。この点に関して、Anderson and Robinson (2022) は、スウェーデンの家計を対象に行った実証分析において、環境意識の高い人々であっても、金融知識の不足により ESG 投資に消極的であるという結果を報告し、環境志向と金融行動との間にギャップが存在する可能性を指摘している。この知見は、サステナブルな価値観と具体的な投資行動とを結びつけるうえで、金融リテラシーの役割が極めて重要であることを示唆している。

我々はまず、家森・上山(2024)において、ゆうちょ財団が実施した「第 6 回くらしと生活設計に関する調査」(2023 年 11 月～12 月、回答者 1,938 人)の個票データを用いて、環境意識と金融行動の関係を分析した。その結果、環境意識が高い個人は、必ずしも金融リテラシーが高くなく、環境リテラシーが高くても金融リテラシーが低い人の場合、社会的に貢献度の高い企業への投資に積極的ではない傾向が見られた。この結果は、スウェーデンの家計を分析した先行研究と一致しており、環境意識が高い個人はしばしば金融知識に乏しく、金融行動を通じて環境に貢献できることを知らないことが一因であると考えられる。

しかしながら、「くらしと生活設計に関する調査」では、質問項目に限界があることから、我々は、全国 5,000 人を対象とした Web アンケート調査を 2024 年 11 月に実施した。環境意識の水準に応じた非線形効果や、金融リテラシーの構成要素(主観的・客観的知識、行動的態度)ごとの影響の違いに着目する点に本研究の新規性がある。

調査は、2024 年 11 月 13 日から 15 日の期間に Web 形式で実施され、楽天インサイト社の登録モニターのうち 20 歳以上の男女 5,000 人から有効回答を得た。具体的に主な結果をまとめると次の通りである。

第 1 に、ESG 投資の実施経験に対しては、主観的金融リテラシーが統計的に有意な正の影響を持っていた。金融知識と価値観が補完的に作用し、行動に結びついていることが示された。また、同様の傾向は「基本的な金融知識(BFL)」や「生活設計の意識(行動的リテラシー)」でも確認されたが、証券投資に関する知識(SIL)については有意な効果がみられなかった。このことは、ESG 投資が専門的・投資的判断というより、生活志向的・価値共鳴的な行動に近いことを示唆しており、広い意味で捉えられる金融リテラシーの内容によって行動との関連が異なる可能性がある。ただし、証券投資リテラシーの効果が現れなかった背景には、本研究での証券投資に関する知識の測定方法や捉え方に改善の余地があることも考慮すべきであろう。

第2に、SDGs債への投資行動に関しては、環境意識の影響が強く表れていた一方で、金融リテラシーの指標はいずれも統計的に有意に正の影響を示さなかった。特に注目すべきは、証券投資リテラシーにおいてマイナスの効果が統計的に有意であった点である。すなわち、証券知識の豊富な人ほど、SDGs債への投資に消極的である傾向がみられた。先行研究でも、高い金融リテラシー層ではリスク分散の制約やコストの高さからESG投資を回避する傾向を見いだしたものがあるが、金融リテラシーを細分化して証券投資リテラシーにおいてその傾向が顕著であることを見いだしたのは、本研究の独自の貢献である。

第3に、SDGsやESGといった「ラベリング」への懐疑的な態度が、金融リテラシーの高い層ほど強くなる可能性が指摘される。実際、「ESGの名称が付いている投資信託に魅力を感じるか」という設問においても、ラベリングを魅力的とする回答傾向は、リテラシーの低い層に強く、高い層ではむしろ否定的であった。この結果は、ラベリングを否定するものではなく、低金融リテラシーではあるが、環境投資を行いたい人に対して、安心して自らの意図に沿った投資ができる環境を整備する必要性を示唆していると言える。

第4に、環境意識や金融知識に関する学習経験と行動との関係を検討したクロス分析からは、家庭・学校・職場といった日常的な学習環境が、環境配慮型金融行動に影響を及ぼしていることが明らかとなった。特に、環境意識が高く、かつ学校で金融教育を受けた層においては、ESG投資の実施率が飛躍的に高まっている。また、企業や金融機関を選定する際に脱炭素化への取り組みを重視するかどうかについても、「家庭で脱炭素について学んだ」層では約6割が重視すると回答したのに対し、「学んだことがない」層では2割程度にとどまっていた。これらの結果は、教育の場が環境・金融意識の形成に果たす役割が極めて大きいことを示している。政策的にも極めて重要な示唆を持つ。

本研究の結果は、ESG／SDGsといった持続可能性に関する取り組みを、より生活者レベルで浸透させ、定着させていくうえで、金融教育と環境教育の両輪による支援が不可欠であることを示している。特に、知識や価値観だけでなく、それを行動に移すための「きっかけ」や「学びの場」の提供が重要であり、今後の金融教育政策、環境教育政策、さらには投資商品の設計・提示においても、こうした観点を踏まえた多層的アプローチが求められる。

# ESG 投資の促進要因としての金融リテラシーと 環境意識：アンケート調査に基づく検証<sup>#</sup>

神戸大学経済経営研究所 家森信善  
名古屋学院大学経済学部 上山仁恵

## 要旨

本研究は、個人の環境意識および金融リテラシーが、ESG 投資をはじめとする環境配慮型の金融行動にどのように影響を及ぼすのかを、2024 年 11 月に実施した全国 5,000 人を対象とする Web 調査データに基づき実証的に検証したものである。分析の結果、環境意識は ESG 投資の経験と統計的に有意な正の関連を持ち、とくにその効果は非線形的であり、高い環境意識を有する層において行動への結びつきが顕著であることが確認された。また、金融リテラシーについても、主観的評価(自己認識)、基本的な金融知識(BFL)、生活設計の意識(行動的側面)の各指標が、いずれも ESG 投資に対して有意な促進効果を有していた。一方で、証券投資リテラシー(SIL)は ESG 投資や SDGs 債への投資との間に有意な正の関係を持たず、特に SDGs 債においては有意な負の関係が観察された。これは、SIL の低い層ほどラベリングへの影響を受けやすいことを示しており、こうした層が安心して自分の意図に沿った投資判断を行えるよう、信頼性の高い情報提供環境の整備が求められる。さらに、(現在は低いレベルにある)ESG 関連商品の関心を高めていくためには、家庭や学校、職場における学習経験が重要な要因であることが確認された。本研究は、ESG 投資の普及に向けて、環境意識と金融リテラシーの両面からの支援が不可欠であり、なかでも生活接点における学びの機会の充実が行動変容を後押しするうえで極めて重要であることを示している。

---

<sup>#</sup> 本稿は、2024 年度にゆうちょ財団から研究助成を受けた共同研究「生活者の環境意識と金融行動」の成果の一部である。生活経済学会第 41 回研究大会（2025 年 6 月 22 日）において本研究を報告した際に、予定討論者の千葉商科大学の伊藤宏一先生から今後の発展につながる貴重なコメントをいただいた。記して感謝したい。

## 1. はじめに

近年、生活者の中では ESG や SDGs に関する認知が急速に高まっている。たとえば、朝日新聞社の「第 10 回 SDGs 認知度調査」(2024 年 1 月実施)によれば、「SDGs という言葉を聞いたことがある」と回答した人の比率は 88.7% に達しており、第 1 回(2017 年)の 12.2% から大幅な上昇を示している。また、「非常に関心がある」「少しある」と答えた人は 52.8% と、SDGs への社会的関心の高さもうかがえる。

ESG 金融の観点からは、こうした環境・社会課題への意識の高まりが、ESG 投資などの持続可能性を重視した金融行動に結びつくことが期待される。しかしながら、個人の環境意識が高いからといって、必ずしも ESG 投資が実践されるわけではない点には注意が必要である。

この点に関して、Anderson and Robinson (2022) は、スウェーデンの家計を対象に行った実証分析において、環境意識の高い人々であっても、金融知識の不足により ESG 投資に消極的であるという結果を報告し、環境志向と金融行動との間にギャップが存在する可能性を指摘している。この知見は、サステナブルな価値観と具体的な投資行動とを結びつけるうえで、金融リテラシーの役割が極めて重要であることを示唆している。

日本においても、家森・上山 (2024) は、ゆうちょ財団が実施した「第 6 回くらしと生活設計に関する調査」(2023 年 11 月～12 月、回答者 1,938 人) の個票データを用いて、環境意識と金融行動の関係を分析した。その結果、環境意識が高い個人は、必ずしも金融リテラシーが高くなく、環境リテラシーが高くても金融リテラシーが低い人の場合、社会的に貢献度の高い企業への投資に積極的ではない傾向が見られた。この結果は、スウェーデンの家計を分析した先行研究と一致しており、環境意識が高い個人はしばしば金融知識に乏しく、金融行動を通じて環境に貢献できることを知らないことが一因であると考えられる。

このように家森・上山 (2024) では、貴重な結果が得られたものの、「くらしと生活設計に関する調査」では、環境意識について明確な尺度を得られる質問や、サステナブル投資の実施状況についての明確な質問が行われていなかった<sup>1</sup>。また、金融リテラシーの尺度も 3 つの質問で構築せざる

---

<sup>1</sup> 環境意識に関しては、「環境にやさしい商品を選ぶ」という問い合わせに対する回答結果（4 段階）を利用した。

を得なかつた<sup>2</sup>。さらに、サステナブル投資をしていると判定できる回答者が非常に少なかつたために、統計的な検出力が弱かつたことも課題であつた<sup>3</sup>。

そこで、本研究では、日本において Anderson and Robinson (2022) と同様の傾向が観察されるかを明らかにすることを目的とし、全国 5,000 人を対象とした Web アンケート調査 (2024 年 11 月実施) のデータを用いて、環境意識と金融リテラシーが ESG 投資などの環境配慮型金融行動に与える影響を実証的に検証する<sup>4</sup>。とくに、環境意識の水準に応じた非線形効果や、金融リテラシーの構成要素 (主観的・客観的知識、行動的態度) ごとの影響の違いに着目する点に本研究の新規性がある。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では先行研究の整理を行い、第3節で調査の概要と回答者の環境面での行動について概観する。第4節で、分析の枠組みを説明し、第5節と第6節で、鍵となる変数 (環境意識と金融リテラシー) の構築方法を説明する。第7節では、Probit モデルによる実証分析を通じて、環境意識と金融リテラシーが ESG 投資に与える影響を検証する。第8 節は学びの経験が ESG 投資に与える影響について検証する。そして、第9節では結果の考察と政策的含意について述べる。

## 2. 金融リテラシーと ESG・SDGs 投資に関する先行研究

すでに紹介したが、本稿と最も関連が深い研究が Anderson and Robinson (2022) である。彼らは、「環境意識の高い家庭は、実際にグリーン投資をしているのか?」という問い合わせて実証分析を行った。その結果、環境意識が高くても金融行動は必ずしもグリーンではないこと (環境意識は高いが、金融的には「無関心 (disengaged)」という人が多数)、金融リテラシーが高い人だけが、ESG 志向を投資行動に反映していること、環境リテラシーが高くてもそれだけではグリーン投資にはつながらないことなどを見いだした。彼らは、「環境を大切にしたい」という意識を、実際の投資判

<sup>2</sup> ゆうちょ財団調査で、金融リテラシーの計測は、「預金保険の保護の対象の金融商品」、「金利 2% の 100 万円の預金の 10 年後の額」(複利)、「一社の株式購入と投資信託では、一社の株式購入の方が損益の揺れ幅が小さくなる」(分散投資) の正誤を尋ねた質問の正答数である。

<sup>3</sup> サステナブル投資の実施状況については、(リスク性の金融資産の保有目的として)「社会的に貢献度が高い活動をしている企業を応援するため」の回答を利用したが、当該選択者は 11 人であった。

<sup>4</sup> 回答結果は、家森・上山 (2025) において紹介している。

断に結びつけるには、投資行動に関する理解力・情報選別力(=金融リテラシー)が不可欠であることがわかったとしている。

Riedl and Smeets (2017)は、オランダの大手ミューチュアルファンド運用会社のデータに、行動実験とアンケート調査を組み合わせたユニークな方法で、SRI(社会的責任投資)ファンド保有の決定要因を分析した。その結果、主観的な投資知識(self-assessed investment knowledge)は、SRIファンドの保有可能性を高めるが、ポートフォリオ内の投資割合を減らす。これは、知識のある投資家は、ポートフォリオを広く分散するために、SRIファンドを一部にとどめる傾向があると考えられるからである。また、期待リターンが低いとSRIへの投資は減るもの、期待リターンが高くてもSRI投資は増えず、金融リテラシーによる合理的な判断というよりは、社会的価値観や動機がSRI投資に影響していると考えている。

Lanciano et al. (2024)は、イタリアの家計を対象に調査を行い(2022年 N = 5,000)、客観的金融リテラシーと、「持続可能な金融(ESG・SDGs)に関する知識(Sustainable Finance Literacy)」(の主観的評価)が、ESG投資(持続可能な投資)に対する持続可能な金融商品の保有行動、投資選択におけるサステナビリティの重視度や関心、ESG投資への興味、将来的な保有意向にどうつながるかを実証的に検証した。その結果、金融リテラシーはESG/SDGs関連知識と正の関係があること、ESG/SDGsリテラシーは、ESG投資行動と強く関連していること、また、投資助言を受けた人ほど、ESG投資に積極的であることを見いだした。したがって、金融リテラシーは、ESGやSDGsへの関心・理解を高め、サステナブルな投資行動を後押しする「土台」になるとされている。また、このことから、金融教育とサステナビリティ教育の統合が必要であると、彼らは主張している。

日本に関しても2つの研究がある。Gutsche, Nakai, and Arimura (2021)は、2020年に実施したオンライン調査(2,682人)を基にして、ESG投資(サステナブル投資)に対する認知の程度、実際にESG投資を行っている割合とその決定要因、今後ESG投資を行う意向と、それに影響する要因などについて分析を行っている。その結果、ESG投資の認知には金融リテラシーが強く関係している。一方で、金融リテラシーが高い人ほどESG投資をしていない傾向がみられた。彼らは、その理由の1つとして、ESG投資がリスク分散を制限するという認識を、リテラシーの高い投資家が持つためだと解釈している。他方で、他の多くの研究(例:ドイツ、オランダ、スウェーデン)では、環境意識や政治的リベラル志向がESG投資に強く影響しているが、日本の個人投資家では、環境価値観や政治志向がESG投資保有に有意な影響を及ぼしていないという結果を得ている。以上より、彼らは、ESG投資に関する「知識・意識」には金融リテラシーがプラスに働くが、実際に投資するかどうかには、「投資コスト」や「分散性の懸念」などの金融的合理性の判断が介在するので、ESG投資の普及には「感情」だけでなく、「能力と環境」の整備が鍵であるとしている。

Sticha and Sekita (2023) は、2022 年に 1,701 人を対象に実施した調査をもとに、ESG の基本知識を持っている人 (ESG リテラシーがある人) は、金融リテラシーのスコアも高いことを見いだした。たとえば、ESG リテラシーありの人では、金融の基本知識 (利子、インフレ、リスク分散の Big Three) の 3 間正解者の比率は 60% であったが、ESG リテラシーなしの人ではわずか 29% にとどまっていた。彼らは、ESG 要素を考慮した投資判断にはより多くの知識と情報処理力が必要であり、金融リテラシーの高さがそれを支えていると解釈している。そこで、単なる金融リテラシー向上だけでなく、ESG に関する基本的理解を含めた包括的な教育が必要であると示唆している。

このような先行研究を踏まえて、主観的金融リテラシーに着目した近年の行動経済学的な研究を意識して、主観的金融リテラシーと客観的金融リテラシーの両方を含めた分析を本稿では行う。

### 3. 「環境意識が投資行動に与える影響についての調査」の概要

#### (1) 調査実施の概要

本調査は、環境意識や金融リテラシーが投資行動に与える影響を明らかにすることを目的として実施したものである。質問項目の設計にあたっては、Anderson and Robinson (2022) の分析視点を踏まえつつ、日本における既存調査である消費者庁「令和4年度 第3回 消費生活意識調査」(2022 年 11 月実施) および、ゆうちょ財団「第6回 くらしと生活設計に関する調査」(2023 年 11 月～12 月実施) を参考に、環境意識に関する設問を構成した。

金融投資行動に関する設問は、日本証券業協会「個人投資家の証券投資に関する意識調査」、野村證券「ノムラ個人投資家サーベイ」(2024 年 6 月) を参考に作成した。また、金融リテラシーに関する設問については、筆者らがこれまでに実施してきた調査 (家森・上山 [2023a, 2023b]) で使用した質問票をベースにしており、主観的評価、客観的知識、行動的側面の三側面を意識した設計となっている。

調査は、2024 年 11 月 13 日から 15 日の期間に Web 形式で実施され、楽天インサイト社の登録モニターのうち 20 歳以上の男女 5,000 人から有効回答を得た。

#### (2) 回答者の金融取引の状況

図表 1 は、回答者の金融取引経験の状況を示している。「4. 預貯金」の保有率は 96.7% と最も高く、次いで「5. 生命保険」が 77.5%、「1. 株式」が 73.5%、「2. 投資信託」が 64.2% となっている。一方、「3. 公社債」および「7. 暗号資産(仮想通貨)」の保有率はともに 1 割程度、「6. FX(外国為替証拠金取引)」は 6.6% と、比較的低い水準にとどまっている。

また、「株式」あるいは「投資信託」について、「現在保有」または「過去に保有していた」と回答した者は4,783人(全体の95.7%)にのぼる。有価証券保有者(株式・投資信託・公社債のいずれかの保有経験あり)は4,813人(全体の96.3%)であり、一般的な生活者と比べてきわめて高い保有率が観察された。

このように有価証券の保有経験者が多数を占めている背景には、本調査が投資行動(と環境意識の関係)をテーマとしており、投資に関心を持つ層が回答する動機を持ちやすかったことが影響していると考えられる。

図表1 回答者の金融取引の経験の状況

	合計	る 現在保有してい	い 過去に保有して	な い 現在は保有して	な い 保有したこと	れ わからぬ／忘
1. 株式	5,000 (100%)	3,676 (73.5%)	487 (9.7%)	800 (16.0%)	37 (0.7%)	
2. 投資信託	5,000 (100%)	3,208 (64.2%)	640 (12.8%)	1,107 (22.1%)	45 (0.9%)	
3. 公社債	5,000 (100%)	549 (11.0%)	711 (14.2%)	3,626 (72.5%)	114 (2.3%)	
4. 預貯金	5,000 (100%)	4,834 (96.7%)	103 (2.1%)	43 (0.9%)	20 (0.4%)	
5. 生命保険	5,000 (100%)	3,874 (77.5%)	674 (13.5%)	420 (8.4%)	32 (0.6%)	
6. FX	5,000 (100%)	329 (6.6%)	437 (8.7%)	4,157 (83.1%)	77 (1.5%)	
7. 暗号資産	5,000 (100%)	553 (11.1%)	244 (4.9%)	4,124 (82.5%)	79 (1.6%)	

(注)複数回答可。

### (3) 回答者の社会的課題・社会貢献活動に対する関心

本調査では、社会的課題や社会貢献活動に対する関心の度合いについて、5つのテーマに関して質問を行った。図表2はその結果をまとめたものである。

「1. 気候変動」および「2. 地球環境問題(気候変動を除く)」に関しては、「非常に関心がある」または「ある程度関心がある」と回答した人が約8割に達しており、環境問題に対する社会的関心の高さがうかがえる。「4. 地域活性化・被災地支援」についても、同様に関心を持つ人が半数を超えている。

一方で、「3. ジェンダー平等」については、「全く関心がない」と回答した割合が 12.2%と他項目と比べて高く、「あまり関心がない」と合わせると約 3 割(32.5%)が否定的な関心レベルを示している。

また、「5. エシカル消費」に関しては「どちらともいえない」との回答が約 4 割を占めており、テーマへの理解や関心が未形成の層が一定数存在することが示唆される。

図表 2 社会的課題・社会貢献活動に対する関心度

	非常に 関心 がある	ある 程度 関心 がある	ど ち ら と も い え な い	あ ま り 関 心 が な い	全 く 関 心 が な い	わ か ら な い
1. 気候変動	1,193 (23.9%)	2,836 (56.7%)	549 (11.0%)	300 (6.0%)	109 (2.2%)	13 (0.3%)
2. 地球環境問題(気 候変動を除く)	952 (19.0%)	2,938 (58.8%)	693 (13.9%)	293 (5.9%)	111 (2.2%)	13 (0.3%)
3. ジェンダー平等	286 (5.7%)	1,595 (31.9%)	1,463 (29.3%)	1,014 (20.3%)	609 (12.2%)	33 (0.7%)
4. 地域活性化・被災 地支援	503 (10.1%)	2,850 (57.0%)	1,131 (22.6%)	375 (7.5%)	128 (2.6%)	13 (0.3%)
5. エシカル消費(倫 理的消費)	178 (3.6%)	1,442 (28.8%)	1,935 (38.7%)	716 (14.3%)	309 (6.2%)	420 (8.4%)

(注)割合は全体(N=5,000 人)に対する比率。

図表 3 は、気候変動への関心度合いと株式保有状況のクロス集計結果を示している。「気候変動に非常に関心がある」と回答した 1,188 人のうち、現在株式を保有している人の割合は 75.8% であった。一方、「関心がない」と回答した 405 人では、株式保有率は 69.9% にとどまった。

この結果から、気候変動に対する関心が高い人ほど、株式を保有している傾向があることがうかがえる。少なくとも、本調査の範囲においては、環境意識の高い個人が株式投資を忌避している様子は確認されない。

この傾向は、Anderson and Robinson(2022)がスウェーデンの家計を対象に報告した「環境意識の高い人ほど株式投資に消極的である」という結果とは、表面的には異なるように見える。ただし、本調査の回答者は株式保有者の割合が高く(全体の 73.5%)、投資に関心の高い層が多く含まれていることが影響している可能性がある。

なお、後述する詳細な分析では、同じように環境意識が高い人の中でも、金融リテラシーの程度によって ESG 投資などの環境配慮型投資の実施率に有意な差が生じていることが明らかとなる。したがって、環境意識だけではなく、金融リテラシーの程度が ESG 投資行動に影響を与える点で、本研究の結果は Anderson and Robinson (2022)と質的に整合的であると考えられる。

図表 3 気候変動への関心度合いと株式保有の状況

	現在保有している	現在は保有していないが、過去に保有していたことがある	保有したことない	人数
非常に関心がある	75.8%	10.9%	13.3%	1,188
ある程度関心がある	74.8%	9.0%	16.2%	2,817
どちらともいえない	70.2%	11.2%	18.6%	543
関心がない	69.9%	10.1%	20.0%	405

#### (4) 脱炭素化の重要性と金融知識の学習経験

図表 4 は、脱炭素化の重要性および金融知識について、どのような媒体や場面で学習経験があったかを尋ねた結果を示している。

まず、「学んだことがない」と回答した割合は、脱炭素化について 19.8%、金融知識については 14.2% であった。いずれのテーマについても 8 割以上が「何らかの学習経験がある」と回答しているが、金融知識に関する学習経験の方が、約 5% ポイント高い傾向がみられる。

具体的な学習媒体を見ると、脱炭素化の重要性については「新聞やテレビなどのメディア」(56.8%) が最も多く、次いで「インターネットのサイト」(35.0%)、「職場」(16.9%)、「書籍や雑誌」(16.0%) の順であった。一方、金融知識については「インターネットのサイト」(54.6%) が最多で、「新聞やテレビなどのメディア」(44.0%)、「書籍や雑誌」(33.2%)、「職場」(15.1%) と続いている。

両者に共通する特徴として、「学校」で学んだことがあると回答した人は、それぞれ 5% 前後にとどまっており、学校教育の場における金融・環境教育の浸透度は依然として限定的であることが示唆される。

図表4 脱炭素化の重要性と金融知識の学習経験

	1. 脱炭素化	2. 金融知識
1. 家庭	262 (5.2%)	371 (7.4%)
2. 学校	310 (6.2%)	224 (4.5%)
3. 職場	845 (16.9%)	756 (15.1%)
4. 新聞やテレビなどのメディア	2,840 (56.8%)	2,198 (44.0%)
5. インターネットのサイト	1,751 (35.0%)	2,730 (54.6%)
6. 書籍や雑誌	799 (16.0%)	1,660 (33.2%)
7. その他	121 (2.4%)	386 (7.7%)
8. 学んだことはあるが、どこで学んだか忘れた	138 (2.8%)	105 (2.1%)
9. 学んだことはない	990 (19.8%)	708 (14.2%)

(注)割合は全体回答数(N=5,000)に対する比率。

図表5 は、株式保有の有無によって、「脱炭素化の重要性」および「金融知識」について学んだ経験がないと回答した人の割合を比較した結果である。

まず、株式を保有している層においても、脱炭素化の重要性について「学んだことがない」と回答した人は2割弱おり、環境意識の涵養のための教育には一定の余地があることがうかがえる。このような層に対して、脱炭素化の意義や企業の取組に関する情報を適切に伝えることができれば、環境配慮型の株式投資(グリーン投資)の拡大につながる可能性がある。

一方で、株式を保有したことのない層では、「脱炭素化の重要性について学んだことがない」とする割合が約3割と、株式保有者よりも明確に高い傾向がみられる。加えて、この層(237人)のうち59%は、金融知識についても学習経験がないと回答しており、金融リテラシーの欠如と環境意識の希薄さが同時に存在していることが確認された。

この結果は、株式未保有層に対しては、脱炭素化の重要性に加えて、「投資によって環境貢献ができる」ことの認識を平行して広めることができ、行動変容を促す鍵となることを示唆している。すなわち、環境教育と金融教育を統合的に行うアプローチが、グリーン投資層の拡大に寄与すると考えられる。

図表 5 株式保有の状況別の学習経験のない人の割合

	現在保有している	現在は保有していないが、過去に保有していたことがある	保有したことない
脱炭素化	17.7%	18.1%	29.6%
金融知識	12.0%	14.0%	23.4%

## (5) 環境配慮型の金融行動の実践状況や意向

図表 6 は、環境に配慮した金融行動に関する意識と実践状況について尋ねた結果を示している。

### ① 環境関連情報の「わかりやすい開示」へのニーズ

まず、環境配慮型の投資を促進する上で、情報の「見える化」への要望が高いことが確認された。「2. 企業は脱炭素化の取り組み状況をもっと分かりやすく開示すべきだと思う」について「当てはまる」(「非常に当てはまる」と「ある程度あてはまる」の合計)と回答した割合は 49.2%、「8. 投資信託の ESG 対応状況を分かりやすく示す指標があると良いと思う」では 36.3% であった。

### ② 脱炭素化の取り組みの調査実施

一方で、ESG 情報を積極的に投資に活用している人の割合は限られている。たとえば、「1. 株式投資先の企業の温室効果ガスの排出量を、統合報告書などを見てよく調べる」に「全く当てはまらない」と回答した割合は 35.5%、「あまり当てはまらない」を含めると 64.6% に達しており、ESG 情報を調査して投資判断に反映している投資家は少数にとどまる。

### ③ 経済的・知識的障壁

環境配慮型投資における経済的・知識的な障壁も明らかとなった。「6. 少少のリターンが低くても脱炭素化に貢献する企業に投資したい」に「当てはまる」と回答したのは 14.5% にとどまり、多くの投資家は経済的利得を重視している傾向がある。

また、「9. 金融商品の手数料が高かつたり、利回りが低いために、環境に優しい投資をやめたことがある」とする投資家は 12.6% であり、コスト面が行動の抑制要因になっている実態も示された。

さらに、「10. 金融知識不足で環境に優しい商品を選べなかつたことがある」と回答した人は 17.8% にのぼり、金融教育によって選択可能性を高める支援の必要性が示されている。これらの投資家層にとって、前述のような「わかりやすい開示」や「簡便な指標」の整備が重要な支援策となることがわかる。

図表6 環境に配慮した金融行動の実践状況や意向

	まる に 當 て は	非 常 に 當 て は	は ま る 程 度 當 て	あ る 程 度 當 て	ど ち ら と も い え な い	ど ち ら と も い え な い	あ ま り 當 て は	あ ま り 當 て は	全 く 當 て は ま ら な い	全 く 當 て は ま ら な い	わ か ら な い
1. 株式投資先の企業の温室効果ガスの排出量を、統合報告書などを見てよく調べる	40 (0.8%)	483 (9.7%)	1,069 (21.4%)	1,453 (29.1%)	1,776 (35.5%)	179 (3.6%)					
2. 企業は脱炭素化の取り組み状況をもつと分かりやすく開示すべきだと思う	312 (6.2%)	2,152 (43.0%)	1,464 (29.3%)	494 (9.9%)	384 (7.7%)	194 (3.9%)					
3. 企業のESGに対する取り組みに強い関心を持つ	157 (3.1%)	1,179 (23.6%)	1,669 (33.4%)	1,050 (21.0%)	687 (13.7%)	258 (5.2%)					
4. 投資信託にESGの名称があると魅力的に感じる	91 (1.8%)	756 (15.1%)	1,765 (35.3%)	1,126 (22.5%)	957 (19.1%)	305 (6.1%)					
5. グリーンボンドを購入してみたい	64 (1.3%)	452 (9.0%)	1,546 (30.9%)	1,049 (21.0%)	1,186 (23.7%)	703 (14.1%)					
6. 少少のリターンが低くても脱炭素化に貢献する企業に投資したい	70 (1.4%)	653 (13.1%)	1,760 (35.2%)	1,241 (24.8%)	1,045 (20.9%)	231 (4.6%)					
7. 表明している脱炭素化の取り組みが、グリーンウォッシュでないかが気になる	222 (4.4%)	945 (18.9%)	1,694 (33.9%)	893 (17.9%)	800 (16.0%)	446 (8.9%)					
8. 投資信託のESG対応状況を分かりやすく示す指標があると良いと思う	249 (5.0%)	1,566 (31.3%)	1,577 (31.5%)	634 (12.7%)	566 (11.3%)	408 (8.2%)					
9. 金融商品の手数料が高かったり、利回りが低いために、環境に優しい投資をやめたことがある	121 (2.4%)	508 (10.2%)	1,182 (23.6%)	941 (18.8%)	1,864 (37.3%)	384 (7.7%)					
10. 金融知識不足で環境に優しい商品を選べなかつたことがある	133 (2.7%)	753 (15.1%)	1,583 (31.7%)	808 (16.2%)	1,195 (23.9%)	528 (10.6%)					

(注)割合は全体回答数(N=5,000)に対する比率。

## (6) 企業や金融機関の脱炭素化の取り組みについての重視度合い

図表7は、金融取引を行う際に、企業や金融機関が取り組む脱炭素化への姿勢をどの程度重視しているかを、金融商品別に尋ねた結果である。

全体的に見ると、脱炭素化の取り組みを「非常に重視する」と回答した割合は6~7%と少数にとどまり、最も低いのは「株主総会での議決」の3.7%であった。「ある程度重視する」と回答した割合はすべての項目で2割強にのぼり、「どちらともいえない」が約3割、「あまり重視しない」「全く重視しない」が合わせて3~4割程度であった。金融商品間での回答傾向には、際立った差異はみられなかった。

この結果は、企業や金融機関の脱炭素化に対する取り組みが、現時点では多くの生活者・投資家にとって金融取引時の決定的な判断材料とはなっていないことを示している。これは、ESG関連情報の入手の難しさや、脱炭素化の取り組みが金融商品の価値にどのように影響するのかに対する理解の不足などが背景にある可能性がある。

しかしながら、脱炭素化の進展には、企業や金融機関だけでなく、それらを取り巻く株主、預金者、保険契約者といったステークホルダーの意識と行動が重要な推進力となる。今後は、脱炭素化の取り組みが可視化され、それが取引の選好に反映されるような環境を整備していくことが求められる。

図表7 金融取引時の企業・金融機関の脱炭素化の取り組みに対する重視度

	非常に重視	ある程度重視	どちらともいえない	あまり重視しない	全く重視しない	該当しない／わからぬ
1. 株式投資を行う際、その企業	302 (6.0%)	1,323 (26.5%)	1,460 (29.2%)	992 (19.8%)	683 (13.7%)	240 (4.8%)
2. 株主総会での議決権行使する際、その企業	187 (3.7%)	1,168 (23.4%)	1,681 (33.6%)	905 (18.1%)	694 (13.9%)	365 (7.3%)
3. 預金をする際、その銀行や信用金庫	323 (6.5%)	1,147 (22.9%)	1,549 (31.0%)	1,007 (20.1%)	826 (16.5%)	148 (3.0%)
4. 投資信託を購入する際、その運用会社	327 (6.5%)	1,184 (23.7%)	1,515 (30.3%)	927 (18.5%)	794 (15.9%)	253 (5.1%)
5. 生命保険を選ぶ際、その生命保険会社	365 (7.3%)	1,223 (24.5%)	1,486 (29.7%)	883 (17.7%)	797 (15.9%)	246 (4.9%)

(注)割合は全体回答数(N=5,000)に対する比率。

図表8は、株式投資においてESG(環境・社会・ガバナンス)要因をどの程度考慮するべきかについての認識を尋ねた結果である。

「ESG要因を投資収益率以上に考慮する必要がある」と回答した者は9.3%と、ESGを最優先に据える投資家は少数派にとどまる。一方で、「ある程度は考慮すべき」とする回答が46.5%と最多であり、ESGとリターンの両立を志向するバランス型の認識が主流であることがうかがえる。「考慮する必要はない」とする回答は18.2%、さらに「わからぬ」が25.9%を占めており、認識が分かれる項目であることも確認された。

先に示した図表6の結果では、「リターンが低くても脱炭素化に貢献したい」とする回答は14.5%にとどまっていた。本項目の結果と合わせると、ESGのために明確に経済的リターンを犠牲にしても良いと考える投資家は少数にすぎず、一方でリターンのみを重視しESG要因を考慮しない姿勢の投資家も限定的である。大多数の投資家は、収益と社会的意義の両立を目指す中間的な立場にあるといえる。

なお、本設問は、野村證券が実施している「ノムラ個人投資家サーベイ」(2024年6月)で使用された質問文と同一である。ノムラ調査では、「ESG要因を投資収益率以上に考慮すべき」とする回答が我々の調査よりも約8ポイント高く、金融リテラシーや投資経験の違いによってESG重視度に差がある可能性も示唆される。

図表8 株式投資におけるESG要因の考慮の必要性

合計	5,000 (100%)	ノムラ調査 2024年6月
1. 株式投資は投資収益率が重要なのでESG要因を考慮する必要はない	912 (18.2%)	15.7%
2. 株式投資は投資収益率が重要ではあるが、ESG要因もある程度考慮する必要がある	2,326 (46.5%)	47.4%
3. 株式投資においてESG要因を考慮することは、持続可能な成長を達成する上で重要であり、投資収益率以上に考慮する必要がある	467 (9.3%)	17.2%
4. わからない	1,295 (25.9%)	19.7%

図表9は、ESG(環境・社会・ガバナンス)に関連した金融商品に対する関心の有無と、関心のある商品ジャンルを尋ねた結果である。

まず、「関心がない」と回答した割合は41.1%であった。逆に言えば、約6割(58.9%)の回答者が何らかの形でESG関連の金融商品に関心を示していることになり、ESG投資に対する潜在的な関心層の大きさがうかがえる。

関心のある具体的な商品ジャンルとしては、「1. 環境に配慮した企業に積極投資をする投資信託」が24.9%で最も高く、次いで「3. コーポレートガバナンス(企業統治)に優れた企業に積極投資をする投資信託」が23.7%、「7. 社会的インパクト投資(社会課題の解決を目指す投資)」が19.4%と続いた。

この結果は、ESGの中でも「環境(E)」および「ガバナンス(G)」への関心が比較的高く、「社会(S)」に関する投資(たとえば貧困削減や地域支援など)も一定の関心を集めていることを示している。

ただし、全体の4割以上が「関心がない」と回答しており、今後の課題としては、ESG投資の具体的な意義や仕組みに関する情報提供・教育によって、生活者の理解と関与を深めることが求められる。

図表 9 ESG に関する金融商品への関心の有無

1. 環境に配慮した企業に積極投資をする投資信託	1,244 (24.9%)
2. 女性の活躍への意識が高い企業に積極投資をする投資信託	568 (11.4%)
3. コーポレートガバナンス(企業統治)に優れた企業に積極投資をする投資信託	1,186 (23.7%)
4. グリーンボンド	574 (11.5%)
5. ESG インデックスに連動する ETF	677 (13.5%)
6. SDGs の全部、もしくは特定の目的に貢献する金融商品	731 (14.6%)
7. 社会的インパクト投資	968 (19.4%)
8. その他	158 (3.2%)
9. 関心がない	2,055 (41.1%)

(注)「4」:「グリーンボンド」とは環境事業の資金調達のために発行される債券

「5」:「ESG インデックス」とは ESG を総合的に評価し、評価の高い企業を組み入れたインデックス

「7」:「社会的インパクト投資」とは社会的課題の解決を資金調達の目的とすると同時に、経済的リターン(投資収益)の獲得を意図する金融商品

図表 10 は、脱炭素化の重要性や金融に関する学習経験の有無・媒体別に、ESG 金融商品への関心度を集計したものである。

脱炭素化の重要性について「家庭で学んだ」と回答した人のうち、45%が「環境に配慮した企業に積極投資をする投資信託」に関心があると回答しており、同様に「書籍や雑誌」で学んだ人でも43%と高い関心度がみられる。一方で、「学んだことはない」と回答した層では、「関心がない」が73%に達しており、脱炭素化に関する学習経験の有無が ESG 金融商品への関心に明確な差をもたらしていることが確認できる。

同様の傾向は、「学校」や「職場」など他の学習媒体においてもみられ、家庭、教育機関、職場などでの脱炭素教育が、投資への関心形成の契機となっている可能性がある。これは、脱炭素や ESG に関する情報が生活者に自然な形で伝わることが、金融商品の選好に影響することを示唆している。

こうした結果からは、ESG 投資を広げていくためには、狭い意味での投資教育の中だけでなく、家庭や社会的接点の中で自然に環境意識を高める教育・啓発の重要性がうかがえる。

図表 10 脱炭素化の重要性や金融の知識の学習経験別の ESG 金融商品への関心の度合い

	脱炭素化の重要性			金融の知識		
	1. 環境に配慮した企業に積極投資をする投資信託	4. グリーンボンド(環境事業の資金調達のために発行される債券)	9. 関心がない	1	4	9
1. 家庭	45%	27%	19%	37%	21%	25%
2. 学校	35%	25%	23%	30%	23%	26%
3. 職場	36%	18%	24%	33%	18%	29%
4. 新聞やテレビなどのメディア	31%	14%	33%	34%	15%	31%
5. インターネットのサイト	35%	18%	28%	30%	14%	35%
6. 書籍や雑誌	43%	22%	20%	32%	15%	31%
7. その他	35%	20%	26%	28%	13%	36%
8. 学んだことはあるが、どこで学んだか忘れた	14%	5%	51%	12%	4%	53%
9. 学んだことはない	9%	3%	73%	11%	4%	69%

(注)脱炭素化の重要性(や金融の知識)を学んだ場所別に、ESG 関連の金融商品への関心のある比率を示している。

## 4. 環境配慮型の金融行動の状況

### (1) 分析の基本枠組み

本研究の主たる関心は、個人投資家が環境に配慮した金融行動を実践するか否かが、どのように環境意識や金融リテラシーと関連しているかを、実証的に明らかにすることである。そのためには、まず本調査データをもとに、各回答者が「環境配慮型の金融行動」に実際に取り組んでいるか否かを判定する指標を構築する必要がある。そこで、本稿では「環境配慮型の金融行動」として、具体的には、ESG 投資の実施と、SDGs 債の保有を設定することにした。

この行動指標を被説明変数とし、また、説明変数として環境意識スコアや金融リテラシーの水準を導入することで、環境・社会への関心や金融知識が実際の行動にどのような影響を及ぼしているかを、Probit モデル等を用いて統計的に分析する。

## (2) 環境配慮型の金融行動の状況

### ① ESG 投資

本調査では、「あなたは「ESG 投資」についてご存知ですか。下記から当てはまるものを一つお選び下さい。「ESG 投資」とは、環境(Environment)・社会(Social)・企業統治(Governance)に配慮している企業を重視・選別して行う投資をいいます」という質問を行っている。図表 11 は、この質問に対する回答結果を示したものである<sup>5</sup>。

まず、「ESG 投資の内容を理解し、実際に ESG 関連金融商品に投資した経験がある」と回答した者は 252 人(全体の 5.0%)にとどまった。次いで、「ESG 投資の内容を理解しており、興味はあるが実際には行っていない」者が 905 人(18.1%)、「内容は理解しているが、特に興味はない」者が 554 人(11.1%)であった。これらを合わせると、ESG 投資の内容を認知している人は全体の約 34.2%(=1,711 人)となる。

このうち、実際に投資行動に移している層は認知者全体の 14.7%(=252/1,711 人)にとどまり、認知と実践の間にギャップがあることが確認される。

一方で、「ESG 投資という手法があることは知っているが、内容まではよく知らない」と回答した者は 845 人(16.9%)、「ESG 投資について全く知らない(聞いたこともない)」と回答した者は 2,444 人(48.9%)であり、ESG 投資に対する内容理解が十分に浸透していないことも明らかとなった。

このように、ESG 投資という言葉そのものは一定程度認知されつつあるが、内容の理解や投資行動への接続には依然として大きな課題が残されている。今後、ESG 投資に対する認知と関心を行動へと転換させるためには、情報のわかりやすい提供、成功事例の共有、具体的な投資手段の提示などが重要になると考えられる。

図表 11 ESG 投資に関する経験

	人数	比率
1. 内容を知っており、ESG 関連金融商品に投資したことがある	252	5.0%
2. 内容を知っており、かつ興味もあるが、ESG 投資を行ったことはない	905	18.1%
3. 内容は知っているが、特に興味はない	554	11.1%
4. ESG 投資という手法があることは知っているが、内容まではよく知らない	845	16.9%
5. 知らない(聞いたこともない)	2,444	48.9%

<sup>5</sup> ここで質問は、日本証券業協会「個人投資家の証券投資に関する意識調査」を踏襲している。

## ② SDGs債投資

2つ目の環境配慮型の金融行動の指標として、SDGs債への投資状況を利用した。すなわち、本調査では、「あなたは、SDGs債を保有していますか。保有していない場合、今後購入してみたいと思いますか。下記から当てはまるものを1つ選んで下さい。」(Q15<sup>6</sup>)と尋ねた。なお、調査票では、「SDGs債」とは、「SDGsの達成に貢献するような、環境・社会的プロジェクトの資金調達のために発行されるグリーンボンド(環境債)やソーシャルボンド(社会貢献債)などの債券を指します」という注記をつけている。

その結果が図表12である。SDGs債を「現在保有している」または「過去に保有していた」と回答した者は146人で、全体の2.9%にとどまっており、保有経験者はごく少数に限られる。

一方、SDGs債の保有経験はないが、「今後購入してみたい」と回答した者は26.2%にのぼり、潜在的な関心層の存在が確認できる。これに対し、「購入予定はない」とした者は全体の約7割に達しており、現時点ではSDGs債に対する投資行動が広く浸透しているとは言いがたい状況である。

SDGs債は、環境や社会課題の解決に資金を振り向ける金融商品であり、環境配慮型金融行動の一形態として注目されている。したがって、広範囲の投資形態や投資目的を含むESG投資経験に加えて、対象が明確となっているSDGs債の保有経験をもう一つの被説明変数として用いることで、環境意識や金融リテラシーがこれら異なるタイプの行動に与える影響を比較検討することが可能となる。

図表12 SDGs債の保有状況

	人数	比率
1. 保有している／保有していたことがある	146	2.9%
2. 保有したことはないが、今後、購入してみたい	1,311	26.2%
3. 保有したことはないし、今後も購入する予定はない	3,543	70.9%

## 5. 環境意識指数の構築

本研究では、個人の環境意識の強さを定量的に測定するために、Q6およびQ7に含まれる計10項目の設問に基づいて環境意識指数(スコア)を作成した。具体的には、Q6では環境配慮に

<sup>6</sup> 質問票の番号である。以下において、家森・上山(2025)を参照する利便のために、一部の質問について質問番号を記載している。

に関する態度を問う 5 項目、Q7 では環境や社会課題に対する関心度を問う 5 項目で構成されており、両者を合わせて 10 項目となる(図表 13 参照)。

スコアの算出にあたっては、Anderson and Robinson (2022) の方法論を参考に、各回答に点数を付与した。「強く同意する」には+2 点、「同意する」は+1 点、「どちらともいえない」は 0 点、「あまり同意しない」は-1 点、「全く同意しない」は-2 点とし、10 間すべての合計得点(-20 点～+20 点)を環境意識指数(EC)と定義した。

このスコアは、値が高いほど環境意識が強いことを示し、値が低いほど環境配慮の態度・関心が弱いことを意味する。本指標(環境意識)は、後述する実証分析において、環境配慮型の金融行動を説明する主要な変数として使用する。

なお、Anderson and Robinson (2022) では、Q6 に相当する項目のうち 3 間のみを用いて環境意識スコアを構成しているが、彼らの指標のうち 2 つは金融行動に関するものであり、金融行動のウェイトが大きい。そこで、本研究ではより広範な設問を反映させ、より多面的な環境意識の把握を試みている点に特徴がある。

図表 13 環境意識に関する変数の作成方法

質問番号	質問内容
Q6.1	私にとって、きれいな地球は経済的な幸福よりも重要である (Anderson and Robinson で採用)
Q6.2	環境的に持続可能な投資は、長期的に高いリターンを生む (Anderson and Robinson で採用)
Q6.3	環境的に持続可能な投資のみを行う投資信託に高い手数料を払う価値はある (Anderson and Robinson で採用)
Q6.4	環境に配慮した製品のためなら、もっとお金を払ってもよい
Q6.5	エシカル消費(倫理的消費)につながる行動について実践すべきである
Q7.1	社会的課題・社会貢献活動に対する関心度: 気候変動
Q7.2	社会的課題・社会貢献活動に対する関心度: 地球環境問題(気候変動を除く)
Q7.3	社会的課題・社会貢献活動に対する関心度: ジェンダー平等
Q7.4	社会的課題・社会貢献活動に対する関心度: 地域活性化・被災地支援
Q7.5	社会的課題・社会貢献活動に対する関心度: エシカル消費(倫理的消費)

スケールは-20 点～20 点。10 間の平均値は 2.76 点(標準偏差は 6.33 点)

## 6. 金融リテラシーの尺度

### (1) 金融リテラシー尺度の選択に関する先行研究

金融リテラシーには、大きく分けて客観的指標(金融知識テストによる評価)と主観的指標(自己申告による「自信」や自己評価)がある。両者はある程度相關するものの完全には一致せず、多くの調査で客観的指標と主観的指標の間のミスマッチが確認されている。たとえば、「金融リテラシー

調査 2022 年」では、知識テストの正答率が平均程度の層の過半数が自分の金融知識を「低い」と評価しており、客観的水準に比べ自己評価が控えめ(自信不足)である傾向が示されている。一方、知識が乏しい層が過大に自己評価する「過信」も指摘されており(いわゆる Dunning–Kruger effect)、十分に知識のない人が複雑な金融商品の真のリスクを把握できないまま購入して、過大なリスクを負うようなケースが心配されている。

従来から客観的な金融知識の高さが、退職準備、株式投資、緊急予備資金の保有、クレジットカード債務の抑制といった健全な金融行動と正の関連があることは示されてきた。たとえば、Lusardi and Mitchell (2007)は、アメリカの成人を対象とした調査データを用いて、正誤テストによる客観的金融知識(主に金利計算・インフレ理解・分散投資の知識)が退職準備行動(貯蓄、退職口座の利用)に強く関連することを実証している。また、van Rooij, et al. (2011)は、オランダのデータを用い、客観的金融知識(基礎+応用)と株式投資の参加率との間の正の関係を実証し、とくに、高度な金融知識(リスク分散やインフレ調整等)を持つ人ほど、株式投資を行う傾向が強いことを示した。また、Lusardi and Tufano (2015)は、借入に関する客観的知識(debt literacy)と、クレジットカード債務・高利ローンの回避といった借金管理行動との関係を分析し、知識の低さが過剰債務の一因であることを明らかにしている。

このように、客観的金融リテラシーが金融行動に影響をする研究は多いものの、近年、自己評価による金融知識(自信)が、客観的知識よりも行動に強く影響するという研究も増えてきた。

たとえば、Allgood and Walstad (2016)は、米国の大規模調査データ(NFCS、28,146 人)を用いて、金融リテラシーの主観的評価と客観的評価の両方が、クレジットカード、投資、ローン、保険、専門家への相談といった 22 の金融行動にどう関係するかを分析した。まず、両者の相関は低く、「知識はないが自信はある」「知識はあるが自信がない」のいずれかに該当する人が多く、主観的金融リテラシー(自信)と客観的金融リテラシー(知識)は別物であるとした。そして、金融行動には主観的・客観的知識の両方が影響するが、主観的知識の影響の方が一貫して強い傾向にあることを見いだした。とくに、投資、ローン比較、保険の見直し、金融アドバイスの利用などでは、自信のある人ほど積極的な行動をとっていた。もちろん、最も好ましい金融行動をとっていたのは、「知識もあり、自信もある人」であった。

Anderson et al. (2017)は、米国のビジネス SNS「LinkedIn」のユーザーを対象に、大規模な金融リテラシー調査を実施し、客観的金融リテラシー(実際の知識)と主観的金融リテラシー(自分は金融に詳しいと思っている自信)の違いが、個人の金融行動にどう影響することを見いだした。その結果、主観的金融リテラシーの方が行動に強く影響することを見いだした。すなわち、「老後資金の計画を立てたか」「予備的な貯蓄をしているか」といった金融行動において、実際の金融知識よりも、「自分は金融に詳しい」と思っているかどうかの方が、行動の有無をより強く説明できた。また、客観

的知識の効果は主観的な自信をコントロールすると弱まった。つまり、実際に知識があるかよりも、「自分にはその能力があると思っているか」が意思決定により重要だとしている。

Lind et al.(2020)は、スウェーデンの成人 2,063 人を対象に、主観的知識と客観的知識のどちらが金融行動や不安感に影響しているのかを分析し、主観的金融リテラシーの方が、客観的金融リテラシーよりも、金融行動や金融的安心感に強く影響していることを見いだしている。具体的には、主観的金融知識は、「貯蓄行動」「予算管理」「老後資金の準備」など、健全な金融行動の最も強い予測因子であった。他方、客観的金融知識も行動に影響を与えるが、主観的知識ほど強い影響力を持たなかった。また、金融不安に対しても、主観的・客観的知識の両方に「不安を和らげる効果」があったが、こちらも主観的知識の方がより強く関連していた。

Sajid et al.(2024)は、米国の金融リテラシー調査(NFCS 2018・2021)を用いて、構造方程式モデルリング(SEM)に基づいて、客観的知識と主観的知識(自分の金融知識に対する自信)の両方が、金融的ウェルビーイングに正の影響を与えるが、自信の方が、客観的知識よりもウェルビーイングに与える効果が大きいとの結果を報告している。

Lee et al.(2025)は、米国での調査(N = 6,385)を用い、客観的金融知識と主観的金融スキルが退職後の資金形成(401(k)、年金、株式投資など)に与える影響を世代別に分析した。その結果、主観的金融スキルは、貯蓄行動に対して重要な間接効果(mediating effect)を持つこと、客観的知識は直接的に貯蓄行動に結びつくのではなく、その効果は主観的スキルを通じて強化されていること、特にミレニアル世代では、主観的スキルが貯蓄行動の「保護因子(protective factor)」として機能し、株式投資などリスクのある資産への参加は、主観的スキルの高さがなければ実行に移されにくいくことなどを見いだしている。

以上のような先行研究を踏まえて、本研究では、個人の金融リテラシーを多面的に把握するため、主観的評価、客観的知識、行動的側面の 3 つの観点から指標を作成することとした。

## (2) 主観的金融リテラシー

まず主観的金融リテラシーについては、「他の人と比べて、あなたの金融知識はどの程度だと思いますか」(Q10)との設問を用いて評価した。回答選択肢は 5 段階で、「平均よりもかなり詳しい」から「平均よりもかなり劣る」までを含む。

図表 14 に示すように、最も多かったのは「3. 平均的」であり、「平均よりも詳しい」(「少し詳しい」と「かなり詳しい」の合計)が 34.5%、「平均よりも劣る」(「少し劣る」と「かなり劣る」の合計)は 21.2% であった。自己評価として「詳しい」と認識している人が、「劣る」と認識している人よりも 10% ポイント以上多いという結果が得られた。

この設問に基づき、主観的金融リテラシー(Subjective Financial Literacy: SFL)のスコアを、「平均よりもかなり詳しい」:+2点、「平均よりも少し詳しい」:+1点、「平均的」:0点、「平均よりも少し劣る」:-1点、「平均よりもかなり劣る」:-2点、のように点数化した。

このスコア(主観的金融リテラシー)は、被説明変数である環境配慮型金融行動との関連を分析する際に、主観的自己認識としての金融知識の水準がどのように影響しているかを評価する変数として活用する。

図表 14 主観的金融リテラシー

	人数	比率
1. 平均よりもかなり劣る	212	4.2%
2. 平均よりも少し劣る	848	17.0%
3. 平均的	2,147	42.9%
4. 平均よりも少し詳しい	1,323	26.5%
5. 平均よりもかなり詳しい	402	8.0%
6. わからない	68	1.4%

### (3) 2つの客観的金融リテラシー

客観的金融リテラシーについては、正誤形式の知識問題に対する正答数を指標として測定する。本調査では、Q12において全10問の設問を提示しており、その内訳と内容は図表15に示すとおりである。

設問のうち第1問から第5問までは、金利、インフレ、複利、リスク分散など、金融リテラシー研究において標準的に用いられている基礎的な知識項目を含む。これらを総称して、基本金融リテラシー(Basic Financial Literacy: BFL)と定義する。

一方、第6問から第10問は、株式・債券・投資信託・手数料といった証券投資に関するやや応用的な知識を問う内容で構成されており、これを証券投資リテラシー(Securities Investment Literacy: SIL)と呼ぶことにする。

各項目について、正答には1点、不正解および「わからない」には0点を付与し、BFLおよびSILそれぞれの合計得点を指標として算出した。なお、両スコアとも0~5点の範囲をとる。

図表16に示すとおり、平均得点は基本金融リテラシー(BFL)が3.00点、証券投資リテラシー(SIL)が3.87点であり、証券投資関連の知識の方がやや高い水準となっていた。

図表 15 客観的金融リテラシー（基本金融・証券投資リテラシー）（■は正答者を表す）

	正しい	誤り	わからない
1. 100 万円の現金を1年満期の銀行預金(年利子率 2%)に預けて、5 年間、同条件で更新しながら運用したら、5 年後には 110 万円を受け取れる（税率はゼロとする）	1,560 (31.2%)	2,829 (56.6%)	611 (12.2%)
2. インフレ率が年率 5% であり、銀行預金の年利子率が 3% であるとします。1 年間、銀行預金をしておくと、満期時に預金で買える財やサービスの量は一般的に減少する	3,574 (71.5%)	451 (9.0%)	975 (19.5%)
3. 一般的に、株式投資信託(多くの会社の株式に投資)を購入する方が、一社の株式を購入するよりも、投資収益は安定する	3,293 (65.9%)	601 (12.0%)	1,106 (22.1%)
4. 1 年後に 1 万円を受け取る商品 A の方が、5 年後に 1 万円を受け取る商品 B よりも価値が高い	3,267 (65.3%)	596 (11.9%)	1,137 (22.7%)
5. 一般に、利子率が上昇すると、債券価格も上昇する	1,543 (30.9%)	2,033 (40.7%)	1,424 (28.5%)
6. 少なくとも 100 万円ほどの資金がないと株式を購入できない	158 (3.2%)	4,481 (89.6%)	361 (7.2%)
7. 証券投資を始めるには、本人確認のために、証券会社の店頭に一度はいかなければならない	213 (4.3%)	4,253 (85.1%)	534 (10.7%)
8. NISA(少額投資非課税制度)の利用者の大半は年収 1,000 万円以上である	174 (3.5%)	4,025 (80.5%)	801 (16.0%)
9. 年間手数料(運用管理費用)が資産の 1% 未満である投資信託を見つけることは難しい	376 (7.5%)	3,028 (60.6%)	1,596 (31.9%)
10. 株式投資の利益については確定申告を必ずしなければならない	837 (16.7%)	3,261 (71.2%)	602 (12.0%)

図表 16 客観的金融リテラシーの計測結果

	基本金融リテラシー	証券投資リテラシー
0	7.9%	6.3%
1	8.6%	2.6%
2	16.0%	5.7%
3	25.9%	14.1%
4	26.4%	25.8%
5	15.2%	45.5%
平均点	3.00	3.87

#### （4）金融リテラシーの行動指標：生活設計の意識度

金融リテラシーは、単に知識の有無を問うだけではなく、その知識に基づいた行動が伴っているかどうかを含む概念として捉えられるべきである。たとえば、金融リテラシーマップにおいても、行動的側面の重要性が指摘されている。

この観点から、本研究では、生活設計(ライフイベントを見据えた将来の収支を含むライフプラン)に対する意識の有無を、金融リテラシーの行動的側面を捉える代理変数として導入する。具体的

には、「あなたは、生活設計(ライフイベントを見据えた将来の収支を含めたライフプランの策定)を意識しておられますか」(Q4)との設問に対する回答を用いた。

図表 17 に示すように、「2. 少しは意識している」と回答した者が最も多く、全体の 52.1%を占めた。次いで「1. かなり意識している」が 26.9%、「3. ほとんど意識していない」が 15.2%、「4. 全く意識していない」が 4.3%であった。「意識している」(1 と 2 の合計)は 79.0%、一方で「意識していない」(3 と 4 の合計)は 19.5%となっており、8割近い回答者が何らかの形で生活設計を意識している状況が確認された。

本変数は、「わからない」の回答を除外した上で、4段階評価のスコア化が可能であり、後述する分析では行動的金融リテラシーの定量的指標として用いる。

図表 17 生活設計に対する意識（行動的金融リテラシー）

1. かなり意識している	1,343 (26.9%)
2. 少しは意識している	2,605 (52.1%)
3. ほとんど意識していない	761 (15.2%)
4. 全く意識していない	214 (4.3%)
5. わからない	77 (1.5%)

## 7. 環境配慮型の金融行動への金融リテラシーの影響

### (1) ESG 投資と金融リテラシー

本節では、環境配慮型金融行動のひとつである ESG 投資の実施経験の有無を被説明変数とし、金融リテラシーがその実施に与える影響を分析する。使用する分析手法は Probit モデルであり、環境意識指標(EC)とその 2 乗項に加えて、鍵になる変数は金融リテラシーであり、その他のコントロール変数として、性別、年齢、職業、家族構成、個人年収、金融資産残高、持ち家の有無、最終学歴・大卒以上ダミーを含めた。なお、環境意識指標(EC)については、事前の予備的分析において非線形な影響の可能性が示唆されたことから、2 乗項をモデルに追加している。

図表 18 は、主観的金融リテラシー(SFL)を説明変数として使用した推定結果を示している。まず、モデル(1)において、環境意識スコアは 1%水準で有意に正の影響となった。これは、環境意識が

高い人ほど、ESG 投資を実践している傾向があることを意味しており、直感的に妥当な結果といえる。

加えて、環境意識の 2 乗項も 1% 水準で有意に正であったことから、環境意識がある程度高い水準に達した段階で、行動への影響が顕著に表れることが確認された。すなわち、環境意識が低～中程度の段階では投資行動に影響を与えにくく、高いレベルに達して初めて投資実践につながる可能性があることを示している。

主観的金融リテラシースコア (SFL) についても、1% 水準で有意に正となっており、環境意識や他の社会経済的要因をコントロールした上でも、金融リテラシーの高さが ESG 投資の経験に正の影響を与えていていることが確認された。これは、たとえ環境意識が高くても、金融リテラシーが低ければ ESG 投資にはつながらないということを意味しており、Anderson and Robinson (2022) の結果と質的には一致しているといえる。

その他のコントロール変数に関しては、以下のようない傾向が見られた。①年齢は、1% 水準で有意に負であった。つまり、若年層ほど ESG 投資に積極的である。②職業については、大企業の正規従業員 (1% 水準) や中小企業の正規従業員 (5% 水準) が有意に正である。つまり、安定雇用層で ESG 投資経験が多い。③金融資産残高は、1% 水準で有意に正であった。つまり、金融資産が多いほど投資経験が多い。④女性ダミーは 10% 水準で有意に負であった。つまり、男性の方が ESG 投資に積極的である。⑤最終学歴の大卒以上ダミーは 10% 水準で有意に正であった。高学歴層ほど ESG 投資傾向が強いことになる。

以上の結果から、ESG 投資は環境意識のみならず、金融知識・経験・学歴・年齢といった複合的な要因によって促進される行動であることが示された。とくに、金融リテラシーの欠如が ESG 投資の実践の障壁となっている点は、今後の金融経済・環境教育政策における重要な示唆といえる。

図表 18 のモデル(2)では、環境意識の非線形的な影響を、連続変数の 2 乗項ではなく、スコアに基づいたカテゴリ別のダミー変数として表現したモデルを推定している。これにより、環境意識の強さに応じた非線形の効果をより柔軟に捉えることが可能となる。モデル(2)においても、主観的金融リテラシー (SFL) の係数は 1% 水準で有意に正であり、モデル仕様を変えてその影響が安定していることが確認された。

図表 18 ESG 投資経験の有無のプロビット分析: 主観的金融リテラシー

	モデル (1)	モデル (2)
環境意識 (EC)	0.0031*** (6.33)	0.0032*** (4.30)
環境意識 (EC) 2 乗	0.0002*** (5.54)	
高・環境意識層ダミー		0.0258** (2.37)
主観的金融リテラシースコア (SFL)	0.0134*** (3.92)	0.0144*** (4.18)
女性ダミー	-0.0144* (-1.69)	-0.0144* (-1.69)
年齢	-0.0013*** (-3.63)	-0.0013*** (-3.68)
職業：農林漁業・自営業ダミー	0.0184 (1.27)	0.0197 (1.35)
職業：公務員ダミー	0.0285 (1.57)	0.0314* (1.69)
職業：大企業の正規従業員ダミー	0.0542*** (3.56)	0.0551*** (3.59)
職業：中小企業の正規従業員ダミー	0.0238** (2.03)	0.0256** (2.15)
職業：派遣社員・契約社員ダミー	-0.0028 (-0.20)	-0.0024 (-0.16)
家族構成：既婚ダミー	-0.0139 (-1.44)	-0.0160 (-1.64)
家族構成：子供有ダミー	0.0079 (0.91)	0.0090 (1.03)
個人年収	-0.00001 (-1.26)	-0.00001 (-1.11)
金融資産残高	0.00002*** (4.39)	0.00002*** (4.38)
持家ダミー	-0.0034 (-0.43)	-0.0048 (-0.58)
最終学歴：大卒以上ダミー	0.0148* (1.91)	0.0152** (1.97)
サンプル数	3,506	3,506

(注 1) 被説明変数: 「1. 内容を知っており、ESG 関連金融商品に投資したことがある」を 1、それ以外を 0 のダミー変数

(注 2) SFL=Q10.2(「かなり劣る」=-2 点～「かなり詳しい」=2 点)。

(注 3) 高・環境意識層ダミー: 環境意識スコア第 4 分位(8 点以上)を 1 とする変数。環境意識第 1 分位=環境意識スコア 0 点以下、第 2 分位=1-3 点、第 3 分位=4-7 点、第 4 分位=8 点以上。

(注 4) 係数は限界効果、( ) 内は z- 値。\*\*\* は 1% 水準で、\*\* は 5% 水準で、\* は 10% 水準で有意であることを意味する。

さらに、図表 19 では、図表 18 の主観的金融リテラシーを他の 3 つの金融リテラシー指標に代替して推定した結果を示している。いずれの推計においても、環境意識スコアおよびその 2 乗項は 1% 水準で有意に正であり、また年齢は 1% 水準で有意に負、金融資産残高は 1% 水準で有意に正という傾向は共通して確認された。

注目すべき点は、使用する金融リテラシー指標によって、ESG 投資に対する影響の有意性が次のように異なっていた点である。

- ・基本金融リテラシー (BFL): 5% 水準で有意に正

- ・生活設計の意識(行動的金融リテラシー):1%水準で有意に正
- ・証券投資リテラシー(SIL):係数は正であるが、有意ではなかった

この結果は、金融リテラシーのうち、生活設計や日常的な金融意思決定に関する知識・意識はESG 投資の実施と密接に関連している一方で、投資に関する専門的・応用的な知識は、必ずしもESG 投資の実践に直結していない可能性を示唆している。

すなわち、「広義の金融リテラシー」のなかでも、ESG 投資を促進するのは主に「基礎的・生活志向型」のリテラシーであり、「投資専門性志向型」のリテラシーとはやや異なる側面を持つことが示された。

図表 19 ESG 投資経験の有無のプロビット分析:代替的な金融リテラシーの尺度

	基本金融リテラシー	証券投資リテラシー	生活設計の意識
環境意識 (EC)	0.003*** (6.46)	0.0033*** (6.47)	0.0028*** (5.63)
環境意識 (EC) 2乗	0.0002*** (5.83)	0.0002*** (5.89)	0.0002*** (5.54)
金融リテラシースコア	0.0062** (2.55)	0.0011 (0.45)	0.0181*** (3.77)
女性ダミー	-0.0158* (-1.87)	-0.0173** (-2.05)	-0.0166** (-2.00)
年齢	-0.0014*** (-3.96)	-0.0014*** (-3.86)	-0.0013*** (-3.65)
職業：農林漁業・自営業ダミー	0.0201 (1.37)	0.0201 (1.36)	0.0179 (1.24)
職業：公務員ダミー	0.0293 (1.59)	0.0282 (1.53)	0.0233 (1.31)
職業：大企業の正規従業員ダミー	0.0544*** (3.55)	0.0558*** (3.59)	0.0529*** (3.43)
職業：中小企業の正規従業員ダミー	0.0231* (1.96)	0.0233* (1.96)	0.0205* (1.76)
職業：派遣社員・契約社員ダミー	-0.0039 (-0.27)	-0.0037 (-0.26)	-0.0048 (-0.34)
家族構成：既婚ダミー	-0.0125 (-1.30)	-0.0129 (-1.33)	-0.0148 (-1.54)
家族構成：子供有ダミー	0.0065 (0.74)	0.0065 (0.73)	0.0061 (0.71)
個人年収	-0.00001 (-1.18)	-0.00001 (-1.16)	-0.00001 (-1.17)
金融資産残高	0.000002*** (4.76)	0.00003*** (5.08)	0.00002*** (4.39)
持家ダミー	-0.0016 (-0.20)	-0.0015 (-0.19)	-0.0014 (-0.18)
最終学歴：大卒以上ダミー	0.0139* (1.77)	0.0160** (2.05)	0.0158** (2.07)
サンプル数	3,523	3,523	3,506

## （2） SDGs 債投資と金融リテラシー

本節では、環境配慮型金融行動のもう一つの指標として、SDGs 債への投資経験の有無を被説明変数とし、金融リテラシーの影響を分析した。その推定結果が図表 20 である。

まず、環境意識スコア (EC) は 1% 水準で有意に正であり、環境意識が高いほど SDGs 債への投資確率が高まるという傾向は、前節の ESG 投資の分析結果と同様に確認された。また、EC の 2 乗項も有意であり、環境意識が一定以上の水準になることで SDGs 債への投資意欲が高まるものと思われる。

また、年齢は 1% 水準で有意に負の影響を与えており、若年層ほど SDGs 債に投資する傾向が強いことが示された。金融資産残高も 5% 水準で有意に正であり、資産の多い層ほど SDGs 債投資に前向きである。ここまで傾向は、いずれも ESG 投資と共通している。

一方で、注目すべき点は、主観的金融リテラシー指標が、SDGs 債投資の有無に対して統計的に有意な影響を与えていなかった点である。係数は正であったものの、有意水準には達しておらず、金融リテラシーが、SDGs 債投資に対しては明確な規定要因にはなっていないことが示された。

この違いは、SDGs 債という商品特性に起因する可能性がある。すなわち、SDGs 債は一般的な証券商品に比べて認知度や流通性が低く、情報アクセスが限られているため、金融リテラシーの有無にかかわらず投資判断が下されにくいという状況が想定される。あるいは、SDGs 債への投資が、金融判断というよりは価値観・共感にもとづく「寄附的投資」の側面を持つため、リテラシーよりも環境意識の影響がより強く表れた可能性もある。

以上より、ESG 投資と SDGs 債投資はともに環境意識に規定される点では共通しているが、金融リテラシーの影響に関しては異なるメカニズムを有する可能性があることが示唆された。

図表 20 SDGs 債保有の有無の Probit 分析：主観的金融リテラシー

	モデル (1)	モデル (2)
環境意識 (EC)	0.0022*** (4.84)	0.0024*** (3.77)
環境意識 (EC) 2 乗	0.0001*** (2.74)	
高・環境意識層ダミー		0.0098 (1.15)
主観的金融リテラシースコア (SFL)	0.0029 (1.06)	0.0032 (1.18)
女性ダミー	-0.0087 (-1.33)	-0.0086 (-1.33)
年齢	-0.0013*** (-4.73)	-0.0013*** (-4.80)
職業：農林漁業・自営業ダミー	-0.0074 (-0.74)	-0.0069 (-0.70)
職業：公務員ダミー	0.0212 (1.55)	0.0221 (1.62)
職業：大企業の正規従業員ダミー	0.0091 (0.91)	0.0093 (0.95)
職業：中小企業の正規従業員ダミー	-0.0063 (-0.79)	-0.0058 (-0.73)
職業：派遣社員・契約社員ダミー	0.0153 (1.36)	0.0152 (1.35)
家族構成：既婚ダミー	-0.0098 (-1.21)	-0.0103 (-1.28)
家族構成：子供有ダミー	0.0159** (2.26)	0.0159** (2.29)
個人年収	0.0000002 (0.03)	0.0000003 (0.04)
金融資産残高	0.00001** (2.16)	0.00001** (2.20)
持家ダミー	0.0023 (0.36)	0.0019 (0.30)
最終学歴：大卒以上ダミー	-0.0037 (-0.59)	-0.0035 (-0.56)
サンプル数	3,506	3,506

(注 1) 被説明変数：「保有している/保有していたことがある」を 1、「保有したことない」を 0 のダミー変数。

(注 2) SFL=Q10.2（「かなり劣る」=-2 点～「かなり詳しい」=2 点）。係数は限界効果、( ) 内は z- 値。\*\*\* は 1% 水準で、\*\* は 5% 水準で、\* は 10% 水準で有意であることを意味する。

(注 3) 高・環境意識層ダミー：環境意識スコア第 4 分位（8 点以上）を 1 とする変数。環境意識第 1 分位=環境意識スコア 0 点以下、第 2 分位=1-3 点、第 3 分位=4-7 点、第 4 分位=8 点以上。

図表 21 は、SDGs 債への投資経験の有無を被説明変数とした上で、説明変数として用いる金融リテラシー指標を変更した場合の推定結果を示している。具体的には、主観的金融リテラシー (SFL) に代えて、基本金融リテラシー (BFL)、証券投資リテラシー (SIL)、および生活設計に関する意識を用いた分析である。

その結果、基本金融リテラシーと生活設計の意識はともに、SDGs 債投資に対して統計的に有意な影響を持たなかった。これは、図表 20 で使用した主観的金融リテラシーと同様の結果であり、ESG 投資においてみられたような金融リテラシーの明確な正の効果は確認されなかった。

しかしながら、証券投資リテラシー(SIL)については、1%水準で有意に負の影響が観察されるという興味深い結果となった。すなわち、証券投資に関する知識が高い人ほど、SDGs債への投資を控える傾向があることが示されたのである。

この逆方向の効果についてはいくつかの仮説が考えられる。たとえば、証券投資リテラシーの高い層は、SDGs債の内容や運用実態に対する批判的評価力が高く、ラベリング(SDGsという冠)に対して懐疑的な態度を取りやすい可能性がある。すなわち、SDGs債が必ずしも高リターン・低リスクの商品ではないことを理解している層が、投資を控えているという可能性である。

あるいは、証券投資に長けた層は、ESG投資であれば自ら選別して投資先を判断できるのに対し、当該SDGs債が本当にSDGsに貢献しているのかを疑問に感じたり、SDGsを名目にしてリターンが大きく引き下げられているのではないかと感じたりして、証券投資リテラシーが高い人ほど投資を回避しているのかもしれない。逆に言えば、SDGs債というわかりやすさが、低・証券投資リテラシー層を引きつけやすいともいえる。

高い金融リテラシーを持つ人ほどESG投資に消極的であるという研究もこれまでにいくつか得られている。たとえば、Riedl and Smeets (2017)は、SRI(社会的責任投資)ファンドの保有割合は、金融知識が高い投資家ほど少ない傾向があることを見いだし、投資知識がある人ほど「分散性の制約」や「手数料の高さ」などを意識し、SRIファンドの比率を抑制する傾向があると指摘している。また、Gutsche, Nakai and Arimura (2021)も、金融リテラシーが高い人ほど、ESG投資に関する知識や認知は高い(ESGという言葉を知っている、関心がある)が、実際のESG投資保有率は低いことを見いだしている。彼らは、高リテラシー層は、ESG投資によるリスク分散の制限やリターンの低下の可能性を懸念しているのだろうと推測している。

ただし、これらの先行研究では、金融リテラシーについて我々のように細分化した分析を行っていなかった。SDGs債という特殊な金融商品においては、証券投資リテラシーが投資行動を促進するのではなく、むしろ抑制する方向に働く可能性があるという点は、本研究の中でも特筆すべき発見であり、今後のSDGs債の商品設計や投資教育においても重要な論点となろう。

図表 21 SDGs 債投資と金融リテラシー：代替的な金融リテラシーの尺度

	基本金融リテラシー	証券投資リテラシー	生活設計の意識
環境意識 (EC)	0.0022*** (4.89)	0.0020*** (4.70)	0.0022*** (4.70)
環境意識 (EC) 2 乗	0.0001*** (2.80)	0.0001*** (2.69)	0.0001*** (2.79)
金融リテラシースコア	-0.0014 (-0.77)	-0.0081*** (-5.39)	0.0021 (0.56)
女性ダミー	-0.0096 (-1.47)	-0.0069 (-1.09)	-0.0094 (-1.44)
年齢	-0.0014*** (-4.81)	-0.0012*** (-4.60)	-0.0014*** (-4.88)
職業：農林漁業・自営業ダミー	-0.0074 (-0.74)	-0.0080 (-0.85)	-0.0076 (-0.75)
職業：公務員ダミー	0.0206 (1.51)	0.0206 (1.56)	0.0196 (1.44)
職業：大企業の正規従業員ダミー	0.0091 (0.92)	0.0116 (1.18)	0.0080 (0.81)
職業：中小企業の正規従業員ダミー	-0.0057 (-0.71)	-0.0045 (-0.59)	-0.0061 (-0.76)
職業：派遣社員・契約社員ダミー	0.0148 (1.31)	0.0132 (1.24)	0.0143 (1.27)
家族構成：既婚ダミー	-0.0093 (-1.15)	-0.0076 (-1.00)	-0.0095 (-1.16)
家族構成：子供有ダミー	0.0157** (2.23)	0.0132** (1.98)	0.0161** (2.27)
個人年収	0.000001 (0.09)	0.0000001 (0.02)	0.000005 (0.07)
金融資産残高	0.00001** (2.48)	0.00001*** (3.13)	0.00001** (2.26)
持家ダミー	0.0031 (0.49)	0.0020 (0.33)	0.0031 (0.49)
最終学歴：大卒以上ダミー	-0.0024 (-0.38)	-0.0008 (-0.14)	-0.0029 (-0.47)
サンプル数	3,523	3,523	3,506

### (3) 主観的金融リテラシーと証券投資リテラシーの比較

これまでの分析結果は、金融リテラシーの水準が環境配慮型の金融行動に影響を及ぼすことを示してきたが、その影響の現れ方は、金融リテラシーの内容や測定方法によって異なる可能性がある。本節では、その点をさらに検証するために、グリーン投資に対する態度(Q18)と、主観的金融リテラシー(SFL)および証券投資リテラシー(SIL)との関連を比較した分析結果を提示する。

図表 22 は、主観的金融リテラシーの水準別に、Q18 におけるグリーン投資への態度のスコアの平均値を集計したものである。たとえば、「株式投資先の企業の温室効果ガスの排出量を、統合報告書などを見てよく調べる」(Q18-1)という項目では、自己評価として「平均よりもかなり劣る」とした層のスコアが 1.76 と最も低く、主観的金融リテラシーが高いほど、この行動が「当てはまる」とする

傾向が強いことが確認された。これは、主観的な金融知識の自己認識が、環境配慮的な投資行動と連動していることを示唆する。

一方で、「投資信託に ESG の名称があると魅力的に感じる」(Q18-4)という、いわゆるラベリングへの反応に関しては、「かなり劣る」とする層のスコアは低かったものの、それ以外の層では大きな差はみられず、主観的な知識水準よりも個人の価値観や直感的判断に依存する可能性が高いと考えられる。

図表 22 主観的金融リテラシー別のグリーン投資への態度

	1. 平均よりもかなり劣る	2. 平均よりも少し劣る	3. 平均的	4. 平均よりも少し詳しい	5. 平均よりもかなり詳しい
1. 株式投資先の企業の温室効果ガスの排出量を、統合報告書などを見てよく調べる	1.76	2.03	2.10	2.09	2.25
2. 企業は脱炭素化の取り組み状況をもっと分かりやすく開示すべきだと思う	3.22	3.33	3.31	3.35	3.35
3. 企業の ESG に対する取り組みに強い関心を持つ	2.52	2.75	2.81	2.83	2.97
4. 投資信託に ESG の名称があると魅力的に感じる	2.20	2.59	2.60	2.53	2.55
5. グリーンボンドを購入してみたい	1.93	2.28	2.38	2.35	2.44
6. 少しのリターンが低くても脱炭素化に貢献する企業に投資したい	2.19	2.51	2.52	2.45	2.36
7. 表明している脱炭素化の取り組みが、グリーンウォッシュでないかが気になる	2.52	2.71	2.78	2.77	2.87
8. 投資信託の ESG 対応状況を分かりやすく示す指標があると良いと思う	2.97	3.06	3.05	3.12	3.06
9. 金融商品の手数料が高かったり、利回りが低いために、環境に優しい投資をやめたことがある	1.81	2.10	2.20	2.11	2.33
10. 金融知識不足で環境に優しい商品を選べなかつたことがある	2.40	2.61	2.62	2.42	2.18

(注)「非常に当てはまる」を 5 点～「どちらともいえない」3 点～「全く当てはまらない」1 点としている。

図表 23 は、証券投資リテラシー(SIL)スコア(0 点～5 点)別に、同様の Q18 の回答平均を示したものである。興味深いことに、5 点満点のスコアを持つ層において、Q18-1(温室効果ガス排出量を調べる)のスコアは 2.04 と低く、逆に 0 点や 1 点の層の方が高いという、直感に反する傾向が確認された。

この逆転現象の一つの解釈として、証券投資リテラシーが高い層ほど、温室効果ガス排出量が現時点では企業価値に直結していないと考え、調査の必要性を感じにくい可能性が考えられる。

すなわち、市場効率性や情報の実用性に基づいた判断から、環境情報を重視しない選好が表れているともいえる。

さらに、「ESG の名称があると魅力的に感じる」(Q18-4)という設問では、知識スコア 0～1 点の層で高めのスコアが観察される一方、知識スコアの高い層では明確に共感が低下する傾向がみられた。これは、証券投資リテラシーの高い層ほど、商品名やパッケージ(ラベリング)に対して批判的・懐疑的な視点を持ち、表層的な要素に依存しない投資判断を行う傾向があることを示している。

とはいっても、ラベリングが不要であるというわけではない。むしろ、金融リテラシーが高くない層にとっては、ESG や SDGs といった表現が商品選択の初期的な「ガイダンス」として機能している側面も大きい。したがって、今後の制度設計や情報開示においては、誤解を招かず、かつ信頼に足るラベリングや評価指標の整備が求められるといえよう。

図表 23 証券投資リテラシーの点数別のグリーン投資への態度

	0	1	2	3	4	5
1. 株式投資先の企業の温室効果ガスの排出量を、統合報告書などを見てよく調べる	2.53	2.54	2.22	2.00	2.03	2.04
2. 企業は脱炭素化の取り組み状況をもっと分かりやすく開示すべきだと思う	3.03	3.21	3.15	3.37	3.38	3.32
3. 企業の ESG に対する取り組みに強い関心を持つ	2.86	2.98	2.76	2.82	2.79	2.80
4. 投資信託に ESG の名称があると魅力的に感じる	2.79	2.75	2.57	2.59	2.54	2.51
5. グリーンボンドを購入してみたい	2.73	2.70	2.39	2.30	2.26	2.32
6. 少少のリターンが低くても脱炭素化に貢献する企業に投資したい	2.81	2.75	2.58	2.55	2.46	2.38
7. 表明している脱炭素化の取り組みが、グリーンウォッシュでないかが気になる	2.79	2.96	2.70	2.79	2.74	2.75
8. 投資信託の ESG 対応状況を分かりやすく示す指標があると良いと思う	2.91	3.12	2.95	3.15	3.09	3.05
9. 金融商品の手数料が高かったり、利回りが低いために、環境に優しい投資をやめたことがある	2.76	2.57	2.29	2.08	2.04	2.13
10. 金融知識不足で環境に優しい商品を選べなかつたことがある	2.84	2.84	2.65	2.59	2.48	2.44

(注)「非常に当てはまる」を 5 点～「どちらともいえない」3 点～「全く当てはまらない」1 点としている。

## 8. 学びの経験の影響

本節では、これまでの学習経験が ESG 投資の実施にどのような影響を与えていたかを整理する。具体的には、脱炭素の重要性および金融知識についての学習経験の有無と、ESG 投資経験との関係をクロス集計によって分析した結果を図表 24 に示す。

まず、「脱炭素の重要性」についての学習経験をみると、「学んだことはない」と回答した層におけるESG投資経験率は1.2%ときわめて低い。これに対して、「家庭」で学んだとする層では13.4%、「学校」で学んだ層でも11.6%と、いずれも10%ポイント以上高い水準にある。これは、家庭や学校における環境教育が、ESG投資行動の形成に有意な役割を果たしている可能性を示している。

同様に、「金融知識」についても、「学んだことはない」層のESG投資経験率は1.3%にとどまり、家庭や学校で学んだ層では10%前後の水準に達している。ESG投資について、やはり環境教育だけではなく、金融教育も一定の影響力を持っていることが示唆される。

さらに、図表24では、環境意識スコアが高い層(すなわち上位四分位)に限定した場合の集計結果も併記している。その結果、環境意識が高く、かつ金融知識について「学校で教育を受けた」とする人のESG投資経験率は19.2%に達しており、平均より著しく高い。これは、(環境教育によって育まれる)環境意識の高さと金融教育の経験が相互に補完的に作用することで、実際のESG投資行動を強く後押ししている可能性を示唆している。

以上より、家庭や学校での教育の経験が投資行動に影響を及ぼすことが明らかになったことから、とくに、若年層への環境教育と金融教育の両立的な導入が、今後のグリーンファイナンスの普及において重要な政策的課題となる。

図表24 脱炭素化の重要性や金融の知識の学習経験別のESG投資経験率

	脱炭素の重要性	金融の知識	
		全体	環境意識上位25%
1. 家庭	13.4%	9.2%	14.0%
2. 学校	11.6%	12.1%	19.2%
3. 職場	8.5%	7.5%	12.3%
4. 新聞やテレビなどのメディア	5.0%	6.1%	7.1%
5. インターネットのサイト	7.6%	6.2%	8.2%
6. 書籍や雑誌	8.6%	6.2%	7.7%
7. その他	9.9%	9.6%	9.7%
8. 学んだことはあるが、どこで学んだか忘れた	3.6%	5.7%	0.0%
9. 学んだことはない	1.2%	1.3%	3.4%

(注)対象:環境意識の高い層(4分割における第4分位層930人)。

図表25は、Q13の脱炭素化の重要性や金融の知識の学習経験についての回答別に、Q19の回答(投資先選定などで脱炭素の取り組み度合いを評価するか否か)を整理してみたものである。

家庭で脱炭素化の重要性について教育を受けた人の6割弱が株式投資先、銀行、保険会社を選ぶ際に、脱炭素化の取り組みを重視している。一方、「学んだことがない」場合に

は、株式投資先、銀行、保険会社を選ぶ際に、脱炭素化の取り組みに注目している人は2割程度にとどまっており、明確な差が観察される。

この結果は、一般の生活者（株主・預金者・契約者）による市場からのサステナビリティ圧力を高めるためには、脱炭素化の重要性を伝える教育が重要な前提条件となることを示している。すなわちESG情報の開示やラベリングの整備といった「供給側の対応」だけでなく、一般生活者（需要側）の理解促進と行動変容を支える学習機会の提供が不可欠である。

とくに、学校はもちろんであるが、家庭における教育が大きな影響を与えていた点は注目に値する。これは、家庭内での価値観共有や日常的な意思決定が、将来の投資行動や金融選択にも長期的に影響を及ぼす可能性を示唆しており、家族を巻き込んだ持続可能性教育の展開が実効的であることを裏付けている。

図表25 脱炭素化の重要性や金融の知識の学習経験別の金融取引の際の脱炭素化の重視度合い

	脱炭素化の重要性			金融の知識		
	投資先	銀行	保険会社	投資先	銀行	保険会社
1. 家庭	58%	55%	55%	43%	40%	39%
2. 学校	50%	43%	46%	43%	40%	42%
3. 職場	46%	37%	43%	41%	40%	42%
4. 新聞やテレビなどのメディア	37%	32%	35%	39%	33%	37%
5. インターネットのサイト	40%	34%	37%	35%	29%	33%
6. 書籍や雑誌	47%	38%	41%	36%	30%	34%
7. その他	42%	41%	40%	35%	32%	31%
8. 学んだことはあるが、どこで学んだか忘れた	24%	24%	26%	25%	24%	22%
9. 学んだことはない	18%	21%	23%	23%	25%	29%

(注1)表中の「投資先」は「1. 株式投資を行う際、その企業」、「銀行」は「3. 預金をする際、その銀行や信用金庫」、「保険会社」は「生命保険を選ぶ際、その生命保険会社」の回答結果を示している。

(注2)「非常に重視」と「ある程度重視」の合計の比率。

## 9. むすび

本研究は、個人の環境意識および金融リテラシーがESG関連の金融行動にどのような影響を及ぼすかについて、2024年に実施したWeb調査のデータを用いて実証分析を行ったものである。特に、ESG投資の実施状況やSDGs債の保有、環境配慮型金融商品への関心、さらにはラベリング効果と教育経験までを多角的に検討し、現代の個人金融行動における環境意識と金融知識の役割を明らかにした。具体的に主な点をまとめると次の通りである。

第1に、ESG投資の実施経験に対しては、主観的金融リテラシーが統計的に有意な正の影響を持っていた。金融知識と価値観が補完的に作用し、行動に結びついていることが示された。また、同様の傾向は「基本的な金融知識(BFL)」や「生活設計の意識(行動的金融リテラシー)」でも確認されたが、証券投資に関する知識(SIL)については有意な効果がみられなかった。このことは、ESG投資が専門的・投資的判断というより、生活志向的・価値共鳴的な行動に近いことを示唆しており、広い意味で捉えられる金融リテラシーの内容によって行動との関連が異なる可能性がある。ただし、証券投資リテラシーの効果が現れなかった背景には、本研究での証券投資に関する知識の測定方法や捉え方に改善の余地があることも考慮すべきであろう。

第2に、SDGs債への投資行動に関しては、環境意識の影響が強く表れていた一方で、金融リテラシーの指標はいずれも統計的に有意に正の影響を示さなかった。特に注目すべきは、証券投資リテラシーにおいてマイナスの効果が統計的に有意であった点である。すなわち、証券知識の豊富な人ほど、SDGs債への投資に消極的である傾向がみられた。先行研究でも、高い金融リテラシー層ではリスク分散の制約やコストの高さからESG投資を回避する傾向を見いだしたものがあるが、金融リテラシーを細分化して証券投資リテラシーにおいてその傾向が顕著であることを見いだしたのは、本研究の独自の貢献である。

第3に、SDGsやESGといった「ラベリング」への懐疑的な態度が、金融リテラシーの高い層ほど強くなる可能性が指摘される。実際、「ESGの名称が付いている投資信託に魅力を感じるか」という設問においても、ラベリングを魅力的とする回答傾向は、リテラシーの低い層に強く、高い層ではむしろ否定的であった。この結果は、ラベリングを否定するものではなく、低金融リテラシーではあるが、環境投資を行いたい人に対して、安心して自らの意図に沿った投資ができる環境を整備する必要性を示唆していると言える。

第4に、環境意識や金融知識に関する学習経験と行動との関係を検討したクロス分析からは、家庭・学校・職場といった日常的な学習環境が、環境配慮型金融行動に影響を及ぼしていることが明らかとなつた。特に、環境意識が高く、かつ学校で金融教育を受けた層においては、ESG投資の実施率が飛躍的に高まっている。また、企業や金融機関を選定する際に脱炭素化への取り組みを重視するかどうかについても、「家庭で脱炭素について学んだ」層では約6割が重視すると回答したのに対し、「学んだことがない」層では2割程度にとどまっていた。これらの結果は、教育の場が環境・金融意識の形成に果たす役割が極めて大きいことを示している。政策的にも極めて重要な示唆を持つ。

本研究の結果は、ESG／SDGsといった持続可能性に関する取り組みを、より生活者レベルで浸透させ、定着させていくうえで、金融教育と環境教育の両輪による支援が不可欠であることを示している。特に、知識や価値観だけでなく、それを行動に移すための「きっかけ」や「学びの場」の提

供が重要であり、今後の金融教育政策、環境教育政策、さらには投資商品の設計・提示においても、こうした観点を踏まえた多層的アプローチが求められる。

もつとも、本研究にはいくつもの限界が存在することも指摘しておく必要がある。

第1に、本研究は2024年11月に実施したWeb調査の横断データを用いた分析であるため、環境意識や金融リテラシーが行動に影響を及ぼす方向性(因果関係)については厳密には識別できていない。たとえば、ESG投資を経験したことがある人が、その後に金融知識や環境意識を高めたという逆因果の可能性も排除できない。今後は、たとえば、継続的な調査によってパネルデータ化するなど、行動変容のメカニズムをより精緻に検証する必要がある。

第2に、本研究では、金融リテラシーの主観的指標と客観的指標(とくに、証券投資リテラシー)との間でグリーン投資に対する効果に関して大きな差異があることが明らかになった。今後、金融リテラシーのより多様な測定法の導入によって分析を拡張する必要がある。

第3に、分析に用いた「ESG投資」や「SDGs債」の定義は、あくまで調査票上の説明に依拠したものであり、回答者ごとの理解度の差異が結果に影響を与える可能性がある。Anderson and Robinson (2022)では、実際に投資家が持っている株式ポートフォリオのCO2排出量を算出して分析に活用するといったことも行っている。今後は、実態に即した詳細な投資分析が望まれる。

## ＜参考文献＞

- 家森信善・上山仁恵(2023a)「高齢者の認知機能と金融行動に関する調査」結果の概要」 神戸大学経済経営研究所ディスカッションペーパー RIEB DP2023-J01 2023年1月。
- 家森信善・上山仁恵(2023b)「コロナショック下の家計の金融レジリエンスと金融リテラシーに関する調査」の結果概要」 神戸大学経済経営研究所ディスカッションペーパー RIEB DP2023-J04 2023年3月。
- 家森信善・上山仁恵(2024)「環境意識と投資・消費行動—ゆうちょ財団「第6回 暮らしと生活設計に関する調査」に基づく分析—」 神戸大学経済経営研究所ディスカッションペーパー RIEB DP-2024-J08 2024年10月。
- 家森信善・上山仁恵(2025)「環境意識と金融行動の関連性—金融リテラシーの役割に注目して」 神戸大学経済経営研究所ディスカッションペーパー RIEB DP-2025-J03 2025年4月。
- Allgood, S. and, Walstad, W. (2016). "The Effects of Perceived and Actual Financial Literacy on Financial Behaviors," *Economic Inquiry*, 54(1), 675-697.
- Anderson, A., and Robinson, D. (2022). "Financial Literacy in the Age of Green Investment," *Review of Finance* 26(6), 1551-1584.

- Anderson, A., Baker, F., and Robinson, D. (2017). "Precautionary savings, retirement planning and misperceptions of financial literacy," *Journal of Financial Economics*, 126(2), 383–398. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.07.008>.
- Gutsche, G., Nakai, M., and Arimura T. (2021). "Revisiting the determinants of individual sustainable investment—The case of Japan," *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 30, 100497.
- Lanciano, E., Previati, D., Ricci, O., and Santilli, G. (2024). "Financial literacy and sustainable finance decisions among Italian households," *Journal of Economics and Business*, 106220.
- Lee, S., Jung, E., Jin, S., Wang, Z., Brown, P., and Polotsky, E. (2025). "The Association between Subjective and Objective Financial Knowledge: Path Analysis to Savings Behavior by Age," *Social Sciences and Humanities Open*, 11, 101232. <https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2024.101232>.
- Lind, T., Ahmed, A., Skagerlund, K., Strömbäck, C., Västfjäll, D., and Tinghöget, G. (2020). "Competence, Confidence, and Gender: The Role of Objective and Subjective Financial Knowledge in Household Finance," *Journal of Family and Economic Issues*, 41, 626–638. <https://doi.org/10.1007/s10834-020-09678-9>
- Lusardi, A., and Mitchell, O. S. (2007). "Financial Literacy and Retirement Preparedness: Evidence and Implications for Financial Education," *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 205–224.
- Lusardi, A., and Tufano, P. (2015). "Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness," *Journal of Pension Economics and Finance*, 14(4), 332–368.
- Riedl, A., and Smeets, P., (2017). "Why Do Investors Hold Socially Responsible Mutual Funds?" *The Journal of Finance* 72(6), 2505–2550.
- van Rooij, M., Lusardi, A., and Alessie, R. (2011). "Financial Literacy and Stock Market Participation," *Journal of Financial Economics*, 101(2), 449–472.
- Sajid, M., Mushtaq, R., Murtaza, G., Yahiaoui, D., and Pereira, V. (2024). "Financial literacy, confidence and well-being: The mediating role of financial behavior," *Journal of Business Research*, 182, 114791.
- Sticha, A. and Sekita, S. (2023). "The importance of financial literacy: Evidence from Japan," *Journal of Financial Literacy and Wellbeing*, 1(2), 244–262. doi:10.1017/flw.2023.9.



# 解釈可能な機械学習モデルの金融データへの適用： 協力ゲーム理論を用いた新たな手法の開発と 実証分析

早稲田大学 国際教養学部 准教授 篠 潤之介



## 要約

近年, 人工知能 (Artificial Intelligence, AI) や機械学習 (Machine Learning, ML) の進展により, 経済・金融分野におけるデータ分析の手法が大きく変化している。とりわけ, 大規模かつ高次元のデータを扱う場面において, 機械学習モデルは従来の統計的手法を凌駕する予測性能を示しており, 資産価格の予測, 信用リスクの評価, マクロ経済指標の予測といった多様な応用が進んでいる。複雑で非線形な関係性を捉えることができる点は, 機械学習の大きな強みであり, 金融実務や政策分析における重要なツールとなりつつある。

一方で, これらの高度なモデルは内部構造が複雑であるため, 「ブラックボックス」であるという批判を受けることが少なくない。特に金融・経済分野においては, モデルが導出する結果の根拠や判断基準を明示することが強く求められる。したがって, 予測精度が高いだけでは不十分でありモデルの出力がどのような要因に基づくのかを理解・説明可能であることが不可欠である。このような背景のもと, 近年注目されているのが, 機械学習モデルによる意思決定や予測を解釈しやすくするための手法を指す「説明可能な AI (Explainable AI, XAI)」のアプローチである。本研究が着目する SHAP (SHapley Additive exPlanations) は, 協力ゲーム理論に基づく一貫性のある手法であり, 個々の特徴量が予測に与える寄与度を定量的に評価することが可能である。

より具体的には, XAI のうち, AFA (Additive Feature Attribution) とは, 複雑な機械学習モデルの予測値を個々の特徴量の貢献度(寄与度)に分解することで, 各特徴量が予測に与える影響を定量化・可視化する手法である。例えば, 3 つの変数  $X \cdot Y \cdot Z$  を用いて資産価格を機械学習モデルで予測する際, 予測値の「どの部分が  $X$  によるものなのか」「どの部分が  $Y$  によるものなのか」「どの部分が  $Z$  によるものなのか」を分解する手法が AFA である。予測モデルが線形回帰モデルであれば, 推計されたパラメータを用いて要因分解を行うことができる。しかし, ニューラルネットワークやアンサン

ブルツリーといった「複雑な」機械学習モデルが予測モデルである場合、 そうした回帰パラメータを用いた要因分解を行うことはできない.

本稿の分析対象である SHAP は、 AFA のうちの主要な手法であり、 協力ゲーム理論の解概念であるシャープレイ値をベースにしたものである. SHAP は Lundberg and Lee (2017) によって定式化されて以降、 近年、 機械学習や AI の分野において、 急速に分析・研究が進められている.

本稿では、 SHAP およびその代替的な手法について包括的にレビューし、 それらを単純化なゲームや実際の金融・経済データに適用し、 比較分析を行った.

具体的には、 1 節「はじめに」において、 分析のモチベーションや既存研究に言及したあと、 2 節「SHAP とその代替的手法のレビュー」において、 既存の AFA の代表的な手法である SHAP と、 Hiraki, Ishihara and Shino (2024) によって提示された SHAP と代替的な複数の手法についてレビューした. 特に、 Lundberg and Lee (2017) をベースに、 AFA の基本的な別の手法である、 LIME (Local Interpretable Model-agnostic Explanations) およびそのカーネルとの関係性に着目して、 これらの手法の比較を行った.

次に、 3 節「数値例を用いた SHAP とその代替的手法の比較分析」では、 前節で示した SHAP およびその代替的な複数の手法を、 具体的な数値例や、 商品価格（金価格）や有効求人倍率といった時系列データに適用して、 異なる手法による要因分解の間でどの程度の違いが生じるのか、 比較分析を行った. AFA によって特定の特徴量に与えられた値の差の絶対値をベースにした比較からは、 AFA の間で分解パターンに相応の違いが生じることが明らかになった. また、 観察された分解パターンの違いは、 各 AFA が持つカーネル関数の形状を反映したものであった. 一方で、 グラフを用いた視覚的な比較においては、 残余均等配分解をベースにした AFA については、 他の AFA との間に明確な分解パターンの違いが存在した一方、 残余均等配分解をベースにした AFA 以外の

AFA の間では、視覚的に明確に確認できるほどの大きな違いは確認されなかった。

最後に、4 節「まとめと結論」では、前節までの分析を踏まえ、Hiraki, Ishihara and Shino (2024) が提示した手法を活用するためのポイントや、今後の分析の方向性について議論した。

# 解釈可能な機械学習モデルの金融データへの適用: 協力ゲーム理論を用いた新たな手法の開発と実証分析

篠 潤之介 \*

## 概要

本分析では、高度に複雑な機械学習モデルを用いて計算された金融・経済データの予測値を、人間が解釈可能な形に要因分解する Additive Feature Attribution (AFA)について概説して、実際の金融・経済データへの適用可能性を検討する (AFA とは、例えば、3つの変数  $X \cdot Y \cdot Z$  を用いて資産価格を機械学習モデルで予測する際、予測値の「どの部分が  $X$  によるものなのか」「どの部分が  $Y$  によるものなのか」「どの部分が  $Z$  によるものなのか」を分解する手法である)。

具体的には、まず、AFA の代表的な手法である SHAP と、Hiraki, Ishihara and Shino [6] で提示された SHAP の代替的な手法について、その特徴や理論的な背景レビューし、手法間の相違を議論する。次に、それらの手法を協力ゲームの数値例および実際のデータ(金価格および有効求人倍率)に適用して、手法間の違いがどの程度の実際の要因分解のパターンの違いをもたらすのかを分析する。分析の結果、グラフを用いた視覚的な比較からは、(I) 協力ゲーム理論の解概念である残余均等配分をベースにした AFA については他の AFA との違いが確認できた一方、(II) それ以外の AFA の間では、視覚的にはつきりと確認できるほどの大きな差異はみられなかった。一方で、(III) 協力ゲームの数値例における分析や、異なる AFA 間の値の差の絶対値をベースにした比較からは、AFA の間で分解パターンに相応の違いが生じること、またそうした AFA 間の分解パターンの違いは、カーネルの形状をある程度反映したものとなっているということ、が明らかになった。

---

\* 早稲田大学国際学術院. junnosuke.shino@waseda.jp

# 1 はじめに

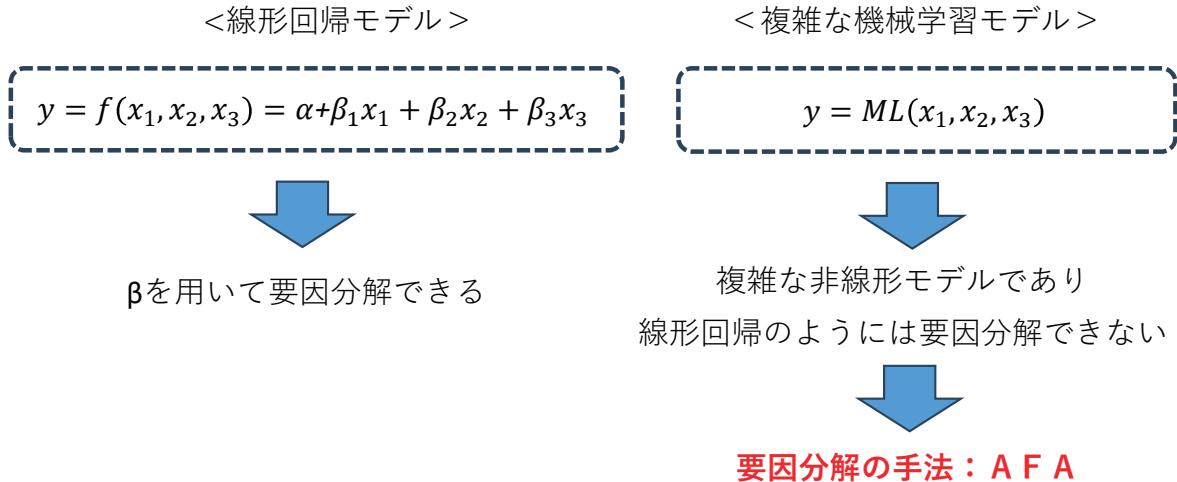
近年, 人工知能 (Artificial Intelligence, AI) や機械学習 (Machine Learning, ML) の進展により, 経済・金融分野におけるデータ分析の手法が大きく変化している. とりわけ, 大規模かつ高次元のデータを扱う場面において, 機械学習モデルは従来の統計的手法を凌駕する予測性能を示しており, 資産価格の予測, 信用リスクの評価, マクロ経済指標の予測といった多様な応用が進んでいる. 複雑で非線形な関係性を捉えることができる点は, 機械学習の大きな強みであり, 金融実務や政策分析における重要なツールとなりつつある.

一方で, これらの高度なモデルは内部構造が複雑であるため, 「ブラックボックス」であるという批判を受けることが少なくない. 特に金融・経済分野においては, モデルが導出する結果の根拠や判断基準を明示することが強く求められる. 予測精度が高いだけでは不十分であり, モデルの出力がどのような要因に基づくのかを理解・説明可能であることが, 実務的・倫理的な観点から不可欠である. このような背景のもと, 近年注目されているのが, 機械学習モデルによる意思決定や予測を解釈しやすくするための手法を指す「説明可能な AI (Explainable AI, XAI)」のアプローチである. 本研究が着目する SHAP (SHapley Additive exPlanations) は, 協力ゲーム理論に基づく一貫性のある手法であり, 個々の特徴量が予測に与える寄与度を定量的に評価することが可能である.

より具体的には, XAI のうち, AFA (Additive Feature Attribution) とは, 複雑な機械学習モデルの予測値を個々の特徴量の貢献度 (寄与度) に分解することで, 各特徴量が予測に与える影響を定量化・可視化する手法である. AFA とは, 例えば, 3つの変数  $X \cdot Y \cdot Z$  を用いて資産価格を機械学習モデルで予測する際, 予測値の「どの部分が  $X$  によるものなのか」「どの部分が  $Y$  によるものなのか」「どの部分が  $Z$  によるものなのか」を分解する手法である. 予測モデルが線形回帰モデルであれば, 推計されたパラメータを用いて要因分解を行うことができる. しかし, ニューラルネットワークやアンサンブルツリーといった「複雑な」機械学習モデルが予測モデルである場合, そうした回帰パラメータを用いた要因分解を行うことはできない (図 1).

AFA の具体的な手法である SHAP は, 協力ゲーム理論の解概念であるシャープレイ値

図 1: 回帰分析におけるパラメータを用いた要因分解と機械学習モデルにおける AFA を用いた要因分解



(Shapley [16]) に基づく AFA であり, Lundberg and Lee [11] (以下「LL 論文」と呼ぶことにする) によって定式化されて以降, 近年, 機械学習や AI の分野において, 急速に分析・研究が進められている.\*<sup>1</sup> 例えば, 計算コストの観点からは, SHAP の計算速度を短縮化するための TreeExplainer (Lundberg et al. [10]) や Fast SHAP (Jethani et al. [8]) といった手法が開発されている. 実際のデータを用いた SHAP の適用としては, 医療やヘルスケアの分野を中心として, 様々な分野で分析が蓄積されつつある.\*<sup>2</sup>

さらに, ここ数年の間で, 経済・金融関連のデータに対して, SHAP を用いて機械学習モデルを解釈可能な形で適用・分析する研究が展開されつつある. Jabeur et al. [7] は, 金価格を 6 つの機械学習モデルを用いて予測した後, 各予測について SHAP を適用して比較分析を行い, XGBoost モデルとそれに対する SHAP の適用が分析上有効であることを主張した. 英国中央銀行 (BOE) のワーキングペーパーとして公表された Buckmann and Joseph [2] は, 米国の失業率を対象に, 機械学習モデルの予測精度の比較評価, SHAP による予測値の要因分解,

\*<sup>1</sup> Lundberg and Lee [11] (LL 論文) は, 2017 年の NeurIPS (Conference on Neural Information Processing Systems, 機械学習や人工知能 (AI) 分野で最も権威のある国際会議のひとつ) に掲載されたプロシーディングであるが, 同論文の引用件数は 2025 年 6 月時点では 3,6000 件を超えており, XAI におけるもっとも基礎的な文献の 1 つとなっている.

\*<sup>2</sup> 医療分野における XAI の活用状況を体系的にレビューし, 特に SHAP や LIME (後述) などの手法が診断支援や疾患予測モデルの解釈性向上に貢献していることを示した Loh et al. [9] や, 全身麻酔中の際の低酸素血症の予測に SHAP を適用した Lundberg et al.[12] などが挙げられる.

変数間の非線形関係の可視化, SHAP の統計的な検証 (Shapley Regression) 等の, SHAP を中核とする機械学習モデルを用いた分析ワークフローを示し, 政策当局の実体経済分析や局面判断において, AFA ないし SHAP を活用することの有効性を示した.<sup>\*3</sup> 一方, 歐州中央銀行 (ECB) のワーキングペーパーとして公表された Bluwstein et al. [1] は, SHAP を用いて金融危機の予測に有用な金融経済変数を特定し, 可視化を行った.<sup>\*4</sup> わが国においても, 鶩見 [20] は, SHAP を用いて通貨オプション市場における投資家センチメントを分析し, その主要な変動要因が金融ストレス指数や米国イールドカーブであることを明らかにした. 森ほか [19] は, 125 か国の新型コロナウィルス新規感染者数および 36 種類の特徴量からなるパネルデータにランダムフォレストモデルを適用し, SHAP を用いて各特徴量の重要度を計測した.

本稿では, SHAP およびその代替的な手法について包括的にレビューし, それらを単純化したゲームや実際の金融・経済データに適用し, 比較分析を行う. 具体的には, まず, 既存の AFA の代表的な手法である SHAP と, Hiraki, Ishihara and Shino [6] (以下「HIS 論文」と呼ぶことにする) によって提示された SHAP と代替的な複数の手法について概説する. 特に, LL 論文をベースに, AFA の基本的な別の手法である, LIME (Local Interpretable Model-agnostic Explanations, [13]) およびそのカーネルとの関係性に着目して, これらの手法の比較を行う. 次に, Jabeur et al. [7] 等に基づき, これらの複数の手法を商品価格 (金価格) および有効求人倍率に適用して, 異なる手法の間でどの程度の違いが生じるのか, 比較分析を行う. そして, Hiraki, Ishihara and Shino [6] が提示した手法を活用するためのポイントや, 今後の分析の方向性について議論する.

本論文の次節以降の構成は以下の通りである. 2 節では SHAP およびその代替的手法についてレビューする. 3 節では, 協力ゲームの数値例を用いた SHAP とその代替的手法の比較分析を行う. 4 節では, これらの手法を金価格の時系列データに適用して比較を行う. 5 節はまとめと結論である.

---

<sup>\*3</sup> 後に, 中央銀行とその政策を専門的に扱う *International Journal of Central Banking* 誌に掲載された.

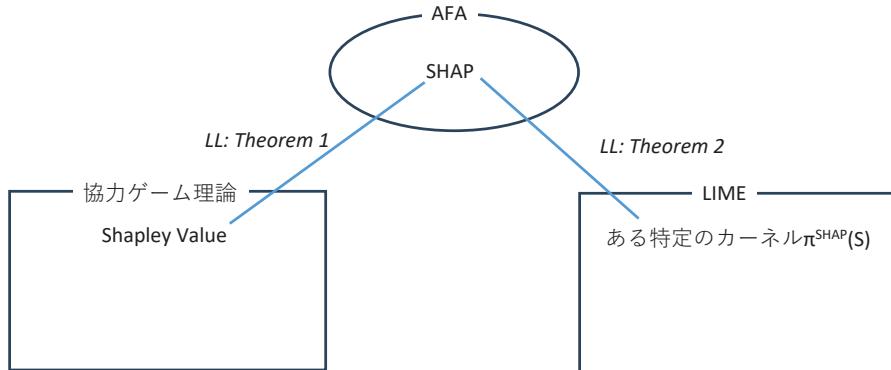
<sup>\*4</sup> 後に, *Journal of International Economics* 誌に掲載された.

## 2 SHAP とその代替的手法についてのレビュー

### 2.1 LL 論文における SHAP と HIS 論文におけるその代替的手法に関する議論の全体感

AFA の具体的手法として SHAP を提示した LL 論文では, SHAP を 2 つの観点で特徴づけている (図 2). 1 つめの観点は, 協力ゲームの解概念であるシャープレイ値を, AFA の文脈に適用したものとして SHAP を特徴づけるものである (LL 論文の Theorem 1). もう 1 つの観点は, AFA の別の基本的な手法の 1 つである, LIME の具体的な定式化として SHAP を特徴づけるものである. 特に, LIME を定式化する際に必要となるカーネル関数 (図 2 における  $\pi^{SHAP}(S)$ . 詳細は 2.4 節で解説) を特定の形に限定することで, それが SHAP と一致することを示している (同論文の Theorem 2).

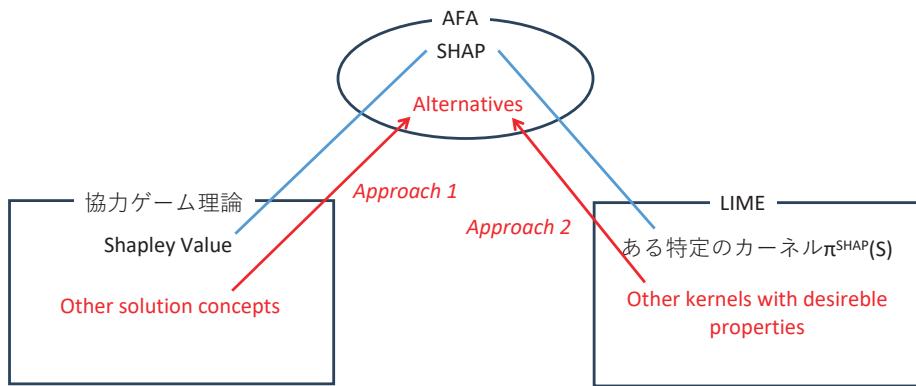
図 2: LL 論文における SHAP の特徴づけ



一方, HIS 論文では, この LL 論文の分析のフレームワークを踏襲しつつ, それぞれの観点から, SHAP の代替案を提示している (図 3). まず, 1 つめの「協力ゲームの解概念としての SHAP」について, HIS 論文では, 協力ゲーム理論における解概念はシャープレイ値の他にも多くのものがあり, それらを同様に AFA として定式化し, それを SHAP と比較することの重要性を指摘した. そのうえで, 協力ゲーム理論における残余均等配分解と最小二乗ブレインを用いて, SHAP と代替的な AFA を導出・提示した (図 3 における左側の矢印). 次に, 2 つめ

の「LIMEにおいて特定のカーネル関数を仮定することで導出される SHAP」について, HIS 論文では, この SHAP に特定のカーネル関数が, カーネル関数が満たすべき性質を満たしていないことを指摘した. そのうえで, この性質を満たすカーネル関数を定義して, そこから SHAP と代替的な AFA を導出・提示した(図3における右側の矢印).

図3: HIS論文における代替的手法の提示



以上が LL 論文と HIS 論文の全体感である. 2.3 節でより詳細なレビューを行う前に, 次の 2.2 節では, LL 論文における SHAP と, HIS 論文で提示された様々な代替的手法のうちもっともシンプルな, 協力ゲーム理論の解概念である残余均等配分解を用いた AFA (残余均等配分 (Equal Surplus) の頭文字をとって, SHAP に対して ES と呼ぶことにする) について, 具体例を用いながらそのイメージを把握することにする.

## 2.2 簡単な比較: SHAP と ES (残余均等配分を用いた AFA) の違い

ここでは具体例を用いて SHAP と ES の違いを把握する. 学習済の機械学習モデルを  $f$ , 特徴量は  $A, B, C$  の 3 つであるとする. 例えば, 株価リターンを予測するとして, 機械学習モデル  $f$  はランダムフォレストやニューラルネットといった「複雑な」モデル, 特徴量は計量分析における「独立変数」「説明変数」のことであり, 企業収益, 配当性向, 為替レートといった変数が特徴量の候補となる.

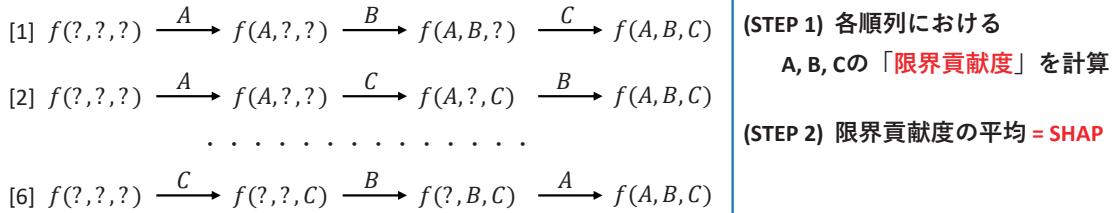
AFA が解くべき問題は, ある観測値において, 特徴量  $A, B, C$  の値が全て既知である場合の予測値  $f(A, B, C)$  と, 特徴量  $A, B, C$  がすべて未知である場合の予測値 – これを  $f(\emptyset)$  と

する – の差, すなわち  $f(A, B, C) - f(\emptyset)$ , を, 特徴量  $A, B, C$  に配分する手法のことである.  $f(A, B, C) - f(\emptyset)$  は, すべての特徴量が既知となったときの「予測の改善度」とみなすことができる. これを  $A, B, C$  の「予測の貢献度」に応じて配分する手法が AFA である. 協力ゲーム理論においては  $f(A, B, C) - f(\emptyset)$  はいわゆるプレイヤー間で配分される「パイの大きさ」にあたり, その配分方法として, シャープレイ値をはじめとする様々な解概念が提示されてきた.

それでは, まず SHAP について見てみよう (図 4). SHAP では, まず, 全ての特徴量が未知の状態である  $f(\emptyset)$  (図 4 では  $f(?, ?, ?)$  と表示) からスタートし, 1 つずつ特徴量が加わる状況を想定する. 図中で [1] とあるケースでは, まず特徴量  $A$  が既知になる. ここで  $A$  の予測の「限界貢献度 (marginal contribution)」を  $f(A) - f(\emptyset)$  とする ( $f(A)$  は図中では  $f(A, ?, ?)$  と表示). 次に, 特徴量  $B$  が既知となる. ここで  $B$  の限界貢献度は,  $B$  が既知となる前の予測値  $f(A)$  と,  $B$  が既知となったときの予測値  $f(A, B)$  の変化幅  $f(A, B) - f(A)$  とする. 最後に, 特徴量  $C$  が既知となったときの  $C$  の限界貢献度を  $f(A, B, C) - f(A, B)$  とする.

図 4: SHAP (シャープレイ値を用いた AFA) の計算方法

シャープレイ値(SHAP)の場合



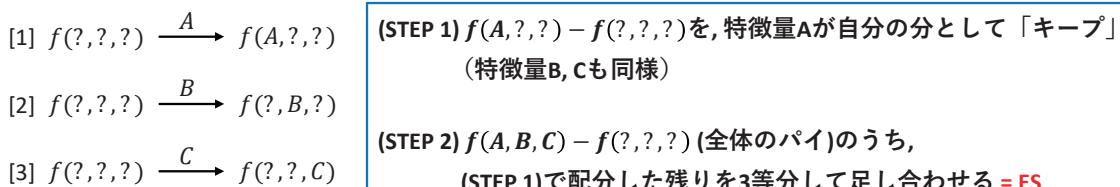
以上でケース [1] における  $A, B, C$  の限界貢献度が算出できた. ケース [1] はいわば順列  $A \rightarrow B \rightarrow C$  に対応するため, 1 つずつ特徴量が加わっていくケースの総数は  $A, B, C$  の順列の場合の数,  $3! = 6$  通りある (図 4 では [1], [2], ..., [6] と表示されている). それぞれのケースにおいて  $A, B, C$  それぞれの限界貢献値を計算し, それをケースの総数 6 で割った, いわば「限界貢献度の平均」が SHAP となる. LL 論文ではこのシャープレイ値の考えに則って SHAP が定義された.

次に, 残余均等配分解 (ES) についてみてみよう (図 5). ES でも, まず, 全ての特徴量が

未知の状態である  $f(\emptyset)$  からスタートする。しかし、3つの特徴量全てが加わる順列を考えるのではなく、考慮するのは  $f(\emptyset)$  から1つめの特徴量が加わる状態のみである。図中で [1] とあるケースにおいては、すべての特徴量が未知である場合の予測値  $f(\emptyset)$  から、特徴量  $A$  が既知になったときの予測値  $f(A)$  の変化幅  $f(A) - f(\emptyset)$  を、SHAP 同様に  $A$  の予測の「限界貢献度 (marginal contribution)」とする。ES では、これを特徴量  $A$  が自分の取り分として「キープ」すると考える。同様に、 $B$  は  $f(B) - f(\emptyset)$ 、 $C$  は  $f(C) - f(\emptyset)$  を自分の取り分として「キープ」する。この各特徴量が自分の取り分をキープする段階がいわば Step 1 である。Step 2 においては、「全体のパイの大きさ」である  $f(A, B, C) - f(\emptyset)$  から、Step 1 において各特徴量がキープした分を差し引いた「残余」を、3つ特徴量で均等配分し、Step 1 のキープした分に加える。これが ES=残余均等配分に基づく AFA である。

図 5: ES (残余均等配分を用いた AFA) の計算方法

残余均等配分 (ES: Equal Surplus solution) の場合



SHAP と ES を比べると、当然、SHAP の方がより多くの情報を用いて計算されている。すなわち、上記の例において、SHAP は特徴量が2つが既知の場合における予測値である  $f(A, B)$ 、 $f(A, C)$  および  $f(B, C)$  の情報を考慮して算出されるが、ES はこの情報を考慮しない。したがって、「各特徴量の予測の貢献度に応じて配分する」AFA として、SHAP は ES に比べるとより「フェア」な方法であると言える。また、特徴量の数が大きくなるほど、「SHAP では考慮しているが ES では考慮していない情報量」は大きくなることから、両者の違いは大きくなっていくと考えられる。

一方で、ES にはメリットもある。情報量についての議論といわばコインの裏表の関係であるが、SHAP の計算においては、 $n$  個の特徴量があるとき、計算すべき予測値の数は  $2^n$  個であることから、特徴量の数が増えると SHAP の計算コストは指数関数的に増大していく。一

方で, ESにおいては, 計算すべき予測値の数は  $n + 2$  個であることから, SHAP の計算コストの増加ペースは線形なものにとどまる. したがって, 両者の計算コストは特徴量の数が大きくなるほど拡大していく. 機械学習においては, 数多くの特徴量を扱うケースがむしろ一般的であることから, これは ES の大きなメリットであると言える. 1節でも言及したが, SHAP は AFA として様々なメリットを持つ一方で, 計算コストの大きさが最大の問題とみなされてきた. このため, 相対的に少ない計算コストで近似的に SHAP を計算する, TreeSHAP や FastSHAP などの手法が提案されてきたが, これらの手法を用いてもなお計算コストの引き下げは限定的なものにとどまっている. HIS 論文では, この点も踏まえて, 計算コストを大幅に抑制することのできる ES を, SHAP の代替的な手法のうちの 1 つとして提示した.

SHAP と ES についての直感的な議論は以上である. HIS 論文において提示された他の代替的な手法をレビューするためには, いくつかのノーテーションを導入する必要がある. 2.3 節以降では, その準備を行ったあと, LL 論文と HIS 論文における議論をもう少し掘り下げてレビューしていく.

### 2.3 より正確なレビューのための準備

観測値を  $t$  個, 特徴量の数を  $n$  個とし ( $N = \{1, \dots, n\}$  および  $T = \{1, \dots, t\}$ ), 特徴量のベクトルを  $t \times n$  次元ベクトル  $X = (X_1, \dots, X_j, \dots, X_n)$  とする.  $f$  を学習済モデル,  $Y = (y_1, \dots, y_t)'$  を  $f$  による予測値とする ( $Y = f(X)$ ).

$N$  のべき集合の要素  $S \in 2^N$  (協力ゲーム理論では提携と呼ぶ) に対し,  $x_{\tau, S} = \{x_{\tau, j} | j \in S\}$  とする.  $x_{\tau, S}$  は,  $\tau$  番目の観測値における  $S$  に含まれる特徴量からなるベクトルである. また,  $X_S = \{X_j | j \in S\}$  とする.

協力ゲーム理論において, 特性関数形ゲームは  $(N, v)$  で表現される.  $N = \{1, \dots, n\}$  はプレイヤーの集合,  $v$  はべき集合  $2^N$  上の実数値関数である. 今,  $\tau$  番目の観測値において, 提携  $S$  に対して実数値関数  $v_{\tau} : 2^N \rightarrow R$  を以下の (1) で定義すると,  $\tau$  についての特性関数形ゲームが 1 つ定まる:

$$v_{\tau}(S) = E [f(x_{\tau, S}, X_{N \setminus S})]. \quad (1)$$

$v_{\tau}(S)$  は, 「 $x_{\tau}$  において,  $S$  に含まれる特徴量  $x_{\tau, j} (j \in S)$  が分かっているが,  $S$  に含

まれない特徴量  $x_{\tau,k}$  ( $k \in N \setminus S$ ) は未知であるときの  $f$  の予測値」である。 $v_\tau(N) = E[f(x_{\tau,1}, \dots, x_{\tau,n})] = f(x_{\tau,1}, \dots, x_{\tau,n})$  かつ  $v_\tau(\emptyset) = E[f(X_1, \dots, X_n)] = E[f(X)]$  である。協力ゲーム理論の分析においては、 $v(\emptyset) = 0$  を仮定することが多いが、ここでは一般的に  $v_\tau(\emptyset) \neq 0$  であることに留意する。

**例 1** 観測値 4 個 ( $t = 4$ )、特徴量 3 個 ( $n = 3$ ) の場合を考える。

$$X = \begin{pmatrix} x_{11}, x_{12}, x_{13} \\ x_{21}, x_{22}, x_{23} \\ x_{31}, x_{32}, x_{33} \\ x_{41}, x_{42}, x_{43} \end{pmatrix}. \quad (2)$$

4 番目の観測値  $\tau = 4$  に対応する特性関数形ゲーム  $v_4$  は、以下の通り定まる：

$$\begin{aligned} v_4(\emptyset) &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 f(x_i) \quad \text{ただし } x_i = (x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}) \\ v_4(1) &= \frac{1}{4} \{ f(x_{41}, x_{12}, x_{13}) + f(x_{41}, x_{22}, x_{23}) + f(x_{41}, x_{32}, x_{33}) + f(x_{41}, x_{42}, x_{43}) \} \\ &\dots \dots \dots v_4(2), v_4(3) \text{ も同様} \dots \dots \dots \\ v_4(12) &= \frac{1}{4} \{ f(x_{41}, x_{42}, x_{13}) + f(x_{41}, x_{42}, x_{23}) + f(x_{41}, x_{42}, x_{33}) + f(x_{41}, x_{42}, x_{43}) \} \\ &\dots \dots \dots v_4(13), v_4(23) \text{ も同様} \dots \dots \dots \\ v_4(123) &= f(x_{41}, x_{42}, x_{43}) \end{aligned}$$

$v_4(\emptyset)$  は、「4 番目の観測値において、すべての特徴量が未知である場合の理論値」なので、 $x_1, x_2, x_3, x_4$  が等確率で発生すると仮定し、理論値の期待値を計算する。 $v_4(1)$  は、「4 番目の観測値において、1 番目の特徴量のみが既知である場合の理論値」なので、 $x_{41}$  は固定し、 $(x_{12}, x_{13}), (x_{22}, x_{23}), (x_{32}, x_{33}), (x_{42}, x_{43})$  が等確率で発生すると仮定し、理論値の期待値を計算する。 $v_4(12)$  も同様である。最後に、 $v_4(123)$  は、「4 番目の観測値においてすべて特徴量が既知である場合の理論値」なので、学習済モデル  $f$  に  $x_4 = (x_{41}, x_{42}, x_{43})$  を代入する。

機械学習における AFA とは、 $\tau$  番目の観測値に着目し、「すべての特徴量が既知である場合の予測値と、すべての特徴量が未知である場合の予測値の差」である  $v_\tau(N) - v_\tau(\emptyset)$  を、各特徴量の貢献度（寄与度）に応じて配分する手法である。具体的には、 $\tau$  番目の観測値に関する特性

関数形ゲーム  $(N, v_\tau)$  とそこでプレイヤー (特徴量)  $j$  に対し, 実数値関数  $\Psi_\tau(j) : N \rightarrow R$  を考える (以後,  $\Psi_\tau(j)$  を  $\Psi_{\tau,j}$  と表記する). また,  $\Psi_\tau = (\Psi_{\tau,1}, \dots, \Psi_{\tau,n})$  とする.  $\Psi_\tau$  が (3) 式を満たすとき,  $\Psi_\tau$  を AFA と呼ぶ.

$$\sum_{j \in N} \Psi_{\tau,j} = v_\tau(N) - v_\tau(\emptyset). \quad (3)$$

$\Psi_\tau$  が AFA であるとき,  $\Psi_\tau^{AFA}$  とも表記する.

以上の準備のもと, 2.2 節で取り上げた SHAP と ES は, それぞれ以下の (4) 式および (5) 式によって定義できる.

$$\Psi_{\tau,j}^{SHAP} = \sum_{S \subseteq N \setminus j} \frac{|S|!(n - |S| - 1)!}{n!} (v_\tau(S \cup \{j\}) - v_\tau(S)) \quad (4)$$

$$\Psi_{\tau,j}^{ES} = v_\tau(\{j\}) + \frac{(v_\tau(N) - v_\tau(\emptyset)) - \sum_{i \in N} v_\tau(\{i\})}{n} \quad (5)$$

次に, 図 3 における右側の矢印で示した, SHAP の代替的手法を定式化する際のもう 1 つのアプローチである, カーネル関数を起点とした議論を概観する.

## 2.4 LIME とカーネル

HIS 論文では, LIME (Local Interpretable Model-agnostic Explanations, Ribeiro et al. [13], 以下 LIME 論文と呼ぶ) におけるカーネル関数の観点から, SHAP におけるカーネル関数は, 「分析対象の観測値に近い摂動サンプルほど大きなウェイトが付与されるべき」という, 本来 LIME が満たすべき条件を満たしていない点を指摘した. そのうえで, 任意のカーネル関数を用いた AFA の一般的表現を導出し, 上記条件を満たす複数の AFA を, SHAP の代替的な手法として提示した. 以下ではこの点をレビューする.

まず, LL 論文および LIME 論文の表記に従い,  $x$  が分析対象となる観測値,  $z$  は  $x$  から生成された摂動サンプル (実際上は, すべての特徴量が既知である  $x$  をベースに, 一部の特徴量を未知としたときのデータ) とする. LL 論文および LIME 論文では, 二値ベクトル  $z'$  および  $z = h_x(z')$  を満たす写像  $h_x$  を用いて  $z$  を  $z'$  に置き換えた上で分析しているが, ここでは単純化のために  $x = x'$  および  $z = z'$  とする. LIME 論文では, 「複雑な機械学習モデル  $f$  を,

分析対象である  $x$  の近傍において、「説明可能な複雑ではない」モデル  $g$  で局所的に近似する手法」として、以下の最小化問題を提示した：

$$\xi(x) = \arg \min_{g \in G} L(f, g, \pi_x) + \Omega(g).$$

ここで、 $g(z) = \phi_0 + \sum_{i=1}^n \phi_i z_i$  (ただし  $\phi_i \in R$ )、すなわち、説明可能なモデルは線形であるとする。 $G$  をすべての  $g$  の集合とし、 $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_n) \in R^n$  とする。 $\pi_x$  はカーネル関数であり、 $\pi_x(z)$  で、分析対象である観測値  $x$  と摂動サンプル  $z$  の近接度が測られる。 $L$  は  $f$  および  $\pi_x$  のもとで、 $g$  が  $f$  をどの程度近似しているかどうかを測る損失関数であり、近似度が高いほど損失が小さくなる。 $\Omega(g)$  は説明可能なモデル  $g$  の複雑さを測るペナルティ項である。

以上の定式化のもと、LIME 論文では、カーネル  $\pi_x$  が満たすべき条件として、以下の点を挙げている：

- $x$  と  $z$  との近接度が高い (距離が小さい) ほど、 $z$  に付与されるカーネル (重み) は大きくなるべきである。

説明可能なモデル  $g$  は、分析対象となる観測値  $x$  の近くにおいて、 $f$  をより正確に近似するべきであるため、そのような  $g$  を求めるうえで、 $x$  に近い摂動サンプルを重視するように損失関数を定式化することを要請する上記の条件は、カーネル関数が当然満たすべき条件であるといえる。<sup>5</sup> そして、LIME 論文では、具体的にカーネル関数を  $\pi_x(z) = \exp(-D(x, z)^2)/\sigma^2$  (ただし  $D$  は距離関数、 $\sigma$  は散らばりの程度) と定式化している。さらに、損失関数については、 $L(f, g, \pi_x) = \sum_{z \in Z} [f(z) - g(z)]^2 \pi_x(z)$  という局所的加重二乗損失関数 (locally weighted square loss function) を想定している。すなわち、 $z$  において、説明可能なモデルが与える予測値  $g(z)$  がそもそも学習モデルの予測値  $f(z)$  から乖離するほど損失は大きくなる。そして、そのような損失は、 $z$  が  $x$  に近いほど (すなわち  $\pi_x(z)$  が大きいほど)、より重視される。

LIME 論文では、以上の最小化問題の解を解析的に求めることはしていない。一方、LIME

---

<sup>5</sup> LIME 論文 [13] の 3 節を参照。例えば、Figure 3 において、 $x$  に近い摂動サンプルは相対的に大きく表示されているが、これは当該サンプルにより大きな重みを付与していることを表している。

と SHAP の関係を考察した LL 論文では、この最小化問題に、追加的に  $\Omega(g) = 0$  の仮定を置いている。これにより、LIME の最小化問題は、本稿の 2.3 節で導入した表記に従うと、以下で表される<sup>6</sup>：

$$\arg \min_{\phi \in R^n} \sum_{S \in 2^N} \left[ \sum_{i \in S} \phi_i - \{v_\tau(S) - \phi_0\} \right]^2 \pi_{x_\tau}(S). \quad (6)$$

さらに、LL 論文では、説明可能なモデル  $g(z) = \phi_0 + \sum_{i=1}^n \phi_i z_i$  に関して、いくつかの制約を課している。1 点目は、 $z = (0, \dots, 0)$  のとき、 $\phi_0 = f(0, \dots, 0)$ 、すなわち、 $\phi_0$  は、全ての特徴量が未知のときの学習モデルの予測値と一致していかなければならない。2 点目は、 $f(x) = g(x)$ 、すなわち、分析対象の観測値  $x$  においては、 $g(x)$  は  $f(x)$  と一致しなければならない。この条件を局所的正確性条件 (local accuracy) または効率性条件 (efficiency) と呼び、この条件を課すことで最小化問題の解は常に AFA となる。以上を整理すると、LL 論文の制約条件付最小化問題は、 $\Psi_\tau^{AFA}$  を解とすると、以下で表される。

$$\Psi_\tau^{AFA} = \arg \min_{\substack{\phi \in R^n \text{ with } \sum_{i \in N} \phi_i = v_\tau(N) - v_\tau(\emptyset) \\ \phi_i = v_\tau(N) - v_\tau(\emptyset)}} \sum_{S \in 2^N} \left[ \sum_{i \in S} \phi_i - \{v_\tau(S) - v_\tau(\emptyset)\} \right]^2 \pi_{x_\tau}(S). \quad (7)$$

1 節でも簡単に言及したが、LL 論文は (7) 式の解が SHAP と一致するようなカーネル  $\pi_{x_\tau}(S)$  が存在することを示した (Theorem 2)。一方で、HIS 論文では、追加的な仮定 (対称性) を課すことで、(7) の最小化問題に対する解の一般的な表現を以下の通り導出した：

$$\Psi_{\tau,j}^{AFA} = \phi_j = \sum_{S:j \in S} \pi_{x_\tau}(S) \cdot v_\tau(S) + \frac{v_\tau(N) - v_\tau(\emptyset) - \sum_{i \in N} \left\{ \sum_{S:i \in S} \pi_{x_\tau}(S) \cdot v_\tau(S) \right\}}{n}. \quad (8)$$

(8) 式は、AFA ( $\Psi_\tau^{AFA}$ ) を、カーネル  $\pi_{x_\tau}(S)$  の関数として表現している。このことにより、任意のカーネルに対して AFA を求めることができ、特定のカーネルに基づいた AFA を定式化するうえで有用である。再び図 3 に戻ると、右下の四角形内でカーネルを 1 つ定めると、それに応じて上部の楕円形内で SHAP の代替案=Alternative が 1 つ求まるという、右側の赤い矢印で示された Approach 2 を、(8) 式を用いて実行することができる。

---

<sup>6</sup> 詳細は HIS 論文参照。

以上の考察に基づき, 次節では, HIS 論文に沿って, SHAP およびその代替的な手法を定式化していく. その際に特にポイントとなるのは, 先述した「 $x$  と  $z$  との近接度が高い (距離が小さい) ほど,  $z$  に付与される重みは大きくなるべき」という条件が満たされるかどうかという点である.

## 2.5 カーネルに基づく AFA

まず, SHAP に対応するカーネル関数は, 以下の (9) 式である. すなわち, (9) 式を (8) 式に代入して得られる AFA は, SHAP となる:

$$\pi_{x_\tau}^{SHAP}(S) = \frac{n}{n C_{|S|} \cdot |S| \cdot (n - |S|)}. \quad (9)$$

(9) 式において,  $|S| = 0$  または  $|S| = n$  のとき  $\pi_{x_\tau}^{SHAP}(S) = \infty$  であり, 既知の特徴量の数  $|S|$  について凹型となっている. これは, LIME 論文においてカーネルが持つべき性質とされた, 「 $z$  が  $x$  に近いほど, より大きな重みが付与される」 すなわち  $\pi_{x_\tau}$  が  $|S|$  に関する増加関数であるべき, という条件を満たしていない.

なお, (5) で示した ES 型の AFA は, 以下のカーネル関数に基づいているが, これも  $|S|$  に関する増加関数という条件を満たしていない:

$$\pi_{x_\tau}^{ES}(S) = \begin{cases} 1 & \text{if } |S| = 1 \\ 0 & \text{if } 2 \leq |S| \leq n. \end{cases} \quad (10)$$

すなわち, 2.2 節でも言及したように, ES は, 計算コストが相対的に小さいという大きなメリットがある一方で, カーネルが  $|S|$  に関する増加関数とはなっていないという点においては, SHAP と同じようなデメリットを有しているといえる.

これに対し, HIS 論文では, さらに以下の 4 つの AFA を提示した.

### 2.5.1 協力ゲーム理論の解概念である LS プレ仁に基づく AFA

以下のカーネルを考える:

$$\pi_{x_\tau}^{PN ucl}(S) = \frac{1}{2^{n-2}}. \quad (11)$$

これは定数, すなわち  $|S|$  に関して独立なカーネル関数である. (11) 式を (8) 式に代入することで, 以下の AFA を得る:

$$\Psi_{\tau,j}^{PNucl} = \phi_j = 2 \left( \frac{1}{2^{n-1}} \sum_{S:j \in S} v_{\tau}(S) \right) + \frac{v_{\tau}(N) - v_{\tau}(\emptyset) - \sum_{i \in N} \left\{ 2 \left( \frac{1}{2^{n-1}} \sum_{S:i \in S} v_{\tau}(S) \right) \right\}}{n} \quad (12)$$

$\Psi_{\tau,j}^{PNucl}$  は, 協力ゲームの分野における解概念である最小二乗プレ仁 (Ruiz et al. [14][15]) と一致することが証明できる.\*<sup>7</sup> カーネルは定数なので, 「特徴量の数  $|S|$  に関して増加関数であるべき」であるという, LIME 論文で示された条件を非常に弱い意味で満たしているといえる. そして, 再び図 3 を参照すると, 右側の Approach 2 に基づいて導出された AFA が, 実は左側の四角形である「協力ゲーム理論の世界」ではすでに最小プレ仁という解概念で提示されていたという点で, 興味深い結果であると言える.

### 2.5.2 線形に増加するカーネルに基づく AFA

次に, 以下のカーネル  $\pi_{x_{\tau}}^{LnK}$  は  $|S|$  に関して線形に増加しており, LIME 論文で示された条件を満たしている:

$$\pi_{x_{\tau}}^{LnK}(S) = \frac{|S|}{n \cdot 2^{n-3}}. \quad (13)$$

(13) を (8) に代入して, 以下の AFA を得る:

$$\Psi_{\tau,j}^{LnK} = \phi_j = \sum_{S:j \in S} \frac{|S|}{n \cdot 2^{n-3}} \cdot v_{\tau}(S) + \frac{v_{\tau}(N) - v_{\tau}(\emptyset) - \sum_{i \in N} \left\{ \sum_{S:i \in S} \frac{|S|}{n \cdot 2^{n-3}} \cdot v_{\tau}(S) \right\}}{n}, \quad (14)$$

$\Psi_{\tau,j}^{LnK}$  は, カーネル上の望ましい性質を有する, SHAP と代替的な 1 つめの AFA である.

### 2.5.3 指数関数的に増加するカーネルに基づく AFA

以下のカーネル  $\pi_{x_{\tau}}^{ExK}$  は  $|S|$  に関して指数関数的に増加しており, それに基づく AFA である  $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$  は (16) 式の通りとなる.

$$\pi_{x_{\tau}}^{ExK}(S) = \frac{2^{|S|-1}}{3^{n-2}}. \quad (15)$$

---

\*<sup>7</sup> 証明については著者に問い合わせされたい. また, 今後別稿で示す予定である.

$$\Psi_{\tau,j}^{ExK} = \phi_j = \sum_{S:j \in S} \frac{2^{|S|-1}}{3^{n-2}} \cdot v_{\tau}(S) + \frac{v_{\tau}(N) - v_{\tau}(\emptyset) - \sum_{i \in N} \left\{ \sum_{S:i \in S} \frac{2^{|S|-1}}{3^{n-2}} \cdot v_{\tau}(S) \right\}}{n} \quad (16)$$

#### 2.5.4 対数関数的に増加するカーネルに基づく AFA

(11) 式および (13) 式で定義されるカーネルは、それぞれ統計学における一様カーネル関数 (uniform kernel) と三角カーネル関数 (triangular kernel) に対応している。また、(15) 式のカーネルは、凸型カーネル関数に対応している。一方、以下で定義される凹型カーネル関数は、エパネチニコフ・カーネル (Epanechnikov kernel) あるいはコサインカーネル (cosine kernel) に対応するものである。

$$\pi_x(S)^{CvK} = \frac{|S|(2n - |S|)}{(3n^2 - n + 2) \cdot 2^{n-4}}. \quad (17)$$

$\pi_x(S)^{CvK}$  に基づく AFA である  $\Psi_{\tau,j}^{CvK}$  は、以下の (18) 式の通りである：

$$\begin{aligned} \Psi_{\tau,j}^{CvK} = & \sum_{S:j \in S} \frac{|S|(2n - |S|)}{(3n^2 - n + 2) \cdot 2^{n-4}} \cdot v_{\tau}(S) \\ & + \frac{v_{\tau}(N) - v_{\tau}(\emptyset) - \sum_{i \in N} \left\{ \sum_{S:i \in S} \frac{|S|(2n - |S|)}{(3n^2 - n + 2) \cdot 2^{n-4}} \cdot v_{\tau}(S) \right\}}{n}. \end{aligned} \quad (18)$$

カーネルが (15) 式のように指数関数的に増加しているのであれば、撮動サンプル  $z$  が分析対象となる観測値  $x$  に近づくにしたがい、 $z$  に付与される重みは急激に増加していく。これは、「説明可能なモデル  $g$  が  $x$  近傍で学習モデル  $f$  を近似しているかどうか」という点をより重視して最適な  $g$  を探索することを意味する。一方、カーネルが (17) のように対数関数的に増加しているのであれば、 $x$  から離れた撮動サンプルにおける近似も比較的重視して  $g$  を探索することを意味する。

### 3 数値例を用いた SHAP とその代替的手法の比較分析

#### 3.1 SHAP とその代替的手法のまとめ

本節および次節では、前節までに示された様々な AFA を、実際の数値例（3 節）および時系列金融・経済データ（4 節）に適用して、各 AFA が特徴量に与える寄与度（協力ゲームの文脈であれば利得ベクトル）の比較分析を行う。分析対象となる 6 つの AFA をまとめると、表 1 の通りである。最初の 3 つが協力ゲーム理論の解概念に基づいた AFA であり、それぞれシャープレイ値 ( $\Psi_{\tau,j}^{SHAP}$ )、残余均等配分解 ( $\Psi_{\tau,j}^{ES}$ )、最小二乗プレ仁 ( $\Psi_{\tau,j}^{PNucl}$ ) に対応している。4 番目から 6 番目は  $|S|$  に関して増加するカーネル関数から導出された AFA であり、それぞれ  $|S|$  に関して線形に増加 ( $\Psi_{\tau,j}^{LnK}$ )、指数関数的に増加 ( $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$ )、対数関数的に増加 ( $\Psi_{\tau,j}^{CvK}$ ) するカーネル関数に基づいている。

表 1: 比較分析対象の AFA 一覧

記号	式	文献	特徴
$\Psi_{\tau,j}^{SHAP}$	(4)	[11]	シャープレイ値に基づく AFA
$\Psi_{\tau,j}^{ES}$	(5)	[3] [6]	残余均等配分解に基づく AFA
$\Psi_{\tau,j}^{PNucl}$	(12)	[6]	最小二乗プレ仁に基づく AFA
$\Psi_{\tau,j}^{LnK}$	(14)	[6]	線形増加するカーネル関数を持つ AFA
$\Psi_{\tau,j}^{ExK}$	(16)	[6]	指数関数的に増加するカーネル関数を持つ AFA
$\Psi_{\tau,j}^{CvK}$	(18)	[6]	対数関数的に増加するカーネル関数を持つ AFA

#### 3.2 数値例を用いた比較分析

まずは、機械学習による予測という文脈を離れ、各 AFA を協力ゲーム理論における解とみなしたうえで、単純な特性関数形ゲーム  $(N, v_{\tau})$  を用いて、どのような場合に AFA 間の配分パターンの違いが明確になるか、また、その違いはどのように特徴づけられるかを考察する。

具体的には、以下の4人のプレーヤー（特徴量が4つの場合に対応）から構成される特性関数形ゲーム（ $N = \{1, 2, 3, 4\}$ ）を考える。

$$v_\tau(S) = \begin{cases} 50 & \text{if } S = \emptyset, |S| = 1, \text{ または } |S| = 2 \\ 50 & \text{if } S = \{1, 3, 4\}, \text{ または } S = \{2, 3, 4\} \\ 90 & \text{if } S = \{1, 2, 3\}, S = \{1, 2, 4\}, \text{ または } S = N. \end{cases}$$

このゲームの提携値  $v_\tau(S)$  の特徴をみると、1人提携、2人提携の提携値はプレイヤー間で完全に対称である。一方、3人提携の提携値は非対称になっている。具体的には、プレイヤー1および2については、自らが提携に含まれる3つの場合のうち、2つの場合の提携値が90、1つの場合の提携値が50になっている。一方、プレイヤー3および4については、2つの場合で50、1つの場合で90になっている。また、このことにより、3人提携から全体提携に変化する場合の各プレイヤーの貢献度をみると、プレイヤー1と2についてはそれぞれ40である一方、プレイヤー3と4については0となっている。

ここで、全体提携値とは、AFAの文脈においては、全ての特徴量が既知である場合の予測値（すなわち、分析対象である  $x$  における予測値）に対応することに留意されたい。そして、 $|S|$  に関して増加するカーネル関数を持つAFAは、 $x$  に近い摂動サンプルをより重視して説明可能なモデル  $g$  の近似度を評価するのであった。このことは、 $|S|$  に関して増加するカーネル関数を持つ  $\Psi_{\tau,j}^{LnK}$ 、 $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$  および  $\Psi_{\tau,j}^{CvK}$  では、プレイヤーへの利得配分（特徴量への貢献度の配分）にあたって、規模の大きな提携の提携値をより強く勘案することを意味する。一方、 $|S|$  に関して独立なカーネル関数を持つ  $\Psi_{\tau,j}^{PNucl}$  や、増加関数の条件を満たさないカーネルを持つ  $\Psi_{\tau,j}^{SHP}$  や  $\Psi_{\tau,j}^{ES}$  は、プレイヤーの数が少ない提携の提携値も相対的に重視することを意味する。

この点を踏まえて各AFAが特徴量に与える貢献度をみると（図6）、まず、 $x$ との近接度を最も（すなわち指数関数的に）重視する  $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$  が与える利得ベクトルは、他のAFAと比べ、プレイヤー1と2に強く傾斜したものとなっている。これは、3人以上の提携値がプレイヤー間で非対称となっているという提携値の特徴が、より強く反映されているためである。 $|S|$  に関して増加するカーネル関数を持つ  $\Psi_{\tau,j}^{LnK}$  および  $\Psi_{\tau,j}^{CvK}$  も同様の傾向がみられるが、1と2への利得配分の傾斜度は徐々に低下しており、3つのAFAが持つカーネル関数の増加パター

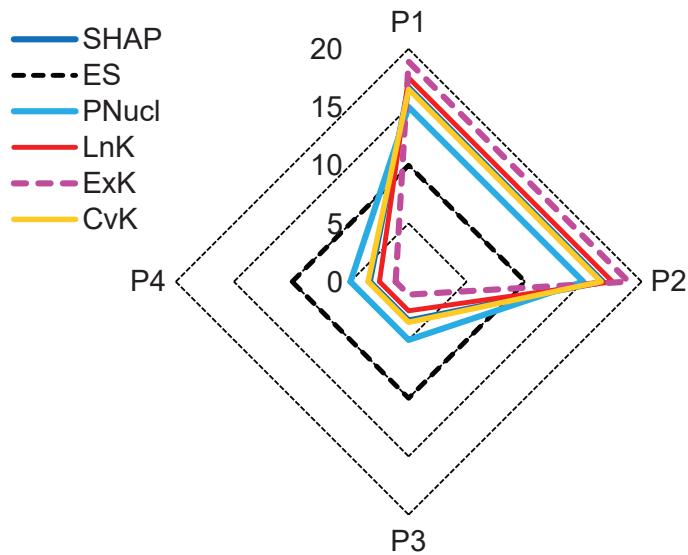
ンの違い (指數関数的か, 線形か, 対数関数的か) と整合的になっている. 一方,  $|S|$  に関して独立なカーネル関数を持つ  $\Psi_{\tau,j}^{PNucl}$  は, 規模の小さい提携も同程度に勘案する点を映じて, 3 および 4 にも相対的に多くの利得ベクトルを与えていている.  $\Psi_{\tau,j}^{ES}$  については, (5) 式から明らかのように, 全体提携と一人提携のみを考慮して利得ベクトルが決まることから, このゲームにおいては完全に均等な利得ベクトルとなっている.

図 6: 4 人ゲームの数値例における AFA

(1) 各 AFA が特徴量 (ここではプレイヤー) に与える値

	player 1	player 2	player 3	player 4	平均乖離度 (%)
<i>SHAP</i>	16.7	16.7	3.3	3.3	--
<i>ES</i>	10.0	10.0	10.0	10.0	120.0
<i>PNucl</i>	15.0	15.0	5.0	5.0	30.0
<i>LnK</i>	17.5	17.5	2.5	2.5	15.0
<i>ExK</i>	18.9	18.9	1.1	1.1	40.0
<i>CvK</i>	16.5	16.5	3.5	3.5	2.6

(2) 上の表の値をグラフ化したもの



このように, 各 AFA が与える利得ベクトルは, そのカーネル関数の形状を明確に反映した

ものとなっている。また、これらの利得ベクトルと SHAP が与える利得ベクトルの平均的な乖離度をみると（図 6 上表の青いシャドー部分）、例えば  $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$  では 40% と、相応に大きなものとなっている。このように、ゲームの構造によっては、AFA が与える利得ベクトルのパターンの違いはかなり大きくなる。このことは、機械学習の予測モデルにおいて、SHAP のみによって特徴量の貢献度を判断することの危険性、換言すれば、HIS 論文で提示された代替的な手法も用いて、複数の手法・視点で総合的に判断することの重要性を示唆しているといえる。

そこで、以下の 4 節では、実際の金融・経済データに SHAP およびその代替的な手法を適用し、各特徴量の貢献度のパターンに違いがみられるのか、比較分析する。

## 4 SHAP とその代替的手法の金融・経済データへの適用

本節では、実際の金融・経済データに対して様々な AFA、すなわち SHAP および HIS 論文で提示した複数の代替的手法を適用し、各特徴量の予測貢献度に関する分解パターンが、各手法の間でどの程度異なるのかを比較分析する。具体的には、(1) 1998 年以降のドル建て金価格、(2) 2001 年以降のわが国の有効求人倍率、の 2 つの時系列データを対象にする。比較分析の際に用いる手法は、(A) 時系列グラフによる視覚的な比較、(B) 特定の観測値のある特徴量において、異なる AFA によって与えられた値の差の絶対値をベースにした比較、の 2 つである。

なお、本分析の目標は、SHAP およびその代替的手法の分解パターンの違いを見ることであり、機械学習モデルそのものの予測度や汎化性能（未知データへの適応力）を評価することではない。したがって、以下では、機械学習モデルは XGboost で固定し、かつ、全てのデータを学習モデルとした In-sample の分析を行う。<sup>\*8</sup>

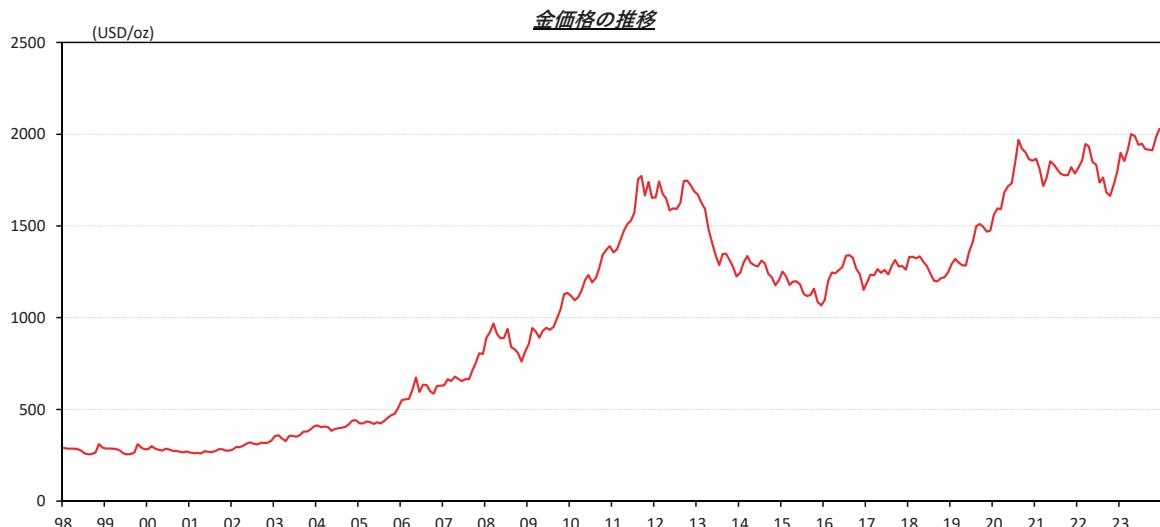
---

<sup>\*8</sup> したがって、以下で示すグラフから分かるように、いわゆるオーバーフィッティングがみられるが、これも、「学習済みモデルを所与として、異なる AFA 間の分解パターンの違いを比較する」という目的と照らし合わせると、ここでの論点とはならない。なお、XGBoost とは、多数の決定木を順に構築し、前のモデルの誤差を修正しながら予測精度を高めていく勾配ブースティング法をベースとした機械学習モデルである。

## 4.1 商品価格（金価格）

Jabeur et al. [7] は、金価格を 6 つの機械学習モデル (Linear regression, Neural networks, Random forest, Light gradient boosting machine, CatBoost algorithm, XGBoost algorithm) を用いて予測した後、これに SHAP を適用して比較分析を行い、XGBoost とそれに対する SHAP の適用が分析上有効であることを主張した。ここでは、Jabeur et al. [7] に基づき、金価格の機械学習による予測モデルを構築し、それを 3.1 節の表 1 で示した、SHAP を含む 6 つの AFA で要因分解する。

図 7: 金価格の推移 (1998 - 2023 年)



具体的には、分析対象は 1998 年 1 月から 2023 年 12 月までの、ドル建て金価格 (1 オンスあたり、月次) データである (図表 7)。学習モデルは XGboost を用いる。Jabeur et al. [7] に沿って、特徴量は以下の 6 つとし、それぞれ 1 か月のラグをとっている。また、機械学習の標準的な手法に倣い、各特徴量は平均 0、分散 1 に標準化したものを学習データとして用いる。

- Silverprice: 銀価格 (ドル/オンス)
- Oilprice: 原油価格 (ドル/バレル)

- USD\_EUR: ユーロ対ドルレート
- USD\_CNY: 人民元対ドルレート
- CPI: 米国消費者物価指数 (指数, レベル)
- SP500: 米国株価 (SP500, ドル)

SHAP および HIS 論文で提示した複数の代替的手法にもとづく分解パターンの違いは、図 8、図 9 および図 10 に示されている。赤い実線が実際の金価格の推移、黒い実線が学習モデルによる予測値、そして棒グラフが各特徴量に割り当てられた AFA の値となっている。したがって、ある特定の月において、各特徴量に対応する棒グラフを積み上げた高さは、その月の黒実線の高さと一致する。また、グラフはすべて 1998 年初からの累積変化幅ベースで示されている。

図 8: 金価格の AFA 分解 (1)

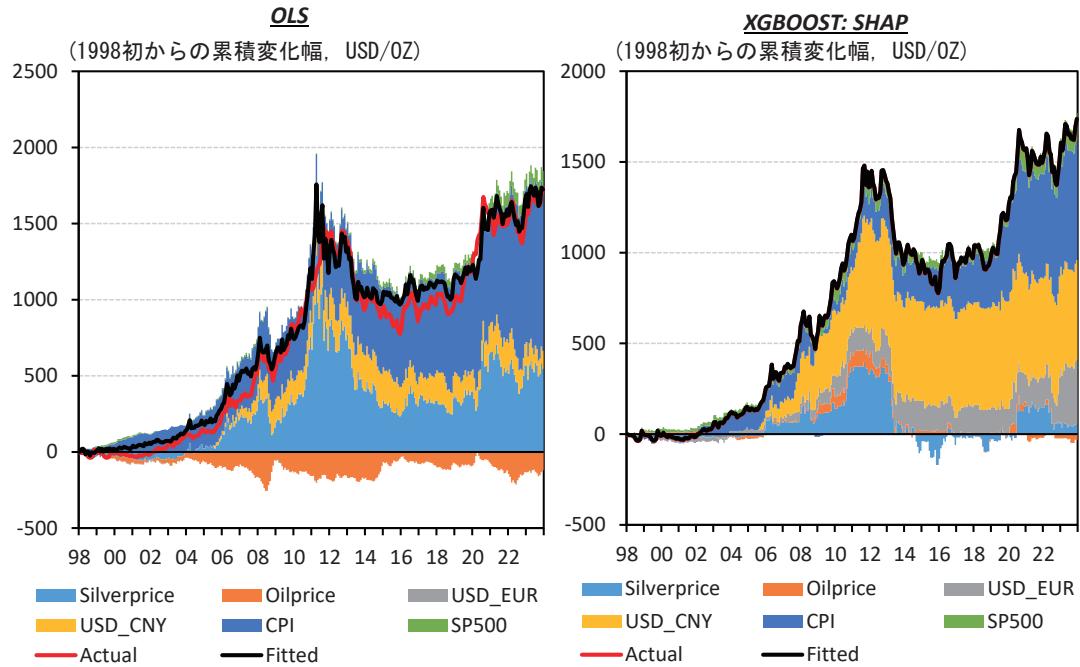
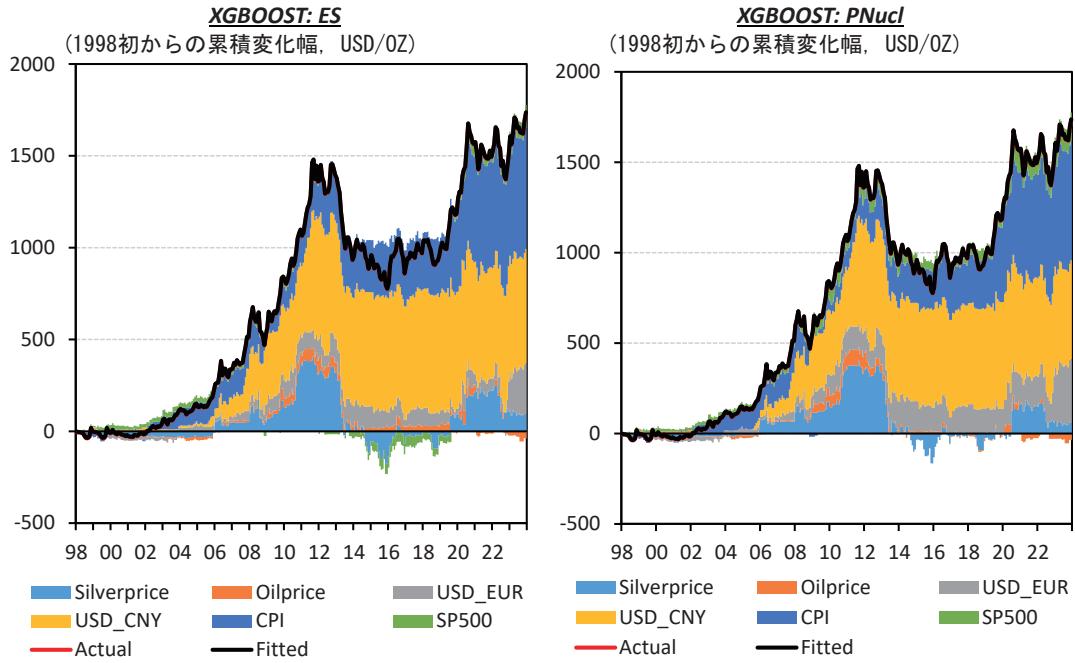


図 8 の左パネルは、参考までに、XGBoost ではなく、線形回帰 (OLS) モデルを学習モデルとして AFA 分解を行ったものである。学習モデルが線形回帰モデルの場合には、本分析で示したどの AFA を用いても、分解パターンは同一になる (さらに、それは回帰モデルで推

定されたパラメータを用いた分解と一致する) ことが数学的に証明できる.\*9 線形モデルと XGBoost の違いは本分析の主目的ではないのでこれ以上の詳述は行わないが, XGBoost と比べると, 回帰モデルによる予測は, 赤実線で示されている実績値と黒実線で示されている予測値の乖離が相対的に大きいこと, また, 線形性を仮定していることから, 各特徴量の寄与度の推移は, その特徴量自体の推移と比較的類似したパターンとなっていることがわかる.

図 8 の右パネルからが, 本分析の主な対象である SHAP および HIS 論文で提示された AFA による分解パターンを示している. 図 8 の右パネルが SHAP (表 1 における  $\Psi_{\tau,j}^{SHAP}$ ), 図 9 は左パネルが残余均等配分解に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{ES}$ ), 右パネルが最小二乗ブレ仁に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{Pnuc}$ ) を用いた分解である. ここまででは協力ゲーム理論における既存の解概念をベースとした AFA である. 図 10 では, 特徴量の数について増加関数となっているカーネルに基づく AFA を用いた分解パターンを示している. 左パネルが指数関数的に増加するカーネル関数に基づく AFA (表 1 における  $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$ ), 右パネルが線形に増加するカーネル関数に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{LnK}$ ) である. なお, 対数関数的に増加するカーネル関数に基づく AFA については, グラフは示していないが, 後に示す表 2 において他の AFA との比較を行っている.

図 9: 金価格の AFA 分解 (2)



\*9 証明については著者に問い合わせられたい. また, 今後別稿で示す予定である.

これらのグラフにおける分解パターンの違いを視覚的にみると、いくつかの点が分かる。

1点目は、全体としてみると、AFA の間の分解パターンは概ね類似しているということである。例えば、どの AFA による分解パターンにおいても、黄色の人民元対ドルレートや、濃青の米国 CPI が金価格変動の要因となっている。前者については、2000 年から 2010 年代半ばにかけて、人民元の切り上げが中国における金需要を高めたこと、また、後者については、パンデミックをきっかけとした高インフレが、インフレヘッジとしての金の需要を高めたこと、を捉えたものであるといえる。こうした姿に AFA の間に大きな違いはない。

2点目は、協力ゲーム理論の解概念に基づく AFA を比較すると、シャープレイ値に基づく SHAP と最小二乗プレ仁に基づく AFA は、子細に見てもほぼ同様の分解パターンとなっている一方、残余均等配分解に基づく AFA は、これらとは相応に異なる分解パターンとなっている点である。SHAP と最小二乗プレ仁に基づく AFA は、カーネルの観点からは、U 字型か一定か、という違いであった。少なくとも今回用いた金価格のデータでは、この程度のカーネルの違いであれば、分解パターンに大きな違いをもたらすようなことはないことが明らかになった。一方、残余均等配分解に基づく AFA が、SHAP または最小二乗プレ仁に基づく AFA と比べて最も大きく異なる点は、特徴量の数が中程度（あるいは、協力ゲームの言葉で言えば、提携のサイズが中程度）である場合の予測値の情報を考慮していないことである。実際のグラフを見ると、例えば、2014 年から 2019 年にかけて、残余均等配分に基づく AFA では、緑色で示されている株価 (SP500) が、金価格に対してマイナスの寄与を示している一方、こうしたパターンは SHAP あるいは最小二乗プレ仁に基づく AFA では観察できない。また、残余均等配分に基づく AFA は、同時期の人民元対ドルレートのプラス寄与が、SHAP などと比べて相対的に大きくなっている。

3点目は、特徴量の数について増加関数となっているカーネルに基づく AFA について、増加パターンの違い（指数関数的か（図 10 の左パネル）線形か（同右パネル））による違いは視覚的にはほとんど確認できない。また、これらの分解パターンと、SHAP や最小二乗プレ仁に基づく AFA も、概ね同様の分解パターンを示している。したがって、この金価格の例においては、カーネル関数の違いが視覚的に見て大きな違いをもたらす、といった現象は（残余均等配分解に基づく AFA を除いては）みられず、むしろ SHAP およびその代替的な手法を用いた AFA による可視化分析の頑健性が示される結果となった。

図 10: 金価格の AFA 分解 (3)

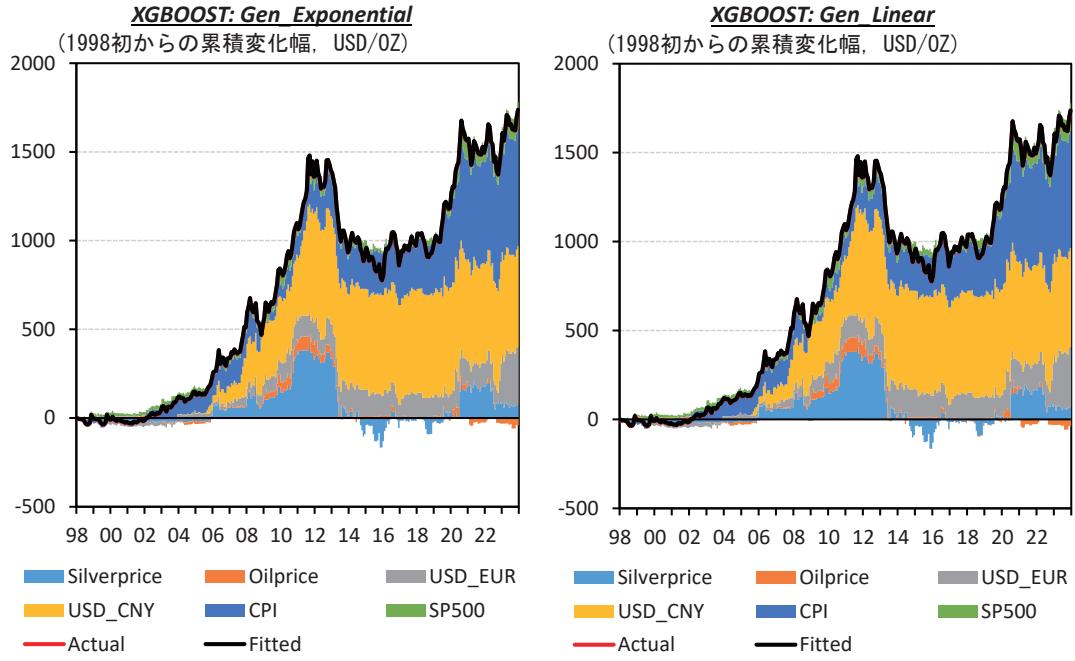


表 2: AFA 間の分解パターンの違い: 金価格

	SHAP	PNucl	ES	Exponential	Linear	Concave
SHAP	—	0.043	1.799	0.594	0.297	0.210
PNucl	0.106	—	1.808	0.598	0.298	0.206
ES	4.482	4.504	—	1.213	1.513	1.604
Exponential	1.479	1.490	3.022	—	0.300	0.392
Linear	0.740	0.743	3.768	0.747	—	0.092
Concave	0.523	0.514	3.996	0.977	0.229	—

注: 表 1 で示した 6 種類の AFA (Concave については, 上図においてはグラフの表示を省略している) のそれぞれの組み合わせについて, (1) 行列の右上半分で, 平均絶対差 (ある観測値におけるある特徴量について, 2 つの AFA の差の絶対値を計算し, それを全ての特徴量およびすべての観測値について平均したもの), (2) 行列の左下半分で, 平均絶対差 を予測値の標準偏差で標準化したもの, を表示したもの.

次に, 特定の観測値のある特徴量において, 異なる AFA によって与えられた値の差の絶対値をベースにした比較を行う. 表 2 で示された行列は, 右上の領域と左下の領域に分かれている. 右上の領域内のセルは, ある観測値におけるある特徴量について, 行に対応した AFA と列に対応した AFA の差の絶対値を計算し, それを全ての特徴量およびすべての観測値について

て平均した値を示している。左下の領域内のセルは、それを予測値の標準偏差で標準化した値を示している。

どちらの領域に着目しても、以下の点が分かる。1点目は、グラフによる分析からも明らかになった通り、残余均等配分 (ES) と他の AFA の差が相対的に大きいということである。2点目は、AFA 間の値の差は、カーネルの形状をある程度反映したものとなっているということである。例えば、特徴量の数とは独立の、一定のカーネル関数を持つ最小二乗プレ仁 (PNucl) をベースにした AFA を基準に、ES 以外の AFA との差をみると、一定の範囲内で PNucl のカーネル関数と類似した形状となる、U 字型のカーネルを持つ SHAP との差がもっとも小さくなっている。さらに、増加関数型のカーネルに基づく AFA と PNcul との違いをみると、傾きが急激に高まる指数関数型のカーネルに基づく AFA (Exponential) がもっとも大きな差を示している一方、傾きが徐々に緩やかになっていく Concave 型の AFA は PNcul との差が相対的に小さい。このように、視覚的な観点からは判断できなかったものの、異なる AFA が特徴量に与える値の差の絶対値に基づく分析結果は、カーネルの形状の違いを背景として、異なる AFA 間の間で分解パターンの違いが生じうることを示唆している。

## 4.2 有効求人倍率

次に、わが国の有効求人倍率についての機械学習による予測モデルを構築し、それを前節同様、3.1 節の表 1 にある 6 つの AFA で要因分解する。

対象となるデータは 2001 年 1 月から 2024 年 12 月までの有効求人倍率である (図表 11)。学習モデルは前節同様、XGboost を用いる。特徴量については、SHAP を用いて米国の労働市場の分析を行った Buckmann and Joseph [2] 等に基づき、以下の 8 つとし、それぞれ 1 期ラグをとる。また、各特徴量は、金価格のケースと同じく、平均 0、分散 1 に標準化したものを学習データとして用いる。

- Lag\_Kyujin: 有効求人倍率 1 期ラグ
- 3MTB: 3 か月短期国債利回り (%)
- IIP: 鉱工業生産指数 (指數, レベル)
- NKY: 日経平均株価 (指數, レベル)

- LOAN: 国内銀行貸出 (前年比, %)
- CPI: 消費者物価 (指数, レベル)
- Oil: 原油価格 (ドル/バレル)
- M2: マネタリーベース (M2, 前年比)

図 11: 有効求人倍率の推移 (1998 - 2024 年)



表 1 で挙げられた AFA (ただし前節同様  $\Psi_{\tau,j}^{CvK}$  は除く) にもとづく分解パターンの違いは、図 12、図 13 および図 14 に示されている。赤実線が実際の有効求人倍率の推移、黒実線が学習モデルによる予測値、そして棒グラフが各特徴量に割り当てられた AFA の値である。また、分析の対象期間 (すなわちモデルの学習期間) は 2001 年以降であるが、ここでのグラフはすべて 2007 年以降に焦点をあて、前年差ベースで表示している。

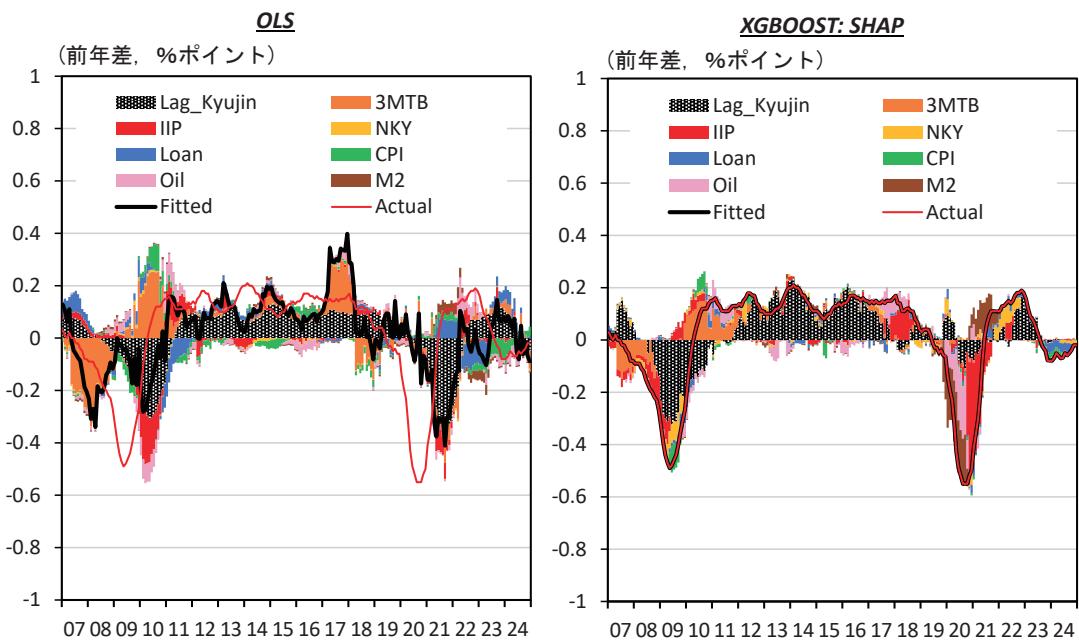
金価格のケースと同様、図 12 の左パネルは、参考として、線形回帰モデルによる AFA 分解を示している。図 12 の右パネルが SHAP ( $\Psi_{\tau,j}^{SHAP}$ )、図 13 は左パネルが残余均等配分解に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{ES}$ )、右パネルが最小二乗プレ仁に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{PNucl}$ ) である。図 14 は、左パネルが指數関数的に増加するカーネル関数に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$ )、右パネルが線形に増加するカーネル関数に基づく AFA ( $\Psi_{\tau,j}^{LnK}$ ) に基づく AFA である。

これらのグラフにおける分解パターンの違いを視覚的にみると、以下の通り、前節でみた金

価格におけるケースと同様の点が確認できる。

すなわち、1点目は、全体としてみると、AFAの間の分解パターンは概ね類似している。例えば、どのAFAによる分解パターンにおいても、2008年の金融危機時における有効求人倍率の低下局面においては、鉱工業生産(IIP)の落ち込みが予測度の改善の主要因となっている一方、パンデミック時にはIIPと原油価格の変動が主要因となっていたことが分かる。また、それぞれのショックからの回復局面では、前者では短期金利、後者は株価が求人倍率の回復に対する主要因となっていた点も、どのAFAにおける分解パターンにおいても観察される。

図12: 有効求人倍率のAFA分解(1)



2点目は、協力ゲーム理論の解概念に基づくAFAを比較すると、金価格のケースと同様、SHAPと最小二乗プレ仁に基づくAFAは、視覚的には極めて類似した分解パターンとなっている一方、残余均等配分解に基づくAFAは、これらとは相応に異なる分解パターンを示している。また、3点目についても、金価格のケースと同様に、特徴量の数について増加関数となっているカーネルに基づくAFAについて、増加パターンの違い(指數関数的か(図14の左パネル)線形か(同右パネル))による違いは視覚的にはほどんど確認できない。また、これらの分解パターンと、SHAPや最小二乗プレ仁に基づくAFAも、概ね同様の分解パターンとなっている。

図 13: 有効求人倍率の AFA 分解 (2)

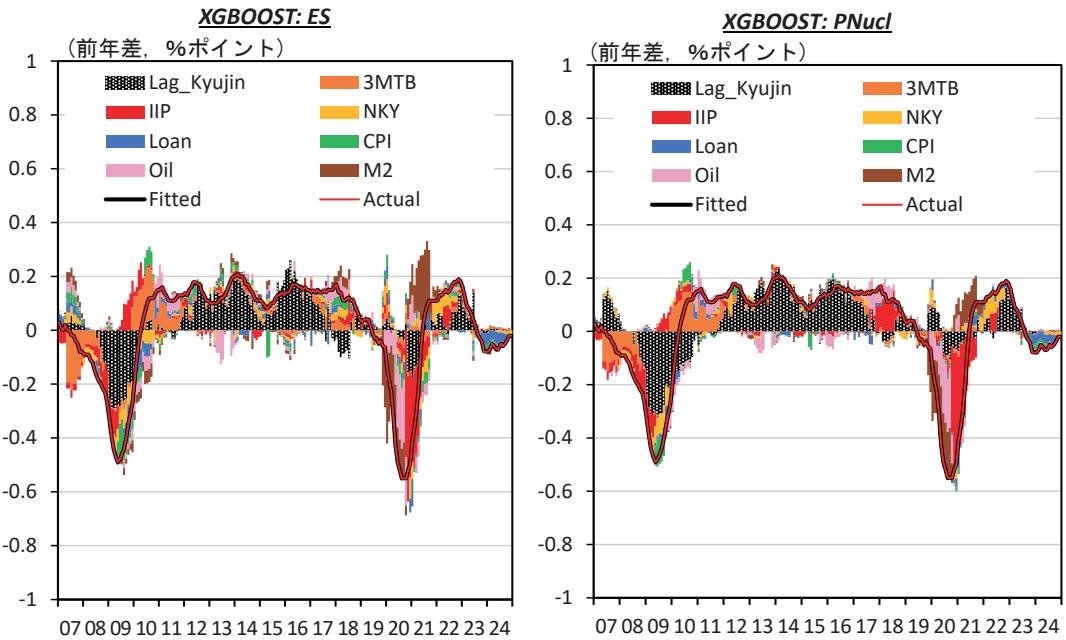
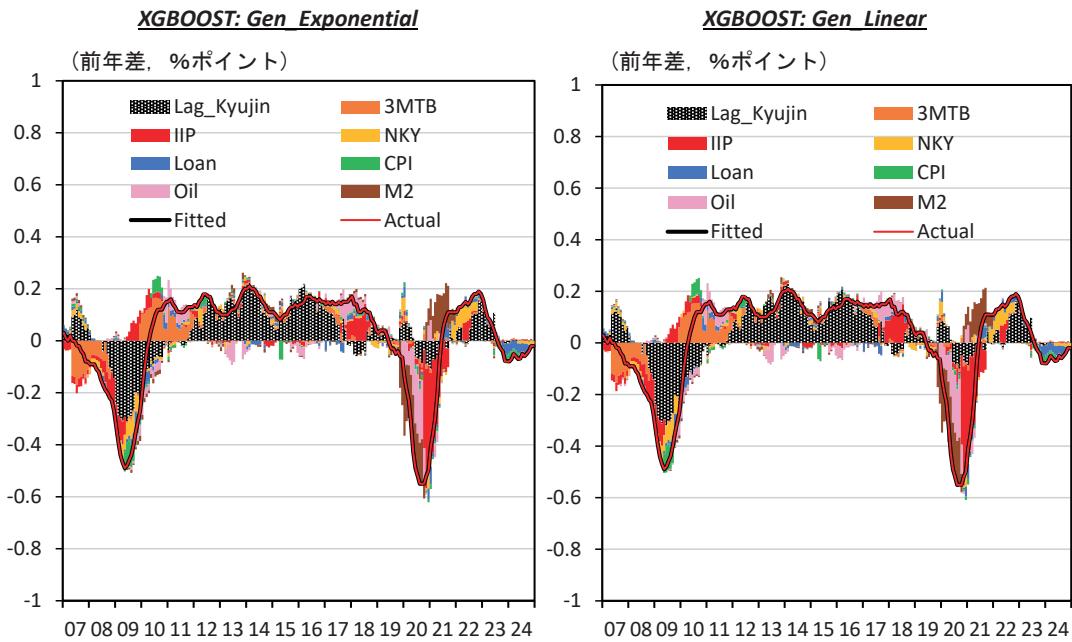


図 14: 有効求人倍率の AFA 分解 (3)



次に、特定の観測値のある特徴量において、異なる AFA によって与えられた値の差の絶対値をベースにした比較を行う。表 3 は、表 2 と同様に、右上の領域内のセルには、行に対応し

た AFA と列に対応した AFA の差の絶対値を計算し, それを全ての特徴量およびすべての観測値について平均した値が示されている. 左下の領域内のセルには, それを予測値の標準偏差で標準化した値が示されている.

ここでも, 金価格のケースと同様の特徴を観察することができる. すなわち, 1 点目として, 残余均等配分 (ES) と他の AFA の差が相対的に大きい. 2 点目に, AFA 間の値の差は, カーネルの形状をある程度反映したものとなっている. すなわち, 例えば左下半分の領域に着目すると, SHAP と PNucl の差は相対的に小さく, 次に Concave がこれらに類似している. 一方で, ES を除けば, 指数関数的にカーネルが増加していく Exponential は, SHAP や PNucl との差が相対的に大きい姿となっている.

表 3: AFA 間の分解パターンの違い: 有効求人倍率

	SHAP	PNucl	ES	Exponential	Linear	Concave
SHAP	—	0.001	0.014	0.005	0.002	0.002
PNucl	0.570	—	0.014	0.005	0.002	0.001
ES	8.373	8.509	—	0.010	0.013	0.013
Exponential	2.776	2.758	5.797	—	0.003	0.003
Linear	1.187	1.030	7.510	1.733	—	0.001
Concave	0.938	0.709	7.826	2.055	0.322	—

注: 6 種類の AFA (Concave については, 上図においてはグラフの表示を省略している) のそれぞれの組み合わせについて, (1) 行列の右上半分で, 平均絶対差 (ある観測値の, ある特徴量について, 2 つの AFA の差の絶対値を計算, それを全ての特徴量およびすべての観測値について平均したもの), (2) 行列の左下半分で, 平均絶対差 を予測値の標準偏差で標準化したもの, を表示.

## 5 まとめと結論

本項では, 高度に複雑な機械学習モデルを用いて計算された金融・経済データの予測値を, 人間が解釈可能な形に要因分解する AFA について概説し, 実際の金融・経済データへの適用可能性を検討した. 具体的には, まず, AFA の代表的な手法である SHAP と, Hiraki, Ishihara and Shino [6] で提示された SHAP の代替的な手法について, その特徴や理論的な背景を丁寧にレビューした. 次に, それらの手法を協力ゲームの数値例および実際のデータ (金価格および有効求人倍率) に適用して, 手法によってどの程度の要因分解のパターンの違いが生じるの

かを考察した。協力ゲームの数値例における分析や、実際のデータ分析において、異なる AFA によって特定の特徴量に与えられた値の差の絶対値をベースにした比較からは、AFA の間で分解パターンに相応の違いがみられた。また、観察された分解パターンの違いは、各 AFA が持つカーネル関数の形状を反映したものであった。一方で、グラフを用いた視覚的な比較においては、残余均等配分解をベースにした AFA については他の AFA との違いが確認できた一方、残余均等配分解をベースにした AFA 以外の AFA の間では、視覚的にはっきりと確認できるほどの大きな違いは確認されなかった。

最後に、本分析で得られたそのほかのインプリケーションを挙げつつ、それとの関連で今後更なる分析が有益であると考えられるいくつかのポイントを挙げて、本稿を結ぶこととする。

## (I) カーネル関数としての望ましい性質

本稿でも述べたように、カーネル関数を用いて機械学習モデルの解釈可能性を高める手法として、LIME (Local Interpretable Model-agnostic Explanations) がある。LIME を提示した Ribeiro et al. [13] においては、カーネル関数は、「実際の分析対象となる観測値に近い摂動サンプルほど、より大きな重みを与えて評価する」という考えに沿ったものであるべきとされている。本稿で示した AFA のうち、この考え方をもっとも純粋に踏襲したものは指数関数的に増加するカーネル関数を持つ AFA (表 1 における  $\Psi_{\tau,j}^{ExK}$ ) であるといえる。そして、数値例や AFA の差の絶対値に着目した分析では、SHAP とこの AFA の間には、相対的に大きな違いがみられた。一方で、そうした違いが視覚的にも分かるほど明確なものになりうるかどうかは、今回用いたデータから必ずしも明らかにはならなかった。今後は、様々なデータにこれらの AFA を適用することで、特に U 字型のカーネル関数を持つ SHAP が、不自然な分解パターンを示す場合があるかどうか、また、それは特にどのようなデータ特性において生じる蓋然性が高いのか、などについての分析を進める必要がある。

SHAP を用いた意思決定は、医療や資金調達など、社会経済活動の非常に重要な局面で急速に広がっていることから、その不安定性に対する理解を深めることや、代替的な手法の開発に取り組むことは、社会的にも非常に価値の高いテーマであるといえる。

## (II) 計算コストへの対処

本稿でも述べたように, SHAP は, 計算コストが大きく, かつ特徴量の数が増えるほど指数関数的に増加することが知られている. SHAP を計算する際, Python などのソフトウェアにおいては, 近似計算用のパッケージがすでに利用可能であるが, それを用いたとしてもかなりの計算時間を要するケースが頻繁に生じうる.

本稿で示した AFA のうち, 残余均等配分解をベースにした AFA (表 1 における  $\Psi_{\tau,j}^{ES}$ ) は, 計算コストが相対的に小さく, 特徴量の数が増えても計算コストの増加ペースは (SHAP のように指数関数的ではなく) 線形なものにとどまる. したがって, 特徴量の数が増えるほど, 両者の計算コストの差は大きくなる. そして, 協力ゲーム理論においては, 残余均等配分解の他にも, 計算コストを抑制することができる解概念が提示されている.\*<sup>10</sup> 本稿では, 残余均等配分解による分解は, 他の AFA との違いが相対的に大きくなってしまったが, これは少ない計算コストで AFA を算出できることとコインの裏表の関係であるとも言える. 今後, 残余均等配分以外の解概念を用いたり, あるいはそれらを組み合わせる事によって, SHAP 等の分解パターンを近似しつつ, かつ大幅に計算コストを抑えることのできる AFA を開発・提示できれば, 学術的にも実務的にも大きな貢献となる.

## (II) 様々なデータへの活用

本稿では, 実際の金融・経済への適用として, 時系列データを取り上げた. もっとも, 本稿で分析対象とした AFA は, 時系列データだけではなく, 原則, あらゆるタイプのデータに適用できる.

時系列データ以外への適用として興味深いものの 1 つとして, 株式のクロス・セクショナル・リターンを挙げておく. Gu et al. [5] は, 米国の約 30,000 銘柄の株式データを対象に, 決定木やニューラルネットワークといった機械学習モデルを用いて, 時系列だけでなく, クロスセクショナルなリスクプレミアムのモデル学習と予測を行った. 彼らは, 回帰ベースの従来手法と比較し, 機械学習モデルの予測精度が大幅に高まること, また, 実際の投資という観点からも, シャープレシオの改善などの経済的利得がもたらされることを示した. こうしたクロス

---

\*<sup>10</sup> 例えば, Dragan et al. [4] や Kongo [17] が有益である.

セクショナルなデータを非線形の機械学習モデルで学習させ、それに基づく予測に対して本稿で用いた様々な AFA を適用し、説明可能性を高めることによって、CAPM やマルチファクター モデルといった従来の資産価格モデルでは捉えることのできない関係性を把握する事ができる可能性がある。

## 参考文献

- [1] K. Bluwstein, M. Buckmann, A. Joseph, S. Kapadia, and O. Şimşek. Credit growth, the yield curve and financial crisis prediction: Evidence from a machine learning approach. *Journal of International Economics*, 145:103773, 2023.
- [2] M. Buckmann and A. Joseph. An interpretable machine learning workflow with an application to economic forecasting. *International Journal of Central Banking*, 19–4:449–522, October 2023.
- [3] C. Condevaux, S. Harispe, and S. Mussard. Fair and efficient alternatives to shapley-based attribution methods. In *Joint European Conference on Machine Learning and Knowledge Discovery in Databases*, 2023.
- [4] I. Dragan, T. Driessen, and Y. Funaki. Collinearity between the shapley value and the egalitarian division rules for cooperative games. *OR SPEKTRUM*, 18:97–105, 1996.
- [5] S. Gu, B. Kelly, and D. Xiu. Empirical asset pricing via machine learning. *Review of Financial Studies*, 33:2223–2273, 2020.
- [6] K. Hiraki, S. Ishihara, and J. Shino. Alternative methods to shap derived from properties of kernels: A note on theoretical analysis. In *Proceedings of the International Conference on Big Data*, 2024.
- [7] S. B. Jabeur, S. Mefteh-Wali, and J.-L. Viviani. Forecasting gold price with the xgboost algorithm and shap interaction values. *Annals of Operational Research*, 334:679–699, 2024.
- [8] N. Jethani, M. Sudarshan, I. C. Covert, S.-I. Lee, and R. Ranganath. Fastshap:

- Real-time shapley value estimation. In *International Conference on Learning Representations*, 2021.
- [9] H. W. Loh, C. P. Ooi, S. Seoni, P. D. Barua, F. Molinari, and R. Acharya. Application of explainable artificial intelligence for healthcare: A systematic review of the last decade (2011 – 2022). *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, 226:107161, 2022.
  - [10] S. M. Lundberg, G. Erion, H. Chen, A. DeGrave, J. M. Prutkin, B. Nair, R. Katz, J. Himmelfarb, N. Bansal, and S.-I. Lee. From local explanations to global understanding with explainable ai for trees. *Nature Machine Intelligence volume*, 2:56–67, 2020.
  - [11] S. M. Lundberg and S.-I. Lee. A unified approach to interpreting model predictions. In *Advances in Neural Information Processing Systems*, volume 30, 2016.
  - [12] S. M. Lundberg, B. Nair, M. S. Vavilala, M. Horibe, M. J. Eisses, T. Adams, D. E. Liston, D. K.-W. Low, S.-F. Newman, J. Kim, and S.-I. Lee. Explainable machine-learning predictions for the prevention of hypoxaemia during surgery. *Nature Biomedical Engineering*, 2:749–760, 2018.
  - [13] M. T. Ribeiro, S. Singh, and C. Guestrin. Why should i trust you?: Explaining the predictions of any classifier. In *Proceedings of the 22nd ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining*, pages 1135–1144, New York, NY, USA, 2016. ACM.
  - [14] L. M. Ruiz, F. Valenciano, and J. M. Zarzuelo. The least square prenucleolus and the least square nucleolus. two values for tu games based on the excess vector. *International Journal of Game Theory*, 25:113–134, 1996.
  - [15] L. M. Ruiz, F. Valenciano, and J. M. Zarzuelo. The family of least square values for transferable utility games. *Games and Economic Behavior*, 24:109–130, 1998.
  - [16] L. S. Shapley. A value for n-person games. *Annals of Mathematics Studies*, 28:307–318, 1953.
  - [17] K. Takumi. Equal support from others for unproductive players: efficient and

- linear values that satisfy the equal treatment and weak null player out properties for cooperative games. *Annals of Operations Research*, 338:973–989, 2024.
- [18] 森いづみ、中村俊文、乗政喜彦. グローバルにみた感染症の家計等の行動への影響：機械学習によるアプローチ. *日銀レビュー*, 2021-J-5, 2021.
- [19] 鷺見和昭. 通貨オプション市場における投資家センチメントの要因分析：機械学習アプローチ. *日本銀行ワーキングペーパー*, No.20-J-8, 2020.

# 暗号資産市場におけるラフボラティリティの性質

広島経済大学 教養教育学部 教授 高石 哲弥



## 要約

ボラティリティは金融価格時系列の変動の大きさを表す指標であり、金融の実証分析において、リスクを測る指標の 1 つとして利用されている。将来のボラティリティを予測することは金融市場における取引において大きな損失を避け、所持する金融資産を安全に管理するための重要なタスクである。標準的な予測方法はボラティリティ時系列をモデル化し、将来値を予測することである。ボラティリティ時系列のモデル化を行う上での指針の 1 つは、対象とする時系列の性質を反映するようにモデル化することであり、それによってより精度の良い予測が行えると期待される。ボラティリティ時系列の特徴を表す性質として、ボラティリティクラスタリングがある。ボラティリティクラスタリングの性質を捉えたモデルとしては、GARCH モデルがあり、多くの実証分析で利用されている。一方、近年 Gatheral et al. によって実現ボラティリティ時系列（増分時系列）のハースト指数  $H$  が  $H < 1/2$  となっていることが指摘されている。このことは、ボラティリティ時系列が反持続的となっていることを意味し、そして反持続的性質を示すボラティリティはラフボラティリティと呼ばれている。ボラティリティ時系列のラフ性が指摘されて以降、ボラティリティ時系列をハースト指数が  $H < 1/2$  となる性質を持つ非整数ブラウン運動などを基にしてモデル化を行う研究が活発になっている。例えば、Gatheral et al. は  $H < 1/2$  のハースト指数を持つ非整数ブラウン運動を基にした rough fractional stochastic volatility モデルの利用を提唱している。

Gatheral et al. の研究以降、実証分析によって様々な金融時系列の実現ボラティリティが調べられ、それらがラフボラティリティとなっていることが確認されている。その一方、市場で観測される実現ボラティリティにはマイクロストラクチャーノイズや有限サンプル効果によるバイアスがあり、バイアスがどのようにハースト指数の測定に影響を与えるかは分かっていなかった。本研究では、暗号資産市場でもっとも代表的なビットコインの実現ボラティリティについて、バイアスの影響を調べた。また、Gatheral et al. による研究では、ボラティリティ時系列の一般化ハースト指数は一定値をとり、モノフラクタル時系列であるとの結果を示しているが、マルチフラクタル性を持つという研究もあり、マルチフラクタル性の存在については詳しく分かっていなかった。本研究では、ボラティリティ時系列のマルチフラクタル性についても研究を行った。また、ボラティリティ時系列のモデル化では、時系列の性質を反映したモデル化が行われているが、本研究では、モデル化に際し時系列の性質を仮定する必要がない量子回路を利用したボラティリティ時系列のモデル化も試みた。そして、実現ボラティリティ時系列データを用いた実証分析を行い、量子回路モデルから予測される時系列にラフボラティリティの性質があるかどうか研究を行った。

実現ボラティリティの構築の際、サンプリング間隔に依存するバイアスが存在する。その 1 つはマイクロストラクチャーノイズであり、その影響を調べるために、様々なサンプリング間隔で実現ボラティリティを構築し、それらで標準化した収益率のモーメントを調べた。その結果、実現ボラティリティはマイクロストラクチャーノイズによって過大評価

されており、実現ボラティリティで規格化されたモーメントはマイクロストラクチャーノイズの影響により、理論値よりも小さくなっていることが分かった。一方、適切なモーメントの比はマイクロストラクチャーノイズの影響を受けないことが分かった。このことは、実現ボラティリティにおけるマイクロストラクチャーノイズの影響が実効的には定数ファクターで説明できることを示唆しており、モーメント比においてはマイクロストラクチャーノイズの影響がキャンセルすることを意味している。その場合、対数変換したボラティリティの増分時系列では定数ファクターがキャンセルし、増分時系列のハースト指数測定には影響を与えないことが判明した。

有限サンプル効果の影響を調べるために、ハースト指数がサンプリング間隔に依存するかどうか調べた。その結果、ハースト指数はサンプリング間隔に依存し、サンプリング間隔が大きくなるとハースト指数は小さくなることが分かった。そして、この依存性は、簡単な関数形で説明できることを示した。その関数を用いてサンプリング間隔がゼロの極限でのハースト指数を得ることができ、その値は  $H < 1/2$ 、従ってボラティリティ時系列が反持続的であることを確認した。実証分析では 5 分のサンプリング間隔での実現ボラティリティが良く用いられるので、サンプリング間隔 5 分でのハースト指数値に与える有限サンプル効果の影響を調べたところ、その影響は相対誤差 1%程度であり、小さいことが分かった。

Multifractal Detranded Fluctuation Analysis(MFDFA)法によって一般化ハースト指数  $h(q)$  を計算し、ボラティリティ増分時系列のマルチフラクタル性について調べた。その結果、 $q$  について  $h(q)$  は一定ではなく、ボラティリティ増分時系列はマルチフラクタル性を示すことが分かった。また、マルチフラクタル性の強さを一般化ハースト指数の変動幅  $\Delta h(3)$  と  $h(q)$  のテイラー展開係数  $B_1$  によって調べたところ、どちらも時間変動しており、マルチフラクタル性の強さは時間変動していることが分かった。

ボラティリティ時系列をモデル化する場合、一般的にはボラティリティ時系列の性質を反映するようにモデル化が行われる。例えば、ボラティリティのラフ性に注目するならば、 $H < 1/2$  の非整数プラウン運動を用いるなどである。しかし、ボラティリティのモデル化は様々な形で行われており、そしてモデル毎に推定及び予測されるボラティリティ値は違うことになり、どのモデルを用いるのが良いかはケースバイケースである。本研究では、モデル化における仮定を導入する必要のない量子回路モデルによるボラティリティのモデル化を試みた。ビットコインの実現ボラティリティ時系列を用いて、量子回路モデルによる実証分析を行い、量子回路モデルが予測する収益率及びボラティリティ時系列の性質を調べた。その結果、収益率時系列とボラティリティ時系列のハースト指数及びマルチフラクタル性は既存研究において示されているものと同様の値を取ることが判明した。本研究で用いた量子回路は単純なものであるので、今後は更に複雑な量子回路によって精度の良い推定及び予測ができるかどうか、また既存モデルとの予測精度の比較等を行う必要がある。

# 暗号資産市場におけるラフボラティリティの性質

広島経済大学

高石哲弥

## 1. はじめに

ボラティリティは金融の実証分析においてリスクを測る指標として用いられ、金融資産のリスク管理を行う上で重要な指標となっている。ボラティリティの将来値を予測することは金融資産を安全に管理するために重要なタスクとなっている。ボラティリティの予測手法として、一般的に取られる方法は金融時系列の変動をモデル化する方法である。この際、実際の金融時系列データの性質を多く反映することが良いモデルの1つの指針となる。金融時系列データの性質として、金融資産の種類に関わらず共通に表れる性質が知られており、それらの性質を *Stylized facts* と呼ぶ。主な *Stylized facts* は以下である[1]。

- (i) 収益率時系列の短期記憶性
- (ii) 絶対値収益率時系列（又はボラティリティ時系列）の長期記憶性
- (iii) ボラティリティクラスタリング
- (iv) 収益率分布のファットテイル性

ボラティリティクラスタリングはボラティリティが高い時期や低い時期が繰り返し現れる性質であり、ボラティリティを特徴付ける性質でもある。ボラティリティクラスタリングを持つモデルとして、Engle による Autoregressive conditional heteroscedasticity(ARCH) モデル[2]がある。ARCH モデルはボラティリティが過去の収益率の2乗による自己回帰モデルとして定式化されている。ARCH モデルは更に Bollerslev によって Generalized ARCH (GARCH) モデル[3]として一般化されている。これらのモデルはボラティリティクラスタリングの性質を持つ一方、ボラティリティ時系列が短期記憶となる欠点がある。そのため、ボラティリティ時系列に長期記憶を持たせるモデル構築も行われている。例えば、Autoregressive integrated moving average(ARIMA) モデルを拡張した、Autoregressive fractionally integrated moving average(ARFIMA) モデル[4-6]や GARCH モデルに長期記憶性を導入した Fractionally integrated GARCH(FIGARCH) モデル[7]がある。

時系列の記憶性を表す指標として、ハースト指数  $H$  が知られている[8]。このハースト指数と時系列の記憶性との関係は以下になる。

- $1 > H > 1/2$  のとき 持続的（長期記憶）
- $H = 1/2$  のとき ランダム（記憶性なし）
- $1/2 > H > 0$  のとき 反持続的（負の自己相関）

ボラティリティ時系列が長期記憶を持つことから、ボラティリティ時系列のモデル化に  $H > 1/2$  の性質を持つ時系列を導入するのは自然な流れであり、 $H > 1/2$  の非整数ブラウン運動を基にしたモデルが Comte and Renault などのグループによって提唱されている[9-12]。

ボラティリティ時系列は長期記憶を示すことが広く知られていたが、近年の研究で、Gatheral et al. [13]は株価及び債券先物契約の実現ボラティリティ (RV) の増分時系列のハースト指数  $H$  を計算し、その値が  $H \sim 0.1$  程度、従って  $H < 1/2$  となっていることを指摘した。このことは、ボラティリティ増分時系列が反持続的になっていることを示しており、ボラティリティ時系列の長期記憶性が広く知られていたことから、驚きを持って捉えられた。一般に、 $H < 1/2$  を持つボラティリティをラフボラティリティと呼ぶ。そして、ラフ性を持つボラティリティモデルとして、Gatheral et al.は  $H < 1/2$  のハースト指数を持つ非整数ブラウン運動で与えられる rough fractional stochastic volatility モデルの利用を提唱している。また、 $H < 1/2$  の非整数ブラウン運動によるラフボラティリティモデルは、Implied volatility(IV) の期間構造における負のべき乗則を説明できることが知られており [14-15]、そのことはラフボラティリティモデルを支持する根拠の 1 つとなっている。

実証的にはその後、Implied Volatility や他の金融資産価格のボラティリティ時系列における分析から、それらのボラティリティ時系列もハースト指数が  $H < 1/2$  となっていることが確認されている [16-18]。Gatheral et al. [13]によると、ボラティリティ時系列はモノフラクタルであるとしているが、一方で、ビットコインのボラティリティ時系列がラフボラティリティかつマルチフラクタルとなっていることが指摘されている [18]。また、ハースト指数の計測法は様々なものが存在し、Fukasawa [19]は改善された方法を用いてハースト指数を計測し、その値が  $H \sim 0.1$  となることを指摘している。この値は  $1/2$  以下であることからラフボラティリティの性質を示しているが、Gatheral et al.が求めた値よりは小さな値となっている。これらのラフボラティリティに関する実証分析結果に対して、Cont et al. [20]は、実現ボラティリティで観測されているハースト指数は integrated volatility におけるハースト指数とは違うということを指摘している。そして、その違いは discretization error (マイクロストラクチャーノイズ) によるという予測をしている。

このように、Gatheral et al.がボラティリティのラフ性について言及した後、ボラティリティについて理論的、実証的な研究が多くなされるようになってきているが、まだ解明されていないことが多い。本研究では、ラフボラティリティの性質についていくつかの観点から研究を進め、ボラティリティの性質のさらなる理解を図ることを目的としている。

実現ボラティリティは高頻度データを利用して計算されるが、その精度は計算に用いるサンプル数 (有限サンプル効果) と高頻度データのサンプリング間隔 (マイクロストラクチャーノイズ) に依存する。有限サンプル効果とマイクロストラクチャーノイズとも実現ボラティリティの値に影響 (バイアス) を与えることが知られている。従って、バイアスのある実現ボラティリティから得られたハースト指数はバイアスの影響を受ける可能性がある。本研究では、実現ボラティリティ時系列のハースト指数測定に際し、マイクロストラクチャーノイズと有限サンプル効果がどのような影響を与えるかを実証的に分析する。また、Gatheral et al. はボラティリティ時系列がモノフラクタルであるとしているが、マルチフラクタル性の存在についてはまだはつきりしていないので、ボラティリティ時系列のマル

チフラクタル性についても研究する。また、ラフボラティリティの性質を反映するモデルとして、ハースト指数が  $1/2$  以下の非整数ブラウン運動を基にしたモデル化の研究も多くなされるようになっているが、本研究では、モデル化に際し時系列の性質を仮定する必要がない量子回路を利用したモデル化も試みる。そして、量子回路モデルがラフボラティリティの性質を示すかどうか研究する。

## 2. ボラティリティのモデル化

本章では、ボラティリティのモデル化について考察する。図 1 はボラティリティモデル化の考え方の概略図である。一般的には、何らかの過去の情報をもとに将来のボラティリティ値を導出できるようにモデル化を行う。過去の情報としては、収益率、ボラティリティ、出来高、価格など様々なものが考えられる。図 1 では左から過去の情報がモデル BOX に入力されている。モデル BOX は過去の情報を受け取り何らかの値を出力する。モデル BOX はモデル化を行うところで、真のボラティリティを出力するモデル（オラクル）は知られていないので、所望のボラティリティが得られるように様々なモデル化が行われる。例えば、ボラティリティクラスタリングの性質を捉える GARCH モデルや、ラフボラティリティの性質に注目するなら、非整数ブラウン運動を基にしたモデル等が考えられる。これらのモデルには、いくつかのパラメータが存在し、それらのパラメータは過去の時系列に合うように最尤法やベイズ推定などで決定される。



図 1 ボラティリティモデル化の概略図

モデル BOX は真のボラティリティモデル（オラクル）を近似するものと考えられる。どのように近似するかによって様々なモデルが提唱される。例えば、GARCH モデルは過去の収益率と過去のボラティリティの関数をオラクルとして、その関数をテイラー展開で近似した形となっている。過去のボラティリティを  $\sigma_t^2$ 、収益率を  $r_t$  としてインプットし、次期のボラティリティ  $\sigma_{t+1}^2$  がある関数（オラクル）によって

$$\sigma_{t+1}^2 = f(\sigma_t^2, r_t) \quad (1)$$

表されているとする。一般には、 $f(\sigma_t^2, r_t)$  の関数形は分からないので、何らかのモデルで近似する。

$f(\sigma_t^2, r_t)$  を  $\sigma_t^2$  と  $r_t$  の小さいところでテイラー展開すると

$$f(\sigma_t^2, r_t) = f_{00} + f_{10}\sigma_t^2 + f_{01}r_t + f_{11}\sigma_t^2 r_t + \frac{1}{2}f_{20}(\sigma_t^2)^2 + \frac{1}{2}f_{02}(r_t)^2 + \dots \quad (2)$$

となる。ここで、 $f_{ij}$  は展開係数を表し、

$$f_{ij} = \left( \frac{\partial}{\partial \sigma_t^2} \right)^i \left( \frac{\partial}{\partial r_t} \right)^j f(\sigma_t^2, r_t) \Big|_{\sigma_t^2, r_t=0} \quad (3)$$

で定義される。ここで、ボラティリティが収益率 $r_t$ の正負について対称と仮定すると、 $f_{01}$ 及び $f_{11}$ をゼロとすることができます。そして、 $\sigma_t^2$ と $r_t$ の最低次のみ残すと

$$f(\sigma_t^2, r_t) = f_{00} + f_{10}\sigma_t^2 + \frac{1}{2}f_{02}(r_t)^2 \quad (4)$$

を得ることができる。これは、GARCH(1,1)モデルとして知られている

$$\sigma_{t+1}^2 = \omega + \beta\sigma_t^2 + \alpha(r_t)^2 \quad (5)$$

の関数形に一致する。ここで、 $\alpha, \beta, \omega$ は泰イラー展開係数に対応するがそれらの値は未知（真の関数形が未知なので具体的な値は分からぬ）なので、 $\alpha, \beta, \omega$ は過去の時系列データにフィットするように決定される。言い換えれば、データを利用して展開係数を推定していると言うことができる。

株価等の金融時系列には収益率 $r_t$ に対するボラティリティ非対称性が存在することが知られている。ボラティリティ非対称性を考慮するため、収益率 $r_t$ に比例する項を残すと、

$$f(\sigma_t^2, r_t) = f_{00} + f_{10}\sigma_t^2 + f_{01}r_t + \frac{1}{2}f_{02}(r_t)^2 \quad (6)$$

が得られる。この関数形は、Quadratic ARCH モデル[21]として知られるモデル形となる。更に近似の精度を上げようとするならば、高次項を導入してゆけば良いことになるが、この方針ではフィットパラメータ数が増えてゆくことになり、パラメータ推定の難しさが増してゆく。また、泰イラー展開の次数を上げることによって近似の精度が劇的に上昇するわけでもない。そこで、泰イラー展開以外の方法によって関数を近似することも考えることができる。例えば、パデ近似では有理関数によって関数を近似し、多くの場合泰イラー展開よりも良い近似を与えることが知られている。パデ近似の考え方を利用したモデルとして、Rational GARCH (RGARCH) モデル[22]があり、このモデルは以下の関数形で与えられる。

$$f(\sigma_t^2, r_t) = \frac{\omega + \alpha r_t^2 + \beta \sigma_t^2}{1 + \gamma r_t} \quad (7)$$

このモデルにおいて、 $\gamma$ がボラティリティの非対称性を表すパラメータに対応する。 $\gamma = 0$ とおくと、式(5)で与えられる GARCH(1,1) モデルに一致する。

その他にも様々な関数形が提案されている。例えば、対数変換したボラティリティでモデル化した Exponential GARCH モデル[23]やボラティリティのべき乗の指數をパラメータとした Asymmetric power GARCH モデル[24]などが提案されている。このように様々なモデルが存在することは、モデルごとに違うボラティリティ値を与えることになり、どのモデルが良いかはケースバイケースとなる。モデルによらない推定方法としては実現ボラティリティがあるが、予測を行おうとすると実現ボラティリティ時系列のモデル化を行う必要が出てくる。このように、ボラティリティを予測するためにはあらかじめ何らかのモデル化を必要とするが、8章では量子回路を利用してモデル化を行う。量子回路モデル

ではあらかじめモデルの関数形を仮定する必要がないという利点がある。

### 3. マイクロストラクチャーノイズと有限サンプル効果

本章では、実現ボラティリティ[25,26]を計算する際に存在するバイアス、マイクロストラクチャーノイズと有限サンプル効果について述べる。実現ボラティリティは日中の高頻度データを利用して計算され、 $t$ 日の実現ボラティリティ $RV_{t,\Delta}$ は以下の式で与えられる。

$$RV_{t,\Delta} = \sum_{i=1}^{1440/\Delta} r_{t,\Delta,i}^2 \quad (8)$$

ここで、 $\Delta$ はサンプリング間隔（分）、 $r_{t,\Delta,i}$ は $t$ 日内の $\Delta$ 間隔でサンプルされた*i*番目の収益率である。1日を1440分とすると1日に $n = 1440/\Delta$ 個のサンプル数がある。実現ボラティリティは $\Delta$ が0になる極限で integrated volatility に一致する。しかしながら、市場でサンプルされる $r_{t,\Delta,i}$ は誤差（マイクロストラクチャーノイズ）が付随しており、 $\Delta$ が小さくなると式（8）での和においてマイクロストラクチャーノイズの影響が大きくなり、真の値からズレてくる [27]。

マイクロストラクチャーノイズを修正する方法として、修正係数を実現ボラティリティに掛ける方法がある。株価等においては1日の中に取引がない時間帯があり、取引時間帯のデータだけを式（8）によって計算すると日次ボラティリティとしては過小評価となってしまう。そこで、日次ボラティリティを推定するために修正ファクターをかけて修正する。修正ファクターを $c$ とし、実現ボラティリティが $\bar{RV}_{t,\Delta} = cRV_{t,\Delta}$ と修正されると仮定する。HansenとLunde[28]は、実現ボラティリティの平均値が日次収益率の分散に一致するように、修正ファクターを以下のように計算している。

$$c = \frac{\sum_{t=1}^N (R_t - \bar{R}_t)^2}{\sum_{t=1}^N RV_{t,\Delta}} \quad (9)$$

ここで、 $R_t$ は日次収益率、 $\bar{R}_t$ は日次収益率の平均である。この方法は取引時間帯に関する過小評価の修正が目的であるが、同時にマイクロストラクチャーノイズの影響も修正されると考えられる。

このタイプの修正ファクターをモデルのパラメータとして導入したモデルとして、Realized Stochastic Volatility (RSV) モデル[29]がある。このモデルにおいて、修正ファクターはパラメータなのであらかじめ式(9)のように計算しておく必要はなく、時系列データにフィットするようにパラメータ値が決定される。株価を用いた実証分析からは、RSV モデルのパラメータ値と式（9）で計算された値がよく一致することが示されている[30]。

実現ボラティリティが $\bar{RV}_{t,\Delta} = cRV_{t,\Delta}$ として修正されるとする。この時、実現ボラティリティの増分時系列、すなわち log-RV increments の時系列は

$$\log \overline{RV}_{t,\Delta} - \log \overline{RV}_{t-1,\Delta} = \log RV_{t,\Delta} - \log RV_{t-1,\Delta} \quad (10)$$

となり、この中では修正ファクターはキャンセルする。このタイプの修正がある場合、マイクロストラクチャーノイズがある場合とない場合で、増分時系列は一致する。従って、増分時系列のハースト指数測定にマイクロストラクチャーノイズは影響しないことになる。マイクロストラクチャーノイズが  $\overline{RV}_{t,\Delta} = cRV_{t,\Delta}$  の形で修正が可能かどうかはそのままでは分からぬが、以下の様に実現ボラティリティで標準化した収益率のモーメントを計算して検証する。

実現ボラティリティをボラティリティの代理、 $\sigma_t = RV_t^{1/2}$  として、収益率を標準化した  $\bar{r} = r_t/RV_t^{1/2}$  の分布を考える。実現ボラティリティがボラティリティを良く近似している場合、標準化された収益率の分布は標準正規分布となる。実際、標準化された収益率の分布が近似的に標準正規分布になることが示されている[31]。しかし、実現ボラティリティを計算するときに用いる収益率のサンプル数が少ない場合には、標準化された収益率の分布は標準正規分布からズレてくる。有限のサンプル数で計算された実現ボラティリティを用いた場合の分布は以下のように導出されている[32]。

$$P(\bar{r}) = \frac{\Gamma(\frac{n}{2})}{\sqrt{\pi}n\Gamma(\frac{n-1}{2})} \left(1 - \frac{\bar{r}^2}{n}\right)^{(n-3)/2} \quad (11)$$

この分布は、サンプル数  $n$  が無限大の極限で標準正規分布となる。株価を用いた実証研究から有限サンプル数での分布が式 (11) で表されることが示されている[33]。この分布における  $2k$  次モーメントも計算されており以下で与えられる。

$$E[r^{2k}] = \frac{n^k(2k-1)(2k-3)\cdots 1}{(n+2k-2)(n+2k-4)\cdots n} \quad (12)$$

マイクロストラクチャーノイズの影響がある場合、モーメントの値にも影響があると考えられる。その一方、実現ボラティリティのマイクロストラクチャーノイズが定数のファクターで修正される場合 ( $\overline{RV}_{t,\Delta} = cRV_{t,\Delta}$ ) には、適切なモーメントの比は定数ファクターがキャンセルし、モーメントの比には影響を与えない。例えば、 $2k$  次モーメントを  $2$  次モーメントの  $k$  乗で割った値  $E[r^{2k}]/E[r^2]^k$  は定数ファクターがキャンセルする。従って、

$$\frac{E[r^{2k}]}{E[r^2]^k} = \frac{n^k(2k-1)(2k-3)\cdots 1}{(n+2k-2)(n+2k-4)\cdots n} \quad (13)$$

となる。ここで、 $E[r^2] = 1$  を利用した。

また、以下の場合のモーメント比も修正ファクターはキャンセルする。

$$\frac{E[r^8]}{E[r^4]^2} = \frac{35}{3} \frac{n(n+2)}{(n+6)(n+4)} \quad (14)$$

$$\frac{E[r^{10}]}{E[r^6]E[r^4]} = 21 \frac{n(n+2)}{(n+8)(n+6)} \quad (15)$$

このようなキャンセルが起こる場合、マイクロストラクチャーノイズが定数の修正

ファクターで説明できることを示唆する。6章では実証分析からこのようなキャンセルが起こっていることを示す。

#### 4. マルチフラクタル解析

時系列の一般化ハースト指数はマルチフラクタル解析によって計算する。本章では、Kantelhardt et al.によって開発されたマルチフラクタル解析法、Multifractal Detrended Fluctuation Analysis(MFDFA)法[34]について説明する。MFDFA法は以下の手続きから成る。

- (i) 対象とする時系列を  $\{x_t, t=1, \dots, N\}$  とすると、これらのデータから次のプロファイル  $y(k)$  を作成する。

$$y(k) = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}) \quad (16)$$

ここで、 $\bar{x}$  は時系列  $x_t$  の平均値を表す。

- (ii) 作成したプロファイル  $y(k)$  を長さ  $s$  の  $N_s = N/s$  個のセグメントに分け、セグメント内でトレンドを除去したデータの分散を求める。具体的には以下の、 $\nu$  番目のセグメント、 $\nu = 1, \dots, N_s$  に対して  $F^2(s, \nu)$  を計算する。

$$F^2(s, \nu) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (y[(\nu-1)s+i] - p_\nu(i))^2 \quad (17)$$

$p_\nu(i)$  はトレンドを除去するための多項式関数である。本研究ではセグメント内のデータを以下の3次関数でフィットした関数を利用した。

$$p_\nu(i) = a + bi^2 + ci^3 \quad (18)$$

ここで、 $a, b, c$  はフィッティングによって得られる係数である。また、 $N$  は  $s$  の倍数とは限らないので、その場合、最後の端数のデータが残ってしまう。これらのデータも利用するために、最後のデータから順番に並べ、上記の手続きを繰り返す。具体的には、 $\nu = N_s + 1, \dots, 2N_s$  に対して、以下を計算する。

$$F^2(s, \nu) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (y[N - (\nu - N_s)s + i] - p_\nu(i))^2 \quad (19)$$

- (iii) このようにして計算した分散、 $F^2(s, \nu)$  から  $q$  次の揺らぎ関数を以下のように定義する。

$$F_q(s) = \left( \frac{1}{2N_s} \sum_{\nu=1}^{2N_s} [F^2(s, \nu)]^{q/2} \right)^{1/q} \quad (20)$$

もし、時系列が長期のべき的相関を持つなら、式 (19) は以下のように振る舞うことが期待される。

$$F_q(s) \sim s^{h(q)} \quad (21)$$

$h(q)$  は一般化ハースト指数とよばれるものである。式 (2 1) の  $\log$  を取り、線形変換したのち、フィッティングパラメータとして  $h(q)$  を得ることができる。ハースト指数は  $q = 2$  のときの一般化ハースト指数  $h(2)$  として与えられる。

$q=0$  のときは、式 (1 9) では計算できないので、以下の手続きによって計算する。

$$F_0(s) = \exp\left(\frac{1}{4N_s} \sum_{\nu=1}^{2N_s} \ln[F^2(s, \nu)]\right) \sim s^{h(0)} \quad (2 2)$$

- (iv) 式 (2 1) 及び (2 2) の振る舞いから一般化ハースト指数  $h(q)$  を求める。一般化ハースト指数からはその他のマルチフラクタル性を表す特徴量を得ることができる。マルチフラクタルスケール指数  $\tau(q)$  は一般化ハースト指数を利用して、以下で与えられる。

$$\tau(q) = qh(q) - 1 \quad (2 3)$$

更に、マルチフラクタル時系列を特徴づける量として特異性スペクトラム  $f(\alpha)$  があり、ルジヤンドル変換によって  $\tau(q)$  と以下のように関連している。

$$\alpha = \tau'(q) \quad (2 4)$$

$$f(\alpha) = q\alpha - \tau(\alpha) \quad (2 5)$$

これらの式は、 $h(q)$  を使って以下のように表される。

$$\alpha = h(q) + h'(q) \quad (2 6)$$

$$f(\alpha) = q[\alpha - h(q)] + 1 \quad (2 7)$$

一般化ハースト指数  $h(q)$  が  $q$  に関わらず一定値を取る場合、時系列はモノフラクタルであるという。一方、 $h(q)$  が変化する場合、マルチフラクタルという。ガウシアンランダム時系列はモノフラクタルであり、 $h(q) = 1/2$  となる。従って、マルチフラクタル性の存在は、ガウシアンランダム時系列からの乖離を意味し、マルチフラクタル性の強さを金融時系列の非効率性の大きさと関連付ける場合がある。

マルチフラクタル性の強さを測る指標として、

$$\Delta h(q) = h(-q) - h(q) \quad (2 8)$$

が提案されている[35]。 $\Delta h(q)$  は時系列がモノフラクタルである場合、ゼロとなる。同様に、特異性スペクトラム  $f(\alpha)$  を利用したマルチフラクタル性の指標として、

$$\Delta f(\alpha) = f(\alpha_{max}) - f(\alpha_{min}) \quad (2 9)$$

が提案されている。 $\Delta f(\alpha)$  も同様に、モノフラクタル時系列の場合  $\Delta f(\alpha) = 0$  となる。

以下に、MF DFA 法の実行手続きについて株価データを利用して具体的に示す。利用したデータは 2005 年 1 月～2024 年 12 月までのソニー（株）、トヨタ自動車（株）、及び丸紅（株）の 3 社の終値価格データを利用した。

図 2 (a) は SONY の株価、また図 2 (b) は株価から計算した収益率である。ここで、価格を  $P_t$  とすると、収益率  $R_t$  は  $R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$  で定義される。同様に図 3 はトヨタ自動車、図 4 は丸紅（株）についての株価と収益率を表している。

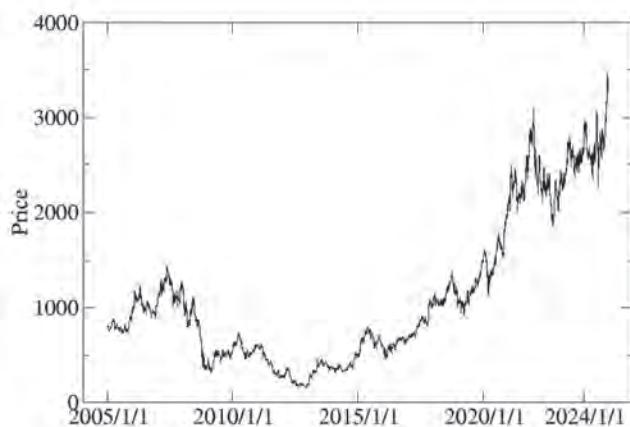


図 2 (a) SONY の株価

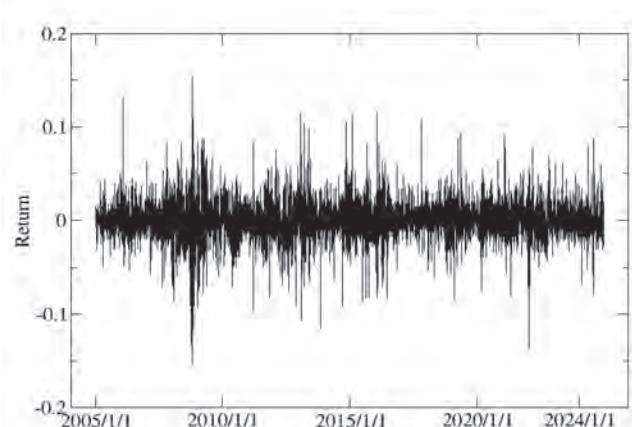


図 2 (b) SONY の株価収益率

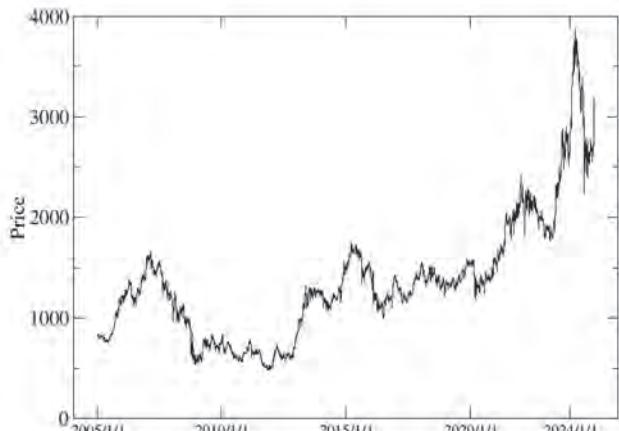


図 3 (a) TOYOTA の株価

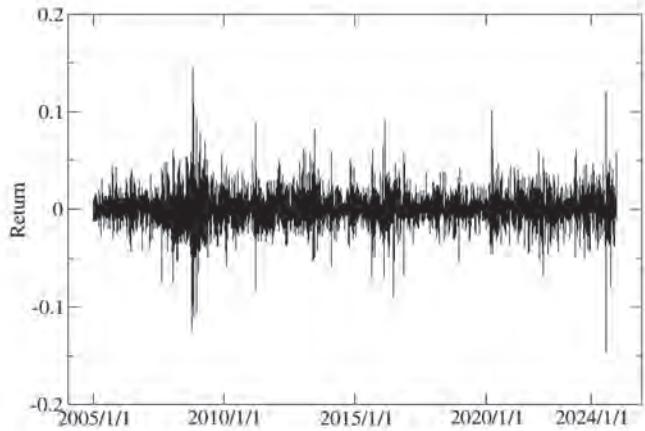


図 3 (b) TOYOTA の株価収益率

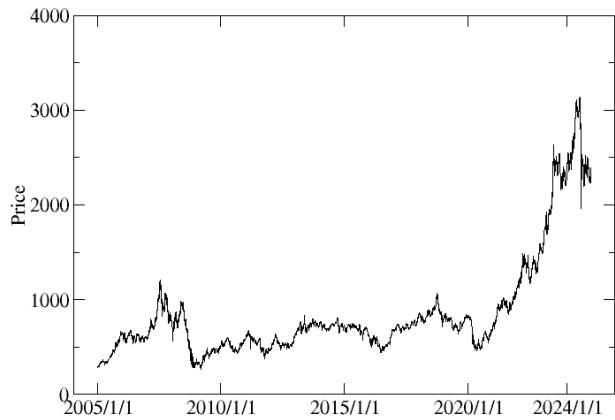
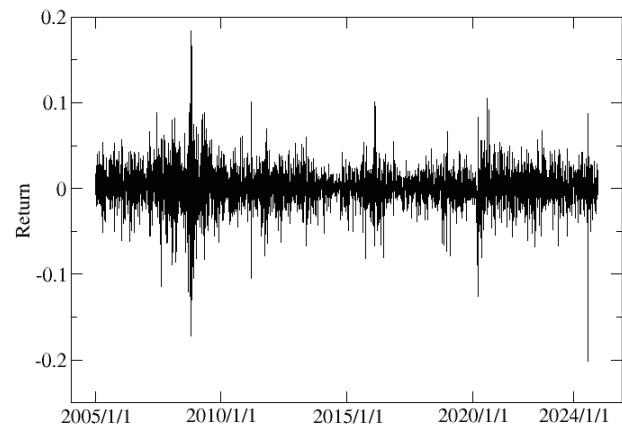


図4 (a) 丸紅の株価



(b) 丸紅の株価收益率

ここでは、一般化ハースト指数を求めるために時系列長は 1250 日（約 5 年）として、その区間を 1 日毎ずらしながら計算を繰り返し、一般化ハースト指数の時間変動を求める。まず、收益率データから式（16）に従って、プロファイル  $y(k)$  を作成する。そして、 $y(k)$  を利用して、式（17）と（19）から  $F^2(s, v)$  を計算する。この  $F^2(s, v)$  を利用して、式（20）より揺らぎ関数  $F_q(s)$  を得る。

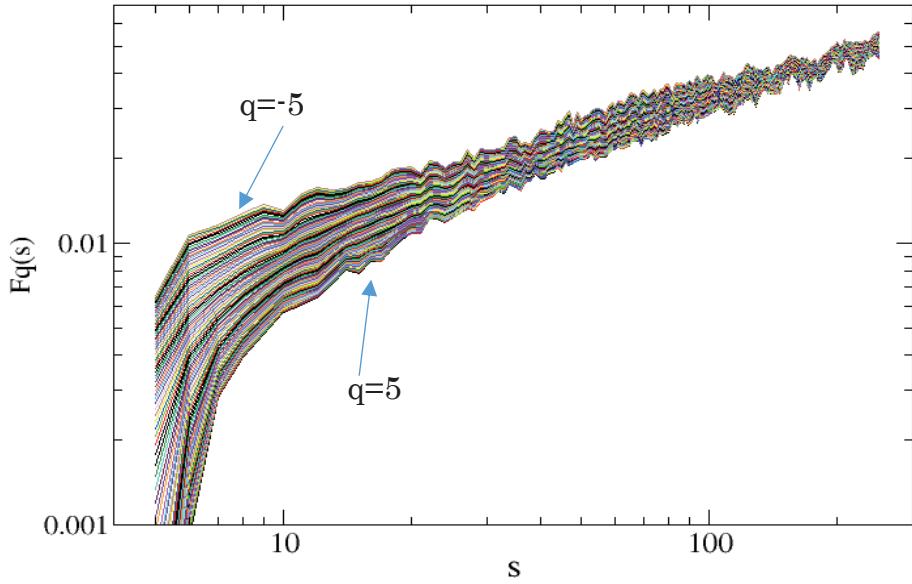


図5 揺らぎ関数  $F_q(s)$

図 5 は SONY の株価収益率時系列について、ある 1 つの区間で計算した  $F_q(s)$  を log-log プロットで図示している。式 (21) から log 変換後は直線で表されると予測され、実際  $s$  の大きい領域では直線でよく表されている。 $h(q)$  は直線でフィットした時の比例係数として決定される。本研究では、 $-5 < q < 5$  の範囲について、0.1 刻みで  $F_q(s)$  の計算を行った。

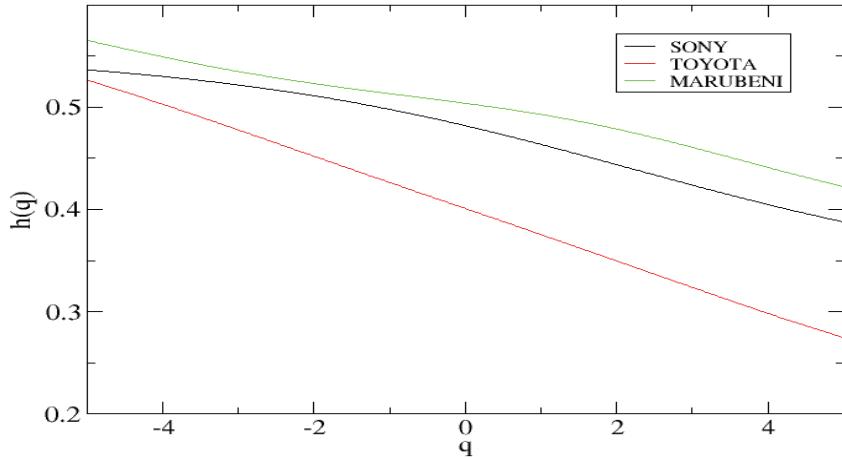


図 6 一般化ハースト指数  $h(q)$

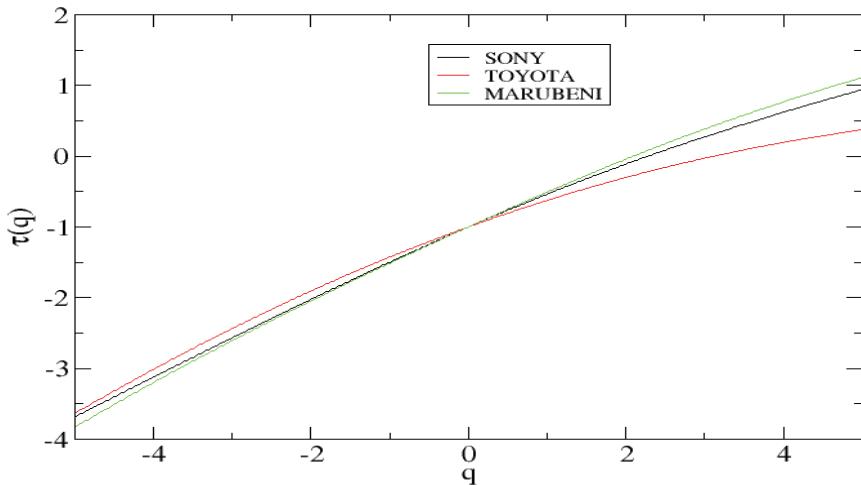


図 7 マルチフラクタルスケール指数  $\tau(q)$

$F_q(s)$  から  $h(q)$  を決定し、図示したのが図 6 である。 $h(q)$  は  $q$  に依存して変化しており、これは時系列がマルチフラクタル性を持つことを示している。図 7 は式 (23) によって求めたマルチフラクタルスケール指数  $\tau(q)$  である。モノフラクタルの場合、 $\tau(q)$  は直線となるが、図 7 で示されているように直線からはずれている。このことも、時系列のマル

チフラクタル性を表している。図8は式(27)で与えられる特異性スペクトラム $f(\alpha)$ を図示したものである。モノフラクタル時系列の場合、 $\alpha$ は定数となり、 $f(\alpha)$ は $\alpha$ について幅を持たない関数となるが、図8は $f(\alpha)$ は $\alpha$ について広がった関数となっている。 $f(\alpha)$ の結果も時系列のマルチフラクタル性を表している。

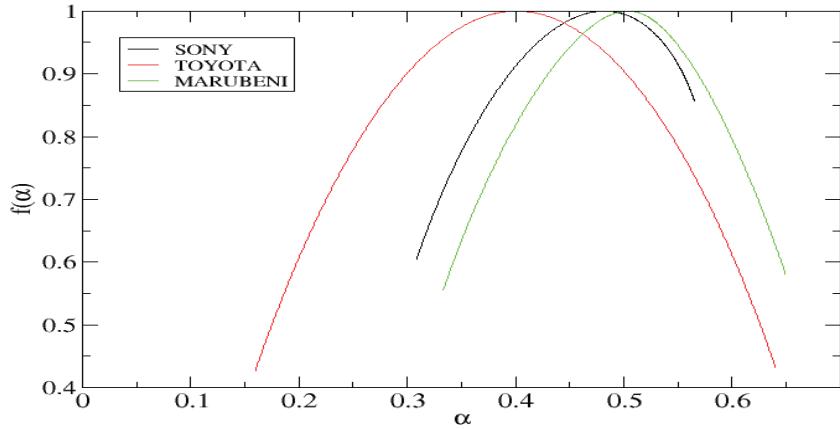


図8 特異性スペクトラム $f(\alpha)$

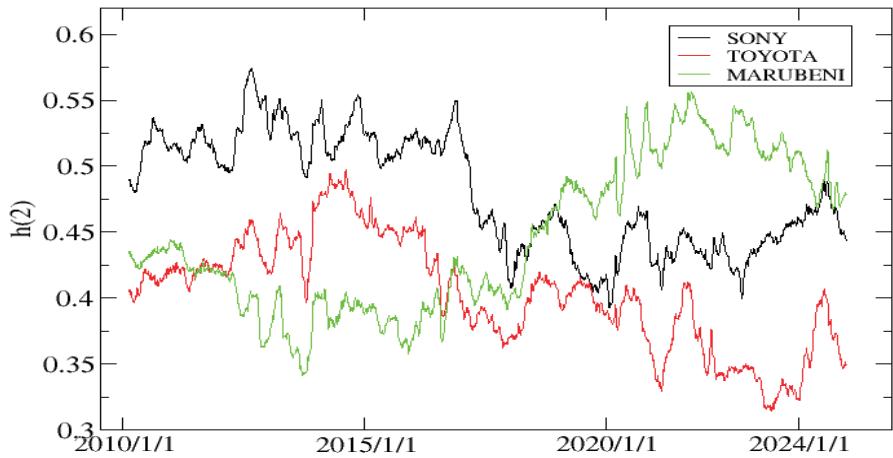


図9 ハースト指数 $h(2)$ の時間変動

ハースト指数は2次の揺らぎに対する一般化ハースト指数 $h(2)$ によって与えられる。図9はハースト指数 $h(2)$ の時間変動を表している。ハースト指数は3社とも時間変動しており一定ではない。また、 $h(2)=1/2$ はランダム時系列を意味するが、3社の $h(2)$ については $h(2)<1/2$ となる期間が多くみられる。これは時系列が反持続的傾向のあることを示している。特にトヨタの株価は全区間で $h(2)<1/2$ となっている。先進国の株価では反持続的な

ハースト指数となっていることが既存研究[36, 37]で知られているので、日本の株価時系列に反持続性が見られることは不思議ではない。反持続性を示す時系列はランダム時系列よりも価格が上がったり下がったりを繰り返していることを意味している。収益率時系列の一般化ハースト指数は  $q$  に関して変動しており、このことは時系列がマルチフラクタルであることを意味している。一般に、多くの金融時系列でマルチフラクタル性が確認されており、ビットコインの収益率についてもマルチフラクタル性が示されている[38]。

## 5. ビットコインデータ

本研究では Bitstamp 取引所[39]で取引された 2014 年 1 月 1 日～2023 年 5 月 31 日までのビットコイン取引データを利用した。このデータから様々なサンプリング間隔  $\Delta$  分での収益率を構築し、日次実現ボラティリティを計算する。一般に、暗号資産取引所では 24 時間取引が継続しているため、株式市場の様に取引が中断することがない。図 10 は  $\Delta=5$  分で計算した実現ボラティリティの時系列を表している。

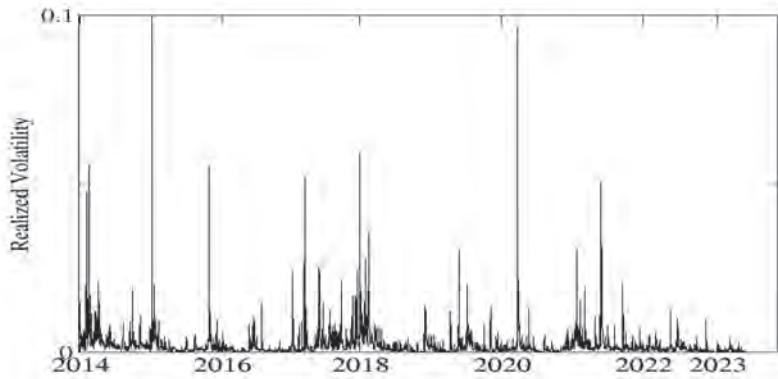


図 10 ビットコイン価格収益率の実現ボラティリティ

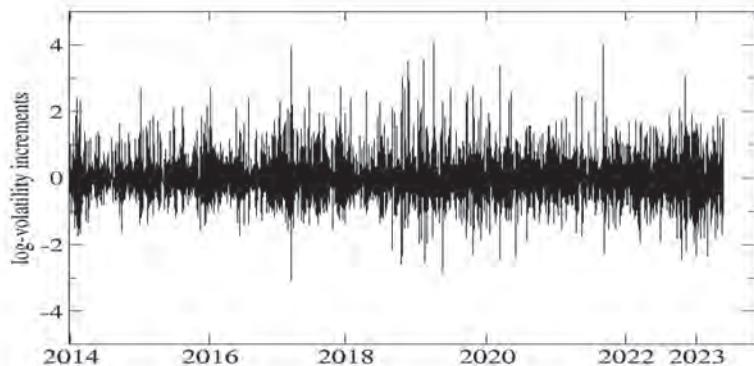


図 11 ビットコインの log-RV increments 時系列

実現ボラティリティから式(10)で表される log-RV increments の時系列（増分時系列）を求める。図11は実現ボラティリティから計算した log-RV increments の時系列を表している。log-RV increments 時系列の一般化ハースト指数は第4章で説明したMFDFA法によって決定する。本研究では、データ区間を8年間として、その区間のデータについてMFDFA法によってハースト指数を求める。そして、8年の期間をずらしながらMFDFA法を実行し、一般化ハースト指数の時間変動を求める。

## 6. ビットコインデータによる実証分析

図12は実現ボラティリティの平均値をサンプリング間隔 $\Delta$ の関数でプロットしたものである（Volatility Signature Plot）。平均値はマイクロストラクチャーノイズの影響によって $\Delta$ が小さくなるにつれて大きくなっている。従って、この場合修正なしの実現ボラティリティの値は真の値よりも過大評価されていると考えられる。一方、 $\Delta$ が大きくなると実現ボラティリティの平均値はマイクロストラクチャーノイズの影響が小さくなり、一定値に近づく。

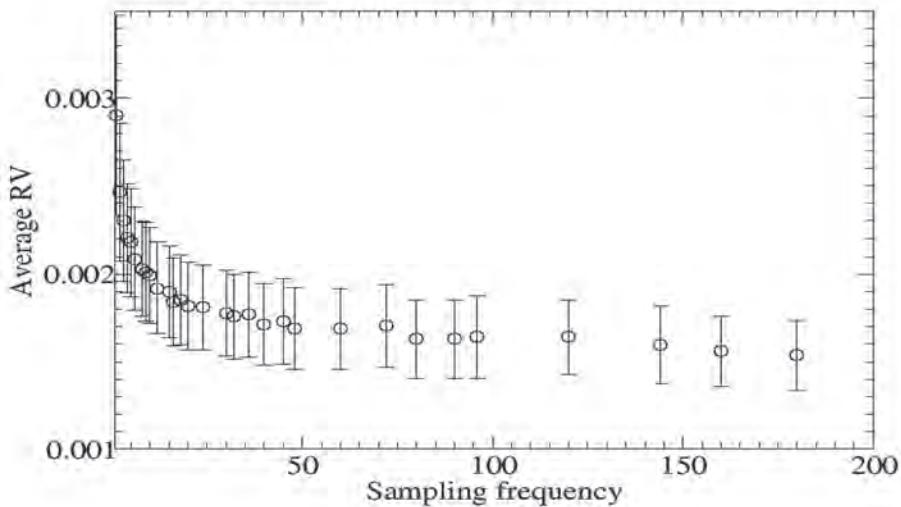


図12 Volatility Signature Plot

図13は実現ボラティリティで標準化した収益率のモーメントを計算した結果をプロットしている。図中の赤実線は4次のモーメントの理論値を表している（式(12)の $k=2$ の場合）。実際に計算した値は $\Delta$ が小さくなるにつれて下方にズレている。これは図12から分かるように実現ボラティリティが過大評価されているため、実現ボラティリティで標準化した収益率は過小評価となり、その結果モーメント値も過小評価となっていることを表している。

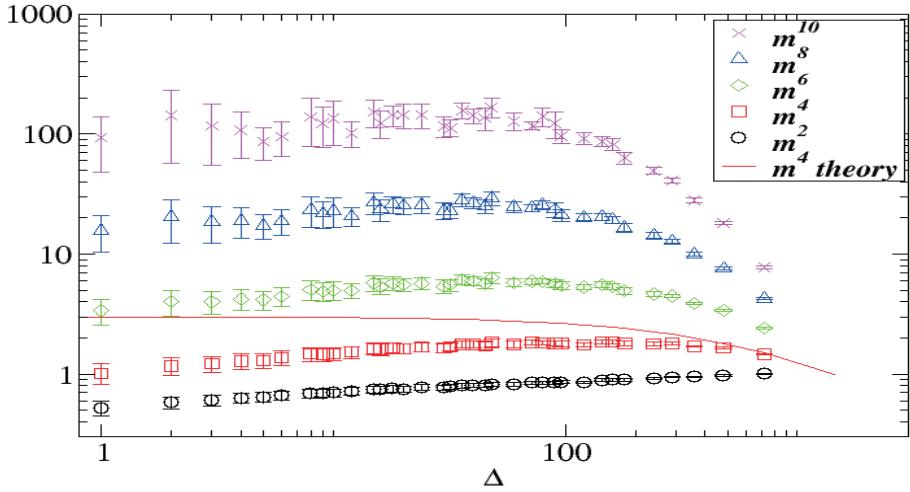


図 13 標準化された収益率のモーメント。ここで、 $m^{2k} \equiv E[r^{2k}]$ としている。

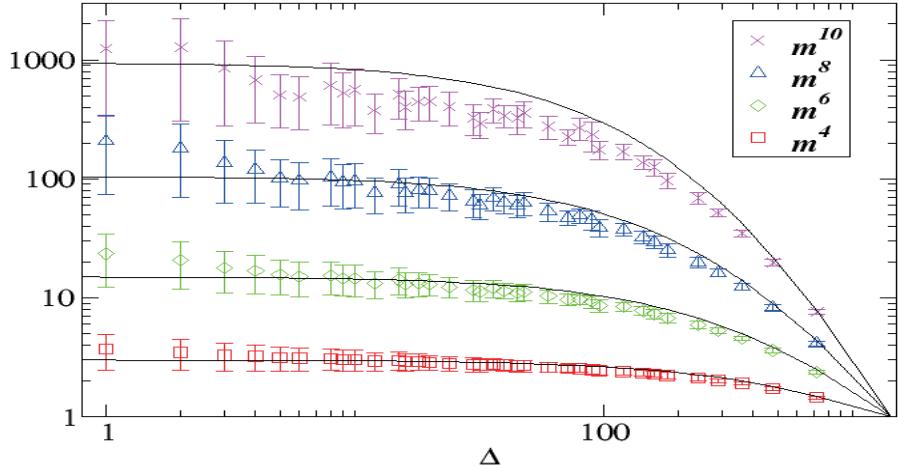


図 14 標準化された収益率のモーメントを 2 次のモーメントで規格化した値。ここで、 $m^{2k} \equiv E[r^{2k}]/E[r^2]^k$ としている。

図 14 は式 (13) で表されるモーメントを 2 次モーメントのべき乗で割った値 ( $E[r^{2k}]/E[r^2]^k$ ) をプロットしている。図中の実線は式 (13) からの理論値を表している。実線の理論値と式 ( $E[r^{2k}]/E[r^2]^k$ ) で計算した値は非常によい一致を示している。

図 15 は式(14)と(15)で対応するモーメントの比をプロットしている。図中の実線は式(14)と(15)で表される理論値であるが、この場合も計算値とよく一致している。マイクロストラクチャーノイズが  $\overline{RV}_{t,\Delta} = cRV_{t,\Delta}$  のように定数のスケールファクター  $c$  で修正さ

れると考えられる場合はこれらの結果（図 14 と 15）を説明することができる。その場合、式（10）で表される log-RV increments の時系列は修正ファクターの影響を受けない、つまりマイクロストラクチャーノイズの影響を受けないことになる。

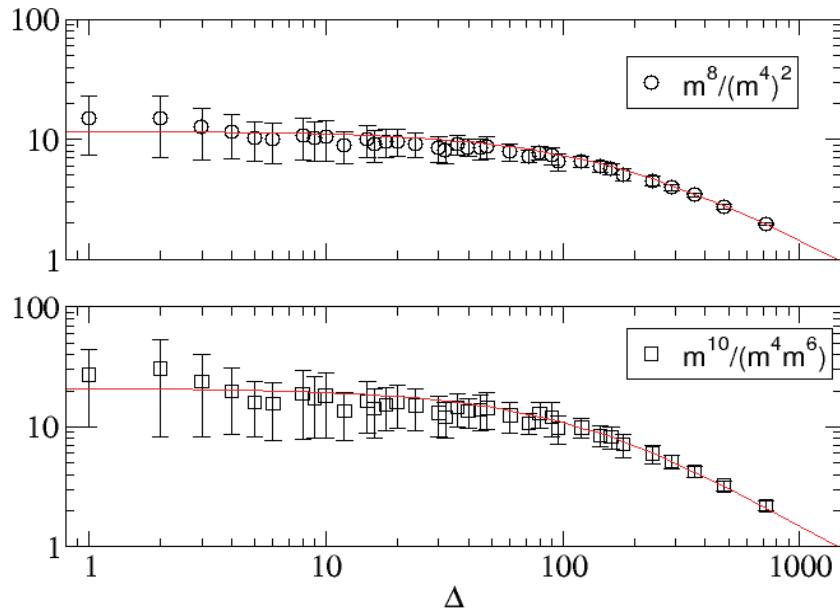


図 15 (上)  $\frac{E[r^8]}{E[r^4]^2}$  (下)  $\frac{E[r^{10}]}{E[r^6]E[r^4]}$

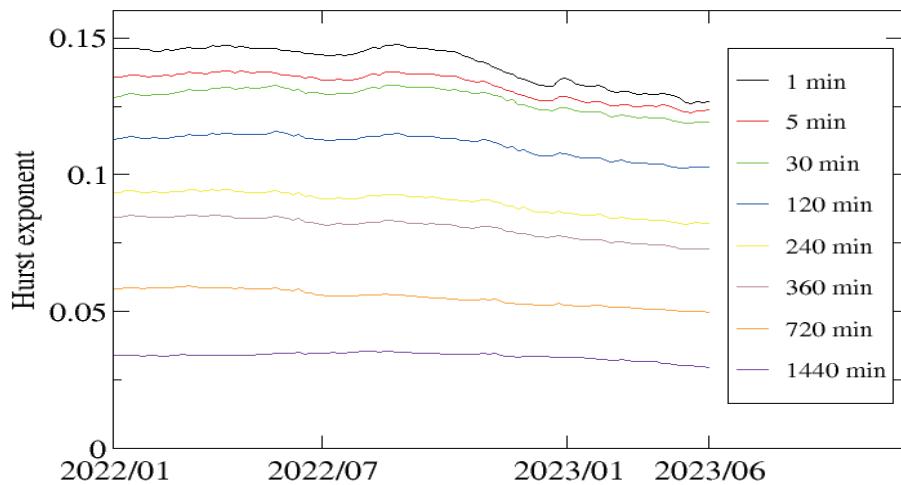


図 16 様々なサンプリング間隔におけるハースト指数の時間変動

図 16 は様々なサンプリング間隔で計算した実現ボラティリティ時系列についてハースト指数を計算し、時間変動をプロットしたものである。図を見るとサンプリング間隔が大きくなるとハースト指数が小さくなる傾向が見られる。

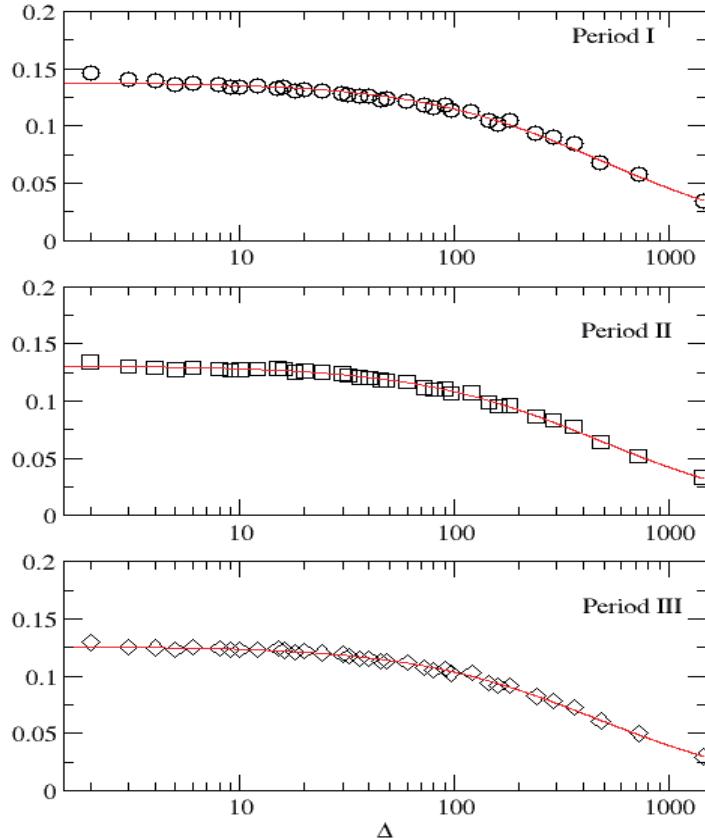


図 17 ハースト指数のサンプリング間隔依存性

ハースト指数のサンプリング間隔依存性を詳しく調べるために、3つの期間を選び、その期間におけるハースト指数のサンプリング間隔依存性を調べた。3つの期間は表 1 に提示してある。図 17 はハースト指数をサンプリング間隔の関数で図示したものである。サンプリング間隔が大きくなるとハースト指数は減少している。一方、サンプリング間隔が小さくなるとハースト指数は大きくなり、 $\Delta$ がゼロの極限である値に収束しているように見える。ハースト指数に対する有限サンプル効果については、式 (12) のような理論式は知られていないが、式 (12) から推測して、以下の式を仮定してフィッティングを試みる。

$$H(\Delta) = H_0 \frac{n}{n+a} \quad (30)$$

ここで、 $H_0$ と $a$ はフィッティングパラメータである。また、 $n = 1440/\Delta$ である。式(30)によってフィッティングした結果は図17の実線で表されており、データと良い一致を示している。フィッティングによって得られたパラメータ値は表1にまとめてある。 $\Delta$ がゼロの極限での値である $H_0$ は $H_0 \approx 0.12 - 0.14$ 程度となっており、ラフボラティリティの性質( $H < 1/2$ )を示している。

表1：データ期間とフィッティング結果

期間	$H_0$	$a$
I: 2014/1/2--2022/1/2	0.1379(8)	2.93(11)
II: 2015/1/1--2023/1/1	0.1308(4)	3.02(6)
III: 2015/5/27--2023/5/27	0.1262(3)	3.15(6)

式(30)より $(H_0 - H(\Delta))/H_0$ で定義される $H_0$ に対する相対誤差 $E(\Delta)$ は

$$E(\Delta) = \frac{a}{n+a} \quad (31)$$

で与えられる。表1の $a$ の値を利用して $E(\Delta)$ をプロットしたのが図18である。

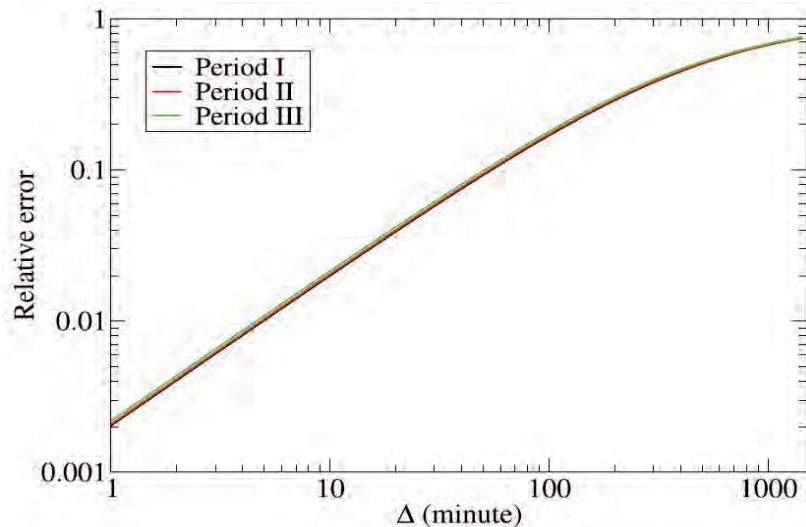


図18 相対誤差 $E(\Delta)$

$\Delta$ が大きくなると相対誤差は大きくなるが、実現ボラティリティの計算でよく利用されている $\Delta=5$ 分での相対誤差は1%程度となる。従って、実証分析で良く利用される $\Delta=5$ 分の実現ボラティリティにおけるハースト指數のバイアスは小さいと言える。

## 7. マルチフラクタル性

ボラティリティ時系列のマルチフラクタル性について調べるために、MFDFA 法によつて一般化ハースト指数  $h(q)$  を計算した。マルチフラクタル性が存在する場合、 $h(q)$  は  $q$  によって変化する。 $h(q)$  が一定の場合、時系列はモノフラクタルであると言われる。図 19(a) は  $h(-3), h(2)$  及び  $h(3)$  をプロットしたものである。 $h(q)$  は  $q$  によって変化しており、マルチフラクタル性の存在を示している。マルチフラクタル性の強さは式 (28) の  $\Delta h(q)$  で定義する。マルチフラクタル性がない場合、 $\Delta h(q)$  はゼロとなる。

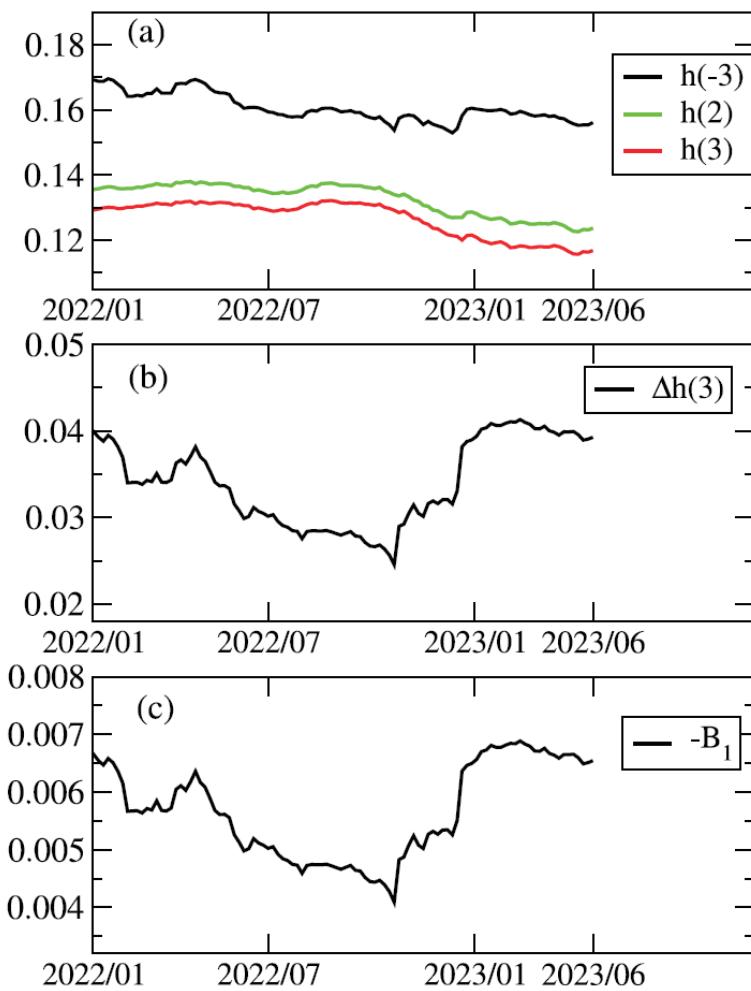


図 19 (a)  $h(-3), h(2)$  及び  $h(3)$  (b)  $\Delta h(3)$  (c)  $-B_1$  の時間変動

図 19(b) は  $\Delta h(3)$  の時間変動をプロットしたものである。 $\Delta h(3)$  は時間と共に変動しており、マルチフラクタル性の強さが時間変動していることを示している。図 19(c) の  $B_1$  は  $h(q)$  をテイラー展開した時の 1 次の係数である。 $h(q)$  を 1 次までテイラー展開すると以下になる。

$$h(q) \approx h(0) + B_1 q \quad (32)$$

マルチフラクタル性がない場合、 $h(q)$ は  $q$  に依存せず一定値となることから、その場合  $B_1$  はゼロとなる。従って、 $B_1$  もマルチフラクタル性の強さを表す指標となる。 $B_1$  の時間変動も  $\Delta h(3)$  と同様の振る舞いをしている。

## 8. 量子回路学習(Quantum Circuit Learning)によるボラティリティのモデル化

第2章で論じたように、一般にボラティリティのモデル化では金融時系列の性質を反映するようにモデル化（具体的には関数形を仮定）する。様々な関数形が考案されているがどの関数形が良いかはケースバイケースで一概には言えない。ここでは、陽に関数形を仮定する必要のない量子回路によるモデル化によってビットコイン実現ボラティリティのモデル化を行う。量子回路によるモデル化は Mitarai et al.[40]による量子回路学習によって提案された。量子回路学習ではパラメータ化された量子回路によって関数を近似する。図20は量子回路学習の模式図である。

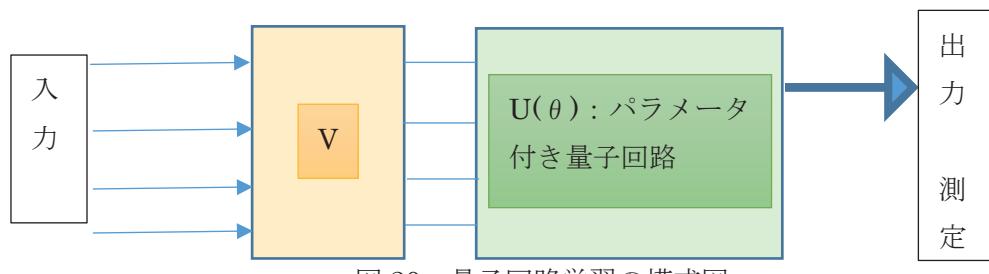


図 20 量子回路学習の模式図

$V$  はデータを入力する量子回路を表し、入力データは  $V$  によって量子回路に入力される。 $U(\theta)$  はパラメータ付きの量子回路を表す。 $U(\theta)$  はユニタリー変換に対応し、その表現力が高ければボラティリティ関数を十分に近似できると考えられる。もともと、量子回路学習は量子コンピュータ用のアルゴリズムとして開発されたものであるが、本研究では IBM の Qiskit[41]によってシミュレーションを実行する。

$U(\theta)$  として様々な量子回路を取ることができるが、一番簡単な量子回路として 1 量子ビットによる量子回路が考えられる。図 21 は本研究で用いた 1 量子ビットによる量子回路である。

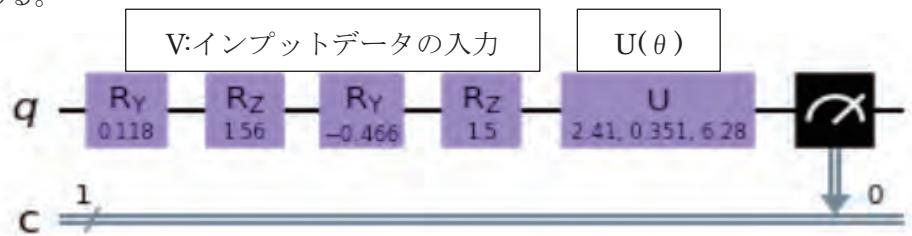


図 21 1 量子ビット量子回路

$R_y$  及び  $R_z$  で表される量子ゲートはデータを入力する部分に対応し、インプットデータは角度エンコーディングによって量子回路に入力する。 $U(\theta)$ は 3 つのパラメータを持つユニタリー行列で表される回路を用いた。具体的には、 $U(\theta)$ は  $2 \times 2$  のユニタリー行列で表され、以下の表現を用いた。

$$U(\theta) = \begin{pmatrix} \cos\theta/2 & -e^{i\lambda}\sin\theta/2 \\ e^{i\phi}\sin\theta/2 & e^{i\lambda+i\phi}\cos\theta/2 \end{pmatrix} \quad (33)$$

図 22 は 2 量子ビットによる量子回路の例である。この量子回路は 6 つのパラメータを持つ。パラメータ数が増えることによってより表現力が高くなると考えられる。

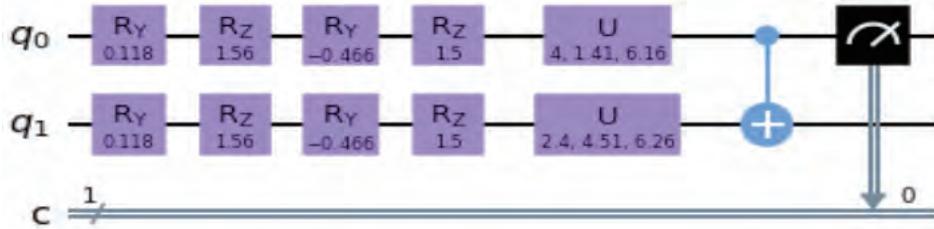


図 22 2 量子ビット量子回路

まず、量子回路モデルのテストとして、GARCH(1, 1) モデル

$$\sigma_{t+1}^2 = \omega + \alpha r_t^2 + \beta \sigma_t^2, \quad (34)$$

$$R_{t+1} = \sigma_t \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, 1) \quad (35)$$

によって人工的に時系列を生成し、その時系列をインプットデータとして量子回路モデルがボラティリティ時系列を表すことができるかどうか確かめた。

図 23 は GARCH モデルによって生成した(a)収益率時系列と(b)ボラティリティ時系列である。時系列長は  $T=730$  (2 年間にに対応) である。ここでは、パラメータは  $\alpha=0.1$ ,  $\beta=0.85$ ,  $\omega=0.24$  を設定して時系列を生成した。

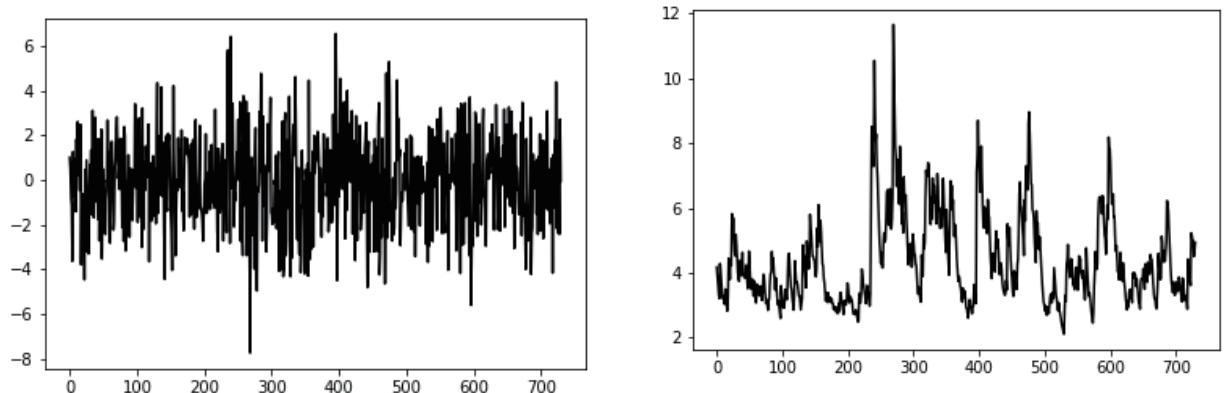


図 23 (a) GARCH モデルによる収益率

(b) GARCH モデルによるボラティリティ

量子回路に収益率  $R_t$  とボラティリティ  $\sigma_t^2$  を入力し、出力値（推定値） $\bar{\sigma}_{t+1}^2$ を得る。入力値は角度の情報として入力するため、(-1, 1)の間になるようにスケールさせてから入力した。この出力値と入力データ（教師データとして利用）のボラティリティとの差を小さくするために、以下で定義される cost function を最小化するように  $U(\theta)$  のパラメータを最適化する。

$$\text{cost function} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\sigma_t^2 - \bar{\sigma}_t^2)^2 \quad (36)$$

最適化には COBYLA を用いた。

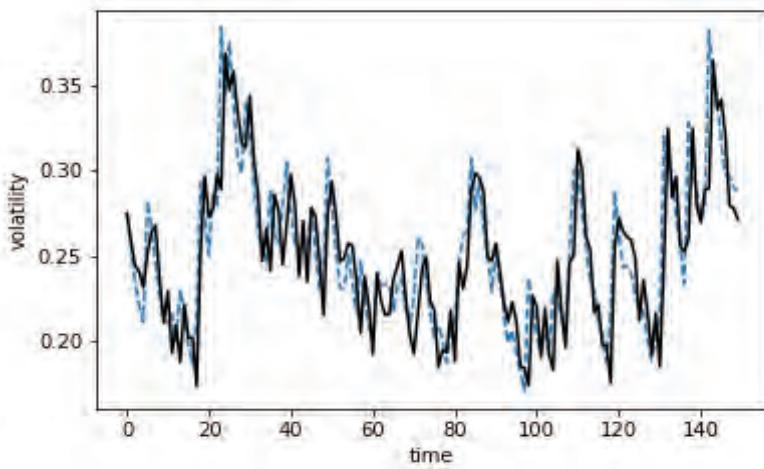


図 24 量子回路モデルによる出力値（破線）と入力値（実線）

図 24 は COBYLA による最適化後のボラティリティ出力値（破線）とボラティリティ入力値（実線）との比較である。データは初めの 150 個のデータを表示してある。量子回路による出力値とボラティリティ入力値の時間変動はよく似ており、量子回路モデルがボラティリティの変動を良く捉えていることが分かる。GARCH モデルによる人工時系列データを利用した量子回路モデルによる推定の結果は[42]でも報告を行っている。

次に、実データを利用して量子回路モデルによる推定を実行する。ボラティリティ時系列はビットコインの実現ボラティリティデータを利用した。利用したデータは Bitstamp 取引所で 2021 年 3 月 1 日～2023 年 2 月 28 日の 2 年間に取引されたデータである。実現ボラティリティは 5 分ごとにサンプルされた価格データから作成した。図 25 は(a) 日次収益率データ  $R_t$ 、(b) 日次実現ボラティリティ  $RV_t$  を図示している。

収益率データ  $R_t$  と実現ボラティリティデータ  $RV_t$  を量子回路に入力し、出力値  $\bar{RV}_t$  を得る。そして、GARCH モデルでの推定と同様に、以下の cost function を最小化するように  $U(\theta)$  のパラメータを最適化する。

$$\text{cost function} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (RV_t - \bar{RV}_t)^2 \quad (37)$$

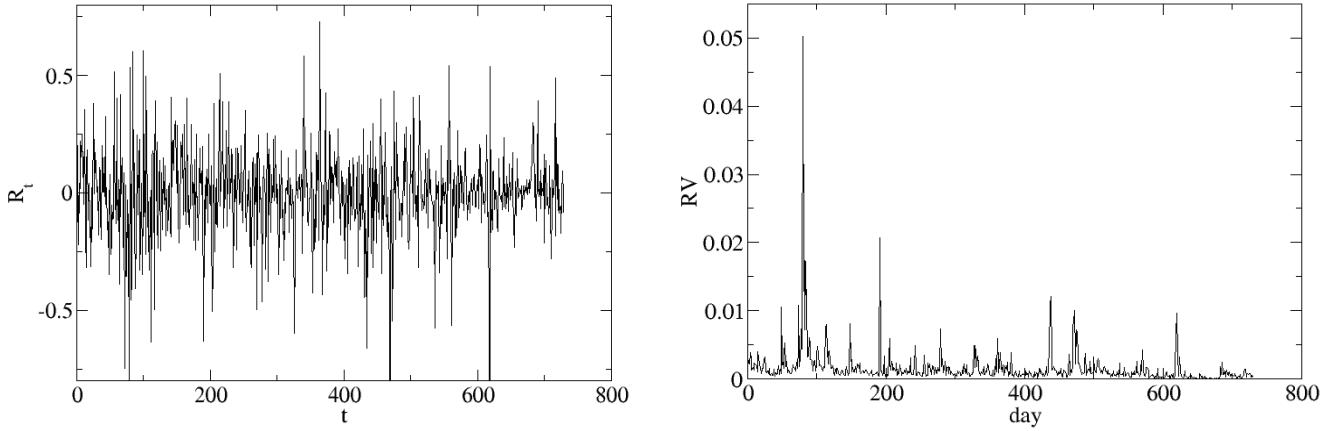


図 25 (a) ビットコイン収益率

(b) ビットコイン実現ボラティリティ

図 26 は最適化後の実現ボラティリティ値（赤線）と入力値（黒線）との比較である。図 26 (b) は細かい変動が良く見えるように初めの 250 データのみをプロットしている。実現ボラティリティの時系列は GARCH モデルの時系列よりも変動が細かく、推定値は入力値と十分に一致していない所も多いが、大まかな時間変動は量子回路モデルで捉えられている。

量子回路モデルの予測時系列の性質を調べるために、最適化後の  $U(\theta)$  のパラメータを利用して、50000 個の予測時系列データを生成した。図 27 では、予測時系列の初めの 3270 個の予測データ（赤線）プロットしている。黒線のデータは入力値（730 個）を表している。

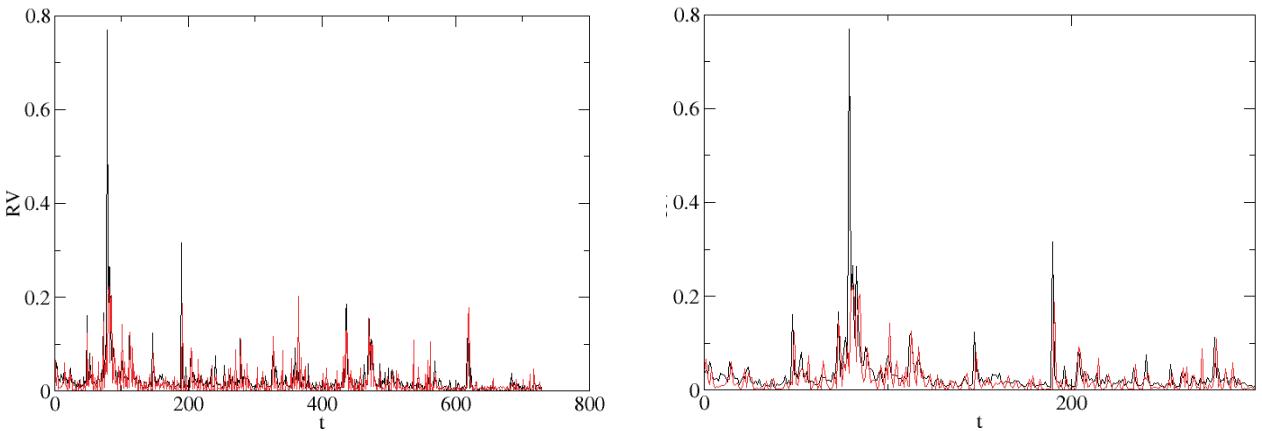


図 26 量子回路モデルによる実現ボラティリティ推定値（赤線）と入力値（黒線）

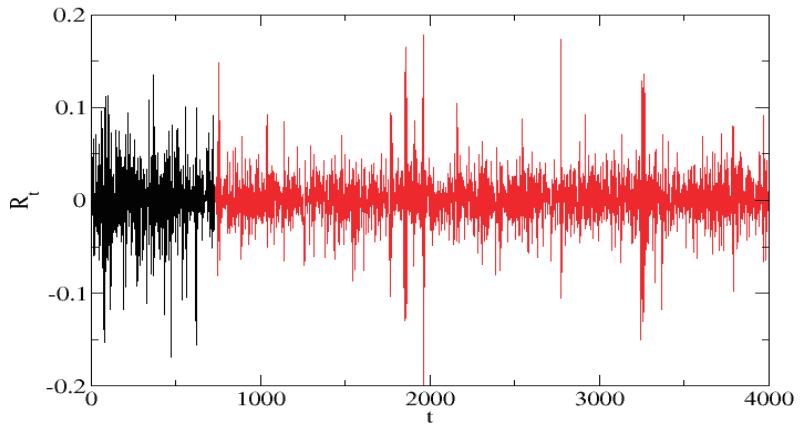


図 27 量子回路モデルによる収益率予測時系列（赤線）

図 28 は量子回路モデルによる実現ボラティリティの予測時系列（赤線）をプロットしたものである。黒線のデータは入力時系列を表している。実現ボラティリティの予測時系列は値が大きくなる期間や小さい期間が現れており、ボラティリティクラスタリングの性質を再現している。

予測時系列のハースト指数やマルチフラクタル性について調べるために第 3 章で記述した MFDFA 法によって一般化ハースト指数を計算した。一般化ハースト指数は 2 年間の区間（730 個）で計算し、区間をずらしながら 50000 個の予測データについて計算を行った。図 29 は収益率時系列のハースト指数  $h(2)$  の時間変動を表している。赤線はランダム時系列のハースト指数である  $1/2$  を表している。ハースト指数は  $1/2$  を中心に変動しており、収益率時系列はランダム時系列に近い性質を持つと思われる。

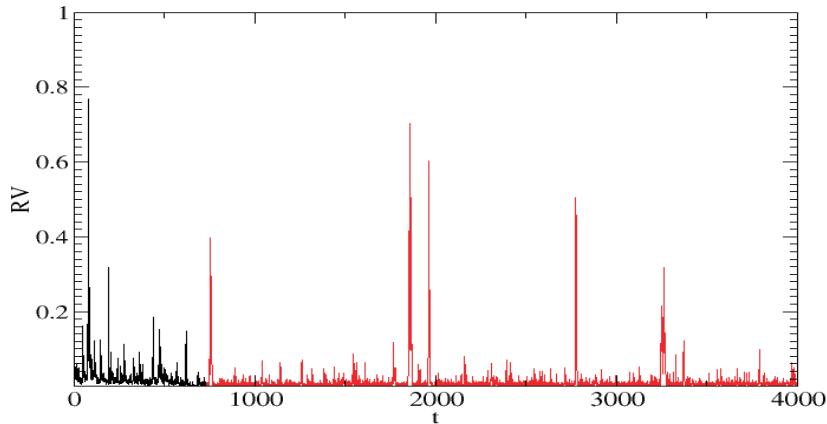


図 28 量子回路モデルによる実現ボラティリティ予測値（赤線）

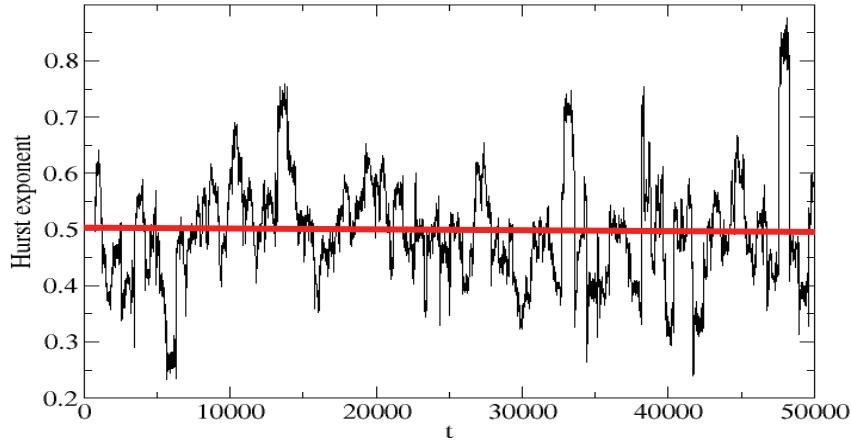


図 29 量子回路モデルによる収益率予測時系列のハースト指数

次に、実現ボラティリティ予測時系列のハースト指数を決定した。ボラティリティ予測時系列は式(10)によってボラティリティ増分時系列に変換した後、ハースト指数を決定した。図30はボラティリティ増分時系列を表している。この増分時系列に対し、MFDFA法を利用して一般化ハースト指数を計算した。区間は同様に2年間とし、区間をずらしながら計算を行った。図31はボラティリティ増分時系列のハースト指数である。ハースト指数の値は0.05~0.1を中心に時間変動をしている。ハースト指数の値は1/2以下となっており、この結果はボラティリティ時系列がラフボラティリティの性質を持つことを示しており、ビットコイン実現ボラティリティ時系列のハースト指数に関する既存研究とも一致している[18]。

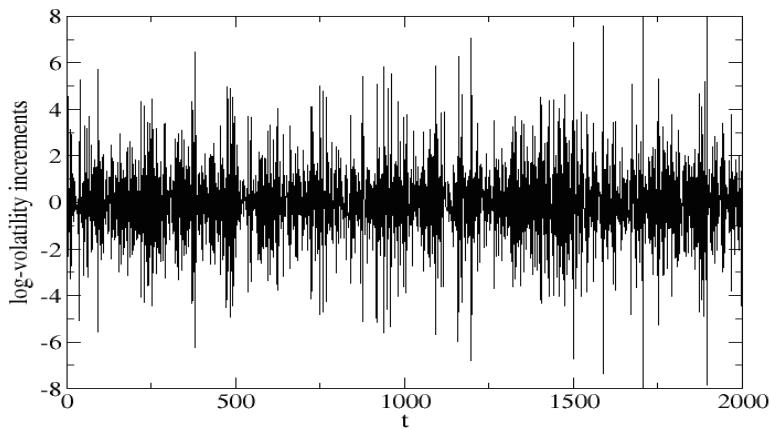


図 30 ボラティリティ増分時系列

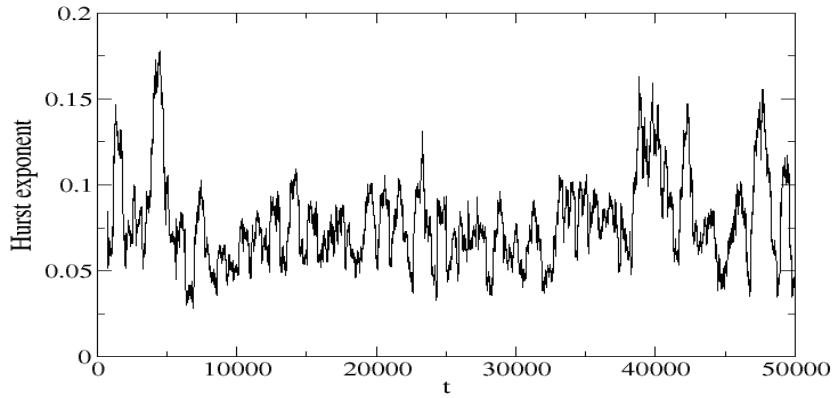


図 31 ボラティリティ増分時系列のハースト指数

図 32(a)は量子回路モデルによる収益率予測時系列の最初の 1 つの区間における一般化ハースト指数（赤線）を図示している。黒線はインプットデータの収益率時系列の一般化ハースト指数である。一般化ハースト指数は  $q$  について変化しており、マルチフラクタル性を示している。収益率時系列におけるマルチフラクタル性の存在は既存研究で一般的に知られており、また第 4 章での個別株の結果とも一致する。

図 32(b)は量子回路モデルによるボラティリティ増分時系列の一般化ハースト指数（赤線）を図示している。黒線はインプットデータの実現ボラティリティ時系列から計算した一般化ハースト指数である。一般化ハースト指数は  $q$  に対して変化しており、ボラティリティ増分時系列にもマルチフラクタル性が存在することを示している。

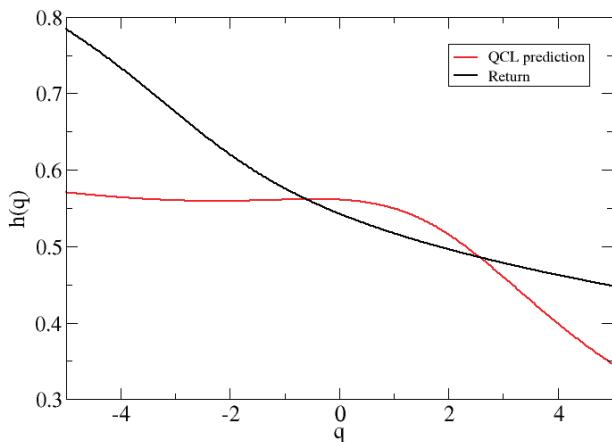
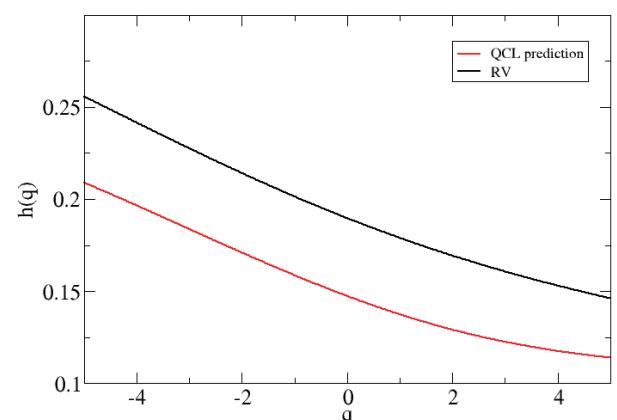


図 32 (a)収益率時系列の  $h(q)$



(b)ボラティリティ時系列の  $h(q)$

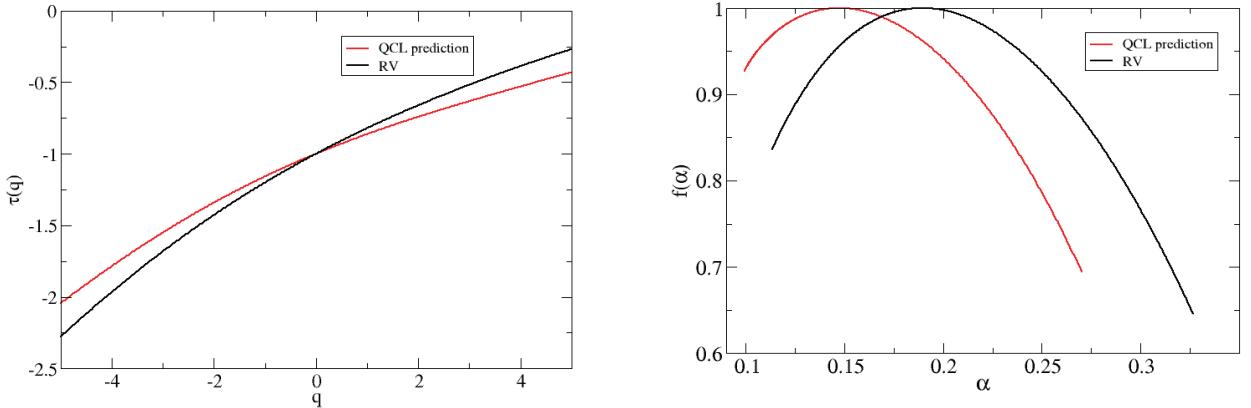


図 33 (a) マルチフラクタルスケール指数  $\tau(q)$  (b)特異性スペクトラム  $f(\alpha)$

更にボラティリティ時系列のマルチフラクタル性について調べるために、マルチフラクタルスケール指数  $\tau(q)$  及び特異性スペクトラム  $f(\alpha)$  について計算を行った。  $\tau(q)$  は式 (23) また  $f(\alpha)$  は式 (27) で定義される。図 33(a) は  $\tau(q)$  を図示している。マルチフラクタル性がない場合は、 $\tau(q)$  は直線となるが、量子回路モデルによる実現ボラティリティ時系列及びインプットデータに利用した実現ボラティリティ時系列ともに直線からずれており、これは時系列にマルチフラクタル性があることを示している。同様に、図 33(b) は実現ボラティリティ時系列の  $f(\alpha)$  を図示しており、マルチフラクタル性がない場合、 $f(\alpha)$  は  $\alpha$  について幅を持たないが、図は  $\alpha$  について広がった  $f(\alpha)$  であることを示している。このことも時系列のマルチフラクタル性の存在を示している。

## 9. 結論<sup>1</sup>

ボラティリティ時系列のハースト指数が  $1/2$  以下、従ってボラティリティ時系列が反持続性を持つということが Gatheral et al. によって指摘されて以降、ボラティリティ時系列をハースト指数が  $1/2$  以下の性質を持つ非整数ブラウン運動などを基にしてモデル化を行う研究が活発になっている。その一方、市場で観測される実現ボラティリティにはマイクロストラクチャーノイズや有限サンプル効果によるバイアスがあり、バイアスがどのようにハースト指数の測定に影響を与えるかは分かっていなかった。本研究では、暗号資産市場でもっとも代表的なビットコインの実現ボラティリティについて、バイアスの影響を調べた。また、Gatheral et al. による研究では、ボラティリティ時系列はモノフラクタル時系列としているが、マルチフラクタル性を持つという研究もあり、マルチフラクタル性に

<sup>1</sup> 本稿の結果の一部は[43]において論文としてまとめた。

については詳しく分かっていなかった。本研究では、ボラティリティ時系列のマルチフラクタル性についても研究を行った。

まず、マイクロストラクチャーノイズの影響を調べるために、様々なサンプリング間隔で構築した実現ボラティリティによって標準化した収益率のモーメントを調べた。その結果、実現ボラティリティはマイクロストラクチャーノイズによって過大評価されており、実現ボラティリティで規格化されたモーメントはマイクロストラクチャーノイズの影響で予想される値よりも小さくなっていることが分かった。一方、適切なモーメントの比はマイクロストラクチャーノイズの影響を受けないことが分かった。このことは、実現ボラティリティにおけるマイクロストラクチャーノイズの影響が実効的には定数ファクターで説明できることを示唆している。その場合、対数変換したボラティリティの増分時系列では定数ファクターがキャンセルし、ハースト指数測定には影響を与えないことになる。

有限サンプル効果の影響を調べるために、ハースト指数がサンプリング間隔に依存するかどうか調べた。その結果、ハースト指数はサンプリング間隔に依存し、サンプリング間隔が大きくなるとハースト指数は小さくなることが分かった。そして、この依存性は、簡単な関数形で説明できることを示した。その関数を利用し、実証分析で良く利用される5分のサンプリング間隔における相対誤差を計算したところ、ハースト指数値に与える相対誤差の影響は1%程度であり、小さいことが分かった。

マルチフラクタル性を調べるために、MFDFA法によって一般化ハースト指数  $h(q)$ を計算し、ボラティリティ増分時系列のマルチフラクタル性について調べた。その結果、 $q$ について  $h(q)$ は一定ではなく、ボラティリティ増分時系列はマルチフラクタル性を示すことが分かった。また、マルチフラクタル性の強さを一般化ハースト指数の変動幅  $\Delta h(3)$ と  $h(q)$ のティラー展開係数  $B_1$ によって調べたところ、どちらも時間変動しており、マルチフラクタル性の強さは時間変動していることが分かった。

ボラティリティ時系列をモデル化する場合、一般的にはボラティリティ時系列の性質を反映するようにモデル化が行われる。例えば、ボラティリティのラフ性に注目するならば、 $H < 1/2$  の非整数プラウン運動を用いるなどである。本研究では、モデル化する際に仮定を導入する必要のない量子回路モデルによるボラティリティのモデル化を試みた。ビットコインの実現ボラティリティ時系列を用いて、量子回路モデルによる実証分析を行い、量子回路モデルが予測する収益率及びボラティリティ時系列の性質を調べた。その結果、収益率時系列とボラティリティ時系列のハースト指数及びマルチフラクタル性は既存研究において示されているものと同様のものであることが分かった。本研究で用いた量子回路は単純なものであるので、今後は更に複雑な量子回路によって精度の良い予測ができるかどうか、また既存モデルとの予測精度の比較等を行う必要がある。

## 参考文献

- [1] Cont, R., 2001. Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues, *Quantitative Finance*, 1, 223–236.
- [2] Engle, Robert F., 1982. “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”, *Econometrica* 50 (4), 987-1007.
- [3] Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- [4] Granger, C. W., 1980. Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models, *Journal of Econometrics*, 14, 227–238.
- [5] Granger, C. W. J. and Joyeux, R., 1980. An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing, *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15–29.
- [6] Hosking, J. R. M., 1981. Fractional Differencing, *Biometrika*, 68(1), 165–176.
- [7] Baillie, R. T., 1996. Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 73(1), 5–59.
- [8] Hurst, H. E., 1951. Long-Term Storage Capacity of Reservoirs, *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116(1), 770–799.
- [9] Comte, F. and Renault, E., 1996. Long Memory Continuous Time Models, *Journal of Econometrics*, 73(1), 101–149.
- [10] Comte, F. and Renault, E., 1998. Long Memory in Continuous-Time Stochastic Volatility Models”, *Mathematical Finance*, 8(4), pp.291–323.
- [11] Cheridito, P., Kawaguchi, H., and Maejima, M., 2003. Fractional Ornstein-Uhlenbeck Processes, *Electronic Journal of Probability*, 8 (3),
- [12] Comte, F., Coutin, L., and Renault, E., 2012. Affine Fractional Stochastic Volatility Models, *Annals of Finance*, 8(2-3), 337–378.
- [13] Gatheral, J., Jaisson, T., Rosenbaum, M., 2018. Volatility is rough. *Quantitative Finance* 18, 933–949.
- [14] Al'os, E., Le'on, J. A., and Vives, J., 2007. On the short-time behavior of the implied volatility for jump-diffusion models with stochastic volatility, *Finance and stochastics*, 11(4), 571–589.
- [15] Fukasawa, M., 2011. Asymptotic Analysis for Stochastic Volatility: Martingale Expansion”, *Finance and Stochastics*, 15(4), 635–654.
- [16] Livieri, G., Mouti, S., Pallavicini, A., and Rosenbaum, M., 2018. Rough volatility: evidence from option prices. *IISE transactions*, 50, 767–776.
- [17] Bennedsen, M., Lunde, A., and Pakkanen, S. M., 2022. Decoupling the short and long-term behavior of stochastic volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 20, 961–1006.
- [18] Takaishi, T., 2020. Rough volatility of Bitcoin. *Finance Research Letters*, 32, 101379.

- [19] Fukasawa, M., Takabatake, T., and Westphal, R., 2019. Is volatility rough, arXiv:1905.04852 <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:152282243>.
- [20] Cont, R. and Das, P., 2023. Rough Volatility: Fact or Artefact?, *Sankhya B*, 268, 1–33.
- [21] Sentana, E., 1995. Quadratic ARCH models, *Rev. Econ. Stud.* 62, 639–661.
- [22] Takaishi, T., 2017. Rational GARCH model: An empirical test for stock returns, *Physica A* 473, 451–460.
- [23] Nelson, Daniel B., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59 (2), 347–370.
- [24] Ding, Z., Granger C.W., and Engle R.F., 1991. A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83–106.
- [25] Andersen, T. G. and Bollerslev, T., 1998. Answering the Skeptics : Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts, *International Economic Review*, 39 (4) , 885–905.
- [26] McAleer, M., & Medeiros, and M. C., 2008. Realized Volatility: A Review. *Econometric Reviews*, 27(1–3), 10–45.
- [27] Zhou, B., 1996. High-frequency data and volatility in foreign-exchange rates, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14, 45–52.
- [28] Hansen, P.R., and Lunde, A., 2005. A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1, 1)? *Journal of applied econometrics*, 20, 873–889.
- [29] Takahashi, M., Omori, and Y., and Watanabe, T., 2009. Estimating stochastic volatility models using daily returns and realized volatility simultaneously. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53, 2404–2426.
- [30] Takaishi, T., 2018. Bias correction in the realized stochastic volatility model for daily volatility on the tokyo stock exchange, *Physica A* 500, 139–154.
- [31] Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., and Labys, P., 2000. Exchange rate returns standardized by realized volatility are (nearly) gaussian, *Multinational Finance Journal* 4, 159–179.
- [32] Peters, R.T., and De Vilder, R.G., 2006. Testing the continuous semimartingale hypothesis for the s&p 500. *Journal of Business & Economic Statistics*, 24, 444–454.
- [33] Takaishi, T., 2012. Finite-sample effects on the standardized returns of the Tokyo Stock Exchange. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 65, 968–973
- [34] Kantelhardt, J.W., Zschiegner, S.A., Koscielny-Bunde, E., Havlin, S., Bunde, and A., Stanley, H.E., 2002. Multifractal detrended fluctuation analysis of nonstationary time series, *Physica A* 316, 87–114.
- [35] Zunino, L., Tabak, B. M., Figliola, A., Pérez, D., Garavaglia, M., & Rosso, O., 2008. A multifractal approach for stock market inefficiency, *Physica A*, 387(26), 6558–6566.
- [36] Di Matteo, T., Aste, T., and Dacorogna. M.M., 2005. Long-term memories of developed

- and emerging markets: Using the scaling analysis to characterize their stage of development, *Journal of Banking & Finance* 29, 827–51.
- [37] Takaishi, T., 2022. Time evolution of market efficiency and multifractality of the Japanese stock market, *Journal of Risk and Financial Management*, 15 (1), 31.
- [38] Takaishi, T., 2018. Statistical properties and multifractality of Bitcoin, *Physica A: statistical mechanics and its applications* 506, 507-519.
- [39] Bitstamp <https://www.bitstamp.net/>
- [40] Mitarai, K., Negoro, M., Kitagawa, M., and Fujii, K., 2018. Quantum circuit learning, *Physical Review A*, 98, 032309.
- [41] IBM Qiskit <https://www.ibm.com/quantum/qiskit>
- [42] 高石哲弥, 2023. 量子回路学習による GARCH 時系列の推定, *情報科学技術フォーラム講演論文集(FIT)*, 22, 77-78.
- [43] Takaishi, T., 2025. Multifractality and sample size influence on Bitcoin volatility patterns, *Finance Research Letters*, 74, 106683



# 日本の国際開発金融機関の変遷： 国際協力銀行と国際協力機構（海外協力部門）の 財務情報による基礎的分析（共同研究）

早稲田大学 商学部 教授 高瀬 浩一  
早稲田大学商学部卒業 平井 太門



## 要約

この研究は日本の2つの国際開発金融機関である国際協力銀行 (Japan Bank for International Cooperation: JBIC) と国際開発機構 (JICA: Japan International Cooperation Agency) の財務状況と融資との関係について分析する。2000年ごろまでは、ゆうちょ銀行や簡易保険に預けられた巨額の資金のうち、財政投融資を通じて、JICA: Japan International Cooperation Agency の海外協力部門から開発援助 (ODA: Official Development Assistance) ローンとして、そして、JBIC から日本企業の海外関連業務の資金融資として貸し出されている部分は少なくなかった。日本のほとんどの家計がゆうちょ銀行の口座を持ち、結果として、ゆうちょ銀行は日本最大規模の預金高を有している。そのゆうちょ銀行が日本政府を経由して、世界経済発展や SDGs 達成のために、多額の資金を提供しており、この研究は、ゆうちょ銀行、日本政府、日本国民にとって重要であると思われる。

国際開発金融機関の多くは開発銀行とも呼ばれ、開発銀行は世界の各地域に存在して、世界の経済発展のために、主に途上国政府を対象にして公的な融資を拠出している。このように、開発銀行は国際機関であるため、一般的な銀行とは異なり、利益を追求しているわけではない。一方で、開発銀行も金融機関の一つであることには違いないので、健全な経営を行い、適正な融資を実施しなければならない。それでは、国際開発金融機関を対象に、一般的な銀行と同じような基準で経営状態を分析した場合、どのような結果になるのであろうか。また、国際開発金融機関の多くは発展途上国を受入国として融資を拠出し、その融資内容（総額、案件数、条件など）は毎年一定ではなく、増減を繰り返している。その融資内容が各機関の開発目標の達成度を表しているとすると、融資内容と経営状態との間に関連性があるのだろうか。もし関連性があるならば、融資内容はどの程度経営状態の影響を受けているのであろうか。

この研究では、日本の国際金融機関である JBIC と JICA 海外経済協力部門について、融資内容と経営状態について財務情報を基に分析する。経営状態は比較可能な属性として、以下のような民間企業や民間銀行を対象とした標準的な財務的パフォーマンス指標により表される。すなわち、毎年公表される財務諸表（貸借対照表や損益計算書）に掲載されている資本、資産、負債、費用、利益から自己資本比率、自己資本利益率 (Return on Equity: ROE)、総資産利益率 (Return on Assets: ROA) などを算出する。

それらの指標の年次グラフにより、各機関の経過や変遷を概観する。ただし、両機関とも、設立以降 40 年以上になるが、その間、複数の組織再編、根拠となる法律の改変、会計基準の変更などを経験し、データの一貫性に欠けることは事実である。そのため、どのような財務諸表にも存在する主要な項目の数値を基に分析する。

結果として、JBIC の設立時の自己資本比率は当然ながら非常に高く、以降、約 20 年間着実に低下したが、その後、約 40 年間、日本の民間主要銀行の平均値と同等レベルに落ち着いており、財務的健全性は担保されているといえるだろう。JICA 海外経済協力部門の自己資本比率は金融機関としては非常に高く、高すぎるほどのレベルに維持されており、その根拠となる財務情報について確信が持もてない状況で、その財務的健全性については

評価が難しい。両機関の ROA や ROE は設立直後以降でも、全体的にマイナスやゼロの年も少なからず存在し、独立した金融機関としての財務的健全性はかなり低いと思われる。また、両機関とも主要な財務項目や融資額などについては、再編の影響をかなり受けている可能性がある。

今後実施する JBIC や JICA 有償部門の受入国別、セクター別、地域別などの援助配分に関する実証分析において、今回の報告書により明らかとなった各機関全体としての財務状況の情報は非常に有益である。各国の消費者や企業の個票データを基にした、ミクロ計量分析においても、一国経済全体の状況として、各国の GDP などの経済パフォーマンス指標は必ず押さえておく必要があるのと同じ理由である。今回の両機関を含めてどの国際金融機関についても、受入国、セクター、プロジェクト、プログラムなどのミクロ的分析からは、各機関全体の財務的パフォーマンスは分からず、そのような活動結果を纏めた財務諸表などを検証するしかないが、MDB の先行研究では、あまり注目されてこなかったようである。よって、これから世界銀行や RDB の研究では、各銀行の金融機関としての健全性についても確認する必要があろう。

JBIC と JICA 有償部門の過去から現在に至る財務的健全性に関しては、両機関とも、過去の明らかな不健全状態からは脱却した一方で、現在でも独立した金融機関としては、満足な利益を確保できていない状況といえるかもしれない。両機関の財務的持続可能性を考えると、近い将来に何らかの政策的対応が問われる事態かもしれない。更に、両機関とも日本を代表する公的な国際金融機関でありながら、一見不必要とも思われる組織再編が繰り返され、結果として、日本からの ODA 融資額に影響を及ぼし、日本の世界第 3 位の GDP 総額に応分の国際的責任を果たすことができなくなり、日本の国際社会での評判に芳しくない影響があったかもしれない。この報告書により、今後、学術のみならず、多方面での議論がなされる契機となれば、幸いである。

日本の国際開発金融機関の変遷：  
国際協力銀行と国際協力機構（海外協力部門）の財務情報による基礎的分析\*

ゆうちょ財団研究助成 報告書  
2025年9月

高瀬浩一 早稲田大学商学部教授 Email: ktakase@waseda.jp  
平井太門 早稲田大学商学部卒業

### 概要

日本の国際開発金融機関は国内外の経済の発展のため、日本の輸出関連企業や途上国政府に公的融資を拠出する。そのため、通常の民間の金融機関とは異なり、利益を追求するわけではなく、途上国には、市場金利より低い金利を設定し、支払猶予期間を設けるなど、融資条件も受入国に優しいものになっている。日本には、融資条件を十分緩和した開発援助（Official Development Assistance: ODA）融資を担当する国際協力機構（Japan International Cooperation Agency: JICA）海外協力部門と、市場金利を基準に輸出入や海外出資や海外直接投資などの資金を担当する国際協力銀行（Japan Bank for International Cooperation: JBIC）の2つの開発金融機関が存在する。一方で、両機関とも金融機関なので、適正な経営管理のもと、融資を拠出しなければならない。両機関は公的な金融機関として稀であるが、元々の組織の設立後50年以上の間に、再編を複数回経験している。しかしながら、その間、金融機関としての財務的評価は両機関自体、政府、学術を含めて、著者による研究以外、ほとんど実施されてこなかった。この研究は、世界銀行などの国際開発銀行による各受入国への拠出配分要因に関する先行研究に従い、JBICによる融資とJICAによるODA融資の拠出配分について研究する前段階として、両機関から毎年公開される財務諸表にある総資産、総資本、総負債、純利益等などと、それらから計算される自己資本比率、自己資本利益率（Return on Equity: ROE）、総資産利益率（Return on Assets: ROA）などの指標を観察することにより、金融機関としての健全性を確認する。結果として、過去には両機関のROAやROEは全体的にマイナスやゼロの年も少なからず存在し、独立した金融機関としての財務的健全性はかなり低い時期があったことが分かった。更に、両機関とも主要な財務項目や融資額などについては、再編の影響をかなり受けていると思われる。

### キーワード

国際開発金融機関（Financial Institutions for International Development）  
国際協力銀行（Japan Bank of International Cooperation）  
国際協力機構（Japan International Cooperation Agency）  
金融機関の健全性指標（Financial Soundness Indicators of Financial Institutions）  
財務諸表（Financial Statements）

---

\* この報告書を執筆するにあたり、JBICとJICAの両機関に問い合わせを数回行ったが、丁寧かつ詳細にご対応いただき、感謝申し上げる。また、米山泰揚氏（元世界銀行駐日代表）には日本や世界の国際開発金融機関について、非常に有益なコメントを多数いただき、心より感謝する。この研究はゆうちょ財団からの助成金を受けて実施された。この報告書は議論や説明などを含めて全て著者によるもので、所属機関にも、助成をいただいた財団とも、全く関係はない。

## 1. はじめに

この研究は日本の 2 つの国際開発金融機関である国際協力銀行 (Japan Bank for International Cooperation: JBIC) と国際開発機構 (JICA: Japan International Cooperation Agency) の財務状況と融資との関係について分析する。2000 年ごろまでは、ゆうちょ銀行や簡易保険に預けられた巨額の資金のうち、財政投融資を通じて、JICA: Japan International Cooperation Agency の海外経済協力部門から開発援助 (ODA: Official Development Assistance) ローンとして、そして、JBIC から日本企業の海外関連業務の資金融資として貸し出されている部分は少なくなかった。日本のほとんどの家計がゆうちょ銀行の口座を持ち、結果として、ゆうちょ銀行は日本最大規模の預金高を有している。そのゆうちょ銀行が日本政府を経由して、世界経済発展や SDGs 達成のために、多額の資金を提供しており、この研究は、ゆうちょ銀行、日本政府、日本国民にとって重要であると思われる。

国際開発金融機関の多くは開発銀行とも呼ばれ、開発銀行は世界の各地域に存在して、世界の経済発展のために、主に途上国政府を対象にして公的な融資を拠出している。このように、開発銀行は国際機関であるため、一般的な銀行とは異なり、利益を追求しているわけではない。一方で、開発銀行も金融機関の一つであることには違いないので、健全な経営を行い、適正な融資を実施しなければならない。それでは、国際開発金融機関を対象に、一般的な銀行と同じような基準で経営状態を分析した場合、どのような結果になるのであろうか。また、国際開発金融機関の多くは発展途上国を受入国として融資を拠出し、その融資内容（総額、案件数、条件など）は毎年一定ではなく、増減を繰り返している。その融資内容が各機関の開発目標の達成度を表しているとすると、融資内容と経営状態との間に関連性があるのだろうか。もし関連性があるならば、融資内容はどの程度経営状態の影響を受けているのであろうか。

この研究では、日本の国際金融機関である JBIC と JICA 海外経済協力部門について、融資内容と経営状態について財務情報を基に分析する。経営状態は比較可能な属性として、以下のような民間企業や民間銀行を対象とした標準的な財務的パフォーマンス指標により表される。すなわち、毎年公表される財務諸表（貸借対照表や損益計算書）に掲載されている資本、資産、負債、費用、利益から自己資本比率、自己資本利益率 (Return on Equity: ROE)、総資産利益率 (Return on Assets: ROA) などを算出する。

それらの指標の年次グラフにより、各機関の経過や変遷を概観する。ただし、両機関とも、設立以降 40 年以上になるが、その間、複数の組織再編、根拠となる法律の改変、会計基準の変更などを経験し、データの一貫性に欠けることは事実である。そのため、どのような財務諸表にも存在する主要な項目の数値を基に分析する。

結果として、JBIC の設立時の自己資本比率は当然ながら非常に高く、以降、約 20 年間着実に低下したが、その後、約 40 年間、日本の民間主要銀行の平均値と同等レベルに落

ち着いており、財務的健全性は担保されているといえるだろう。JICA 海外経済協力部門の自己資本比率は金融機関としては非常に高く、高すぎるほどのレベルに維持されており、その根拠となる財務情報について確信が持もてない状況で、その財務的健全性については評価が難しい。両機関の ROA や ROE は設立直後以降でも、全体的にマイナスやゼロの年も少なからず存在し、独立した金融機関としての財務的健全性はかなり低いと思われる。また、両機関とも主要な財務項目や融資額などについては、再編の影響をかなり受ける可能性がある。

## 2. 国内外の国際開発金融機関

### 2.1. 日本の国際開発金融機関の沿革

JBIC は日本国政府が株式を 100% 所有している株式会社である。主な事業として、輸出入金融、海外投資金融、事業開発金融、国際機関ローン金融、ブリッジローン、出資等を通じた、融資を拠出している。1950 年 12 月、日本輸出銀行として設立される。1954 年 12 月、日本輸出入銀行 (Export - Import Bank of Japan, 以降、輸銀) へ名称変更し、同行が ODA 融資を含む円借款事業を担うようになる。1960 年 12 月、海外経済協力基金法が公布され、1961 年 3 月、海外経済協力基金 (Overseas Economic Cooperation Fund: OECF) が設立され、輸銀の東南アジア開発協力基金を継承する。1999 年 4 月、国際協力銀行法が公布され、1999 年 10 月、輸銀と OECF が統合し、旧 JBIC が設立された。2008 年 10 月、旧 JBIC の国際金融（旧輸銀）部門が日本政策金融公庫に統合される。2012 年 4 月、旧 JBIC 部門は日本政策金融公庫から分離し、株式会社国際協力銀行（現 JBIC）として再設立され、現在に至る。

国際協力機構 (Japan International Cooperation Agency: JICA) 海外経済協力部門は、1961 年 3 月、輸銀の東南アジア開発協力基金を継承し、開発途上国の産業開発及び経済安定を目的に、上記にあるように OECF として設立され、途上国への円借款を含む ODA 融資を担うようになる。1999 年 10 月、輸銀と統合し、旧 JBIC が設立される。2008 年 10 月、旧 JBIC の海外経済協力（旧 OECF）部門が JICA の一部門として吸収・統合されるが、JICA 海外経済協力部門として依然と同様に ODA 融資を拠出する。

JICA は本来、技術協力などの無償資金協力（贈与）を目的とする開発援助機関として設立されたため、現 JICA の「海外経済協力部門」という名称はかなり紛らわしいと思われる。この部門は JICA 内で単体の ODA 融資拠出機関として組織的にも独立し、財務諸表も JICA 本体とは別の JICA 有償資金協力勘定として公開されている。そのため、この研究では、以後 JICA「海外経済協力部門」を JICA「有償部門」と呼ぶことにする。JBIC と JICA 有償部門の変遷を纏めると以下のリストに纏められる。

1950 年 日本輸出銀行設立

- 1954 年 日本輸出入銀行（輸銀）改組
- 1961 年 輸銀から ODA 融資部門分離独立 海外経済協力基金（OECF）に改組
- 1961 年 新輸銀に改組
- 1999 年 新輸銀と OECF 対等合併し 国際協力銀行（旧 JBIC）設立
- 2008 年 旧 JBIC 廃止
- 2008 年 旧 JBIC 輸銀部門 日本政策金融公庫に吸収合併
- 2008 年 旧 JBIC 旧 OECF 部門 海外経済協力部門として現 JICA に吸収合併
- 2012 年 日本政策金融公庫から輸銀部門分離独立 現国際協力銀行（現 JBIC）に改組

## 2.2. 日本の国際開発金融機関の会計制度

政府が出資している輸銀及び JBIC は、一般の企業より公共性を帶びている。そのため、会計基準が民間の企業とは異なり、特殊法人会計基準または独立行政法人会計基準により財務諸表が作成されてきた。特殊法人会計基準は昭和 62 年 10 月に交付された。独立行政法人である JICA は独立法人会計基準に従い、会計基準を作成している。ただし、JBIC 及び JICA については、現在、民間の企業会計原則及び各機関に適する会計基準との 2 パターンの財務諸表を作成している。

独立行政法人の会計基準は、中央省庁改革中央省庁等改革基本法（平成 10 年法律第 103 号。以下「基本法」と略称。）第 38 条第 3 号及び独立行政法人通則法（平成 11 年法律第 103 号。以下「通則法」と略称。）第 37 条において、原則として企業会計原則によることとされていた。しかし、平成 12 年 2 月、民間の会計基準（企業会計原則）に加える形で、独立行政法人会計基準が制定された。したがって、現在、外務省が 100% 出資する JBIC は特殊法人会計基準に基づいて、独立行政法人である JICA は独立行政法人会計基準に基づいて決算公告を行っている。ただし、両機関とも日本の民間の会計基準（Japanese Generally Accepted Accounting Standards: J-GAAP）に従った財務諸表も作成しており、JBIC はさらに近年、国際会計基準（International Financial Accounting Standards: IFRS）による財務諸表も公開している。上記以外でも、両機関とも会計や法制度などの改正の結果、財務諸表の項目や計算方法について変更を実施している。

このように、両機関の財務諸表は設立以降ほぼ毎年継続的に公表されているが、項目の変化は無視できないほど存在し、項目の数値の計算方法も変化するため、財務諸表を基にした年次データの作成は質と量の両面で、かなりの困難を伴うことになる。この研究では、項目や計算方法の変化の影響を最小限にし、できるだけ長い期間をカバーする年次データを作成するため、総資本、総資産、総負債、総費用、純利益など、財務諸表にある各項目の集計値を基に分析する。特に、この報告書では、会計基準をできるだけ長期間統一するため、JICA は独立行政法人会計基準、そして、JBIC は特殊法人会計基準の財務諸表を基に分析を行う。民間企業会計基準や JBIC の IFRS 基準の財務諸表データは最長で近年の 20 年間しかため、最後にディスカッション的な分析として加える。

### 2.3 国際開発金融機関の背景

国際開発金融機関は、第2次大戦後、世界経済の復興、独立間もない途上国の低成長からの脱出、貧困撲滅を主体とした MDGs (Millenium Development Goals)、そして、新世纪以降、急激な経済成長を遂げる途上国・新興国の更なる成長の拡大、成長に取り残された脆弱の人々や難民の救済、地球温暖化の阻止や多様性・人権・民主主義の促進など世界全体の問題である SDGs (Sustainable Development Goals)など、その課題と役割を変化させてきたが、OECDによると、国際開発金融機関の主要な目的は変わらず、受入国の経済発展と厚生（ウエルフェア）の向上である。

超大国アメリカを中心とする Breton Woods 体制のもと、2次大戦後、安定的な国際金融市場を創設するため、国際通貨基金（IMF: International Monetary Fund）が、そして、戦争の舞台となり破壊され、疲弊したヨーロッパとアジアの復興を目的として、国際復興開発銀行（IBRD: International Bank of Reconstruction and Development）が設立された。IBRD は市場金利を基準として、当時世界的に不足していた米ドルによる投資資金を提供した。そのおかげもあり、日本や西ドイツは奇跡的な復興を遂げたが、独立したばかりのほとんどの途上国は成長の糸口さえ見つけることができず、生存レベルにまで達しない絶対的貧困や急激な都市化によるスラム問題などに直面することになった。日本と西ドイツを含め、経済的繁栄を謳歌する先進国と、人口成長著しいが、大規模で深刻な貧困に喘ぐアジア、独立前後の混乱や内戦、そして、干ばつなど厳しい自然環境での食糧自給などに直面するアフリカ、大戦後の内戦や政情不安で、経済活動が落ち込み、激しいインフレとマイナス成長に苦しむラテンアメリカなど、世界経済は少数の豊かな先進国と、その他多数の、日常生活もままならない途上国という、北と南に分けられた。そのため、各先進国政府（北）が各受入国政府（南）に対して、二国間援助（Bilateral ODA）を供与するようになり、OECD の下部組織として、主要 ODA 抱出国がメンバーとなる開発援助委員会（DAC: Development Assistance Committee）が創設された。IBRD は戦後復興から世界経済の発展へと目的を移し、新たに創設された世界銀行（World Bank）グループ内の組織となり、途上国の経済発展のため、長期的な公的融資を提供するようになった。そして、主に低所得国（LICs: Low Income Countries）や後発発展途上国（LLDCs: Least less Developed Countries）に対して、市場より低い金利で、支払い猶予期間もあり、それら国に優しい条件の ODA 融資や、時には、技術援助を含む完全や贈与も拠出する国際開発協会（IDA: International Development Association）が世界銀行グループ内に新たに設立された。IBRD の融資は市場金利に準じた ODA 融資より条件の厳しい、その他の公的融資（OOFs: Other Official Flows）と呼ばれるようになった。DAC 加盟国は世界銀行に資本提供したが、アメリカが最大資本国として主導し、国際開発を担う、多国間の資本提供による多国間開発銀行（MDB: Multilateral Development Bank）としての世界銀行が誕生した。その後、世界経済の成長に合わせて、旺盛なインフラ投資資金の需要が発生し、世界

銀行だけでは需要を満たせなくなり、また、世界銀行による融資には、民営化、市場化、民主主義などの厳しい政策条件（Conditionality）が付けられることもあり、世界の各地域において、自国地域の発展のための MDB である地域開発銀行（RDB: Regional Development Bank）として、アフリカにアフリカ開発銀行（AfDB: African Development Bank）、アジアにアジア開発銀行（AsDB: Asian Development Bank）、ラテンアメリカに米州開発銀行（IaDB: Inter-American Development Bank）が設立され、それぞれの地域を代表し、歴史的関係も深い、西ヨーロッパの主要国、日本、アメリカが中心的な資本提供国となった。また、ヨーロッパには、その地域内の企業の輸出や海外投資に対して融資を提供する欧州開発銀行（EBRD: European Bank of Reconstruction and Development）が設立された。

1970 から 80 年にかけて、韓国、香港、台湾、シンガポールがアジア NIEs (Newly Industrializing Economies) として急激な成長を遂げ、一時的なアジア通貨危機などの国際的な金融危機を乗り切り、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピンなども成長軌道に加わり、他の多くの途上国も続き、MDGs は事実上達成された一方、急激な経済成長の負の外部性として、化石燃料の大量消費による地球温暖化、異常気象などが発生し、基本的人権や多様性の維持などが加わり、新たに先進国と途上国共通の、世界的な目標として、SDGs が設定された。新世紀後、ブラジル、ロシア、インド、中国の大國が目覚ましい成長を遂げ、BRICs と呼ばれる新興大國のグループが生まれ、他の大多数の途上国も順調に成長し、北と南にあった経済規模や政治力の差が縮小した。同時に、アメリカ一強から、中国など多極化の時代となり、世界第二の経済大国となった中国が一带一路を標榜し、中国から陸のユーラシア大陸、そして、海のアジア・アフリカを発展させるという、壮大な目標を掲げ、世界中の途上国、中進国、新興国の巨額の投資需要をみたすため、開発援助を含む公的資金も、南から南の間でも本格化し、近年の中国からアフリカ諸国への二国間 ODA や二国間 OOF の総額は DAC 総額に匹敵するか、超えるほどになり、また、アジアの高い投資需要をみたすため、新しい地域開発銀行として、アジアインフラ投資銀行（AIIB: Asian Infrastructure Investment Bank）が設立され、インドやパキスタンなど成長著しいアジア諸国に、巨額のインフラ投資の公的資金を提供するようになった。すでに、1980 年代には、中東の産油国を中心にして、石油や天然ガスの国有化により、莫大な収益を国にため込み、イスラム教の国々の経済発展ため、イスラム開発銀行（IsDB: Islamic Development Bank）も設立され、RDB として中東の国々を中心に資金を提供してきた。

日本では、第 2 次大戦後、欧州開発銀行（EBRD）のような開発金融機関として、日本輸出入銀行（輸銀）が日本企業の輸出入や海外投資に対する融資を開始し、日本の輸出振興のため、途上国政府に対する円借款（円貨による OOF）も担当するようになった。日本は 2 次世界大戦後の奇跡的な経済成長により、アジアで最初に OECD に加盟し、世界第二位の経済大国として、応分の国際貢献を求められるようになり、輸銀は市場金利に近い、公的な資金融資である二国間 OOF に加えて、DAC 基準によるグラントエレメントを

満たした、受入国に優しい二国間 ODA 融資を拠出するようになり、しばらくして、輸銀のそれらの公的融資部門が輸銀から分離し、海外経済協力基金（OECF: Overseas Economic Cooperation Fund）として独立した。1980 年代まで、バブル景気もあり、輸銀も OECF も順調に融資額を増やしてきた。両機関とも、政府が株主として資本提供することにより設立され、融資の原資は財政投融資資金の運用であった。ただし、輸銀の融資から得られる利子収入の一部は株式配当という形で国庫に返還され、逆に、OECF は調達（借入）金利が貸出金利より高くなる逆ザヤによる赤字補填のため、人件費などの運営費用の一部を含めて、政府予算から補助されるという、特殊な金融機関であった。その後、行財政改革の影響もあり、2 つの機関は統合され、旧 JBIC が設立された。ただし、組織的にも、運用上も、旧 OECF の ODA 融資部門と、旧輸銀部門は内部的には独立的に運営され、前述のような運営資金の仕組みは継続された。もちろん、旧輸銀が得る多額の利子収入を旧 OECF の ODA 融資の利子逆ザヤ（赤字）補填に使うというような、世界銀行誕生当時の、世界銀行内の IBRD と IDA のような関係になっていた。

その後、バブルが崩壊し、日本経済が長い経済活動停滞のトンネルに入り込む。アジア通貨危機が発生し、一時的に、IMF や世界銀行の動きに合わせて、OECF は危機に瀕したアジアの国々に米ドル資金を提供した。そして、郵政民営化の波が来て、両機関は財投のみでなく、金融市場から政府保証債権や財投機関債から原資の調達を本格化させ、旧 OECF も運営費用などを含めて、政府からの補助はなくなり、財務的に各機関内部で完結するようになるが、平成不況の間、両機関ともその融資額と案件数を停滞させていく。しばらくして、一連の異次元の金融緩和政策により、国内金利は強制的にゼロを基準としていく。財投や債券の利子率が著しく下がり、同時に、新規の融資が停滞する一方、バブル期に貸し出した、元本と利子の返済が本格化し、利ザヤと元本返済からかなりの収入を稼ぐようになる。その後、リーマンショックが日本経済を直撃する。両部門はこれに対応するよう、融資を増やすことはなく、逆に、これ以降、OECF による ODA 融資の融資額と案件を大幅に減らしていくことになる。この減少の要因は定かではないが、2008 年に旧 JBIC の 2 部門が解体され、旧輸銀が日本政策金融公庫に吸収され、旧 JBIC の ODA 融資部門は JICA に吸収され、JICA の海外経済協力部門となったことに関係しているのかもしれない。日本国内の金利がゼロとなり、かつ、財投などの原資にも余裕があったにもかかわらず、旧 OECF の融資額が停滞する。世界二位の経済大国であった日本が世界経済の発展に対する責任を放棄するような結果となり、それを埋め合わせるかのように、AIIB が設立され、アジアの旺盛な投資需要を満たしていくことになる。前述した通り、旧輸銀は 2012 年まで政策投資金融公庫の部門であったが、それが吸収されてたった 4 年で分離して、現在の JBIC として独立する。これまでの JBIC と JICA 有償部門の不規則な組織収斂の動きは、国際開発金融機関としては異例で、評判や信用を毀損する動きだが、あまり、社会的には注目されなかったようである。最終的に、旧輸銀は独立した JBIC となり、旧 JBIC の ODA 融資部門は技術援助や ODA 贈与など、日本の無償資金協力総額の 6 割以上

を担当する、JICA の傘下に入ることになる。世界銀行や各地域開発銀行の組織デザインとは異なり、IDA が UN に入るような感じで、今更ながら、違和感がぬぐえない。独立行政法人の JICA に入ったためか、JICA 有償部門の金利収入が少ないながらも、全体の収入として JICA 内部で還流するようになるなど、JICA 有償部門と JICA の無償資金部門との間に、これまで見られなかった最低限の相互補完的な関係ができつつあるようである。しかし、JICA に吸収された JICA 有償部門は ODA 融資額を縮小させたままで、かつ、JICA 本体が過半を担う日本の ODA 無償資金協力額も停滞しており、残念ながら、現在、日本は国際社会における応分の責任を十分果たせていないのかもしれない。

### 3. 先行研究

#### 3.1 開発援助研究の流れ

受入国の数、巨額の資金規模、そして、途上国の経済発展という、その全世界にとって重要な目的から、開発援助<sup>1</sup>は開発経済学の主要な研究テーマとなった。最初は、ハロッド・ドーマーモデルのような今期の国内貯蓄が次期の国内投資となるマクロ経済モデルを前提にして、開発援助を受入国の貯蓄に外生的に追加される投資の一部と仮定し、開発援助の受入国の経済成長に与える影響が、主流の研究テーマとなっていった。その理論的な分析 (Cheney and Strout 1966) を基にした、最初の計量応用分析 (Papanek 1972; 1973) は、当時の開発援助や GDP などのマクロデータの制限から、クロスカントリー分析に近いものだった。その後、新古典派マクロ動学モデルが内生的成長モデルへと進化し、更に、OECD、IMF、世界銀行などの主要な国際機関による ODA やマクロ経済データの編集、整理、公開が進み、Boone (1996) が最初にマクロ動学（無期限最適化）モデルを基にした開発援助の理論分析と、パネルデータによる開発援助のマクロ的効果に関する計量応用分析を行った。その後、多くの研究がなされたが、ODA と経済成長との間には、明確な関係を見つけることはできなかった。そして、開発援助が受入国の経済成長に良い効果を与える前提として、政府の組織としての腐敗度、ガバナンス、ビジネス環境、会計制度、法の支配、民主主義などが注目されるようになり、このような組織の質と成長との関係が実証的に分析されて、受入国の政府や企業が良い組織の場合には、開発援助が成長に効くというような結果が得られた (Burnside and Dollar 2000)。国際社会では、アメリカや世界銀行を筆頭にして、主要 DAC 加盟国や MDB や RDB などは、組織が良いと、援助の受け入れ能力が高く、開発援助が役に立つので、そのような受入国に対しては、援助の配分を増やす、というような論調となっていたのである。

そのため、二国間でも、多国間でも、拠出国や拠出機関は開発援助をどのように配分す

<sup>1</sup> 開発援助に関する初期の先行研究では、ODA か OOF、あるいは、無償か有償、というように特に分類することなく、先進国から途上国への経済協力支出は海外援助 (Foreign Aid) と呼ばれており、この研究分野は現在でも海外援助研究 (Foreign Aid Literature) と呼ばれることが多い。

るのか、どのような要因が配分に影響するのか、というような問題を主題とする、援助配分研究も重要な研究分野となった。援助を拠出する側の動機を *Donor's Interests* として、具体的には、拠出国と受入国との間の貿易額や直接投資額などで評価し、受入する側の動機を *Recipient's Needs* として、受入国の低所得、貧困、低識字率、高乳幼児死亡率などの社会経済状態で評価することにより、多くの研究がスタートした (Trumbull and Wall 1994; Alesina and Weder 2002; Dollar and Levin 2006; Feeny and McGillivray 2008)。DAC 主要国として、日本は二国間貿易額、イギリス、フランス、スペインなどは旧宗主国関係、北欧諸国は受入国の社会経済状態が援助配分を増加させる有意な要因となった。アメリカの *Donor's Interests* は国際政治的な要因として、国連総会におけるアメリカの提案やアメリカの同意案に賛同する国々 (US Friends) に対して援助配分を増やす有意な傾向が見つかった (Alesina and Dollar 2000)。

受入国の組織の質が重要となるに従って、組織の質を表す指数や指標が考案され、それらのパネルデータが構築された。それらのデータを基にした研究では、組織の質と援助配分の関係は有意に正となり、組織の質が高ければ、援助配分が増えることもあれば、有意性がでないこともあった。更には、組織の質が低いほど、経済状態が悪くなり、援助配分が増加してしまい、組織の質が低いほど、援助配分が増加するような有意に負の関係がでるなど、どの受入国にも有意な要因を特定するまでには至らなかった (Brück and Xu, 2012; Feeny and de Silva 2012; Kathavate and Mallik 2012; Carter et al. 2015; Kaya and Kaya 2020)。例外的に、組織の質を高める要因として、受入国が国際会計基準 (IFRS: International Financial Reporting Standards) を批准すると、受入国の援助配分に有意に正の影響がでた研究もあった (Nagae, Katayama and Takase 2022)。

### 3.2 国際開発金融機関の研究

二国間 ODA の経済成長への影響や受入国別配分の要因の研究は、すぐに MDB や RDB などの国際開発金融機関による多国間 ODA 融資や OOF の研究にも応用されるようになった (Dreher and Vaubel 2004)。MDB や RDB は受入国の組織の質やガバナンスに注目して融資配分するかどうか (Neumayer 2003a, Neumayer 2003b)、そして、MDB や RDB を含めた国際機関が世界最大の資本供与国であるアメリカの意向を受けるかどうか、について国連総会における各国の国連票データを基に分析した結果、世界銀行、IMF、UN 本体や UN 諸機関などでは、アメリカの影響が大きいことが分かった (Andersen, Harr and Tarp 2006, Andersen, Hansen and Markussen 2006, Fleck and Kilby 2006, Kilby 2009)。RDB 融資については、アジアやアフリカでは明確でないが (Kilby 2006)、IaDB ではアメリカの影響があった (Humphrey and Michaelowa 2013)。IBRD の融資配分については、アメリカの影響以外では、IFRS の批准が融資配分を増加させる傾向があった (Lamoreaux, Michas and Schultz 2015)。

これまでには、MDB や RDB の数は限られ、全世界に世界銀行 1 つ、各地域に 1 つと、拠

出機関はほぼ独占的な状況で、ODA融資やOOFの配分は主に拠出する供給側のみの動機により分析されてきた。最近では、大半の途上国、特に、BRICSなどの新興国が高い経済成長を達成し、国内資金が充実してきたこともあり、国際開発金融機関による融資配分は、受入国の需要側の動機も無視できないほど重要になってきた。そのため、MDBやRDBの融資配分については、供給側だけでなく、需要側の要因についても分析するようになった。

供給側の要因としては、IDAのように脆弱国や低所得国にODA融資を配分する場合、拠出機関の利他的な動機が強くなり、経済状況が悪い国への配分が増えると考えられる。逆に、IBRDのように中所得国や新興国にOOFを配分する場合、金利は市場金利なみに高く、かつ、確実に返済されるよう、利己的な動議が強まり、経済運営が良好で、経済状況が良い国への配分が増えると仮定され、そのような仮説が有意に肯定された（Neumayer 2003a; Kilby 2009）。もちろん、最近の研究でも、MDBの資本構成やガバナンス構造などの影響もあり、世界銀行とIaDBではアメリカの影響が有意にみられるが、他のRDAではそれほど影響がみられず、例えば、AsDBではアメリカと日本の影響は有意でなかった（Humphrey and Michaelowa 2013）。

拠出側の国際開発金融機関の属性として、その財務状況や格付けに注目した研究もある。MDBやRDBができるだけ低い費用で債権を発行できるよう、債券発行機関としての格付けを高く維持するため、貸付総額を制限している可能性について分析した研究がある。例えば、S&Pによる格付けを現在の最高ランク（AAA）から1ランク落とすだけで、非常に大きな追加融資が、更に、前提条件を緩めると、倍からそれ以上の大きな追加融資が可能になる、というような実証結果を得た研究もある（Perraudin, Powell and Yang 2016, Munir and Gallagher 2018）。

需要側の要因として、国際金融市場が安定しているようであれば、途上国政府は国内外の金融市場から必要な資金を容易に民間から入手できるが、国際金融市場が不安定で、金利が急激に上昇するようであれば、途上国政府は民間資金の獲得が難しくなり、ODA融資やOOFなどのMDBによる公的融資を望むようになる、と想定される。実際の融資配分データによる分析によると、国際金融市場が安定的なときは、ODA融資もOOFも安定的に拠出される傾向がある。不安定なときは、金利が上昇し、市場がタイトになると、低所得国へのODA融資の拠出量が増える傾向があり、金利が下落し、市場に余裕が出てくると、OOFの拠出量が増える傾向がある（Galindo and Panizza 2018）。世界銀行や主要なRDBの融資は拠出機関と受入国政府との間で何度も事務的会合や書類のやり取りが必要で、環境や人権などの社会的・環境的対応の負担も重く、需要側の意向に必ずしも沿っていないところがある。そのため、近年では、中国主導で新しく設立されたRDBであるAIIBから、比較的高金利だが、付帯的条件は非常に少なく、融資契約締結と資金拠出が迅速なOOFを受入れるアジアの国も多くなっている（Kaya, Kilby and Kay 2021, Ji 2017, Kellerman 2019, Rana and Pardo 2018, Ella 2021）。

### 3.3 その他の海外銀行や非営利金融機関の研究

民間および公的金融機関の国際的な組織再編に関する実証研究としては、Shirasu (2018) がアジア太平洋地域における民間銀行の国際間 M&A の影響を合併前後の財務パフォーマンスの差により計量的に分析している。Claessens and Van Horen (2014) は世界全体の外国銀行による M&A が国内の預金を含めた信用創造に与える影響について計量的に分析している。国際開発を目的とするが、公的でない金融機関として、マイクロファイナンス機関の実証研究がある。Mersland and Urgeghe (2013) は、途上国のマイクロファイナンス機関による商業的および援助的国際融資について、利益率などの財務的パフォーマンスに加え、女性のビジネス支援などの社会的影響についても実証分析している。Barry and Tachneng (2014) はサブ・サハラアフリカのマイクロファイナンス機関と NGO について、組織ガバナンスと組織の質が開発目標のパフォーマンスに与える影響を実証分析している。Aiba (2024) はカンボジアのマクロファイナンス機関に対する民間銀行や商業的機関による吸収合併の効果と、その開発目標および財務パフォーマンスの影響について実証分析している。

## 4. 研究方向性

### 4.1 国際開発金融機関の融資配分の研究

前節で説明した通り、MDB による受入国別拠出配分は、拠出する供給側と各受入国 の需要側の合意の上で、決定されるはずだが、これまでの先行研究では、経済的にも政治的にも圧倒的な立場から、供給側の要因が最重要視されてきた。受入国の 1 人当たり所得が低いと、更には、受入国のガバナンス（組織の質）が高いと、融資配分増加の傾向があった。これらは受入国に関する要因であっても、利他的な供給側が受入国の状況を予想する、あるいは、慮る仮定であった。しかし、融資に関する直接的な条件（金額、金利、猶予期間など）に加え、間接的な要求（人権、環境、民主主義など）に対しては、受入国政府としての立場や判断もあり、融資実施までの面談や書類作成など交渉過程の煩わしさなども、需要側の現実的な要因となる。また、近年のように、世界経済全体の好景気により、途上国経済成長に伴う国内貯蓄の増大、DAC 以外の新しい ODA や OOF 拠出国の出現、新興国主導の新しい RDB の設立など、需要側の要因が益々重要になってきた。

この研究では、MDB が拠出する ODA 融資や OOF の配分を説明する需要側と供給側の両方の要因を分析できる計量モデルを構築する。そして、受入国の組織の質を表す操作変数として受入国の IFRS 採用状況のパネルデータを活用する。更に、これら MDB の金融機関としての財務的パフォーマンス指標として、S&P などによる格付けや財務的パフォーマンス指標のパネルデータも使用する。世界をヨーロッパ以外の 3 つに分け、アジアでは IBRD と IDA によるアジア地域の受入国別融資配分に AsDB と AIIB による受入国別融資

配分を加えて分析し、同様に、アフリカでは、IBRD、IDA、AfDB の融資配分、ラテンアメリカでは、IBRD、IDA、IaDB、CAF の融資配分について分析する。

日本の 2 つの国際金融機関である JBIC と JICA 有償部門についても、上記の MDB 同様に融資配分について分析する。両機関は設立 50 年以上経過しており、世界銀行や他の RDB と比較しても、その長い歴史と融資総額において、世界有数の国際開発金融機関であることは間違いない。しかしながら、両機関に関する学術的な研究は、非常に少ない<sup>2</sup>。JBIC と JICA 有償部門については前身の機関を含め、受入国別や産業別融資配分の研究はもちろん、経済学的な研究の対象にはほとんどなっていないようである。従って、これまでの MDB や RDB に関する先行研究の応用として、融資配分の動機 (Donors Interests と Recipient Needs)、受入国のガバナンスや IFRS などの組織の質が融資配分に与える影響、融資機関の格付けや財務状況などの融資配分に対する影響など、どれも開発経済学のフレンティアに直結するテーマである。

JBIC と JICA 有償部門は開発金融機関にしては珍しく、それらの組織の変遷は糺余曲折している一方、その合併、吸収、分離の影響について、ほとんど、振り返られたことはない。そのため、今回の報告書においては、両機関の融資配分要因の分析をする前に、この 2 つの機関の組織的変遷について、主に財務諸表の情報を基に、国内外の政治的および金融的背景などを前提に、基礎的なデータ分析を行う。両機関の長い歴史を通じて、金融機関としての財務情報によるパフォーマンス分析を試みた研究はおそらくないと思われる。よって、今回の分析は日本の金融史の研究としても、貴重な貢献となるだろう。

#### 4.2 国際開発金融機関のパフォーマンス指標

国際開発金融機関を含む国際機関のパフォーマンス指標としては、以下のような、組織論 (Organizational Theory) による研究で使用されたものがある。Debre and Dijkstra (2021) は組織の設立と廃止の問題に注目し、組織の柔軟性 (Institutional Flexibility) を指標化し、国際機関の生存可能性を実証的に分析した。Honig, Lall and Parks (2022) は世界全体の二国間と多国間開発援助案件について、組織の透明性 (Transparency) を情報アクセス (ATI: Access to information) の側面から、組織パフォーマンスを計ろうとした。Haftel and Lenz (2022) は組織の重複度 (Institutional Overlap Measure) に注目し、国際機関の MIA (Measure of International Authority) 指標による各組織の加盟国の重複度 (Membership overlap score) データにより分析した。このような指標を総合的に纏めたものとして、Publish What You Fund (2023) による、Key Performance Indicators for Development Financing Institutions に DFI (Development Financial Institution)

<sup>2</sup> 日本の政府系開発金融機関の最初の実証研究としては、Okazaki and Ueda (1995) による復興金融公庫に関する論文がある。JBIC と JICA 有償部門に関する研究は、高瀬 (1999) が財務諸表を基に、輸銀と OECF の貸出・借入金利について分析して以降、ほとんど知られておらず、今回の報告書が両機関の財務状況の変遷や組織改編の影響に関する初めての研究と思われる。

Transparency Index 2023 がある。幅広い調査結果（腐敗度、情報公開、ガバナンス、財務情報など）を基に形成された Institutional Quality（組織の質）指標やそのランキングが掲載されている。ホームページで公開されている各機関の業務・活動・財務報告に加えて、独自の組織内部および外部有識者へのインタビューやアンケート調査の結果により総合的な指標やランキングを作成しているが、各機関の能力やパフォーマンスを評価する基準としては、特殊性が強く、客観性に欠けるようである。

金融機関に対する最も標準的なパフォーマンス指標は、IMF(2006)による Financial Soundness Indicators（財務的健全性指数）である。この指数は財務情報のみならず、ガバナンスや多様性など幅広い評価基準を含んでいるが、今回の報告書では客観性を重視し、貸借対照表（Balance Sheet: BS）と損益計算書（Statement of Income または Profit/Loss Statement: PL）から計算される、一般的な企業や銀行と同じ財務的パフォーマンス指標を採用する。すなわち、総資本（Total equity）、総資産（Total assets）、総負債（Total debt）、純利益（Net income または Net Profit）から、自己資本比率（ $Capital to Assets = Total equity / Total assets$ ）、ROA（Return on Assets =  $Net income / Total assets$ ）、ROE（Return on Equity =  $Net income / Total equity$ ）を計算する。

自己資本比率については、通常の企業の自己資本比率と金融機関の自己資本比率の計算方法は異なっている。通常の企業は財務諸表にある総資本と総資産の比率として計算するが、金融機関では、主要な資産を占める、貸出融資先のリスク・ウェイトにより、資産価値を評価するのが普通であり、現在は、BIS によるバーゼル規制が基準となっている。ただし、第2次大戦以降近年まで、リスク・ウェイトにより調整された自己資本比率を公開しておらず、木内卓（2018）による戦中戦後から現在までの日本の銀行に関する研究では、銀行の自己資本比率を以下のように定義している。

自己資本比率（戦前） = (払込資本金 + 積立金) / (貸出 + 有価証券)

自己資本比率（戦後） = (資本金 + 法定準備金 + 剰余金) / (貸出 + 有価証券)

自己資本比率（近年） = (出資金 + 内部留保など) / リスク・アセット

リスク・アセット = 貸出金等各種資産金額 × リスク・ウェイト（資産ごとの掛け目・損失可能性の比率）

日本銀行調査統計部（1993）によると、バーゼル規制後の自己資本比率は、コアとなる自己資本（Tier 1）とすると、以下の通りに表される。

Tier1 比率（国際統一基準） = 普通株式等 Tier 1 / リスク・アセット

普通株式等 Tier 1 = 普通株式 + 内部留保等

コア資本比率（国内基準） = コア資本 / リスク・アセット

コア資本 = 普通株式 + 内部留保等 + 一定の条件を満たす優先株式等

民間銀行の場合、国際統一基準行では自己資本比率が8%以上で国際業務が認められ、国内基準行では自己資本比率が4%以上でないと、国内業務が認められない。このようなBIS規制は返済リスク込みの自己資本比率を基準にしている。JBICやJICA有償部門の設立当時の返済リスク込みの自己資本比率は不明であり、リスク調整された自己資本比率は最近のみ公開されているため、少なくとも、今回の報告書の主要な分析では、貸出融資先のリスクを考慮しない自己資本比率を採用する。

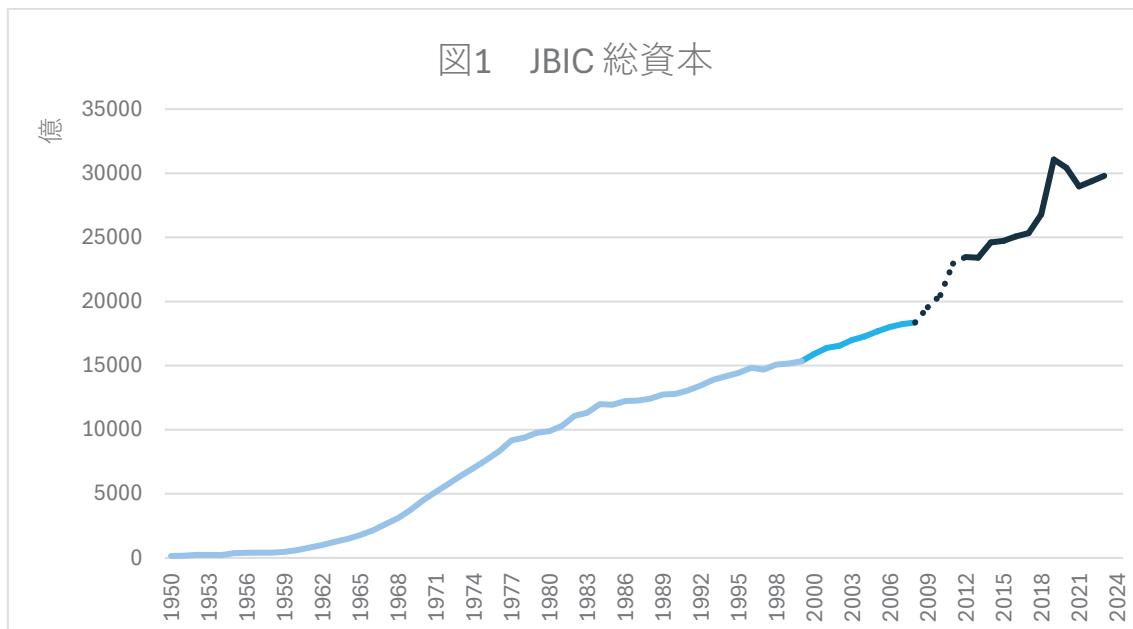
## 5. 金融機関としての財務的評価と組織再編の影響

以下の分析では、設立後から現在までのJBICとJICA融資部門の主要な財務諸表の項目やそれらの財務諸表から計算された指標を年次グラフに描き、それらの変遷を観察することにより、金融機関としての健全性について考察する。両機関とも、再編前後のグラフを色分けし、組織再編の影響についても検証する。JBICについては、1950年以降から1999年前半の輸銀期間を薄い青色、1999年後半から2008年までのOECFと合併して、旧JBICであった期間を青色、2008年以降2012年までの政策金融公庫に吸収され、その一部門で期間を群青色の点線、2012年以降から2023年現在まで、政策金融公庫から分離し、独立した期間を群青色で表している。JICA融資部門については、1973年以降から1999年前半までのOECFであった期間を薄茶色、1999年後半から2008年までの輸銀と合併し旧JBICであった期間を茶色、2008年から2023年現在までのJICAに吸収され、その一部門であった期間を焦げ茶色で表することにする。1973年以降はJICAとJBICの両機関のグラフを並置することにより、両機関の動きを比較可能にする。

### 5.1. 総資本

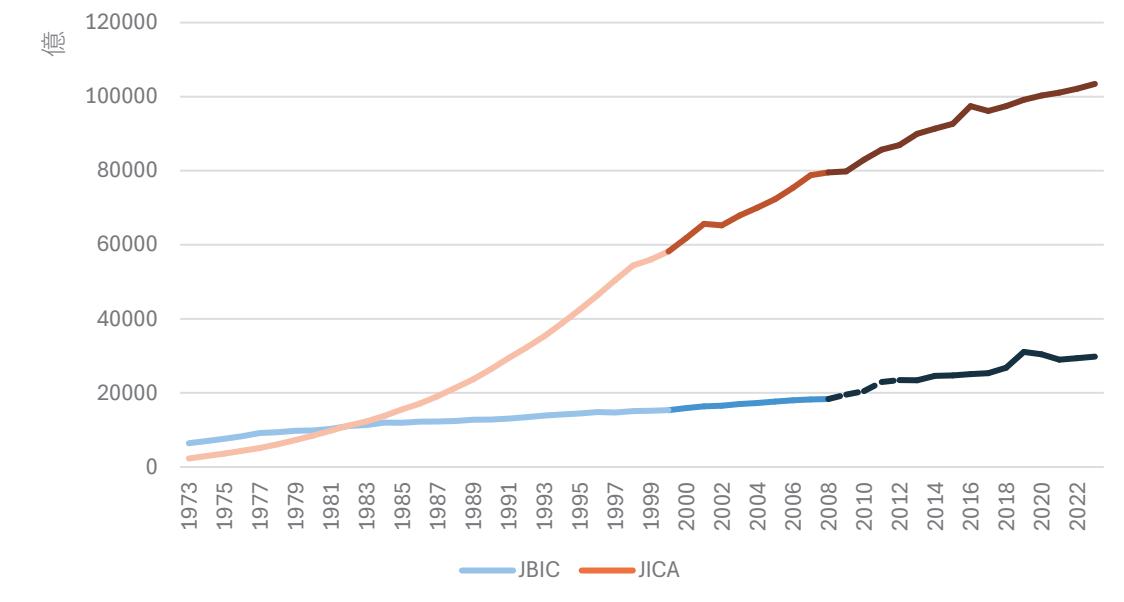
JBICの総資本は設立以降、全体的に増加傾向であり、4つの組織に改組しながらも、政府の資本投資は継続されてきたようである。輸銀の50年間に、総資本はほぼゼロから1兆5千億円を超えるまで積み上がり、輸銀の目的が戦後日本の輸出振興から日本の経済規模に応分した国際貢献に移っていった過程が如実に示されている。日本が奇跡の経済復興を遂げ、一気に世界2位の経済大国となっていました。旧JBICの約8年間は、援助機関としてODA融資を拠出する同じ国際開発金融機関であるOECFと対等合併し、総資本は合併前と同様のペースで増加している。その後、国内の産業振興を目的とする政策金融公庫の中で、海外融資案件を目的とする旧輸銀部門の業務があまりに異なっていたのか、旧輸銀は政策金融公庫から4年後に分離して、現JBICとして独立する。ただし、この間、旧輸銀部門の総資本増加のペースが上がり、総資本は2兆円を突破し、何かしらの組織再編の影響があったのかもしれない。JBICとして独立以降、総資本増加は不安定となり、総資本は一時3兆円を超えるが、新型コロナの影響か、一時的に3兆円を

切るまで落ち込むこともあった。



JICA 有償部門は OECF として設立後、1973 年以降、約 30 年間、総資本を急激に増加させた。1980 年代以降、更に増加ペースを高め、1980 年代初頭に JBIC を抜き、1999 年の JBIC との合併前には、ほぼ 6 兆円に到達した。ただし、増加ペースは輸銀と合併前後から増加ペースが少し低下し、かつ、不安定になった。その後、JICA に吸収合併される前後に、ちょうど 8 兆円まで到達したが、その前後の数年間、資本増加は凍結されており、合併の影響があったのかもしれない。JICA 有償部門となって以降、総資本の増加は再開し、10 兆円を超える規模までになった。旧 OECF の資本増強は日本のバブル期までの着実な経済成長に後押しされた、拠出する側の供給面の要因は大きい。同時に、貧困に喘ぐ途上国が経済成長の罠から脱出するため、巨額のインフラ投資の資金が必要であり、旧 OECF による、市場より圧倒的に低い金利の ODA 融資に対する需要が旺盛だった。2008 年の旧 JBIC の解消以降、JBIC と JICA 有償部門の総資本の動きは日本のマクロ経済の停滞に合わせて、かなり似通っているようである。また、両機関の財務諸表によると、旧 JBIC で合併した期間に、JICA 有償部門と JBIC との間に内部的な資金補助など、経営や財務面での関係はないようであり、設立以降、組織再編を繰り返しながらも、お互い完全に独立した別組織として運営されているといえるかもしれない。

図2 JBIC JICA総資本



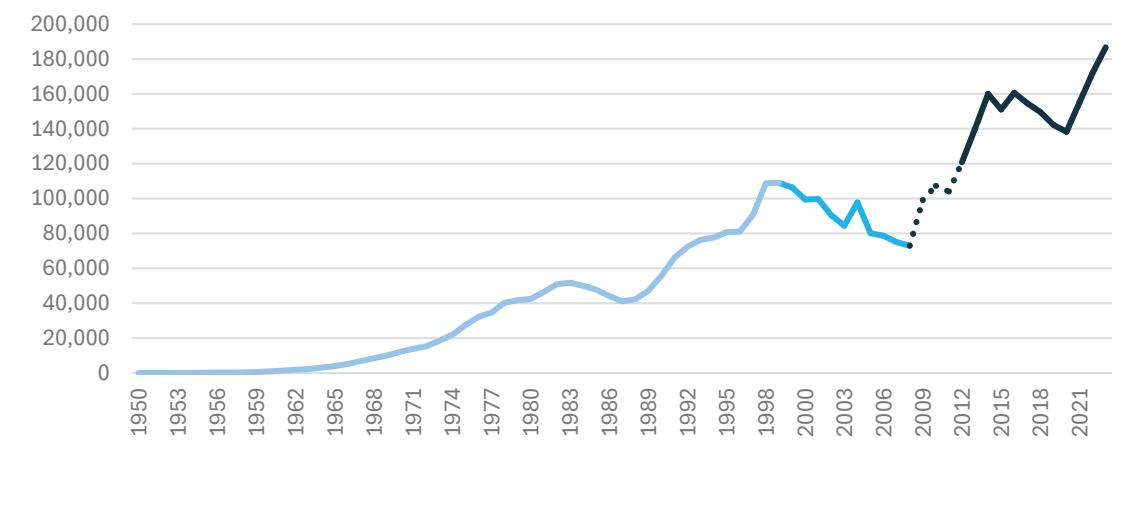
1973年以降では、JBICの平均値（約1兆6千億円）と最大値（約3兆1千億円）と比較し、JICA有償部門の平均値（約5兆2千万円）と最大値（約10兆円）が極端に大きいように感じられる。JBICが市場金利に近い融資を貸す一方、JICA有償部門が市場より大幅に低い金利のODA融資を拠出し、貸出金利と借入金利との間に、逆ザヤ（赤字）が発生する穴埋めのためなのかもしれない。このような、政府による内部補助的な継続的資本注入の結果、実質的な資本価値が透減し、財務諸表上の価値と乖離してしまっている可能性がある。結果として、総資本が大きいほど、その機関の財務的健全性が高いと判断されるが、JICA有償部門の総資本規模は逆に大きすぎるようである。

表1 総資本（億円）			
基本統計量	JBIC1950年以降	JBIC1973年以降	JICA1973年以降
平均	12123	16773	51873
中央値（メジアン）	12271	15122	55201
標準偏差	9000	6660	34905
範囲	30922	24659	101147
最小	150	6413	2301
最大	31072	31072	103448
合計	909229	872174	2697404
データの個数	75	52	52

## 5.2 総負債

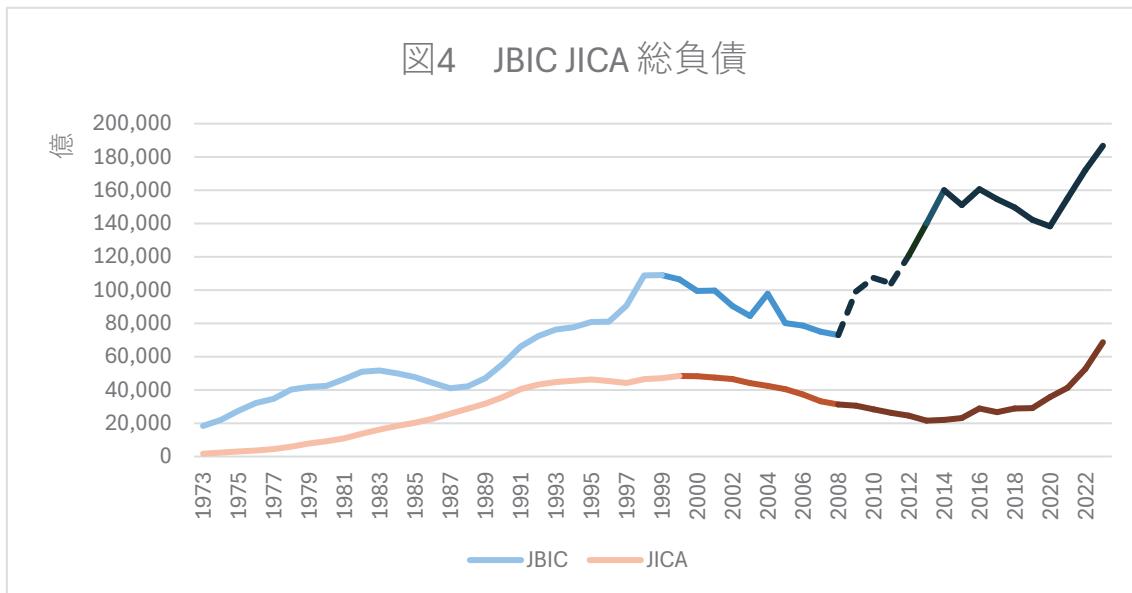
JBIC の総負債は設立以降、全体には増加傾向だが、かなり不安定であり、谷と山を各々 3 度経験している。1983 年ごろまで増加し、6 兆円に近づいた後減少し、1988 年ごろまでに 4 兆円程度まで減少した。その後、増加に転じ、旧 JBIC への合併直前の 1998 年ごろに約 11 兆円に到達し、旧 JBIC と合併後、旧 JBIC が解消される 2008 年ごろまで 8 兆円弱まで減少した。金融機関では、総負債額は新たな融資の原資を調達する際、増加する傾向があるため、この間、旧 JBIC の輸銀部門からの融資額は縮小傾向にあったと思われる。日本経済が平成バブル崩壊から平成不況に入った時期と重なっていることもあるが、政府の方針の転換など、何らかの合併の影響があった可能性もある。旧 JBIC 解消後、政策投資銀行部門の 4 年間を含めて、総負債額は再度増加に転じ、2014 年から 3 年程度、15 兆円越えを達成した。

図3 JBIC 総負債（億円）



JICA 有償部門は OECF として設立後、輸銀と合併して旧 JBIC となる 1999 年まで、総融資額を増加させており、4 兆円超を達成した。その後、旧 JBIC 部門の期間を経て、JICA に吸収合併された後も、減少傾向となり、2013 年ごろに約 2 兆円で底を打った。JBIC と同様に、日本経済が平成バブル崩壊から平成不況に入った時期と重なっていることもあるが、政府の方針の転換など、何らかの合併の影響があった可能性もある。この間、融資額は 10 年以上縮小傾向にあったと思われる。2013 年以降、回復基調に転じ、2021 年に 4 兆円まで回復し、2023 年現在 6 兆円を超えるまでになった。JBIC のグラフと比較すると、同じ国内外の政治や経済環境のもと、旧 JBIC が解消された 2008 年までは全体的に似通った形状をしているようであるが、2008 年以降 10 年以上、JICA 有償部門は減少し、

JBIC は増加しており、お互い真逆であった。しかし、最近はまた同じように増加傾向となっている。



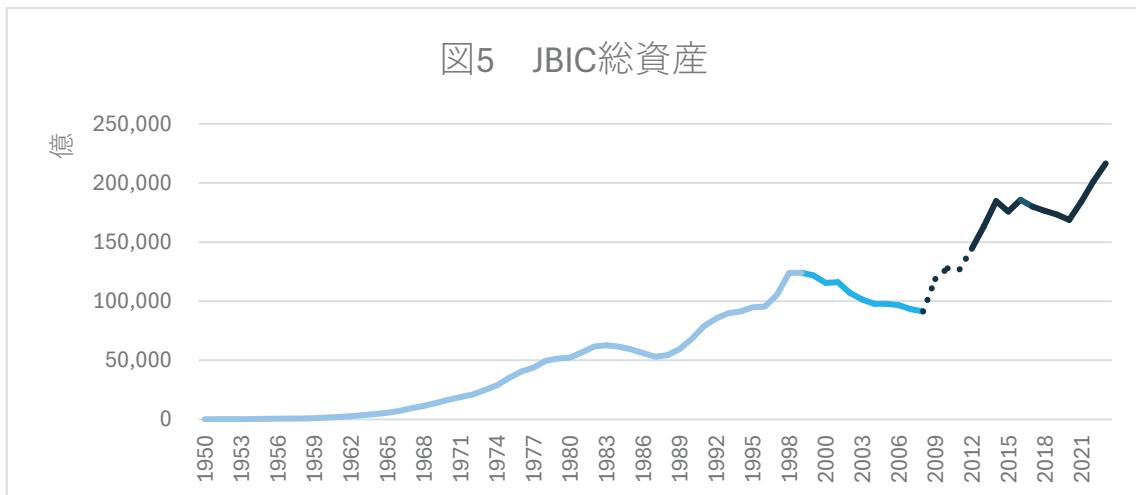
1973 年以降では、JBIC の平均値（約 8 兆 7 千億円）と最大値（約 18 兆 7 千億円）と比較し、JICA 有償部門の平均値（約 3 兆円）と最大値（約 6 兆 8 千億円）が明らかに小さく、JBIC のグラフが常に JICA 有償部門のグラフの上に位置しており、総資本と真逆の結果となっている。JBIC は市場金利に近い融資を拠出し、更に、最近までの日銀の異次元の金融緩和によるゼロ金利政策のもと、資金運用上、着実な利ザヤ（黒字）が見込めるため、新規、かつ、比較的大規模なインフラ投資用の融資も提供できる。一方で、JICA 有償部門は非常に低金利の ODA 融資を拠出するため、ほとんど利子収入は期待できず、組織内の利益のみで新たな融資を促すことはほぼ不可能である。加えて、JICA 有償部門から拠出される ODA 融資の受入国は LICs であり、政府のガバナンスや民間のビジネス環境などの組織の質も低く、これらの国々に対する融資のリスク評価は厳しくなり、JICA 有償部門の金融機関としての財務的評価も低くならざるを得ない。また、JICA 融資部門が日本を代表する無償資金援助機関である JICA 内にあることが、金融機関としての評判には有利にならないようにも思われる。

表2 総負債（億円）		JBIC1973 年以降	JICA1973 年以降
基本統計量	JBIC1950 年以降	JBIC1973 年以降	JICA1973 年以降
平均	61512	87048	30259
中央値（メジアン）	49986	80487	29830
標準偏差	53273	44042	15658

範囲	186714	168324	66980
最小	0	18390	1696
最大	186714	186714	68676
合計	4613424	4526471	1573467
データの個数	75	52	52

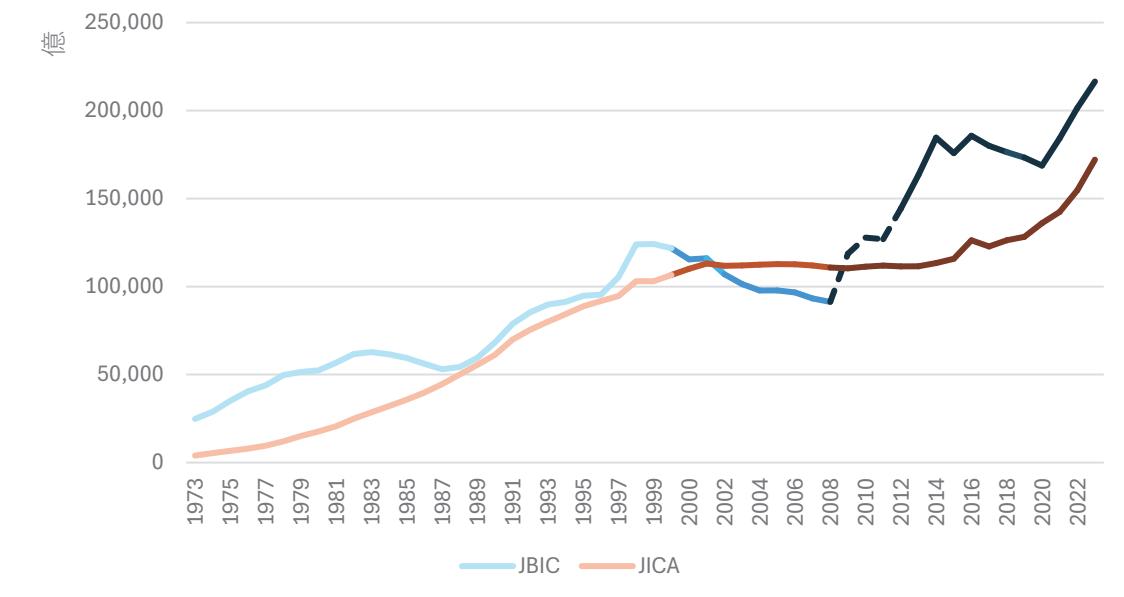
### 5.3 総資産

財務諸表では、総資産は総負債と総資本の合計と一致し、かつ、通常、総負債の方が総資本の何倍も大きいため、総資産の動きは総負債の動きと相関している。従って、JBIC（輸銀）の設立（1950年）以降のグラフは総負債の動きに非常に似ており、その動きの要因も前述の総負債と同様になる。



JICA 有償部門（OECF）の設立（1973年）以降も、基本的に、前述の総負債の説明と同様になる。総負債との違いは、JICA 有償部門の資本蓄積の速度が高く、資本規模も大きいため、JICA 有償部門の総資産のグラフが、年数を経るにつれて、より上向きにシフトするようになり、ちょうど、JBIC の総資産のグラフとかなり重なってしまっていることである。もちろん、両機関のグラフは結果として、同じような外観をしているが、お互い異なる要因により変化していると思われる。

図6 JBIC JICA総資産



1973年以降では、JBICの平均値（約10兆円）と最大値（約21兆7千億円）と比較し、JICA有償部門の平均値（約8兆円）と最大値（約17兆2千億円）はかなり近い数値ではあるが、前述の説明にもある通り、結果としての話である。

表3 総資産（億円）

基本統計量	JBIC1950年以降	JBIC1973年以降	JICA1973年以降
平均	61512	103383	82152
中央値（メジアン）	49986	96039	103056
標準偏差	53273	50393	45572
範囲	186714	191711	168128
最小	0	24803	3996
最大	186714	216513	172124
合計	4613424	5375916	4271909
データの個数	75	52	52

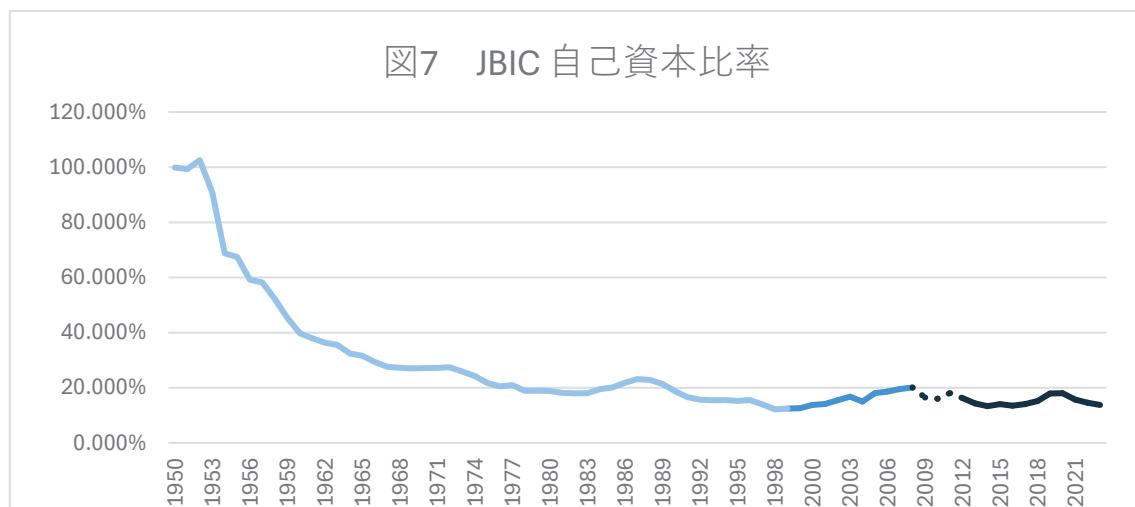
#### 5.4 金融機関の健全性指標

この節では、金融機関の代表的な財務的健全性指標として、自己資本比率、ROA、ROEに注目する。今回の主要な分析では、前述した通り、データの継続性を重視し、自己資本比率、ROA、ROEともに、過去から現在まで、年報や業務報告書として公開された財務諸表から計算した。

#### 5.4.1 自己資本比率

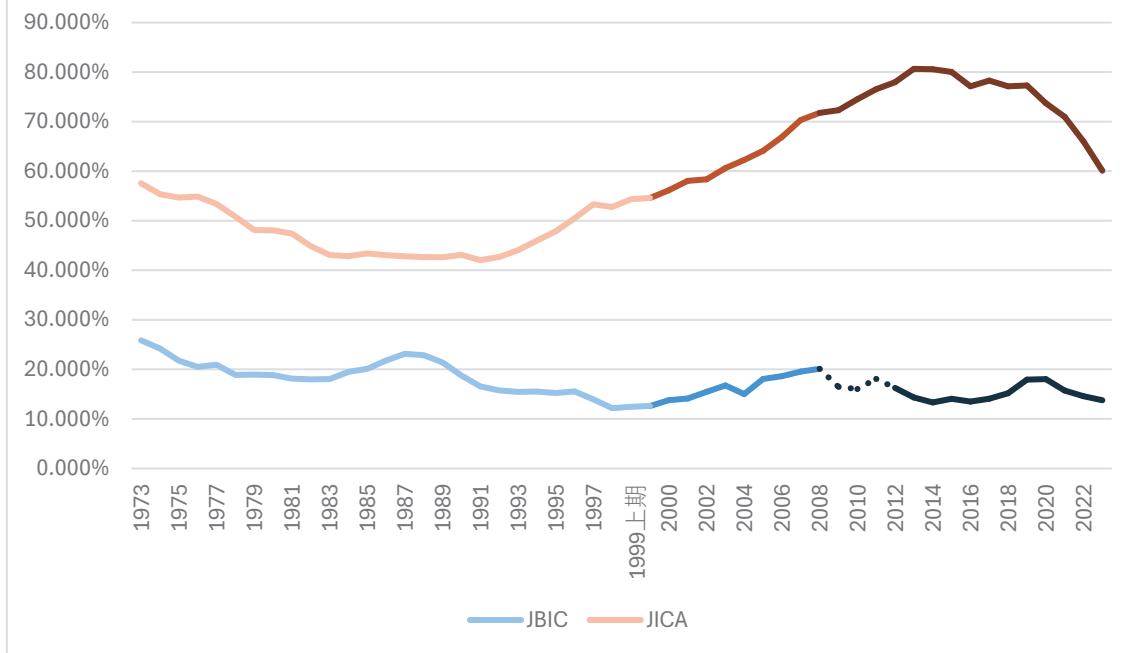
JBIC（輸銀）の自己資本比率は1950年から着実に低下し1975年ごろに20%程度になった後、低下のペースが小さくなりながらも、旧JBICに合併する時に12%程度まで低下した。その後、旧JBICが解消される2008年ごろまでに20%程度まで回復する。そして、政策金融金庫の4年間に、一度16%程度まで低下し、再度18%程度まで持ち直す。JBICに分離独立後は、一時13%程度まで低下するも、新型コロナ前には18%になり、というように、この50年間は20%と10%の間を循環するように推移している。厳密に融資資産をリスク・ウェイトにより評価すれば、自己資本比率は数%程度低くなると思われるが、それでも、BISのバーゼル規制による国際業務銀行の基準は何とかクリアできそうである。

図7 JBIC 自己資本比率



JICA 有償部門（OECF）の設立（1973年）以降の自己資本比率は1983年ごろに40%程度まで低下し、1990年ごろまで維持され、その後、旧JBICに合併し、2008年にJICAに吸収合併して以降、2013年まで着実に上昇し80%に到達した。その後、急速に減少し、60%にまで落ち込んだ。前述通り、JICA 有償部門の総資本額が想定外に高く積み上がり、JICA 有償部門の拠出するODA融資先の返済リスクは非常に高いと想定される。この自己資本比率はリスク・ウェイトによる融資資産により計算していないため、眞の金融機関としての自己資本比率と比較できたとすると、大きな正のバイアスを含んでいると思われる。旧JBICに合併していた期間を含んだ前後のJICA 有償部門（旧OECF）とJBIC（旧輸銀）のグラフから合併の自己資本比率に与える影響はほとんど見出せなかった。

図8 JBIC JICA 自己資本比率



1973年以降では、JICA 有償部門の平均値（約 58%）と最大値（約 81%）と比較し、JBIC の平均値（約 17%）と最大値（約 26%）は小さい数値ではあるが、JBIC が現実的で、JICA 有償部門は財務諸表による自己資本比率が金融機関としての真の自己資本比率としては、極端に高いようである。

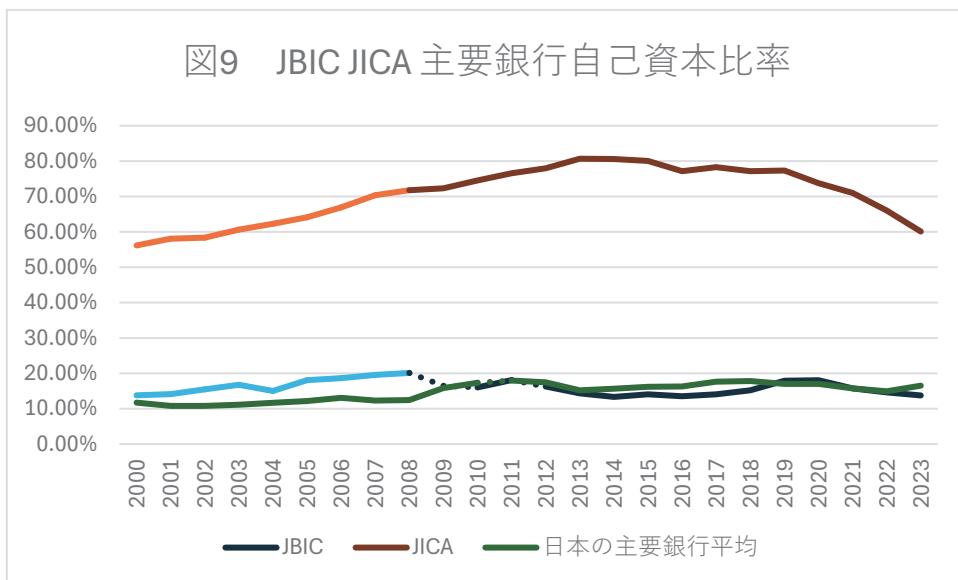
表4 自己資本比率

基本統計量	JBIC1950 年以降	JBIC1973 年以降	JICA1973 年以降
平均	27.34%	17.30%	58.44%
中央値（メジアン）	18.88%	16.66%	55.12%
標準偏差	20.99%	3.22%	13.16%
範囲	90.39%	13.69%	38.62%
最小	12.17%	12.17%	42.04%
最大	102.56%	25.86%	80.67%
合計	2050.29%	899.67%	3039.09%
データの個数	75	52	52

#### 5.4.2 データソース別自己資本比率比較

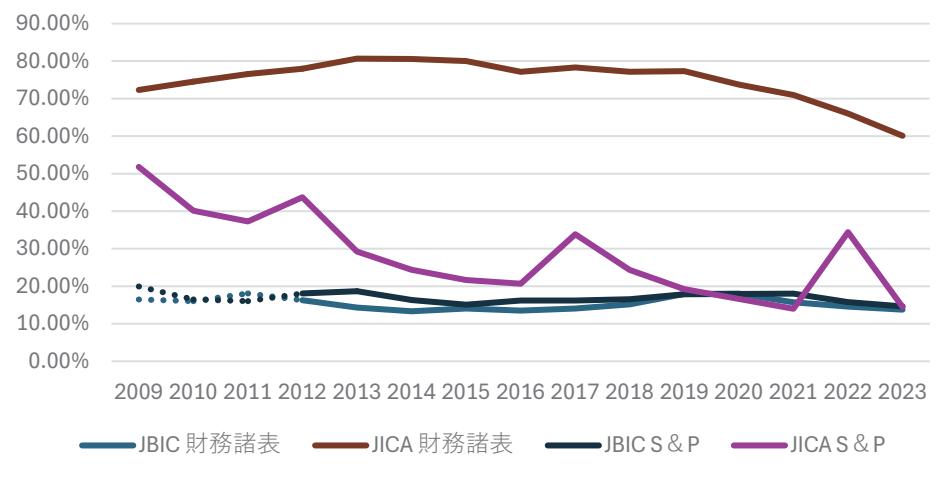
最近の 20 年程度は、両機関が日本の民間会計基準、更に、JBIC は国際会計基準による財務諸表を公開している。従来の財務諸表による JBIC と JICA 有償部門の自己資本比率

と、日本銀行金融機構局（2024）による「銀行の損益」に掲載されている、BIS 規制に合致した日本の主要銀行の自己資本比率の平均値のグラフを比較すると、2008 年まで特殊法人会計基準、JICA に合併後は独立行政会計基準による JICA 有償部門が突出して高く、JBIC は特殊法人会計基準でありながら、主要銀行平均値とほぼ重なっており、JBIC の数値に現実味がある。



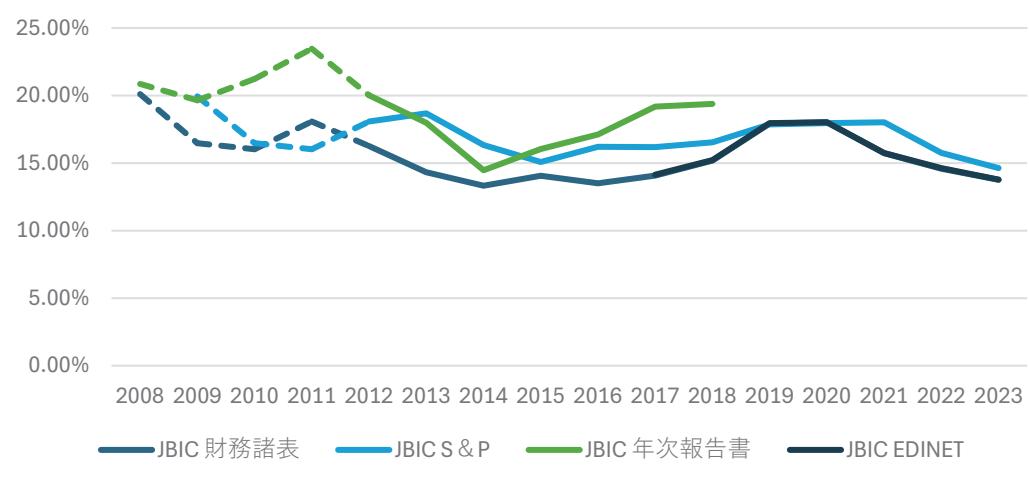
過去 10 年ほど、S&P がバーゼル規制に合致し、正確な財務状態を反映するため、独自に計算した JICA 有償部門と JBIC の自己資本比率を公開している。それらの S&P による 2 つのグラフと、これまでの 2 つのグラフと比較すると、JBIC については、ほぼ重なっており、信頼性が高い。JICA 有償部門については、S&P のグラフが不安定ながらも、JBIC や国内主要行平均のグラフに近づいており、何かしらのより正確な自己資本比率の計算方法を使っている可能性がある。

図10 JBIC JICA データソース別自己資本比率



JBIC の財務情報については、金融庁による日本の上場企業などの主要企業情報のインターネットサイト (EDINET) で公開されており、最近の 15 年程度の自己資本比率の数値が載っている。また、JBIC の最近の年次報告書にも、おそらく民間企業会計基準による過去 10 年程度の自己資本比率の数値が掲載されている。これら 2 つを加えて 4 データソースの自己資本比率を比較すると、EDINET とこれまでの自己資本比率のグラフは完全に重なり、他のグラフもかなり近傍に位置しているため、JBIC に関しては、近年では国際業務を扱う通常の民間銀行と同様の健全性と評価できると思われる。

図11 JBIC 自己資本比率(EDINET含む)

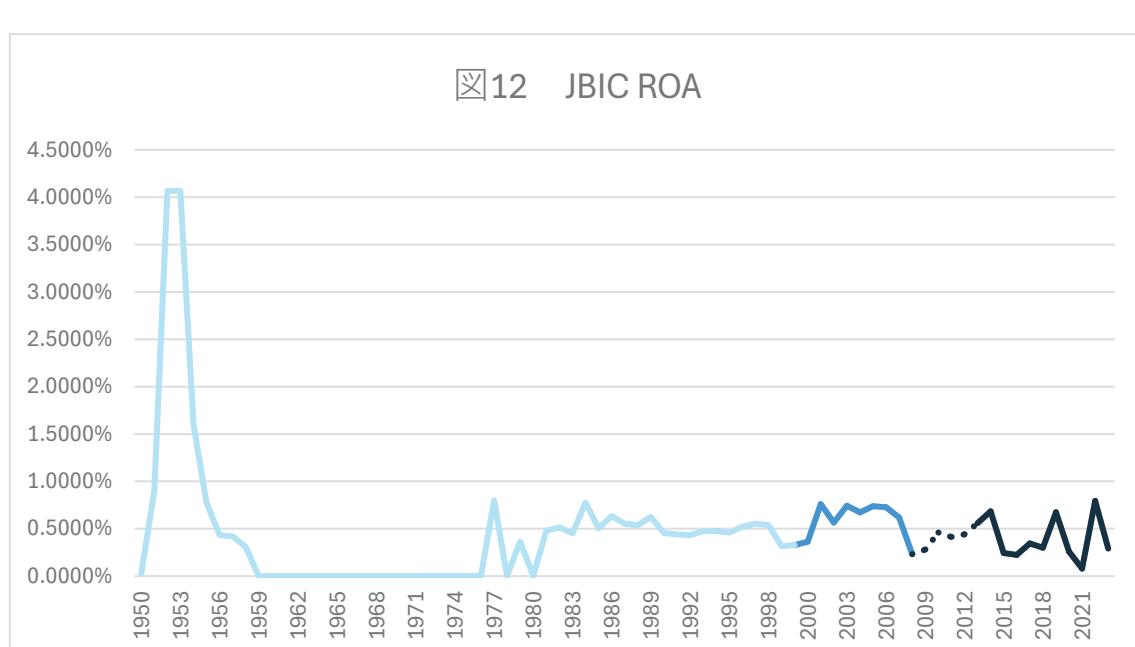


#### 5.4.3 ROA

JBIC (輸銀) の純利益が 1959 年から 1970 年までゼロになっている。輸銀の設立初期の

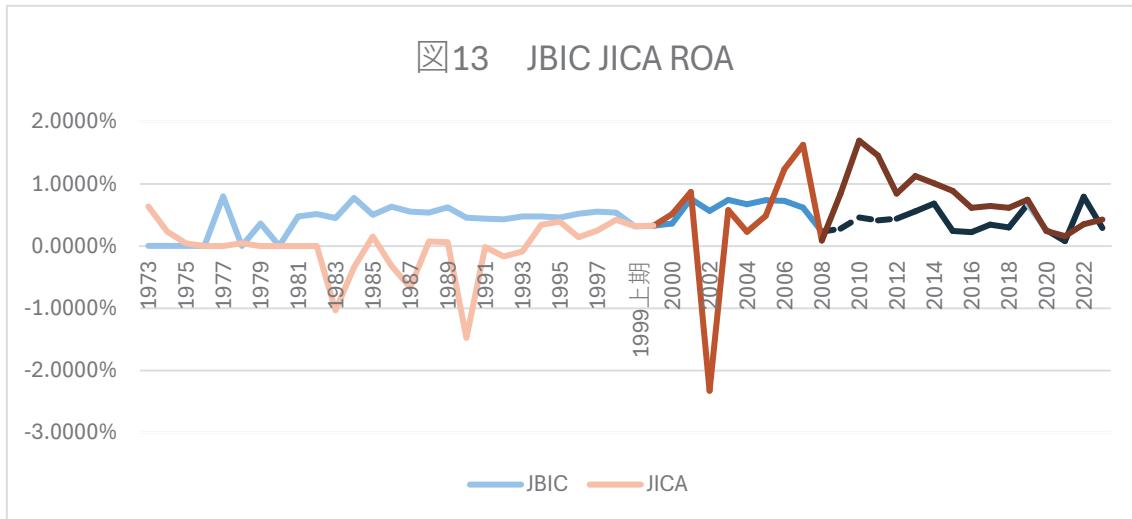
運営はかなりどんぶり勘定に近く、また、急激に増資していた時期もあるので、おそらく、純利益がゼロになるように、政府からの資本注入や職員給与などの費用助成など、財務諸表に明示されないような形で調整されていたかもしれない。しかし、輸銀の財務諸表として公表されている以上、今回のJBICの分析には例外扱いしないことにする。JBICのROAは設立直後数年を除き、負の年はないが、1%未満であり、1981年から1998年まで0.5%程度を維持し、旧JBICの合併していた2001年から2007年まで0.8%程度を維持しており、政策金融公庫に吸収された期間は0.5%以下となり、JBICに分離独立後は、ゼロから1%の間で上下を繰り返している。おそらく、合併のROAに与える影響は旧JBICの間は比較的良好く、政策金融公庫の間は比較悪いようである。

図12 JBIC ROA



設立（1973年）以降のJICA有償部門（OECF）の純利益が1981年と1982年にゼロであるが、ほぼゼロの年も複数あり、マイナス（純損失）の年も複数あるため、データ的にはゼロの年を除く理由はない。更に、OECF時代の財務諸表には、臨時収入的に政府交付金が明記されており、一見、利益の調整をしているように見える。OECFのROAは1993年まで、ゼロか大きくマイナスとなっており、それ以降、4%程度に推移し、旧JBICに合併後、2002年に-2.5%の最低ROAと2007年に1.5%超の最高ROAを記録している。旧JBICが解消した2008年にJICA融資部門と政策金融公庫時代のJBICのROAが、どちらもほぼゼロになっており、何かしらの合併の影響がでているのかもしれない。2008年にJICAに吸収されて以降、JICA有償部門のROAは2010年に1.5%越えを達成し、その後、新型コロナの前2019年までは低下傾向ながら、0.5%以上を維持した。JBIC合併前までは、輸銀のROAがOECFより高く、輸銀が市場金利に準じて融資を提供し、OECFがODA融資を拠出していることから当然の結果であった。しかし、2008年のJBIC合併

以降、JICA 有償部門（旧 OECF を含む）の ROA は非常に不安定ながら改善し、2019 年まで JBIC より高くなつたが、両機関の拠出融資の違いからみると、かなり不自然な結果となつた。



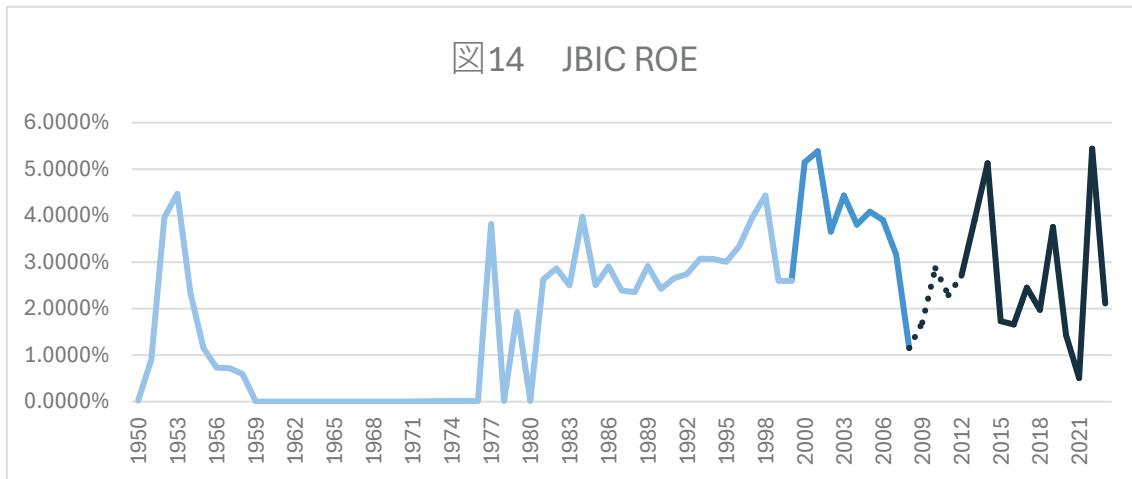
1973 年以降では、JBIC の平均値（約 0.44%）と比較し、JICA の平均値（約 0.28%）は小さく、両機関の拠出する融資の金利の違いから説明できる。しかし、JBIC の最大値（約 0.80%）は JICA 有償部門の最大値（約 1.69%）より小さい数値であり、この差を説明することは難しい。どちらの機関の ROA も民間の金融機関と比較すると、非常に低いと言わざるを得ない。それ以上に、両機関とも利益額はかなり不自然な数値になっており、ROA からみた金融機関としての健全性は両機関とも厳しい結果と言えるだろう。

表 5 ROA			
基本統計量	JBIC1950 年以降	JBIC1973 年以降	JICA1973 年以降
平均	0.47%	0.44%	0.28%
中央値（メジアン）	0.43%	0.46%	0.25%
標準偏差	0.67%	0.23%	0.69%
範囲	4.07%	0.80%	4.02%
最小	0.00%	0.00%	-2.33%
最大	4.07%	0.80%	1.69%
合計	35.30%	22.71%	14.32%
データの個数	75	52	52

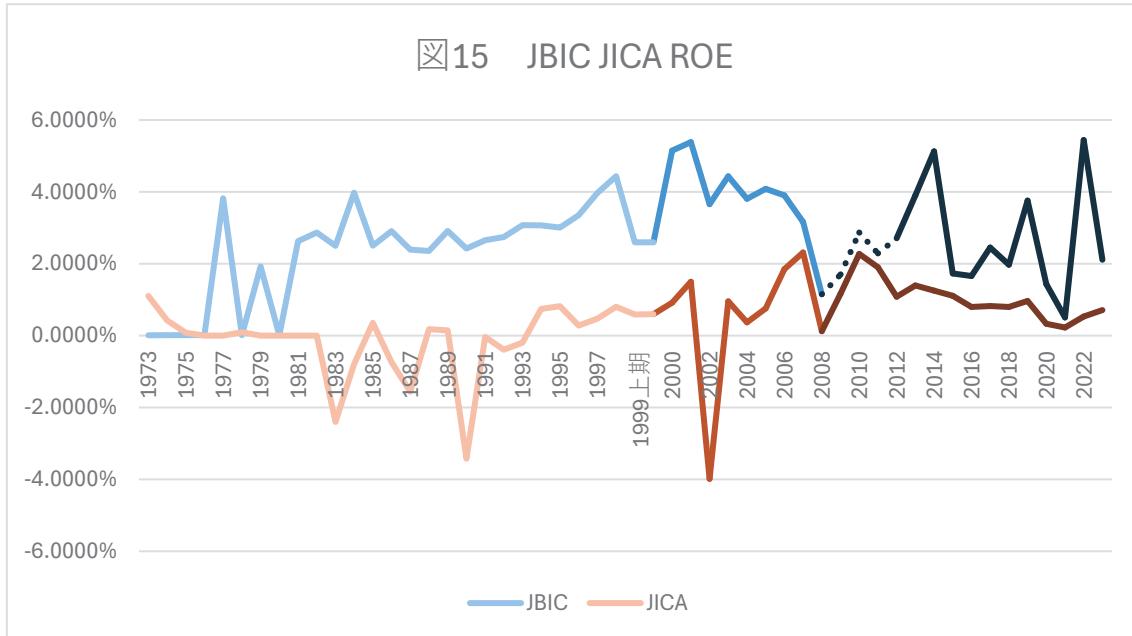
#### 5.4.4 ROE

ROA は利益と資産の比率で、ROE は利益と資本と比率なので、分子が同じ利益である

ため、ROE と ROA の相関は高く、同じような年次変化をすることが多い。更に、資産は資本と負債の和であるため、ROE が ROA より全体的に高くなる傾向がある。そのため、JBIC の ROE 変遷の説明は前述の ROA と同様になる。違いは、ROE の動きがより不安定でない、1975 年以降は ROA に比べて全体的に高く、1% から 5% の間を推移している。



JICA 有償部門の ROE は 1994 年から 2019 年の間、2002 年と 2008 年の大幅なマイナス年を除き、1% から 2% を推移している。両機関の ROE の動きに関係性はほとんどないようだが、旧 JBIC の解消前後の数年間の間、両機関のグラフがほぼ重なっている。



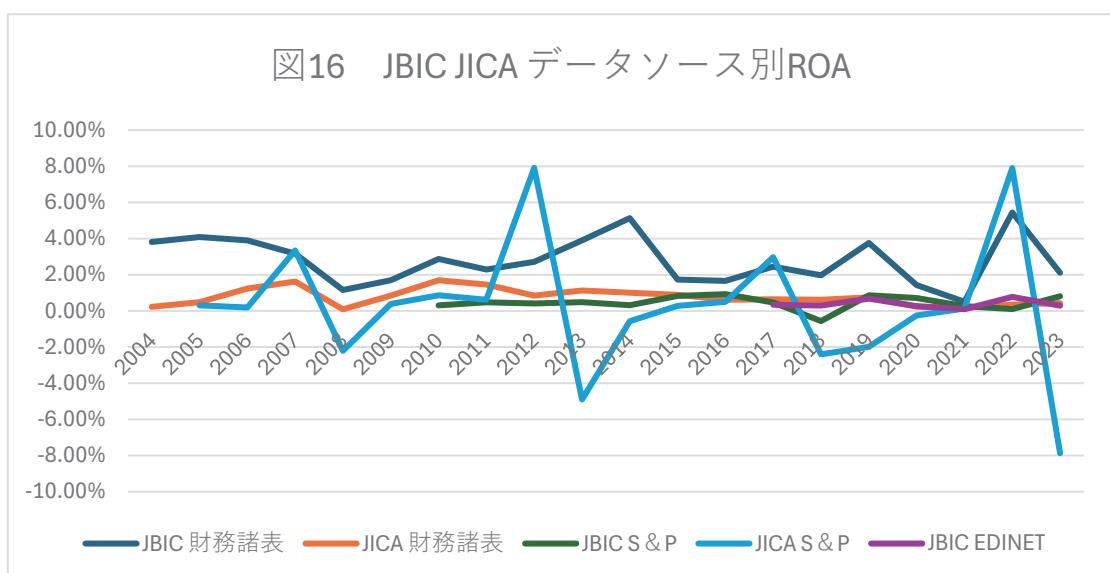
1973 年以降では、JBIC の平均値（約 2.68%）と最大値（約 5.44%）と比較し、JICA

有償部門の平均値（約 0.33%）と最大値（2.31%）は小さく、両機関の拠出する融資の金利の違いから説明できる。また、両機関の ROE は当然ながら ROA より高くなるが、ROE から見た両機関の金融機関としての健全性はかなり低いと思われる。

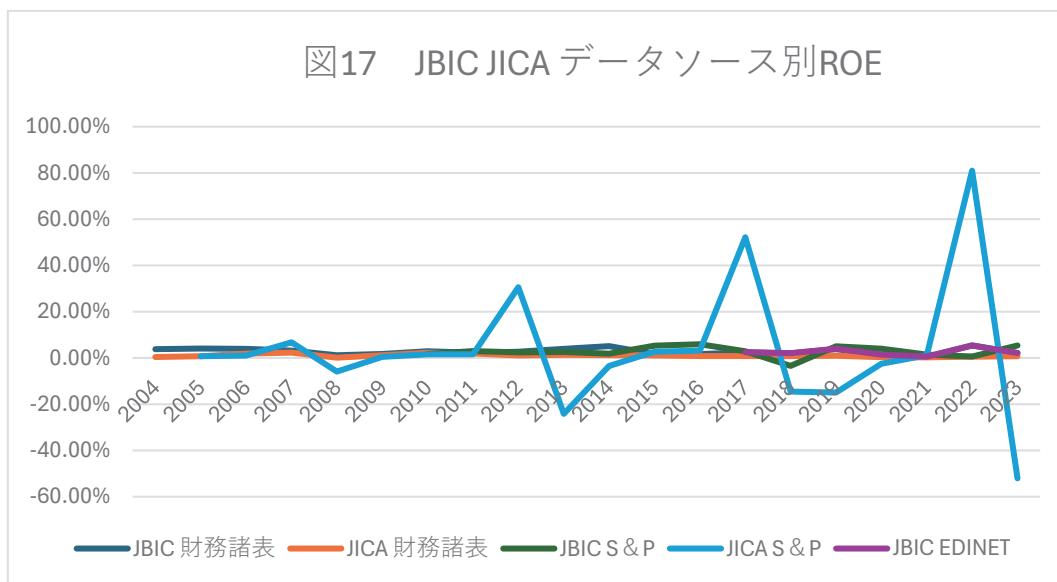
表 6 ROE			
基本統計量	JBIC1950 年以降	JBIC1973 年以降	JICA1973 年以降
平均	2.05%	2.68%	0.33%
中央値（メジアン）	2.36%	2.68%	0.45%
標準偏差	1.66%	1.43%	1.17%
範囲	5.44%	5.43%	6.30%
最小	0.00%	0.01%	-3.99%
最大	5.44%	5.44%	2.31%
合計	154.08%	139.18%	17.32%
データの個数	75	52	52

#### 5.4.5 データソース別 ROA および ROE 比較

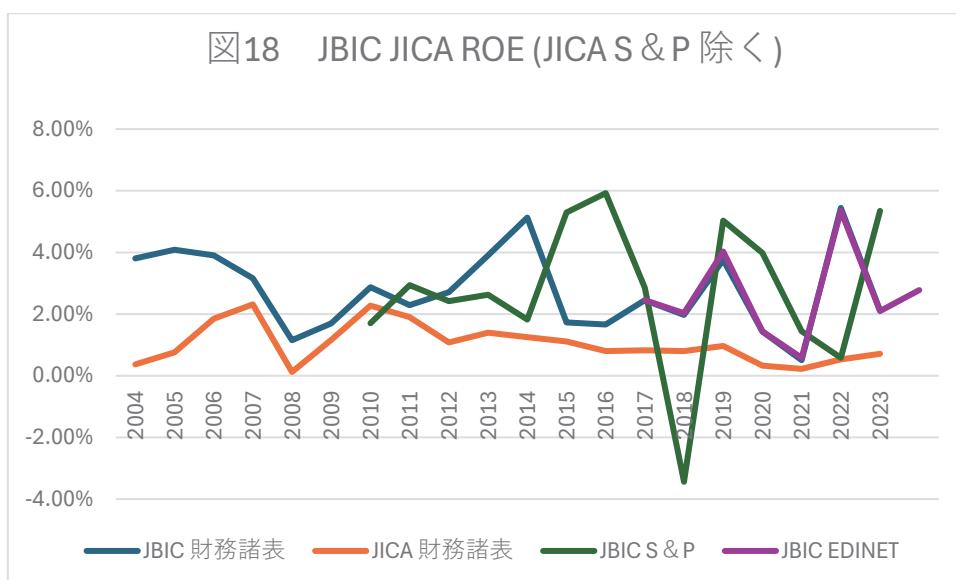
近年では、S&P や EDINET から JBIC と JICA 有償部門の財務データ入手することができるようになったので、それらの財務データにより計算した ROA も加えて、調べることにする。JBIC の ROA はこれまでの財務諸表によるグラフと比較し、S&P と EDINET による ROA のグラフは一様に低く、かつ、重なるように低い位置にあり、JBIC の真の ROA がこれまでの分析より低い可能性を示唆している。逆に、JICA 融資部門の S&P による ROA はプラスにもマイナスにも非常に大きく動いており、JICA 融資部門の財務諸表データに関する更なる検証が必要かもしれない。



S&P や EDINET の財務データにより計算した ROE を加えてみると、S&P による JICA 有償部門の ROE が突出して高くなっている、今後、更なる検証が必要である。



S&P による JICA 有償部門の ROE が極端であったため、それを除いたグラフを作成した。すると、EDINET とこれまでの財務諸表による ROE のグラフが完全に重なっており、おそらく、最近は JBIC の財務諸表では特殊法人会計と民間企業会計との差がほとんどなくなってしまっているのかもしれない。ここでも、S&P による ROE の動きが他のグラフと非常に異なっており、これも今後の更なる検証が望まれる。

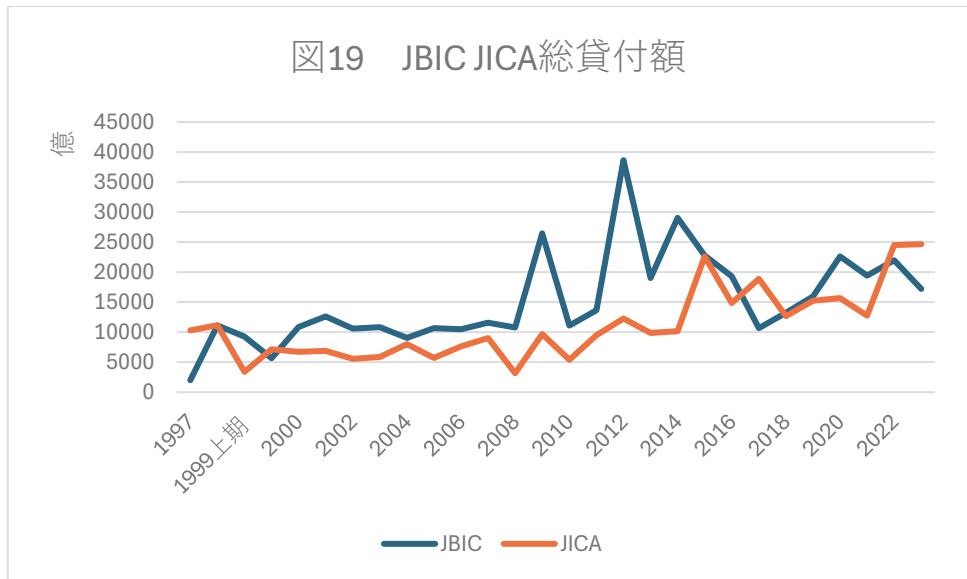


## 6. 開発目的変数

### 6.1 総貸付額

前章において、MDBによる受入国別拠出額配分の要因の先行研究に従い、日本の国際開発金融機関であるJBICとJICA有償部門の拠出額配分要因を研究する準備として、JBICとJICAの金融機関としての財務的パフォーマンスを検証した。今度はJBICとJICAの国際開発機関全体としての目標の達成度を表す変数として、JBICとJICA有償部門の貸付総額や案件数の動きを観察する。貸付総額はODAやOOF配分に関する先行研究に従い、実質ベースでなく約定ベースを採用する。これらのデータは両機関のホームページから取得したため、データ期間は掲載最長期間の1997～2023年となる。

JBICの総貸付額は2008年まで1兆円程度で推移し、それ以降2兆5千億円を超えたジャンプの年が3回あるなど、不安定ながらも上振れした後、2018年に1兆円まで落ち込んだが、すぐに2兆円程度に回復している。2008年に旧JBICが解消されたため、JBICの合併の影響はあるかもしれない。JICA融資部門は2001年以降、不安定ながらも1兆円程度で推移し、2016年以降1兆5千億から2兆5千億の間を上下するようになった。両機関とも以前より増加傾向にあるが、日本のGDP規模世界第3位に見合うようなレベルには達していないようである。



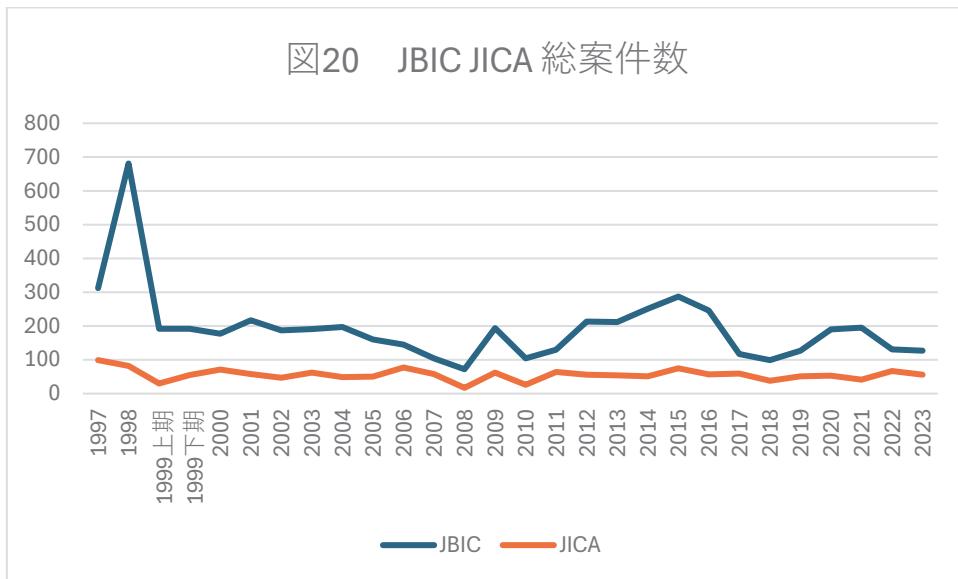
1997年以降では、JBICの平均値（約1兆5千億円）と最大値（約3兆9千億円）と比較し、JICA有償部門の平均値（約1兆1千億円）と最大値（約2兆5千億円）は小さく、両機関の融資先の違いから説明できるかもしれない。

表7 総貸付額（億円）

基礎統計量	JBIC1997 年以降	JICA 有償部門 1997 年以降
平均	15229	11040
中央値（メジアン）	12093	9767
標準偏差	7742	5911
範囲	36636	21486
最小	1997	3157
最大	38633	24643
合計	426409	309130
データの個数	28	28

## 6.2 総案件数

1999 年以降、JBIC の総融資（案件）数は 100 から 300 の間を上下しながら推移し、JICA 有償部門は 30 から 20 の間を上下しながら推移している。JBIC 案件数は 2012 年から 2017 年まで 200 を超えていたが、その期間以外は、あまり目立った動きをしていない。2008 年の旧 JBIC が解消された時期に、JBIC と JICA 融資部門ともに、案件数が落ち込み、合併の影響があったかもしれない。



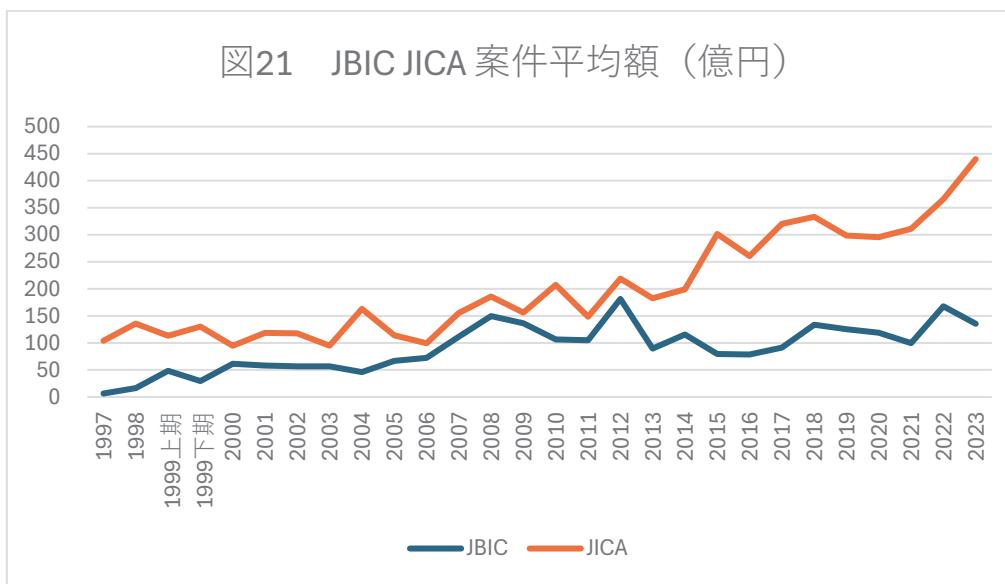
1997 年以降では、JBIC の平均値（195 件）と最大値（681 件）と比較し、JICA 有償部門の平均値（56 件）と最大値（90 件）は小さい。ただし、JICA の有償部門が多数かつ少額のインフラ投資融資を実施できない理由はない。JBIC と比べて JICA 有償部門の案件数が停滞しているのは、敢えて案件数と融資総額を絞り、高い自己資本比率を維持するためであるとすれば、開発金融機関としての目標に対しては、本末転倒といえるだろう。JBIC が 1998 年に約 700 件という非常に大きな件数の融資を実施したのは、おそらく、1997 年

に発生したアジア通貨危機の影響と考えられる。

表 8 総案件数	JBIC	JICA
基礎統計量	JBIC1997 年以降	JICA1997 年以降
平均	195	56
中央値 (メジアン)	191	56
標準偏差	111	17
範囲	609	82
最小	72	17
最大	681	99
合計	5450	1565
データの個数	28	28

### 6.3 案件平均額

JBIC の案件平均額は 2008 年、2012 年、2022 年に 150 億円を超えた以外は 50 億円から 100 億円の間を推移している。一方、JICA 有償部門の案件平均額は 2014 年ごろまでは、100 億円から 200 億円の間で推移していたが、それ以降急激に増加し、2023 年には 450 億円程度まで到達した。



1997 年以降では、JBIC の平均値 (91 億円) と最大値 (181 億円) と比較し、JICA 有償部門の平均値 (202 億円) と最大値 (440 億円) は非常に大きくなっている。JICA 有償部門は ODA 融資を拠出し、拠出先のほとんどは途上国であり、多数の低所得国も含まれ、少額の案件が多数求められていると思われる一方、JBIC は市場金利に準じた融資を提供

し、高額の案件も少なからず求められているはずだが、想定とは真逆の結果となっている。近年の途上国の急激な経済成長により、ODA融資でも、より大型のインフラ融資が求められるようになったのかもしれない。

表9 案件平均額（億円）		
基本統計量	JBIC1997年以降	JICA1997年以降
平均	91	202
中央値（メジアン）	90	173
標準偏差	44	96
範囲	175	345
最小	6	95
最大	181	440
合計	2543	5665
データの個数	28	28

## 7. おわりに

この研究では、日本の国際金融機関である JBIC と JICA 海外経済協力部門について、融資内容と経営状態について財務情報を基に分析した。毎年公表される財務諸表（貸借対照表や損益計算書）に掲載されている資本、資産、負債、費用、利益から自己資本比率、自己資本利益率（Return on Equity: ROE）、総資産利益率（Return on Assets: ROA）などを算出し、それらの指標の年次グラフにより、各機関の経過や変遷を概観した。

結果として、JBIC の設立時の自己資本比率は当然ながら非常に高く、以降、約 20 年間着実に低下したが、その後、約 40 年間、日本の民間主要銀行の平均値と同等レベルに落ち着いており、財務的健全性は担保されているといえるだろう。JICA 海外経済協力部門の自己資本比率は金融機関としては非常に高く、高すぎるほどのレベルに維持されており、その根拠となる財務情報について確信が持もてない状況で、その財務的健全性については評価が難しい。両機関の ROA や ROE は設立直後以降でも、全体的にマイナスやゼロの年も少なからず存在し、独立した金融機関としての財務的健全性はかなり低いと思われる。また、両機関とも主要な財務項目や融資額などについては、再編の影響をかなり受けている可能性がある。

今後実施する JBIC や JICA 有償部門の受入国別、セクター別、地域別などの援助配分に関する実証分析において、今回の報告書により明らかとなった各機関全体としての財務状況の情報は非常に有益である。各国の消費者や企業の個票データを基にした、ミクロ計量分析においても、一国経済全体の状況として、各国の GDP などの経済パフォーマンス指標は必ず押さえておく必要があるのと同じ理由である。今回の両機関を含めてどの国際金

融機関についても、受入国、セクター、プロジェクト、プログラムなどのミクロ的分析からは、各機関全体の財務的パフォーマンスは分からず、そのような活動結果を纏めた財務諸表などを検証するしかないが、MDBの先行研究では、あまり注目されてこなかったようである。よって、これから世界銀行やRDBの研究では、各銀行の金融機関としての健全性についても確認する必要があろう。

JBICとJICA有償部門の過去から現在に至る財務的健全性に関しては、両機関とも、過去の明らかな不健全状態からは脱却した一方で、現在でも独立した金融機関としては、満足な利益を確保できていない状況といえるかもしれない。両機関の財務的持続可能性を考えると、近い将来に何らかの政策的対応が問われる事態かもしれない。更に、両機関とも日本を代表する公的な国際金融機関でありながら、一見不必要とも思われる組織再編が繰り返され、結果として、日本からのODA融資額に影響を及ぼし、日本の世界第3位のGDP総額に応分の国際的責任を果たすことができなくなり、日本の国際社会での評判に芳しくない影響があったかもしれない。この報告書により、今後、学術のみならず、多方からの議論がなされる契機となれば、幸いである。

## 8. 参考データソース

海外経済協力基金、年次報告書 1986—1997

金融庁 EDINET : <https://disclosure2.edinet-fsa.go.jp/>

国際協力銀行、データブック 2024

国際協力銀行、年次報告書 2013—2023

JICA ホームページ : <https://www.jica.go.jp/>

国際協力機構、年次報告書 2009—2024

国際協力機構、国際協力機構年報 2008

日本銀行 金融機構局、2023年度の銀行・信用金庫決算、2024

日本輸出入銀行、財務諸表 1957—1963

日本輸出入銀行、業務報告書 1964—1997

日本輸出入銀行、年次報告書 1997

JBIC ホームページ : <https://www.jbic.go.jp/>

S&P Capital Q Pro: <https://www.capitaliq.spglobal.com/>

## 9. 参考文献

Aiba, D., Acquisition of Microfinance Institutions by Commercial Investors: Evidence on Its Impacts on Outreach of the Cambodian Microfinance Institutions, JICA Ogata Research Institute Discussion Paper, No.22, 2024

- Alesina, A., Dollar, D., Who gives foreign aid to whom and why? *Journal of Economic Growth*, 5(1), 33–63, 2000, <https://doi.org/10.1023/A:1009874203400>
- Alesina, A., Weder, B., Do corrupt governments receive less foreign aid? *American Economic Review*, 92(4), 1126–1137, 2002, <https://doi.org/10.1257/0002828026034-4669>
- Andersen, T., B., Harr, T., Tarp, F., On US Politics and IMF Lending, *European Economic Review* 50, 1843-1862, 2006
- Association of Development Financing Institutions in Asia and the Pacific (ADFIAP), Key Performance Indicators for Development Finance Institutions: A Complete User's Package, 2011
- Barry, T., A., Tachneng, R., The Impact of Governance and Institutional Quality on MFI Outreach and Financial Performance in Sub-Saharan Africa, 2013, *World Development* Vol. 58, 1–20, 2014
- Boone, P., Politics and the Effectiveness of Foreign Aid. *European Economic Review*, February 40 (2), 289-329, 1996, [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)-00127-1](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)-00127-1)
- Brück, T., Xu, G., Who gives aid to whom and when? Aid accelerations, shocks and policies. *European Journal of Political Economy*, 28, 593-606, 2012, <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2012.05.011>
- Burnside, C., Dollar, D., Aid, policies, and growth. *American Economic Review*, 90(4), 847–868, 2000, <https://doi.org/10.1257/aer.90.4.847>
- Carter, P., Postel-Vinay, F., Temple, J., Dynamic aid allocation. *Journal of International Economics*, 95, 291-304, 2015, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2014.11.005>
- Cheney H., B., and Strout A., Foreign Assistance and Economic Development, *American Economic Review*, Vol. 56, 679-733, 1966
- Classens, S., Horen, N., V., Foreign Banks: Trends and Impact, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 46, -Supplement 1, 295-326, February 2014
- Clifton, J., Diaz-Fuentes, D., Gomez, A., L., The European Investment Bank: Development, Integration, Investment? *Journal of Common Market Studies* Volume 56, Number 4, 733–750, 2018, DOI: 10.1111/jcms.12614
- Debre, M., J., Dijkstra, H., Institutional design for a post-liberal order: why some international organizations live longer than others, *European Journal of International Relations*, vol. 27(1). 311-339, 2021
- Dollar, D., Levin, V., The increasing selectivity of foreign aid, 1984–2003. *World Development*, 34(12), 2006, 2034–2046. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2006.06.002>
- Dreher, A., Vaubel, R., The Causes and Consequences of IMF Conditionality, *Emerging*

Markets Finance & Trade, Vol. 40, No. 3, 26-54, May – June 2004

- Ella, D., Balancing Effectiveness with Geo-Economic Interests in Multilateral Development Banks: the Design of the AIIB, ADB and the World Bank in A Comparative Perspective, Pacific Review, VOL 34, NO 6, 1022–1053, 2021,  
<https://doi.org/10.1080/09512748.2020.1788628>
- Feeny S., de Silva, A., Measuring absorptive capacity constraints to foreign aid, Economic Modelling, 29, 725-733, 2012, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.-01.013>
- Feeny, S., McGillivray, M., 2008. What determines bilateral aid allocations? Evidence from time series data. Review of Development Economics, 12(3), 515–529, 2008,  
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00443.x>.
- Fleck, R., K., Kilby, C., World Bank Independence: A Model and Statistical Analysis of US Influence, Review of Development Economics, 10(2), 224-240, 2006
- Galindo, A., J., Panizza, U., The Cyclical of International Public Sector Borrowing in Developing Countries: Does the Lender Matter? World Development 112, 119 -135, 2018
- Haftel, Y., Z., Lenz, T., Measuring Institutional Overlap in Global Governance, The Review of International Organizations 17:323–347, 2022
- Honig, D., Lall, R., Parks, B., C., When Does Transparency Improve Institutional Performance? Evidence from 20,000 Projects in 183 Countries, American Journal of Political Science, Vol. 67, No. 4, 1096–1116, October 2023, DOI: 10.1111/ajps.12698
- Humphrey, C., Michaelowa, K., Shopping for Development: Multilateral Lending, Shareholder Composition and Borrower Preferences, World Development 44 142 -155, 2013
- Humphrey, C., Michaelowa, K., China in Africa: Competition for Traditional Development Finance Institutions? World Development 120, 15-28, 2019
- IMF (International Monetary Fund), Financial Soundness Indicators, 76-87, 2006
- Ji, X., Promoting Regional Development Bank Complementarity: Challenges to Asia and Lessons from Europe, Asia Europe Journal 15:261–281, 2017, DOI: 10.1007/s10308-016-0465-y
- Kathavate, J., Mallik, G., The impact of the Interaction between institutional quality and aid volatility on growth: theory and evidence. Economic Modelling, 29, 716-724, 2012, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.01.020>.
- Kaya, A., Kilby, C., Kay, J., Asian Infrastructure Invest Bank as An Instrument for Chinese Influence? Supplementary versus Remedial Multilateralism, World Development 145 105531, 2021

- Kaya, I., Kaya, O., Foreign aid, institutional quality and government fiscal behavior in emerging economies: An empirical investigation. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 76, 59-67, 2020, <https://doi.org/10.2307/2491444>
- Kellerman, M., The Proliferation of Multilateral Development Banks, *Review of International Organization* 14:107–145, 2019, <https://doi.org/10.1007/s11558-018-9302-y>
- Kilby, C., Donor Influence in Multilateral Development Banks: The Case of the Asian Development Bank, *Review of International Organization* 1: 173–195, 2006, DOI: 10.1007/s11558-006-8343-9
- Kilby, C., The Political Economy of Conditionality: An Empirical Analysis of World Bank Loan Disbursements, *Journal of Development Economics* 89, 51-61, 2009
- Lall, R., The Financial Consequences of Rating International Institutions: Competition, Collaboration, and the Politics of Assessment, *International Studies Quarterly* 65, 343–359, 2021
- Lamoreaux, P., T., Michas, P., N., Schultz, W., L., Do Accounting and Audit Quality Affect World Bank Lending? *Accounting Review*, Vol. 90, No. 2, 2015, 703-738, DOI: 10.2308/accr-50865
- Mersland, R., Urgeghe, L., International Debt Financing and Performance of Microfinance Institutions, *Strategic Change* 22: 17–29, 2013
- Munir, W., Gallagher, K., P., Scaling up Lending at the Multi-Lateral Development Banks: Benefits and Costs of Expanding and Optimizing MDB Balance Sheets, Boston University, Global Policy Center, GEGI (Global Economic Governance Initiative), Working Paper 013 • 4/2018, 2018
- Nagae, A., Katayama, H., Takase, K., Donor Aid Allocation and Accounting Standards of Recipients, *Economic Modelling*, 106, 105702, 2022
- Neumayer, E., The Determinants of Aid Allocation by Regional Multilateral Development Banks and United Nations Agencies, *International Studies Quarterly* 47, 101–122, 2003a
- Neumayer, E., What Factors Determine the Allocation of Aid by Arab Countries and Multilateral Agencies? *Journal of Development Studies*, Vol 39. No.4, 134-147, 2003b
- Okazaki, T., Ueda, K., The Performance of Development Banks: The Case of the Reconstruction Finance Bank, *Journal of the Japanese and International Economies* 9, 486-504, 1995
- Papanek G., F., The Effect of Aid and Other Resource Transfer on Savings and Growth in Less Developed Countries, *Economic Journal*, Vol. 82, 934-950, 1972

- Papanek G., F., Foreign Private Investment, Savings, and Growth in Less Developed Countries, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 120-130, 1973
- Perraudin, W., Powell, A., Yang, P., Multilateral Development Bank Rankings and Preferred Creditor Status, IDB (Inter-American Development Bank), Working Paper, IDB-WP-697, 2016
- Publish WhatYouFund, Transparency Index 2023: First Ranking of the World's Leading Development Finance Institutions, 2023
- Rana, P., B., Pardo, R., P., Rise of Complementarity between Global and Regional Financial Institutions: Perspectives from Asia, *Global Policy* Volume 9, Issue 2, 231-243, May, 2018
- Shirasu, Y., Long-Term Strategic Effects of Mergers and Acquisitions in Asia-Pacific Banks, *Finance Research Letters*, 24, 73-80, 2018
- Trumbull, W. N., Wall, H. J., Estimating aid-allocation criteria with panel data, *Economic Journal*, 104(425), 876-882, 1994, <https://doi.org/10.2307/2234981>

木内卓, 銀行の自己資本比率に関する歴史的分析－日本の都市銀行の長期債務・株価データを用いて－, 経済科学研究 埼玉大学経済学会, 第15号, 23-35, 2018

高崎圭一郎, 国際開発銀行の財務健全性指標と拠出額の関連 早稲田大学商学部開発経済学研究ゼミナール 卒業論文, 2023

高瀬浩一, 日本の経済協力の財務的及びマクロ的効率性, フィナンシャル・レビュー, 大蔵省財政金融研究所, 52, 85-102, 1999

日本銀行 調査統計部, 我が国銀行の自己資本と収益動向について－ROEの分析を中心－, 日本銀行月報 1月号, 1993

平井太門, 日本の開発援助機関の財務パフォーマンスが開発援助に与える影響について, 早稲田大学商学部 開発経済学研究ゼミナール 卒業レポート, 2025

# モメンタム戦略の開発とその有効性の検証

玉川大学 経営学部 准教授 岩永 安浩



# モメンタム戦略の開発とその有効性の検証

岩永 安浩<sup>1</sup>

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

---

<sup>1</sup> 玉川大学 (Tamagawa University)

## 1. Introduction

過去数ヶ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。<sup>2</sup> 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える<sup>3</sup>。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ト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

<sup>2</sup> 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。

<sup>3</sup> 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享受する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<sup>4</sup>。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<sup>5</sup>。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<sup>6</sup>。

#### 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<sup>7</sup>。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。

<sup>4</sup> 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。

<sup>5</sup> 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を分析期間の始点とした。

<sup>6</sup> [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](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ときに複利の効果で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。

<sup>7</sup> 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 (LNBM) 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<sup>8</sup>. 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<sup>9</sup>.

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

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

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.

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> 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カ月の誤謬モメンタム (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カ月の誤謬モメンタム (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。このように誤謬モメンタムが、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、誤謬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と整合している。誤謬モメンタムは、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、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、誤謬モメンタムの効果を明らかにする。また、誤謬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

ア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 (LNBM)、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することになる. 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誤謬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, 誤謬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, 誤謬モメンタム (IMOM6M), マーケットベータ (BETA), 企業規模 (LNME), 簿価時価比率 (LNBM) 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, 誤謬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, 前章で確認した誤謬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<sup>10</sup>。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、 $5 \times 5$  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

<sup>10</sup> 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<sup>11</sup>。

## 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、 $5 \times 5$  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

<sup>11</sup> 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 ( $\beta_0$ )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 ( $\alpha_0$ )は0.81 (t値 2.91)、ベアマーケット時の追加的なアルファ ( $\alpha_B$ )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、 $\alpha_0$ は統計的に有意ではないが、 $\alpha_B$ 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 $\alpha_B$ 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 ( $\beta_0$ )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 ( $\beta_B$ )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<sup>12</sup>。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

<sup>12</sup> 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（リターンディスパージョン）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、リターンディスパ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)、リターンディスパージョン (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<sup>13</sup>。マーケットリターンは Cooper et al. (2004) に従い、過去 36 カ月のリターンを用いた。リターンディスパージョンは、Stivers and Sun (2010) と同様に企業規模と簿価時価比率で  $10 \times 10$  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<sup>14</sup>。

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

<sup>13</sup> マーケットリターンはプラスとマイナスで 2 分した。リターンディスパ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。

<sup>14</sup> 実際には、このように算出したリターンディスパージョンの 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<sup>15</sup>。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<sup>16</sup>。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

<sup>15</sup> 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。

<sup>16</sup> IMOM12M の効果も同様に分析することができる。

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ト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ト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<sup>17</sup>.

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トージャー) 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トージャーは, 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トージャーは, 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トージャーが高く, 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ト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ト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ト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

---

<sup>17</sup> SUM6M に対するエクスポートージャーも, MOM6M に対するエクスポート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<sup>18</sup>. 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和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

<sup>18</sup> 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、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た日本で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ペ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. Hodrick, 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, Vidojevic, M., 2020. The idiosyncratic momentum anomaly. *International Review of Economics and Finance* 69, pp.932–957.
- [8] Blitz, D., Huij, J., Martens, 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
LNB <sup>M</sup>	-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 C 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	0.05							
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, LNBW 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	LNB	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	LNB	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, LNB 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	LNB M	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	LNB M	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, LNB M 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)
LNB M	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)
LNB M	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 カ月の誤差モメンタムと 12 カ月の誤差モメンタムを意味する。BETA, LNME, LNB M 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 分位内で誤謬モメンタム (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、誤謬モメンタムの絶対値 (absIMOM) である。 $5 \times 5$  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
$\alpha_0$	1.38 (4.39)	0.81 (2.91)	0.81 (2.97)	0.81 (2.99)	0.19 (0.68)	0.19 (0.68)
$\alpha_B$		1.24 (2.05)	-0.34 (-0.78)		1.33 (2.30)	0.11 (0.20)
$\beta_0$	0.07 (1.73)	0.03 (0.54)	0.03 (0.52)	0.01 (0.22)	0.07 (0.92)	0.07 (0.92)
$\beta_B$		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 ケ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

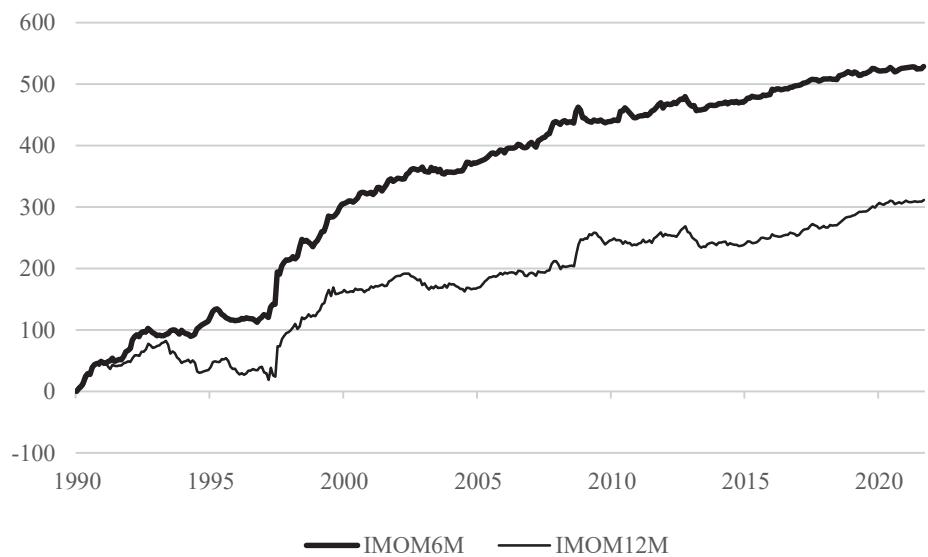
	MktState		RetDisp		AbsIMOM	
	Up	Down	Low	High	Low	High
mean	1.12	1.69	0.96	1.81	0.97	1.80
	(5.08)	(3.75)	(4.20)	(4.31)	(4.59)	(4.19)
$\Delta$		-0.57		-0.85		-0.83
		(-1.13)		(-1.78)		(-1.73)

Panel B: IMOM12M

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

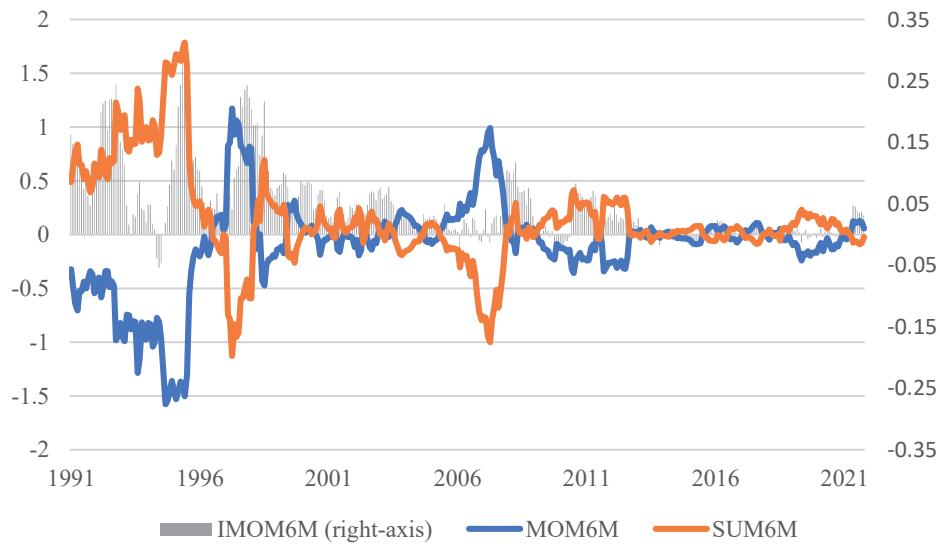
この表は、各状態における誤謬モメンタム (IMOM6M または IMOM12M) に基づくロングショート・ポートフォリオのリターンの平均値とその  $t$  値を報告している。MktState は、過去 36 カ月間のマーケットリターンがプラスのサンプル (Up) とマイナスのサンプル (Down) にサンプルを二分している。RetDisp は、リターンディスページョンの 3 カ月平均値が全サンプルのメディアンよりも低いサンプル (Low) と高いサンプル (High) にサンプルを二分している。AbsIMOM は、誤謬モメンタムの絶対値の市場平均値が全サンプルのメディアンよりも低いサンプル (Low) と高いサンプル (High) にサンプルを二分している。 $\Delta$  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



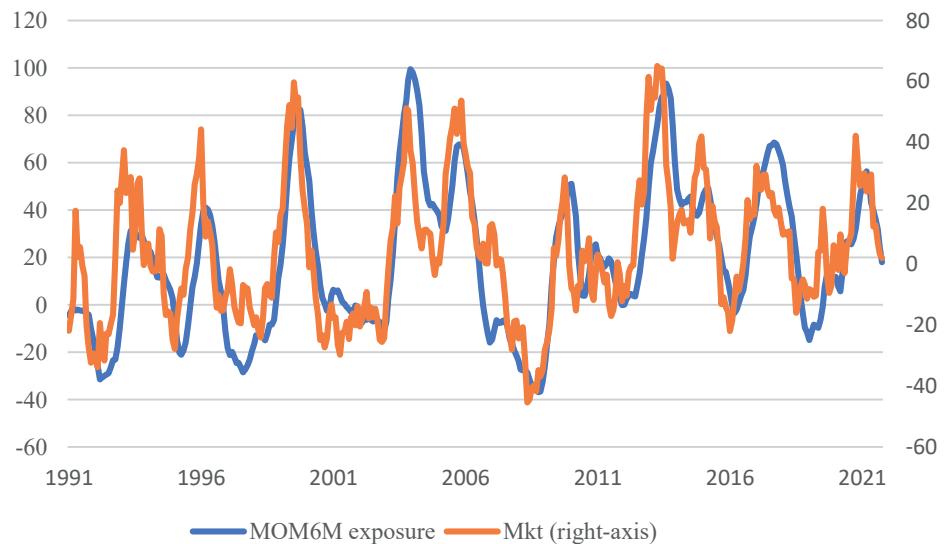
この図は、錯誤モメンタム（IMOM6M または IMOM12）に基づくロングショート・ポートフォリオの累積リターンを示している。分析期間は、1990年7月から2022年3月までである。

Figure 2: Cross-sectional regression coefficients and contributions



この図は、本文中の式 (9) で分解した MOMP6M 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posure）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 A2: Subperiods Analysis

Decile	IMOM6M						IMOM12M								
	1990s			2010s			1990s and 2020s			2010s			2010s and 2020s		
	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha	Avg.RET	Alpha	
1 (Low)	-1.48 (-1.55)	-0.71 (-3.29)	-0.37 (-0.39)	-0.54 (-1.77)	1.01 (1.94)	-0.37 (-1.83)	-1.00 (-1.13)	-0.24 (-0.81)	-0.07 (-0.07)	-0.40 (-1.19)	1.32 (2.43)	-0.11 (-0.49)			
2	-0.97 (-1.18)	-0.32 (-1.74)	0.29 (0.36)	-0.03 (-0.15)	1.24 (2.55)	0.17 (1.23)	-0.65 (-0.77)	0.02 (0.08)	0.23 (0.32)	-0.12 (-0.77)	1.29 (2.52)	0.13 (1.09)			
3	-0.88 (-1.11)	-0.24 (-1.45)	0.32 (0.46)	-0.03 (-0.22)	1.27 (2.94)	0.29 (2.88)	-0.56 (-0.71)	0.06 (0.34)	0.34 (0.53)	-0.11 (-0.78)	1.27 (2.83)	0.28 (2.69)			
4	-0.64 (-0.81)	-0.02 (-0.16)	0.37 (0.58)	0.00 (-0.04)	1.18 (2.93)	0.30 (3.07)	-0.55 (-0.72)	0.08 (0.54)	0.26 (0.47)	-0.17 (-1.38)	1.11 (2.81)	0.22 (2.61)			
5	-0.57 (-0.80)	0.04 (0.31)	0.45 (0.77)	0.06 (0.60)	1.14 (2.97)	0.30 (3.75)	-0.53 (-0.73)	0.08 (0.83)	0.56 (1.03)	0.13 (1.47)	1.11 (3.00)	0.22 (3.75)			
6	-0.53 (-0.75)	0.07 (0.47)	0.52 (0.97)	0.08 (0.76)	1.15 (3.25)	0.38 (5.11)	-0.59 (-0.81)	0.06 (0.39)	0.55 (1.05)	0.10 (0.81)	1.04 (3.00)	0.28 (3.87)			
7	-0.30 (-0.43)	0.36 (1.81)	0.53 (1.01)	0.10 (0.71)	1.17 (3.47)	0.44 (5.62)	-0.44 (-0.60)	0.21 (1.23)	0.54 (0.93)	0.18 (1.29)	1.03 (3.05)	0.33 (3.99)			
8	-0.07 (-0.10)	0.62 (2.09)	0.58 (0.95)	0.17 (1.32)	1.18 (3.25)	0.34 (3.84)	-0.28 (-0.36)	0.39 (1.67)	0.61 (0.96)	0.21 (1.16)	1.23 (3.61)	0.44 (4.30)			
9	0.25 (0.32)	1.01 (3.02)	0.73 (1.03)	0.38 (1.81)	1.39 (3.21)	0.32 (3.93)	0.00 (-0.01)	0.72 (2.05)	0.75 (0.97)	0.44 (1.85)	1.36 (3.27)	0.33 (3.87)			
10 (High)	1.02 (1.05)	1.91 (2.96)	0.92 (1.05)	0.88 (2.05)	1.61 (3.40)	0.18 (1.08)	0.44 (0.41)	1.35 (2.13)	0.70 (0.68)	0.86 (1.45)	1.66 (3.36)	0.28 (1.59)			
High-Low	2.50 (3.24)	2.62 (3.13)	1.29 (4.03)	1.42 (3.92)	0.60 (2.58)	0.55 (2.31)	1.45 (1.90)	1.58 (2.15)	0.77 (1.91)	1.26 (2.51)	0.36 (1.38)	0.42 (1.72)			

この表は、表2の結果を、3つのサブリオド(1990年7月から1999年12月, 2000年1月から2009年12月, 2010年1月から2022年3月)に分けて報告している。

Table A3: Screen on listing sections

Decile	IMOM6M						IMOM12M					
	TSEI			Non TSEI			TSEI			Non TSEI		
	Avg RET	Alpha	Avg RET	Alpha	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)	0.02 (0.04)	-0.18 (-0.84)	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)	0.57 (1.14)	0.33 (1.81)	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)	0.30 (2.81)	0.63 (1.42)	0.40 (2.81)	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)	0.57 (1.40)	0.35 (2.69)	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)	0.52 (1.33)	0.30 (2.62)	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)	0.50 (1.31)	0.29 (2.41)	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)	0.57 (1.48)	0.37 (3.14)	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)	0.78 (2.03)	0.60 (4.46)	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)	0.93 (1.96)	0.74 (4.35)	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)	1.26 (2.13)	1.11 (4.40)	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)	1.24 (3.79)	1.30 (4.52)	1.24 (3.79)	1.30 (4.52)

この表は、東京証券取引所にて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.

# Innovation, Institutions, and Financial Structure (共同研究)

早稲田大学 アジア太平洋研究科 教授 菊地 朋生  
早稲田大学 アジア太平洋研究科 博士後期課程 WU Yimin



## Abstract

This paper studies how innovation shapes the financial structure of the economy. Using a panel of 75 countries from 1982 to 2021, we find that innovation activity fosters a shift from bank-based to market-based financing, but this relationship is amplified by both a country's level of development and institutional quality. Several institutional indicators support this transition only at intermediate levels, with excessively high or low institutional quality sometimes dampening the effect of innovation. Furthermore, innovation's impact on financial structure is both immediate and persistent. However, the positive role of institutional quality, while significant in the early stages, gradually fades by around the tenth year. These findings highlight that innovation acts as a catalyst for a change in financial structure, with its effects shaped by the stage of development and institutional context.

**Keywords:** innovation; financial structure; institutional quality; stages of development

**JEL Codes:** G15, O31, E44

---

\*We would like to thank seminar participants at Waseda University and acknowledge valuable comments from Tuo Chen, Shenzhe Jiang, Munechika Katayama, Junko Koeda, Qing Liu, Similan Rujiwattanapong, Yueling Tong, Kozo Ueda, and Longtian Zhang. This study was supported by the Yu-cho Foundation (Grant-in-Aid for Research, 2024). Corresponding author: Tomoo Kikuchi. Nishi-Waseda Bldg.7F, 1-21-1 Nishi-Waseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-0051 Japan. Email: tomookikuchi@waseda.jp

# Innovation, Institutions and Financial Structure\*

Yimin Wu<sup>a</sup> and Tomoo Kikuchi<sup>b</sup>

<sup>a,b</sup>Graduate School of Asia-Pacific Studies, Waseda University

September 12, 2025

## Abstract

This paper studies how innovation leads to a change in financial structure of the economy by using a panel of 75 countries from 1982 to 2021. We find that innovation causes a shift toward a more market-based rather than bank-based financial system, moderated by proximity to technological frontier and institutional quality. Several institutional indicators show non-monotonic mediating effects, implying that the change in financial structure depends on institutional quality. Moreover, the effect of innovation is persistent over many years, but the mediating effect of institutional quality gradually fades away.

**Keywords:** innovation; financial structure; institutional quality; stages of development

**JEL Classification:** E02, G10, O31

---

\*We would like to thank seminar participants at Waseda University and acknowledge valuable comments from Tuo Chen, Shenzhe Jiang, Munechika Katayama, Junko Koeda, Qing Liu, Similan Rujiwattanapong, Yueling Tong, Kozo Ueda, and Longtian Zhang. This study was supported by the Yu-cho Foundation (Grant-in-Aid for Research, 2024). Corresponding author: Tomoo Kikuchi. Nishi-Waseda Bldg.7F, 1-21-1 Nishi-Waseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-0051 Japan. Email: tomookikuchi@waseda.jp

# 1 Introduction

Over the past 30 years, stock markets have grown faster than banking, especially in developed countries (Boyd and Smith, 1998; Beck and Levine, 2002; Bose, 2005; Demirgüç-Kunt et al., 2013). However, there is no consensus on the main underlying factors behind this phenomenon. We contribute to the literature by identifying innovation as a catalyst for changing financial structure in both advanced and emerging economies, moderated by proximity to technology frontier and institutional quality. Our hypothesis relates to empirical works broadly on the relationship between technology and financing (e.g. Rajan and Zingales, 1998; Allen and Gale, 1999; Brown et al., 2013). Furthermore, our perspective is consistent with the view that innovation and capital accumulation expand equity financing by reducing monitoring and bankruptcy costs (e.g. Boyd and Smith, 1998; Bose, 2005).

We consider patent activity as a proxy for innovation, which can be viewed as a demand shock for external financing. Patents make innovation outputs observable and verifiable, thereby reducing information asymmetry and enabling capital markets to reassess a firm's value. However, the degree to which this shock leads to responses in the stock market depends critically on institutional environment. In countries with weak investor protection, poor legal enforcement, or limited disclosure, markets may fail to effectively process innovation signals, thus limiting capital allocation despite increasing innovation activity (La Porta et al., 2000; Brown et al., 2009). In contrast, strong institutions enhance the ability of investors to interpret innovation signals and ensure contract enforcement, leading to more responsive capital allocation and higher trading volumes (Levine, 1997). Similarly, Levine (1997); Porta et al. (1998) show that financial markets in advanced economies are better equipped to respond to complex, high-risk capital demands, particularly under conditions of strong investor protection and effective legal enforcement.

Institutional quality thus affects the relationship between innovation and financial markets. This framework helps explain our finding that innovation enhances stock markets more than banks in countries with high productivity and strong institutional quality. It is also consistent with the general view that financial responses to innovation are governed not only

by technological fundamentals, but also by the institutional context under which capital is allocated (Aghion et al., 2005a).

Figure 1 plots the number of patent applications alongside the ratio of stock value traded to bank credit from 1980 to 2015. The two variables move parallelly most of the time but diverge during the global financial crisis. This shows that innovation activity can grow even in a stock market downturn. Furthermore, it highlights that even sustained innovation activity cannot translate into stock market expansion without well-functioning institutions, underscoring the role of institutional quality as a key transmission mechanism.

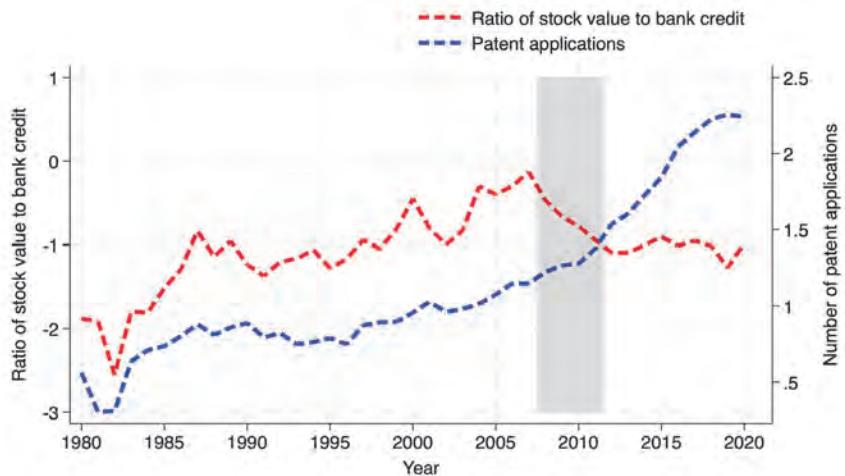


Figure 1: Number of patent applications (10 thousands) and the logarithm of the ratio of stock value traded to private credit (average of 157 countries)

We start our empirical analysis by exploring the relationship between patent applications and financial structure using instrumental variable (IV) regressions estimated by two-stage least squares (2SLS).

Our findings can be summarized as follows. First, in a given year, all three dimensions of financial structure—activity, size, and efficiency—are positively and significantly associated with the number of patent applications in a country. The patent application is instrumented using an interacted IV constructed from geographical distance to the regional innovation leader multiplied with the average regional patent growth. We further implement a two-step GMM procedure to account for potential reverse causality and omitted variables, following

the approaches of (Levine et al., 2000; Brei et al., 2023). Therefore, we claim that the relationship between innovation and financial structure is causal in nature, suggesting that innovation promotes stock markets more than banking.

Second, we observe that the relationship between innovation and financial structure is amplified in countries closer to the world technological frontier, and also moderated by institutional quality. We uncover non-monotonic mediating effects of institutional indicators such as regulatory quality, voice and accountability, rule of law, political stability, and corruption control.

Third, we employ the local projection (LP) method with an IV approach, following Jordà (2005) to show that the effects of innovation on financial structure are persistent, typically intensifying around the fourth year after an innovation shock. In addition, stronger institutional environments amplify the impact of innovation in the initial years, with the effect diminishing over longer horizons.

Lastly, we use alternative innovation proxies, financial structure indicators and instruments to ensure that our findings are not driven by any single proxy and offer more robust and generalizable evidence on the role of innovation in influencing financial structure.

The literature, focusing on how financial systems support innovation, is widely established. Theoretical work has emphasized the functional differences between banks and equity markets in financing innovation. Due to its intangible nature, high uncertainty, and long-term payoff structure, innovation is poorly suited to collateral-based bank lending. Allen and Gale (1999) and Holmström and Tirole (1993) highlight stock markets, with their greater risk tolerance and ability to diversify, are better positioned to fund innovative activity. Acemoglu and Zilibotti (1997) and Aghion et al. (2005b) argue that well-functioning financial systems enable economies to adopt and push the technological frontier.

Empirically, Hsu et al. (2014) finds that innovation in financially dependent, high-tech industries is significantly higher in countries with developed stock markets. At the firm level, Brown et al. (2009, 2013) demonstrates that strong shareholder protections and active eq-

uity markets are associated with higher R&D intensity, while credit market development has limited influence. These empirical findings align with theoretical arguments that banks are generally reluctant to finance high-risk, intangible R&D activities, whereas equity markets and venture capital are better equipped to support innovation by pooling risk and valuing future growth potential (Rajan and Zingales, 1998; Kortum and Lerner, 2000).

The above-mentioned studies largely frame innovation as a dependent variable, an outcome shaped by financial markets. Our paper is closely related to this literature but takes a distinct perspective. We examine how innovation can act as a catalyst for a change in financial structure, based on the idea that innovation generate financing needs that banks are less equipped to meet, encouraging a shift toward a market-based rather than bank-based financial structure. In doing so, our work complements studies on the dynamics of financial structure (e.g. Boyd and Smith, 1998; Demirgüç-Kunt et al., 2013), and empirically confirms two-way dynamics between innovation and financial structure by introducing innovation as a conditional trigger for a change in financial structure.

In sum, our study provides a new perspective on the innovation–finance nexus by shifting the focus from viewing finance solely as an enabler of innovation to recognizing innovation as a catalyst that changes financial structure. By employing methods that address endogeneity and capture dynamic effects, we not only identify systematic patterns in how innovation influences a shift toward a more market-based rather than bank-based financial structure, but also uncover that this influence depends critically on institutional quality and proximity to technological frontier. Our findings demonstrate that institutional indicators can either amplify or constrain the impact of innovation. These insights contribute to a deeper understanding of how innovation shapes financial structure in diverse contexts over time.

The rest of the paper is organized as follows: Section 2 describes the data. Section 3 presents the main results. Section 4 examines the dynamic effects of innovation. Section 5 presents several robustness checks. Section 6 concludes.

## 2 Data

We examine the impact of innovation on financial structure using an unbalanced panel of 159 advanced and emerging market economies, with annual data from 1960 to 2021. After including the necessary instruments and control variables, the estimated sample is reduced to 75 countries spanning from 1982 to 2021. We measure the innovation of each country by the number of patent applications and the financial structure in three dimensions: activity, size, and efficiency. We describe the data and their sources in Table 1.

Table 2 reports the summary statistics for the full sample and for advanced and emerging economies. The average number of patent applications per year is 2.31, with a high standard deviation of 9.83 and a maximum of 139.4. This indicates substantial cross-country heterogeneity, with innovation concentrated in a few technologically advanced nations. The distribution of patents is more stable in advanced economies (standard deviation of 8.29) compared to emerging markets (10.69), suggesting more uniform innovation activity in advanced economies, while emerging economies experience extreme disparities. In particular, the maximum number of patents in emerging economies (139.4) far exceeds that in advanced countries (38.74), driven by rapidly industrializing nations such as China.

Beyond innovation, Table 2 reveals important patterns in financial structure. For financial structure (activity), the less negative mean in advanced economies suggests stronger market-based financing compared to emerging markets, consistent with the notion that higher innovation activity aligns with deeper stock markets. For financial structure (size), both advanced and emerging countries exhibit similar mean values around -0.47. For financial structure (efficiency), advanced economies show a higher mean value (3.169) compared to emerging markets (1.737), indicating that stock markets in advanced countries tend to operate more efficiently compared to banks.

Together, these summary statistics confirms that while innovation activity is strongly related to development levels, there are differences concerning the dimensions of financial structure (activity, size, and efficiency). Advanced economies not only innovate more but also maintain relatively more active, larger, and more efficient market-based financial systems, whereas

Notation	Description	Data Source
<b>Dependent variables</b>		
$y_{i,t}^{act}$	The logarithm of the ratio of stock value traded to the domestic credit to the private sector by banks.	Beck et al. (1999, 2009) Čihák et al. (2012)
$y_{i,t}^{size}$	The logarithm of the ratio of stock market capitalization to deposit money banks' assets.	
$y_{i,t}^{eff}$	The logarithm of the ratio of the stock market turnover ratio to the banking sector's net interest margin.	
<b>Independent variables</b>		
$x_{i,t}$	The number of patent applications (10 thousands) filed through the Patent Cooperation Treaty or national offices.	World Bank Database
$TFP_{i,t}$	Total factor productivity level measured at current PPPs (USA=1).	Penn World Tables 10.01
$q_{i,t}$	One of five institutional quality measures: regulatory quality; voice and accountability; control of corruption; rule of law; or political stability.	Kaufmann and Kraay (2024)
<b>Instruments</b>		
$z_{i,t}$	The interaction term between the logarithm of the geographical distance between country $i$ and regional technological leader and average regional patent growth excluding country $i$ .	GeoDist Database World Bank Database
$\mathbf{D}_{i,r}$	The set of regional dummies that equals 1 if the country $i$ belongs to region $r$ , and 0 otherwise. Regions include Asia, Africa, and the Western Hemisphere.	Liu et al. (2023)
<b>Control variables</b>		
$Finopen_{i,t}$	Index measuring capital account openness.	Chinn and Ito (2008)
$Tradopen_{i,t}$	Sum of exports and imports of goods and services measured as a share of GDP.	OECD National Accounts & World Bank Database
$HCI_{i,t}$	Years of schooling and returns to education.	Penn World Tables 10.01
$Goversize_{i,t}$	Government final consumption expenditure excluding capital formation in defense and security.	World Bank Database
$Inflat_{i,t}$	Inflation measured by annual percentage change in consumer price index (Laspeyres formula).	World Bank Database
$Gdpgrow_{i,t}$	Real GDP growth rate.	IMF World Economic Outlook Database
$Bankcri_{i,t}$	Dummy indicating banking crisis: 1 if crisis, 0 otherwise. Defined by significant financial distress and policy intervention.	Laeven and Valencia (2018)

Table 1: Definition and notation of variables

emerging markets remain more bank-based.

Variable	N	Mean	S.D.	Min	Max
<b>Full sample</b>					
Patents	1366	2.312	9.826	0.000	139.381
Financial structure (activity)	1366	-1.664	1.729	-10.581	2.488
Financial structure (size)	1184	-0.475	0.842	-7.455	2.115
Financial structure (efficiency)	821	2.330	1.666	-3.413	6.078
Financial openness	1366	0.824	1.470	-1.927	2.311
GDP growth	1366	1.209	0.790	-2.303	2.674
Trade openness	1366	4.198	0.623	2.667	6.093
Inflation	1366	0.070	0.181	-0.041	3.080
Government spend	1366	2.690	0.342	1.482	3.378
Human capital	1366	2.796	0.571	1.408	4.352
<b>Sub sample</b>					
Advanced economies					
Patents	567	3.610	8.291	0.000	38.746
Financial structure (activity)	567	-1.383	1.749	-8.500	2.488
Financial structure (size)	535	-0.470	0.707	-2.621	1.148
Financial structure (efficiency)	340	3.169	1.575	-2.867	6.078
Emerging economies					
Patents	799	1.390	10.693	0.000	139.381
Financial structure (activity)	799	-1.864	1.688	-10.581	2.401
Financial structure (size)	649	-0.478	0.940	-7.455	2.115
Financial structure (efficiency)	481	1.737	1.463	-3.413	5.152

Note: Summary statistics of the data sample for the baseline regressions.

Table 2: Summary Statistics

### 3 The panel instrumental variable approach

This section presents our main empirical results. We employ an instrumental variable (IV) approach to address several sources of endogeneity inherent in the relationship between innovation and financial structure. This potential endogeneity mainly concerns reverse causality. Reverse causality arises because while we hypothesize that increased innovation activity, proxied by patent applications, fosters a shift from bank-based to market-based financing, it is also plausible that deeper financial markets may themselves promote innovation by easing access to equity capital and reducing financing constraints.

To address such concerns, we construct an instrument based on the idea of regional innovation

spillover effects. Previous studies such as Jaffe et al. (1993) and Audretsch and Feldman (1996) highlight that innovation diffusion is region-specific due to geographical proximity and trade links. In addition, Keller (2002), Moretti (2004), and Bloom et al. (2013) confirm that regional characteristics significantly influence technological spillovers.

### 3.1 The baseline model

Specifically, we utilize an interaction term as our IV, constructed as follows. Let  $S_r$  denote the set of all countries in the region  $r$ . We separate the entire world into four regions: Asia, Europe, the Western Hemisphere, and Africa. We first identify the regional innovation leader  $l_r$  in each region  $r$  as the country  $j$  with the highest absolute number of patent applications in a chosen base year  $t_{1980}$ , formally defined as

$$l_r = \arg \max_{j \in S_r} \text{pat}_{j,t_{1980}}.$$

The regional leaders based on equation above are Japan (Asia), Germany (Europe), the United States (Western Hemisphere), and South Africa (Africa). For each country  $i$  in region  $r$ , we compute the average patent growth among all other countries in the same region except  $i$ , defined as

$$g_{r,t}^{-i} = \frac{1}{|S_r|-1} \sum_{j \in S_r, j \neq i} \Delta \text{pat}_{j,t}.$$

We then define  $d_{i,l_r}$  as the logarithm of the geographical distance between the largest city of country  $i$  and the regional leader  $l_r$ . These distances are calculated using the great circle formula, based on the latitudes and longitudes of the most important cities in each country (Head et al., 2002). Finally, the instrument for country  $i$  in year  $t$  is constructed as

$$z_{i,t} = d_{i,l_r} \times g_{r,t}^{-i}.$$

This instrument captures regional innovation spillover effects that influence domestic innovation activities while remaining plausibly exogenous to domestic financial market structures. The validity comes from the fact that the development of finance for an economy is pri-

marily determined by its legal origins (Levine et al., 2023). In particular, while innovation can respond strongly to regional knowledge flows, the balance of bank and market-based finance in a country is strongly associated with long-term legal foundations that are not directly influenced by the patenting activities of regional innovation leaders. Thus, our instrument remains relevant for domestic innovation while satisfying the exclusion restriction for financial structure.

In addition to the above interaction-based IV, we incorporate regional dummy variables indicating countries from Asia, Africa, and the Western Hemisphere. By including these regional dummies as instruments, we implicitly assume that the regional location of a country affects annual changes in its financial structure only through its impact on patent activity. By combining our constructed interaction IV with regional dummy instruments, our empirical strategy isolates exogenous variation in innovation, mitigating the endogeneity concerns.

We employ a 2SLS estimator to estimate the causal impact of innovation on financial structure. In the first stage, we regress current patent applications on our constructed instrument, regional dummies, control variables, and time-fixed effects, excluding country-fixed effects since regional fixed effects are included in the first stage. The fitted values obtained represent the exogenous variation in innovation activity. In the second stage, we regress our measures of financial structure on these fitted innovation values. This panel IV regression provides a structural interpretation that identifies the causal relationship between innovation and financial structure. The weak-instrument diagnostics reported confirms the validity and strength of our IV strategy. Furthermore, the coefficient estimates on innovation remain robust and statistically significant across specifications. This consistency suggests that our strategy effectively captures the exogenous variation, thereby supporting the conclusions drawn from our causal inferences in the empirical analysis.

Our baseline second-stage specification is given by

$$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t} + \beta \mathbf{W}_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

where  $y_{i,t}$  denotes one of three dimensions of financial structure (activity, size, and efficiency)

for country  $i$  in year  $t$ , as defined in Table 1,  $x_{i,t}$  is the number of patent applications for country  $i$  in year  $t$ . We introduce a vector of conditioning variables denoted by  $\mathbf{W}_{i,t}$  to control for other characteristics that may influence financial structure including the years of schooling and returns to education, the banking crisis dummy, the measure of financial openness, the general government consumption, the annual change of the consumer price index (CPI), the real GDP growth rate, and the sum of exports and imports of goods and services. Given that regional innovation growth may correlate with global factors affecting domestic financial markets, we also control for time-fixed effects  $\mu_t$ .  $\varepsilon_{i,t}$  represents the regression residual, with standard errors clustered by year. The first stage regression equation is given by

$$x_{i,t} = \gamma_1 z_{i,t} + \sum_r \phi_r \mathbf{D}_{r,i} + \gamma \mathbf{W}_{i,t} + \theta_t + \varepsilon_{i,t}$$

where  $r$  indexes the set of regional dummies (e.g., Asia, Africa, Western Hemisphere),  $\phi_r$  represents the coefficient for each region,  $\mathbf{D}_{r,i}$  is a dummy variable that equals 1 if country  $i$  belongs to region  $r$ , and 0 otherwise, and  $z_{i,t}$  serves as an instrument that proxies regional innovation spillovers that affects the country  $i$  in year  $t$ .

Table 3 reports the results from our baseline IV estimations. The first-stage regressions confirm the strength of our instruments, as indicated by significant negative coefficients on the constructed instrument across specifications and first-stage F-statistics generally above conventional thresholds for instrument relevance for both with control groups, except for financial structure in terms of efficiency. However, our weak-instrument test jointly helps to confirm the relevance of the instrument, as the p-values are consistently close to zero. In the second stage, the estimated coefficients on patent applications are positive and statistically significant across all three dimensions of financial structure.

Specifically, the results in Columns (1) and (2) indicate that higher patent activity is associated with an increase in market-based relative to bank-based financial system in terms of activity dimension. The magnitude of the coefficients ranges from approximately 0.11 to 0.18 and remains significant at the 5% or 1% levels. Considering financial structure from the perspective of size, shown in Columns (3) and (4), the coefficients range from 0.15 to 0.36

	Activity		Size		Efficiency	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<u>2nd Stage</u>						
Patents	0.113** (0.054)	0.177*** (0.061)	0.148** (0.069)	0.365*** (0.092)	0.571*** (0.114)	0.698*** (0.166)
<u>1st Stage</u>						
IV	-1.313*** (0.250)	-0.956** (0.381)	-0.257*** (0.087)	-0.146** (0.065)	-0.427*** (0.134)	-0.208* (0.113)
<u>Weak IV Test</u>						
CLR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
AR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
Wald	0.038	0.003	0.033	0.000	0.000	0.000
1st F-statistic	10.392	4.957	14.692	34.711	8.066	9.192
Period	1982- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021	1991- 2020
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	NO	YES	NO	YES	NO
Obs.	1,125	1,499	1,114	1,479	693	959
R-squared	0.039	0.063	0.178	0.527	0.004	0.096

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.

Table 3: Effect of innovation on financial structure: Full sample

and are significant for both with and without control groups. Financial structure, as measured by the efficiency dimension, captured in Columns (5) and (6), displays the strongest relationship, with coefficients ranging from 0.57 to 0.70, all significant at the 1% level.

Collectively, these results suggest that patent activity makes a meaningful contribution to the shift in financial structure toward a more stock market-based system. The consistent significance and positive signs of the estimated coefficients in multiple dimensions of financial structure confirm the hypothesis that innovation, proxied by patent activity, plays a crucial role in deepening and transforming financial systems beyond a bank-based system. Moreover, our CLR, AR, and Wald statistics continue to reject the null hypothesis of weak instruments at 5% significance level.

### 3.2 Proximity to technological frontier

Following Acemoglu et al. (2006), we construct an indicator called proximity to frontier (PTF) to measure the distance of a country from the world technological frontier, which enables us to identify whether the effect of innovation varies depending on a country's proximity to the world technological frontier.

To construct PTF, we take the ratio of a country's TFP to the highest observed TFP in the dataset in any given year such that

$$\text{PTF}_{i,t} = \frac{\text{TFP}_{i,t}}{\max_{j \in \mathcal{C}} \text{TFP}_{j,t}}$$

where  $\mathcal{C}$  denotes the set of all countries in the dataset. PTF takes values in the range (0, 100] since it is multiplied by 100, where a value of 100 indicates that the country is on the world technological frontier, while lower values indicate that the country is lagging behind. This measure allows us to quantify how closely a country follows the most productive economy over time.

We consider a regression with PTF interacting with the instrumented patent applications. The second-stage equation is given by

$$y_{i,t} = \omega_1 x_{i,t} + \omega_2 \text{PTF}_{i,t} + \omega_3 x_{i,t} \times \text{PTF}_{i,t} + \omega \mathbf{W}_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t}.$$

The results presented in Table 4 indicate that innovation positively influences all three dimensions of financial structure, even after accounting for differences in PTF. In particular, the interaction term between patent applications and PTF is positive and statistically significant across all specifications. For the dimension of activity (Column 1), the coefficient of the interaction term is 0.099 and is highly significant at the level 1%, suggesting that the effect of innovation on financial structure strengthens as countries approach the technological frontier.

Regarding the size dimension of financial structure (Column 2), the estimated coefficient on

	Activity	Size	Efficiency
	(1)	(2)	(3)
<u>2nd Stage</u>			
Patents*PTF	0.099*** (0.008)	0.015* (0.009)	0.124*** (0.034)
<u>Weak IV Test</u>			
CLR	0.000	0.000	0.003
AR	0.000	0.000	0.003
Wald	0.000	0.000	0.000
Period	1982-2021	1982-2021	1991-2021
Time FE	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES
Obs.	1,072	1,044	656
R-squared	0.143	0.158	0.233

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests. F-statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 4: Effect of innovation on financial structure: Levels of development

the interaction term is smaller, at 0.015, but remains significant at the 10% level. This result implies that while innovation contributes to the expansion of market-based financing relative to bank-based financing, the effect is more modest in magnitude compared to the activity dimension. The efficiency dimension (Column 3) exhibits the largest amplification effect, with an interaction coefficient of 0.124, significant at the 1% level. This finding indicates that in economies closer to the technological frontier, innovation substantially enhances the efficiency of stock markets relative to the performance of banks.

In general, these results confirm an amplification effect of innovation that becomes stronger as a country advances toward the world technological frontier. This pattern suggests that innovation not only promotes a shift from a bank-based to market-based financial system, but also increasingly reshapes financial structure itself in more productive economies.

### 3.3 Institutional quality channel

The preceding analysis demonstrates that the impact of innovation on financial structure intensifies as countries approach the world technological frontier, reflecting variations in technological capacity and absorptive capacity across economies. However, proximity to the frontier alone may not be sufficient to fully understand how innovation shapes financial structure. Even countries at similar levels of innovation capability can exhibit different outcomes if institutional environments differ. Institutions influence how effectively innovation is translated into economic activity and whether financial systems can adapt to support market-based financing. Strong institutions promote legal certainty, regulatory quality, and transparency, all of which are crucial for fostering investor confidence and enabling financial markets to respond to innovative activities.

Therefore, this section extends our empirical framework to examine whether institutional quality moderates the impact of innovation on financial structure. We analyze five key institutional dimensions: regulatory quality, voice and accountability, corruption control, rule of law, and political stability. Our second-stage empirical specification remains consistent with the approach used in the previous section such that

$$y_{i,t} = \sigma_1 x_{i,t} + \sigma_2 q_{i,t} + \sigma_3 x_{i,t} \times q_{i,t} + \sigma \mathbf{W}_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

where  $q_{i,t}$  represents one of the institutional quality measures for country  $i$  in year  $t$ .

Table 5 reports the results of the panel interaction model with instruments that examine how institutional quality moderates the effect of innovation on activity of financial structure. The coefficients of the interaction terms are positive and significant at the 1% level for all institutional indicators. Specifically, the interaction with regulatory quality yields a coefficient of 1.230, indicating that stronger regulatory frameworks amplify the effect of innovation in shifting financial systems toward market-based ones. Similarly, the interaction with voice and accountability presents a coefficient of 0.393, suggesting that countries with greater political freedoms and civic participation experience a stronger relationship between innovation

and financial structure. The interaction term with control of corruption demonstrates the largest effect, with a coefficient of 1.731, highlighting that low corruption environments significantly enhance the influence of innovation on a change in financial structure. Moreover, the interaction with rule of law yields a coefficient of 0.903, suggesting that stronger legal environments enhance the ability of innovation to a shift in financial structure. Similarly, the interaction with political stability shows a large effect, with a coefficient of 1.416, indicating that stable political conditions amplify the impact of innovation on a change in financial structure. The weak-instrument tests (CLR, AR, and Wald) uniformly produce low p-values across all specifications and are significant at 1% level, supporting the strength of the instruments used.

Table 6 reports how institutional quality moderates the effect of innovation on size of financial structure. The coefficients of the interaction terms are negative and significant at the 1% level for corruption control, rule of law, and political stability showing that those indicators weaken the effect of innovation on financial structure (Columns 3-5). The interactions with regulatory quality and voice and accountability are negative but not significant (Columns 1-2). The weak-instrument tests (CLR, AR) uniformly produce low p-values across all specifications and are significant at 1% level, supporting the strength of the instruments used, even though the weak-instrument test (Wald) is not significant for Columns 1-2 at the 10% level.

Table 7 reports how institutional quality moderates the effect of innovation on efficiency of financial structure. The coefficients of the interaction terms are positive and significant at the 1% level for regulatory quality, voice and accountability, corruption control showing that those indicators strengthen the effect of innovation on financial structure (Columns 1-3). The coefficients of the interaction terms are not significant for the rule of law and political stability (Columns 4-5). The weak-instrument tests (CLR, AR, and Wald) uniformly produce low p-values across all specifications and are significant at 1% level, supporting the strength of the instruments used.

Overall, the results in Table 5-7 show that institutional indicators moderate the relationship

between innovation and financial structure. In particular, regulatory quality, voice and accountability, corruption control all strengthen the effect of innovation on both activity and efficiency, whereas rule of law and political stability strengthen only the effect of innovation on activity. Moreover, rule of law and political stability even weaken the effect of innovation on size.

	Activity				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>2nd Stage</u>					
Patents*Regulation	1.230*** (0.131)				
Patents*Voice		0.393*** (0.030)			
Patents*Corruption			1.731*** (0.233)		
Patents*Law				0.903*** (0.103)	
Patents*Politics					1.416*** (0.198)
<u>Weak IV Test</u>					
CLR	0.004	0.004	0.004	0.000	0.000
AR	0.003	0.003	0.003	0.004	0.003
Wald	0.000	0.000	0.000	0.005	0.003
Period	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	805	808	808	808	808
R-squared	0.136	0.212	0.186	0.155	0.174

The dependent variable is the activity dimension of the financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests. F-statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 5: Five interacting institutional quality indicators for financial structure (activity)

	Size				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>2nd Stage</u>					
Patents*Regulation	-0.218 (0.224)				
Patents*Voice		-0.063 (0.057)			
Patents*Corruption			-1.099*** (0.212)		
Patents*Law				-0.502*** (0.188)	
Patents*Politics					-1.386*** (0.336)
<u>Weak IV Test</u>					
CLR	0.005	0.005	0.004	0.004	0.005
AR	0.004	0.004	0.004	0.003	0.004
Wald	0.168	0.137	0.000	0.026	0.000
Period	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	762	769	769	769	769
R-squared	0.150	0.192	0.153	0.132	0.105

The dependent variable is the size dimension of financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests. F-statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 6: Five interacting institutional quality indicators for financial structure (size)

	Efficiency				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>2nd Stage</u>					
Patents*Regulation	0.901** (0.357)				
Patents*Voice		0.321*** (0.108)			
Patents*Corruption			0.752** (0.304)		
Patents*Law				0.094 (0.231)	
Patents*Politics					-0.645 (0.430)
<u>Weak IV Test</u>					
CLR	0.007	0.006	0.008	0.008	0.006
AR	0.006	0.005	0.007	0.007	0.005
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Period	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	645	649	649	649	649
R-squared	0.152	0.216	0.159	0.138	0.116

The dependent variable is the efficiency dimension of financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests. F-statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 7: Five interacting institutional quality indicators for financial structure (efficiency)

### 3.4 Non-monotonic mediation effect of institutional quality

The linear interaction  $x_{i,t} \times q_{i,t}$  assumes that the marginal effect of innovation on financial structure varies linearly with institutions. Theory and prior evidence allow for a non-monotonic relationship (e.g., very weak or very strong institutions could dampen market responses). To allow and test for such a relationship, we augment the interaction with a quadratic term in institutions and its interaction with innovation (e.g.,  $x_{i,t} \times q_{i,t}^2$ ). This follows standard guidance for modeling and testing U or inverse U-shapes in interaction settings (Lind and Mehlum, 2010). To capture the non-monotonic effects of institutional quality on the relationship between patent applications and financial structure, we estimate

$$y_{i,t} = \pi_1 x_{i,t} + \pi_2 (x_{i,t} \times q_{i,t}) + \pi_3 (x_{i,t} \times q_{i,t}^2) + \pi_4 q_{i,t} + \pi_5 q_{i,t}^2 + \pi \mathbf{W}_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

The coefficient  $\pi_3$  governs how the slope of the innovation effect changes with institutional quality. The marginal effect of innovation is:

$$g(q) \equiv \frac{\partial y_{i,t}}{\partial x_{i,t}} = \pi_1 + \pi_2 q_{i,t} + \pi_3 q_{i,t}^2. \quad (2)$$

If  $\pi_3 = 0$ , this slope varies linearly with institutions. If  $\pi_3 \neq 0$ , the slope itself bends with institutions:  $\pi_3 > 0$  can produce a U-shape in  $g(q)$ , while  $\pi_3 < 0$  can produce an inverted-U. However, to confirm a presence of U (or inverted-U), we should: (i) find  $\pi_3$  statistically different from zero; (ii) show the significant endpoint slopes  $g'(L)$  and  $g'(U)$  have opposite signs—U shape:  $g'(L) < 0$  and  $g'(U) > 0$ ; inverted-U shape:  $g'(L) > 0$  and  $g'(U) < 0$ ; and (iii) verify the turning point  $q^* = -\frac{\pi_2}{2\pi_3}$  lies within  $(L, U)$ , where  $L \equiv \min(q_{i,t})$  and  $U \equiv \max(q_{i,t})$  taken over the estimation sample (i.e., the observations used in the regression). The empirical results presented in Table 8- 10 indicate that institutional quality can have a non-monotonic effect on the relationship between innovation and financial structure.

For the activity dimension, Table 8 shows that innovation's interaction with regulatory quality exhibits an inverse U-shape (peak impact at moderate regulation, Column 1), whereas its interactions with corruption control and rule of law are U-shaped (weaker effects at in-

termediate institutional strength, stronger at low and high ends, Columns 3 and 4). For the size dimension, Table 9 shows that only voice and accountability shows an inverse U-shaped interaction with innovation (Column 2), suggesting that moderate accountability maximizes innovation's contribution to financial structure (no other institutional factor exhibits a U-shape). For the efficiency dimension, Table 10 shows that all indicators except voice accountability exhibit U-shaped interactions with innovation (Columns 1 and 3-5), meaning that innovation-driven financial structures in terms of efficiency are lowest at mid-range institutional quality and higher when institutions are either weak or strong.

Overall, there are U-shape mediating effect of institutional indicators on efficiency and activity. The exceptions are the inverse U-shape mediating effect of regulatory quality on activity and of accountability and voice on size.

	Activity				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>2nd Stage</u>					
Patents*Regulation Sq.	-1.151*** (0.285)				
Patents*Voice Sq.		-0.448 (0.471)			
Patents*Corruption Sq.			1.007*** (0.297)		
Patents*Law Sq.				3.218*** (0.676)	
Patents*Politics Sq.					1.757 (1.162)
<u>U-shape Test</u>					
Slope $L_{min}$	5.476*** (1.200)	1.678 (1.363)	-2.556** (1.028)	-9.211*** (2.128)	-8.252 (6.563)
Slope $U_{max}$	-3.658*** (1.072)	-1.647 (2.136)	5.521*** (1.366)	11.566*** (2.260)	7.790* (4.059)
LM Test	0.667*** (0.078)	-0.035 (0.449)	-0.329** (0.143)	0.228*** (0.042)	-0.462 (0.321)
( $L, U$ )	(-1.709,2.255)	(-1.907,1.801)	(-1.597,2.410)	(-1.202,2.025)	(-2.810,1.753)
<u>Weak IV Test</u>					
CLR	0.015	0.014	0.014	0.019	0.015
AR	0.014	0.012	0.013	0.017	0.014
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Period	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	805	808	808	808	808
R-squared	0.171	0.294	0.241	0.211	0.194

The dependent variable is the activity of the financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests. F-statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 8: Tests for an U-shape of interaction effect of institutions (Activity)

	Size				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>2nd Stage</u>					
Patents*Regulation Sq.	-0.121 (0.224)				
Patents*Voice Sq.		-0.900*** (0.209)			
Patents*Corruption Sq.			0.287 (0.188)		
Patents*Law Sq.				0.538 (0.324)	
Patents*Politics Sq.					1.135 (0.848)
<u>U-shape Test</u>					
Slope $L_{min}$	0.500 (1.076)	2.463*** (0.616)	-1.509** (0.699)	-1.987* (1.009)	-7.634 (4.765)
Slope $U_{max}$	-0.465 (0.731)	-4.212*** (0.940)	0.710 (0.788)	1.537 (1.130)	2.729 (3.009)
LM Test	0.344 (0.886)	-0.538*** (0.037)	1.175* (0.601)	0.599*** (0.215)	0.551 (0.444)
( $L, U$ )	(-1.709,2.255)	(-1.907,1.801)	(-1.597,2.410)	(-1.245,2.025)	(-2.810,1.753)
<u>Weak IV Test</u>					
CLR	0.020	0.023	0.018	0.015	0.018
AR	0.018	0.021	0.017	0.014	0.016
Wald	0.091	0.000	0.007	0.017	0.000
Period	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	762	769	769	769	769
R-squared	0.221	0.309	0.257	0.215	0.145

The dependent variable is the size of the financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.  $F$ -statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 9: Tests for an U-shape of interaction effect of institutions (Size)

	Efficiency				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>2nd Stage</u>					
Patents*Regulation Sq.	2.122*** (0.224)				
Patents*Voice Sq.		-0.466 (0.316)			
Patents*Corruption Sq.			1.820*** (0.412)		
Patents*Law Sq.				3.250*** (0.847)	
Patents*Politics Sq.					4.270*** (0.894)
<u>U-shape Test</u>					
Slope $L_{min}$	-5.311*** (1.368)	1.505 (0.900)	-5.001*** (1.334)	-9.449*** (2.516)	-23.997*** (4.578)
Slope $U_{max}$	8.855*** (1.898)	-1.958 (1.451)	9.015*** (1.909)	11.540*** (1.130)	15.019*** (3.648)
LM Test	0.169** (0.068)	-0.295* (0.037)	-0.069 (0.097)	0.250*** (0.024)	-0.000 (0.444)
( $L, U$ )	(-1.081,2.255)	(-1.907,1.800)	(-1.442,2.406)	(-1.202,2.025)	(-2.810,1.758)
<u>Weak IV Test</u>					
CLR	0.023	0.021	0.025	0.029	0.020
AR	0.021	0.019	0.024	0.026	0.019
Wald	0.091	0.000	0.000	0.000	0.000
Period	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021	1998-2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	645	649	649	649	649
R-squared	0.260	0.343	0.288	0.256	0.116

The dependent variable is the efficiency of the financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests. F-statistics may have questionable accuracy in regressions with more than one endogenous regressor; thus, we rely on weak IV test results for our interaction regressions.

Table 10: Tests for an U-shape of interaction effect of institutions (Efficiency)

## 4 Local projection with the instrumental variable

While the previous analysis establishes the mean effect of innovation on financial structure, it remains unclear how quickly or persistently these effects unfold over time. Stock markets and banks may respond to innovation with delays due to adjustment costs, institutional frictions, or the time required for new technologies to diffuse. Static models capture only the contemporaneous average impact, potentially overlooking important dynamic adjustment paths. In this section, we focus solely on the dynamic responses of financial structure in terms of activity, as it is the most widely used indicator for capturing financial structure in related fields.

### 4.1 The dynamic effects of innovation

We implement a Local Projection (LP) framework following Jordà (2005), extended with the same instruments to address the endogeneity concerns. Unlike vector autoregressions (VARs), the LP method does not require imposing strong assumptions on the joint dynamics of the system and is suitable for estimating impulse response functions in panel data with heterogeneous units. We estimate the specification for each horizon  $h = 0, 1, \dots, H$  given by

$$y_{i,t+h} = \rho^h x_{i,t} + \varphi^h \mathbf{W}_{it} + \mu_t^h + \varepsilon_{i,t+h}^h$$

where  $y_{i,t+h}$  denotes the logarithm of the financial structure in the country  $i$  at time  $t + h$ ,  $x_{i,t}$  is the instrumented value of innovation activity (e.g. patent applications) and regional dummies at time  $t$ , and  $\mathbf{W}_{it}$  represents a vector of control variables. Time fixed effects  $\mu_t^h$  control for the common shocks. The coefficient of interest,  $\rho^h$ , captures the period-specific response of financial structure  $h$  periods after an innovation shock at time  $t$ . We estimate using White's heteroskedasticity-robust standard error (White, 1980).

Figure 2 displays impulse response functions tracing the dynamic effects of innovation shocks on the activity dimension of financial structure over a 10-year horizon. The left panel shows

the ratio of stock value traded to bank credit, while the right panel shows the ratio of stock value traded to private credit from all financial institutions. We can see that innovation shocks result in a gradual and persistent increase in market-based financing compared to bank or private credit. The effect begins modestly in the early years, becomes more pronounced from around the year 4 onward, and reaches approximately 0.7 percentage points by year 10, depending on the credit definition used. The upward trend indicates that innovation progressively strengthens the role of stock markets compared to banks or financial institutions.

These findings suggest that innovation exerts not only a significant average effect but also a continually accumulating influence on stock market-based financing over time, reflecting how financial structure dynamically allocates resources in response to innovation.

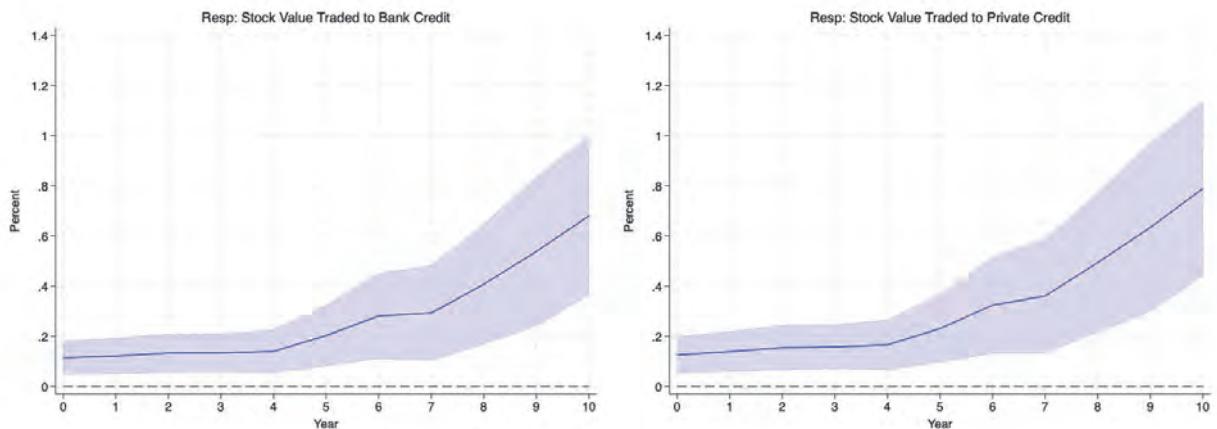


Figure 2: IRF, impulse on patents, responses of financial structure (activity)

*Note:* Impulse-response functions (IRF) showing the response of the ratio of stock value traded to bank credit to a shock to patent applications (left panel), and the response of the ratio of stock value traded to private credit from all financial corporations to a shock to patent applications (right panel). The blue solid line represents the response of the dependent variable to an increase in patents for the forecast horizon  $h = 0, 1, 2, 3, 4, \dots, 10$ . Blue shadow band represents the 95% confidence interval calculated based on White's heteroskedasticity-robust standard error. The horizontal axis represents the year after an increase in patent applications. Instruments and control variables are the same as the baseline IV specification and include time fixed effects.

## 4.2 The dynamic effects of institutional quality

While earlier sections establish that innovation influences financial structure on average, and that institutional quality conditions this relationship, it remains unclear how these effects unfold over time. Financial markets may not adjust instantaneously to innovation shocks, especially when institutional environments shape the speed and magnitude of financial system responses. For example, a respect for the rule of law or effective regulation could either accelerate or delay the process by which innovation is transformed into market-based financing. Understanding these dynamic channels is crucial for policymakers seeking to promote innovation-driven stock market development in diverse institutional contexts.

To capture these dynamics, we estimate the instrumental variable local projection model with interaction terms given by

$$y_{i,t+h} = \rho_1^h x_{i,t} + \rho_2^h q_{i,t} + \rho_3^h (x_{i,t} \times q_{i,t}) + \varphi^h \mathbf{W}_{i,t} + \mu_t^h + \varepsilon_{i,t+h}^h.$$

Figure 3 and 4 present the dynamic responses of the interaction between innovation and institutional quality on the activity dimension of financial structure across five institutional indicators. For all indicators, the impulse responses start positive and statistically significant in the early years, indicating that stronger institutional environments initially amplify the effect of innovation on shifting financial activity from bank-based to market-based systems. However, the amplification effects gradually decline over time, with several institutional indicators showing effects that converge toward zero or become statistically insignificant by year 8 to 10.

For corruption control and political stability, the initial impact of innovation is strongest, reaching levels above 1.2 percentage points. However, the effect exhibits a sharp downward trend after year 4, suggesting diminishing marginal effects on an innovation-driven financial structure shift over longer horizons. However, regulation quality shows a more modest and flat pattern, with stronger initial effects that gradually decline but remain positive for most of the period. In addition, voice and accountability and rule of law also show significant

early effects, but both have low initial values and decline steadily. The impact of rule of law is even close to zero at the end of the estimated periods, suggesting that although the rule of law initially strengthens the effect of innovation on financial structure, this effect weakens as financial structure adapts to innovation shocks.

In sum, these results imply that institutional quality not only conditions the immediate impact of innovation on financial structure but also influences the persistence and durability of that impact. While strong institutions can enhance the initial responsiveness of financial structure to innovation, their ability to sustain such effects appears to diminish over time.

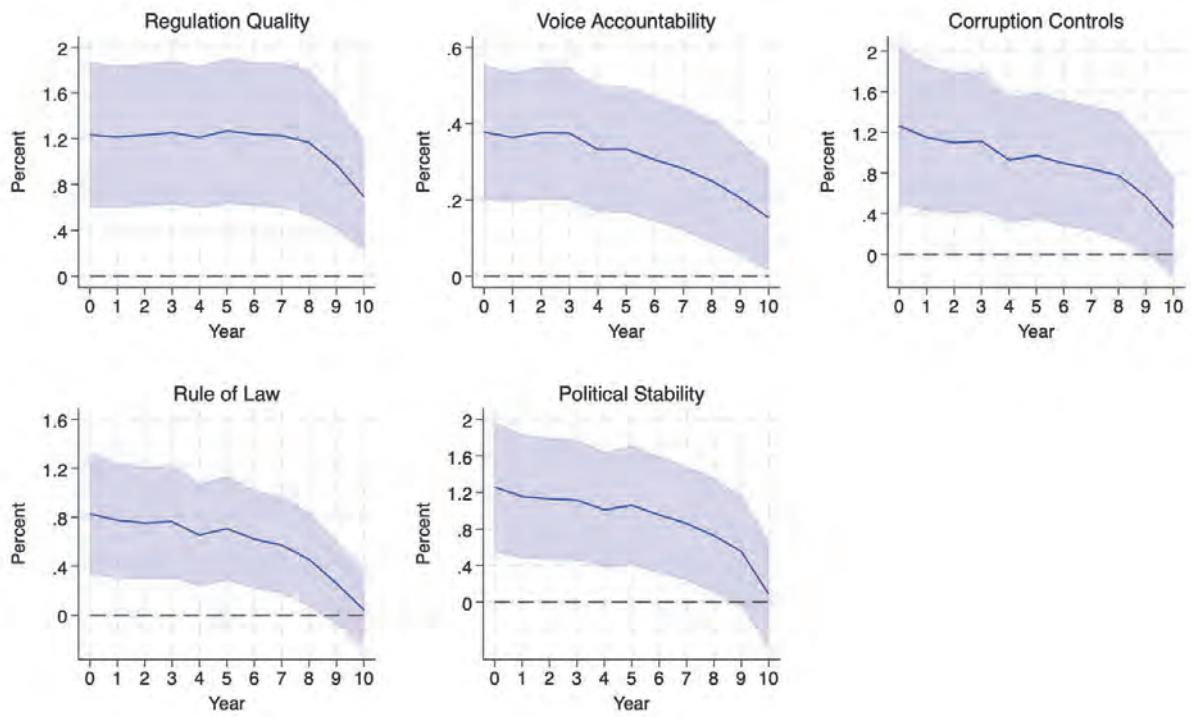


Figure 3: IRF, impulse on interacting patents with institutions (activity)

*Note:* Impulse-response functions (IRF) showing the response of the ratio of stock value traded to bank credit to a shock to patents interacted with five different institutional-related indicators. The blue solid line represents the response of the dependent variable to an increase in patents for the forecast horizon  $h = 0, 1, 2, 3, 4, \dots, 10$ . Blue shadow band represents the 95% confidence interval calculated based on White's heteroskedasticity-robust standard error. The horizontal axis represents the year after an increase in patent applications. Instruments and control variables are the same as the baseline IV specification and include time fixed effects.

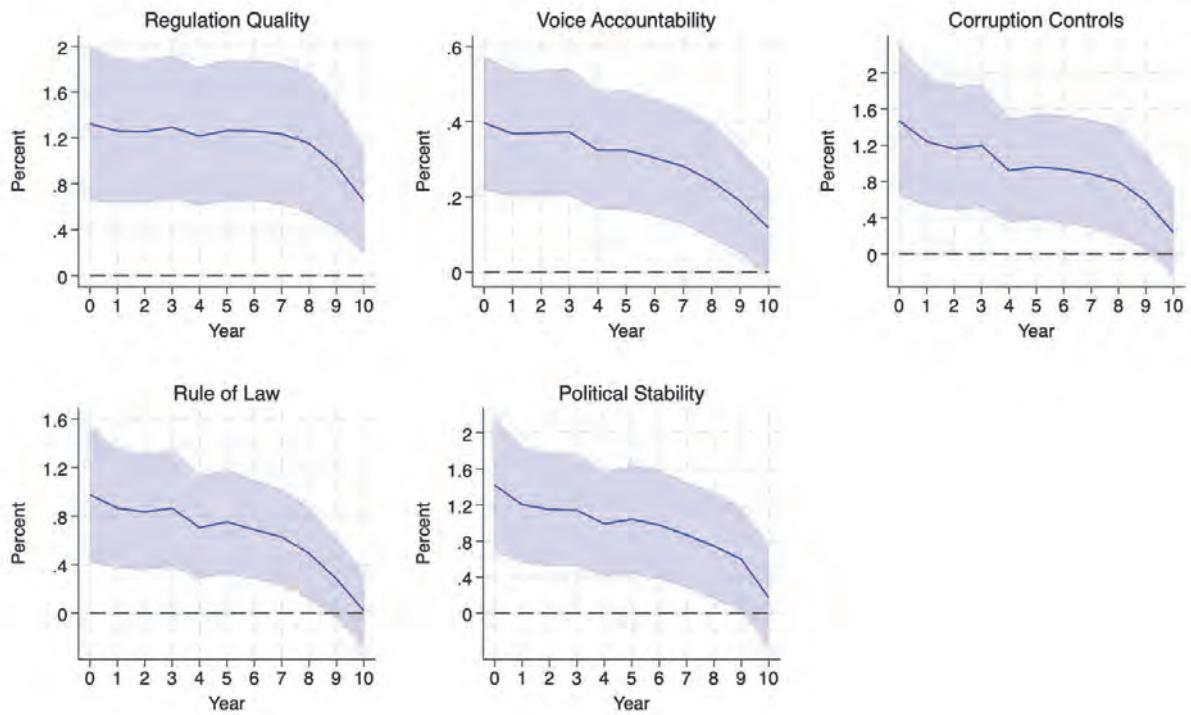


Figure 4: IRF, impulse on interacting patents with institutions (alternative activity)

*Note:* Impulse-response functions (IRF) showing the response of the ratio of stock value traded to private credit from all financial corporations to a shock to patents interacted with five different institutional-related indicators. The blue solid line represents the response of the dependent variable to an increase in patents for the forecast horizon  $h = 0, 1, 2, 3, 4, \dots, 10$ . Blue shadow band represents the 95% confidence interval calculated based on White's heteroskedasticity-robust standard error. The horizontal axis represents the year after an increase in patent applications. Instruments and control variables are the same as the baseline IV specification and include time fixed effects.

## 5 Robustness checks

In addition to the main findings, this section presents several robustness checks, demonstrating that the estimated relationship between innovation and financial structure remains stable across key alternative specifications. Further robustness checks to probe the sensitivity of the results to different empirical specifications, samples, and estimation methods are provided in Appendix A.

### 5.1 Alternative innovation proxies

To avoid relying solely on patent applications as the measure of innovation, we further incorporate a broader set of innovation proxies at the country level in Table 11. Specifically, we employ four alternative indicators: (1) total charges (in billion USD) for the authorized use of intellectual property (IP) rights, including patents, trademarks, copyrights, trade secrets, and industrial processes; (2) high-technology exports (in billion USD), encompassing products with high R&D intensity, such as aerospace, computers, pharmaceuticals, and scientific instruments; (3) the number of scientific and technical publications indexed in SCI and SSCI journals, calculated using fractional author attribution across countries; and (4) an extended measure of patent applications that includes both resident and non-resident filings. Across all these alternative measures, our findings remain robust and consistent with the baseline results using the same identification strategy, which supports the role of innovation in shaping financial structure.

Table 11 shows that alternative innovation measures—IP receipts, high-tech exports, and scientific papers—consistently exhibit positive and significant effects on financial structure, though magnitudes vary. IP receipts and scientific papers demonstrate the strongest impacts on activity, size, and efficiency. High-tech exports have smaller but significant effects, suggesting weaker direct impact on financial structure. In general, comprehensive innovation indicators capture that innovation robustly promotes the transition to a market-based financial system.

	IP Receive			High-tech Exports			Scientific Papers			Total Patents		
	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)	(3a)	(3b)	(3c)	(4a)	(4b)	(4c)
<u>2nd Stage</u>												
Activity	0.946*** (0.110)			0.008*** (0.003)			0.736*** (0.073)			0.101** (0.039)		
Size		0.214*** (0.050)			0.005*** (0.002)			0.101* (0.055)			0.208*** (0.037)	
Efficiency			0.874*** (0.071)			0.019*** (0.004)			1.240*** (0.058)			0.276*** (0.047)
<u>Weak IV Test</u>												
CLR	0.000	0.000	0.001	0.046	0.046	0.039	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001
AR	0.000	0.000	0.001	0.042	0.041	0.037	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001
Wald	0.000	0.000	0.001	0.006	0.069	0.000	0.000	0.066	0.000	0.010	0.000	0.000
Observations	843	847	576	429	406	384	890	854	668	1,125	1,114	693
Time period	1982- 2021	1982- 2021	1997- 2020	2008- 2021	2008- 2021	2008- 2021	1997- 2021	1997- 2021	1997- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES						
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES						
R-squared	0.471	0.338	0.141	0.214	0.221	0.286	0.446	0.236	0.449	0.056	0.058	0.227

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the alternative innovation proxy instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Columns (1a) to (1c) show receipts for intellectual property rights in billion USD. Column (2a) to (2c) reports high-tech exports in billion USD. Column (3a) to (3c) reports counts of scientific and technical articles. Columns (4a) to (4c) show total patent applications for both residents and non-residents. Statistical significance: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Standard errors clustered by year in parentheses. AR and Wald tests follow Olea and Pflueger (2013). See Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests of weak instruments.

Table 11: Alternative measures of innovation

## 5.2 Alternative financial structure measures

To test the robustness of our findings, we employ alternative measures for the three dimensions of the financial structure. For activity, we replace private credit by deposit money banks as a share of GDP with total private credit extended by both deposit money banks and other financial institutions relative to GDP. For size, we redefine the size of the banking sector as the combined assets of deposit money banks and other financial institutions relative to GDP, rather than considering deposit money banks alone. For efficiency, we use banks' overhead costs as a share of total assets, providing an alternative perspective to bank net interest margins as a proxy for operational efficiency.

	Activity	Size	Efficiency
	(1)	(2)	(3)
<u>2nd Stage</u>			
Patents	0.125** (0.060)	0.643** (0.249)	0.618*** (0.124)
<u>1st Stage</u>			
IV	-1.489*** (0.285)	-0.036 (0.035)	-0.433*** (0.135)
<u>Weak IV Test</u>			
CLR	0.000	0.000	0.001
AR	0.000	0.000	0.001
Wald	0.038	0.009	0.000
Period	1982-2021	1982-2021	1991-2021
Time FE	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES
Obs.	957	318	698
R-squared	0.009	0.271	0.215

The dependent variable is one of three alternative measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.

Table 12: Effect of innovation on alternative measures of financial structure

Table 12 presents the results using these alternative financial structure indicators. The second-stage estimates show that innovation, proxied by patent applications, remains positively and significantly associated with all three dimensions. Specifically, the coefficient for patents is significant and positive for activity (0.125, significant at the 5% level), for size (0.643, significant at the 5% level), and for efficiency (0.618, significant at the 1% level). These results suggest that higher innovation activity continues to promote a shift toward market-based financial system, even under alternative definitions of financial structure. The first-stage coefficients remain significant for the activity and efficiency dimensions, indicating the relevance and strength of the instruments, though the estimate is not significant for size in this specification. Weak-instrument tests (CLR, AR, and Wald) yield  $p$ -values close to zero in most cases, supporting the validity of the instruments employed.

Overall, the findings confirm that the positive impact of innovation on financial structure

is robust to alternative definitions of financial structure, supporting the conclusion that innovation contributes to transforming financial systems from a bank-based to market-based system across multiple dimensions of financial structure.

### 5.3 Alternative instruments

We employ alternative approaches to measure the geographic distance between countries and, to check our primary findings, construct three additional instruments based on the following methods. Three additional instruments differ in their distance measures. The first is to use the distance between the two capitals of the countries instead of the distances between the largest cities. The other two measures are weighted calculations. To quantify the weighted distances between countries, we follow the methodology of Head et al. (2002). Let  $d_{k,\ell}$  denote the distance between agglomeration  $k$  in country  $i$  and agglomeration  $\ell$  in country  $j$ . The population-weighted average distance between countries  $i$  and  $j$  is computed as

$$d_{i,j} = \left( \sum_{k \in i} \frac{\text{pop}_k}{\text{pop}_i} \sum_{\ell \in j} \frac{\text{pop}_\ell}{\text{pop}_j} d_{k,\ell}^\theta \right)^{1/\theta}$$

where  $\text{pop}_k$  and  $\text{pop}_\ell$  denote the populations of agglomerations  $k$  and  $\ell$ , respectively, and  $\theta$  determines how sensitive trade flows are to distance.

For the weighted measure in terms of population, we set  $\theta = 1$ , producing a simple arithmetic mean of bilateral distances weighted by population shares. By contrast, for the last weighted distance measure, we set  $\theta = -1$ , which produces a harmonic mean of bilateral distances. The harmonic mean assigns greater weight to shorter distances and aligns with the negative coefficients typically observed for distance in gravity models of bilateral trade. Consequently, using  $\theta = -1$  better captures the economic importance of proximity, reflecting the fact that nearby regions tend to exhibit disproportionately strong trade and economic linkages.

Table 13 presents the results from using alternative instruments for the number of patent applications, examining whether the baseline findings are robust to different definitions of geographic distance. Across all specifications, the estimated coefficients on the patent vari-

able (activity, size, and efficiency) remain positive and statistically significant, confirming the baseline result that innovation is positively associated with financial structure.

	Capital distance IV			Weighted distance IV			Economic proximity IV		
	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)	(3a)	(3b)	(3c)
<u>2nd Stage</u>									
Activity	0.113** (0.055)			0.113** (0.055)			0.112** (0.054)		
Size		0.148** (0.070)			0.147** (0.069)			0.146** (0.069)	
Efficiency			0.570*** (0.115)			0.564*** (0.114)			0.564*** (0.114)
<u>Weak IV Test</u>									
CLR	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002
AR	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001
Wald	0.038	0.033	0.000	0.038	0.034	0.000	0.038	0.035	0.000
Observations	1,125	1,114	693	1,125	1,114	693	1,125	1,114	693
Time period	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.040	0.179	0.005	0.042	0.180	0.013	0.042	0.180	0.014

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Columns (1a) to (1c) use the capital distance IV. Columns (2a) to (2c) use the weighted distance IV. Columns (3a) to (3c) use the economic proximity IV. Statistical significance: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Standard errors clustered by year in parentheses. AR and Wald tests follow Olea and Pflueger (2013). See Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests of weak instruments.

Table 13: Alternative instruments

Specifically, for the activity measure, the coefficients remain very similar across all instruments, consistently around 0.112–0.113 with significance at the 5% level, suggesting that the relationship between patent activity and financial structure is stable regardless of the distance measure used. For the size and efficiency dimensions, we also observe significant coefficients in all three instruments, although magnitudes vary somewhat, particularly for efficiency, which shows larger point estimates (around 0.57). Weak instrument diagnostics (CLR, AR, and Wald tests) consistently produce highly significant  $p$ -values close to zero, indicating that the instruments are not weak and lend credibility to the IV estimates.

In general, these results confirm that the key findings of the baseline analysis are robust

to alternative constructions of geographic distance, strengthening confidence in the causal interpretation of the relationship between innovation activity and financial structure.

## 6 Conclusion

This paper revisits the relationship between innovation and financial structure from a new perspective. We conceptualize innovation as a catalyst that gradually shapes financial structure. Drawing on a broad panel of 75 countries over 40 years, we provide empirical evidence that increases in innovation activity are associated with a change from a more bank-based to market-based financial structure. By employing instrumental variables, local projections, as well as various nonlinear specifications, we address endogeneity concerns and robustly explore the heterogeneous and dynamic nature of this relationship.

Our results show that the effect of innovation on financial structure is conditional and varies depending on institutional quality and proxy to technological frontier. We find an amplification effect whereby countries closer to the world technological frontier experience a stronger effect of innovation on financial structure. Moreover, our analysis highlights the importance of institutional quality in moderating the relationship between innovation and financial structure. We not only detect the positive role of institutions in contributing to the innovation-finance nexus, but also uncover non-monotonic mediating effects across institutional indicators, including regulatory quality, voice and accountability, rule of law, political stability, and corruption control.

Our local projection estimates further indicate that the influence of innovation on financial structure is persistent over time. The dynamic effects tend to intensify around the fourth year after an innovation shock. Furthermore, stronger institutional environments enhance the initial impact of innovation on a shift in financial structure toward a more market-based rather than bank-based one. However, this influence is not permanent. Over time, the positive effects tend to diminish, with several institutional indicators showing responses that taper off and lose statistical significance by roughly the eighth to tenth year. These findings

suggest that while sound institutions play a critical role in helping innovation change financial structure in the short to medium term, their capacity to sustain this transformation may weaken over longer horizons.

In summary, we find that innovation does not always uniformly or instantly change financial structure. Instead, the effects depend on the institutional context and technological positioning of countries. By emphasizing the long-term and state-dependent nature of this process, our study contributes to the literature on understanding how innovation actively shapes financial structure.

## A Further robustness checks

### A.1 Drop banking crisis years

Periods of banking crises can significantly distort the relationship between innovation and financial structure because financial markets may behave differently under severe stress, with shifts driven more by crisis management and regulatory responses than by underlying innovation dynamics. While our baseline model includes controls for banking crises to mitigate their influence, it remains essential to test whether excluding these years from the analysis alters our results. This ensures that our findings on how innovation shapes financial structure are not driven by crisis-specific factors, but instead reflect broader and more stable relationships across normal economic conditions.

	Activity	Size	Efficiency
	(1)	(2)	(3)
<u>2nd Stage</u>			
Patents	0.155*** (0.058)	0.201*** (0.072)	0.773*** (0.162)
<u>1st Stage</u>			
IV	-1.058*** (0.413)	-0.172** (0.077)	-0.228* (0.131)
<u>Weak IV Test</u>			
CLR	0.000	0.000	0.001
AR	0.000	0.000	0.001
Wald	0.008	0.005	0.000
Period	1982-2021	1982-2021	1991-2021
Time FE	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES
Obs.	1,206	1,194	776
R-squared	0.120	0.112	0.180

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.

Table A1: Dropping banking crisis years

The regression results presented in Table A1, excluding dummies from the crisis years, show

that the positive relationship between patent applications and the three measures of financial structure, activity, size, and efficiency, remains statistically significant. For activity, the coefficient is 0.155 and significant at the 1% level, indicating that innovation continues to promote a change in financial structure (activity) when we exclude crisis periods. For size, the coefficient is 0.201 and likewise significant at the 1% level, suggesting a robust link between innovation and financial structure (size). For efficiency, the coefficient increases to 0.773 and remains highly significant, emphasizing the particularly strong effect of innovation on financial structure (efficiency). The first-stage results confirm that the instruments remain relevant, with significant coefficients. Weak instrument tests, including CLR, AR, and Wald statistics, reject the null hypothesis of weak identification, supporting the validity of the instruments without considering crisis years.

This suggests that even when crisis years are excluded, the link between patenting and financial structure holds. In particular, the magnitude of the efficiency coefficient increases compared to the baseline, indicating a potentially stronger effect outside of crisis-specific shocks.

## A.2 System generalized methods of moments

Since financial conditions are typically persistent, the condition of the previous year is likely to affect the outcome of the current year. We further reduce the concern of the endogeneity problem between innovation and financial structure using a dynamic panel model estimated by a two-step system GMM estimator. Our following regression equation takes the form of a dynamic panel data model and employs the two-step system GMM for the estimation of dynamic unbalanced panel data given by

$$y_{i,t} = \kappa_1 y_{i,t-1} + \kappa_2 x_{i,t} + \kappa \mathbf{W}_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

When estimating dynamic panel data models, endogeneity is a common concern, especially when the model includes a lagged dependent variable among the regressors. Such a setup may

cause reverse causality, as the dependent variable may influence the independent variable over time. To address this issue, the GMM estimator developed by Nickell (1981) has been widely adopted. Early literature laid the foundation by proposing difference GMM estimators to account for the dynamic structure and endogenous regressors (see Anderson and Hsiao, 1982; Arellano and Bond, 1991). Building on this, the system GMM estimator, introduced by Arellano and Bover (1995) and Blundell and Bond (1998), combines equations in levels and differences. This approach enhances efficiency and helps mitigate the bias arising from fixed effects and short time spans, making it particularly well-suited for our empirical setting, which involves dynamic relationships and unbalanced panel data.<sup>1</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Lagged dependent variable	0.511*** (0.077)	0.511*** (0.077)	0.522*** (0.044)	0.656*** (0.099)	0.511** (0.209)	0.572*** (0.068)
Patents	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.015*** (0.005)	0.011*** (0.002)	0.017* (0.010)	0.015*** (0.004)
Financial openness	0.152* (0.081)	0.152* (0.081)	0.044 (0.075)	-0.011 (0.067)	0.152 (0.178)	0.107 (0.092)
GDP growth	0.289 (0.209)	0.289 (0.209)	0.218 (0.151)	-0.022 (0.159)	0.289 (0.470)	0.100 (0.180)
Trade openness	0.456 (0.318)	0.456 (0.318)	0.470 (0.327)	0.342 (0.343)	0.456 (0.601)	0.239 (0.324)
Inflation	-0.643 (0.740)	-0.643 (0.740)	-0.027 (0.644)	-0.874 (0.901)	-0.643 (1.503)	-0.011 (0.858)
Government spending	-0.447 (0.419)	-0.447 (0.419)	-0.344 (0.453)	-0.358 (0.416)	-0.447 (0.614)	-0.646 (0.425)
Human capital	-0.035 (0.253)	-0.035 (0.253)	0.135 (0.246)	0.054 (0.271)	-0.035 (0.421)	0.180 (0.267)
Bank Crisis	0.193 (0.130)	0.193 (0.130)	0.193 (0.116)		0.193 (0.221)	0.060 (0.140)
Observations	1082	1082	1076	1161	1082	1082
Number of countries	68	68	67	68	68	68
Serial correlation test, AR(2)	0.323	0.323	0.526	0.234	0.561	0.821
Hansen test	0.967	0.967	0.889	0.917	0.967	0.984
Time-fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Note: The dependent variable is the logged ratio of stock value traded to bank credit. Column (1) reports baseline results. Columns (2) and (3) report results by dropping large and small dependent variables. Column (4) reports results with the dropping banking crisis years. Column (5) reports results estimated by robust standard errors. Column (6) shows estimated coefficients with the winsorized sample. Statistical significance levels are indicated by the asterisks: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are the standard errors.

Table A2: Two-step system GMM estimation with robustness checks

<sup>1</sup>We also run similar estimations for other two dimensions (size and efficiency), the conclusions are similar to what we obtain from baseline model, the results are available upon request.

The results we obtain from (A.2) are presented in Table A2. Across all specifications, the coefficient on the lagged dependent variable is positive and highly significant, ranging between 0.511 and 0.656. This indicates persistence in financial structure, suggesting that prior levels of financial variables shape current outcomes. A key result is that the coefficient on patents remains consistently positive and statistically significant across all models, with estimates generally between 0.011 and 0.017. This implies that higher innovation activity contributes to a shift toward a market-based financial system. Notably, the magnitude of the effect remains stable under various robustness checks, including dropping extreme observations and banking crisis years, applying robust standard errors, and winsorizing the sample, supporting that the causality between innovation and financial structure remains robust. Furthermore, all AR(2) and Hansen tests are not statistically significant, indicating that our results are consistent and unbiased (Roodman, 2009).

### A.3 Placebo test

Finally, we present a placebo test by regressing our patent applications on past levels of three indicators of financial structure (activity, size, and efficiency) to address the concern of unobserved common causal factors. As presented in Table A3, the coefficients on the first and second lag of the three indicators of financial structure are insignificant, which confirms our main results on the causal relationship from patents to financial structure.

### A.4 Alternative samples and methods

This section tests alternative empirical specifications, samples, and estimation methods for the results presented in Table 3. Table A4 reports results by instruments reconstructed using time-varying regional innovation leaders, which select the maximum number of patent application holders in each year within the region. Tables A5, A6, and A7 summarize the estimated coefficients on patent applications across multiple alternative specifications. Table A5 reports results when excluding observations with extreme values of financial structure or

	Patents		
	(1)	(2)	(3)
Lagged dependent variable	1.144*** (0.007)	1.127*** (0.076)	1.261*** (0.039)
Activity ( $t - 1$ )	-0.057 (0.229)		
Activity ( $t - 2$ )	0.125 (0.224)		
Size ( $t - 1$ )		0.051 (0.112)	
Size ( $t - 2$ )		-0.049 (0.125)	
Efficiency ( $t - 1$ )			0.202 (0.202)
Efficiency ( $t - 2$ )			-0.194 (0.211)
Financial openness	-0.040 (0.095)	-0.068 (0.083)	0.018 (0.101)
GDP growth	0.549 (0.350)	0.078 (0.121)	-0.023 (0.277)
Trade openness	-0.279 (0.358)	-0.046 (0.207)	0.159 (0.362)
Inflation	-0.270 (0.797)	-0.486 (0.956)	-1.880 (2.556)
Government spending	1.063 (0.982)	0.208 (0.293)	0.533 (0.762)
Human capital	-0.733 (0.662)	0.035 (0.235)	-0.777 (0.586)
Bank Crisis	0.032 (0.172)	-0.024 (0.300)	-0.517 (0.561)
Observations	1,168	1,165	645
Number of countries	73	70	65
Time-fixed effect	YES	YES	YES

Note: The dependent variable is the number of patent applications. Statistical significance levels are indicated by the asterisks: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . All estimations are based on the system GMM estimator. Robust standard errors are in parentheses.

Table A3: Placebo test

innovation. Table A6 reports estimation results under alternative standard error assumptions, comparing robust and conventional standard errors. Table A7 presents results using winsorized measures of innovation to reduce the influence of outliers. Table A8 reports the baseline model results after dropping financial centers, as indicated by Lane and Milesi-Ferretti (2018). Specifically, these centers are: Belgium, Cyprus, Ireland, the Netherlands, Singapore, Switzerland, the United Kingdom, Bahrain, Luxembourg, Hong Kong SAR, and Mauritius. Across all specifications and subsamples, the estimated effects of innovation on financial structure remain positive and statistically significant, enhancing the robustness of the baseline findings.

#### A.4.1 Time-varying regional innovation leaders

	Baseline IV			Capital IV			Weighted IV			Economic IV		
	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)	(3a)	(3b)	(3c)	(4a)	(4b)	(4c)
<u>2nd Stage</u>												
Activity	0.582*** (0.069)			0.582*** (0.069)			0.583*** (0.069)			0.582*** (0.069)		
Size		0.162*** (0.036)			0.162*** (0.036)			0.162*** (0.036)			0.161*** (0.036)	
Efficiency			0.545*** (0.062)			0.545*** (0.062)			0.544*** (0.062)			0.543*** (0.062)
<u>Weak IV Test</u>												
CLR	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001
AR	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	1,129	1,125	710	1,129	1,125	710	1,129	1,125	710	1,129	1,125	710
Time period	1982– 2021	1982– 2021	1991– 2021									
Time FE	YES											
Controls	YES											
R-squared	0.172	0.150	0.202	0.172	0.150	0.202	0.172	0.150	0.203	0.172	0.150	0.203

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Columns (1a) to (1c) use the baseline IV. Columns (2a) to (2c) use the capital distance IV. Columns (3a) to (3c) use the weighted distance IV. Columns (4a) to (4c) use the economic proximity IV. Statistical significance: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Standard errors clustered by year in parentheses. AR and Wald tests follow Olea and Pflueger (2013). See Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests of weak instruments.

Table A4: Baseline model using time-varying regional innovation leaders

#### A.4.2 Drop extreme values

	Drop large $y$			Drop small $y$			Drop large $x$			Drop small $x$		
	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)	(3a)	(3b)	(3c)	(4a)	(4b)	(4c)
<u>2nd Stage</u>												
Activity	0.113** (0.055)			0.109** (0.052)			0.855*** (0.074)			0.113** (0.055)		
Size		0.148** (0.070)			0.077 (0.048)			0.182** (0.073)			0.148** (0.070)	
Efficiency			0.571*** (0.115)			0.571*** (0.115)			0.733*** (0.126)			0.571*** (0.115)
<u>Weak IV Test</u>												
CLR	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002
AR	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.001
Wald	0.038	0.033	0.000	0.036	0.109	0.000	0.000	0.012	0.000	0.038	0.033	0.000
Observations	1,125	1,114	693	1,119	1,097	693	1,116	1,112	691	1,125	1,114	693
Time period	1982- 2021	1982- 2021	1997- 2020	1982- 2021	1982- 2021	1997- 2020	1982- 2021	1982- 2021	1997- 2020	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.040	0.179	0.004	0.013	0.201	0.004	0.146	0.186	0.203	0.040	0.179	0.004

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Columns (1a) to (2c) drop observations with large and small financial structure (larger than three standard deviations from the sample mean). Columns (3a) to (4c) drop observations with large and small patent applications (larger than three standard deviations from the sample mean). Statistical significance: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Standard errors clustered by year in parentheses. AR and Wald tests follow Olea and Pflueger (2013). See Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests of weak instruments.

Table A5: Drop extreme values for innovation and financial structure

### A.4.3 Alternative standard errors

	Activity		Size		Efficiency	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<u>2nd Stage</u>						
Patents	0.113*** (0.034)	0.113*** (0.025)	0.148** (0.070)	0.148** (0.066)	0.571*** (0.122)	0.571*** (0.090)
<u>Weak IV Test</u>						
CLR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Wald	0.001	0.000	0.035	0.023	0.000	0.000
Period	1982- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1982- 2021	1991- 2021	1991- 2021
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	1,125	1,125	1,114	1,114	693	693
R-squared	0.040	0.040	0.179	0.179	0.004	0.004

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Columns (1), (3), and (5) are estimates using robust standard errors. Columns (2), (4), and (6) are estimates using normal standard errors. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.

Table A6: Baseline model with normal and robust standard errors

#### A.4.4 Winsorization

	Activity	Size	Efficiency
	(1)	(2)	(3)
<u>2nd Stage</u>			
Patents	0.293*** (0.083)	0.147** (0.068)	0.574*** (0.113)
<u>1st Stage</u>			
IV	-0.567*** (0.108)	-0.257*** (0.088)	-0.427*** (0.135)
<u>Weak IV Test</u>			
CLR	0.000	0.000	0.002
AR	0.000	0.000	0.001
Wald	0.000	0.029	0.000
Period	1982-2021	1982-2021	1991-2021
Time FE	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES
Obs.	1,125	1,114	693
R-squared	0.035	0.178	0.213

The dependent variable is one of three measures for winsorized financial structure at 1% level. The endogenous variable is the winsorized number of patent applications at 1% level instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.

Table A7: Effect of innovation on financial structure: Winsorized sample

#### A.4.5 Drop financial centers

	Activity	Size	Efficiency
	(1)	(2)	(3)
<u>2nd Stage</u>			
Patents	0.095* (0.048)	0.172** (0.069)	0.525*** (0.114)
<u>1st Stage</u>			
IV	-1.292*** (0.238)	-0.258*** (0.086)	-0.422*** (0.129)
<u>Weak IV Test</u>			
CLR	0.000	0.000	0.002
AR	0.000	0.000	0.001
Wald	0.049	0.013	0.000
Period	1982-2021	1982-2021	1991-2021
Time FE	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES
Obs.	983	940	589
R-squared	0.157	0.162	0.224

The dependent variable is one of three measures for financial structure. The endogenous variable is the number of patent applications instrumented with the regional innovation spillover instrument and regional dummies. Control variables are in Table 1. Note: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Numbers in parentheses are standard errors clustered by year. AR and Wald tests follow the procedures in Olea and Pflueger (2013). Multiple IVs yield extra CLR statistics; see Pflueger and Wang (2015) for discussions of weak instrument tests in linear IV regressions and Finlay et al. (2014) for Stata implementations.  $P$ -values are reported for CLR, AR, and Wald tests.

Table A8: Dropping financial centers

## References

- Acemoglu, D., Aghion, P., and Zilibotti, F. (2006). Distance to frontier, selection, and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 4(1):37–74.
- Acemoglu, D. and Zilibotti, F. (1997). Was prometheus unbound by chance? risk, diversification, and growth. *Journal of Political Economy*, 105(4):709–751.
- Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., and Howitt, P. (2005a). Competition and innovation: An inverted-u relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2):701–728.
- Aghion, P., Howitt, P., and Mayer-Foulkes, D. (2005b). The effect of financial development on convergence: Theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1):173–222.
- Allen, F. and Gale, D. (1999). Diversity of opinion and financing of new technologies. *Journal of Financial Intermediation*, 8(1-2):68–89.
- Anderson, T. W. and Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18(1):47–82.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2):277–297.
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29–51.
- Audretsch, D. B. and Feldman, M. P. (1996). R&D spillovers and the geography of innovation and production. *The American Economic Review*, 86(3):630–640.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., and Levine, R. (2009). Financial institutions and markets across countries and over time-data and analysis. *World Bank Policy Research Working Paper*, (4943).

- Beck, T. and Levine, R. (2002). Industry growth and capital allocation: Does having a market-or bank-based system matter? *Journal of Financial Economics*, 64(2):147–180.
- Beck, T., Levine, R., et al. (1999). *A New Database on Financial Development and Structure*, volume 2146. World Bank Publications.
- Bloom, N., Schankerman, M., and Van Reenen, J. (2013). Identifying technology spillovers and product market rivalry. *Econometrica*, 81(4):1347–1393.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1):115–143.
- Bose, N. (2005). Endogenous growth and the emergence of equity finance. *Journal of Development Economics*, 77(1):173–188.
- Boyd, J. H. and Smith, B. D. (1998). The evolution of debt and equity markets in economic development. *Economic Theory*, 12:519–560.
- Brei, M., Ferri, G., and Gambacorta, L. (2023). Financial structure and income inequality. *Journal of International Money and Finance*, 131:102807.
- Brown, J. R., Fazzari, S. M., and Petersen, B. C. (2009). Financing innovation and growth: Cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom. *The Journal of Finance*, 64(1):151–185.
- Brown, J. R., Martinsson, G., and Petersen, B. C. (2013). Law, stock markets, and innovation. *The Journal of Finance*, 68(4):1517–1549.
- Chinn, M. D. and Ito, H. (2008). A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3):309–322.
- Čihák, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E., and Levine, R. (2012). Benchmarking financial systems around the world. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6175).
- Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E., and Levine, R. (2013). The evolving importance of banks and securities markets. *The World Bank Economic Review*, 27(3):476–490.

Finlay, K., Magnusson, L., and Schaffer, M. (2014). Weakiv10: Stata module to perform weak-instrument-robust tests and confidence intervals for instrumental-variable (iv) estimation of linear, probit and tobit models.

Head, K., Mayer, T., et al. (2002). *Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade*, volume 1. Citeseer.

Holmström, B. and Tirole, J. (1993). Market liquidity and performance monitoring. *Journal of Political Economy*, 101(4):678–709.

Hsu, P.-H., Tian, X., and Xu, Y. (2014). Financial development and innovation: Cross-country evidence. *Journal of Financial Economics*, 112(1):116–135.

Jaffe, A. B., Trajtenberg, M., and Henderson, R. (1993). Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3):577–598.

Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1):161–182.

Kaufmann, D. and Kraay, A. (2024). The worldwide governance indicators.

Keller, W. (2002). Geographic localization of international technology diffusion. *American Economic Review*, 92(1):120–142.

Kortum, S. and Lerner, J. (2000). Assessing the contribution of venture capital to innovation. *The RAND Journal of Economics*, 31(4):674–692.

La Porta, R., Lopez-de Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2):3–27.

Laeven, M. L. and Valencia, M. F. (2018). *Systemic Banking Crises Revisited*. International Monetary Fund.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. (2018). The external wealth of nations revisited: international financial integration in the aftermath of the global financial crisis. *IMF Economic Review*, 66(1):189–222.

- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2):688–726.
- Levine, R., Lin, C., Ma, C., and Xu, Y. (2023). The legal origins of financial development: Evidence from the shanghai concessions. *The Journal of Finance*, 78(6):3423–3464.
- Levine, R., Loayza, N., and Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1):31–77.
- Lind, J. T. and Mehlum, H. (2010). With or without u? the appropriate test for a u-shaped relationship. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 72(1):109–118.
- Liu, Z., Spiegel, M. M., and Zhang, J. (2023). Capital flows and income inequality. *Journal of International Economics*, 144:103776.
- Moretti, E. (2004). Workers' education, spillovers, and productivity: evidence from plant-level production functions. *American Economic Review*, 94(3):656–690.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6):1417–1426.
- Olea, J. L. M. and Pflueger, C. (2013). A robust test for weak instruments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3):358–369.
- Pflueger, C. E. and Wang, S. (2015). A robust test for weak instruments in stata. *The Stata Journal*, 15(1):216–225.
- Porta, R. L., Lopez-de Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106(6):1113–1155.
- Rajan, R. G. and Zingales, L. (1998). Financial dependence and growth. *The American Economic Review*, 88(3):559–586.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. *The Stata Journal*, 9(1):86–136.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, pages 817–838.



2025年11月発行

〒162-0845 東京都新宿区市谷本村町2-1 クイーポビル9階

一般財団法人 ゆうちょ財団

TEL: 03-6631-1000 FAX: 03-6631-1008

